

חטיבת המחקר



בנק ישראל

מדדים לאינפלציה הליבתית בישראל

סיגל ריבון*

סדרת מאמרים לדיוון 2009.08
אוגוסט 2009

* בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

** חטיבת המחקר, סיגל ריבון – sigal.ribon@boi.org.il, טלפון – 02-6552610.
תודה לעקיבא אופנברג ולמשתתפי הסמינר של מחלקת המחקר בנק ישראל על העורותיהם המועילות.

הדעות המובאות במאמר זה אינה משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תקציר

העבודה מציגה ובוחנת קשת רחבה של מדדי ליבה לממד המחיירים לצרכן. טיבם של המדדים המוצגים נבחן על פי פשטות החישוב שלהם, יכלולם לתאר את סביבת האינפלציה הנוכחיית ויכלולם להעריך ולחזות את סביבת האינפלציה העתידית. לצורך בחינת טיב המדיניות המוניטרית בדיעבד, וגם כדי לשיער בקביעת המדיניות לעתיד, יש חשיבות לבחינה של "איןפלציית ליבת" המנוכה מרעים בלתי צפויים שאינם ניתנים להשפעה על ידי המדיניות המוניטרית.

בעבודה נבחנים 23 מדדים שונים, המקובלים ברובם בספרות. בדומה למצאים במדיניות אחרות, נמצא כי אין ממד ליבת יחיד העדיף באופן כללי על פני המדדים האחרים. מהבדיקות שנעשו עולה כי המדדים המשקלים את הסעיפים על פי התנודתיות שלהם והמדד הקוטם 20 אחוזים מהשינויים החריים בכל קצה תורמים להבנת הסביבה הנוכחיית. הממד המנחה את מחירי האנרגיה והמזון וזוה המנחה בנוסף גם את מחירי הפירות והירקות וכן ממד מרכיב יותר המבוסס על אמידת מערכת של VAR כוללים מידע המשפר את היכולת לחזות את הממד הכללי.

Core Inflation Indices for Israel *

Sigal Ribon **

Abstract

This study examines a wide variety of core indices of the consumer price index (CPI). The quality of the indices is examined from the aspect of simplicity of calculation, and their ability to describe and assess the current inflation environment and to predict the future inflation environment. For the purpose of examining the appropriateness of monetary policy *ex post*, and also to help determine policy for the future, it is important to focus on core inflation, i.e., inflation excluding unexpected shocks that are not affected by monetary policy.

The study reviews twenty-three indices, most of which are generally accepted in the literature. In line with the findings in other countries, it was found that no single index stands out as preferable to the others. The indices that give weight to the CPI's components according to their variance and the index that trims twenty percent of the upper and lower tails of the distribution contribute to the understanding of the current inflation environment. The index that excludes energy and food prices, the index that excludes also fruit and vegetable prices, and a more complex index based on an estimate of a VAR system provide information that improves the ability to predict the overall index.

* The author thanks A. Offenbacher and the participants in the Bank of Israel Research Department seminar for their helpful comments.

** Bank of Israel Research Department. sigal.ribon@boi.org.il; <http://www.boi.gov.il>

1. הקדמה

היכולת להעריך את התוואי של מדד המחרירים לצרכן היא רכיב מרכזי בניהול המדיניות המוניטרית בסוגרת של יעד האינפלציה. יעד האינפלציה בישראל מוגדר עבור המדד הכלול ועל פי נמדדת מידת הכלכלה של המדיניות. כיוון שהמדיניות המוניטרית משפיעה בפיגור, כדי לקבוע את המדיניות הדורישה יש להעריך את אופן התפתחותו של המדד הכלול בעתיד. ככלומר, ההתייחסות למדד המחרירים היא באופן כללי בשני מישורים. הראשון, לצורך הערכת התפתחות האינפלציה וביצוע המדיניות בעבר, והשני לצורך הערכת המדיניות הדורישה להשגת היעד בעתיד. התפתחות המחרירים על פני תקופה מסוימת מושפעת מגורמים בסיסיים וمتנוזות (רעשים) בלתי צפויות. את החלק הבסיסי ניתן לנסות להעריך באמצעות הגורמים הכלכליים המשפיעים עליו, כמו למשל רמת הפעילות במשק, עלויות הייצור והאינפלציה הצפואה. לחילופין, ניתן לנסות ולהעריך את שיעור האינפלציה הנובע מגורמים אלו, שהוא האינפלציה הבסיסית, או כפי שנכנה אותה במחקר זה "איינפלציית הליבה" באמצעות חינת התפתחות של מדד המחרירים עצמו וגדים אחרים הנגזרים ממנו. לצורך כך יש לבחור מדד ליבה שיטרל לתאר באופן הטוב ביותר את מגמת האינפלציה הבסיסית לצורך קביעתה של המדיניות המוניטרית.

