



ニוכי עונתיות של האינפלציה במדד המחירים לצרכן בישראל¹

דוד אלקיים ואלון בניימייני

סדרת מאמרים לדיון 10.11.2011
אוקטובר 2011

¹ בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>

חטיבת המחקר, דוד אלקיים, david.elkayam@boi.org.il, טל – 02-6552560.
חטיבת המחקר, אלון בניימייני, alon.binyamini@boi.org.il, טל – 02-6552584.
אנו מודים לעקיבא אופנברג, לאריאל מנצורה ולמשתתפי הסמינר בחטיבת המחקר על עצותיהם המועילות.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

ニיכוי עונתיות של האינפלציה במדד המחיירים לצרכן בישראל

דודALKIIM ואלון בנימיני

תמצית

בעובדה זו אנו מיישמים את השיטה המבנית לניתוח סדרות עתיות, המוצגת בין היתר אצל הרובי (1993), לאמידת מקדמי העונתיות של האינפלציה בישראל לשנים 1992 עד 2010. היתרון של שיטה זו על פני שיטת 12-X, כפי שהיא מיושמת בלמ"ס, הוא באפשרות לשלב בתהליך אמידת העונתיות אינפורמציה חיונית (ביתר פירוט: את השפעת שער החליפין והמחיר העולמי של הבוא על האינפלציה) ובכך לשפר את הפרדה בין העונתיות המשנה ובין המגמה של האינפלציה. גם הגדרת העונתיות בשיטה המבנית ממוקדת יותר ומקלה על הפרדה בין העונתיות למגמה. האומדנים לעונתיות המתקבלים בשיטה המבנית פחות תנודתיים מamodelני הלמ"ס, ובשנים האחרונות שונות מהם משמעותית. כתוצאה לכך, התפתחות האינפלציה המנוכה מעונתיות היא לעיתים קרובות שונה מאוד בין השיטות, ובשיטה המבנית קרובה יותר לנiton המקורי. כך, למשל, בתקופה ספטמבר 2008 עד פברואר 2009, המدد המקורי ירד ב-2.4 אחוזים (בmonths שנתיים). המدد המנוכה בשיטה המבנית ירד בתקופה זו ב-0.6 אחוז, בעוד שהמדד המנoca של הלמ"ס עלה ב-1.4 אחוזים — פער של כ-2 נקודות אחוז (השווה לטוחה יעד האינפלציה). נראה כי אין צורך להציג את החשיבות הרבה של אמידה מדויקת, ככל האפשר, של העונתיות לצורכי מעקב שוטף אחר התפתחות האינפלציה. כדי להשוות בין השיטות ניסחנו בעובדה זו שני מבחנים לטיבamodelני העונתיות. מבחן אחד הוא "imbachן טיב החיזוי", שבו אנו בוחנים את יכולת החיזוי של האינפלציה באמצעות מקדמי העונתיות של כל אחת מהשיטות. נמצא כי האומדנים המתקבלים בגישה המבנית, גם ללא שימוש באינפורמציה חיונית, עדיפים על האומדנים המתקבלים בשיטת 12-X, וכי ככל שימושים אינפורמציה טיב החיזוי של האומדנים בשיטה המבנית משתפר. מבחן שני הוא "imbachן המיתאמ וההטיה", שבאמצעותו אנו בודקים את מידת המיתאמ בין מקדמי העונתיות הנאמדים ובין קצב הפיחות של שער החליפין ומהירות הבוא (בניכוי עונתיות). מיתאמ כזה, שנמצא באומדני הלמ"ס, אנו מפרשים כאיינדיקציה לקושי של השיטה להפריד בין העונתיות לבין המגמה של האינפלציה, ובטעיו, כפי שינוmek בהמשך, האינפלציה המנוכה בשיטת הלמ"ס היא אומדן מוגה למוגמת האינפלציה. תוצאה לוואי מעניינת של הפעלת השיטה המבנית היא אומדן ההשפעה המשנה של הפיחות על האינפלציה המאפשר גם להציג פירוק של האינפלציה החודשית לשני רכיבים: "רכיב חיוני" המשקף את ההשפעה הישירה של הפיחות והמחירים בעולם על האינפלציה ורכיב המנoca מהשפעה זו ("רכיב מקומי"). נמצא כי בשנים 2000 עד 2010 לא ניכרת מוגמת עליה או ירידאה של קצב האינפלציה הכללי אך בפירוק מסתמנת ברכיב המקומי מגמת עליה החל משנת 2003. למרות כל האמור לעיל, אנו רוצים להציג כי בעובדה זו אין ממשום ביקורת לא על שיטת 12-X ולא על אופן יישומה על ידי הלמ"ס. יתר על כן, אנו סבורים כי יש מקום חשוב לגישת הלמ"ס, שאינה מערבת שיקול דעת המבוסס על תיאוריה כלכלית מסוימת. אנו, במחקר זה, מתמקדים בסדרה מסוימת (האינפלציה) ובתקופה מסוימת (1992 עד 2010), שגביה יש בידינו אינפורמציה שהתגבשה עם השנים, ונראה לנו שרצוי לנצלה. מטרת העבודה לספק אומדן נוסף, משלים, לamodelני הלמ"ס, ובכך לספק Zusatz ראייה נוספת לניתוח ולמעקב שוטף אחר משתנה חשוב ומרכזי לקביעת המדיניות המוניטרית.

Seasonal Adjustment of Israeli Consumer Price Inflation*

Alon Binyamini and David Elkayam

Abstract

The present work applies the structural method for seasonal analysis, presented by Harvey (1993) among others, to estimate seasonal factors of monthly inflation in Israel during the years 1992–2010. One advantage of this method—compared with the X-12 method as it is employed by Israel's CBS (Central Bureau of Statistics)—is that it enables us to integrate external information (such as exchange rate devaluation and world price inflation) in the estimation; this helps to extract the time varying seasonal factors. Another advantage is that the definition of seasonality under the structural approach is more clearly formulated and therefore contributes to a better identification of the seasonal factors. The seasonal factors estimated by the structural approach are less volatile than those of the CBS, and in recent years the two approaches have yielded significantly different estimates. As a result, the development of the seasonally-adjusted inflation rate is often very different between the two methods, and under the structural method it is more correlated with the actual inflation. Thus, for example, from September 2008 to February 2009, actual inflation was -2.4 percent (in annual terms). The seasonally-adjusted inflation rate based on the structural method was -0.6 percent, whereas that based on the CBS was positive, 1.4 percent — a gap of 2 percentage points, as wide as the range of the inflation target range of 1–3 percent. The above results highlight the importance of having reliable estimates for the seasonal factors for monitoring the development of monthly inflation. To compare the two methods we formulated two kinds of tests. The first one is a "forecast accuracy test", which compares the forecast performance of the inflation rate using the seasonal factors estimated by both methods. It appears that the structural method, even without using any additional information, does much better than the X-12 method in forecasting inflation. Also, employing external information in the estimation phase improves the forecasting performance of the structural method. The second test is the "correlation and bias test". It tests the possible existence of a correlation between the estimated seasonal-factors and external variables that are supposed to affect trend

* We would like to thank Edward Offenbacher, Ariel Mansura and the participants of the research department workshop, for their helpful comments.

inflation, such as the exchange rate depreciation rate and the inflation of imported-goods prices (seasonally adjusted). We interpret such a correlation, which was found in the case of the CBS estimators, as a failure of the method to achieve a good decomposition of inflation into its seasonal and non-seasonal components. Such a result also means (as will be explained later) that the seasonally adjusted inflation rate, estimated by using the CBS estimates of seasonality, is a biased estimate of trend inflation. An interesting by-product of the structural method is the estimation of a time varying pass-through from exchange rate changes to inflation. Such estimation also enables decomposing inflation into two components: an external one, which captures the direct effects of exchange rate devaluations and global price inflation, and a domestic one. The results of such decomposition, into external and domestic components, suggest that during the period 2000–2010, although the CPI had no definite trend, the domestic component increased since 2003. Despite the above mentioned benefits of the structural method, it is important to emphasize that this work does not criticize the X-12 method, nor its implementation by the CBS. On the contrary, we think that it is important that the CBS maintains its present approach of not involving subjective considerations in the process of seasonal adjustments. In the present research we focus on a specific variable (inflation) during a specific period of time (1992–2010), for which we are equipped with information which has accumulated over time and we find worth using. The contribution of this work is not to replace the estimates of the CBS, but to offer additional, complementary estimates of the seasonal components of monthly inflation. By so doing we hope to supply an additional point of view for monitoring and assessing the evolution of monthly inflation, which is an important element for monetary-policy formulation.

1. הקדמה

משמעותה חשובה שקובעי המדיניות המוניטרית עוקבים אחר התפתחותם החודשית הוא מدد המחרירים לצרכן. מدد זה מאופיין בעונתיות חזקה המקשה על הערכת התפתחותו. בולט במיוחד חודש אפריל, שבו נרשמת בדרך כלל עלית מחירים גבוהה יחסית לחודשי השנה הקודמים, אולם העונתיותבולטת גם בחודשים נוספים. (כך, למשל על פי מקדמי העונתיות של הלמ"ס לשנת 2010, העונתיות השילילת בגיןאר שווה בערכה המוחלט לעונתיות החיוונית של אפריל). כדי לבחון את ההתפתחות החודשית של המחירים יש להסתכל על המدد המנוכה מעונתיות. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מפרסמת מدد מנוכה עונתיות שמחושב בשיטת 12-X. מטרת הדיוון שלහן היא לבחון את טיבו של ניכוי זה ולהציג אומדנים נוספים, משלימים, לעונתיות של קצב האינפלציה של מدد המחרירים לצרכן.

נכוי עונתיות של נתונים כלכליים וחברתיים מתבצע בכל מדינות העולם, וכן בישראל, עניין של שגרה על ידי הגורמים הכלכליים המופקדים על הפיקת הנתונים המקוריים – בישראל הלמ"ס. ברוב המדינות ניכוי העונתיות נעשה בשיטה סטנדרטית נפוצה, המוכרת היטב ליוצרים הסטטיסטיים ולמשתמשים. שיטה זו, הנקרואת 12-X, פותחה לראשונה במשרד מפקד האוכלוסין בארה"ב, אך תרמו לפיתוחה גופים סטטיסטיים וקדמיים רבים במהלך השנים. ניכוי העונתיות של נתונים הלמ"ס, לרבות של מدد המחרירים לצרכן, נעשה בשיטה זו.

תכמה חשובה של שיטת 12-X, כפי שנוהג להשתמש בה, היא התבבסותה על הנתונים המקוריים של אותה סדרה בלבד, ללא עירוב סדרות נתונים אחרות (חוץ מהשפעות הקשורות טכנית ללוח השנה, כגון תاريichi החגים). סדרות מנוכות בשיטה זו נמצאות בשימוש שגרתי בניתוח כלכלי מכל הסוגים, לרבות גיבוש מדיניות. היתרון של גישה זו הוא כMOVEDן בכלליות שלה. אך כאן גם חסרונה: חסר ניתוח פרטני של התכונות הסטטיסטיות של הסדרה المسؤولת שלגביה מנוכים את העונתיות. זאת ועוד, מפני ההתבססות על אותה סדרה בלבד לא ניתן לקשר שבין המשנה שלגביו נעשה הניכוי ובין משתנים נוספים כדי לאמוד טוב יותר את מקדמי העונתיות. קושי נוסף שהניכוי בשיטה זו משבש את התכונות הסטטיסטיות של הסדרה המקוריית¹.

במהלך השנים פותחו שיטות המנסות להתמודד עם חלק מהחסרונות של שיטת 12-X. אחת מהן היא השיטה המבנית של ניתוח סדרות עיתיות בכלל ושל אמידת העונתיות בפרט; שיטה המוצגת, בין היתר, אצל Harvey (1993) (להלן הארווי). שיטה זו מאפשרת לאמוד את מקדמי העונתיות של האינפלציה באמצעות משואה אקונומטרית, שבה חלק מהמשתנים אינם נצפים והמקדים (הפרמטרים של המשואה) יכולים להשתנות עם הזמן. יתרון חשוב של גישה זו: היא מאפשרת לשלב אינפורמציה חיונית (להיעזר במשתנים נוספים) בתהליכי האמידה של מקדמי העונתיות.

בחינה של ההתפתחות האינפלציה בישראל בשנים 1992 עד 2010 מלמדת שקצב האינפלציה בתקופה זו הושפע במידה ניכרת מקצב הפיקות של שער החליפין ומקצב עלית המחרירים העולמיים של היבוא. כמו כן, בשנים האחרונות נחלשה השפעת הפיקות על קצב עלית מחירי הדירות (רכיב הדירות במדד) ודרכו על קצב האינפלציה הכללי, כפי שניתן להסיק הנו מניתוחים סטטיסטיים והן ממדיות ישרות של הלמ"ס. לפיכך ההשפעה של שער החליפין על המחרירים לא הייתה קבועה על פני התקופה. עוד נמצא כי

¹ Wallis (1974) בוחן את ההשפעה של ניכוי עונתיות בשיטת 12-X. הוא מצא כי בניכוי של רעש לבן נתונים רביעוניים מתתקבל בסדרה המנoca מיתאים עצמי מובהק בפיגור הרביעי.

