

ניכוי עונתיות של האינפלציה במדד המחירים לצרכן בישראל*

דוד אלקיים ואלון בנימיני

תמצית

בעבודה זו אנו מיישמים את השיטה המבנית לניתוח סדרות עתיות על אמידת מקדמי העונתיות של האינפלציה בישראל לשנים 1992–2010. שיטה זו מוצגת בין היתר אצל Harvey (1993), ויתרונה העיקרי על פני השיטה המשמשת את הלמ"ס – שיטת X-12 – נעוץ באפשרות לשלב באמידת העונתיות אינפורמציה חיצונית (ביתר פירוט, את השפעתם של שער החליפין ושל המחיר העולמי של היבוא על האינפלציה), ובכך לשפר את ההפרדה בין העונתיות המשתנה לבין מגמת האינפלציה. זאת ועוד, השיטה המבנית כוללת הגדרת עונתיות ממוקדת יותר, וזו מקלה על הפרדה בין העונתיות למגמה.

אומדני העונתיות המתקבלים בשיטה המבנית פחות תנודתיים מאומדני הלמ"ס, ובשנים האחרונות הם שונים מהם משמעותית. כתוצאה מכך, האומדן של התפתחות האינפלציה המנוכה מעונתיות הוא לעתים קרובות שונה מאוד בין השיטות, ובשיטה המבנית קרוב יותר לאינפלציה בפועל. כך למשל, בתקופה ספטמבר 2008–פברואר 2009, המדד בפועל ירד ב-2.4 אחוזים במונחים שנתיים. המדד המנוכה בשיטה המבנית ירד בתקופה זו ב-0.6 אחוז, בעוד שהמדד המנוכה של הלמ"ס עלה ב-1.4 אחוזים – פער של כ-2 נקודות אחוז (השווה לטווח יעד האינפלציה).

הבדלים אלה מלמדים כי לאמידת עונתיות מהימנה חשיבות רבה במעקב שוטף אחר התפתחות האינפלציה. כדי להשוות בין השיטות ניסחנו בעבודה זו שני מבחנים לטיב אומדני העונתיות. מבחן אחד נוגע לטיב החיזוי, ובעזרתו אנו בוחנים כיצד מקדמי העונתיות של כל אחת מהשיטות מסייעים בחיזוי האינפלציה. מבחן זה מצא כי האומדנים המתקבלים בגישה המבנית, גם ללא שימוש באינפורמציה חיצונית, עדיפים על האומדנים המתקבלים בשיטת X-12, וכי ככל שמוסיפים אינפורמציה משתפר טיב החיזוי המתבצע באמצעות האומדנים המתקבלים בשיטה המבנית. מבחן שני נוגע למתאם והטיה, ובאמצעותו אנו בודקים את מידת המתאם בין מקדמי העונתיות הנאמדים לבין קצב הפיחות של שער החליפין ולבין מחירי היבוא (בניכוי עונתיות). מתאם כזה

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר, דוד אלקיים – david.elkayam@boi.org.il; אלון בנימיני – alon.binyamini@boi.org.il.
אנו מודים לעקיבא אופנבר, לאריאל מנצורה ולמשתתפי הסמינר בחטיבת המחקר על עצותיהם המועילות.
אנו מודים גם לשופט אנונימי של סקר בנק ישראל על הערות והארות מועילות.

נמצא באומדני הלמ"ס, ואנו מפרשים אותו כאינדיקציה לקושי של השיטה להפריד בין העונתיות לבין מגמת האינפלציה; אנו טוענים כי בעטיו של קושי זה, האינפלציה המנוכה בשיטת הלמ"ס היא אומדן מוטה למגמת האינפלציה. תוצאת לוואי מעניינת של יישום השיטה המבנית היא אומדן של ההשפעה המשתנה של הפיחות על האינפלציה. אומדן זה מצדו מאפשר להציג פירוק של האינפלציה החדשית לשני רכיבים: רכיב חיצוני, המשקף את ההשפעה הישירה של הפיחות ושל המחירים בעולם על האינפלציה, ורכיב מנוכה מהשפעה זו, רכיב מקומי. נמצא כי בשנים 2000–2010 לא ניכרה מגמת עלייה או ירידה של קצב האינפלציה הכללי, אך בפירוק מסתמנת מגמת עלייה ברכיב המקומי החל משנת 2003. למרות כל האמור לעיל, ברצוננו להדגיש כי בעבודה זו אין משום ביקורת על שיטת X-12 ועל אופן יישומה על ידי הלמ"ס. יתר על כן, אנו סבורים כי יש מקום חשוב לגישת הלמ"ס, היות שהיא אינה מערבת שיקול דעת המבוסס על תיאוריה כלכלית מסוימת. אנו, במחקר זה, מתמקדים בסדרה מסוימת (האינפלציה) ובתקופה מסוימת (1992–2010), שלגביהן יש בידינו אינפורמציה שהצטברה עם השנים ורצוי לנצל. מטרת העבודה לספק אומדן נוסף, משלים, לאומדני הלמ"ס, ובכך לספק זווית ראייה נוספת לניתוח ולמעקב שוטף אחר משתנה חשוב ומרכזי בקביעת המדיניות המוניטרית.

1. הקדמה

משתנה חשוב, שקובעי המדיניות המוניטרית עוקבים אחר התפתחותו החדשית, הוא מדד המחירים לצרכן. מדד זה מאופיין בעונתיות חזקה המקשה על הערכת התפתחותו. בולט במיוחד חודש אפריל, שבו נרשמת בדרך כלל עליית מחירים גבוהה יחסית לחודשי השנה האחרים, אולם העונתיות בולטת גם בחודשים נוספים. כך למשל, על פי מקדמי העונתיות של הלמ"ס לשנת 2010, העונתיות השלילית בינואר שווה בערכה המוחלט לעונתיות החיובית של אפריל. כדי לבחון את התפתחות המחירים החדשית יש להסתכל על המדד המנוכה מעונתיות.

ניכוי עונתיות של נתונים כלכליים וחברתיים מתבצע דרך שגרה בכל מדינות העולם על ידי הגורמים הציבוריים המופקדים על הפקת הנתונים המקוריים – בישראל זו הלמ"ס. ברוב המקומות ניכוי העונתיות נעשה בשיטה סטנדרטית נפוצה, המוכרת היטב ליצרני הסטטיסטיקה ולמשתמשים. שיטה זו נקראת "X-12" והיא פותחה לראשונה במשרד מפקד האוכלוסין בארה"ב, אך במהלך השנים תרמו לפיתוחה גופים סטטיסטיים ואקדמיים רבים. ניכוי העונתיות של נתוני הלמ"ס, לרבות של מדד המחירים לצרכן, נעשה בשיטה זו. מטרת הדיון שלהלן היא לבחון את טיבו של ניכוי זה ולהציע אומדנים נוספים, משלימים, לעונתיות של קצב האינפלציה של מדד המחירים לצרכן.

שיטת X-12, כפי שנהוג להשתמש בה, מתאפיינת בתכונה חשובה: היא מתבססת רק על הנתונים המקוריים של הסדרה שמנכים ואינה מביאה בחשבון סדרות נתונים אחרות (למעט השפעות הקשורות טכנית ללוח השנה, כגון תאריכי החגים). סדרות מנוכות בשיטה זו נמצאות בשימוש שגרתי בניתוח כלכלי מכל הסוגים, לרבות גיבוש מדיניות. יתרונה של גישה זו נעוץ כמובן בכלליות שלה. אך כאן נעוץ גם חסרונה: חסר ניתוח פרטני של התכונות הסטטיסטיות של הסדרה המסוימת שממנה מנכים את העונתיות. זאת ועוד, מאחר שהשיטה מתבססת רק על הסדרה שמנכים, לא ניתן להיעזר בקשר בין המשתנה שמנכים ממנו לבין משתנים נוספים, כדי לאמוד טוב יותר את מקדמי העונתיות. קושי שלישי הוא שהניכוי בשיטה זו משבש את התכונות הסטטיסטיות של הסדרה המקורית.²

במהלך השנים פותחו שיטות המנסות להתמודד עם חלק מהחסרונות של שיטת X-12. אחת מהן היא השיטה המבנית של ניתוח סדרות עתיות בכלל ושל אמידת העונתיות בפרט, והיא מוצגת בין היתר אצל Harvey (1993) (להלן הארווי). שיטה זו מאפשרת לאמוד את מקדמי העונתיות של האינפלציה באמצעות משוואה אקונומטרית, שבה חלק מהמשתנים אינם נצפים והמקדמים (הפרמטרים של המשוואה) יכולים להשתנות עם הזמן. יתרון חשוב של גישה זו: היא מאפשרת לשלב אינפורמציה חיצונית, כלומר להיעזר במשתנים נוספים, בתהליך האמידה של מקדמי העונתיות.

כל משתנה חיצוני, שתורם להתפתחות של האינפלציה המנוכה, עשוי לסייע באמידת האינפלציה המנוכה ובכך לאמידת גורמי העונתיות. בחינה של התפתחות האינפלציה בשנים 1992–2010 מלמדת שהאינפלציה בישראל בתקופה הנסקרת הושפעה במידה ניכרת מהפיחות של שער החליפין ומקצב עליית המחירים העולמיים של היבוא. כמו כן, בשנים האחרונות נחלשה השפעת הפיחות על קצב עלייתם של מחירי הדיור (רכיב הדיור במדד), ובעקבות זאת נחלשה גם השפעתו על האינפלציה הכללית, כפי שמראים הן ניתוחים סטטיסטיים והן מדידות ישירות של הלמ"ס. לפיכך, ההשפעה של שער החליפין על המחירים לא הייתה קבועה על פני התקופה. נוסף על כך, בהמשך העבודה אנו מראים כי לא ניתן לדחות את ההשערה שקצב האינפלציה בתקופה זו הוא סטציונרי. הגישה של הארווי מאפשרת לשלב מאפיינים אלה בתהליך האמידה של מקדמי העונתיות, וכך לחשב אומדנים משופרים מאלה של הלמ"ס.

שיטת הלמ"ס לניכוי עונתיות מאפשרת למקדמי העונתיות להשתנות עם הזמן. גם ביישום הנוכחי של השיטה המבנית אנו מאפשרים למקדמי העונתיות להשתנות. אולם ביישום זה מתקבלים – כתוצאה, לא כהנחה – מקדמי עונתיות המתאפיינים בטווח השתנות קטן מזה המתקבל בגישת הלמ"ס. אחת הסיבות לכך, כפי שנסיביר בהמשך,

² Wallis (1974) בחן את ההשפעה של ניכוי עונתיות בשיטת X-11. הוא מצא כי בניכוי של רעש לבן מתקבל בסדרה המנוכה מתאם עצמי מובהק בפיגור הרביעי.