בישראל לא קיימות הגדרה מוסכמת או מקובלת של "מדד הליבה" כפי שקיים בחלק מהמדינות האחרות¹. בנק ישראל ואחרים נהגים להתייחס למדדים חלקיים של מדד המחרירים לצרכן, המנכדים סעיפים המאופיינים בעונטיות משמעותית או תנוזות גדולות. כך, נהוג לבדוק את המדד ללא פירות וירקות או המדד ללא פירות וירקות והלבשה והנעלה. לעיתים מושמט סעיף הדיר מהמדד הכלול כיוון שעדי לא זמן סעיף זה היה מתואם במידה רבה עם השינויים בשער החליפין של הדולר ולכן היה מאופיין בתנוזתיות גדולה². לאחרונה, בשל השינויים המשמעותיים במחירים הסחורות בעולם, ובעקבותיהם במחירים המזון והאנרגיה במדד המחרירים, ניתנת תשומת לב גם למדדים המנכדים סעיפים אלו, כפי שמקובל לעשות בארץ"ב ובמדינות אחרות.

מטרת המאמר הנוכחי לבחון קשת רחבה של מדדי ליבה ולהעריך את טיבם ואת התועלת שבהתיחסות אליהם כחלק מתחילה הקביעה והניתוח של המדיניות המוניטרית בישראל. במאמר ארבעה חלקים. לאחר ההקדמה יוצגו בחלק השני של העבודה הגדרות אלטרנטטיביות לאינפלציית הליבה בתיאור כלילו ולאחריו יופיע תיאור מפורט של שיטות החישוב. בחלק השלישי יוצגו מבחנים לטיב מדדי הליבה ביחס להערכת העבר וליכולת החיזוי שלהם. החלק הרביעי יסכם את ממצאי העבודה.

¹ דיוון קצר במדדים לאינפלציה בסיסית מופיע בתיבה 1 בדוח האינפלציה מס' 16 למחצית הראשונה של 2005.

² עד לאחרונה היה שיעור חזוי השכירות הנקובים בדולרים כ-90 אחוזים. רק באמצע 2007 שיעור זה החל לרדת עד ל-60 אחוזים בסוף אותה שנה וכ-20 אחוזים בסוף 2008.

2. הגדרות אלטרנטיביות לאינפלציית הליבה

אין הגדרה יחידה וחד-משמעות למושג "אינפלציית ליבת". התפיסה המקובלת למושג של מzelf הליבה, המוזכרת במאמרים רבים בתחום, היא שינוי מחירים של מוצרים שונים מורכבים מרכיב משותף המופיע את כל רכיבי המzelf – והוא אינפלציית הליבה ורכיב המשקף תנודות בשוקים של כל אחד מהמורים (שינויים במחירים היחסיים).

כלומר:

$$(1) \quad \pi^t = \pi_{core}^t + \varepsilon^t$$

ניסוח אחר של משמעות אינפלציית הליבה המוצג על ידי Bryan and Cecchetti (1994) מתייחס להיווטו מzelf המתאר את החלק ארוך-הטוויה, המתמיד (persistent) של המzelf, אשר קשור בדרך כלל לכך שהתרחבותה של כמות הכספי. השיטות השונות לאמידת אינפלציית הליבה משקפות תיאורים אלה. חלקן מתייחסות לצורך לנכות רעים זמינים מהzelf הכלל כדי לזהות את המרכיב המשותף וחילקו שמות דגש גדול יותר על זיהוי הרכיב המתמיד בשיעור האינפלציה הכלל. בשתי הגישות, הרעים הזמינים או החלק שאינו כולל ברכיב המתמיד אינם חלק מסביבת האינפלציה הבסיסית כיון שאינם מתמידים אלא זמינים ומתקנים את עצם לאורך זמן. (self-correcting).

מספר מאמרים בתחום מתייחסים לתכונות שיש לדרש ממzelf ליבת "טוב". (1998) Roger מזכיר שלוש תכונות רצויות. הראשונה שהzelf יהיה זמין. מzelf המחרים לצרכן או רכיבים שלו עונים על דרישת זו. התכונה השנייה היא שייה לא מוגה והתכונה השלישייה היא שנייתן יהיה לבדוק אותו בקלות (verifiable). ככלומר שגם אחרים יכולים לחשב אותו. תכונה זו מתקיימת עבור מדים המבוססים על בחירה של רכיבים חלקים למzelf הכלל אך אינה מתקיימת בקלות עבור מדים המבוססים על ניתוח אקונומטרי, כפי שנציג בהמשך. (1999) Wynne מרחיב מעט ומוסה גם את הצורך שייה עם הסתכלות קדימה (Forward-Looking), שייה עמיד, בעל בסיס תאורטי כלשהו, מוכר על ידי הציבור ומקובל לו ולא נתון לעדכנים אחריה. רשות התכונות האלו מסתכמה לכך שzelf הליבה צריך להיות פשוט יחסית וצריך להיות מסוגל לבטא באופן טוב את סביבת האינפלציה בעבר ובעתיד. כמו כן ש�始יך ייחד לא יכול לעמוד על כל התכונות שנימנו ולעתים גם תתקנן סתייה ביניהן. הבחירה במzelf המועדף תהיה תלולה בעמיהם של עשיים המדיניות וביצירcis עבורם נעשה שימוש במzelf הליבה.