לא ניתן לדחות את ההשערה שקצב האינפלציה בתקופה זו הוא סטציוני. הגישה של הארווי מאפשרת לשלב מאפיינים אלה בתהליך האמידה של מקדמי העונתיות, ובכך לשפר את האומדנים ביחס לאלה של הלמ"ס.

חשוב להזכיר כי אנו כמובן לא שוללים את ניכוי העונתיות של הלמ"ס. יתרה מכך, אנו סבורים כי יש מקום חשוב לגישת הלמ"ס (שיטת 12-X), שאינה מעורבת בעיבוד הנתונים שיקול דעת המבוסס על תיאוריה כלכלית מסויימת. מטרת העבודה זו היא לספק אומדן נוסף, למשל, לאומדני הלמ"ס, ובכך לספק זווית ראייה נוספת מנקודת מבטו חשובה זה ולמעקב אחר התפתחותו².

שיטת הלמ"ס לניכוי עונתיות מאפשרת למקדמי העונתיות להשתנות עם הזמן. גם ביחסו הנוכחי של השיטה המבנית אנו מאפרים למקדמי העונתיות להשתנות. אולם אחד המאפיינים של מקדמי העונתיות המתקבלים ביחסו הנוכחי של השיטה המבנית – כתוצאה, לא כהנחה – הוא שטוחה ההשתנות שלהם קטן מזו המתתקבל בגישת הלמ"ס. אחת הסיבות לכך, כפי שינוmek בהמשך, היא שהשימוש במידע נוסף³ (בשיטת המבנית) מקל על ההפרדה בין רכיב העונתיות לרכיב של מגמה-מחוזר⁴ ומקדמי העונתיות המתקבלים יציבים יותר (ביחס לשיטת 12-X). אנו מפרשים זאת כקושי של שיטת 12-X להפריד בין רכיב העונתיות לרכיב של מגמה-מחוזר: אנו סבורים שחלק מהשינויים במגמה מיוחסים בשיטה זו, בשוגג לשינוי במתכונת העונתיות.

עוד נמצא כי בשיטה המבנית ככל שאנו מוסיפים אינפורמציה קטנה להשתנות של מקדמי העונתיות, ולפיכך מתקבל שמתכונת העונתיות בתקופה שלגביה נسب מחקר זה (1992 עד 2010) קרובה יותר לקבועה מאשר משתנה. עם זאת, גם בשיטה המבנית מתקבלים מקדמי עונתיות עם מידת השתנות, ועל פי מבחן החיזוי (שיותג בהמשך) נמצאו אומדנים אלה עדיפים על פני אומדנים קבועים המתקבלים בשיטת משני דמי.

בחינה של מקדמי העונתיות מלבדת על הבדלים משמעותיים בין מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטה המבנית לאלה הנאמדים בשיטת הלמ"ס. הבדלים משמעותיים בשנים האחרונות קיימים בשלוש תת-תקופות – בחודשים ינואר-פברואר, يول-אוגוסט וספטMBER-אוקטובר. לפי הלמ"ס, בשנים האחרונות, החודשים ינואר-פברואר מאופיינים בעונתיות שלילית במידה רבה בהרבה מזו הנוצרת מהשיטה המבנית, ואילו החודשים يول-אוגוסט מאופיינים בעונתיות חיובית בהרבה (כלומר צפויים בהם מדדים גבוהים יחסית) מזו הנוצרת מהשיטה המבנית. החודשים ספטMBER-אוקטובר מאופיינים, על פי הלמ"ס, בעונתיות שלילית משמעותית, ואילו בשיטה המבנית מתקבלת עונתיות חיובית.

ובן שההבדלים בין האומדנים של מקדמי העונתיות באים לידי ביטוי גם באומדן קצב האינפלציה המנוכה מעונתיות – שהוא המשטנה הרלוונטי להערכת התפתחות האינפלציה. במילים אחרות: הערכת התפתחות החודשית של האינפלציה במהלך השנה, המתבלט בדרך המוצעת כאן, היא לעתים שונה מאוד מזו המתבלט מניכוי העונתיות של הלמ"ס. כך, למשל, בשנת 2009, בחודשים ינואר-פברואר ירד המדרד המקורי ב-3.8% אחוזים במונחים שונים. לפי השיטה המוצעת כאן (להלן השיטה המבנית) המדר

² ראוי לציין שגם בשיטת 12-X או יותר דיווק בשיפורים שהוכנסו בה) ניתן להיעזר במשתנים מסוימים לצורך אמידת העונתיות אולם מרחב האפשרויות בשיטת הארווי רב יותר. כך למשל, בין היתר, בשיטת 12-X לא ניתן לטפל במצב שבו ההשפעה של משתנה מסוים משתנה עם הזמן.

³ דהיינו, התחשבות בהשפעה (המשטנה) של שער החליפין והמחירים בעולם על המחרירים המקומיים והו吐ו של קצב האינפלציה סטציוני.

⁴ סיבה נוספת לעצמה באופן הניסוח של העונתיות המשטנה אצל הרווי (ראו בהמשך).

המנוכה ירד אף הוא, אך בשיעור מתון של 0.8 אחוז, ואילו לפי הלמ"ס המدد המנוכה עלה ב-2.4 אחוזים. בחודשים يول-אוגוסט עלה המدد המקורי בשיעור ניכר של 9.3 אחוזים במונחים שנתיים. לפי השיטה המבנית המدد המנוכה עלה בשיעור דומה, 8.3 אחוזים, ואילו לפי הלמ"ס המدد המנוכה עלה רק ב-1.4 אחוזים. בחודשים ספטמבר-אוקטובר ירד המدد המקורי ב-0.6 אחוז במונחים שנתיים, המدد המנוכה בשיטה המבנית ירד אף הוא בשיעור מתון של 0.9 אחוז, ואילו המدد המנוכה על פי הלמ"ס דועקע עלה בשיעור ניכר יחסית של 2.3 אחוזים.

אחד השימושים של ניכוי עונתיות הוא לנסות ולאתר שינוי בקצב האינפלציה, וזאת סמוך ככל האפשר למועד בו הוא התרחש. לשם כך נהוג להסתכל על התפתחות האינפלציה על פני מספר חודשים לאחריה (ممוצע נع). בחינה זאת מלמדת על הבדלים משמעותיים בין השיטות. כך למשל נניח שאנו מצויים באמצע מרץ 2009, ומסתכלים על האינפלציה בששת החודשים האחרונים (ספטמבר 2008 עד פברואר 2009). המدد המקורי בתקופה זו ירד ב-1.5 אחוזים במונחים שנתיים, משמע שהאינפלציה שלילית ונמוכה ב-2.5 נקודות אחוז מהказה התחתון של טווח יעד האינפלציה⁵. המدد המנוכה בשיטה המבנית מצביע אף הוא על ירידת מחירים, אף כי מתחנה יותר, 0.6 אחוז (לפי זה קצב האינפלציה מצוי נקודות אחוז מתחת לказה התחתון של היעד). לעומת זאת המدد המנוכה בשיטת הלמ"ס מצביע על עלייה של 2.1 אחוזים במונחים שנתיים; משמע שלפיו האינפלציה מצויה סמוך למרכז תחום היעד. דומה כי אין צורך להזכיר מילימ"ס על החשיבות של מציאת אומדן טוביים למקדמי העונתיות של האינפלציה לצורך מעקב שוטף אחר התפתחות המחרירים ולצורך קבלת החלטות מדיניות.

שאלה מתבקשת היא כיצד ניתן לבחון את טיב האומדנים של העונתיות המתקבלים בשיטות שונות. אחת התוצאות של עבודה זו היא ניסוח של שני מבחנים לכך. האחד הוא " מבחן טיב החיזוי", שלפיו אומדן טוב יותר הוא זה שבשימושבו מתאפשרת תחזית טובה יותר. בהמשך העבודה נתאר בפירוט את המבחן ותוציאותיו. כאן רק נציין כי על פי מבחן זה, השיטה המבנית – גם ללא שימוש באינפורמציה חיונית – נמצאת עדיפה על פני שיטת 12-X, וכן כי ככל שמוסיפים אינפורמציה (בשלב אמידת העונתיות, לא בשלב החיזוי) טיב החיזוי משתפר. המבחן השני הוא " מבחן המיתאמים וההטיה", שבו אנו בוחנים את מידת המיתאמים בין מקדמי העונתיות הנאמדים ובין קצב פירחות שער החליפין ומהירותי היבוא (בנייה עונתיות). את קיומו של מיתאמ כזה, שנמצא באומדי הלמ"ס, אנו מפרשים כאינדייקציה לקושי של השיטה להפריד בין העונתיות לבין המגמה של האינפלציה. אחד מביטויו של מיתאמ כזה הוא, כפי שינוmek בהמשך, שהאינפלציה המנוכה בשיטת הלמ"ס היא אומדן מوطה למוגמת האינפלציה.

בסעיף הבא נציג את המוגרת התיורטית של הרווי ואת אופן יישומה לניכוי העונתיות של האינפלציה בישראל, כפי שבוצע בעבודה זו. בסעיף השלישי נציג את מבחן טיב החיזוי לדירוג המודלים ואת תוצאותיו ביחס למודלים המנוסחים בסעיף השני. בסעיף הרביעי נציג את האומדנים למקדמי העונתיות המתקבלים בשיטות השונות המפורטות בסעיף השני ואת מבחן "המיתאמ וההטיה" ואת יישומו. בסעיף החמישי נפרט את הממצאים של השיטה המבנית ונשווה אותם לתוצאות של שיטת הלמ"ס, ובסעיף השישי נסכם.

⁵ טווח יעד האינפלציה הוא בין 1 ל-3 אחוזים.

2. יישום הגישה המבנית של הארווי (1993) לניכוי עונתיות האינפלציה

לפנינו שנציג את המודל לניכוי עונתיות שיישמש אותנו בעבודה זו, על הוווריאציות שלו, ראוי להקדים מספר מיללים לגבי ניכוי עונתיות. כל סדרה עיתית נהוג לחלק לעונתיות, מגמה+מחזור ושרירות⁶. ב"מגמה+מחזור" הכוונה לא דזוקא למגמה עולה או יורדת. המגמה יכולה להשתנות עם הזמן ולכלול רכיבים של מחזורי עסקים. "מגמה" גם יכולה להיות סטציונרית. השארית יכולה להכיל גורמים של אי סדירות ורעש לבן. "עונתיות" זהה מתכוonta שחוורת על עצמה, פחות או יותר, מדי שנה בשנה. אם מתכוonta זו היא קבועה, מקדמי העונתיות קבועים גם הם, ובמקרה כזה קל לזהות ולהפריד את העונתיות מהמגמה. אם מניחים שמתכוonta העונתיות עשויה להשתנות, ניתן להוסיף לניסוח העונתיות גורם סטוכסטי המשקף זאת. במקרה כזה, שבו העונתיות עשויה להשתנות, כבר יותר קשה להפריד בין העונתיות המשתנה והמגמה. כאן מתעוררת בעיות זיהוי האם השינוי בסדרה משקף שינוי במגמה או שינוי במתכוonta העונתיות.

שיטת א-פרמטרית נפוצה להפרדה בין עונתיות משתנה ובין מגמה היא, כאמור, שיטת 12-X. הלמ"יס משתמש בשיטה זו לניכוי עונתיות של מאות סדרות, לרבות זיהוי וניכוי העונתיות במדד המחיירים לצרכן. את הביקורת המקובלת על הגישה ניתן ליחס לשניים ממאפייניה:

1. זיהוי העונתיות המשתנה, וההפרדה בין גורמים אחרים, נעשה בשיטה זו ללא שימוש במידע חיצוני לזה המצווי בפיגורים של המשתנה שלגביו מבצעים את הניכוי.

2. אין שילוב מספק של התכוונות הסטטיסטיות של הסדרה/msioymת בתהליכי האמידה⁷.

אחד הדרכים להתחזות עם חסרוןנות אלו היא שימוש בגישה המבנית לניטוח סדרות עיתיות, גישה המוצגת בין היתר אצל Harvey (1993). כאן לא נתאר במפורט את השיטה, אלא בעיקר את יישומה לאמידת גורמי העונתיות בקצב האינפלציה של מדד המחיירים לצרכן בישראל.

ביחס לאינפלציה החודשית אנו מניחים את המודל המבני הבא:

$$(a1) \pi_t = s_t + \mu_t; \quad t = 1, 2, \dots, T ,$$

כאשר π הוא קצב עלית המחיירים בחודש t , s הוא גורם עונתיות ו- μ היא האינפלציה בניכוי עונתיות. שני האחרונים הם משתנים בלתי נצפים שייאמדו באמצעות מסנן קלמן.