היא שהשימוש שעושה השיטה המבנית במידע נוסף³ מקל על ההפרדה בין רכיב העונתיות לרכיב של מגמה-מחזור⁴, ומקדמי העונתיות המתקבלים יציבים יותר ביחס למקדמים המתקבלים בשיטת X-12. אנו מפרשים זאת כקושי של שיטת X-12 להפריד בין רכיב העונתיות לרכיב של מגמה-מחזור: אנו סבורים שבשיטה זו מייחסים, בשוגג, חלק מהשינויים במגמה לשינוי במתכונת העונתיות.

עוד נמצא כי בשיטה המבנית, ככל שאנו מוסיפים אינפורמציה כך קטנה ההשתנות של מקדמי העונתיות. יוצא שמתכונת העונתיות בתקופת המחקר (1992–2010) קרובה יותר לקבועה מאשר למשתנה. עם זאת, גם בשיטה המבנית מתקבלים מקדמי עונתיות עם מידה של השתנות, ועל פי מבחן החיזוי שיוצג בהמשך, אומדנים אלה נמצאו עדיפים על פני אומדנים קבועים המתקבלים בשיטת משתני דמי.

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

מובן שההבדלים בין האומדנים של מקדמי העונתיות באים לידי ביטוי גם באומדן של האינפלציה המנוכה מעונתיות – וזהו המשתנה הרלוונטי להערכת התפתחות האינפלציה. במילים אחרות, ההערכה של התפתחות האינפלציה החודשית במהלך השנה, המתקבלת בשיטה המבנית, היא לעיתים שונה מאוד מזו המתקבלת מניכוי העונתיות של הלמ"ס. כך למשל, בחודשים ינואר-פברואר של 2009 ירד המדד המקורי ב-3.8 אחוזים במונחים שנתיים. לפי השיטה המבנית המדד המנוכה ירד אף הוא, אך בשיעור מתון של 0.8 אחוז, ואילו לפי הלמ"ס המדד המנוכה עלה ב-2.4 אחוזים. בחודשים יולי-אוגוסט עלה המדד המקורי בשיעור ניכר של 9.3 אחוזים במונחים שנתיים. לפי השיטה המבנית המדד המנוכה עלה בשיעור דומה, 8.3 אחוזים, ואילו לפי הלמ"ס המדד המנוכה עלה רק ב-4.1 אחוזים. בחודשים ספטמבר-אוקטובר ירד המדד המקורי ב-0.6 אחוז במונחים שנתיים, המדד המנוכה בשיטה המבנית ירד אף הוא בשיעור מתון של 0.9 אחוז, ואילו המדד המנוכה על פי הלמ"ס דווקא עלה בשיעור ניכר יחסית של 2.3 אחוזים.

³ דהיינו, התחשבות בהשפעה (המשתנה) של שער החליפין ושל המחירים בעולם על המחירים המקומיים, כמו גם בהיותו של קצב האינפלציה סטציונרי.

⁴ סיבה נוספת נעוצה באופן הניסוח של העונתיות המשתנה אצל הארווי. על כך בהמשך.

אחד השימושים של ניכוי עונתיות הוא לנסות ולאתר שינוי בתוואי האינפלציה, וזאת סמוך ככל האפשר למועד התרחשותו. לשם כך נהוג להסתכל על התפתחות האינפלציה על פני מספר חודשים אחורה (ממוצע נע). בחינה כזאת מלמדת על הבדלים משמעותיים בין השיטות. כך למשל, נניח שאנו מצויים באמצע מארס 2009 ומסתכלים על האינפלציה בששת החודשים האחרונים, דהיינו ספטמבר 2008 עד פברואר 2009. המדד המקורי בתקופה זו ירד ב-1.5 אחוזים במונחים שנתיים, ומכאן שהאינפלציה שלילית ונמוכה ב-2.5 נקודות אחוז מהקצה התחתון של טווח יעד האינפלציה⁵. המדד המנוכה בשיטה המבנית מצביע אף הוא על ירידת מחירים, אף כי מתונה יותר, 0.6 אחוז; לפי נתון זה אפוא קצב האינפלציה מצוי 1.6 נקודות אחוז מתחת לקצה התחתון של היעד. לעומת זאת, המדד המנוכה בשיטת הלמ"ס מצביע על עלייה של 2.1 אחוזים במונחים שנתיים; ומכאן עולה שהאינפלציה מצויה סמוך למרכז תחום היעד. דומה כי אין צורך להכביר מילים ולהסביר עד מה חשוב למצוא אומדנים טובים למקדמי העונתיות של האינפלציה כדי לנהל מעקב שוטף אחר התפתחות המחירים וכדי לקבל החלטות מדיניות.

שאלה מתבקשת היא כיצד ניתן לבחון את טיבם של אומדני העונתיות המתקבלים בשיטות שונות. אחת התרומות של עבודה זו היא ניסוח של שני מבחנים לכך. האחד נוגע לטיב החיזוי, ולפיו אומדן טוב יותר הוא זה שמניב תחזית טובה יותר. בהמשך העבודה נתאר בפירוט את המבחן ואת תוצאותיו. כאן נציין רק כי על פי מבחן זה, השיטה המבנית – גם ללא שימוש באינפורמציה חיצונית – עדיפה על פני שיטת X-12, וכי ככל שמוסיפים אינפורמציה (בשלב אמידת העונתיות, לא בשלב החיזוי) טיב החיזוי משתפר. המבחן השני נוגע למתאם והטיה, ובעזרתו אנו בוחנים את מידת המתאם בין מקדמי העונתיות הנאמדים ובין קצב הפיחות של שער החליפין ושל מחירי היבוא (בניכוי עונתיות). מתאם כזה נמצא באומדני הלמ"ס, ואנו מפרשים אותו כאינדיקציה לקושי של השיטה להפריד בין העונתיות לבין מגמת האינפלציה. כפי שנסביר בהמשך, אחת המשמעויות של מתאם כזה היא שהאינפלציה המנוכה בשיטת הלמ"ס מעניקה אומדן מוטא למגמת האינפלציה.

חשוב להדגיש כי איננו שוללים את ניכוי העונתיות של הלמ"ס. יתירה מכך, אנו סבורים כי יש מקום חשוב לשיטת X-12, היות שהיא אינה מערכת בעיבוד הנתונים שיקול דעת המבוסס על תיאוריה כלכלית מסוימת. מטרת עבודה זו היא לספק אומדן נוסף, משלים, לאומדני העונתיות של הלמ"ס, ובכך לספק זווית ראייה נוספת על ניתוחו של משתנה חשוב זה ועל המעקב אחר התפתחותו⁶.

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

⁶ ראוי לציין שגם בשיטת X-12 (או ליתר דיוק בשיפורים שהוכנסו בה) ניתן להיעזר במשתנים מסבירים לצורך אמידת העונתיות, אולם בשיטת הארווי מרחב האפשרויות רב יותר. כך למשל, בשיטת X-12 לא ניתן לטפל במצב שבו ההשפעה של משתנה מסביר משתנה עם הזמן.

בסעיף הבא נציג את המסגרת התיאורטית של הארווי ואת אופן יישומה על ניכוי העונתיות של האינפלציה בישראל. 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 המפורטות בסעיף השני, והן את מבחן המתאם וההטיה ואת יישומן. בסעיף החמישי נפרט את הממצאים של השיטה המבנית ונשווה אותם לתוצאות של שיטת הלמ"ס. בסעיף השישי נסכם.

2. יישום הגישה המבנית של הארווי לניכוי עונתיות האינפלציה

לפני שנציג את המודל שישמש אותנו לניכוי העונתיות, נקדים מספר מילים על ניכוי עונתיות בכלל. נהוג לחלק כל סדרה עתית למגמה+מחזור⁷, שארית ועונתיות. ב"מגמה+מחזור" אין הכוונה דווקא למגמה עולה או יורדת. המגמה יכולה להשתנות עם הזמן ולכלול רכיבים של מחזורי עסקים, והיא יכולה להיות סטציונרית. השארית יכולה להכיל גורמים של אי סדירות ו"רעש לבן". עונתיות היא מתכונת החוזרת על עצמה, פחות או יותר, מדי שנה בשנה. במקרה שמתכונת זו היא קבועה, מקדמי העונתיות קבועים גם הם, וקל לזהות ולהפריד את העונתיות מהמגמה. במקרה שמתכונת העונתיות משתנה, ניתן להוסיף לניסוח העונתיות גורם סטוכסטי המשקף זאת. במקרה כזה קשה יותר להפריד בין העונתיות המשתנה למגמה, ומתעוררת בעיית זיהוי – האם השינוי בסדרה משקף שינוי במגמה או שינוי במתכונת העונתיות. שיטה א-פרמטרית נפוצה להפרדה בין עונתיות משתנה למגמה היא, כאמור, שיטת X-12. הלמ"ס משתמשת בשיטה זו לניכוי עונתיות של מאות סדרות, לרבות לניכוי העונתיות במדד המחירים לצרכן. הביקורת המקובלת על שיטה זו מתמקדת בשניים ממאפייניה:

1. כאשר מזהים את העונתיות המשתנה ומפרידים בינה לבין גורמים אחרים, אין עושים שימוש במידע חיצוני לזה המצוי בפיגורים של המשתנה שעליו מתבצע הניכוי.
 2. התכונות הסטטיסטיות של הסדרה המסוימת אינן משתלבות בתהליך האמידה באופן מספק⁸.
- אחת הדרכים להתמודד עם חסרונות אלו כרוכה בשימוש בגישה המבנית לניתוח סדרות עתיות. כאן לא נתאר את השיטה במפורט; עיקר ענייננו מתמקד ביישומה על אמידת גורמי העונתיות בקצב האינפלציה של מדד המחירים לצרכן בישראל.

⁷ ניתן להפריד בין מגמה למחזור; כאן נתעלם מכך.

⁸ בשיטה כרוכים קשיים נוספים. אחד מהם הוא השיבוש שהיא מכניסה לתכונות הסטטיסטיות של הסדרה (Wallis (1974)). קושי אחר הוא שבגלל המשקל הגבוה שאומדן העונתיות מייחס לתצפיות האחרונות, אומדנים אלה נתונים לשינויים תכופים ומשמעותיים.

