

עיונים מוניטריים
Monetary Studies

הערכת תחזיות האינפלציה של החזאים הפרטיים

מיקי בלנק

2007.07

ספטמבר 2007

מאמרים לדיון Discussion Papers

Bank of Israel
Monetary
Department



בנק ישראל
המחלקה
המוניטרית

הערכת תחזיות האינפלציה של החזאים הפרטיים

מיקי בלנק

2007.07

ספטמבר 2007

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל.

דואר אלקטרוני : micha_bl@boi.gov.il

© זכויות היצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל.
הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.
מחלקה מוניטרית, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007
מס' קטלוגי 3111507007/5
<http://www.bankisrael.gov.il>

הערכת תחזיות האינפלציה של החזאים הפרטיים

מיקי בלנק*

תקציר

תחזיות החזאים הפרטיים לאינפלציה בישראל הן אחד האינדיקטורים החשובים שבנק ישראל בוחן לשם הפעלת המדיניות המוניטרית. על כן הערכת טיב התחזיות של החזאים השונים ומציאת צירוף תחזיות שיכיל את כל המידע שמספקות תחזיות אלו יאפשרו קבלת מידע אמין ומלא יותר. בעבודה זו סקרתי את השיטות המקובלות להערכה ודירוג של תחזיות, ויישמתי אותן על תחזיות החזאים בישראל. כמו כן בחנתי אם צירופים שונים של תחזיות עשויים להיטיב לחזות את האינפלציה יותר מכל חזאי בנפרד.

ממצאי העבודה מציגים דירוג של טיב החזאים, לפי קבוצות טווח תחזית. יחד עם זאת, המיתאם של הדירוגים בין הטווחים השונים נמוך מאד ולעיתים אף שלילי, דבר המעיד שהחזאים מתמחים בטווחים שונים של תחזיות ולא נימצא בעבודה זו חזאי שתחזיותיו נשארו בדירוג גבוה בכל הטווחים שנבדקו. ממצא נוסף מהעבודה הוא שיש צירופים שונים של חזאים המיטיבים לחזות את המדדים יותר מממוצע רגיל של החזאים, וצירופים אלה מצליחים להקטין את הסטייה הריבועית הממוצעת. אך מבדיקות סטטיסטיות של התוצאות נובע כי תחזיות אלה אינן טובות יותר, באופן מובהק, ולכן מומלץ להשתמש בממוצע הרגיל של כל החזאים כאינדיקטור לאינפלציה העתידית.

* תודה לרועי שטיין ולאיל ארגוב מהמחלקה המוניטרית בבנק ישראל על הערותיהם המועילות.

Assessment of Inflation Forecasts by Private Forecasters in Israel

Mickey Blank*

Abstract

Private forecasters' inflation forecasts are one of the important indicators examined by the Bank of Israel in its conduct of monetary policy. An assessment of the quality of those forecasts and finding the combination of forecasts that provides maximum information will help to improve the reliability of the data used in the decision-making process. This study reviews the methods usually employed to assess and grade inflation forecasts, and applies them to those of the forecasters in Israel. It also examines whether different combinations of forecasts yield better results than those of any individual forecaster.

In the paper the forecasters are graded by quality, grouped according to the horizon of the forecast. The correlation of the grades between the groups was very low, and in some cases even negative indicating that forecasters specialize in different horizons. The study did not find any forecaster whose forecasts scored a high grade in all the horizons examined. It was also found that certain combinations of forecasters predict the CPIs more successfully than using the simple average of the forecasts, i.e., they reduced the mean squared deviation, but these forecasts were not significantly better than the simple average. The author therefore recommends continued use of the simple average of all the forecasters as an indicator of future inflation.

* The author thanks Roy Stein and Eyal Argov of the Bank of Israel Monetary Department for their helpful comments.

מבוא

אחד האינדיקטורים החשובים שבנק ישראל בוחן לשם הפעלת המדיניות המוניטרית הוא הערכות החזאים לגבי האינפלציה הצפויה. חשיבות אינדיקטור זה היא תוצאה של מספר גורמים:

- המדיניות המוניטרית משפיעה בפיגור ולכן חשוב לדעת מהן הציפיות לעתיד.
- הציפיות משפיעות על האינפלציה בפועל.
- הציפיות הן אחד הגורמים המבטאים את אמינותה של המדיניות.

כיום בנק ישראל, בדומה לבנקים מרכזיים בעולם, נעזר במידע המתקבל מהחזאים הפרטיים ומסתכל על ממוצע תחזיותיהם כאינדיקטור לציפיות לאינפלציה.

מאמרים רבים עוסקים בנושאים הקשורים להערכה ודירוג של תחזיות, ומציגים שיטות שונות לבחינת טיב תחזיות החזאים. דירוג החזאים חשוב מאוד להערכת טיב התחזיות שהבנק מסתמך עליהן בהחלטות המוניטריות ולקביעה אם כל החזאים מספקים מידע חשוב, או שמא ישנם חזאים שלא תורמים מידע נוסף ולכן אין צורך להתחשב בתחזיותיהם. מתודולוגיה זו של הערכת חזאים ודירוגם חשובה ביותר בקבלת ההחלטות של הבנק לגבי תחזיות חזאים חדשים - אם כדאי להשתמש בתחזיותיהם.

ישנם מאמרים רבים נוספים העוסקים בשלב מתקדם יותר של הערכת תחזיות החזאים והוא צירוף תחזיותיהם, כפי שמובא בסקירת הספרות של Clemen, R.T. (1989). מאמרים אלה מציינים כי על ידי צירוף תחזיות של חזאים שונים ניתן לשפר את המידע על השינוי העתידי במשתנה החזוי. זאת משום שמודל תחזיות אחד אינו מכיל, בדרך כלל, את כל המידע של מודל התחזיות האחר, שכן אף מודל אינו מסוגל לתאר בצורה מלאה את המשתנה החזוי. במצב כזה אי אפשר להכיל את כל המידע שבו משתמשים כל המודלים של התחזיות, אלא אם כן משתמשים בצירוף של התחזיות כבסיס לניתוח, והמטרה היא להקטין את הטעות הממוצעת אף מעבר לטעות הממוצעת המינימלית של כל אחת מהתחזיות הבודדות. יש שיטות שונות למציאת משקלות אופטימליים וליצירת צירופים שונים של התחזיות, אך אין קונצנזוס לגבי השיטה הטובה ביותר לקביעת המשקלות - זו הממוצעת את הטעות הממוצעת, ואם שיטה זו טובה יותר, במובהק, מממוצע רגיל של תחזיות.

בחלקה הראשון של העבודה סקרתי כמה מהמאמרים החשובים העוסקים בהערכה, דירוג וצירוף של תחזיות, והצגתי מאמרים נוספים המיישמים שיטות אלה. בחלק השני יישמתי את השיטות המקובלות בספרות לדירוג התחזיות של החזאים השונים על פי טיב תחזיותיהם, וחיפשתי אם יש צירופים שונים של התחזיות, המקנים מידע עשיר יותר מן הממוצע הרגיל על האינפלציה העתידית. לבסוף, בחנתי את ההשערה שהצירופים השונים טובים יותר, על פי מבחנים סטטיסטיים, מממוצע רגיל של התחזיות.

סקירת ספרות – דירוג וצירוף תחזיות

טיב התחזיות

הגורם המכריע בבחינת דיוק התחזיות הוא בחירת פונקציית ה"הפסד" המופעלת על טעות התחזית. טעות התחזית מוגדרת כהפרש בין המשתנה החזוי y_{t+k} , שהתנמש בתקופה $t+k$, לבין התחזית $\hat{y}_{t+k,t}$, לאותה תקופה שניתנה בפועל בתקופה t , כלהלן: $e_{t+k,t} = y_{t+k} - \hat{y}_{t+k,t}$. ישנם כמה מדדים מקובלים המשקפים פונקציות הפסד שונות¹:

1. הטעות הממוצעת: מדד זה מצביע על הטיה עקבית בתחזיות. אם הסימן שלו חיובי, התחזית

היא תחזית חסר, ואם הוא שלילי - תחזית יתר. מדד זה מחושב כלהלן: $ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+k,t}$.

2. המדד השכיח ביותר למדידת דיוק התחזיות הוא הטעות הריבועית הממוצעת:

$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+k,t}^2$, מדד זה מספק מידע על שונות הטעויות. כדי לשמר יחידות ניתן לחשב

שורש ריבועי של המדד - שורש הטעות הריבועית הממוצעת: $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+k,t}^2}$, או

להשתמש בממוצע של הטעויות בערך המוחלט: $MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_{t+k,t}|$.

גורם חשוב נוסף בדירוג התחזיות הוא הטווח: ככל שטווח התחזית ארוך יותר הטעות תהיה, בדרך כלל, גדולה יותר. לפיכך התחזיות של החזאים השונים ייבחנו בשלושה טווחים עיקריים: חודש, שלושה חודשים ושנים עשר חודשים.

מדד ה-MSE תלוי רק במומנט השני של ההתפלגות המשותפת של התחזית והמשתנה בפועל. לכן, כפי שטענו Murphy and Winkler (1987,1992), אף שמדד זה מכיל מידע טוב על ההתפלגות המשותפת של התחזית והמשתנה בפועל, הוא מספק רק מעט מידע על ההתפלגות המשתנה בפועל.

¹ ניתן לבטא את המדדים השונים גם באחוזים.

הטעות באחוזים: $p_{t+k,t} = (y_{t+k} - \hat{y}_{t+k,t}) / y_{t+k}$

הטעות הממוצעת באחוזים: $MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{t+k,t}$

הטעות הריבועית הממוצעת באחוזים: $MSPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{t+k,t}^2$

שורש הטעות הריבועית הממוצעת באחוזים: $RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{t+k,t}^2}$

הטעות בערך מוחלט הממוצעת באחוזים: $MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |p_{t+k,t}|$

במדידת האינפלציה, התוצאות הן באחוזים ביחס למחירים.

Armstrong and Collopy (1992) משווים מדדים לטעויות על פי חמישה קריטריונים: המהימנות, התוקף מבני, הרגישות לשינויים קטנים, ההגנה מתצפיות חריגות וסיוע בקבלת החלטות. הם מצאו כי אף מדד אינו עדיף על פי כל הקריטריונים.

בבחינת התוקף המבני בדקו אם המדד מודד מה שהוא אמור למדוד; זאת על ידי בדיקת המיתאם בין דירוגי התחזיות בכל אחת משיטות התחזית כדי לראות אם המדדים נותנים אותו דירוג לשיטת התחזית השונות.

בבחינת המהימנות הם בדקו אם יישום חוזר של הליך מדידת טעויות מביא לאותו דירוג של דיוק כשהוא מיושם על מדגמים שונים ממערך של סדרות עתיות. הם חישוב את טעות התחזית לשנה בכל אחת משיטות התחזית לחמישה תת-מדגמים של 18 סדרות שנתיות. לכל טווח דירוג את התחזיות על פי שישה מדדים לטעות. כדי למדוד אם דירוג המבוסס על מדד לטעות תומך בחמשת תת-המדגמים, הם חישוב את מקדם המיתאם של ספירמן לדירוג הדיוק בין כל זוג של תת-מדגמים, ולאחר מכן חישוב ממוצע של עשרת הזוגות. Armstrong and Collopy מצאו, כי אף שרוב החוקרים משתמשים במדד RMSE, מדד זה אינו מתאים להשוואת דיוק בין סדרות; זאת משום שכאשר חוזרים על תהליך המדידה, לא מתקבלות אותן תוצאות של דירוג, ומקדם המיתאם של ספירמן נמוך מאוד. הם ממליצים להשתמש בשלושה מדדים, בהתאם לאופיין של סדרות הנתונים הקיימות. כאשר נדרש לכייל מודל של מערכת סדרות עתיות, המדד המדויק ביותר שהם ממליצים להשתמש בו הוא GMRAE - ממוצע גיאומטרי של הטעות היחסית בערך מוחלט. כאשר זמינות רק סדרות מעטות הם ממליצים להשתמש ב-MdRAE, שהוא החציון של הטעות היחסית בערך מוחלט, וכאשר יש סדרות רבות הם ממליצים להשתמש ב-MdAPE, שהוא החציון של הטעות בערך מוחלט באחוזים.