למשוואה זו ניתן להוסיף גם משתנים מסבירים נצפים⁸. אנו נוסיף שני משתנים ידועים בהשפעתם הnicرت על האינפלציה בישראל: קצב הփיחות של שער החליפין ביחס לדולר, בזמן נתון ובפיגור של חודש (ממוצע נוע), Δe_t , וקצב עלית המחיר העולמי של היבוא (בניכוי עונתיות), בהווה ובפיגור של חודש (ממוצע נוע), π^* . משמע שכתחליף למשוואה (a1) אנו מניחים את המבנה הבא:

$$(a2) \pi_t = s_t + \mu_t + \delta^{\pi*} \pi_t^* + \delta_t^{\Delta e} \Delta e_t ,$$

⁶ ניתן להפריד בין מגמה ובין מחזור; כאן נתעלם מכך.

⁷ בשיטה כרכומים קשיים נוספים. אחד מהם השימוש מכניתה לתכוונות הסטטיסטיות של הסדרה (wallis (1974)). קושי אחר הוא שבגלל המשקל הגבוה המיויחס מכניתה לתכיפות האחרוניות, אומדןיהם אלה נתונים לשינויים תכופים ומשמעותיים.

⁸ הרווי מוסיף גם רעש לבן.

כאשר δ הוא פרמטר קבוע ו- $\delta^{\Delta e}$ הוא פרמטר משתנה, המשקף את השפעה (הפוחתת) של קצב הֆיות על מחירי הדיור ודרךם – על המחרירים לצרכן במהלך התקופה. במקרה הנוכחי, המשתנה μ מייצג את החלק מהאינפלציה המונוכה מעונתיות שאינו מושפע במשירין (בו זמנית) מקצב עלייתם של מחירי חוויל ושער החליפין⁹.

ביחס לפרמטר המשתנה $\delta^{\Delta e}$ אנו מניחים במהלך מקרי מהצורה:

$$(a2.1) \quad \delta_t^{\Delta e} = \delta_{t-1}^{\Delta e} + \eta_t; \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta}^2)$$

ביחס לחלק הבלטי נצפה, μ אנו מניחים במהלך מקרי (Random walk) מהצורה:

$$(b1) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

כאשר β הוא פרמטר משתנה (מייצג את השיפוע של המוגמה, μ) ומתרגש גם הוא במהלך מקרי מהצורה:

$$(b1.1) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \nu_t; \quad \nu_t \sim N(0, \sigma_{\nu}^2) .$$

אפשרות אחרת היא להניח שהמשתנה μ הוא סטציוני. כפי שנראה בהמשך תהליך כזה מאפיין טוב יותר את האינפלציה בתקופה הנחקרת. צורתו של תהליך זה היא:

$$(b2) \quad \mu_t = \rho \mu_{t-1} + \beta + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2) .$$

כאשר הפעם β קבוע וכן $\rho \in (-1, 1)$.

כפי שנראה בהמשך, להיותו של μ סטציוני יש השלכה משמעותית להקטנת השונות של מקדמי העונתיות הנאמדים.

ביחס לעונתיות, אנו מאפשרים עונתיות משתנה במוגבלת שלפני 12 חודשים עוקבים גורמי העונתיות מסתכנים למשתנה מקרי עם תוחלת 0 כלומר:

$$(c) \quad s_t + s_{t-1} + s_{t-2} + \dots + s_{t-11} = \xi_t; \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_{\xi}^2) .$$

המשמעות דלעיל (c) היא למעשה ההגדלה של עונתיות (על פי הרווי). לפי הרווי ניסוח זה מקל על הפרדה בין העונתיות המשתנה ובין המוגמה. כאשר השינוי בעונתיות הוא הדרגתי ומידתו נקבעת על ידי סטיית התקן של ξ . כאשר מבצעים חיזוי של העונתיות אנו כופים שסכום מקדמי העונתיות על פני כל 12 חודשים עוקבים הוא 0.

⁹ בבדיקה מוקדמת הוספנו למשוואת זו גם משתנה המייצג את השפעת החגיגים. בהמשך השטנו אותו, שכן השפעתו לא נמצא מובהקת.

המשוואות שלעיל מכילות 4 מודלים אפשריים:

א. מודל 1 (להלן גם M11) הכללי ביותר, שמורכב מהמשוואות:

(a1), (b1), (b1.1), (c);

את מקדמי העונתיות המתקברים ממודל זה נסמן t_{11s} .

ב. מודל 2 (להלן גם M12), שבו מוסיפים שהאנפלציה סטציונრית. דהיינו המודל מורכב מהמשוואות:

(a1), (b2), (c);

את מקדמי העונתיות המתקברים ממודל זה נסמן t_{12s} .

ג. מודל 3 (להלן גם M21), שבו מוסיפים למשואה הראשונה את הפיחות ומחירי חוויל. מודל 3 מורכב מהמשוואות:

(a2), (b1), (b1.1), (c);

את מקדמי העונתיות המתקברים ממודל זה נסמן t_{21s} .

ד. מודל 4 (להלן גם M22), שבו מוסיפים למשואה הראשונה את הפיחות ומחירי חוויל, ובמשואה
השנייה מנחים סטציונריות של האינפלציה. מודל 4 מכיל את המשוואות:

(a2), (b2), (c);

את מקדמי העונתיות המתקברים ממודל זה נסמן t_{22s} .

ARBUTHE modells DELUIL NAMDO BSHIYT KLMUN FILTR CASHER :

המשתנים הנכפים הם: $\pi_t^*, \Delta e_t, \pi_t$.

המשתנים הבלתי נכפים: $s_t, \mu, \delta_t^{\Delta e}$.

הזרועים האקסוגניים הם: $\xi_t, \eta_t, \nu_t, \varepsilon_t$.

הפרמטרים הנאמדים: $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\nu^2, \sigma_\xi^2, \delta^{\pi*}, \rho, \beta$.

את התוצאות של ARBUTHE modells DELUIL SHOYINU UM HATOCROT SHL SHNI MODILLS NOSFIM. HADCH,
מודל 5, HOA MODIL HATKIBEL BAMYIDA UM MASHTANI DMI KBOWIM (LAHLUN GEM M5). AT HOMDANIM SHL
MKDMI HEUNOTIOT SHL MODIL ZA NESMAN t_{5um-s} . **מודל 6**, HOA MODIL NICHOI HEUNOTIOT BSHIYT 12-X,

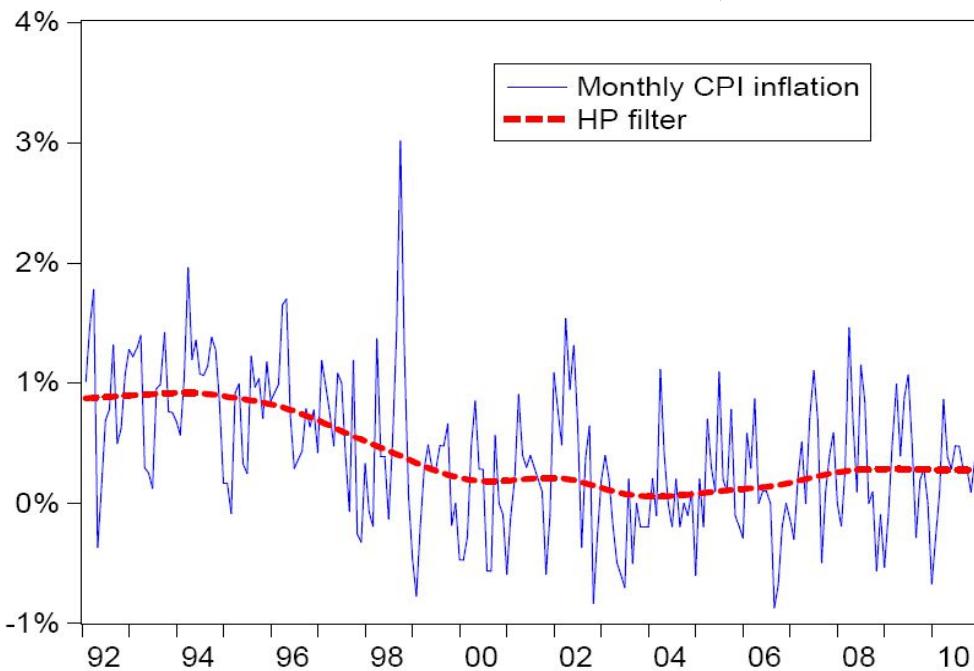
שיטת הnickovi שבה משתמשת הלמ"ס (להלן גם **MX-12**). את האומדנים של מקדמי העונטיות של מודל זה נסמן s_{X-12} .

להלן סיכום של כל ששת המודלים:

ЛОח 1 – סיכום ששת המודלים

<u>מאפיינים: אינפלציה</u> <u>+הנחה</u>	<u>משוואות</u>	<u>מקדמי העונטיות</u>	<u>המודל</u>
מהלך מקרי	(a1), (b1), (b1.1), (c)	$S11_t$	M11
סטציונריות	(a1), (b2), (c)	$S12_t$	M12
מהלך מקרי+פיחות ומחيري חו"ל	(a2), (b1), (b1.1), (c)	$s21_t$	M21
סטציונריות +פיחות ומחيري חו"ל	(a2), (b2), (c)	$s22_t$	M22
גרסיה על משתני דמי-		s_{dum_t}	Mdum
מקדמי עונטיות קבועים			
שיטת X-12		s_{X-12_t}	MX-12

איור 1 – קצב האינפלציה החודשי לשנים 1992 עד 2010



באיור 1 מוצג קצב האינפלציה לשנים 1992 עד 2010. כפי שניתן לראות בשנים 1992 עד 1999 האינפלציה נמצאת ב מגמת ירידה, ורמתה הממוצעת היא 9.1 אחוזים לשנה. החל משנת 1999 קצב האינפלציה הוא נטול מגמה ברורה של עלייה או ירידה ונע סביבה רמה ממוצעת של 2.3 אחוזים לשנה.

נשים לב שסטטיסטית התקן בשתי התקופות דומה (0.6-0.5 נקודת אחו במנוחים חדשניים בתקופות הראשונה והשנייה, בהתאם). מבחן לסטטיזונריות מלמד שלא ניתן לדחות את ההשערה שקצב האינפלציה בתקופה כולה, ובפרט החל משנת 2000, הוא סטטיזוני.¹⁰

בחינה של איור זה מלמדת שככל הנראה מודלים 3 ו-4, המניחים סטטיזונריות, עשויים להתאים יותר למשך הישראלי בתקופה הנבחנת. כפי שנראה בהמשך כאשר מניחים זאת, מקדמי העונתיות נוטים לצאת קבועים. כאשר אין שינויים במוגמת האינפלציה או בשינויו שלה קשה למצוא סיבה להשתנות של מתכונת העונתיות).

כל אחד מהמודלים דלעיל נAMD בנתונים חדשניים לתקופה 1992.01 ועד 2010.12. לפני שנציג ונדון בפירוט באופןיים של השיטות השונות נציג תחילת את " מבחן החיזוי" לדירוג טיב החיזוי של מודלים לניכוי עונתיות ואת תוכאות יישומו למודלים הנAMDים.

3. מבחן "טיב החיזוי" לדירוג המודלים

נתונים בפנינו מספר מודלים לניכוי עונתיות ותוכאות יישומים נתונים. כיצד נדרג את המודלים? המבחן שניסחנו בעבודה זו הוא " מבחן טיב החיזוי". נסbir תחילת את הרעיון שמאחרי ניסוח המבחן. המטרה של ניכוי העונתיות היא לקבל אומדן טוב לאינפלציה המנוכה. יש בידינו נתונים על האינפלציה בפועל, וכן מנסים להעריך את האינפלציה המנוכה. אנו אומדים את מקדמי העונתיות ומחשבים באמצעות אומדן לאינפלציה המנוכה, המחוшибת כഫרש בין האינפלציה בפועל ובין מקדמי העונתיות. השאלה היא כדלהלן: בהינתן אומדנים למקדמי העונתיות ובהינתן נתונים על האינפלציה בפועל, כיצד נבחן את טיב הניכוי? הדרך המוצעת בסעיף זה היא לבחון את טיב החיזוי של האינפלציה בפועל על פי כל אחת מהשיטות¹¹.

נניח לרגע שבנקודות זמן מסוימת, ¹², אנו יודעים את האינפלציה המנוכה ה"אמיתית" אך עדין אין בידינו נתונים על האינפלציה בפועל. לאינפלציה המנוכה ה"אמיתית" נוסיף את מקדמי העונתיות הנAMDים (העדכניםים ביותר, דהיינו שمبוססים על נתונים עד התקופה 1-¹²) ונקבל אומדן נתונים המקורי של האינפלציה בתקופה ¹². כאשר מגיע הנתון של האינפלציה נשווה אותו עם האומדן המקורי המוקדם. כך נעשה לגבי כל אחת מהשיטות ונדרג אותן לפי הסטטיטה הריבועית הממוצעת של התחזית המתקבלת בכל אחת מהן. הבעה היא, כמובן, שאנו יודעים מהי האינפלציה המנוכה ה"אמיתית". כאן עליינו להוסיף הנקודות.