ואולם לפני כן עלינו לשאול האם יש לנכות את העונתיות מרמת המדד או מהשינויים בו, כלומר מהאינפלציה. קשה לקבוע עמדה חד משמעית בנידון. מצד אחד ניתן לטעון שבעלי העסקים קובעים תחילה את מחיר המוצר ורק אחר כך את השינוי בו, ולכן נכון יותר לנסח את העונתיות ביחס לרמת המחירים. מצד שני, מן הבחינה המעשית של הבנה ושימוש, נוח להשתמש במקדמי עונתיות ביחס לאינפלציה, שכן השינוי במחיר הוא המשתנה שבנק ישראל והציבור (לרבות המדיה) עוקבים אחריו ומנתחים מדי חודש בחודשו: בכל חודש מתפרסם המדד ונשאלת השאלה באיזו מידה השינוי בו חרג מעבר לשינוי העונתי, כלומר איזה חלק מהשינוי משקף עונתיות ואיזה חלק משקף השפעה של גורמים אחרים. סיבה נוספת לניסוח במונחי אינפלציה היא שרוב העבודות האמפיריות מנסחות ואומדות את משוואות המחירים במונחי אינפלציה, ולמשוואות אלה מקובל להוסיף גורמים עונתיים. ראוי לציין שאם מקדמי העונתיות קבועים, כך שאופי העונתיות אינו משתנה על פני זמן, אין זה משנה אם מנכים את העונתיות מרמת המחירים או מהשינוי בהם: הדילמה דלעיל רלוונטית רק במקרה של עונתיות סטוכסטית. מכל מקום, האומדנים הטובים ביותר שנתקבלו בעבודה זו הם מקדמי עונתיות הקרובים לקבועים, ותוצאה זו תומכת בהכרעתנו לנסח את העונתיות במונחי האינפלציה.

ביחס לאינפלציה החודשית אנו מניחים את המודל המבני הבא:

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

כאשר π_t הוא קצב עליית המחירים בחודש t , s_t הוא גורם עונתיות ו- μ_t היא האינפלציה בניכוי עונתיות. שני האחרונים הם משתנים בלתי נצפים שייאמדו באמצעות מסנן קלמן (Kalman filter).

למשוואה זו ניתן להוסיף גם משתנים מסבירים נצפים⁹. אנו נוסיף שני משתנים הידועים בהשפעתם הניכרת על האינפלציה בישראל: (א) הפיחות של שער החליפין ביחס לדולר, בו-זמנית ובפיגור של חודש (ממוצע נע), Δe_t , ו-(ב) קצב עלייתו של המחיר העולמי של היבוא (בניכוי עונתיות), בהווה ובפיגור של חודש (ממוצע נע), π_t^* . משמע שכתחליף למשוואה (a1) אנו מניחים את המבנה הבא:

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

כאשר δ^{π^*} הוא פרמטר קבוע ו- $\delta_t^{\Delta e}$ הוא פרמטר משתנה, המשקף את ההשפעה (הפוחתת) של קצב הפיחות על מחירי הדיור ובעקבותיהם – על המחירים לצרכן במהלך התקופה. במקרה הנוכחי המשתנה μ_t מייצג את חלק האינפלציה המנוכה

⁹ הארווי מוסיף גם רעש לבן.

מעונתיות שאינו מושפע במישרין (בו-זמנית) מקצב עלייתם של מחירי חו"ל ושל שער החליפין.¹⁰

הפיחות הבו-זמני הוא משתנה אנדוגני, ודבר זה עלול להטות את האומדנים. כדי להתגבר על קושי זה, ולהימנע מהצורך להרחיב את המודל, הנחנו שהמשתנה הרלוונטי שמופיע במשוואה הוא ממוצע נע של הפיחות בהווה ובפיגור של חודש (בכך אנו למעשה מקטינים את השפעתו של הפיחות הבו-זמני ומגדילים את השפעת הפיגור). כדי לבחון את האקסוגניות של המשתנה הרלוונטי ביצענו את מבחן האקסוגניות של Durbin-Wu-Hausman. לצורך זה הנחנו שתי הנחות מקלות: הנחנו שהמקדם של המשתנה הרלוונטי קבוע ושמקדמי העונתיות קבועים. כמו כן, כמשתני עזר לאמידת משוואת העזר השתמשנו בפיגורים השני עד הרביעי של הפיחות, של האינפלציה ושל השינוי במחיר העולמי של היבוא. את המשתנה הרלוונטי הרצנו על כל המשתנים האקסוגניים (משתני הדמי, השינוי במחירי היבוא בהווה ובפיגור ויתר משתני העזר). את השאריות ממשוואת העזר הוספנו כמשתנה נוסף למשוואת האינפלציה, ובחנו את ערך t של משתנה השאריות. הערך שהתקבל הוא 1.4. דהיינו לממוצע הנע של הפיחות ניתן להתייחס כאל משתנה אקסוגני.¹¹

ביחס לפרמטר המשתנה $\delta_t^{\Delta e}$ אנו מניחים מהלך מקרי (random walk) 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 הבלתי נצפה μ_t אנו מניחים מהלך מקרי מהצורה:

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

כאשר β_t הוא פרמטר משתנה, המייצג את שיפוע המגמה μ_t , ומתנהג גם הוא כמהלך מקרי מהצורה:

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

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

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

¹⁰ בבדיקה מוקדמת הוספנו למשוואה זו גם משתנה המייצג את השפעת החגים. בהמשך השמטנו אותו, שכן השפעתו לא נמצאה מובהקת. עם זאת איננו שוללים כמובן את האפשרות שקיימת השפעה כזו, אך בניסוח הנוכחי התקשינו לזהותה.

¹¹ לעומת זאת, כאשר מבצעים אותו מבחן רק ביחס לפיחות בהווה, מקבלים ערך t של 2.6, כלומר הפיחות לבדו אנדוגני, והממוצע הנע אכן מחליש את הבעיה.

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

כפי שנראה בהמשך, להיותו של μ_t סטציונרי יש השלכה משמעותית על הקטנת השונות של מקדמי העונתיות הנאמדים. ביחס לעונתיות, אנו מאפשרים עונתיות משתנה, בהנחה שעל פני 12 חודשים עוקבים גורמי העונתיות מסתכמים למשתנה מקרי עם תוחלת 0, כלומר:

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

משוואה (c) היא למעשה הגדרת העונתיות על פי הארווי. הארווי טוען שניסוח זה מקל על ההפרדה בין העונתיות המשתנה למגמה. בניסוח זה השינוי בעונתיות הוא הדרגתי ומידתו נקבעת על ידי סטיית התקן של ξ_t . כאשר מבצעים חיזוי של העונתיות אנו כופים את האילוץ שסכום מקדמי העונתיות על פני כל 12 חודשים עוקבים הוא 0.

המשוואות שלעיל יוצרות 4 מודלים אפשריים:

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

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

את מקדמי העונתיות המתקבלים ממודל זה נסמן s_{11} .

ב. מודל 2 (להלן גם M12), שבו מוסיפים את ההנחה שהאינפלציה סטציונרית.

דהיינו המודל מורכב מהמשוואות:

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

את מקדמי העונתיות המתקבלים ממודל זה נסמן s_{12} .

ג. מודל 3 (להלן גם M21), שבו מוסיפים למשוואה הראשונה את הפיחות ואת

מחירי חו"ל. מודל 3 מורכב מהמשוואות:

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

את מקדמי העונתיות המתקבלים ממודל זה נסמן s_{21} .

ד. מודל 4 (להלן גם M22), שבו מוסיפים למשוואה הראשונה את הפיחות ואת

מחירי חו"ל, ובמשוואה השנייה מניחים סטציונריות של האינפלציה. מודל 4 מכיל את המשוואות:

(a2), (a2.1), (b2), (c);

את מקדמי העונתיות המתקבלים ממודל זה נסמן s_{22} .

ארבעת המודלים דלעיל נאמדו בשיטת מסנן קלמן כאשר:

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

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

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

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

את תוצאותיהם של ארבעת המודלים דלעיל השוונו עם תוצאותיהם של שני מודלים נוספים. האחד, **מודל 5**, מתקבל באמידה עם משתני דמי קבועים (להלן גם **Mdum**). את האומדנים של מקדמי העונתיות של מודל זה נסמן s_dum . השני, **מודל 6**, הוא מודל ניכוי העונתיות בשיטת X-12, שיטת הניכוי שבה משתמשת הלמ"ס (להלן גם **MX-12**). את האומדנים של מקדמי העונתיות של מודל זה נסמן s_X-12 . להלן סיכום של ששת המודלים:

לוח 1

סיכום ששת המודלים

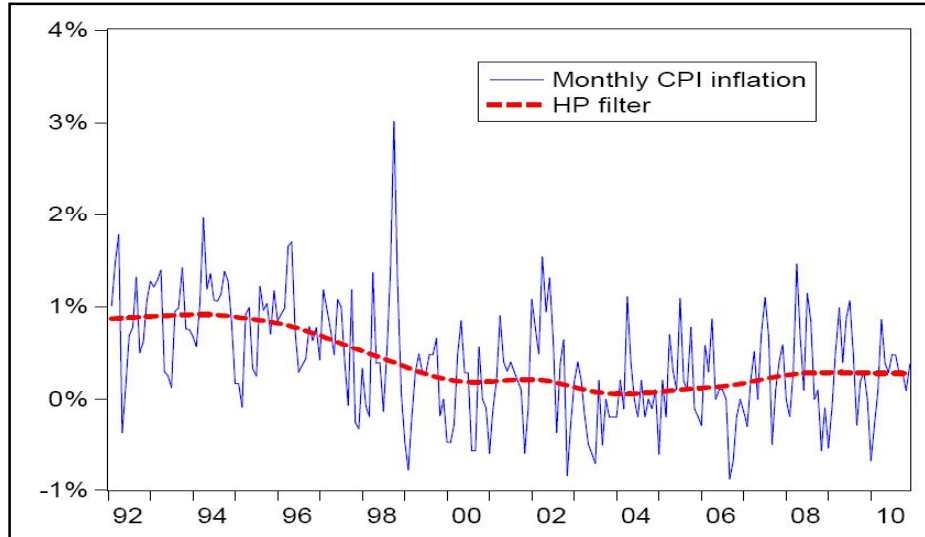
המודל	מקדמי העונתיות	משוואות	מאפיינים: אינפורמציה + הנחות
M11	S11	(a1), (b1), b1.1), (c)	מהלך מקרי
M12	S12	(a1), (b2), (c)	סטציונריות
M21	s21	(a2), (a2.1), (b1), (b1.1), (c)	מהלך מקרי + פחות ומחירי חו"ל
M22	s22	(a2), (a2.1), (b2), (c)	סטציונריות + פחות ומחירי חו"ל ומחירי יבוא
Mdum	s_dum		רגרסיה על משתני דמי (מקדמי עונתיות קבועים)
MX-12	s_X-12		שיטת X-12

א-פריורי נראה כי בהשוואה למודלים המניחים מהלך מקרי, המודלים המניחים סטציונריות עשויים להעניק תיאור טוב יותר של האינפלציה בישראל. באיור 1 מוצג קצב האינפלציה לשנים 1992—2010. כפי שניתן לראות, בשנים 1992—1999 האינפלציה נמצאת במגמת ירידה, ורמתה הממוצעת היא 9.1 אחוזים לשנה. החל משנת 1999 אין לקצב האינפלציה מגמה ברורה של עלייה או ירידה, והוא נע סביב רמה ממוצעת של 2.3 אחוזים לשנה. נשים לב שבשתי התקופות יש סטיית תקן די דומה, 0.6 ו-0.5 נקודת אחוז במונחים חודשיים בתקופות הראשונה והשנייה, בהתאמה. מבחני סטציונריות לתקופה הראשונה נותנים תוצאות סותרות: לפי מבחן דיקי-פולר ההשערה של מהלך מקרי נדחית בכל רמת מובהקות סבירה, ואילו לפי

מבחן KPSS ההשערה של סטציונריות נדחית בכל רמת מובהקות סבירה. לעומת זאת, ביחס לתקופה השנייה שני המבחנים מלמדים על סטציונריות¹².