בסעיף שלහן נתאר מדים שונים לאינפלציית הליבה שנבחנו במסגרת המחקר ואשר מופיעים בספרות בתחום. בנוסף, בשל תפקידו המיעוד של שער החליפין בקביעת תוואי האינפלציה בישראל נציג מzelf נוסף המתיחס לשפעתו של שער החליפין על המחרים.³ סעיף אי' של חלק זה מתאר בקווים כלליים את השיטות השונות, והסעיפים בהמשך מפרטים את שיטות החישוב שננקטו עבור הנתונים של המשק הישראלי.

³ לא נרחב כאן את הדיון בסוגיה של "מחירים מקומיים".

א. תיאור כללי של השיטות

Silver (2007) ואחרים מציעים לחלק את המדדים השונים לאינפלציה ליבת לכמה קבוצות. הראשונה היא קבוצת המדדים המבוססים על השנתת רכיבים מסוימים מהמדד הכלול (Exclusion). רכיבים אלו הם בדרך כלל הרכיבים התנודתיים יותר המושפעים באופן תדרי יחסית מזעומי היצע כמו למשל שינויים במצב האוויר (ירקות ופירות) או בהיצע הנפט (מחירים האנרגיה). מדדים אלו חשיבות בהקשר של ניהול המדיניות המוניטרית בהתאם לתפיסה שיקולתה של המדיניות לטפל בזעומי היצע, בפרט כאשר הנבעים מזעומיים עולמיים, היא קטנה. במקרה תוגבטה של המדיניות לזעומי היצע הפעילים לעליית המחיר יחד עם צמצום היצע צריכה להיות שונה מוגבטה לזעומי ביקוש הפעלים בו זמינות לעליית במחיר והכמות. לכן יש צורך בזיהוי השפעתם של זעומיים אלה על התנהלות המחיר. סוג אחר של מדדי ליבת הוא מדדים המתייחסים לחילוק המרכז של התפלגות שינוי המחיר (Limited influence). מדדים קבועים אלו משמשים את הקצאות של התפלגות בהתאם לשינוי המחיר של רכיבי המדד מדי חדש. כך למשל ניתן להציג 10 אחוזים של סעיפי המדד שעלו במידה הגדולה ביותר או הקטנה ביותר בחודש מסוים (ביחד 20 אחוזים) או, בגרסת הקיצונית להתייחס רק לשיעור השינוי של הסעיף החיצוני במדד באותו החודש. מדדים אלו הסעיפים המושפעים משתנים מדי חדש בעודם הבחירה הריאונה הבירה בסעיפים נעשית פעמי אחת ונוגרת קבועה לארוך זמן. סוג שלישי של מדדי ליבת מתויחס לתנודתיות של כל אחד מרכיבי המדד ובונה מדד חדש המשקל את הרכיבים ביחס הפוך לשונות המאפיינן אותם. (Volatility weights). כך ניתן משקל גדול לסעיפים יציבים יחסית ומשקל מועט לסעיפים תנודתיים. גרסה של מדד זה משללת את הסעיפים בשקלול כפול המתיחס גם למשקל המקורי בסל הבחירה. סוג אחר של מדדי ליבת משקל את סעיפי המדד על פי מידת התמידה שלהם בהתאם למינימום המתקבלים במשווה המתארת את המיתאמים הסדרתיים הקיימים בכל אחת מהסדרות המרכיבות את המדד. (Persistence) weights גם כן ניתן לשקלל שיקולול כפול המתמידה יחד עם המשקל המקורי בסל הבחירה. שיטה נוספת המשמשת ליצור מדד ליבת בפורטוגל (Maria, 2004), אך לא נפוצה במקומות אחרים היא שימוש בניתוח של principle components. מדד זה מבטא באמצעות קומביינציה ליניארית של רכיבי המדד את עיקר השונות של המדד הכלול. כללית, נזנות כל השיטות האלה משקל גדול יותר לרכיבי המדד שהם יציבים יותר ולכך משקפים טוב יותר את סביבת האינפלציה או את המגמה שלה, בעוד הרכיבים המושפעים או אלו שניתן להם משקל קטן יותר משקפים תנודתיות שצפויות להתקיים בטוחה הבינווני.