כאומדן לאינפלציה המנוכה העתידית השתמשנו בקצב האינפלציה הממוצע ששרר בתקופת התחזית¹². כן הוספנו שתי הנקודות:

א. אנו מניחים שהתוחלת של סכום של האומדנים לעונתיות, על פי כל השיטות, על פני כל 12 חודשים עוקבים היא 0.

¹⁰ מבחן דיקי-פולר לתקופה כולה נתן ערך t של -8.3, הערך הקritis לדוחית ההשערה של מחלק מקרי, ברמת מובהקות של 1%, הוא -3.5. המבחן לשנים 2000 עד 2010 נתן ערך t של -7.5. לעומת זאת קritis של -3.5. דהיינו גם לגבי התקופה כולה וגם לגבי התקופה שמשנת 2000 לא ניתן לדוחות את ההשערה שקצב האינפלציה סטטיזוני.

¹¹ בסעיף הבא נציג מבחן נוסף לבחינת טיב ניכוי העונתיות (או דזוקא לדירוג מודלים).

¹² ביתר פירות, לכל שנה בתחזית השתמשנו בקצב האינפלציה הממוצע כפי שהתרחש בדיעד.

ב. ביחס לכל אחת מהשיטות, פרט ל-12X, אנו מעריכים שהאומדנים של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטות השונות (שבמוססים כאמור על אינפורמציה עד התקופה 1-t) הם בלתי מתואימים עם האינפלציה הלא מנוכה ("אמתית") שמרתחשת כאמור בתקופה t. חשוב להציג שכל אחת מהשיטות, פרט ל-12X, למשה מינחה שקצב האינפלציה המנוכה ("אמתית") אורתוגונלי למקדמי העונתיות "אמתיטיים". אנו מוסיפים את ההנחה שגורמי העונתיות הנאמדים (על סמך העבר) הם בלתי מתואימים גם עם האינפלציה (העתידית) המנוכה "אמתית".

בנחות אלה ניתן להראות (נספח 1) שההבדל בטיב החיזוי בין המודלים נובע כולה, בסבירות גבוהה, בטיב החיזוי של מקדמי העונתיות.

לגביו כל אחד מהמודלים ביצעו את התהיליך הבא. התחילו את האמידה לתקופה 1992 עד 2000 באמצעות המגמה (הקבועה ושווה לכל המודלים) ובאמצעות מקדמי העונתיות של שנת 2000 ביצעו תחזית של האינפלציה ל-12 החודשים של שנת 2001. השלב הבא הוא לעדכן את אמידת המודל, ובכל זה את האומדנים של מקדמי העונתיות, בעורת המידע של שנת 2001. לפיכך אמינו את המודלים מחדש, הפעם לשנים 1992 עד 2001, ובנינו תחזית ל-12 החודשים של שנת 2002. כך, באופן רקורסיבי, בנו תחזית לכל אחת מהשנתיים עד 2010. את אותו התהיליך ביצעו עם כל אחד מהמודלים. לכל מודל חישבנו את הסטייה הריבועית הממוצעת של התחזית. הדירוג שהתקבל ב מבחן זה מוצג בלוח 2.

לוח 2 – השוואת טעות התחזית (MSE) של תחזית ל-12 חודשים

Method	Fstatistic:		
	MSE	MSE/min(MSE)	ProbF(132,132)
M22	0.167	1.000	
M21	0.174	1.039	0.41
Mdum	0.185	1.108	0.28
M12	0.187	1.118	0.26
M11	0.187	1.119	0.26
Mx12	0.203	1.214	0.13

כפי שנitinן לראות התחזית המתקבלת עם אומדי 12-X היא בעלת טעות התחזית הגדולה ביותר. השיטה המבנית ללא שימוש בכל אינפורמציה נוספת (מודל 1) משפרת את טעות התחזית הממוצעת ב-8.6 אחוזים (טעות התחזית היא 0.187 לעומת 0.203 בשיטת 12-X). הוספת הנחת הסטציאנריות (מודל 2) לא משפרת ולא מרעה את טעות התחזית ביחס למודל 1. אמידה עם מקדמי עונתיות קבועים, באמצעות משתני דמי, משפרת את התחזית ביחס למודל 1 בכ-1 אחוזים. שיפור נוסף ומשמעותי של התחזית מתתקבל מהוספת קצב הפיחות ומהירות היבוא למודל (מודל 3). שיפור נוסף, של 1.4 אחוזים, מתתקבל ממודל 4 (גם באמצעות אקסוגניים וגם סטציאנריות). כפי שנitinן לראות, כל מידע שנוסף משפר את טיב התחזית.

את אותו התהיליך ביצעו שוב, והפעם עדכנו את האמידה אחת ל-3 חודשים והתחזית היא ל-3 חודשים (ולא ל-12 חודשים) הבאים. התוצאות מוצגות בלוח 3. בלוח 4 מוצגות התוצאות כאשר אנו חוזרים על התהיליך עם עדכון אמידה אחת לחודש, ובוחנים את טעות התחזית לחודש בודד קדימה. כפי שנitinן לראותaicות התוצאות בלוחות 3 ו-4 דומה ללא שבלוח 1.

ЛОЧ 3 – השוואת טעות התחזית לשולש חודשים

Fstatistic:			
Method	MSE	MSE/min(MSE)	ProbF(132,132)
M22	0.169	1.000	
M21	0.176	1.040	0.41
M11	0.186	1.102	0.29
M12	0.188	1.111	0.27
Mdum	0.190	1.122	0.25
Mx12	0.202	1.197	0.15

ЛОЧ 4 – השוואת טעות התחזית לחודש אחד

Fstatistic:			
Method	MSE	MSE/min(MSE)	ProbF(132,132)
M22	0.182	1.000	
M21	0.188	1.036	0.42
M11	0.199	1.094	0.30
M12	0.199	1.095	0.30
Mdum	0.205	1.127	0.25
Mx12	0.215	1.181	0.17

4. הצגת האומדנים ותוצאות "מבחן המיתאמ וההטיה"

באילור 2 אנו מציגים את מקדמי העונטיות המתקבלים באמצעות ששת המודלים דלעיל. כפי שניתן לראות מקדמי העונטיות של הלמ"ס הם בעלי טווח ההשתנות הרב ביותר והתנודתיות הרבה יותר. תנודתיות גדולה של מקדמי עונטיות משמעותה שמתיקיימים שניים תכופים במתכונת העונטיות¹³. תוצאה כזו מעלה חשש שיטת 12-X מתנסה להפריד בין העונטיות (המשתנה) ובין המגמה, והשיטה מייחסת חלק מהשינויים במגמה, בשוגג, לשינויים במתכונת העונטיות.

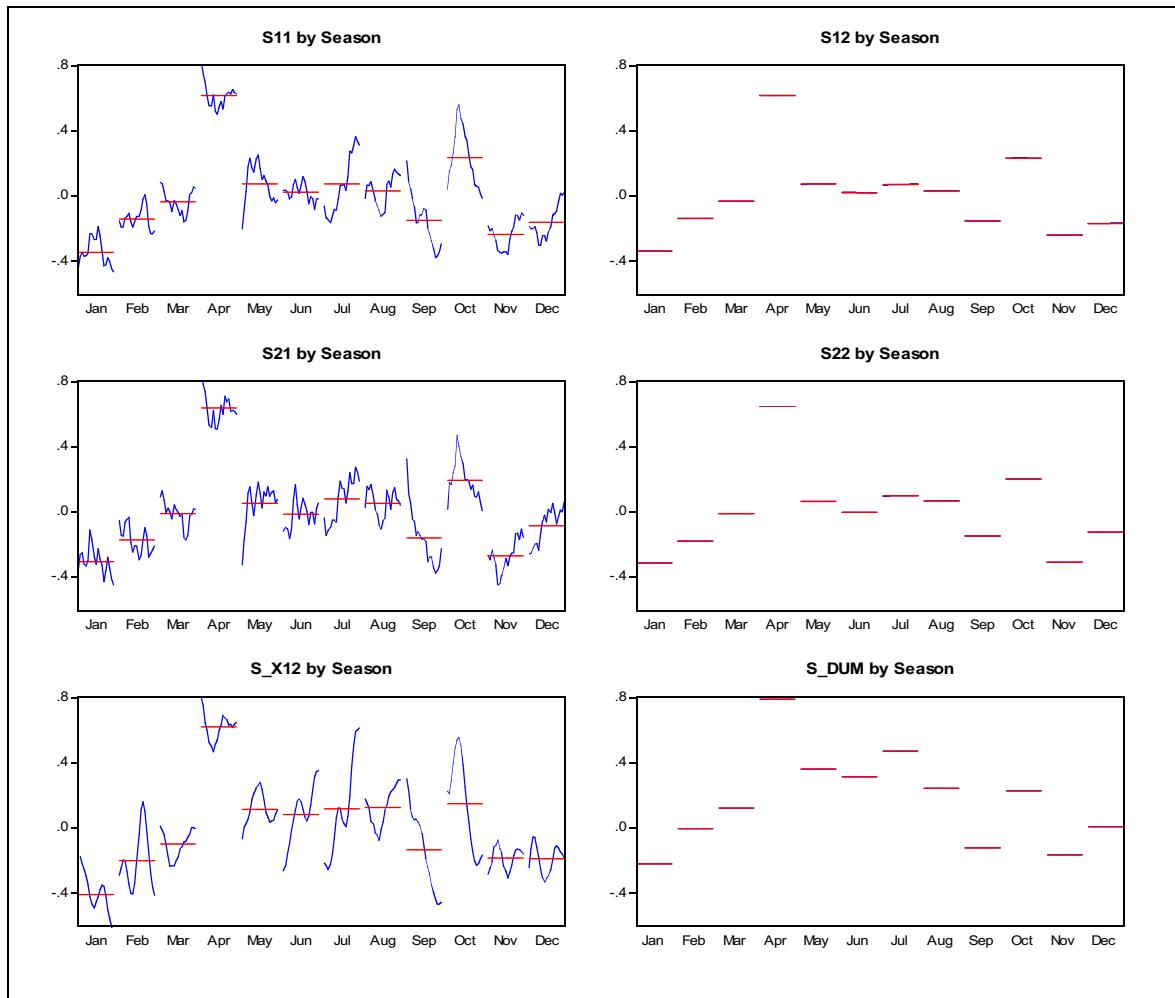
כדי לאש הערכה זו ניסחנו מבחן, שייקרא להלן "מבחן המיתאמ וההטיה", ויישמו אותו על כל אחד מהמודלים. המבחן ותוצאותיו מוצגים בספח 2. כאן נתייחס לעיקרי הדברים והמצאים. ב厶בחן זה אנו בודקים קיומו של מיתאם בין אומדי העונטיות (בכל אחת מהשיטות) ובין קצב פיחות שער החליפין ומהחרירים בעולם. במקביל אנו בודקים אם האינפלציה המנוכה היא אומדן חסר הטיה למוגמת האינפלציה. אנו יודעים שקצב פיחות שער החליפין וקצב עלייתם של המחרירים בעולם (בנייה עונטיות) משפיעים על מגמות האינפלציה. لكن נצפה שהשפעה של משתנים אלה תटבטא באומדן האינפלציה המנוכה מעונטיות. לשם כך צריך, בין היתר, שימושים אלה לא ישפיעו על מקדמי העונטיות (ולכן גם לא יהיו מתואימים עם).