איור 1

קצב האינפלציה החודשי לשנים 1992 – 2010



איור זה ומבחני הסטציונריות מלמדים שמודלים 2 ו-4, המניחים סטציונריות, עשויים להתאים יותר למשק הישראלי בתקופה הנבחת, ובעיקר בחלקה השני. כפי שנראה בהמשך, כאשר מניחים זאת, מקדמי העונתיות נוטים להיות קבועים. (כאשר אין שינויים במגמת האינפלציה או בשונות שלה, קשה למצוא סיבה להשתנות של מתכונת העונתיות¹³).

כל אחד מהמודלים דלעיל נאמד בנתונים חודשיים לתקופה ינואר 1992–דצמבר 2010. לפני שנציג את האומדנים של השיטות השונות ונדון בהם בפירוט, נציג את מבחן טיב החיזוי ואת תוצאות יישומו על המודלים הנאמדים.

¹² מבחן דיקי-פולר לתקופה כולה נותן ערך t של -8.3. הערך הקריטי לדחיית ההשערה של מהלך מקרי, ברמת מובהקות של 1%, הוא -3.5. המבחן לתקופה 1992–1999 נותן ערך של -5.8, והמבחן לשנים 2000–2010 נותן ערך של -7.5, לעומת ערך קריטי של -3.5 (ברמת מובהקות של 1%). מבחן KPSS לתקופה כולה נותן ערך של 1.33, וערך זה גבוה מהערך הקריטי של 0.739 ברמת מובהקות של 1%. לתקופה הראשונה המבחן נותן ערך של 0.62, וערך זה נמוך מהערך הקריטי ברמת מובהקות של 1% אך גבוה מהערך הקריטי ברמת מובהקות של 5% (0.46). לתקופה השנייה מתקבל ערך של 0.12, וערך זה נמוך מהערך הקריטי בכל רמת מובהקות סבירה. משני המבחנים עולה שלגבי התקופה הראשונה התשובה אינה חד משמעית, ואילו לגבי התקופה השנייה שני המבחנים תומכים בסטציונריות של האינפלציה.

¹³ ראוי לציין כי ייתכן מצב שבו האינפלציה המנוכה היא סטציונרית בעוד שמקדמי העונתיות הם מהלך מקרי. במקרה כזה נצפה שהאינפלציה בפועל תהיה מהלך מקרי. לדיון באפשרות כזו ראו Franses (1996) פרק 5.

3. מבחן טיב החיזוי לדירוג המודלים

נתונים בפנינו מספר מודלים לניכוי עונתיות כמו גם תוצאות יישומם על נתונים. כיצד נדרג את המודלים? המבחן שניסחנו בעבודה זו הוא מבחן טיב החיזוי. נסביר תחילה את הרעיון שמאחורי ניסוח המבחן. המטרה של ניכוי העונתיות היא לקבל אומדן טוב לאינפלציה המנוכה. יש בידינו נתונים על האינפלציה בפועל, ואנו מנסים להעריך את האינפלציה המנוכה. אנו אומדים את מקדמי העונתיות ומחשבים באמצעותם אומדן לאינפלציה המנוכה על ידי הפחתתם מהאינפלציה בפועל. השאלה היא כדלהלן: בהינתן אומדנים למקדמי העונתיות ובהינתן נתונים על האינפלציה בפועל, כיצד נבחר את טיב הניכוי? הדרך שאנו מציעים בסעיף זה היא לבחון את טיב החיזוי של האינפלציה בפועל על פי כל אחת מהשיטות¹⁴.

נניח לרגע שבנקודת זמן מסוימת, t , אנו יודעים מהי האינפלציה המנוכה ה"אמיתית" אך עדיין אין בידינו נתונים על האינפלציה בפועל. לאינפלציה המנוכה ה"אמיתית" נוסיף את מקדמי העונתיות הנאמדים (העדכניים ביותר), דהיינו אלה שמבוססים על נתונים עד התקופה $(t-1)$, ונקבל אומדן לנתון המקורי של האינפלציה בתקופה t . כאשר מגיע הנתון של האינפלציה, נשווה אותו עם האומדן המוקדם. כך נעשה לגבי כל אחת מהשיטות, ונדרג אותן לפי הסטייה הריכוזית הממוצעת של התחזית המתקבלת בכל אחת מהן. הבעיה היא, כמובן, שאיננו יודעים מהי האינפלציה המנוכה ה"אמיתית". כאן עלינו להוסיף הנחות.

כאומדן לאינפלציה המנוכה העתידית השתמשנו בקצב האינפלציה הממוצע ששרר בתקופת התחזית¹⁵. כן הוספנו שתי הנחות:

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

ב. ביחס לכל אחת מהשיטות, פרט ל-X-12, אנו מניחים שהאומדנים של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטות השונות אינם מתואמים עם האינפלציה הלא מנוכה ה"אמיתית" שמתרחשת בתקופה t (כזכור, אומדנים אלה מבוססים על אינפורמציה עד התקופה $(t-1)$). חשוב להדגיש שלמעט X-12, כל אחת מהשיטות מניחה למעשה שקצב האינפלציה המנוכה ה"אמיתי" הוא אורתוגונלי למקדמי העונתיות ה"אמיתיים". אנו מוסיפים את ההנחה שגורמי העונתיות הנאמדים (על סמך העבר) אינם מתואמים גם עם האינפלציה (העתידית) המנוכה ה"אמיתית".

בהנחות אלה ניתן להראות שההבדל בטיב החיזוי בין המודלים נובע כולו, בסבירות גבוהה, מטיב החיזוי של מקדמי העונתיות (ראו נספח 1).

¹⁴ בסעיף הבא נציג מבחן נוסף לבחינת טיבו של ניכוי העונתיות, לאו דווקא לדירוג מודלים.
¹⁵ ביתר פירוט, לכל שנה בתחזית השתמשנו בקצב האינפלציה הממוצע כפי שהתרחש בדיעבד.

לגבי כל אחד מהמודלים ביצענו את התהליך הבא. התחלנו את האמידה לתקופה 1992—2000. באמצעות המגמה (הקבועה ושווה לכל המודלים), ובאמצעות מקדמי העונתיות של שנת 2000, בנינו תחזית של האינפלציה ל-12 החודשים של שנת 2001. בשלב הבא עדכנו את אמידת המודל, ובכלל זה את האומדנים של מקדמי העונתיות, בעזרת המידע של שנת 2001. לפיכך אמדנו את המודלים מחדש, הפעם לשנים 1992—2001, ובנינו תחזית ל-12 החודשים של שנת 2002. כך, באופן רקורסיבי, בנינו תחזית לכל אחת מהשנים 2001—2010. את אותו תהליך ביצענו, כאמור, עם כל אחד מהמודלים, כאשר לכל מודל חישבנו את הסטייה הריבועית הממוצעת של התחזית. הדירוג שהתקבל במבחן זה מוצג בלוח 2.

לוח 2

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

Method	MSE	F statistic:	
		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 שניתן לראות, התחזית המתקבלת עם אומדני X-12 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 X-12). הוספה של הנחת הסטציונריות (מודל 2) אינה משפרת ואינה מרעה את טעות התחזית ביחס למודל 1. אמידה עם מקדמי עונתיות קבועים, באמצעות משתני דמי, משפרת את התחזית ביחס למודל 1 בכ-1 אחוז. שיפור נוסף ומשמעותי של התחזית מתקבל מהוספת קצב הפיחות ומחירי היבוא למודל (מודל 3). שיפור נוסף, של 1.4 אחוזים, מתקבל ממודל 4 (גם משתנים אקסוגניים וגם סטציונריות). כפי שניתן לראות, כל מידע נוסף משפר את טיב התחזית. ביצענו שוב את אותו תהליך, הפעם עדכנו את האמידה אחת ל-3 חודשים ונתנו תחזית ל-3 החודשים הבאים (ולא ל-12 חודשים). התוצאות מוצגות בלוח 3. בלוח 4 מוצגות התוצאות כאשר אנו חוזרים על התהליך עם עדכון אמידה אחת לחודש, ובוחנו את טעות התחזית לחודש בודד קדימה. כפי שניתן לראות, איכות התוצאות בלוחות 3 ו-4 דומה לאלה שבלוח 1.

לוח 3

השוואת טעות התחזית ל-3 חודשים

Method	MSE	F statistic:	
		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

לוח 4

השוואת טעות התחזית לחודש אחד

Method	MSE	F statistic:	
		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 המתאם וההטיה

באיור 2 אנו מציגים את מקדמי העונתיות המתקבלים באמצעות ששת המודלים דלעיל. כפי שניתן לראות, מקדמי העונתיות של הלמ"ס הם בעלי טווח ההשתנות והתנודתיות הרבים ביותר. תנודתיות גדולה של מקדמי עונתיות משמעותה שמתקיימים שינויים תכופים במתכונת העונתיות¹⁶. תוצאה כזו מעלה חשש ששיטת X-12 מתקשה להפריד בין העונתיות (המשתנה) ובין המגמה, והיא מייחסת בשוגג חלק מהשינויים במגמה לשינויים במתכונת העונתיות.

כדי לאשש הערכה זו ניסחנו מבחן, שייקרא להלן "מבחן המתאם וההטיה", ויישמו אותו על כל אחד מהמודלים. המבחן ותוצאותיו מוצגים בנספח 2. כאן נתייחס לעיקרי הדברים והממצאים. במבחן זה אנו בודקים אם קיים מתאם בין אומדני העונתיות של כל אחת מהשיטות לבין הפיחות של שער החליפין ולבין קצב השינוי

¹⁶ בדרך כלל סביר לצפות ששינויים במתכונת העונתיות יהיו הדרגתיים. למשל, אם חל שינוי במשקל של רכיב עונתי – לדוגמה ירידה במשקל ההלבשה וההנעלה – נקבל השתנות במתכונת העונתיות. אולם שינויי משקלות כאלה הם מטבעם הדרגתיים, ולכן נצפה שהשינוי בעונתיות יהיה אף הוא הדרגתי.

של המחירים בעולם. במקביל אנו בודקים אם האינפלציה המנוכה היא אומדן חסר הטיה למגמת האינפלציה. אנו יודעים שפיחות שער החליפין וקצב השינוי של המחירים בעולם (בניכוי עונתיות) משפיעים על מגמת האינפלציה. לכן נצפה שההשפעה של משתנים אלה תתבטא באומדן האינפלציה המנוכה מעונתיות. לשם כך צריך, בין היתר, שמשתנים אלה לא ישפיעו על מקדמי העונתיות (ולכן גם לא יהיו מתואמים עמם).