הטעות היחסית בערך מוחלט RAE מוגדרת על ידי המנה של טעות התחזית, בערך מוחלט, (MAE) חלקי טעות של הילוך מקרי ביחס למשתנה בפועל, בערך מוחלט - כלומר על ידי היחס בין התחזית לתחזית של מודל נאיבי (בהנחה שרואים הילוך מקרי כמודל נאיבי). טעות זו מבוססת על הסטטיסטי U של Theil (1966). (התחזית של הילוך המקרי היא המשתנה בפועל מהתקופה הקודמת.)

Armstrong and Collopy מציינים שחוקרים מעדיפים להשתמש להשוואות בין תחזיות, במדדים ללא יחידות - למשל לבחון את הטעויות באחוזים - והמדד הנפוץ ביותר הוא MAPE: ממוצע של הטעות באחוזים, בערך מוחלט. עם זאת יש ל-MAPE חסרונות: הוא טוב רק בנתונים שהסקאלה שלהם יחסית, ומייחס לתחזיות שמעל למשתנה טעות גדולה יותר מאשר לתחזיות שמתחת למשתנה.

אשר לסיוע בקבלת החלטות, הם מציינים כי ה-RMSE הוא הטוב ביותר, משום שלגודל הטעות יש משמעות בסיוע בקבלת החלטות.

השוואה סטטיסטית של דיוק התחזיות

לאחר שנבחרה פונקציית הפסד ניתן לבחון, בשתי שיטות, לגבי איזו מהתחזיות ההפסד קטן יותר. בשיטה הסטטיסטית ניתן לבחון את ההשערה שההפרש בין ההפסדים של שתי תחזיות שווה לאפס, ותחזית אחת אינה טובה מאחרת. שיטה שנייה, פשוטה יותר, היא דירוג של התחזיות על בסיס ממוצע ההפסד לאורך תקופת המדגם.

Stekler (1987) הציע מבחן שמבוסס על דירוג, של ההשערה כי ההפסדים של כל התחזיות שווים. הוא מדרג את החזאים בכל תקופה, ובסוף סוכם את הדירוגים של כל חזאי לאורך התקופה ובוחן את טיב ההתאמה. חסרונה של שיטה זו הוא באובדן מידע על גודל ההבדל בהפסדים.

Diebold and Mariano (1995), שהסתמכו על Granger and Newbold (1986) ועל Messe and Rogoff (1988), פיתחו מבחן בו השערת האפס היא כי ההפרש בין ממוצעי ההפסדים של שני חזאים הוא אפס. ייחודו של מבחן זה, שהוא מאפשר לסטיות להיות בעלות ממוצע שונה מאפס, לא גאוסייניות, בעלות מיתאם סדרתי ובה בעת מאפשר שהתחזיות והתצפיות בפועל יהיו מתואמות.

Diebold and Lopez (1996) ממליצים לערוך מבחנים נוספים לדיוק התחזיות, כדי להשלים את המבחנים האמורים.

המבחנים הנוספים הם בדרך כלל²:

Sign Test - במבחן זה השערת האפס היא שהחציון של הפרשי ההפסד הוא אפס ושטעויות החיזוי הן בלתי תלויות. כתוצאה מכך ההתפלגות של מספר התצפיות החיוביות במדגם בינומית. מבחן זה תקף רק במדגמים שבהם אין נתונים חופפים.

Wilcoxon Sign-Rank Test³ – כאן השערת האפס היא שסדרות הפרשי ההפסד הן סימטריות והחציון נמצא בסביבת האפס, ולכן גם הממוצע. השערה זו מקבילה להשערה של Diebold and Mariano. כיוון שבמבחן זה נדרשת התפלגות סימטרית, מתחשבים בגודל היחסי של טעויות החיזוי. המבחן הסטטיסטי הוא של סכום הדירוגים של טעויות החיזוי בערך מוחלט, והטעויות המתפלגות נורמלית מדורגות בסדר עולה.

Zero-Mean test - השערת האפס היא שהממוצע של טעויות החיזוי הוא אפס.

Dufour test⁴ - מבחן זה דומה למבחן Wilcoxon sign-rank, אך מתייחס לטעויות חיזוי רצופות, ולכן בודק אם טעויות החיזוי הן "רעש לבן".

² ראו גם: Dean Croushore (2006).

³ ראו גם: Wilcoxon, F. (1945).

⁴ ראו גם: Dufour, J.-M. (1981).

צירוף תחזיות

רקע

מאמרים רבים⁵ מציינים כי על ידי צירוף תחזיות של חזאים שונים ניתן לשפר את המידע על השינוי העתידי במשתנה החזוי. זאת משום שמודל תחזיות אחד אינו מכיל, בדרך כלל, את כל המידע של מודל התחזיות האחר, שכן אף מודל אינו מסוגל לתאר בצורה מלאה את המשתנה החזוי. במצב כזה אי אפשר להכיל את כל המידע שבו משתמשים כל המודלים של התחזיות, אלא אם כן משתמשים בצירוף של התחזיות כבסיס לניתוח, והמטרה היא להקטין את ממוצע ההפסד אף מעבר לממוצע ההפסד המינימלי של כל אחת מהתחזיות הבודדות. חלקו הראשון של פרק זה ידון במבחן לערך המוסף של תחזית אחת על פני תחזית שנייה - אם היא מכילה מידע חדש שאינו מסופק על ידי התחזית השנייה (Forecast Encompassing Tests); החלק השני יפרט שיטות שונות לצירוף תחזיות וחלוקתן לשתי קבוצות עיקריות, ובחלק השלישי יתוארו בקצרה כמה מאמרים אמפיריים שיישמו שיטות שונות של הערכת תחזיות וצירוף תחזיות.

Forecast Encompassing Tests - מבחנים להכלת תחזיות

מבחנים אלה מאפשרים לדעת אם תחזית אחת מכילה את כל המידע שמספקת תחזית אחרת. הגו את הרעיון Nelson (1972) ו-Cooper and Nelson (1975), והוא הורחב על ידי Chong and Hendry (1986). למען פשטות הם מתייחסים לשתי תחזיות, $\hat{y}_{1,t+k,t}$ ו- $\hat{y}_{2,t+k,t}$. התחזיות ניתנות בזמן t לגבי המשתנה y בזמן $t+k$. ומתייחסים לרגרסיה:

$$y_{t+k} = \alpha_1 + \beta_1 \hat{y}_{1,t+k,t} + \beta_2 \hat{y}_{2,t+k,t} + \varepsilon_{t+k,t} \quad (1)$$

(לפי חלק מהדעות יש צורך לכפות את האילוץ $(\beta_1 + \beta_2 = 1)$)

אם $(\alpha_1, \beta_1, \beta_2) = (0, 1, 0)$ ניתן להגיד שמודל התחזיות הראשון מכיל את כל המידע של מודל התחזיות השני, ואם $(\alpha_1, \beta_1, \beta_2) = (0, 0, 1)$, מודל התחזיות השני מכיל את כל המידע של מודל התחזיות הראשון. לכל ערכים אחרים של $(\alpha_1, \beta_1, \beta_2)$ אף אחד מהמודלים לא מכיל את המידע של האחר, ושני המודלים מכילים מידע מועיל ל- y_{t+k} .

Fair and Shiller (1989, 1990) ניסחו מבחן דומה: הם בחנו את התחזיות לצמיחה הריאלית, וכיוון שהתל"ג אינו סטציונרי, בדקו את ההפרשים:

$$y_{t+k} - y_t = \alpha_1 + \beta_1 \left(\hat{y}_{1,t+k,t} - y_t \right) + \beta_2 \left(\hat{y}_{2,t+k,t} - y_t \right) + \varepsilon_{t+k,t} \quad (2)$$

⁵ראו סקירת הספרות: Clemen, R.T. (1989).

לפי דעתם אין לכפות את האילוץ⁶ $\beta_1 + \beta_2 = 1$, מפני שיש מקרים - למשל כששני המודלים של התחזיות הן רעש בלבד - שבהם האומדים של β_1, β_2 צריכים להיות שווים לאפס⁷. כפי שראינו אם $(\alpha_1, \beta_1, \beta_2) = (0, 1, 0)$, מודל התחזיות הראשון מכיל את המודל השני, ואם $(\alpha_1, \beta_1, \beta_2) = (0, 0, 1)$, המודל השני מכיל את הראשון. אם $(\beta_1, \beta_2) = (0, 0)$, שני המודלים אינם מכילים מידע מועיל לחיזוי y_{t+k} , ובמצב כזה α יהיה ממוצע השינוי של y_{t+k} בין כל k תקופות. אם $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0$, כל אחד מהמודלים מכיל מידע רלוונטי נוסף על המודל האחר. **כאשר התחזיות מכילות אותו מידע, הן מתואמות בצורה מושלמת, ולא ניתן לזהות את β_1, β_2 בנפרד (מולטי-קוליניאריות).**

כאשר אף מודל אינו מכיל את האחר, הרגרסיות משני המבחנים האמורים⁸ זהות (בתנאי שמתקיים $\beta_1 + \beta_2 = 1$).

Yue Fang (2003) בחן את התחזיות ללוג ההוצאה הרבעונית על צריכה המבוסס על ניסוח המבחן של Fair and Shiller. הוא מסביר שכאשר 2 תחזיות מכילות את אותו המידע, המיתאם ביניהן גבוה, ולכן לא ניתן לזהות את β_1, β_2 בנפרד ומתעוררת בעיית קוליניאריות. פתרון לבעיה זו אפשרי באמצעות **Ridge Regression**⁹, אך Fang בוחן זאת בדרך אחרת. הוא מקטין רכיבים משותפים משתי התחזיות על ידי בחינת השינוי בין ההפרש החודשי של התחזית להוצאה על צריכה לחודש אחד לבין ההוצאה על צריכה בחודש הקודם בסוף רביע (בלוגים)

$$: \left(\hat{y}_{i_{t+1,t}} - y_t \right) \text{ לבין ההפרש החודשי בתחילת הרביע (בלוגים) } \left(\hat{y}_{i_{t+5,t+4}} - y_{t+4} \right)$$

$$\Delta \Delta_4 y_{t+5} = \alpha_1 + \beta_1 \left[\left(\hat{y}_{1_{t+5,t+4}} - y_{t+4} \right) - \left(\hat{y}_{1_{t+1,t}} - y_t \right) \right] + \beta_2 \left[\left(\hat{y}_{2_{t+5,t+4}} - y_{t+4} \right) - \left(\hat{y}_{2_{t+1,t}} - y_t \right) \right] + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta \Delta_4 y_{t+5} = \Delta y_{t+5} - \Delta y_{t+1} = y_{t+5} - y_{t+4} - y_{t+1} + y_t \quad (4)$$

תוצאות הבדיקה של Fang מראות כי רוב התחזיות אינן מכילות מידע שבתחזיות האחרות, וכדאי לצרף את התחזיות כדי לקבל תחזית טובה יותר.

⁶ נוסף על כך, לפי דעתם אין לכפות את האילוץ $\alpha_1 = 0$.

⁷ דוגמה נוספת נגד כפיית האילוץ: בהנחה שהמשתנה בפועל הוא פונקציה של שני משתנים $y_t = x_t + z_t$, ומודל תחזיות אחד מתאר את y_t כפונקציה של x_t ומודל תחזיות שני מתאר את y_t כפונקציה של z_t , כל אחד מהמקדמים של β_1, β_2 במשוואה (2) צריכים להיות 1, וסכומם יהיה 2.