כל השיטות שהוצעו לעיל מتبasing על תוכנות סטטיסטיות שונות של סדרות המחיר. שיטה מעט שונה לחישוב מדד ליבת בהתבסס על משקלות הסעיפים הוצעה על ידי Smith (2007) והוא מtbasing על אמידה של משווה של סדרה עתית המתארת את השינוי במדד הכלול באמצעות השינוי (בפיגור) של כל הסעיפים המרכיבים אותו. שיטה אחרת שהוצאה על ידי Cogley (2002) עשויה שימוש רק בנתונים על המדד הכלול, אבל בוחנת אותם לארוך זמן. הוא נקט ב-Exponential Smoothing. ככלומר, החלקה של המדד על פני זמן, תוך מתן משקל הולך ופוחת לתקופות רחוקות יותר בעבר. הגישה מtbasing על הרצון להזוהות את השינויים המתמשכים ברמת האינפלציה. אם התגובה לשינוי בкли המדיניות אורכת מספר רביעים, אז מתן משקל הולך וקטן

לאינפלציה רחוכה יותר בעבר תואם תהליך התאמה כזו. גישה כזו להחלה עדיפה על פני פילטרים אחרים כיון שהיא מتبוססת רק על העבר וניתן ליישם אותה בזמן אמיתי.

שיטת שונה שתבחן מتبוססת על ניתוח VAR מבני המושתת על הנחות כלכליות ומטרתה לזהות באופן ישיר את השינויים במדד הנובעים מצד היצע לעומת אלו שהנובעים מזועעים – לביקוש. (Quah and Vahey (1995) במאמר שמרבים לצטט, אומדים מערכת עם שני משתנים – תוצר ומחירים, ומבחןים בין זעועים שיש להם השפעה ארוכת טווח על התוצר (המורים לעיתים כזעועי הצע) לבין זעועים שאין להם השפעה כזו (זעועי ביקוש). הם מזהים את הזעועים בשיטה המקובלת, המוזכרת למשל אצל Shapiro and Watson (1988) אינפלציית הליבה מזוהה חלק של האינפלציה הכלולת שאין לו השפעה ארוכת טווח על התוצר. גישה זו מבוססת על ההנחה שבתוך הארכוך כל המשתנים הכלכליים מתאימים עצם ואין להם השפעה על הגדים הריאליים. (עקבות פיליפס אונכית).

מדד אפשרי נוסף לסבירת האינפלציה מצוטט מתוך הפרוצדורה לתחזית החודשית של מחלקה המחקר בנק ישראל, המבוססת על עדכונים למחקרים של סוחוי ורוטנברג (2006)⁴. התחזית החודשית עשויה שימוש ב-ARIMA עם ניכוי עונתיות. אומדי המגמה בקבוצות המשנה של המדד הכלליאפשרים לקבל אומדן של "סבירת האינפלציה". סדרה זו של אינפלציית ליבת היא מאוד חלקה מהגדולה, ואני עוקבת אחר השינויים קצרי הטווח במדד המחרירים, כפי שעושים רוב המדדים האחרים שחושבו. (ראו דיאגרמות בסוף). כמו כן, כיון שהיא תלויות בזיהוי שינוי ותכניות חריגות במדד, שנעשה רק בדיעבד, סבירת האינפלציה המוחשבת נתונה לעדכנים אחרים. אומדן זה, המנחה מהאינפלציה את גורמי העונתיות ורעשים אחרים תלויים בגורמים כלכליים כמו פיחות ומחירי יבוא וכן בגורמים כלכליים אחרים, הבאים בעקבפן לידי ביטוי באמצעות הרכיב האוטורגריסטיבי.

בחינת מדדי הליבה בשימוש בנקים מרכזיים שונים מעלה כי במקרים מסוימים מקובל להתייחס למדדים המנוכים מהסעיפים התנודתיים (בmarker'ים רבים, מזון ואנרגיה)⁵, אבל בולט מאוד העיסוק בניסיון לבנות מדדים אלטרנטיביים, בדרך כלל מתחוכמים יותר מאשר המשטח רכיבים, בשל הצורך לשפר את טיב התחזית. מספר עבודות המשווות בין המדד המוביל המנחה מזון ואנרגיה לבין מדדים המתקבלים בשיטות אחרות עולה כי ביצועיו של מדד זה אינם עדיפים וכי יכולת החיזוי שלו נופלת מזו של מדדים אלטרנטיביים⁶. לעומת זאת Crone, Khettry and Mester (2008) דוקא מוצאים שהתחזית של המדד ללא אנרגיה ומזון עדיפה על זו המתקבלת ממדדים אחרים, אך השיפור לעומת המדד הכללי אינו מובהק. כך למשל, באוסטרליה, מציעים Gillitzer and Simon (2006) מדד המתבסס על החלקת השיעיפים על פי מידת התנודתיות שליהם⁷. Cutler (2001) מציעה לבריטניה מדד המבוסס על התמדה; Bilke and Stracca (2008) ובוחנים עבור איזור האירו מדד המבוסס על חישוב אחר של התמדה ואילו Hahn (2001)

⁴ ראו שם תיאור מפורט של השיטה.