ה厶בחן מתבצע באופן הבא: עבור כל אחד מהמודלים ביצענו גרסיה של קצב האינפלציה בפועל על קבוע, האומדן לאינפלציה המנוכה מעונטיות, קצב פיחות שער החליפין ומחيري היבוא (בנייה עונטיות). הפיחות ומחירי היבוא נמצאו מובהקים רק במודל אחד — במודל של שיטת 12-X, שבה משתמש הלמ"ס — ממצא המלמד שחלק מהשפעת הפיחות ומחירי היבוא על האינפלציה מייחסים בשיטה זו, בשוגג, לשינוי

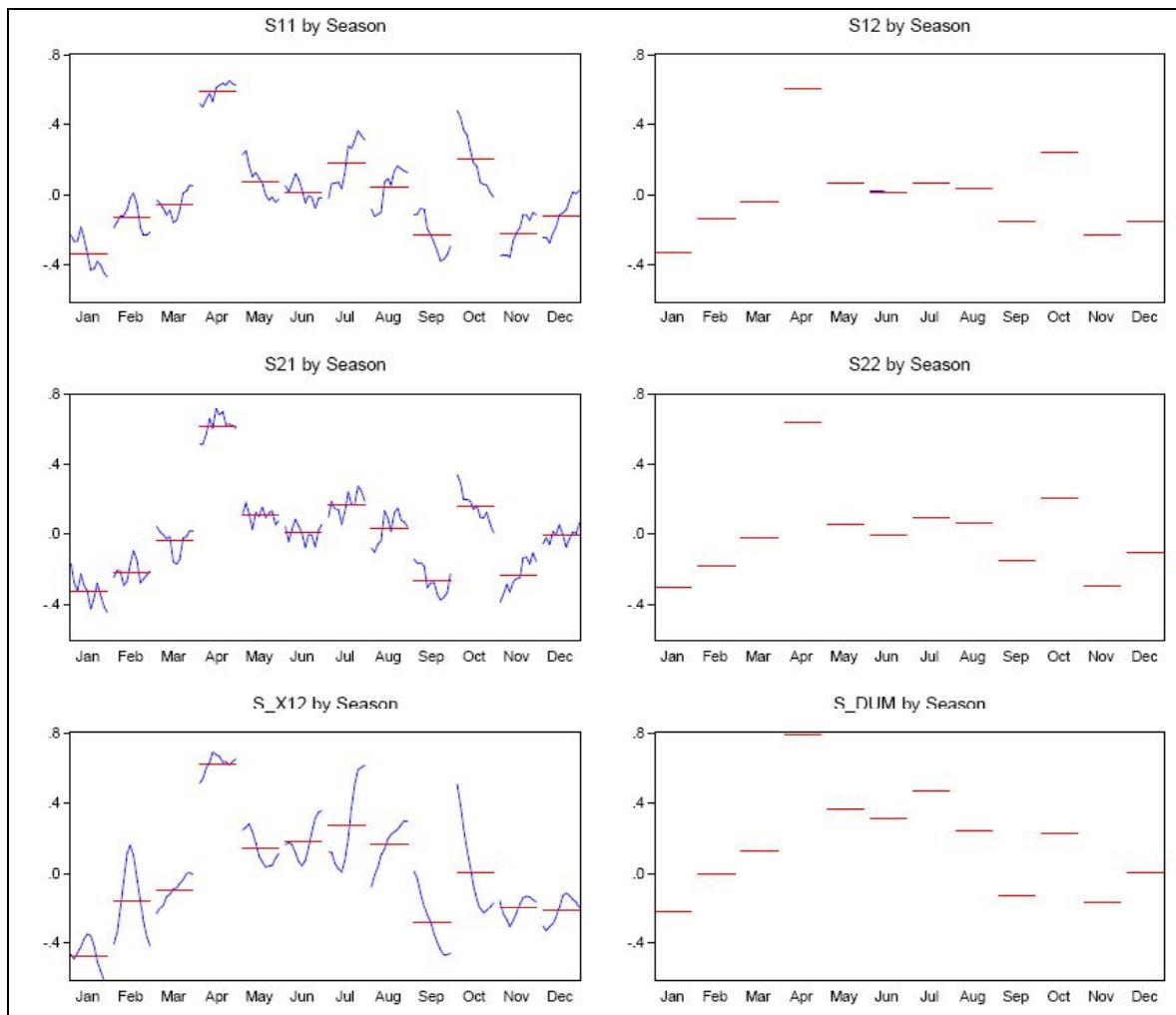
¹³ בדרך כלל סביר לצפות שינויים במתכונת העונטיות יהיו הדרגתיים. למשל: אם חל שינוי במשקל של רכיב עונטי ולדוגמא ירידת משקל החלבשה והחנעה) נקבל השתנות במתכונת העונטיות. אולם שינוי משקלות כאלה הם מטבעם הדרגתיים, ולכן נצפה שהשינוי בעונטיות יהיה אף הוא הדרגי.

במתכונות העונתיות. במקביל המודל היחיד שבו המקדם של אומדן האינפלציה המנוכה מעונתיות נמצא נושא במובהק מ-1 הוא שיטת 12-X, מה שמלמד כי אומדן זה הוא אומדן מוטה למוגמת האינפלציה. (ראו נספח 2).

**איור 2א' – מקדמי עונתיות, לפי 6 השיטות, בפריסת חודשית
1992-2010**



**איור 2ב' – מקדמי עונתיות, לפי 6 השיטות, בפרίסה חודשית
1999-2010**



כאשר עוברים לגישה המבנית ללא שימוש במידע נוסף, מודל 1 (11א), מתקבלת מתכונת עונתיות שהיא הקרובה ביותר לו של הלמ"ס, אף כי התנדות קטנות יותר. העבודה שבאמצעות מודל 1 אנו "מצחחים לשזר" מתכונת עונתיות הדומה בחלוקת לו של הלמ"ס, עשויה ללמד לנו מה שבחדר הנחות נוספות או אינפורמציה נוספת, שתי השיטות מתקשות להפריד בין גורמי עונתיות לבין גורמי מגמה-מחזור. למרות הדמיון במתכונת העונתיות (בין מודל 1 לשיטת 12-X) שני המבחןים שהוצעו מלמדים שהשיטה המבנית - גם בניסוחה הגולמי ביותר - עדיפה על שיטת 12-X.¹⁴.

¹⁴ כאן חשוב להוסיף מילה של זהירות. מאחר שאין כאן ניתוח תיאורטי של שתי השיטות, התוצאות והמסקנות בדבר עדיפות של השיטה המבנית בצורתה הגלמית על שיטת 12-X נקבעות לנתונים המסויימים שנבדקו בעובדה זו: קצב האינפלציה החודשי של ישראל לשנים 1992 עד 2010. שימוש בסדרות אחרות בעלות תכונות סטטיסטיות אחרות (דהיינו "תהליכי ייצור נתוניים" אחר) יכול להביא לתוצאות שונות.

כאשר אנו מוסיפים הנחה (שכמובן נתמכת בנתונים) שהאינפלציה סטציונריית¹⁵, מודל 2 (21z), השונות של מקדמי העונתיות למעשה מתאפסת, ככלומר מתקבלים מקדמי עונתיות כמעט קבועים. עם זאת ב מבחוץ טיב החיזוי התוצאות דומות אלה של מודל 1.

לחולפיו, במודל 3 (21z), כאשר אנו מוסיפים למודל 1 את קצב הפיחות ואת מחירי היבוא, נשמרת מתכונות עונתיות דומה זו של מודל 1, אולם כאן השונות של מקדמי העונתיות קטנה, וחשוב מכך, ב מבחוץ החיזוי חל שיפור משמעותי (לוחות 2 עד 4). תוצאה זו מלמדת על החשיבות הרבה של שילוב הפיחות ומחירי היבוא במשוואת האינפלציה לצורך אמידת מקדמי העונתיות.

כאשר מוסיפים למודל 3 את המידע שהאינפלציה סטציונריות (מודל 4 (22z)) מקדמי העונתיות הופכים כמעט קבועים, וב מבחוץ החיזוי חל שיפור משמעותי נוסף. משמע שהתרומה של רכיבי המידע השונים – הפיחות ומחירי היבוא והסטציונריות של האינפלציה – אינה ליניארית.

מודל 4 נותן את התוצאות הטובות ביותר. במודל זה מתקבלים כאמור מקדמי עונתיות קבועים. אולם חשוב להציג שמקדמי העונתיות המתקבלים כאן שונים מאוד מתקבלים בשיטת משתני דמי ועדייפים עליהם מבחינת מבחן טיב החיזוי. בلوح 5 מוצגות תוצאות האמידה של מודל 4.

لوح 5 – תוצאות אמידת מודל M22

הפרמטר	תיאור	האומד	סטיית התקן	z statistic
δ^*	גמישות האינפלציה ביחס לאינפלציה של מחירי היבוא במת"ח	0.14	0.03	4.8
ρ	איינרציה של האינפלציה מנוכת העונתיות	0.58	0.06	9.9
β	חוותך של האינפלציה מנוכת עונתיות	0.13	0.02	5.5
σ_{η}	סטיית התקן של הזעוזע לרכיב המקומי של האינפלציה	0.12	0.01	9.1

5. פירוט הממצאים והשוואה בין תוצאות מודל 4 לאומדי הלמ"ס

בلوح 6 מוצגים מקדמי העונתיות של השנהים האחרונים (לשנים 2009 ו-2010) המתקבלים במודל 4 בשיטת הלמ"ס. כן הושפנו את האינפלציה בפועל והאינפלציה בניכוי עונתיות לפי שתי השיטות. ניתן לראות כי ב-11 מתוך 24 החודשים המוצגים בلوح זה, יש הבדל של 0.2 נקודות אחוז ומעלה (במונחים חודשיים) בין אומדי העונתיות של שתי השיטות.

¹⁵ למעשה אנו מושחררים מוגבלת שמחייבת את האינפלציה להתנהג כמהלך מקרי.

**ЛОЧ 6 – АОМДНИМ ЛЕУОНТИИТ ОЛАОИНФЛЦИИХ МЕНОВА
МОДЛ M22 ЛЕУОМТА АОМДНИ ХЛМ'ИС
ШИРОВИТУМ РЕКУАПОУ МЦИИНОТ ХОМШИМ СТВЕХМ ТЕБДИЛ БИН АОМДНИМ ГДОЛ М-1.0**

שנה	חודש	נתון מנובלה עונתיות			מקדרמי עונתיות
		נתון מקורי	בשיטה הלמיש (X12)	בשיטה המבנית	
2009	ינואר	-0.5	0.0	-0.2	-0.5
	פברואר	-0.1	0.4	0.1	-0.5
	מרץ	0.5	0.3	0.5	0.2
	אפריל	1.0	0.4	0.3	0.6
	מאי	0.4	0.3	0.3	0.1
	יוני	0.9	0.8	0.9	0.1
	יולי	1.1	0.4	1.0	0.7
	אוגוסט	0.5	0.3	0.4	0.2
	ספטמבר	-0.3	0.0	-0.1	-0.3
	אוקטובר	0.2	0.4	0.0	-0.2
	נובמבר	0.3	0.6	0.6	-0.3
	דצמבר	0.0	0.0	0.1	0.0
2010	ינואר	-0.7	0.0	-0.4	-0.7
	פברואר	-0.3	0.1	-0.1	-0.4
	מרץ	0.1	0.0	0.1	0.1
	אפריל	0.9	0.3	0.2	0.6
	מאי	0.4	0.2	0.3	0.2
	יוני	0.3	0.2	0.3	0.1
	יולי	0.5	-0.2	0.4	0.7
	אוגוסט	0.5	0.3	0.4	0.2
	ספטמבר	0.3	0.6	0.4	-0.3
	אוקטובר	0.3	0.5	0.1	-0.2
	נובמבר	0.1	0.3	0.4	-0.2
	דצמבר	0.4	0.5	0.5	-0.1

בחינה על פני תקופה ארוכה יותר מראה הבדל בולט באומדי העונתיות בשנים האחרונות שלוש תקופות: ינואר-פברואר, שבהם העונתיות של הלמ"ס הרבה יותר שלילית, يول-אוגוסט, שבהם העונתיות של הלמ"ס הרבה יותר חיובית, וספטמבר-אוקטובר, שבהם העונתיות של הלמ"ס שלילית בעוד שזו שלנו חיובית.

בלוחות 7א', 7ב' ו- 7ג' מוצגת השוואת אומדי האינפלציה המנוכה בכל אחת מהתקופות שלעיל, לשנים 1999 עד 2010, בשתי השיטות. כפי שניתן לראות, בכל הלוחות, קיימים בשנים האחרונות הבדלים משמעותיים בין תוצאות שתי השיטות ביחס לאינפלציה המנוכה. כך, למשל, בחודשים يول-אוגוסט (לוב'), בשלוש השנים האחרונות, יש באינפלציה המנוכה הבדל של כ-4 נקודות אחוז במנוחים שנתיים בין תוצאות שתי השיטות. זה הבדל משמעותי ביותר, שכן טווח יעד האינפלציה הוא 2 נקודות אחוז (בין 1 ל-3 אחוזים).