⁸ משוואות (1) ו-(2).

⁹ שיטה שנועדה להתגבר על החסרונות של השיטות הסטנדרטיות - ריבועים פחותים - באמידת משוואה בעלת משתנים מסבירים מתואמים. בעוד שלאומדי הריבועים הפחותים יש מינימום שונות והם בלתי מוטים, הרי, בדרך כלל, כשהמשתנים המסבירים מתואמים, ממוצע הטעות הריבועית שלהם אינו מינימלי. לעומת זאת ברגרסיית רידגי מאפשרים לאומד להיות מוטה מעט, אך מתקבל אומד שבו ממוצע הטעות הריבועית נמוך יותר. השיטה מבוססת בעיקרה על בחירת קבוע שנותן איזון מספיק בין ההטיה לשונות.

שיטות צירוף תחזיות

כפי שמציין Clemen (1989), הכל מסכימים שצירוף תחזיות מניב ביצועים טובים יותר מאשר תחזיות בודדות, אך אין קונצנזוס על הדרך הטובה ביותר לקביעת המשקלות של כל תחזית. נציג שיטות שונות לצירוף תחזיות על פי חלוקה לשתי קבוצות עיקריות:

1. "variance-covariance" - צירוף תחזיות על פי "שונות-שונות משותפת"

שיטה זו, שהציעו Bates and Granger (1969), ממזערת את השונות של התחזית המצורפת על ידי חישוב המשקל האופטימלי לכל תחזית בהתאם לשונות התחזית ולשונות המשותפת עם תחזיות אחרות. בהנחה שיש שתי תחזיות שאינן מוטות, הצירוף שלהן מנוסח כך:

$$\hat{y}_{C_{t+k,t}} = \omega \hat{y}_{1_{t+k,t}} + (1 - \omega) \hat{y}_{2_{t+k,t}} \quad (5)$$

כיוון שכל התחזיות אינן מוטות, גם צירופן כאשר המשקלות מסתכמים ל-1 יהיה בהכרח חסר הטיה.

המשקלות שנקבעו במשוואה לצירוף התחזיות יהיו המשקלות של סטיית התחזית המצורפת, המורכבת מהסטיות של כל התחזיות. סטיית התחזית המורכבת:

$$\hat{e}_{C_{t+k,t}} = \omega \hat{e}_{1_{t+k,t}} + (1 - \omega) \hat{e}_{2_{t+k,t}} \quad (6)$$

והשונות תהיה:

$$\sigma_c^2 = \omega^2 \sigma_1^2 + (1 - \omega)^2 \sigma_2^2 + 2\omega(1 - \omega)\sigma_{12} \quad (7)$$

כאשר σ_1^2, σ_2^2 הן השונות הבלתי מותנות, ו- σ_{12} היא השונות המשותפת הבלתי מותנית. המשקל האופטימלי הוא זה הממזער את השונות של סטיית התחזית המורכבת:

$$\omega^* = \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_2^2 + \sigma_1^2 - 2\sigma_{12}} \quad (8)$$

כדי לאמוד את ω^* אומדים את השונות σ_{ij} על ידי:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{i_{t+k,t}} e_{j_{t+k,t}} \quad (9)$$

ומכאן מקבלים אומד למשקל האופטימלי לכל תחזית:

$$\hat{\omega}^* = \frac{\hat{\sigma}_2^2 - \hat{\sigma}_{12}}{\hat{\sigma}_2^2 + \hat{\sigma}_1^2 - 2\hat{\sigma}_{12}} \quad (10)$$

ניתן להרחיב שיטה זו גם ליותר משתי תחזיות.

2. "regression-based" - צירוף תחזיות המבוסס על רגרסיות

שיטה זו מחולקת לארבע גישות אפשריות של צירוף תחזיות המבוסס על רגרסיות:

א. Time varying combining weights – משקלות המשתנים על פני זמן

הוצעה בהקשר של צירופים מבוססי רגרסיות על ידי Diebold and Pauly (1987), ובהקשר של צירופים מבוססי "שונות"- "שונות משותפת" – על ידי

Granger and Newbold (1973). במסגרת הרגרסיה ניתן להשתמש באמידה משוקללת או מתגלגלת (rolling) של צירוף משתנים, או באמידת צירוף משתנים עם פרמטרים המשתנים על פני זמן באופן מפורש.

הפוטנציאל הטמון במשקלות המשתנים על פני זמן נובע מכמה מקורות:

- i. מהירות למידה שונה יכולה לגרום לתחזית ספציפית להשתפר במהירות גבוהה יותר מאשר התחזיות האחרות. במצב כזה כדאי לתת, בהדרגה, משקל כבד יותר לתחזית המשתפרת.
- ii. מודלים מסוימים של תחזיות נותנים בחלק מהמצבים תחזית טובה יותר מאשר באחרים; במקרה כזה כדאי לתת לתחזיות הטובות יותר משקל גבוה יותר.
- iii. במודלים מסוימים של תחזיות נעשה שימוש במשתנים שיכולה להיות להם מגמה על פני זמן, ומודלים מסוימים יכולים להיות פגיעים יותר למגמה כזו. במצב כזה כדאי לתת משקל נמוך יותר לתחזיות הפגיעות יותר כאשר יש למשתנה מגמה. כך, לדוגמה, כאשר חושבים שיש מגמה בשינוי של המשקלות על פני זמן ניתן להשתמש ברגרסיה הבאה:

$$y_{t+k} = (\alpha_0 + \beta_0 TIME) + (\alpha_1 + \beta_1 TIME) y_{1,t+k,t} + (\alpha_2 + \beta_2 TIME) y_{2,t+k,t} + \varepsilon_{t+k,t} \quad (11)$$

ב. Dynamic Combination Regressions - משקלות דינמיים

מיתאם סדרתי בטעויות קיים באופן טבעי בצירוף של משתנים. Diebold (1988) מתחשב במקרה של שונות משותפת קבועה (covariance stationary case) וטוען שסביר כי מיתאם סדרתי יופיע בצירוף משתנים של תחזיות המבוסס על רגרסיה לא מצומצמת כאשר $\beta_1 + \beta_2 \neq 1$. הוא טוען שיש מקום לאפשר מיתאם סדרתי בצירוף תחזיות כדי לתפוס במשתנה החזוי דינמיקות שאינן נתפסות על ידי התחזיות השונות, וכך לשפר את צירוף התחזיות.

Coulson and Robins (1993), בעקבות Hendry and Mizon (1978), מראים שכשיש צירוף משתנים הכוללים את המשתנים התלויים בפיגור ואת התחזיות בפיגור יש סיכוי גבוה כי הצירוף ישובש על ידי מיתאם סדרתי. הם מצאו גם שבצירוף התחזיות יש ערך מוסף לשימוש במשתנה התלוי בפיגור, אך לא כן לשימוש בתחזית של המשתנה התלוי בפיגור.

ג. Bayesian Shrinkage of Combining Weights Toward Equality

משקלות בייסיאנים המתכווצים לעבר משקלות שווים

ממוצע אריתמטי פשוט של התחזיות, שבו המשקלות של כל התחזיות שווים, מניב ביצועים טובים מאוד אפילו ביחס למשקלות האופטימליים. כפייה של משקלות

שווים מקטינה את השונות של המשקלות שנאמדים, אך זאת במחיר של האפשרות ליצור הטיה¹⁰. העדויות מלמדות שתחת הפסד ריבועי התועלת גבוהה מהעלות, כך שבסך הכול ה-MSE יורד.

כדי לא לאלץ את המשקלות להיות שווים באופן דטרמיניסטי, ניתן להציע אילוץ סטוכסטי. במצב כזה ניתן להשפיע על המשקלות לכיוון שוויון ללא כפיית שוויון. דרך פשוטה לעשות זאת היא שימוש בממוצע משוקלל של הממוצע הפשוט ושל המשקלות מהאמידה ב-OLS. פרמטר ההתכווצות γ יהיה המשקל של הממוצע הפשוט, ו- $(1-\gamma)$ יהיה המשקל מהאמידה ב-OLS. ככל ש- γ גדול יותר, המשקלות מתכנסים לממוצע. באמצעות מודל זה המשקלות גם מוכוונים לממוצע וגם מאפשרים לספק מידע חשוב.

ד. Nonlinear Combining Regressions – משקלות לא ליניאריים

על פי שיטה זו אין סיבה לכפות ליניאריות ברגרסיות המצורפות, וניתן, לדוגמה, להריץ רגרסיה של המשתנה החזוי בפועל על התחזיות, על התחזיות בריבוע ועל האינטראקציות ביניהם כדי לתפוס סטיות ריבועיות ולא ליניאריות:

$$y_{t+k} = \alpha_0 + \beta_1 y_{1,t+k,t} + \beta_2 y_{2,t+k,t} + \beta_{11} \left(y_{1,t+k,t} \right)^2 + \beta_{22} \left(y_{2,t+k,t} \right)^2 + \beta_{12} y_{1,t+k,t} y_{2,t+k,t} + \varepsilon_{t+k,t} \quad (12)$$

את החשיבות של חוסר הליניאריות מעריכים על ידי בחינת הגודל והמובהקות הסטטיסטית של האומדים ל- $\beta_{11}, \beta_{22}, \beta_{12}$: אם הרגרסיה המצורפת הליניארית מספקת, אומדים אלו אינם צריכים להיות שונים באופן מובהק מ-0.

מאמרים נוספים

"An Evaluation of Inflation Forecasts from Surveys Using Real-Time Data", במאמרו (2006) Croushore, העריך את תחזיות האינפלציה של Livingston survey ושל Professional Forecasters באמצעות השינוי במדד מחירי התוצר, וזאת בגלל בעיות במבנה של מדד המחירים לצרכן. עם זאת במדד מחירי התוצר כרוכות בעיות, תוצאת תיקונים (בדיעבד). בבדיקה אם התחזיות מוטות, כפי שהציע Theil (1966), הריץ Croushore את הרגרסיה:

$$\pi_{t+k} = \alpha + \beta \pi_{t+k,t} + \varepsilon_{t+k} \quad (13)$$

אין הטיה בתחזית אם מתקיים: $\hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1$.

¹⁰ ראו גם: Makridakis and Winkler (1983).

הוא מוצא שלא ניתן לשפר את התחזיות ולקבל תחזית חדשה, טובה יותר, $\pi_{t+k,t}$, באמצעות

תוצאות הרגרסיה הראשונה והצבתן ברגרסיה זו :

$$\pi_{t+k,t} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\pi_{t+k,t} \quad (14)$$

נוסף על המבחנים שהוזכרו לעיל הוא עורך מבחן נוסף :

Pearce - Pearce test (1979) הראה שאם משתמשים במודל ARIMA ניתן לחזות את האינפלציה יותר טוב מאשר בתחזית של Livingston survey, אך תקופת המדגם שלו הייתה קצרה יחסית ובאותה תקופה עלתה האינפלציה באופן לא צפוי.

Croushore מראה שמודל ARIMA אינו מספק תחזית טובה יותר. הוא מסיק שכאשר מסתכלים על תקופה קצרה בשנות השבעים, התחזיות אינן עומדות בכמה מבחנים מקובלים, שהחשוב בהם הוא Pearce test ; אך כשמסתכלים על תקופה ארוכה יותר, 1971-2004, להוציא שנים שבהן האינפלציה הושפעה בעיקר מזעזועים במחיר הנפט - התחזיות עומדות במבחנים אלה. זאת ועוד, ההערכה של טעויות החיזוי תלויה חלקית בבחירת המשתנה בפועל – מדד מחירי התוצר : ניתן לקחת את המדד כערך שנמדד שנה לאחר ההודעה הראשונית עליו, כערך שנמדד 3 שנים לאחר ההודעה הראשונית עליו, כערך האחרון שנמדד לפני השינוי ב-benchmark, או כערך שנמדד באמצעות הנתונים האחרונים הזמינים. כאשר הנתונים הם האחרונים הזמינים ההערכה של התחזיות פחות טובה.