המבחן מתבצע כך. עבור כל אחד מהמודלים ביצענו רגרסיה של קצב האינפלציה בפועל, כאשר המשתנים המסבירים הם: קבוע, האומדן לאינפלציה המנוכה מעונתיות, השינוי בשער החליפין (הפיחות) ומחירי היבוא (בניכוי עונתיות). הפיחות ומחירי היבוא נמצאו מובהקים רק במודל אחד – במודל של שיטת X-12, שבה משתמשת ה"למ"ס. ממצא זה מלמד ששיטה זו נוטלת חלק מהשפעתם של הפיחות ושל מחירי היבוא על האינפלציה, והיא מייחסת אותם, בשוגג, לשינוי במתכונת העונתיות. במקביל נמצא כי רק במודל של שיטת X-12 המקדם של אומדן האינפלציה המנוכה מעונתיות הוא נמוך במובהק מ-1. הדבר מלמד כי אומדן זה הוא אומדן מוטה למגמת האינפלציה. (ראו נספח 2).

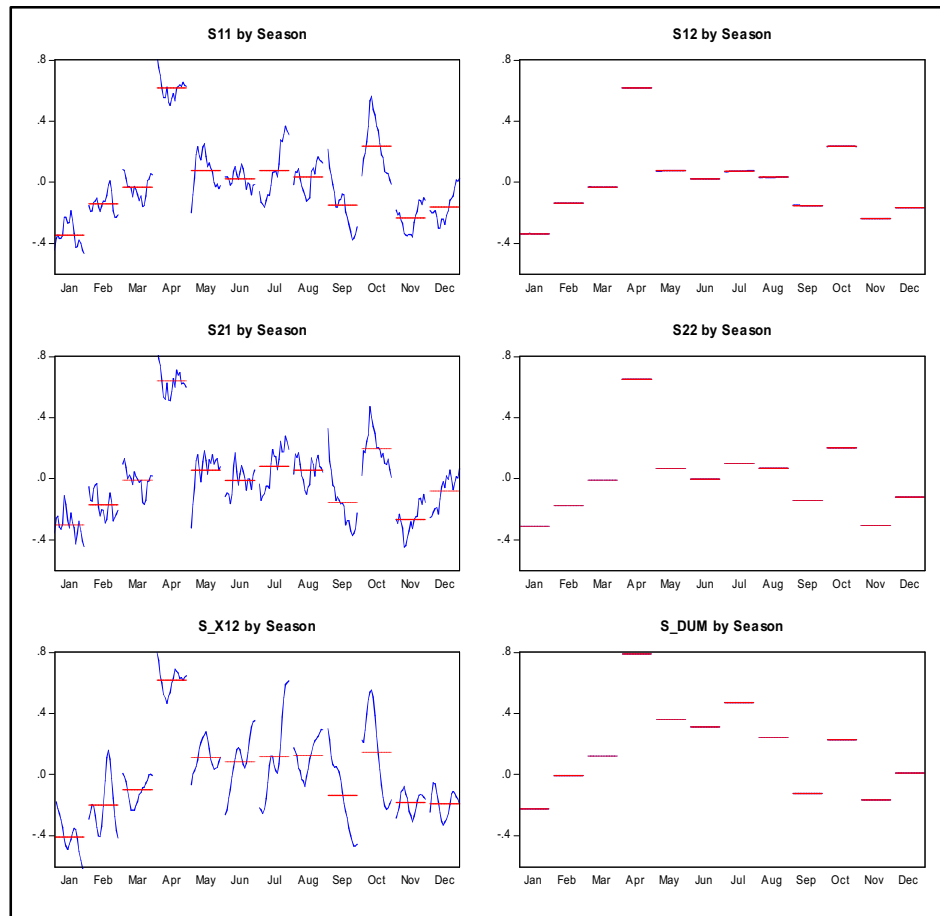
כאשר עוברים לגישה המבנית ללא שימוש במידע נוסף, כלומר למודל 1 (s11), מתקבלת מתכונת העונתיות הקרובה ביותר לזו של ה"למ"ס, אף כי התנודות קטנות יותר¹⁷. באמצעות מודל 1 אפוא אנו "מצליחים לשחזר" מתכונת עונתיות דומה לזו של ה"למ"ס, ועובדה זו עשויה ללמד לכאורה שבהעדר הנחות נוספות או אינפורמציה נוספת, שתי השיטות מתקשות להפריד בין גורמי עונתיות לבין גורמי מגמה-מחזור. למרות שמודל 1 ושיטת X-12 מניבים מתכונות עונתיות דומות, שני המבחנים שהוצגו למלמדים שהשיטה המבנית – גם בניסוחה הגולמי ביותר – עדיפה על שיטת X-12¹⁸.

¹⁷ ערך ה-P-value של סטטיסטי המבחן למובהקות השונות של מקדמי העונתיות (השונות של ξ_t במשוואה

(c) הוא 0.005, דהיינו השונות שונה מ-0 בכל רמת מובהקות סבירה, קל וחומר במבחן חד צדדי. ¹⁸ כאן חשוב להוסיף מילה של זהירות. אין כאן ניתוח תיאורטי של שתי השיטות, ולכן המסקנה שהשיטה המבנית בצורתה הגולמית עדיפה על שיטת X-12 נובעת מהנתונים המסוימים שנבדקו בעבודה זו: קצב האינפלציה החודשי של ישראל לשנים 1992 עד 2010. שימוש בסדרות אחרות בעלות תכונות סטטיסטיות אחרות, דהיינו "תהליך יצירת נתונים" אחר, יכול להביא לתוצאות ולמסקנות שונות.

איור 2'

מקדמי עונתיות, לפי שש השיטות, בפריסה חודשית, 1992—2010



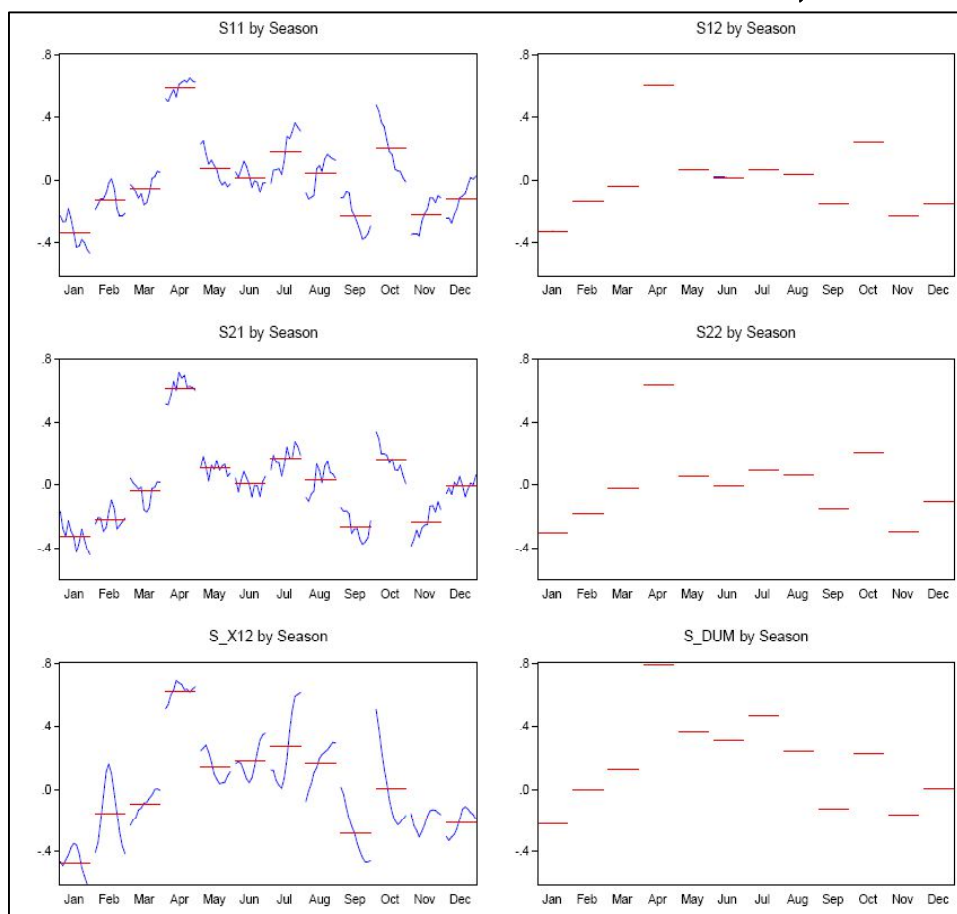
כאשר אנו עוברים למודל 2 (s_{12}) ומאפשרים לאינפלציה להיות סטציונרית¹⁹ (אפשרות זו מקבלת תמיכה מהנתונים), אזי השונות של מקדמי העונתיות מתאפסת,²⁰ כלומר מתקבלים מקדמי עונתיות קבועים כמעט. עם זאת, במבחן טיב החיזוי התוצאות דומות לאלה של מודל 1.

¹⁹ למעשה אנו משחררים מגבלה שמחייבת את האינפלציה להתנהג כמהלך מקרי.

²⁰ ערך ה-P-value של סטטיסטי המבחן למובהקות השונות של מקדמי העונתיות הוא 0.999, דהיינו השונות היא 0.

איור ב'

מקדמי עונתיות, לפי שש השיטות, בפרסה חודשית, 1999—2010



לחלופין, במודל 3 (s_{21}), כאשר אנו מוסיפים למודל 1 את קצב הפיחות ואת מחירי היבוא, נשמרת מתכונת עונתיות דומה לזו של מודל 1, אולם כאן השונות של מקדמי העונתיות קטנה²¹. חשוב מכך, במבחן החיזוי חל שיפור משמעותי (לוחות 2—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 סטציונרית (מודל 4 (s_{22})), אזי מקדמי העונתיות הופכים קבועים כמעט²², ובמבחן החיזוי חל שיפור משמעותי נוסף.

²¹ אך עדיין מובהקת. (P-value של 0.005).
²² P-value קרוב ל-1.

לוח 5

תוצאות אמידת מודל M22

הפרמטר	תיאור	האומדן	סטיית התקן	z statistic
$\delta^{\pi*}$	גמישות האינפלציה ביחס לאינפלציה של מחירי היבוא במט"ח	0.14	0.03	4.8
ρ	אינרציה של האינפלציה מנוכת העונתיות	0.58	0.06	9.9
β	חותך	0.13	0.02	5.5
σ_η	סטיית התקן של הזעזוע לרכיב המקומי של האינפלציה	0.12	0.01	9.1

מודל 4 נותן את התוצאות הטובות ביותר. במודל זה מתקבלים כאמור מקדמי עונתיות קבועים. אולם חשוב להדגיש שמקדמי העונתיות המתקבלים כאן שונים מאלו המתקבלים בשיטת משתני דמי, והם עדיפים עליהם מבחינת מבחן טיב החיזוי. לוח 5 מציג את תוצאות האמידה של מודל 4.