**לוח 7א' – השוואת אומדי האינפלציה המנוכה לחודשים ינואר-פברואר
שנים 1999-2010**
מדד M22 לעומת אומדי הלמ"ס

פער	מנוחים שנתיים			תקופה
	אינפלציה בשיטות המבנית השלטת הלמ"ס	אינפלציה מנוכה	כללית	
2.3	-4.4	-2.1	-7.4	1999M01 - 1999M02
2.0	-2.7	-0.7	-5.6	2000M01 - 2000M02
1.9	-1.2	0.7	-4.1	2001M01 - 2001M02
1.0	14.1	15.1	11.2	2002M01 - 2002M02
-0.6	6.4	5.8	3.5	2003M01 - 2003M02
-1.0	2.9	2.0	0.0	2004M01 - 2004M02
-1.2	0.6	-0.6	-2.4	2005M01 - 2005M02
0.4	4.7	5.1	1.8	2006M01 - 2006M02
0.9	0.3	1.3	-2.6	2007M01 - 2007M02
1.9	1.8	3.7	-1.2	2008M01 - 2008M02
3.2	-0.8	2.4	-3.8	2009M01 - 2009M02
3.3	-2.8	0.6	-5.7	2010M01 - 2010M02
1.2	7.2	8.4	3.0	2011M01 - 2011M02

**לוח 7ב' – השוואת אומדי האינפלציה המנוכה לחודשים يولאי-אוגוסט
שנים 1999-2010**
מדד M22 לעומת אומדי הלמ"ס

פער	מנוחים שנתיים			תקופה
	אינפלציה בשיטות המבנית השלטת הלמ"ס	אינפלציה מנוכה	כללית	
1.4	3.6	5.0	4.6	1999M07 - 1999M08
0.6	-2.7	-2.1	-1.7	2000M07 - 2000M08
1.0	3.1	4.1	4.1	2001M07 - 2001M08
0.6	0.7	1.3	1.7	2002M07 - 2002M08
0.1	-4.0	-3.9	-3.0	2003M07 - 2003M08
-0.3	-1.0	-1.3	0.0	2004M07 - 2004M08
-0.9	6.7	5.8	7.7	2005M07 - 2005M08
-2.7	-0.4	-3.1	0.6	2006M07 - 2006M08
-2.8	9.7	6.9	10.7	2007M07 - 2007M08
-3.8	11.0	7.2	12.0	2008M07 - 2008M08
-4.2	8.3	4.1	9.3	2009M07 - 2009M08
-4.1	4.7	0.6	5.7	2010M07 - 2010M08

לוח 7ג' – השוואת אומדי האינפלציה המנוכה לחודשים ספטמבר-אוקטובר 1999–2010
מודול M22 לעומת אומדי הלמ"ס

פער	מנוחים שנתיים				תקופה
	אינפלציה מונERICA בשיטת הלמ"ס	אינפלציה בשיטת המבנית	כללית	אינפלציה	
-2.9	6.5	3.5	6.8	1999:09 - 1999:10	
-1.8	-0.3	-2.1	0.0	2000:09 - 2000:10	
-0.7	1.4	0.7	1.8	2001:09 - 2001:10	
0.1	5.7	5.8	6.1	2002:09 - 2002:10	
2.0	-3.3	-1.3	-3.0	2003:09 - 2003:10	
1.5	-1.5	0.0	-1.2	2004:09 - 2004:10	
2.8	4.9	7.7	5.3	2005:09 - 2005:10	
3.2	-9.5	-6.3	-9.2	2006:09 - 2006:10	
3.9	-2.7	1.2	-2.4	2007:09 - 2007:10	
3.9	0.2	4.2	0.6	2008:09 - 2008:10	
3.2	-0.9	2.3	-0.6	2009:09 - 2009:10	
3.2	3.0	6.2	3.4	2010:09 - 2010:10	

לצורך הערכת אפשרויות של תפניות (החשפה, או שינוי כיוון) באינפלציה ניתן להסתכל על סדרה של שיעור האינפלציה המctracter בשלוש, או בששת החודשים האחרונים. בלוח 7ג' אנו מסתכלים על האינפלציה המctracter בשישה חודשים: מארס עד אוגוסט, בכל אחת מהשנתיים, לפי שתי השיטות. כפי שניתן לראות, החל משנת 2006 נפתח פער של מעל נקודות אחוז בין האינפלציה המנוכה בשתי השיטות. פער זה מגיע לכ-2.5 נקודות אחוז בשנתיים האחרונים. כך, למשל, בשנת 2010, עליה המדד המקורי ממארס עד אוגוסט בכ-1.5 אחוזים והעונתיות בתקופה זו חiyorית; لكن נצפה שהאומדן המנוכה יعلا בפחות, והשאלה היא בכמה פחותות. לפי הלמ"ס האומדן המנוכה עליה ב-1.5 אחוזים, במונחים שנתיים, לעומת שיעור שנמדד ממרכז תחום יעד האינפלציה. לפי שיטותינו האינפלציה בשישה החודשים האחרונים עלהה ב-3.4 אחוזים, לעומת שיעור הגבוה מהגבול העליון של יעד האינפלציה. די ברור שלאומדינים אלה השלכות מנוגדות על המדיניות הנדרשת.

בלוח 7ה' אנו מסתכלים על קצב האינפלציה המctracter בששת החודשים שמספטמבר עד פברואר, לשנים 1999 עד 2010, לפי שתי השיטות. לוח זה הוא תמונה ראי של הלווח הקודם. כפי שניתן לראות החל משנת 2006 נפתח פער של מעל נקודות אחוז בין האינפלציה המנוכה בשתי השיטות, שגדל לכ-2 נקודות אחוז בשלוש השנים האחרונות. כך, למשל, מספטמבר 2009 עד פברואר 2010 המחירים בפועל ירדו ב-1.5 אחוזים במונחים שנתיים; משמע שהנתון המקורי, ללא מנוכה, מצבע על אינפלציה שלילית. הנתון המנוכה בשיטת הלמ"ס מצבע על עליית מחירים של 2.1 אחוזים, קצב הקרוב למרכו תחום היעד, ולעומתו זאת הנתון המנוכה בשיטה המבנית מצבע על אינפלציה של 0.2 אחוז במונחים שנתיים, – נקודות אחוז מתחת לגבול התחתון של יעד האינפלציה. גם כאן המלצות המדיניות הנגוראות משתי הערכות אלה שונות בתכלית.

**לוח 7ד' – השוואת אומדי האינפלציה המנוכה לחודשים מארס-אוגוסט
שנים 1999-2010**
מודול M22 לעומת אומדי הלמ"ס

מספר	מנוחים שנתיים					תקופה
	המבנהית	מנוכה בשיטה המבנהית	אינפלציה הלמ"ס	אינפלציה מנוכה בשיטה המבנהית	אינפלציה כללית	
0.6	1.5	2.1	3.3	1999M03 - 1999M08		
0.1	0.4	0.5	2.1	2000M03 - 2000M08		
0.0	3.2	3.2	5.0	2001M03 - 2001M08		
0.1	7.4	7.5	9.1	2002M03 - 2002M08		
-0.3	-4.9	-5.2	-3.2	2003M03 - 2003M08		
0.0	1.1	1.1	2.8	2004M03 - 2004M08		
-0.3	2.6	2.4	4.4	2005M03 - 2005M08		
-1.0	1.0	0.0	2.7	2006M03 - 2006M08		
-1.3	4.7	3.4	6.4	2007M03 - 2007M08		
-1.7	7.3	5.6	9.0	2008M03 - 2008M08		
-2.0	6.9	4.9	8.6	2009M03 - 2009M08		
-1.9	3.4	1.5	5.1	2010M03 - 2010M08		

**לוח 7ה' – השוואת אומדי האינפלציה המנוכה לחודשים ספטמבר-פברואר
שנים 1999-2010**
מודול M22 לעומת אומדי הלמ"ס

מספר	מנוחים שנתיים					תקופה
	בשיטת הלמ"ס	אינפלציה מנוכה בשיטת המבנהית	אינפלציה מנוכה בשיטת המבנהית	אינפלציה בשיטת הלמ"ס	אינפלציה כללית	
-0.3	1.7	1.4	0.0	1999M09 - 2000M02		
-0.2	0.2	0.0	-1.6	2000M09 - 2001M02		
-0.1	4.7	4.6	2.9	2001M09 - 2002M02		
-0.1	2.7	2.6	1.0	2002M09 - 2003M02		
0.1	-0.1	0.0	-1.8	2003M09 - 2004M02		
0.1	0.5	0.7	-1.2	2004M09 - 2005M02		
0.5	3.5	4.0	1.8	2005M09 - 2006M02		
1.1	-2.6	-1.5	-4.3	2006M09 - 2007M02		
1.4	2.5	3.9	0.8	2007M09 - 2008M02		
2.0	-0.6	1.4	-2.4	2008M09 - 2009M02		
1.9	0.2	2.1	-1.5	2009M09 - 2010M02		
1.1	5.2	6.3	3.1	2010M09 - 2011M02		

**לוח 7ו' – השוואת אומדני האינפלציה המנוכה במצטבר על מחציות שנה
שנים 1999-2010**
מוחלט M22 לעומת אומדני הלמ"ס

מספר	שיעור שינוי במונחים שנתיים					תקופה
	בשיטת המבנית	בשיטת הלמ"ס	אינפלציה מנוכה	אינפלציה	מחירי היבוא	
(מונחים שקליםים)						
0.6	1.5	2.1	3.3	9.8	1999M03 - 1999M08	
-0.3	1.7	1.4	0.0	-4.8	1999M09 - 2000M02	
0.1	0.4	0.5	2.1	-3.1	2000M03 - 2000M08	
-0.2	0.2	0.0	-1.6	3.2	2000M09 - 2001M02	
0.0	3.2	3.2	5.0	-1.8	2001M03 - 2001M08	
-0.1	4.7	4.6	2.9	8.4	2001M09 - 2002M02	
0.1	7.4	7.5	9.1	15.2	2002M03 - 2002M08	
-0.1	2.7	2.6	1.0	21.5	2002M09 - 2003M02	
-0.3	-4.9	-5.2	-3.2	-18.7	2003M03 - 2003M08	
0.1	-0.1	0.0	-1.8	16.6	2003M09 - 2004M02	
0.0	1.1	1.1	2.8	6.5	2004M03 - 2004M08	
0.1	0.5	0.7	-1.2	2.8	2004M09 - 2005M02	
-0.3	2.6	2.4	4.4	10.0	2005M03 - 2005M08	
0.5	3.5	4.0	1.8	8.6	2005M09 - 2006M02	
-1.0	1.0	0.0	2.7	1.0	2006M03 - 2006M08	
1.1	-2.6	-1.5	-4.3	-11.2	2006M09 - 2007M02	
-1.3	4.7	3.4	6.4	12.9	2007M03 - 2007M08	
1.4	2.5	3.9	0.8	-12.9	2007M09 - 2008M02	
-1.7	7.3	5.6	9.0	14.6	2008M03 - 2008M08	
2.0	-0.6	1.4	-2.4	-20.9	2008M09 - 2009M02	
-2.0	6.9	4.9	8.6	2.9	2009M03 - 2009M08	
1.9	0.2	2.1	-1.5	-0.4	2009M09 - 2010M02	
-1.9	3.4	1.5	5.1	4.3	2010M03 - 2010M08	
1.2	5.2	6.4	3.1	2.7	2010M09 - 2011M02	

בלוח 7ו' איחדנו את שני הלוחות הקודמים החל משנת 2006. בכל "שנה" שתי תקופות, מארס עד אוגוסט וספטמבר עד פברואר של השנה שאחריה. כן הוספנו סדרה של קצב הֆיות בתוספת עליית המחירדים הדולריים של היבוא (בניכוי עונתיות). לוח זה ממחיש את ההבדל בין השיטות ואת החישובות של שימוש באינפורמציה חיצונית (במקרה זה הֆיות ועליתות מחירי היבוא בעולם) לצורך אמידת העונתיות. נסתכל תחילה על הסדרה המקורית. בחינת הנתונים משנת 2006 מצביעה בבירור על עונתיות חזקה. המחזית הראשונה גבוהה בהרבה מהשנייה. בכל אחת מהשנתיים 2006 עד 2009 יש הבדל של מעל 6 נקודות אחוז בין המחזיות. השאלה היא כמה מהפרש זה משקף עונתיות.

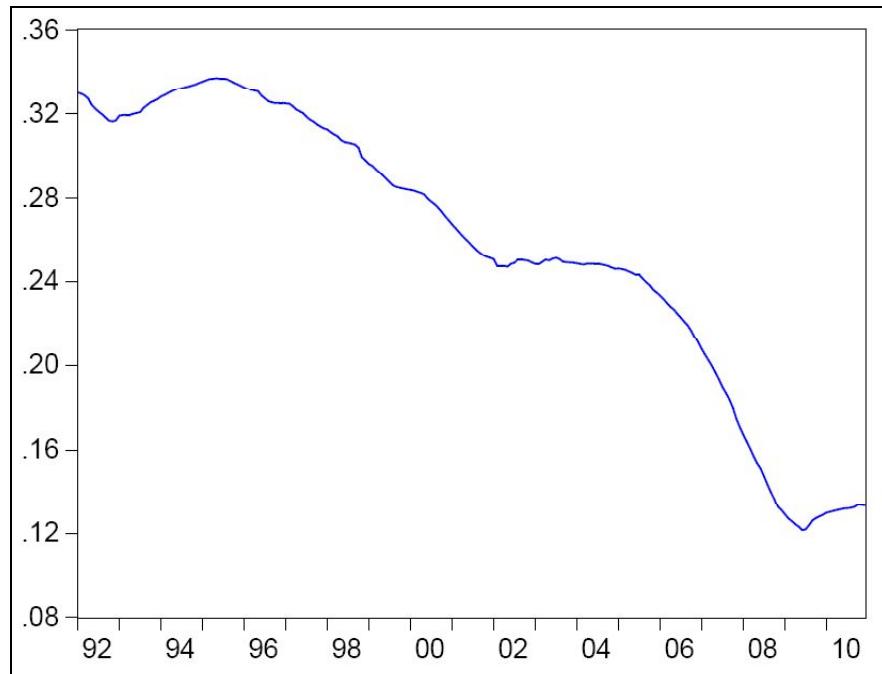
לפי הלמ"ס, בשנים 2006 עד 2009 כ-6 נקודות אחוז מההפרש בין המחזיות נובעת מעונתיות. זהה בחלוקת תוצאה הגיגונית כמשמעותיים רק על נתוני האינפלציה וכמשמעותיים שהעונתיות יכולה להשנותו. ה"הסבר" של 12-X להבדל בעונתיות לעומת השנים הקודמות היא שבשנים אלה העונתיות גדלה.