Gavin and Mandal (2001), במאמרם "Evaluating FOMC Forecasts", בוחנים את תחזיות התוצר והאינפלציה של FOMC-Federal Open Market Committee -המדווחות לקונגרס על השלכות המדיניות שלהם. הם משווים את דיוק התחזיות של FOMC לזה של תחזיות מהמגזר הפרטי (Blue Chip), של תחזיות צוות המחקר של מועצת הנגידים (Green Book), ושל מודל נאיבי.

התחזית של ה-FOMC שהם משתמשים בה היא נקודת האמצע (midpoint) בטווח התחזיות האישיות של קובעי המדיניות ב-FOMC.

בבחינת ההטיה של התחזיות הם לא הסתפקו במבחן הפשוט של הטיה בתחזית :

$$\pi_{t+k} = \alpha + \beta\pi_{t+k,t} + \varepsilon_{t+k} \quad (15)$$

$$H_0 : \hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1 \quad (16)$$

אלא בדקו גם את המבחן של Holden and Peel (1990), שטענו כי גם אם דוחים את ההשערה האמונה עדיין ייתכן שהתחזיות לא יהיו מוטות. המבחן שלהם הוא הרצת הרגרסיה :

$$\pi_{t+k} - \pi_{t+k,t} = \gamma + \varepsilon_{t+k} \quad (17)$$

הם מצאו שהטעות הממוצעת של תחזית התוצר קרובה לאפס, ואילו הטעות הממוצעת של תחזית האינפלציה היא חיובית, וקיימת תחזית יתר לשיעור האינפלציה.

כמו כן הם בדקו אם התחזית של ה-FOMC יעילה, ועל פי התוצאות היא אכן יעילה, ומתחשבת גם בלמידה מטעויות החיזוי הקודמות; מבחן (חלש) לכך הוא מבחן למיתאם סדרתי בטעויות החיזוי. אכן נמצא מיתאם סדרתי בשאריות באינפלציה ובתוצר - חוץ מאשר בתחזית של התוצר ל-18 חודשים.

Gavin and Mandal בחנו את יעילות המידע על ידי בדיקה אם התחזיות אורטוגונליות (ניצבות) למשתנה בפועל בתקופה הקודמת, וכן את ההשפעה של טעויות חיזוי בתקופה הקודמת. נוסף על כך הם בדקו את ההשפעה הצולבת של טעויות בחיזוי האינפלציה בתקופה הקודמת על הטעויות בחיזוי התוצר (k) בתקופה הנוכחית ולהפך. ההשערה הייתה $H_0: \hat{\beta} = 0$, והגרסיה שהריצו הייתה:

$${}_t e_{t+k} = \alpha + \beta {}_t e_{t+k} + \varepsilon_{t+k} \quad (18)$$

מתוך 48 מקרים התאפשר לדחות אורטוגונליות רק ב-3 מקרים של השפעה צולבת, ובהם נראה שלא נעשה שימוש יעיל במידע זה.

בבדיקה אם תחזיות ה-FOMC מכילות (encompass) תחזיות אחרות, הם בודקים את

$$y_{t+k} - \hat{y}_{1,t+k,t} = \alpha_1 + \beta_1 \hat{y}_{2,t+k,t} + \varepsilon_{t+k,t} \quad (19) \text{ המשוואה:}$$

ואם $\beta_1 = 0$, מודל 1 מכיל את כל המידע של מודל 2.

התוצאות מראות שהתחזיות של ה-FOMC לתוצר היו טובות יותר מהמודל הנאיבי וטובות לפחות כמו התחזיות של המגזר הפרטי ושל צוות של ה-Fed. התחזיות של ה-FOMC לאינפלציה היו טובות יותר מהמודל הנאיבי ומהתחזיות של המגזר הפרטי, אך לתקופה המסתיימת ב-1996 - פחות טובות מתחזיות צוות המחקר של ה-Fed. ממצא זה מתאים לממצא של Romer and (2000) Romer, שלפיו למקבלי ההחלטות ב-Fed הייתה גישה למידע פנים, ושבתחזיותיהם האישיים הסתמכו על תחזיות ה-Green Book שהיו טובות מאלו של המגזר הפרטי.

Ang, Bekaert and Wei (2006) שואלים בכותרת מאמרם:

"Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?"

תשובתם היא שסקרים (surveys) חוזים את האינפלציה טוב יותר.

הם בוחנים ארבע שיטות לחיזוי האינפלציה:

1. שיטה תיאורטית - מודלים של סדרות עתיות - ARIMA(1,1);
2. מודל של עקומת פיליפס - רגרסיות המשתמשות במדדים לפעילות הריאלית;
3. מידע המבוסס על מחירי נכסים ובמיוחד על המבנה העתי של עקומי תשואות;
4. סקרים המקבלים מידע מצרכנים וממקצוענים על התחזית לאינפלציה, Livingston, Michigan, SPF Surveys.

תרומת המאמר היא במספר מישורים:

1. זה המחקר הראשון המשווה בין ארבע שיטות החיזוי;

2. המחברים מעריכים תחזיות לאינפלציה הגלומות במודלים של תמחור נכסים שהם נטולי-ארביטראגי, ומאפשרים להביא בחשבון פרמיית סיכון המשתנה על פני זמן ;
3. המחברים בוחנים לעומק של צירוף התחזיות.

הם מציגים שיטות שונות לצירוף תחזיות :

1. ממוצע פשוט;
 2. חציון פשוט;
 3. צירופים המבוססים על OLS ;
 4. אומדים בייסיאניים עם משקלות שווים;
 5. אומדים בייסיאניים עם משקלות יחידתיים.
- שלוש השיטות האחרונות מתוארות על ידי המשוואה הבאה :

$$y_{c_{t+k,t}} = \sum_{i=1}^n \omega_{i_{t+k,t}} y_{i_{t+k,t}} + \varepsilon_{t+k,t} \quad (20)$$

על פי השיטה השלישית ω_i נאמד על ידי OLS, ועל פי השיטות האחרות האומד של הרגרסיה

המעורבת הוא אומד בייסיאני, $\hat{\omega} = \theta_{OLS} \omega_{OLS} + \theta_{prior} \mu$, שההתפלגות-מראש שלו היא :

$\omega \sim N(\mu, \sigma_\omega^2 I)$. לפי המודל הרביעי ההתפלגות מראש היא של משקלות שווים עם תוחלת של

$\mu_i = 1/n$, כאשר $i = 1, \dots, n$, שמוביל לרגרסיית Ridge. במודל החמישי ההתפלגות מראש

מייחסת משקל יחידתי לסוג אחד של תחזית. לדוגמה $\mu_i = \{0 \dots 1 \dots 0\}'$ כשבחירה טבעית של

משקל יחידתי בהתפלגות מראש תהיה של התחזית עם הביצועים הטובים ביותר.

ההתמקדות העיקרית שלהם היא בתחזית שיעור האינפלציה. כיוון שיש ויכוח גדול לגבי הסטציונריות של שיעורי האינפלציה, הם משווים את כוח התחזית של מודלים לא סטציונריים וסטציונריים ושוקלים אם השינוי של תחזיות אינפלציה משנה את יכולת החיזוי של מודלים שונים.

התוצאות האמפיריות שלהם :

1. סקרים עדיפים על השיטות האחרות לחיזוי האינפלציה; הדברים אמורים גם בסקרי צרכנים, אך עדיפותם פחותה מזו של סקרים מקצועיים.
- התחזיות הטובות ביותר של הסקרים הן מציין הסקרים.
- הם משערים שביצועיהם של סקרים טובים יותר מהסיבות הבאות :
 - א. צירוף של כמות גדולה של מידע;
 - ב. צירוף יעיל של המידע;
 - ג. יכולת ההתאמה המהירה לשינויים עיקריים בסביבה הכלכלית כגון מיתון חזק.

2. מידע מהמבנה העתי אינו מוביל בדרך כלל לתחזית טובה יותר, ולעיתים קרובות - לתחזית נחותה יותר מזו של מודלים המשתמשים במדדי פעילות; זאת גם בהתאם לתוצאות של Stock and Watson (1999).

3. צירוף תחזיות אינו מוביל בדרך כלל לתחזיות טובות יותר לתקופות החורגות מתקופת המדגם.

באופן פרטני ממוצע פשוט וחציון פשוט של מספר תחזיות אינו משפר את ביצועי התחזית, ואילו קומבינציה ליניארית של התחזיות עם משקלות המבוססים על ביצועי העבר והתפלגות מראש נותנות את הרווח הגדול ביותר בין צירופי התחזיות. גם כאשר מצרפים את התחזיות לאינפלציה במודל *ex-ante*, עיקר המשקל ניתן לסקרים.

יישום אמפירי של דירוג וצירוף התחזיות

תחזיות החזאים הפרטיים מבוססות על מודלים אקונומטריים וסטטיסטיים. התחזיות ניתנות למשתנים מקרו-כלכליים שונים: האינפלציה, שער החליפין, הריבית ומשתנים נוספים. טווח תחזיות החזאים נע בין חודש אחד לשנה הקלנדרית הבאה. כדי שהמחלקה המוניטרית תביא בחשבון את תחזיות החזאים הפרטיים, הם נדרשים לספק מידע באופן רציף לאורך זמן, ועל התחזיות להיות בהתאם למשתנים שהמחלקה בחרה. בחלק זה של העבודה מוצגים הערכה ודירוג של החזאים בהסתמך על הספרות המקובלת, ולאחר מכן אני בודק אם צירוף של התחזיות בדרכים שונות מוסיף ערך לתחזית המשתנה בפועל. בשלב זה ההערכה והדירוג נסבים על תחזיות החזאים לאינפלציה. התחזיות שנבחנו הן לטווחים של החודש השוטף, החודש הבא, שלושת החודשים הבאים ושנים עשר החודשים הבאים.

תיאור המדגם

1. התחזיות של 7 חזאים נדגמו מתאריך יולי 2002 עד אפריל 2007¹¹;
2. האינפלציה בפועל חושבה כשיעור השינוי במדד המחירים לצרכן, לתקופות של חודש, שלושה חודשים ו-12 חודשים;
3. הציפיות לאינפלציה לשנים עשר חודשים הן הציפיות הנגזרות משוק ההון.

גודל המדגם:

- מספר התצפיות לתחזית של חודש – 58;
- מספר התצפיות לתחזית של 3 חודשים – 56;
- מספר התצפיות לתחזית של 12 חודשים – 47.

התחזיות הניתנות במהלך חודש מדדי, מה-16 בחודש הקודם ועד ה-15 בחודש הנוכחי, נסבות על האינפלציה בפועל במהלך החודש המדדי הקודם. על התחזיות האלה נעשו החישובים הבאים:

1. **ממוצע משוקלל** לפי ימים¹² – חישוב ממוצע משוקלל של התחזיות במהלך החודש באופן יחסי למספר הימים שבהם התחזית הייתה בתוקף.
2. **תחזית הראשונה** - בחינת ממוצע משוקלל היא בעייתית; זאת משום שאחד החזאים מפרסם רק מייד לאחר פרסום המדד הקודם, ואינו מעדכן את התחזית שלו. ולכן אני בוחן את התוצאות כאשר מכל חזאי נלקחת התצפית הראשונה בלבד, שמפורסמת בין 16 ל-20 בחודש.
3. **בתחזית האחרונה** של כל חזאי לפני פרסום המדד - התחזית האחרונה בכל חודש נדגמה כדי לראות אם מתנהל תהליך למידה של החזאים במהלך החודש, ואם עדכון התחזיות במהלכו משפר את התחזיות.

¹¹ מאוקטובר 1998 עד ליולי 2002 יש רק תחזיות של ארבעה חזאים לאורך כל התקופה, ושל שני חזאים נוספים לתקופות אחרות. לכן הבחינה היא מיולי 2002.