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

לוח 6 מציג את מקדמי העונתיות לשנים 2009 ו-2010, כפי שהם מתקבלים במודל 4 ובשיטת הלמ"ס. כן הוספנו את האינפלציה בפועל ואת האינפלציה בניכוי עונתיות לפי שתי השיטות. ניתן לראות כי ב-11 מתוך 24 החודשים המוצגים בלוח יש הבדל של 0.2 נקודות אחוז ומעלה (במונחים חודשיים) בין אומדני העונתיות של שתי השיטות.

בחינה על פני תקופה ארוכה יותר מראה כי בשנים האחרונות היה הבדל בולט בין אומדני העונתיות בשלוש תקופות: ינואר-פברואר, שבהם העונתיות של הלמ"ס הרבה יותר שלילית, יולי-אוגוסט, שבהם העונתיות של הלמ"ס הרבה יותר חיובית, וספטמבר-אוקטובר, שבהם העונתיות של הלמ"ס שלילית בעוד שזו שלנו חיובית. לוחות 7א', 7ב' ו-7ג' מציגים השוואה בין השיטות: הם מראים את אומדני האינפלציה המנוכה שהן הניבו, בכל אחת מהתקופות שלעיל, לשנים 1999—2010. כפי שניתן לראות בכל הלוחות, בשנים האחרונות קיימים הבדלים משמעותיים בין התוצאות שמניבות שתי השיטות ביחס לאינפלציה המנוכה. כך למשל, בחודשים יולי-אוגוסט (לוח 7ב'), בשלוש השנים האחרונות, יש באינפלציה המנוכה הבדל של כ-4 נקודות אחוז במונחים שנתיים. זהו הבדל משמעותי ביותר, שכן טווח יעד האינפלציה הוא 2 נקודות אחוז (בין 1 ל-3 אחוזים).

לוח 6

אומדנים לעונתיות ולאנפליציה המנוכה

מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס

שורות אפורות מציינות חודשים שבהם ההבדל בין האומדנים גדול מ-0.1

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

לוח 7א'

השוואת אומדני האינפלציה המנוכה לחודשים ינואר-פברואר, שנים 1999—2010
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס, אחוזים

מונחים שנתיים				תקופה
פער	אינפלציה מנוכה בשיטה המבנית	אינפלציה מנוכה בשיטת הלמ"ס	אינפלציה 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 אומדני האינפלציה המנוכה לחודשים יולי-אוגוסט, שנים 1999—2010
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס, אחוזים

מונחים שנתיים				תקופה
פער	אינפלציה מנוכה בשיטה המבנית	אינפלציה מנוכה בשיטת הלמ"ס	אינפלציה 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 אומדני האינפלציה המנוכה לחודשים ספטמבר-אוקטובר, 2010–1999
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס, אחוזים

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

כדי להעריך אפשרות של תפנית (החשה או שינוי כיוון) באינפלציה, ניתן להסתכל על סדרה של שיעור האינפלציה המצטבר בשלושת או בששת החודשים האחרונים. בלוח 7ד' אנו מסתכלים על האינפלציה המצטברת בשישה חודשים – מארס עד אוגוסט – בכל אחת מהשנים, לפי שתי השיטות. כפי שניתן לראות, החל משנת 2006 נפתח פער של למעלה מנקודת אחוז בין שתי השיטות. פער זה מגיע לכ-2 נקודות אחוז בשנתיים האחרונות. כך למשל, בשנת 2010 עלה המדד המקורי ממארס עד אוגוסט ב-5.1 אחוזים, והעונתיות בתקופה זו הייתה חיובית (בשתי השיטות); לכן נצפה שהאומדן המנוכה יעלה בשיעור נמוך יותר, והשאלה היא כמה נמוך יותר. לפי הלמ"ס, האומדן המנוכה עלה ב-1.6 אחוזים במונחים שנתיים, כלומר בשיעור נמוך ממרכז התחום של יעד האינפלציה. לפי שיטתנו, האינפלציה בששת החודשים האחרונים עלתה ב-3.4 אחוזים, כלומר בשיעור גבוה מהגבול העליון של יעד האינפלציה. די ברור שלאומדנים אלה יש השלכות מנוגדות על המדיניות הנדרשת. בלוח 7ה' אנו מסתכלים על קצב האינפלציה המצטבר בששת החודשים מספטמבר עד פברואר, לשנים 1999–2010, לפי שתי השיטות. לוח זה הוא תמונת ראי של הלוח הקודם. כפי שניתן לראות, החל משנת 2006 נפתח פער של למעלה מנקודת אחוז בין אומדני האינפלציה המנוכה שמניבות שתי השיטות, ופער זה גדל 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, הלא מנוכה, מצביע על אינפלציה שלילית. הנתון המנוכה בשיטת הלמ"ס מצביע על עליית מחירים של 2.1 אחוזים, קצב קרוב למרכז תחום היעד. לעומת זאת, הנתון המנוכה בשיטה המבנית מצביע על אינפלציה של 0.2 אחוז במונחים שנתיים – כנקודת אחוז מתחת לגבול התחתון של יעד האינפלציה. גם כאן נגזרות משתי הערכות אלה המלצות שונות בתכלית לגבי המדיניות.

לוח 7ד'

השוואת אומדני האינפלציה המנוכה לחודשים מארס-אוגוסט, שנים 1999—2010
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס, אחוזים

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

בלוח 7ד' איחדנו את שני הלוחות הקודמים החל משנת 2006. בכל "שנה" שתי תקופות, מארס עד אוגוסט וספטמבר עד פברואר של השנה העוקבת. כן הוספנו סדרה של קצב הפיחות בתוספת עליית המחירים הדולריים של היבוא (בניכוי עונתיות). לוח זה ממחיש את ההבדל בין השיטות ואת חשיבות השימוש באינפורמציה חיצונית – במקרה זה הפיחות ועליית מחירי היבוא בעולם – לצורך אמידת העונתיות. נסתכל תחילה על הסדרה המקורית. בחינת הנתונים משנת 2006 מצביעה בבירור על דפוס שחוזר על עצמו: המחצית הראשונה גבוהה בהרבה מהשנייה, כאשר בכל אחת מהשנים 2006—2009 יש הבדל של למעלה מ-6 נקודות אחוז בין המחציות. השאלה היא איזה שיעור מהפרש זה משקף השפעה של גורמי עונתיות.

לוח 7ה'

השוואת אומדני האינפלציה המנוכה לחודשים ספטמבר-פברואר, שנים 1999—2010
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס, אחוזים

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

לפי הלמ"ס, בשנים 2006—2009 העונתיות אחראית לכ-6 נקודות אחוז מההפרש בין המחציות. זוהי בהחלט תוצאה הגיונית כשמסתכלים רק על נתוני האינפלציה ומניחים שהעונתיות יכולה להשתנות. ה"הסבר" של X-12 להבדל בעונתיות לעומת השנים הקודמות הוא שבשנים אלה העונתיות גדלה.

לפי השיטה המבנית, לעומת זאת, העונתיות בשנים אלה הרבה יותר קטנה מזו שנאמדת בשיטת הלמ"ס. בחינה של הנתונים המנוכים בשיטה המבנית מלמדת על 4 שנים רצופות (2006—2009) של דפוס שלכאורה חוזר על עצמו: מחצית ראשונה גבוהה ושנייה נמוכה. דבר זה כמובן מעלה חשש שהניכוי פגום, שכן לא נצפה כי בסדרה מנוכה יתקיים דפוס חוזר שכזה. ברם, התבוננות בנתוני הפיחות ובעליית המחירים בעולם (בניכוי עונתיות) מצביעה בדיוק על דפוס כזה בסדרה זו²³. במילים אחרות, הפיחות – בתוספת עליית המחירים בעולם – התנהג במקרה בדפוס מסוים מאוד בשנים 2006—2008: קצב העלייה של מדד זה במחצית הראשונה היה גבוה מקצב עלייתו במחצית השנייה ב-6, 16 ו-17 נקודות אחוז, בהתאמה. די ברור שללא התחשבות בגורם זה נקבל הבדל משמעותי במקדמי העונתיות, אלא אם כן נכפה מקדמי עונתיות קבועים.

²³ נדגיש כי המחירים הדולריים של היבוא הם מנוכי עונתיות (בשיטת המקדמים הקבועים).

לוח 17

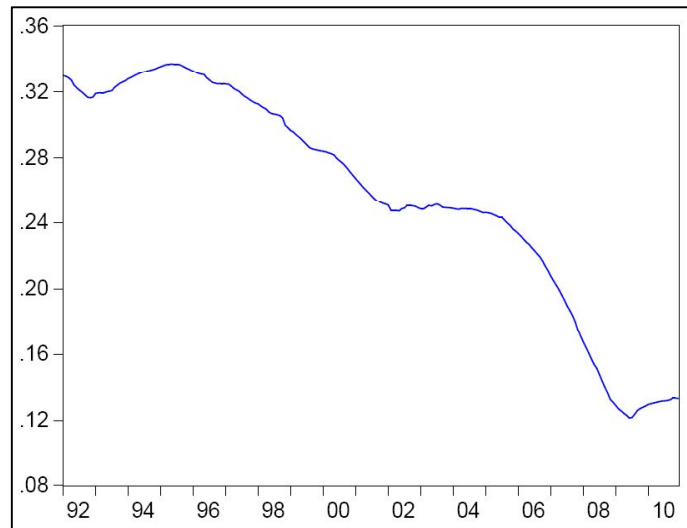
השוואת אומדני האינפלציה המנוכה המצטברת על מחציות שנה, שנים 1999—2010
מודל M22 לעומת אומדני הלמ"ס

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

לסיכום סעיף זה נתעכב על שתי תוצאות לוואי מעניינות המתקבלות מאמידת מודל 4. תוצאה אחת היא אומדן ההשפעה הישירה של קצב הפיחות על האינפלציה. אומדן זה מוצג באיור 3. כפי שניתן לראות, השפעת הפיחות על האינפלציה פחתה בהדרגה ממקדם של כ-0.32 (מקדם תמסורת) בשנים 1992—1994 למקדם של כ-0.15 בשנים 2009—2010. התפתחות זו משקפת להערכתנו בעיקר את ההשפעה הפוחתת של קצב הפיחות על מחירי הדיור; מסקנה זו עולה גם מנתון שמפרסמת הלמ"ס, היינו ירידה מתמשכת בשיעור חוזי השכירות הצמודים לדולר. אפשרות אחרת היא שבנוסף לכך