לפי שיטתנו העונתיות בשנים אלה הרבה יותר קטנה מזו של הלמ"ס. בחינה של הנתונים המנוכחים לפי שיטתנו מלמדת על 4 שנים רצופות (2006 עד 2009) של דפוס שלכורה חוזר על עצמו, מחזית ראשונה

גבואה ושניתה נמוכה. זה כਮון מעלה חשש שהኒקיי פגום, שכן לא נצפה כי בסדרה מנוכה יתקיים דפוס חזרה כזה. ברם, התבוננות בנתוני הֆיקות ועלית המחרירים בעולם (בנייה עונתיות) מצביעה על דפוס כזה בדיק בסדרה זו¹⁶. במקרה אחרות: במקרה, הֆיקות בתוספת עלית המחרירים בעולם התנהגו בשנים 2006 עד 2008 בדפוס מסוים מאד: קצב העלייה של מzd זה במחצית הראשונה היה גבוה -6, 16 ו-17 נקודות אחוז מהז שבחצי השנייה, בהתאם. די ברור שללא התחשבות בגורם זה קיבל הבדל משמעותי במקדמי העונתיות (אלא אם כן נכפה מקדמי עונתיות קבועים).

לסיום סעיף זה ראוי לציין שתי תוצאות לוואי מעניינות המתקבלות מamodel 4. תוצאה אחת היא אומדן ההשפעה הישירה של קצב הֆיקות על האינפלציה. אומדן זה מוצג באIOR 3. כפי שניתן לראות השפעת הֆיקות על האינפלציה פחותה בהדרגה ממוקדם של C-32 (מקדם תמסורת) בשנים 1992 עד 1994 עד למקדם של כ- 0.15 בשנים 2009 עד 2010. התפתחות זו משקפת בעיקרה, כך אנו מעריכים, את ההשפעה הפחותת של קצב הֆיקות על מחירי הדיור – כפי שניתן למוד גס מתנות שיפורסמת הלמייס, בדבר ירידה מתמשכת של שיעור חוויה השכירות הצמודים לדולר. אפשרות נוספת היא שחליה נוספת גם ירידה בשימוש בתמזור דולרי בחלק מענפי השירותים. השפעת המחרירים העולמיים של היבוא הייתה קבועה לאורך התקופה והמקדם נמדד בכ-0.13.

**איור 3 – גמישות (משתנה של) האינפלציה ביחס לפיקוח הנומינלי
על ידי מודל M22**

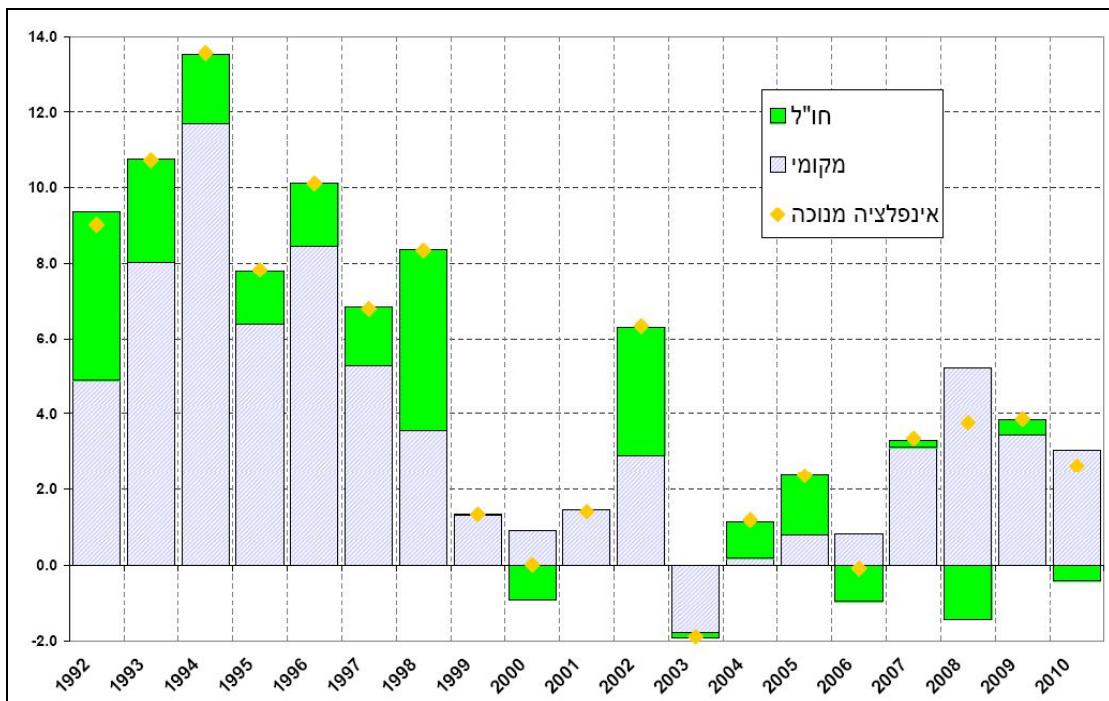


תוצאה אחרת שראוי לציין היא הפרוק של האינפלציה המנוכה מעונתיות, המתקבל בamodel 4, לשני רכיבים: רכיב המשקף השפעה ישירה (בו זמנית) של מחירי היבוא וקצב הֆיקות על האינפלציה ("רכיב חיצוני") ורכיב המנוכה מהשפעה זו ("רכיב מקומי"). רכיבים אלה מוצגים באIOR 4. כפי שניתן לראות ברכיב

¹⁶ נציג כי המחרירים הדולריים של היבוא הם מנוכי עונתיות (בשיטת המקדים קבועים).

החינוך ניכרת לאורך התקופה מגמה מתונה ביותר של ירידה, המשקפת בעיקר את התמתנותו של קצב פיחות שער החליפין. לעומת זאת הרכב המקומי מצוי במעטת ירידה עד שנת 2000, בהמשך עד שנת 2002 מסתמנת יציבות, ומשנת 2003 ואילך מואפיין רכיב זה במוגמת עלייה. במלils אחרות: בקצב האינפלציה הכללי (מנוכה עונתיות) לא נראה מגמת עלייה או ירידה משנת 2000 ועד 2010, אולם כמספריים לרכיב מקומי ורכיב חינוצי ניתן להבחן, במוגמת ירידה ברכיב החינוצי ומוגמת עלייה ברכיב המקומי החל משנת 2003.

איור 4 – פירוק האינפלציה לרכיב חינוצי ולרכיב מקומי
(תדריות שנתית)



6. מסקנות

קצב האינפלציה של המוצרים לצרכן מואפיין בעונתיות חזקה. כאשר אומדים את מקדמי העונתיות בשיטת 12x, שבה משתמש הלמ"ס – שיטה המאפשרת למקדמי העונתיות להשתנות עם הזמן – מתקבלים מקדמי עונתיות תנודתיים, עם טווח השתנות גדול, שנמצאו מתואימים עם משתנים המשפיעים על מגמת האינפלציה (כמפורט בחר"ל ושער החליפין). אחות המטרות של עבודה זו הייתה לבחון את האפשרות שמאפיינים אלה של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטת 12x משקפים את הקושי של השיטה להפריד את העונתיות המשטנה מהמוגמה – דהיינו ליזהות את מקדמי העונתיות. שימוש בגישה המבנית של (Harvey, 1993), כפי שמוצע בעבודה זו, מאפשר לשלב משתני עזר מסוימים להפריד בין העונתיות לבין המוגמה, ובכך לקבל מקדמי עונתיות עדיפים על אלה המתקבלים בשיטת 12x (לפי שני המבחנים שנוסחו בעבודה זו)¹⁷. יתרה מכך, גם אמידה של מקדמי עונתיות קבועים הניתה תוצאות עדיפות (בשני המבחנים) על אלה המתקבלות בשיטת 12x.

¹⁷ נזכיר ונגשים שככל האמור כאן מתייחס לתקופה המסוימת שעלה נסב מחקר זה (שנתיים 1992 עד 2010).

ההבדלים בתוצאות בין השיטות בולטים במיוחד במילוי בשנים האחרונות. ההבדלים בולטים בעיקר בחודשים ינואר-פברואר, يول-אוגוסט וספטמבר-אוקטובר. כתוצאה לכך, שתי השיטות נותנות לעיתים תוצאות שונות משמעותית באשר לקצב האינפלציה המctrבר על פני מספר חודשים. אנו סבורים שלמצאי העבודה זו יש השלה חשובה על היכולת להסיק מסקנות נכונות ממעקב אחר הנתונים החודשיים של האינפלציה. אנו ממליצים אפוא להיעזר באומדן העונתיות המוצגים כאן (במקום או נוסף על האומדנים המתוקבלים בשיטת 12x), או, לפחות, לאמוד מקדמי עונתיות קבועים.

ביבליוגרפיה

Harvey, A. C. (1993). *Time Series Models*, second edition, the MIT press, Cambridge, Massachusetts.

Harvey, Andrew and Andrew Scott (1994). "Seasonality in Dynamic Regression Models", *The Economic Journal*, 104, No 427 (November), 1324-1345.

Wallis, K. F. (1974). "Seasonal adjustment and relations between variables", *Journal of the American Statistical Association*, 69, 18-31.

ירחון לסטטיסטיקה של מחקרים.

נספח 1 - מבחן "טיב החיזוי" לדירוגמודלים – המתודולוגיה

נניח שלפנינו מספר מודלים (שיטות) לניכוי עונתיות. כיצד נדרג את השיטות? המבחן שננשח להלן הוא " מבחן טיב החיזוי". נסביר תחילת הרעיון של המבחן. המטרה של ניכוי עונתיות היא לקבל אומדן לאינפלציה בניכוי עונתיות; זאת שבידינו נתון על האינפלציה בפועל. הקושי לדרג את השיטות הוא שבהעדר הנתון המנוכה האמיתית קשה לשפוט את טיבו של הניכוי. לפיכך בחרנו ל选取 בדרכ הופוכה לדרג את השיטות לפי טיב האומדן לאינפלציה (בפועל) המתוקבל בכל אחת מהן.

כאומדן לאינפלציה המנוכה בתקופת התחזית השתמש בקצב האינפלציה הממוצע שרד בתקופת התחזית, נסמן ב- $\bar{\pi}$. נתון לנו אומדן מוקדם העונתיות בנקודות זמן t על פי מודל \hat{s}_t קלשו, נסמן ב- $\hat{\pi}_t^i$. נציג כי האומדן מוקדם העונתיות מבוסס על אינפורמציה מ לפני תקופה התחזית. דהיינו על אינפורמציה עד וכול תקופה -1 . בהינתן שני האומדנים דלעיל, התחזית לאינפלציה בפועל (הלא מנוכה) בנקודת זמן t היא:

$$(a1.1) \quad \hat{\pi}_t^i = \hat{s}_t^i + \bar{\pi},$$

כאשר המשתנה $\hat{\pi}_t^i$ הוא התחזית לאינפלציה הלא מנוכה המתוקבלת באמצעות ניכוי עונתיות לפי שיטה i . נסמן ב- $\hat{\pi}_t$ את האינפלציה בדיעבד. ממשוואות 1.1 ו-1.0 נובע כי טעות התחזית של מודל i (בחיזוי האינפלציה ל- t) היא:

$$(a1.2) \quad err_t^i = \pi_t - \hat{\pi}_t^i = (s_t - \hat{s}_t^i) + (\pi_t^{sa} - \bar{\pi}).$$

ממוצע סכום ריבועי הטעויות של אומדן זה הוא:

(a1.3)

$$MSE^i = (1/T) \sum_{t=1}^T (err_t^i)^2 = (1/T) \left\{ \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2 + \sum_{t=1}^T (\pi_t^{sa} - \bar{\pi})^2 + 2 \sum_{t=1}^T [(\pi_t^{sa} - \bar{\pi})(s_t - \hat{s}_t^i)] \right\}.$$

בשיטת j קיבל בדומה אומדן MSE^j . בעזרת סידור חדש של המשוואה הקודמת, קל לראות ששיטה i עדיפה על שיטה j (מבחינת ממוצע סכום ריבועי הסטיות של התחזית) אם ורק אם הביטוי הבא:

$$(a1.4) \quad (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2 - 2(1/T) \sum_{t=1}^T \pi_t^{sa} \hat{s}_t^i + 2\bar{\pi}(1/T) \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^i$$

קטן מהביטוי האנלוגי ביחס ל- $-j$.

בשלב זה נסיף שתי הנחות.

א. ביחס לכל השיטות, פרט ל-12X, התוחלת של הממוצע מקדמי העונתיות על פני כל תקופת התחזית היא אפס.¹⁸.