¹² ממוצע רגיל לא אומד בדיוק את הממוצע, בגלל המאפיינים השונים של התחזיות, ולכן אין להתייחס אליו.

הציפיות לאינפלציה ל 12 חודשים הנגזרות משוק ההון חושבו על ידי ממוצע של 10 התצפיות האחרונות בחודש מדדי של הציפיות הנגזרות משוק ההון. הצירופים של החזאים חושבו על כל החזאים, בהשמטת חזאי אחד או כמה מהחזאים, כאשר כולם אותם משקלות, וכאשר מיוחסים לחזאים משקלות שונים. בין הצירופים נערכו השוואות ודירוגים לבדיקת איכות התחזיות המצורפות, בניסיון למצוא צירוף טוב יותר מממוצע התחזיות, ונערכה השוואה אל מול התחזיות הבודדות.

בחינת דיוק החזאים

לכל התחזיות של חזאי בודד ושל צירוף חזאים חושבו סטיות מהאינפלציה בפועל על פי שני מדדים מקובלים בספרות. המדדים הם:

ME-MEAN ERROR ממוצע הסטיות

RMSE- ROOT MEAN SQUARED ERROR שורש ממוצע הסטיות הריבועיות

ממוצע הסטיות חושב כדי לבחון את כיוון ההטיה של התחזיות (אם יש הטיה). שורש ממוצע הסטיות הריבועיות חושב כדי לבחון את איכות התחזיות, המתבטאת בגודל סטיות התחזית, ורמת הדיוק דורגה מהסטייה הקטנה ביותר לגדולה ביותר, כאשר החזאי בעל ה-RMSE הקטן ביותר מדורג כחזאי הטוב ביותר. כמו כן דורגו הצירופים השונים של החזאים לפי מדדים אלו.

בחינת הטיית התחזיות

כדי לבדוק אם התחזיות מוטות נאמדה המשוואה: $y_{t+k} = \alpha_1 + \beta_1 y_{t+k,t} + \varepsilon_{t+k,t}$

ונבחנה ההשערה: $H_0 : \hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1$

הבחינה נעשתה על פי ממוצע משוקלל חודשי של התחזיות. תקופת האמידה היא תקופת המדגם המתאים לטווח התחזיות, כפי שמפורט בתיאור הנתונים. בתחזיות לחודש לא דוחים את השערת האפס, ומכאן שהתחזיות של כל החזאים אינן מוטות (ברמת מובהקות של 5%). בתחזיות ל-3 חודשים ול-12 חודשים דוחים את השערת האפס, ומכאן שתחזיות כל החזאים מוטות (ברמת מובהקות של 1%). גם הציפיות לאינפלציה ל-12 חודשים הן מוטות.¹³

במידת ה-ME של התחזיות התקבל שבכל טווחי התחזית ובכל שיטות החישוב לכל חזאי יש ME שלילי; משמע שממוצע הסטיות של כל החזאים מהאינפלציה בפועל יצא שלילי, דבר המלמד שלכולם הייתה תחזית יתר לאינפלציה. כפי שהתקבל מתוצאות האמידה, התחזיות לשלושה חודשים ולשנה מוטות, וההטיה של התחזיות, כפי שהתקבל מה-ME היא כלפי מעלה.

¹³ Elkayam and Ilek (2004) מצאו שהציפיות לאינפלציה אינן מוטות. כאן התחזיות מוטות, משום שתקופת המדגם קצרה בהרבה מאשר אצלם (15 שנים) ומשום שהתקופה אשר נאמדה במאמר זה – בניגוד לזו שנאמדה במאמרם - כוללת שוקים אקסוגניים לשער החליפין ולאינפלציה.

דירוג תחזיות החזאים לאינפלציה

דירוג המדגם המלא

לחודש השוטף	לחודש הבא	ל-3 חודשים	ל-12 חודשים	
ב	ה	א	ד	1
ה	א	ה	ו	2
ו	ג	ו	ה	3
ג	ו	ב	א	4
א	ב	ז	ז	5
ד	ד	ד	ציפיות	6
ז	ז	ג	ג	7
			ב	8

דירוג לשנתיים האחרונות

לחודש השוטף	לחודש הבא	ל-3 חודשים	ל-12 חודשים	
ב	ה	ה	ד	1
ו	ג	א	ו	2
ה	ו	ו	ז	3
ג	א	ז	א	4
א	ב	ד	ב	5
ד	ד	ג	ציפיות	6
ז	ז	ב	ה	7
			ג	8

מקדם המיתאם של ספירמן על דירוגי המדגם בין הטווחים השונים

חודש שוטף	חודש הבא	3 חודשים	12 חודשים	
			1	12 חודשים
		1	0.18	3 חודשים
	1	0.57	0.04	חודש הבא
1	0.50	0.32	-0.29	חודש שוטף

טווח ה-RMSE של תחזיות האינפלציה הבודדות ושל צירופי התחזיות

	ל-12 חודשים	ל-3 חודשים	לחודש הבא	לחודש השוטף
תחזיות בודדות	2.154-2.821	0.936-1.098	0.296-0.439	0.217-0.334
צירופי תחזיות	2.266-2.45	0.976-1.007	0.303-0.319	0.223-0.244

אי-אחידות של הדירוג בטווחים השונים

בהסתכלות על מקדם המיתאם של ספירמן, שחושב על פי הדירוגים של החזאים בין הטווחים השונים, מקבלים שאין מיתאם בין דירוגי החזאים בטווחים השונים, ובמיוחד בין התחזיות ל-12 חודשים לבין הטווחים האחרים. ככל שהפרש בין הטווחים גדול יותר, המקדם קטן יותר, ובמקרה הקיצוני ביותר מקדם המיתאם בין 12 חודשים לבין חודש הוא שלילי ועומד על -0.29.

המיתאם בין החזאים

בהסתכלות על מקדם המיתאם בין תחזיות החזאים השונים¹⁴, התקבל שהמיתאם בין התחזיות לחודש הוא גבוה (0.86 בממוצע) והולך ופוחת ככל שטווח התחזיות ארוך יותר. המיתאם בין הסטיות של התחזיות הינו גבוה יותר ממיתאם התחזיות בכל הטווחים וגם הוא הולך ופוחת ככל שטווח התחזיות ארוך יותר. ממצא זה מתאים לתוצאות שמצאתי שקיימת הטיות בתחזיות כל החזאים כלפי מעלה, ולכן מיתאם סטיות התחזית גבוה יותר ממיתאם התחזיות.

התוצאות של דירוג תחזיות לאינפלציה

ה-RMSE של ממוצע התחזיות של כל החזאים קטן יותר מרוב ה-RMSE של החזאים הבודדים. בכל טווח יש חזאי אחד בלבד (כל מקרה זה חזאי אחר) חוץ מאשר התחזיות ל-12 חודשים, שבהן ה-RMSE של שלושה חזאים קטן יותר. ניתן לראות שבכל טווחי התחזיות, הצירופים השונים של החזאים מצמצמים את טווח הסטיות, ויש אף צירופים שהסטייה שלהם קטנה מכל אחת מהסטיות של החזאים הבודדים. בדירוג התחזיות לאינפלציה ל-12 חודשים הציפיות לאינפלציה מקבלות את הדירוג 6 מתוך 8.

שיפור במתן התחזיות במהלך החודש

בהשוואה בין התחזיות השונות ניתן לראות שבמהלך החודש יש חזאים המעדכנים את תחזיותיהם. החזאים שמעדכנים את תחזיותיהם במהלך החודש (כולם חוץ מחזאי אחד) גם משפרים את תחזיותיהם, משמע שה-RMSE שלהם הולך וקטן במעבר מהתחזית הראשונה בחודש דרך ממוצע משוקלל ועד לתחזית האחרונה בחודש. בתחזיות לחודש חזאי ב' הוא החזאי שאצלו השיפור כתוצאה מעדכון התחזיות היה הגדול ביותר, ואילו בתחזיות של חזאי ו' השיפור הוא הקטן ביותר.

¹⁴ ראו לוח מיתאמים שבנספח.

צירוף תחזיות

אמידה של Encompassing Test

בבדיקה אם תחזית אחת מכילה את כל המידע שמספקות התחזיות האחרות התקבלו התוצאות הבאות:

בתחזיות לחודש (ממוצע משוקלל) נמצא באופן מובהק שתחזיות החזאים מכילות את כל המידע אשר מספקים החזאים האחרים, פרט לתחזיות של החזאים ד' ו-ז', שאינן מכילות את המידע שמספקים החזאים האחרים.

בתחזיות לחודש, כאשר משתמשים בתחזית הראשונה לכל חודש, נמצא שכל אחד מהחזאים מכיל את כל המידע אשר מספקים האחרים.

בתחזיות לשלושה חודשים ול-12 חודשים נמצא באופן מובהק שכל חזאי אינו מכיל את המידע שמספקים האחרים.

ייתכן שהאמידה בשיטה זו בעייתית, בשל המיתאם הגבוה בין התחזיות, משום שנוצרת כאן מולטי-קוליניאריות.

אמידה של Encompassing Test בשיטה של Yue Fang :

כדי להתגבר על בעיית המולטי-קוליניאריות נערך מבחן בשיטת Yue Fang, שבדק אם תחזית של חזאי אחד מוכלת על ידי זו של אחר, כפי שפורט לעיל, ובחן את השינוי הרבעוני בתחזיות האינפלציה לחודש.

אף ששיטה זו הייתה אמורה להקטין את המיתאם בין החזאים, המיתאם בין החזאים על פיה דווקא גדל¹⁵, ולפיכך היא אינה מסייעת לפתור את בעיית המולטי-קוליניאריות שבתחזיות החזאים.

¹⁵ ראו לוח מיתאמים שבנספח.

שיטת הרכיבים העיקריים (Principal Components)

שיטה נוספת להתגבר על בעיית המולטי-קוליניאריות בין החזאים השונים היא שיטת ה-Principal Components. לפי שיטה זו, כאשר יש כמה משתנים המתואמים ביניהם במידה גבוהה, ניתן ליצור משתנה אחד, שמורכב ממכפלת המשתנים במשקלות מתאימים. המשקלות מחושבים כך שהמשתנים התורמים ביותר לשונות יקבלו משקל גבוה יותר מאשר האחרים. כאשר מריצים את המשתנה המורכב מכל המשתנים על המשתנה המוסבר כבר אין מולטי-קוליניאריות. בשיטה זו מקבלים מספר רכיבים בלתי תלויים כמספר המשתנים, בכל רכיב יש לכל משתנה משקל, וסכום ריבועי המשקלות מסתכם ל-1. לכל רכיב ערך עצמי, והיחס בין ערכו העצמי לסכום הערכים העצמיים של כל הרכיבים הוא התרומה של הרכיב לשונות. נהוג לקחת מספר רכיבים, כדי שהשונות המצטברת תהיה גדולה די הצורך (מקובל - מעל 0.7).

בשיטה זו כרוכות בעיות:

1. הרכיבים אינם נבחרים על סמך הקשר בין המשתנים למשתנה המוסבר ברגרסיה.
2. התוצאות רגישות לסולם המדידה של המשתנים. אם מנרמלים את המשתנים מקבלים תוצאות שונות.
3. הרכיבים הם תערובת של כל המקדמים המקוריים, וקשה לתת לצירופים האלה הסבר המניח את הדעת.

בבדיקה של התחזיות לחודש בשיטת Principal Components התקבל שהרכיב הראשון תורם לשונות מעל 90%, והמשקלות המתקבלים הם:

חזאי א'	חזאי ב'	חזאי ג'	חזאי ד'	חזאי ה'	חזאי ו'	חזאי ז'
13.52%	15.56%	14.76%	14.23%	15.48%	16.24%	10.21%

כאשר מרכיבים צירוף של תחזיות המבוסס על המשקלות של המשתנים, מקבלים שה-RMSE שלו גבוה מממוצע רגיל של החזאים, ולכן לא מסייע במציאת משקלות אופטימליים.