⁵ תיאור של מדדי הליבה בשימוש בנקים מרכזיים מופיע אצל סוחוי ורוטנברג (2006) והתייחסות למדדים מנוכים בנקים שונים אצל Alvarez and Matea (1999) בספר של ה-BIS וניירות נוספים בקובץ זה. מłów המופיע בנייר לא צייר שונכתב בנק המרכזי של קנדה עולה כי ברוב הבנקים המרכזיים מדד הליבה המועדף הוא בניכוי סיעיפים מסוימים. בmarker'ים – מזון, אנרגיה ומוצרים חקלאיים.

⁶ ראו למשל Rich and Steindel (2007).

⁷ בניר זה לא ננקוט בשיטה זו.

ו- Matilla-Garcia(2005) בוחנים בשני מאמרים נפרדים, מدد המבוסס על ניתוח SVAR עבר איזור האירו. (2008) Martel עושה שימוש גם כן ב-SVAR תוך הרחבתו באמצעות הכללה של מחירי אנרגיה במודל. (2006) Giannone and Matheson מציגים עבור ניו-זילנד מدد המבוסס על מודל של Dynamic factors⁸. OECD, במסמך מ-2005 בוחן מדים אלטרנטיביים לארה"ב, אירופה ומדינות אחרות. מכל אלו ואחרים ניתן למדוד שאמנס בנקים מרכזיים מתייחסים בדרך כלל למדים המשמשים סעיפים מסוימים, אבל יש חיפוש ובדיקה מתמידים של מדים אלטרנטיביים שישפרו את היכולת לזהות את המוגמות הבסיסיות של תועאי האינפלציה. שלב נוסף בניתוח מדי הילבה הוא שילוב של מספר שיטות למדד מצרי לצורך הניהול בפועל של המדיניות. אם מדים שונים נותנים תוצאות דומות הם מוכיחים את הבטיחון בנסיבות ההערכתה של סביבת האינפלציה. אם אינם מצביעים לאוטו כיוון ניתן למדוד מהבדלים ביניהם על טיב התהילה האינפלציוני⁹.

מדד נוסף לישראל – מנוכה מהשפעות שער החליפין: בניגוד למדינות אחרות, בהן תפקידו של שער החליפין במדד המחירים לצרכן הוא שלו יחסית¹⁰, בישראל, לשער החליפין (היה בעבר) משקל משמעותי בהשפעה על התנודות קצרות הטוח במדד המחירים לצרכן. זאת, הן בשל העובדה של ישראל משק פתו, אך במידה רבה גם בשל הצמדה ההיסטורית של מחירי הדיור לשער הדולר בשל הנוהג לנקוב אותם בדולרים¹¹. שיעור התמסורת משער החליפין למדד המחירים הנאמד עבור ישראל הוא כ-3.0. בשל התנודתיות הגבוהה יחסית של שער החליפין ובנוסף חוסר היכולת לחזות באופן משביע רצון תנודות אלו, נראה כי יש מקום לבחון את ממד המחירים לצרכן כשהוא מנוכה מרכיב זה, או לפחות כשהוא מנוכה מהtanודות (הבלתי צפויות) לשער החליפין. למדיניות המוניטרית יש השפעה על שער החליפין בטוחה הבינווי ואפילו הקצר, במידה שעבור החליפין מגיב לפער הריבית, אולם בנוסף, גורמים בלתי צפויים ושאים בשליטת המדיניות, וביניהם שער החליפין הצלב בין מטבעות שונים, משפיעים במידה רבה על השער ולכך גם על המدد. ממד דומה לזה שהוזג כאן הוא ממד המחירים המקומיים המנחה בשיטות שונות את השפעת שער החליפין ומחייב חוויל¹². אנו לא נתיחס למדים אלו במסגרת הניתוח הנוכחי.

ב. תיאור מפורט של שיטות החישוב

כל השיטות שיצגו לחישוב מדי ליבה מתייחסות למדד המחירים לצרכן. שיטות העושות שימוש ברכיבי המدد מתבססות על חלוקת המدد ל-38 סעיפים (ראו לוח נספח 2). החישובים נעשו עבור נתונים חדשים, החל מ-1999, לאחר השגתה של יציבות מחירים. הדיאגרמות המתארות את המדים השונים מופיעות בספק. הגדרות כל המדים הנתנים מופיעות בלוח נספח 1.