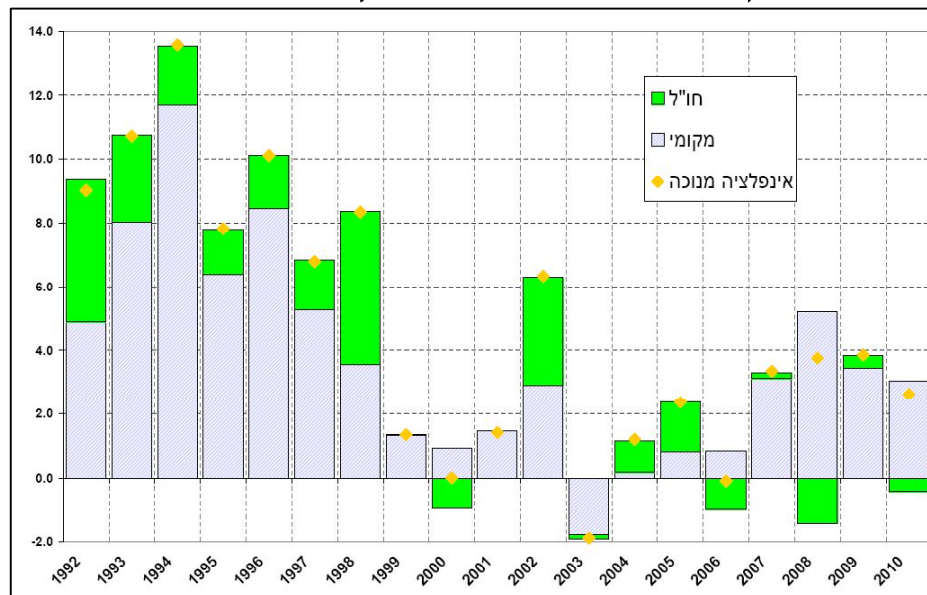
חלה ירידה גם בשימוש בתמחור דולרי בחלק מענפי השירותים. מנגד, אנו מעריכים כי השפעת המחירים העולמיים של היבוא הייתה קבועה לאורך התקופה, והמקדם הנאמד הוא 0.13.

איור 3
גמישות (משתנה של) האינפלציה ביחס לפיחות הנומילי
עפ"י מודל M22



תוצאת לוואי שנייה נוגעת למודל 4. מודל זה מפרק לשניים את האינפלציה המנוכה מעונתיות: רכיב אחד משקף השפעה ישירה (בו זמנית) של מחירי היבוא ושל הפיחות על האינפלציה ("רכיב חו"ל"), הרכיב השני מנוכה מהשפעה זו ("רכיב מקומי"). רכיבים אלה מוצגים באיור 4. כפי שניתן לראות, ברכיב חו"ל ניכרת לאורך התקופה מגמת ירידה מתונה ביותר, והיא משקפת בעיקרה את התמתנות קצב עלייתו של שער החליפין. הרכיב המקומי לעומת זאת מצוי במגמת ירידה עד שנת 2000, בהמשך ועד שנת 2002 מסתמנת יציבות, ומשנת 2003 ואילך מתאפיין רכיב זה במגמת עלייה. במילים אחרות, בקצב האינפלציה הכללי (מנוכה עונתיות) לא נראית מגמת עלייה או ירידה משנת 2000 ועד 2010, אולם כשמפרקים את האינפלציה לרכיביה, ניתן להבחין במגמת ירידה ברכיב חו"ל ובמגמת עלייה ברכיב המקומי החל משנת 2003.

איור 4
פירוק האינפלציה לרכיב חו"ל ולרכיב מקומי (תדירות שנתית)



6. מסקנות

האינפלציה של מדד המחירים לצרכן מאופיינת בעונתיות חזקה. כאשר הולכים בעקבות הלמ"ס ואומדים את מקדמי העונתיות בשיטת X-12 – שיטה המאפשרת למקדמי העונתיות להשתנות עם הזמן – מתקבלים מקדמי עונתיות המשתנים על פני השנים בטווח השתנות גדול. מקדמים אלה נמצאו מתואמים עם משתנים המשפיעים על מגמת האינפלציה, ביניהם מחירי חו"ל ושער החליפין. אחת המטרות של עבודה זו הייתה לבחון את האפשרות שמאפיינים אלה משקפים קושי של שיטת X-12 להפריד את העונתיות המשתנה מהמגמה, דהיינו לזהות את מקדמי העונתיות. כפי שהצענו בעבודה זו, שימוש בגישה המבנית של הארווי מאפשר לשלב משתני עזר המסייעים להפריד בין העונתיות לבין המגמה, וכך לקבל מקדמי עונתיות עדיפים על אלה המתקבלים בשיטת X-12 (הכוונה לעדיפות לפי שני המבחנים שנוסחו בעבודה זו)²⁴. יתירה מכך, גם אמידה של מקדמי עונתיות קבועים הניבה תוצאות עדיפות על אלה המתקבלות בשיטת X-12.

²⁴ נחזור ונדגיש שכל האמור כאן מתייחס לתקופת המחקר, היינו השנים 1992 עד 2010.

הבדלי התוצאות בין השיטות בולטים במיוחד בשנים האחרונות. ההבדלים בולטים בעיקר בחודשים ינואר-פברואר, יולי-אוגוסט וספטמבר-אוקטובר. כתוצאה מכך, שתי השיטות נותנות לעיתים תוצאות שונות משמעותית באשר לקצב האינפלציה המצטבר על פני מספר חודשים. אנו סבורים שלממצאי עבודה זו יש השלכה חשובה על היכולת להסיק מסקנות נכונות ממעקב אחר הנתונים החודשיים של האינפלציה. אנו ממליצים אפוא להיעזר באומדני העונתיות המוצגים כאן (במקום באומדנים המתקבלים בשיטת X-12 או בנוסף עליהם), או לחלופין לאמוד מקדמי עונתיות קבועים.

נספח 1

מבחן טיב החיזוי לדירוג מודלים – המתודולוגיה

נניח שלפנינו מספר מודלים (שיטות) לניכוי עונתיות. כיצד נדרג את השיטות? המבחן שננסה להלן נוגע לטיב החיזוי. נסביר תחילה את הרעיון הניצב מאחורי המבחן. המטרה של ניכוי עונתיות היא לקבל אומדן לאינפלציה בניכוי עונתיות; זאת כשבידינו נתון על האינפלציה בפועל. הקושי לדרג את השיטות נעוץ בעובדה שבהעדר הנתון המנוכה האמיתי, קשה לשפוט את טיבו של הניכוי. לפיכך בחרנו ללכת בדרך הפוכה, ולדרג את השיטות לפי טיב התחזית לאינפלציה (בפועל) שכל אחת מהן מניבה.

כדי לחזות את האינפלציה המנוכה נשתמש בקצב האינפלציה הממוצע ששרר בתקופת התחזית, נסמנה ב- $\bar{\pi}$. נתון לנו אומדן למקדם העונתיות בנקודת זמן t על פי מודל i כלשהו, נסמנו ב- $\hat{s}_t^i$. נדגיש כי האומדן למקדם העונתיות מבוסס על אינפורמציה שהצטברה לפני תקופת התחזית, דהיינו אינפורמציה עד תקופה $t-1$ ועד בכלל. בהינתן שני האומדנים דלעיל, התחזית לאינפלציה (הלא מנוכה) בפועל בנקודת זמן t היא:

$$(1.1) \quad \hat{\pi}_t^i = \hat{s}_t^i + \bar{\pi},$$

כאשר המשתנה $\hat{\pi}_t^i$ הוא התחזית לאינפלציה הלא מנוכה המתקבלת באמצעות ניכוי עונתיות לפי שיטה i . נסמן ב- π_t את האינפלציה בדיעבד. ממשוואות 1.1 ו-1a1 נובע כי טעות התחזית של מודל i (בחיזוי האינפלציה לתקופה- t) היא:

$$(1.2) \quad err_t^i = \pi_t - \hat{\pi}_t^i = (s_t - \hat{s}_t^i) + (\pi_t^{sa} - \bar{\pi}),$$

כאשר האינפלציה המנוכה מגורמי עונתיות מוגדרת $\pi_t^{sa} \equiv \mu_t$.

ממוצע ריבועי הטעויות של אומדן זה הוא :

$$(1.3) \quad MSE^i = (1/T) \sum_{t=1}^T (err_t^i)^2 =$$

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

בשיטה j נקבל בדומה אומדן MSE^j . קל לראות ששיטה i עדיפה על שיטה j (מבחינת ממוצע ריבועי הסטיות של התחזית) אם ורק אם הביטוי הבא :

$$(1.4) \quad (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2 - 2(1/T) \sum_{t=1}^T \pi_t^{sa} \hat{s}_t^i + 2\bar{\pi}(1/T) \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^i$$

קטן מהביטוי האנלוגי ביחס ל- j .

בשלב זה נוסיף שתי הנחות.

א. להוציא את X-12, בכל השיטות התוחלת של סכום מקדמי העונתיות על פני כל תקופת התחזית שווה ל-0.²⁵

להוציא את X-12, בכל השיטות מתקיים, מתוך בנייה, שסכום מקדמי העונתיות על פני כל 12 חודשים עוקבים הוא 0 בתוחלת (אם מקדמי העונתיות קבועים דבר זה מתקיים גם בפועל ולא רק בתוחלת). לכן, עבור תחזית של 120 תקופות ניתן להניח שהממוצע קרוב מאוד ל-0. שיטת X-12 אינה כופה מגבלה זו על מקדמי העונתיות. אולם סביר להניח שעבור משתנה סטציונרי, כמו האינפלציה בתקופה הנחקרת, תנאי זה יתקיים גם עבור שיטת X-12, אם התקופה ארוכה דיה.

ב. האומדנים של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטות השונות (הם מבוססים כאמור על אינפורמציה עד התקופה $(t-1)$ אינם מתואמים עם האינפלציה הלא מנוכה ה"אמיתית" שמתרחשת בתקופה t .

חשוב להדגיש שלמעט X-12, כל השיטות מניחות למעשה שקצב האינפלציה המנוכה ה"אמיתי" אורתוגונלי למקדמי העונתיות ה"אמיתיים". לכל השיטות, פרט ל-X-12, אנו מוסיפים את ההנחה שגורמי העונתיות הנאמדים (על סמך העבר) אינם מתואמים גם עם האינפלציה (העתידיה) המנוכה ה"אמיתית". מאחר שמדובר על אורתוגונליות בין אומדני עונתיות על סמך אינפורמציה היסטורית לבין אינפלציה מנוכה שמתרחשת בעתיד, הרי שזוהי אינה הנחה חזקה.

²⁵ אנו גם מניחים שתקופת התחזית כוללת שנים שלמות, או לחילופין קבוצות שלמות של 12 חודשים עוקבים.