בחינת צירוף תחזיות על פי משקלות אופטימליים "var-cov"

כדי לבדוק מהו צירוף התחזיות האופטימלי לפי שיטת "variance-covariance" חישבתי את השונויות והשונויות המשותפות, ומצאתי את המשקל האופטימלי לכל חזאי – זה הממזער את השונויות של התחזית המצורפת¹⁶. כמו כן בדקתי אם התחזית המצורפת האופטימלית טובה יותר, מבחינה סטטיסטית, מממוצע רגיל של התחזיות. בתחזיות לחודש של האינפלציה, כאשר נלקח ממוצע משוקלל של התחזיות, המשקלות האופטימליים של החזאים הם:

חזאי ב'	חזאי ו'
55.68%	44.32%

צירוף זה ממזער את השונויות, ומדד ה-RMSE המתקבל הוא 0.233 - נמוך יותר מכל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל התחזיות הבודדות.

בתחזיות לחודש של האינפלציה כאשר נלקחה התחזית האחרונה, המשקלות האופטימליים של החזאים הם:

חזאי ב'	חזאי ו'
73.12%	26.88%

צירוף זה ממזער את השונויות, ומדד ה-RMSE המתקבל הוא 0.215 - נמוך מכל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל התחזיות הבודדות.

המשקלות של החזאים לאינפלציה לחודש הבא הם:

חזאי ה'	חזאי ד'	חזאי ו'	חזאי ג'
47.57%	19.17%	18.56%	14.70%

צירוף זה ממזער את השונויות, ומדד ה-RMSE המתקבל הוא 0.296 - זהה לזה של חזאי ה', אך נמוך מכל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל התחזיות הבודדות האחרות.

אף שהתחזיות ל-3 חודשים ול-12 חודשים מוטות, נבדקו המשקלות האופטימליים. המשקלות של החזאים לאינפלציה לשלושה חודשים הם:

חזאי א'	חזאי ז'	חזאי ב'
66.64%	30.23%	3.13%

צירוף זה ממזער את השונויות, ומדד ה-RMSE המתקבל הוא 0.952 - נמוך יותר מכל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל התחזיות הבודדות, חוץ מה-RMSE של חזאי א', שהוא נמוך יותר.

¹⁶ יש מגבלה: על המשקלות להיות חיוביים.

המשקלות של החזאים לאינפלציה לשנה הם :

חזאי ה'	חזאי ד'
88.39%	11.61%

צירוף זה ממזער את השונות, ומדד ה-RMSE המתקבל הוא 2.287 - נמוך יותר מרוב ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל התחזיות הבודדות, חוץ מה-RMSE של ממוצע כל החזאים ללא החזאים ב' ו-ג', ומה-RMSE של החזאים הבודדים ד' ו-ו'.

לאחר שהתקבלו התוצאות האמורות, בדקתי אם ההפרש בין שורש הסטיות הריבועיות של התחזית של כל החזאים לבין הצירוף של החזאים עם משקלות אלו שונה במובהק מאפס, כלומר אם ממוצע אחד נותן תחזית-מדד שהיא טובה יותר במובהק מזו של ממוצע אחר. כמו כן נבדק ההפרש על הסטיות הריבועיות עצמן.

התוצאות שהתקבלו בכל טווחי התחזיות השונים הן שההפרש בין סטיות התחזיות שווה לאפס ברמת מובהקות של 99%.

17 אופטימיזציה ומציאת המשקלות האופטימליים

כדי למצוא מהו צירוף התחזיות האופטימלי, ואם הוא טוב יותר מממוצע רגיל, נבחנה שיטה נוספת - אופטימיזציה הממוזערת את פונקציית המטרה (ההפסד) על ידי בחירת משקלות אופטימליים לכל החזאים.

פונקציית המטרה שנבחרה היא ממוצע הסטיות הריבועית בין סכום מכפלות התחזיות במשקלות שלהם לבין האינפלציה בפועל:

$$F(w) = \sum_{j=1}^n \left[\sum_{i=1}^m w_{ij} \cdot x_{ij} - Inflation_j \right]^2$$

x הוא התחזית של חזאי בחודש מסוים, כאשר j הוא אינדקס לתקופה מתוך n תקופות, i הוא אינדקס לחזאי מתוך m חזאים. w הוא המשקל של התחזית.

המגבלות שימזערו את פונקציית המטרה הן:

$$w_{ij} = [0,1]$$

1. המשקלות יהיו חיוביים ובטווח בין 0 ל-1.

$$\sum_{i=1}^m w_i = 1$$

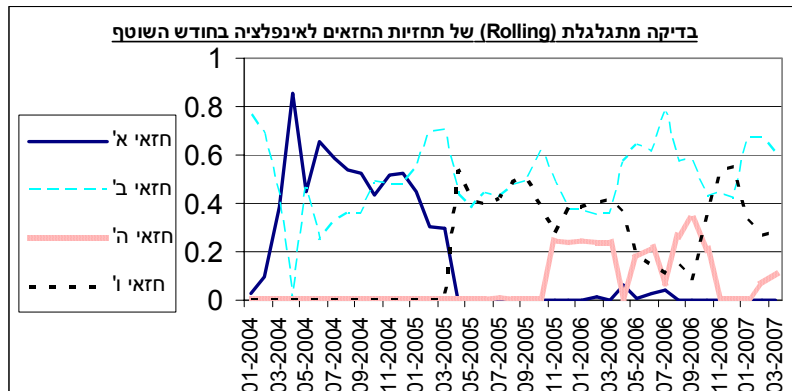
2. סכום המשקלות יסתכם ל-1.

המגבלה הראשונה נועדה להבטיח שלא יתקבל לחזאי משקל שלילי; משמעותו של משקל שלילי היא שהחזאי חוזה בממוצע בכיוון הפוך מזה של המדד בפועל. מגבלה נוספת, אופציונלית, היא קביעת משקל מינימלי לכל חזאי. מגבלה זו תידון בהמשך.

יציבות התוצאות

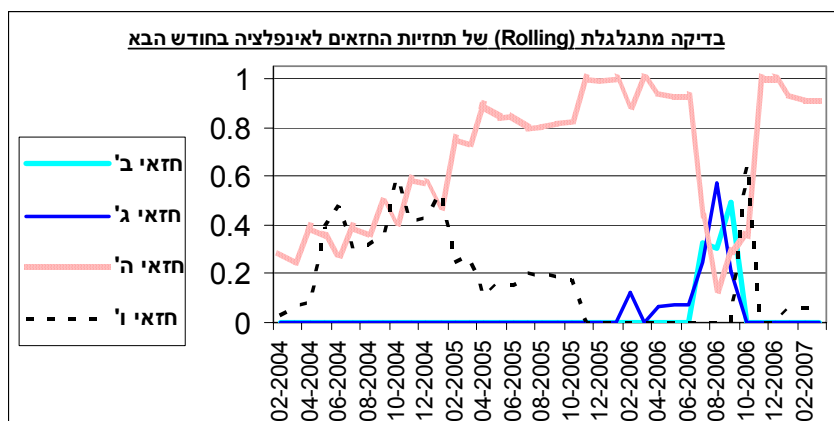
כדי לבחון את יציבות התוצאות על פני זמן נבחנה הפונקציה בצורה "מתגלגלת" (rolling). מהתוצאות התקבל שלומן יש השפעה על משקלו של כל חזאי: בתקופות שונות החזאים מקבלים משקלות גבוהים יותר מאשר בתקופות אחרות. הטווח הממוזער את ממוצע הסטיות, שעליו נבחנה הצורה המתגלגלת, הוא 18 חודשים.

כאשר מסתכלים על התחזיות לאינפלציה לחודש השוטף לאורך התקופה כולה, ניתן לראות שהמשקל של חזאי ב' גבוה יחסית, המשקל של חזאי ו' נמוך בהתחלה ועולה עם הזמן, המשקל של חזאי א' בתחילת התקופה היה מאוד גבוה וירד בהמשך, לעומת זאת המשקלות של חזאים ג', ד' ו-ז' נמוכים מאוד לאורך התקופה כולה ולכן לא הוצגו בגרף.

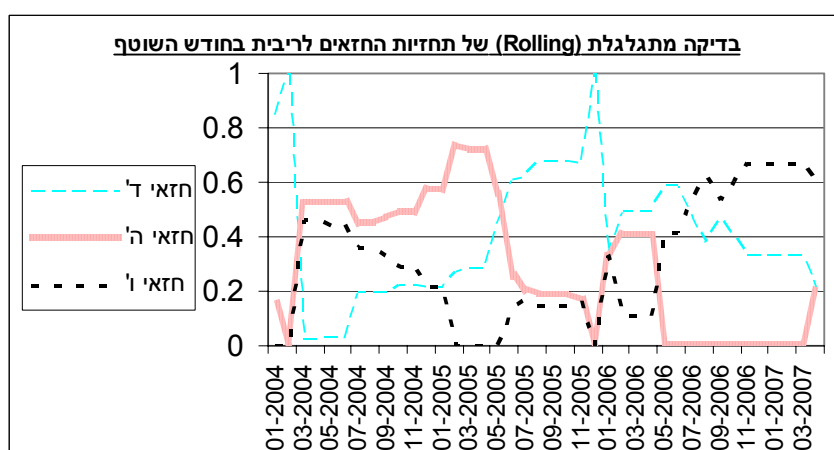


¹⁷ נבחנו התחזיות האחרונות של כל חזאי לפני פרסום המדד/ הריבית. בהשוואה לממוצע משוקלל של התחזיות על פי ימים נמצא שהתחזיות האחרונות מדויקות יותר.

כאשר מסתכלים על התחזיות לאינפלציה לחודש הבא, ניתן לראות שהמשקל של חזאי ה' הלך ועלה בכל התקופה למעט אמצע שנת 2006 שם קיבל משקל נמוך ומשקלם של חזאים ג', ב' ו-ו' עלה, המשקל של חזאי ד' היה גבוה בתחילת התקופה ומיד ירד, ואילו המשקלות של חזאים א', ו-ז' היו נמוכים מאוד לאורך התקופה כולה.



כאשר מסתכלים על התחזיות, של החזאים ד', ה' ו-ו' לריבית של החודש השוטף לאורך התקופה כולה, ניתן לראות שהמשקל של חזאי ו' היה בהתחלה גבוה, לאחר מכן ירד, ובהמשך הלך ועלה, המשקל של חזאי ד' היה גבוה מאוד בתחילת התקופה, ירד לאפס ובהמשך חזר להיות גבוה, והמשקלות של חזאי ה' היו גבוהים, אך ירדו ונשארו נמוכים בהמשך התקופה. קיימות גם תחזיות של חזאי ז' מאמצע התקופה כמעט עד סופה, וכאשר בודקים את התחזיות לתקופה זו באופן מתגלגל, חזאי ז' מקבל משקל נמוך מאוד.



מקדם החלקה לזמן

כדי לתת משקל גבוה יותר לתחזיות האחרונות ומשקל נמוך יותר לתחזיות שניתנו בעבר הרחוק, נבחנה האפשרות להוסיף פרמטר של זמן, שמייחס לתחזיות הרחוקות משקל נמוך יותר וסכום המשקלות מסתכם ל-1:

$$TW_t = \frac{t^p}{\sum_{t=1}^T t^p}$$

p הוא פרמטר המבטא את החזקה שבה מעלים את t, המייצג את מספר התקופה שבה ניתנה התחזית (התצפית הרחוקה ביותר מסומנת כ-1). ככל שהפרמטר p גדול יותר לתקופות הרחוקות יותר, מתקבל משקל קטן יותר.