1. השמטת רכיבים: הממד המבוסס על השמטת רכיבים מוציא מתוכו את הרכיבים התנודתיים ביותר על סמך בדיקה היסטורית. בהתבסס על חלוקת המدد ל-38 סעיפים נבדקה סטיית התקן

⁸ בנייר זה לא נבדוק שיטה זו.

⁹ ראו (2007) Silver (2004) ו- Mankikar and Paisley (2004).

¹⁰ ראו מאמר של Sekine (2006) האומד עבור שמדיניות מפותחות (ארה"ב, יפן, גרמניה, בריטניה, צרפת ואיטליה) את התמסורת משער החליפין למחירי היבוא בסביבות 0.4 ו-את התמסורת מחמורי היבוא למדד המחירים לצרכן בכ-0.0 עד 0.1.

¹¹ ראו הערה 2.

¹² בנק ישראל קיימות מספר שיטות לאמידת המחירים המקומיים. ביניהן, ניכוי חלק מסעיפוי הממד (דיור, תחבורה וחשמל), ניכוי ההשפעה של שער החליפין וה долר מכל אחד מ-31 סעפי הממד או שימוש במודלים אקונומטריים לקבלת מקדמי שער החליפין במחירי חוויל בrama המצרפית.

של כל אחד מהסעיפים עבור התקופה המתחילה ב-1999 ועד סוף 2007. הרכיב בעל התונודתיות הגבוהה ביותר הוא סעיף הירקות הטריים, אחורי הפירות, הלבשה, ההנעה והביצים. סיגריות, תקשורת, דירות והוצאות דירות אחרות, גם הם בעלי שנות גבוהה יחסית אך דומה יותר לזו של חלק גדול מסעיפי המדד. (לוח נספח 2). בהתאם לכך נבנו שני מדדים. הראשון – המדד הכללי ללא פירות וירקות טריים (1axp1), השני ללא פירות וירקות טריים ולא הלבשה והנעה (2axp2). משקל הפירות והירקות הוא 23.4 נקודות מ-1000¹³, כך שהמדד המנוח הראשון מכיל 97.7 אחוזים מהמדד הכללי והמדד השני הוא במשקל של כ-94 אחוזים. מהמדד הכללי Macklem (2001) בוחן אילו סעיפים להשם ממדד המוחרים בקנדה על פי ניתוח ההיסטורי דומה, ומוצא גם כן שהמזון אינו תנודתי ולכן אין לו מילץ לבחור במדד המקובל המשמש את המזון¹⁴. יחד עם זאת, כיוון שמקובל בעולם למדד לא אנרגיה ומזון, וגם בישראל מתרכבת ההתיחסות אליו על רקע העלייה החדה במחירים האנרגיה והמזון בתקופה الأخيرة, נבחנו גם מדדים בניוכי רכיבים אלה ובניכוי הפיריות והירקות. (15) (dlpxe, dlpxf, dlpxef, dlpxefv).

2. מדדי מרכז ההתפלגות: מדדים אלו מנכימים מסך שינויי המחרירים בסעיפים השונים של המדד את השינויים הקיצוניים, שני הקצוטות, בהתאם לתנאי שנבחר. שיטה זו שונה שימושם במדדים המנוכים בכך שבמדדים המנוכים הסעיפים המושפעים נבחרים פעמי אחת והם קבועים לאורך כל התקופה, בשיטה זו הסעיפים המושפעים נבחרים מדי תקופה בהתאם להתנהוגותם בתקופה המשמעותית הנבחנת. (Bryan and Cecchetti 1994) מספקים את הבסיס התאורטי לשימוש במדד מרכז ההתפלגות בהתבסס על הגישה שיש עלויות (menu costs) לשינוי המחיר במקרה של צעוזע. הם מניחים שמי שראה בפניו צעוזע גדול מספיק ישנה את המחיר מיד (באותה תקופה), ואילו מי שראה צעוזע קטן יותר ימתין לתקופה הבאה. לכן, הקצוטות של המדד משקפים תנודות זמניות בשיעורי השינוי (שלא היינו רוצחים להתייחס אליהם בקביעת המדיניות המוניטרית) ואילו המרכז משקף את קצב האינפלציה בטוחה הבינוני והארוך. בנוסף, אם יש הטיה (skewness) בצעוזעים הפוקדים את הכלכלת, המוצע לא ישקף נכון האינפלציה התמידית ועדיף יהיה להשתמש בחזיוון.