בהנחות אלה מתקיים כי $MSE^i = (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2$. לכן, לכל שתי שיטות לניכוי עונתיות, i -ו- j , שיטה i עדיפה על j אם ורק אם סכום ריבועי הסטיות של אומדני העונתיות קטן יותר. ביחס לשיטת X-12, כדי ששיטה כלשהי, i , תהיה עדיפה עליה במונחי סכום ריבועי הסטיות, התנאי הבא צריך להתקיים:

$$(1.5) \quad (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^i)^2 \leq (1/T) \sum_{t=1}^T (s_t - \hat{s}_t^{X12})^2 - 2(1/T) \sum_{t=1}^T \pi_t^{sa} \hat{s}_t^{X12} + 2\bar{\pi}(1/T) \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^{X12}.$$

האיבר הימני ביותר הוא מכפלה של קצב האינפלציה הממוצע (כפול 2) במוצע של מקדמי העונתיות של שיטת X-12 על פני כל תקופת התחזית. ביטוי זה הוא נצפה וניתן לחישוב. נתבונן למשל בתחזית המבוססת על אמידה ל-12 חודשים בכל פעם. בחישוב על פני כל תקופת התחזית האיבר הימני מקבל ערך של 0.0002. זהו ערך זניח יחסית לערך של 0.203 המתקבל עבור הסטייה כולה (כלומר, עבור ה-MSE של שיטת X-12). דהיינו מדובר ב-0.12% אחוזים מה-MSE, ולפיכך, גם ביחס לשיטת X-12 מתקבלת תמיכה בהנחה א' מהעמוד הקודם.

האיבר השני מימין, בביטוי (1.5), הוא המתאם (כפול 2) שבין האינפלציה המנוכה האמיתית לבין האומדן לעונתיות שנערך על סמך אינפורמציה עד תקופה $t-1$. כאמור, מתאם זה צפוי להיות נמוך או אפילו שווה ל-0. כפי שצוין, אחת הבעיות של שיטת X-12 היא קושי להפריד בין שינוי בעונתיות לבין שינוי באינפלציה המנוכה. לכן נצפה למתאם בין אומדן העונתיות לבין אומדן השיטה לאינפלציה המנוכה. לפיכך סביר שיתקיים מתאם חיובי בין האומדן לעונתיות ובין האינפלציה המנוכה האמיתית. לדוגמא, נניח שמתרחש זעזוע שמעלה את האינפלציה המנוכה והשיטה משייכת, בטעות, חלק ממנו לעונתיות. במקרה כזה נצפה למתאם חיובי בין האומדן למקדם העונתיות לבין האינפלציה המנוכה האמיתית. האם נצפה לקיומו של מתאם גם בין האומדן לעונתיות לבין האינפלציה המנוכה האמיתית שתתרחש בתקופה הבאה? דבר זה עלול לקרות אם באינפלציה המנוכה האמיתית קיים מתאם סדרתי חיובי. לכן ייתכן מתאם חיובי בין האומדן למקדם העונתיות בשיטת X-12 לבין האינפלציה המנוכה האמיתית בתקופה הבאה. מכאן שאם מתקיים אי השוויון במשוואה (1.5), אזי ודאי נכון שהטעות הריבועית הממוצעת של אומדני העונתיות בשיטה i קטנה מזו של שיטת X-12.

במילים אחרות, אם הטעות הריבועית הממוצעת של תחזית האינפלציה בשיטה כלשהי, i , נמוכה מזו שמתקבלת בשיטת X-12, אזי סביר לצפות שהטעות הריבועית

הממוצעת של האומדנים לעונתיות של שיטה i נמוכה מזו שבשיטת X-12. זאת משום שהמתאם האמור פועל להקטנת הטעות הריבועית הממוצעת של התחזית לאינפלציה. ייתכן אמנם ששיטה i תהיה עדיפה על X-12 במבחן התחזית אך סכום ריבועי הסטיות של אומדני העונתיות שלה יהיה גדול מזה של שיטת X-12. דבר זה יכול לקרות אם מאיזושהי סיבה המתאם דלעיל דווקא שלילי וגדול דיו בערכו המוחלט. ואולם עצם קיומו של מתאם בין אומדני העונתיות לבין האינפלציה הלא מנוכה העתידית מלמד כי השיטה (במקרה זה X-12) מניבה אומדן מוטא לאינפלציה המנוכה. ניתן לסכם ולומר כך: אם מבחן טיב החיזוי של האינפלציה מוצא כי שיטה i (המקיימת את תנאי האורתוגנליות דלעיל) עדיפה על שיטת X-12, אזי מתקיים לפחות אחד מהשניים: 1. מקדמי העונתיות של שיטה i קרובים יותר לאלה האמיתיים במובן של סטייה ריבועית ממוצעת. 2. אומדני העונתיות של שיטת X-12 מספקים אומדנים מוטאים לאינפלציה המנוכה (ולעונתיות).

עוד נציין כי MSE^i מתפלג χ^2 . כדי לבדוק אם ההבדל בין השיטות מובהק, ניתן להסתכל על היחס בין הסטייה הריבועית הממוצעת של שתי השיטות. יחס זה הוא סטטיסטי בעל התפלגות F. הוא מוצג בלוחות 2–4, מהם ניתן ללמוד על מידת העדיפות של השיטה המבנית על פני שיטת X-12 לפי מבחן טיב החיזוי.

נספח 2

מבחן המתאם וההטיה לטיבו של ניכוי העונתיות

כפי שנראה להלן, נמצא כי מקדמי העונתיות (המשתנים) של הלמ"ס מתואמים עם שיעור הפיחות של שער החליפין ועם עליית המחירים בעולם. משתנים אלה אמורים להשפיע על מגמת האינפלציה. לכן, מתאם ביניהם לבין מקדמי העונתיות מלמד שהשיטה אינה מיטיבה להפריד בין המגמה לבין העונתיות המשתנה, ולפיכך היא מניבה אמידה מוטא של מגמת האינפלציה. נספח זה מציג מבחן פורמלי לקיומו של מתאם בין גורמי העונתיות הנאמדים לבין משתנים המסבירים את מגמת האינפלציה ולהטיה באמידתה.

את האינפלציה בפועל נבטא כסכום של שני ביטויים אורתוגונליים – האינפלציה המנוכה מעונתיות, π_t^{sa} , ומקדמי העונתיות, s_t . דהיינו:

$$(2.1) \quad \pi_t = \pi_t^{sa} + s_t.$$

ההנחה שמקדמי העונתיות אינם מתואמים עם האינפלציה המנוכה משמעותה, בין היתר, שאם נריץ רגרסיה של משוואה (2.1) בהשמטת מקדמי העונתיות, נמשיך לקבל מקדם 1 עבור האינפלציה המנוכה. (האומדן של מקדם זה אמור להישאר חסר הטיה). במילים אחרות, ניתן להשמיט מהמשוואה את מקדמי העונתיות ועדיין להימצא במצב שבו האינפלציה המנוכה מבטאת את כל הגורמים שמשפיעים על מגמת האינפלציה.

מכאן גם עולה שכל משתנה שנוסף למשוואה (2.1) אינו אמור לשנות את אומדן המקדם של האינפלציה המנוכה. וכן, אם משתנה כזה נמצא מובהק (מקדם שונה מ-0), זאת אומרת שהוא מתואם עם מקדמי העונתיות (שהושמטו כאמור מהמשוואה). המבחן לטיבם של מקדמי העונתיות הנאמדים בשיטה מסוימת יכול אפוא לקבל ביטוי באמצעות משוואת הרגרסיה הבאה²⁶:

$$(2.2) \quad \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t^{sa} + \alpha_2 x_t,$$

כאשר x_t הוא משתנה כלשהו שבאמצעותו אנו רוצים לבחון את טיב האומדנים. אם המקדם של המשתנה x_t נמצא מובהק ברגרסיה, משמעות הדבר היא שהוא מתואם עם מקדמי העונתיות (שהושמטו מהרגרסיה). אם אנו יודעים גם שמשתנה זה אמור להשפיע על מגמת האינפלציה, ניתן להסיק שפירוק האינפלציה למגמה ולעונתיות לוקה בחסר, שכן משתני המגמה אינם אמורים להיכלל בעונתיות. במקרה כזה גם נצפה שהמקדם של π_t^{sa} יהיה קטן מ-1.

לוח 2.1'

אומדני משוואה (2.2) בשיטות השונות

סטיית התקן של האומד מצויינת בסוגריים
(האומדנים הם לתקופה 1992.01 עד 2010.12)

סימון שיטה	משתנים מסבירים			דרכין ווטסון DW	ריבוע מקדם מתאם R^2
	האינפלציה המנוכה π_t^{sa}	קצב עליית המחירים בעולם π_t^*	קצב פחות שער החליפין de_t		
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
אומדני למ"ס X-12	0.902 (0.049)	0.062 (0.019)	0.055 (0.019)	1.86	0.729

²⁶ באמידות השונות הוספנו למשוואה גם קבוע, והוא נמצא בלתי מובהק.

בבחינה להלן הוספנו לרגרסיה שני משתנים (x_i מייצג שני משתנים): קצב עלייתם של המחירים בעולם (בניכוי עונתיות), π_i^* , ושיעור הפיחות של שער החליפין Δe_i .²⁷ משתנים אלה אמורים להשפיע על מגמת האינפלציה, ולכן הם אמורים להיכלל באומדן של האינפלציה המנוכה ואינם אמורים להיות מתואמים עם מקדמי העונתיות. משום כך הם אינם אמורים להיות מובהקים ברגרסיה, ומקדם האינפלציה המנוכה אמור להיות 1. אם לפחות אחד משני תנאים אלה אינו מתקיים, הדבר מלמד שניכוי העונתיות לוקה בחסר. במילים אחרות, עבור ניכוי "טוב", השערת האפס היא:

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

בטוח 2.1' מוצגים האומדנים של משוואה (2.2), בשיטות השונות, כאשר הוספנו לרגרסיה את הפיחות של שער החליפין ואת שיעור עליית המחירים בעולם. כפי שניתן לראות, בכל השיטות, פרט לזו של הלמ"ס, האינפלציה המנוכה מקבלת מקדם שאינו שונה במובהק²⁸ מ-1. וכן המקדמים של המשתנים הנוספים אינם שונים מ-0. המקרה החרג הוא באומדני הלמ"ס. כאן האינפלציה המנוכה מקבלת מקדם קטן מ-1 באופן מובהק, והמקדמים של הפיחות ושל המחירים בעולם מובהקים.

²⁷ למעשה הכוונה היא לממוצע נע דו חודשי של כל אחד מהם.

²⁸ הכוונה לרמת מובהקות של 5%.

ביבליוגרפיה

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2011). הירחון לסטטיסטיקה של המחירים, מרץ.

Franses, H. P. (1996). *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford: Oxford University Press.

Harvey, A. C. (1993). *Time Series Models*, second edition, Cambridge, MA: the MIT Press.

Harvey, A. and A. 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.