בחינה מחוץ למדגם (out of sample)

בחינה מחוץ למדגם (out of sample) היא חלוקת תקופת המדגם לשתיים: בחלק הראשון מחשבים את המשקלות האופטימליים, ובחלק השני בוחנים את הסטיות מהמדד בפועל על פי תחזית שמורכבת מהמשקלות האופטימליים שנמצאו בחלק הראשון. בחלק השני המשקלות מתעדכנים ומחושבים מחדש על בסיס התצפיות החדשות.

בתקופת המדגם נמצא שבתחזיות האינפלציה והריבית לחודש השוטף המקדם האופטימלי של הזמן שמביא את הסטיות הריבועיות למינימום הוא 0, ופירושו של דבר מתן משקלות שווים לתקופות הרחוקות והקרובות. בתחזיות האינפלציה לחודש הבא התקבל שהמקדם האופטימלי של הזמן הוא 1, והתחזיות הקרובות מקבלות משקל גבוה מהרחוקות.

משקל מינימלי לחזאי

נבחנה האפשרות של מגבלה נוספת, שתחייב מתן משקל מינימלי לכל חזאי כדוגמת:

$$MinW_t = \frac{1}{a \cdot M}$$

כאשר M הוא מספר החזאים, ו-a מייצג מקדם של המשקל המינימלי $a \geq 1$. יש לשים לב שכאשר $a = 1$ המשמעות היא שלכל החזאים אותו משקל, ובמצב כזה המשקלות קבועים על פני זמן, ואין משמעות למקדם הזמן ולאיכות הדיוק של החזאים בעבר. בבחינה מחוץ למדגם של תחזיות האינפלציה לחודש השוטף ולחודש הבא על פני תקופה זו נמצא שהמשקל האופטימלי, הממזער את הסטיות הריבועיות, מתקבל כאשר משמיטים את מגבלת המשקל המינימלי. לעומת זאת בתחזיות הריבית לחודש השוטף נמצא שהמקדם המביא את הסטיות הריבועיות למינימום הוא 1, ופירושו של דבר מתן משקל שווה לכל חזאי.

השמטת חזאים

דרך נוספת למציאת המשקלות האופטימליים מורכבת משני שלבים: בשלב הראשון - חישוב המשקל האופטימלי הממוצע לכל חזאי לאורך כל תקופת המדגם ובחירת החזאים הטובים ביותר, כלומר בעלי המשקל האופטימלי הממוצע הגבוה ביותר והשמטת החזאים בעלי המשקלות הממוצעים הנמוכים ביותר; בשלב השני - מציאת משקלות אופטימליים חדשים לכל אחד מהחזאים שנבחרו. נוסף על כך נבחנה האפשרות לתת לכל חזאי מגבלה של משקל מינימלי כדי למזער את הסטיות הריבועיות.

מתוצאות הבדיקה עולה, כי כדאי להשמיט את החזאים שמשקלותיהם הממוצעים נמוכים, ומתברר כי כך מקבלים שלתחזית המורכבת מהמשקלות האופטימליים סטיות ריבועיות קטנות יותר. ברוב המקרים כדאי לקבוע מגבלת משקל מינימלי, $a = 1$, כלומר אותו משקל לכל החזאים.

תוצאות משקלות אופטימליים באופטימיזציה

בכל תקופה חושבו המשקלות האופטימליים על פי האופטימיזציה מתחילת המדגם, ולאחר מכן נעשה חישוב ממוצע של המשקלות האופטימליים לכל חזאי לאורך התקופה כולה. בתחזית האינפלציה לחודש השוטף מקבלים שהמשקלים האופטימליים הממוצעים לאורך התקופה כולה הם:

חזאי א'	חזאי ב'	חזאי ג'	חזאי ד'	חזאי ה'	חזאי ו'
3.61%	65.59%	1.36%	12.54%	1.37%	15.54%

אם משתמשים בממוצע המשקלות שהתקבל ויוצרים על פיו צירוף של התחזיות, ה-RMSE שמתקבל הוא 0.218 - הנמוך ביותר מבין כל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל החזאים הבודדים חוץ משל חזאי א'.

בתחזית האינפלציה לחודש הבא מקבלים שהמשקלים האופטימליים הממוצעים לאורך התקופה כולה הם:

חזאי א'	חזאי ב'	חזאי ג'	חזאי ד'	חזאי ה'	חזאי ו'
13.75%	6.44%	2.94%	12.95%	49.25%	14.66%

אם משתמשים בממוצע המשקלות שהתקבל ויוצרים על פיו צירוף של התחזיות, ה-RMSE שמתקבל הוא 0.296 - הנמוך ביותר מבין כל ה-RMSE של הצירופים האחרים ושל החזאים הבודדים וזהה לזה של חזאי ה'.

בתחזית הריבית לחודש השוטף מקבלים שהמשקלות האופטימליים הממוצעים לאורך התקופה כולה הם:

חזאי ד'	חזאי ה'	חזאי ו'
79.34%	12.63%	8.03%

תוצאות אופטימיזציה מחוץ למדגם

בתחזית האינפלציה לחודש השוטף בבחינה מחוץ למדגם נמצא שהסטיות הריבועיות הממוצעות המינימליות התקבלו כשנלקחו שני החזאים בלבד עם המשקל הממוצע הגבוה – חזאי ב' וחזאי ו' – והסטיות המינימליות התקבלו כאשר $a = 1$; משמע שכל חזאי מהווה 50% מהתחזית. מקדם הזמן האופטימלי שנמצא הוא 0, ופירושו משקל שווה לתחזיות רחוקות וקרובות.

בתחזית האינפלציה לחודש הבא נמצא שהסטיות הריבועיות הממוצעות המינימליות התקבלו כשנלקחו שני החזאים בלבד עם המשקל הממוצע הגבוה – חזאי ד' וחזאי ה' – והסטיות המינימליות התקבלו כאשר אין מגבלת משקל כלשהי לחזאים. מקדם הזמן האופטימלי שנמצא הוא 1; משמע שהתחזיות הקרובות מקבלות משקל גבוה יותר מהרחוקות.

בתחזית הריבית לחודש השוטף בבחינה מחוץ למדגם נמצא שהסטיות הריבועיות הממוצעות המינימליות התקבלו כשנלקחו שני החזאים בלבד עם המשקל הממוצע הגבוה – חזאי ד' וחזאי ו' – והסטיות המינימליות התקבלו כאשר $a = 1$; משמע שכל חזאי מהווה 50% מהתחזית. מקדם הזמן האופטימלי שנמצא הוא 0, ופירושו משקל שווה לתחזיות רחוקות וקרובות.

לאחר שהתקבלו התוצאות האמורות בדקתי אם ההפרש בין שורש הסטיות הריבועיות של התחזית של כל החזאים לבין 2 החזאים הטובים הוא שונה במובהק מאפס, כלומר אם תחזית המדד שנותן ממוצע אחד טובה יותר באופן מובהק מזו של ממוצע אחר. כמו כן נבדק ההפרש על הסטיות הריבועיות עצמן.

התוצאות שהתקבלו בתחזיות של האינפלציה ושל הריבית לחודש השוטף ובתחזיות של האינפלציה לחודש הבא הן שההפרש בין סטיות התחזיות שווה לאפס ברמת מובהקות של 99%.

כאשר נמצאים בסוף המדגם הכולל את המדד לחודש אפריל 2007, המשקלות האופטימליים המתקבלים על סמך כל המידע מתחילת המדגם והממוזעים את RMSE הם:

חזאי א'	חזאי ד'	חזאי ה'	חזאי ו'	
76.02%			23.98%	האינפלציה לחודש השוטף
		86.42%	13.58%	האינפלציה לחודש הבא
	41.78%		58.22%	הריבית לחודש השוטף

סיכום והמלצות

עבודה זו מציעה דירוג של החזאים הפרטיים וצירופי החזאים לפי טיב התחזית שלהם. בדקתי אם יש תחזיות המכילות תחזיות של חזאים אחרים, תוך ניסיון לפתור את בעיית המולטי-קוליניאריות. כן בדקתי אם יש צירוף תחזיות אופטימלי, הממזער את הטעות הריבועית הממוצעת, והוא טוב יותר, סטטיסטית, מממוצע רגיל של התחזיות. השיטות השונות אינן מצליחות להתגבר על בעיית המולטי-קוליניאריות, אינן מצליחות להקטין את המיתאם בין החזאים, ואינן מקטינות את ממוצע הסטיות הריבועיות יותר משעושה זאת ממוצע רגיל.

מהבדיקות וההשוואות בין הצירופים השונים של תחזיות החזאים הפרטיים, בשיטות השונות של "var-cov" ובאמצעות האופטימיזציה, עולה המסקנה כי בכל סוגי התחזיות ובכל הטווחים ישנם צירופים שונים של חזאים המיטיבים לחזות את המדדים יותר מממוצע רגיל של החזאים, וצירופים אלה מקטינים את הסטייה הריבועית הממוצעת. כנגד זאת, בדיקה שבחנה אם תחזיות המדד של צירופים אלו טובות יותר במובהק מהתחזיות שמספק ממוצע רגיל של החזאים, העלתה כי הן אינן טובות יותר, ברמת מובהקות של 99%. לכן מומלץ להשתמש במידע המתקבל מכל החזאים ולא להשמיט את החזאים הפחות טובים; הצירוף שמומלץ להשתמש בו כאידיקטור לאינפלציה הוא ממוצע רגיל של החזאים, בדומה לממצאים של Stock and Watson¹⁸ (1999).

בחינות נוספות בעתיד

ניתן לבחון דירוג תחזיות לפי Armstrong and Collopy - ממוצע גיאומטרי של הטעות היחסית בערך מוחלט (GMRAE).
מציאת משקלות אופטימליים לכל חזאי ויצירת צירוף של תחזיות אפשרית גם באמצעות מודלים נוספים - בין השאר באמצעות מודל בייסיאני המתכנס לעבר משקלות שווים.

¹⁸ראו גם : Stock and Watson (1999).

נספחים**המיתאם****ל-חודש**

אינפלציה	חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
							1	חזאי ד
						1	0.851	חזאי ג
					1	0.941	0.860	חזאי א
				1	0.923	0.939	0.834	חזאי ו
			1	0.940	0.934	0.946	0.875	חזאי ב
		1	0.791	0.787	0.816	0.841	0.788	חזאי ז
	1	0.804	0.964	0.964	0.954	0.962	0.870	חזאי ה
1	0.842	0.690	0.870	0.842	0.812	0.825	0.751	אינפלציה

ל-3 חודשים

אינפלציה	חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
							1	חזאי ד
						1	0.847	חזאי ג
					1	0.874	0.832	חזאי א
				1	0.895	0.821	0.768	חזאי ו
			1	0.923	0.915	0.882	0.819	חזאי ב
		1	0.782	0.757	0.710	0.692	0.634	חזאי ז
	1	0.719	0.920	0.925	0.954	0.855	0.855	חזאי ה
1	0.334	0.076	0.263	0.277	0.333	0.240	0.242	אינפלציה

ל-12 חודשים

אינפלציה	חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
							1	חזאי ד
						1	0.563	חזאי ג
					1	0.611	0.732	חזאי א
				1	0.599	0.469	0.653	חזאי ו
			1	0.245	0.322	0.514	0.371	חזאי ב
		1	0.720	-0.104	0.176	0.395	0.272	חזאי ז
	1	-0.098	0.014	0.677	0.794	0.519	0.654	חזאי ה
1	0.487	-0.323	-0.464	0.223	0.187	0.035	0.293	אינפלציה

שנות משותפת - סטיות התחזית

שינויים חודשיים (Yue Fang)

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						0.302	חזאי ד
					0.272	0.251	חזאי ג
				0.228	0.240	0.236	חזאי א
			0.321	0.254	0.278	0.268	חזאי ו
		0.339	0.312	0.261	0.285	0.284	חזאי ב
	0.144	0.181	0.175	0.154	0.171	0.173	חזאי ז
0.302	0.179	0.311	0.300	0.253	0.278	0.273	חזאי ה