כדי לחשב מדדים אלו יש למיין את שיעורי השינוי של הסעיפים המרכיבים את המדד על פי שיעור השינוי באותו החודש ולחזור את החלק המרכזי של ההתפלגות (בהתחשב במשקלות). הנוסח הקיצוני ביותר לגישה זו הוא בחירת החזיוון של ההתפלגות המשוקלلت (med). בנוסף נבחנו שני ניסוחים נוספים. עבור כל חדש מיינו את סעיף המדד בסדר עולה ונתנו להם מקום או 20 אחוזים מכל אחד משני קצוטות ההתפלגות. לעומת זאת נתרנו עם מדד הכלול 80 או 60 אחוזים ממרכיבי המדד הכללי. (dlptrnc20 ו-dlptrnc40). כיוון שמשקלות הסעיפים השונים אינם

¹³ על פי המשקלות של 2007. בתקופות קודמות משקלות דומות.

¹⁴ שמות הסעיפים התונודתיים ביותר בקנדה המושפעים מהמדד הם פירות, ירקות, דלק למכוניות (gasoline), גז טבעי, דלקים אחרים, תחבורה ציבורית עירונית, טבק, תשלומי ריבית למשכנתא. הבנק המרכזי של קנדה מתיחס לפחות זה כמדד הליבה.

¹⁵ בסעיף האנרגיה נכללים דלק וশמנים לרכב, נפט וסולר לבת, גזוזמי שירות, חשמל.

תואמים בדיק גדים אלו, לעיתים הושמט בשיטה זו משקל חלק של סעיף מסוים¹⁶.

3. שקול על פי תנודתיות: חישבנו את סטיית התקן של שיעור השינוי החודשי עבור כל המדגמים לכל אחד מ-38 הסעיפים. שקלנו את שיעורי השינוי החודשיים ביחס הפוך לשונות הסעיף. ככלומר, סעיפים בעלי תנודתיות גבוהה קיבלו משקל נזקן ואילו סעיפים שאין בהם שונות גדולות קיבלו משקל גבוהה יותר. (dlpstd) המדד המשוקל על פי השונות יהיה על כן:

$$(1) \quad \sum_i \frac{1}{\sigma_i^2} dlp_i \left/ \left(\sum_i \frac{1}{\sigma_i^2} \right) \right.$$

כאשר σ_i^2 היא שונות הסעיף. גרסה נוספת למדד זה היא שקול כפול המתיחס גם לשונות הסעיף וגם למשקל המקורי (w_i) של הסעיף במדד המחיר לצרכן. (dlpstdw). במקרה זה המדד המשוקל יהיה:

$$(2) \quad \sum_i \frac{w_i}{\sigma_i^2} dlp_i \left/ \left(\sum_i \frac{w_i}{\sigma_i^2} \right) \right.$$

4. שקול על פי התמדה: על פי גישה זו ניתן משקל גדול יותר לסעיפים שיש בהם יותר התמדה וכן הם אמורים להיות מסוגלים לחזות במידה טובה יותר את האינפלציה העתידית. כדי לammo את מידת ההתמדה Cutler (2001) משתמש במשואה אוטורגרסיבית פשוטה מהצורה:

$$(3) \quad \pi_i^t = \alpha_i + \rho_i \pi_i^{t-12} + \varepsilon_i^t$$

כאשר π_i^t הוא שיעור השינוי החודשי במדד ה- t (1999-2007). המשוואות נאמדו החל מ-1999 ועד סוף 2007. כללית ניתן לומר כי המקדים שהתקבלו נזקניים יחסית, ובחלקים שליליים – במקרים אלו ניתן משקל אפס לסעיף. דוגמא עבור הלבשה והנעלת, סעיף בעל משקל נזקן בחישובים אחרים, התקבל מקדם גבוה יחסית, כנראה בשל המיאתאם הגבוה בין שינוי מחירים באותו חודש מדי שנה, בשל העונתיות החזקה בסעיף זה.

בדומה לשקלול על פי השונות, המדד המתאים בשימוש במקדמי ההתמדה יהיה (dlpper):

$$(4) \quad \sum_i r_i dlp_i \left/ \left(\sum_i r_i \right) \right.$$

כאשר r_i הוא מקדם ההתאמת כאשר הוא גדול מ-0.5, ואפס אחרת.

גם כאן ניתן לנוקוט בשקלול כפול (dlpperw):

$$(5) \quad \sum_i w_i r_i dlp_i \left/ \left(\sum_i w_i r_i \right) \right.$$

Bilke and Stracca (2007) מציעים מדד מעט שונה עבור ההתמדה. הם בוחנים את שיעורי השינוי החודשיים של כל אחד מסעיפי המדד, כשهم מנוכנים מהמגמה ובודקים את מספר

¹⁶ לצורך ביצוע החישוב, "נمرחו" שיעורי השינוי החודשיים של המדד על פני אלפי יחידות, על פי המשקלות, לאחר שמוינו לפי מידת השינוי החודשי בהם. לאחר מכן נקבעו מכל קצה 10 או 20 אחוזים וחושב ממוצע שנורמל על ידי חלוקה ב-0.8 או ב-0.6 בהתאם לגורסה. ירಕות ופירוט מופיעים בדוחוג קיזוני ב-78 אחוזים מהמרקם. הלבשה והנעלת ב-88 אחוזים. תוצאה זו עקבית עם היותם בעלי סטיית התקן הגדולה ביותר מבין סעיפים בלבד.