ביחס לכל אחת מהשיטות, פרט ל-12X, מtopic בניה מתקיים שסכום מקדמי העונתיות על פני כל 12 חודשים עוקבים הוא 0 בתוחלת (בשיטת משתנים קבועים זה מתקיים גם בנתונים). لكن עבור תקופת התחזית של 120 תקופות ניתן להניח שהממוצע קרוב מאוד ל-0. שיטת 12X אינה כופה מגבלה זו על מקדמי העונתיות אולם עבור משטנה סטציאורי, כמו האינפלציה בתקופה הנחקרת, סביר להניח שעבור תקופה מספיק אורך התנאי הזה יתקיים גם עבור שיטת 12X (ראה להלן).

ב. האומדנים של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטות השונות (שמבוססים כאמור על אינפורמציה עד התקופה $t-1$) הם בלתי מתואימים עם האינפלציה הלא מנוכה ה"אמיתית" שמרתחשת בתקופה t .

חשוב להזכיר שככל יותר מהשיטות, פרט ל-12X, למעשה מנוכה שקצב האינפלציה המנוכה ה"אמיתית" אורתוגונלי למקדמי העונתיות ה"אמיתיים". ביחס לכל אחת מהשיטות, פרט לשיטת 12X, אנו מוסיפים את ההנחה שגורם העונתיות הנאמדים (על סמך העבר) הם בלתי מתואימים גם עם האינפלציה (העתידית) המנוכה ה"אמיתית". מאחר ומדובר על אורתוגונליות בין אומדי עונתיות על סמך אינפורמציה ההיסטורית, בין אינפלציה מנוכה שמרתחשת בעתיד, הרי שזוהי אינה הנחה חזקה.

בנסיבות אלה, מתקיים שלכל שתי שיטות (לNICOU עונתיות) i ו- $-j$, שיטה i עדיפה על j אם ורק סכום ריבועי הסטיות של האומדנים לעונתיות קטן יותר.

ביחס לשיטת 12X. כדי שיטה כלשהי, i , תהיה עדיפה במונחי סכום ריבועי הסטיות על שיטת 12X
צריך שיתקיים התנאי הבא:

¹⁸ אנו גם מניחים שתקופת התחזית כוללת שנים שלמות, או לחילופין קבוצות שלמות של 12 חודשים עוקבים.

$$(a1.5) \quad (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2 \leq (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^{X12})^2 - 2(1/T) \sum_{t=1}^T \pi_t^{sa} \hat{s}_t^{X12} + 2\bar{\pi}(1/T) \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^{X12}.$$

האיבר האחרון מימין הוא מכפלה של קצב האינפלציה הממוצעת (כפול 2) במשמעות של מקדמי העונתיות של שיטת X12 על פני כל תקופת התחזית. ביטוי זה הוא נصفה וניתן לחישוב. כך, למשל, בתחזית המבוססת על אמצעה ל-12 חודשים בכל פעם, בחישוב על פני כל תקופת התחזית מתקבל ערך של 0.0002 לעומת ערך של אמצעה 0.203 עברו הסטיה כולה. זהינו מדובר ב- 0.12% אחוזים מהסטיה. זה יכול להסביר 0.55% מההפרש מול הסטיה של השיטה המבנית (ראה לוח 2).

האיבר השני מימין, בביטוי (a1.5), הוא המתאים (כפול 2) שבין האינפלציה המנוכה האמיתית ובין האומדן לעונתיות שנערך על סמך אינפורמציה עד תקופה $t-1$. כאמור מתאים זה צפוי להיות נמוך או אפילו 0. כפי שצוין, אחת הביעות של שיטת X12 היא שהשיטה מבקשת להפריד בין שינוי בעונתיות ובין שינוי באינפלציה המנוכה. כתוצאה, צפוי שההיה מתאים בין האומדן לעונתיות ובין האומדן של השיטה לאינפלציה המנוכה. לפיכך סביר שתתקיים מתאם חיובי בין האומדן לעונתיות ובין האינפלציה המנוכה האמיתית. לדוגמה, נניח שתרחש עזועע שמעלה את האינפלציה המנוכה והשיטה בטעות מסוימת חלק ממני לעונתיות. במקרה כזה נצהה למתאים חיובי בין האומדן למקדם העונתיות ובין האינפלציה המנוכה האמיתית. האם נצהה לקיומו של מתאים גם בין האומדן לעונתיות ובין האינפלציה המנוכה האמיתית שתתרחש בתקופה הבאה? זה עלול להיות אם באינפלציה המנוכה האמיתית קיים מתאם סדרתי חיובי. لكن תיתכן אפשרות שהמתאים בין האומדן למקדם העונתיות בשיטת X12 ובין האינפלציה המנוכה האמיתית בתקופה הבאה יהיה חיובי. מכאן שאם מתקיים אי השווון שבמשוואה (a1.5) אז על אחת כמה וכמה שהטיעות הריבועית הממוצעת של אומדי העונתיות בשיטה ? קטנה מזו של שיטת X12.

במילים אחרות, אם הטיעות הריבועית הממוצעת של תחזית האינפלציה בשיטה כלשהי, ?, נמנוכה מזו שמתתקבל בשיטת X12 אז סביר לצפות שהטיעות הריבועית הממוצעת של האומדנים לעונתיות של שיטה ? נמנוכה מזו בשיטת X12, שכן המתאים האמור פועל להקטנת הטיעות הריבועית הממוצעת של התחזית לאינפלציה.

בעירורו תיתכן אפשרותה של שיטה ? תהיה עדיפה על X12 ב מבחון התחזית אך סכום ריבועי הסטיות של אומדי העונתיות בשיטת X12 קטן מזה בשיטה ?. זה יכול לקרות אם מאיזושהי סיבה המתאים דלעיל דוקא שלילי ומספריק גדול (בערכו המוחלט). ברם, בכל מקרה, עצם קיומו של מתאים בין אומדי העונתיות ובין האינפלציה הלא מנוכה העתידית מלמד כי האומדן של השיטה (בקרה זה X12) לאינפלציה המנוכה הוא מוטה.

ניתן לסכם ולומר כך: אם שיטה ? (המקיימת את תנאי האורתוגונליות דלעיל) נמצאת עדיפה ב מבחון טיב החיזוי של האינפלציה על שיטת X12 אז מתקיים לפחות אחד משני הדברים הבאים: 1. מקדמי העונתיות של שיטה ? קרובים יותר לאמתיתים (במובן של סטיה ריבועית ממוצעת). 2. אומדי העונתיות של שיטת X12 מספקים אומדים מוטים לאינפלציה המנוכה (ולעונתיות).

עוד נצין כי הסטטיסטי MSE מתפלג²χ. כדי לבדוק אם ההבדל בין השיטות מובהק ניתן להסתכל על היחס בין הסטטיסטיה הריבועית הממוצעת של שתי השיטות. סטטיסטי זה הוא בעל התפלגות F.

נספח 2 - מבחן "המיatas וחתיטה" לטיבו של ניכוי העונתיות (בחינת המיatas בין אומדני העונתיות ובין המחירדים בעולם ושער החליפין, ומבחן חוסר הטיה באמצעות האינפלציה המנוכה)

כפי שנראה להלן, נמצא כי יש מיatas חיובי בין מקדמי העונתיות (המשתנים) של הלמ"ס ובין קצב פיחות שער החליפין ועלית המחירדים בעולם. משנתנים אלה אמרוים להשפיע על מגמת האינפלציה, ולכן מיatas שלהם עם מקדמי העונתיות מלמד שהשיטה אינה מיטיבה להפריד בין המגמה ובין העונתיות המשתנה, ולפיכך אמידתה של מגמת האינפלציה לוקה בהטיה. להלן נבהיר עניין זה.

את האינפלציה בפועל נראום כסכום של שני ביוטויים אורותוגונליים – האינפלציה המנוכה

מעונתיות^{sa}, π , ומקדמי העונתיות^a, s . דהיינו:

$$(a2.1) \quad \pi_t = \pi_t^{sa} + s_t,$$

הנחה שמקדמי העונתיות אינם מותאים עם האינפלציה המנוכה משמעותה, בין היתר, שאם נרייך רגרסיה של משווה (a2.1) בהשمت מקדמי העונתיות, נמשיך לקבל מקדם 1 על האינפלציה המנוכה. (האומדן של מקדם זה אמרו להישאר חסר הטיה). במילים אחרות: ניתן להסביר מהמשווה את מקדמי העונתיות ועדיין האינפלציה המנוכה מבטא את כל הגורמים המשפיעים על מגמת האינפלציה.

מכאן גם עולה שככל משתנה נוסף למשווה (a2.1) לא אמריך לשנות את אומדן המקדם של האינפלציה המנוכה. וכן, אם משתנה כזה נמצא מובהק (מקדם שונה מ-0) הדבר אומר שהוא מותאים עם מקדמי העונתיות (שכאמריך הושמו מהמשווה).

ניתן אףוא לנ Sach את המבחן הבא לטיבם של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטה מסוימת באמצעות המשוואת הרגרסיה הבאה¹⁹:

$$(a2.2) \quad \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t^{sa} + \alpha_2 x_t$$

כאשר x הוא משתנה כלשהו שבאמצעותו אנו רוצים לבחון את טיב האומדנים. אם המשתנה x מובהק ברגרסיה, משמעות הדבר שהוא מותאם עם מקדמי העונתיות (שהושמו מהרגרסיה). אם אנו יודעים גם שמשתנה זה אמריך להשפיע על מגמת האינפלציה, ניתן להסיק שהפירוק של האינפלציה למגמה ועונתיות לוקה בחסר, שכן משתני המגמה לא אמרוים להיכל בעונתיות. במקרה כזה גם נצפה שהמקדם של π^{sa} יהיה קטן מ-1, שכן הטיה באומדני העונתיות משמעה במקביל הטיה באומדן האינפלציה המנוכה. במקרה כזה האומדן של האינפלציה המנוכה הוא אומדן מوطה למגמת האינפלציה.

בבחינה דלהן הושפנו לרגרסיה שני משתנים (x מייצג שני משתנים): קצב עליתם של המחירדים בעולם (בנייה עונתיות) (π^{sa}) וקצב פיחות שער החליפין (Δe_t)²⁰. משנתנים אלה אמרוים להשפיע על

¹⁹ באמידות השונות הושפנו למשווה גם קבוע, והוא נמצא בלתי מובהק.

מגמת האינפלציה, ולכן הם אמורים להיכל באומדן של האינפלציה המנוכה. לכן הם אמורים להיות בLATI מתואמים עם מקדמי העונתיות, ומשום לכך לא אמורים להיות מובהקים ברגרסיה, והמקדם של האינפלציה המנוכה אמור להיות 1. אי התקיימות של אחד או יותר משני תנאים אלה – אי מובהקות של משתנים אלה ברגרסיה ומקדם של 1 של האינפלציה המנוכה – מלמדת שניבי העונתיות לוקה, בחסר. במילים אחרות: השערת האפס להיות ניכוי ניכוי "טוב" היא:

$$H_0 : \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 1, \alpha_2 = 0$$

בלוח נ'2 מוצגים האומדנים של משווהה (a2.2), בשיטות השונות, כאשר הוספנו לרגרסיה את קצב פיחות שער החליפין ועלית המכירות בעולם. כפי שניתן לראות, בכל השיטות, פרט לזה של הלמי"ס, מתקבל לאינפלציה המנוכה מקדם שאינו שונה במובהק²¹ מ-1. וכן המקדים של המשתנים הנוספים אינם שונים מ-0. המקרה חריג הוא באומדי הלמי"ס. כאן מתקבל לאינפלציה המנוכה מקדם הקטן מ-1 במובהק, והמקדמים של הפיחות והמחירים בעולם מובהקים.

לוח נ'1.2 – אומדי משווהה בשיטות השונות (a2.2)

(האומדנים הם לתקופה 1992.01 עד 2010.12)

	משתנים מסבירים	האינפלציה המנוכה	קצב עלית המחירים בעולם	קצב פיחות שער החליפין	דריבין ווטסן	ריבוע מקדם מתאים
סימונו/שיטה		π_t^{sa}	π_t^*	de_t	DW	Rsq
M11		1.022 (0.042)	0.028 (0.016)	0.016 (0.016)	1.83	0.811
M12		1.006 (0.036)	0.010 (0.015)	-0.005 (0.015)	1.77	0.843
M21		1.069 (0.043)	0.003 (0.016)	-0.019 (0.017)	1.93	0.816
M22		0.996 (0.038)	0.012 (0.015)	-0.005 (0.016)	1.81	0.832
משתני דמי		1.004 (0.037)	0.010 (0.015)	-0.004 (0.015)	1.77	0.843
אומדי למל"ס X-12		0.902 (0.049)	0.062 (0.019)	0.055 (0.019)	1.86	0.729

²⁰ ממוצע נסדו חודשי של כל אחד מהם.

²¹ "במובהק" הכוונה ברמת מובהקות של 5%.