ל-חודש

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						0.126	חזאי ד
					0.122	0.108	חזאי ג
				0.104	0.107	0.101	חזאי א
			0.153	0.118	0.129	0.118	חזאי ו
		0.140	0.138	0.112	0.124	0.118	חזאי ב
	0.070	0.079	0.082	0.069	0.078	0.075	חזאי ז
0.129	0.078	0.130	0.135	0.111	0.122	0.113	חזאי ה

ל-3 חודשים

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						0.551	חזאי ד
					0.527	0.456	חזאי ג
				0.358	0.380	0.370	חזאי א
			0.438	0.355	0.394	0.378	חזאי ו
		0.323	0.347	0.311	0.364	0.346	חזאי ב
	0.224	0.212	0.239	0.203	0.240	0.224	חזאי ז
0.525	0.249	0.379	0.444	0.414	0.450	0.460	חזאי ה

ל-12 חודשים

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						0.323	חזאי ד
					0.166	0.130	חזאי ג
				0.218	0.116	0.194	חזאי א
			0.250	0.140	0.095	0.185	חזאי ו
		0.246	0.061	0.074	0.104	0.105	חזאי ב
	0.250	0.178	-0.026	0.041	0.080	0.077	חזאי ז
0.321	-0.028	0.004	0.192	0.210	0.120	0.211	חזאי ה

מיתאם - סטיות התחזית

שינויים חודשיים (Yue Fang)

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						1	חזאי ד
					1	0.876	חזאי ג
				1	0.961	0.899	חזאי א
			1	0.938	0.943	0.860	חזאי ו
		1	0.945	0.937	0.941	0.888	חזאי ב
	1	0.819	0.813	0.850	0.865	0.828	חזאי ז
1	0.859	0.973	0.964	0.964	0.971	0.905	חזאי ה

ל-חודש

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						1	חזאי ד
					1	0.870	חזאי ג
				1	0.953	0.883	חזאי א
			1	0.934	0.945	0.849	חזאי ו
		1	0.943	0.935	0.952	0.888	חזאי ב
	1	0.799	0.795	0.809	0.843	0.798	חזאי ז
1	0.815	0.967	0.961	0.963	0.969	0.889	חזאי ה

ל-3 חודשים

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						1	חזאי ד
					1	0.847	חזאי ג
				1	0.874	0.832	חזאי א
			1	0.895	0.821	0.768	חזאי ו
		1	0.923	0.915	0.882	0.819	חזאי ב
	1	0.782	0.757	0.710	0.692	0.634	חזאי ז
1	0.719	0.920	0.925	0.954	0.855	0.855	חזאי ה

ל-12 חודשים

חזאי ה	חזאי ז	חזאי ב	חזאי ו	חזאי א	חזאי ג	חזאי ד	
						1	חזאי ד
					1	0.563	חזאי ג
				1	0.611	0.732	חזאי א
			1	0.599	0.469	0.653	חזאי ו
		1	0.245	0.322	0.514	0.371	חזאי ב
	1	0.720	-0.104	0.176	0.395	0.272	חזאי ז
1	-0.098	0.014	0.677	0.794	0.519	0.654	חזאי ה

- Ang, A., G. Bekaert and W. Min (2006). "Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?", (April) FEDS Working Paper No. 2006-15.
- Armstrong, J.S. and F. Collopy (1992). "Error Measures For Generalizing About Forecasting Methods : Empirical Comparisons", International Journal of Forecasting 8, 69-80.
- Bates, J.M. and C.W.J. Granger (1969). "The combination of forecasts", Operations Research Quarterly 20, 451-468
- Chong, Y.Y. and D.F. Hendry (1986). "Econometric evaluation of linear macroeconomic models", Review of Economic Studies 53, 671-690.
- Clemen, R.T. (1989). "Combining forecasts: A review and annotated bibliography", International Journal of Forecasting 5, 559-581.
- Cooper, J.P. and CR. Nelson (1975). "The ex ante prediction performance of the St. Louis and F.R.B.-MIT.-Penn. econometric models and some results on composite predictors", Journal of Money, Credit, and Banking, 7, 1-32.
- Coulson, N.E. and R.P. Robins (1993). "Forecast combination in a dynamic setting", Journal of Forecasting 12, 63-67.
- Croushore, D. (2006). "An Evaluation of Inflation Forecasts from Surveys Using Real-Time Data", (October) Philadelphia Fed Working Papers wp06-19.
- Diebold, F.X. (2004). "Elements of Forecasting", third edition. Cincinnati: South-Western.
- Diebold, F.X. (1988). "Serial correlation and the combination of forecasts", Journal of Business and Economic Statistics 6, 105-111.
- Diebold, F.X. and J.A. Lopez (1996). "Forecast Evaluating and Combination, in G.S. Maddala and C.R. Rao (eds.)", Handbook of Statistics, Amsterdam: North-Holland, 241-268.
- Diebold, F.X. and R. Mariano (1995). "Comparing predictive accuracy", Journal of Business and Economic Statistics 13, 253-264.
- Diebold, F.X. and P. Pauly (1987). "Structural change and the combination of forecasts", Journal of Forecasting 6, 21-40.
- Dufour, J.-M. (1981). "Rank tests for serial dependence", Journal of Time Series Analysis 2, 117-128.

Elkayam, D. and A. Ilek (2004). "The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel", Monetary Department, Bank of Israel, Publication No. 3 in the "Discussion Papers" series.

Fair, R.C. and R.J. Shiller (1989). "The informational content of ex ante forecasts", Review of Economics and Statistics 71, 325-331.

Fair, R.C. and R.J. Shiller (1990). "Comparing information in forecasts from econometric models", American Economic Review 80, 375-389.

Fang, Y. (2003). "Forecasting Combination and Encompassing Test", International Journal of Forecasting 19, 87-94.

Gavin, W.T. and R.J. Mandal (2001). "Evaluating FOMC Forecasts". Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2001-005B.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1973). "Some comments on the evaluation of economic forecasts", Applied Economics 5, 35-47.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1986). "Forecasting economic time series", Second Edition (Academic Press, San Diego).

Hendry, D.F. and G.E. Mizon (1978). "Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: A comment on a study of the demand for money by the Bank of England", Economic Journal 88, 549-563.

Holden, K and D.A Peel (1990). "On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts", The Manchester School 58, 120-127.

Makridakis, S. and R.L. Winkler (1983). "Averages of forecasts: Some empirical results", Management Science, 29, 987-996.

Meese, R.A. and K. Rogoff (1988). "Was it real? The exchange rate – interest differential relation over the modern floating-rate period", Journal of Finance 43, 933-948.

Murphy, A.H. and R.L. Winkler (1992). "Diagnostic verification of probability forecasts", International Journal of Forecasting 7, 435-455.

Nelson, C.R. (1972). "The prediction performance of the F.R.B.-M.I.T.-Penn model of the U.S. economy", American Economic Review 62, 902-917.

Pearce, D.K. (1979). "Comparing Survey and Rational Measures of Expected Inflation", Journal of Money, Credit and Banking 11, 447-56.

Romer, C. D. and D. H. Romer (2000). "Federal Reserve private information and the behavior of interest rates". American Economic Review 90, 429-57.

Stekler, H.O. (1987). "Who forecasts better?", Journal of Business and Economic Statistics 5, 155-158.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1999). "Forecasting inflation", Journal of Monetary Economics 44, 293–335.

Theil, H. (1961). "Economic Forecasts and Policy", Amsterdam: North Holland.

Theil, H. (1966). "Applied Economic Forecasting", Amsterdam: North Holland.

Wilcoxon, F. (1945). "Individual comparisons by ranking methods". Biometrics 1, 80-83.

Monetary Studies

עיונים מוניטריים

א' אזולאי, ד' אלקיים – מודל לבחינת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על האינפלציה בישראל, 1988 עד 1996	1999.01
ד' אלקיים, מ' סוקולר – השערת הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה בישראל – בחינה אמפירית, 1990 עד 1998	1999.02
M. Beenstock, O. Sulla – The Shekel's Fundamental Real Value	2000.01
O. Sulla, M. Ben-Horin – Analysis of Casual Relations and Long and Short-term Correspondence between Share Indices in Israel and the United States	2000.02
Y. Elashvili, M. Sokoler, Z. Wiener, D. Yariv – A Guaranteed-return Contract for Pension Funds' Investments in the Capital Market	2000.03
י' אלאשווילי, צ' וינר, ד' יריב, מ' סוקולר – חוזה להבטחת תשואת רצפה לקופות פנסיה תוך כדי הפנייתן להשקעות בשוק ההון	2000.04
ד' אלקיים – יעד האינפלציה והמדיניות המוניטרית – מודל לניתוח ולחיזוי	2001.01
ע' אופנבר, ס' ברק – דיסאינפלציה ויחס ההקרבה: מדינות מפותחות מול מדינות מתעוררות	2001.02
D. Elkayam – A Model for Monetary Policy Under Inflation Targeting: The Case of Israel	2001.03
ד' אלקיים, מ' רגב, י' אלאשווילי – אמידת פער התוצר ובחינת השפעתו על האינפלציה בישראל בשנים האחרונות	2002.01
ר' שטיין – אמידת שער החליפין הצפוי באמצעות אופציות Call על שער ה-Forward	2002.02
ר' אלדור, ש' האזור, מ' קהן, א' קמרה – מחיר אי-הסחירות של חוזים עתידיים (בשיתוף הרשות לניירות ערך)	2002.03
R. Stein - Estimation of Expected Exchange-Rate Change Using Forward Call Options	2003.02
ר' שטיין, י' הכט – אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות	2003.03
D. Elkayam – The Long Road from Adjustable Peg to Flexible Exchange Rate Regimes: The Case of Israel	2003.04
R. Stein, Y. Hecht – Distribution of the Exchange Rate Implicit in Option Prices: Application to TASE	2003.05
א' ארגוב – מודל לחיזוי הגירעון המקומי של הממשלה	2004.01
י' הכט, וה' פומפושקו – נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין	2004.02

D.Elkayam ,A.Ilek – The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel	2004.03
ר. שטיין – ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר, התפלגות א-פרמטרית הגלומה באופציות מטבע חוץ	2004.04
Y. Hecht, H. Pompushko – Normality, Modal Risk Level, and Exchange-Rate Jumps	2005.01
י' אלאשווילי, מ' רגב – גזירת הציפיות לאינפלציה משוק ההון	2005.02
א' ארגוב – כלל ריבית אופטימלי למודל מוניטרי של המשק הישראלי	2005.03
M.Beenstock, A.Ilek – Wicksell's Classical Dichotomy: Is the Natural Rate of Interest Independent of the Money Rate of Interest ?	2005.04
י' הכט וה' פומפושקו- RND	2006.01
ד' אלקיים, א' ארגוב – ניסוח ואמידה של מודל ניאו-קיינסיאני למשק קטן ופתוח, יישום למשק הישראלי	2006.02
Z.Wiener, H.Pompushko – The Estimation of Nominal and Real Yield Curves from Government Bonds in Israel	2006.03
א' אילק – המודל החודשי להערכת האינפלציה והמדיניות המוניטרית בישראל	2006.04
E.Azoulay, M.Brenner, Y.Landskroner –Inflation Expectations Derived from Foreign Exchange Options	2007.01
A.Ilek -Aggregation versus Disaggregation- What can we learn from it?	2007.02
ר' שטיין - אמידת עקום תשואות המק"ם וגזירת ריביות הפורוורד	2007.03
ע' אופנבר, ט' קמל - הביקוש לאמצעי התשלום בישראל: 1990-2006	2007.04
ג' סגל - כלל ריבית אופטימלי למשק הישראלי במסגרת מודל של ציפיות רציונליות	2007.05
D. Elkayam, A. Ilek – The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel	2007.06
מ' בלנק – הערכת תחזיות האינפלציה של החזאים הפרטיים	2007.07