¹⁷ נוסתה גם גרסה עם שיעור השינוי השנתי שאינה מדוחת כל.

הפיגורים הדורשים עברו כל רכיב. בדומה להצעתם, אמידה אלטרנטיבית להתמדה נעשתה באמצעות המשוואה :

$$(6) \quad \pi_{-} dt_i = \alpha_i + \rho_i \pi_{-} dt_i^{t-12} + \varepsilon_i$$

כאשר $\pi_{-} dt_i$ הוא שיעור האינפלציה החודשי בסעיף 5 מונוכה מהמגמה באמצעות שימוש בסיטיות מסוואה להסביר שיעור השינוי באמצעות מגמת הזמן. (dt_{12}). גם כאן, כאשר מתקבל קן קטן מאוד, ניתן משקל אפס במשקלול הסעיף על פי התמדה. אלטרנטיבית אחרת לחישוב התמדה היא שימוש במדדים שהם גם מונוכי וعونתיות, כך שניתן לבחון את ההתמדה לעומת החדש הקודם. ($dlppsd_t$). המשוואה הנאמדת היא :

$$(7) \quad \pi_{-} seasdt_i = \alpha_i + \rho_i \pi_{-} seasdt_i^{t-1} + \varepsilon_i$$

בשלוש האמידות התקבלו עברו 10 עד 13 סעיפים (מトーוך 38) מקדמי הצמדה שליליים שהומרו לאפס. הערך הממוצע של מקדם התמדה הוא 0.12 עד 0.18 (כולל האפסים), כלומר, שיעור התמדה נמוך יחסית.

5. Principle Components : ניתה זו מבוססת על האפשרות לבטא באמצעות גודל יחיד, שהוא קומבינציה ליניארית של רכיבי המדד את עיקר השונות של המדד הכלול. כבר הוזכר לעיל שגישה זו מושמת לחישוב המדד הכלול בפורטוגל אך אינה נפוצה במקומות אחרים. מדד זה מחושב עבור שיעור השינוי השנתי של מדדי המחיירים כשהם מותקנים על ידי הפקחת הממוצע שלהם וחולקה בסיטיות התקן של הסעיף. בשל שיטת החישוב שיטה זו אינה מייצרת אינדיקטור לשינוי החודשי במדד הליבה אלא רק לשינוי השנתי. כמקובל, נעשה שימוש רק ב-principle component (principle component).

6. משקלות על פי אמידה : שיטה נוספת המתבססת על שילוב של הסטכלות על סעיפים המדד יחד עם התყichות לסדרה העתית הוצאה על ידי Smith(2007). היא מציעה לאמוד את שיעור השינוי השנתי במדד הכלול באמצעות שיעור השינוי השנתי בכל אחד מהסעיפים במדד בפיגור של 12 חודשים. כלומר :

$$(8) \quad \pi'_{12} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \pi_i^{t-12} + \varepsilon$$

מדד זה מסומן על ידי reg_{12} . באמצעות האמידה מותקבים המשקלות (כולל מקדים שליליים) של כל אחד מהסעיפים במדד. היתרון המשמעותי של גישה זו הוא שאופן בניית המדד הזה מאפשר מיצית לחזות את שיעור השינוי השנתי של המדד הכלול ל-12 החודשים הקרובים. (ראו סעיף 3 ג' בהמשך).

7. החלקה – Exponential Smoothing : בהתאם למאמר של Cogley (2002), מחשבים מדד ליבת המתבסס על מיצוע על פני זמן של המדד הכלול. ($exps_{12}$). כלומר, ללא התყichות לרכיביו. המיצוע, עם משקלות הולכים וקטנים, מיחס חשיבות גדולה יותר לשינויים במדד שקרו בעבר הקרוב, והיא הולכת וקטנה ככל שמתרחקים בזמן. מטרת הגישה זו לסנן רעים קצרים וכך לשפר את יכולת התחזית קדימה. נרשום :

$$(9) \quad \pi_{exs^t} = g_0 \sum_i (1-g_0)^i \pi_{t-i}$$

בחרנו, בדומה לערכים אצל Cogley (2002) את g_0 להיות 0.15. מבדיקות שערכנו הרגישות לערכים שונים בסביבת ערך זה אינה גדולה.

8. VAR מבני: שיטה זו שונה מכל השיטות שנסקרו לעיל בכך שהיא מבוססת על שיקולים סטטיסטיים אלא מפרקת את המדד על סמך שיקולים כלכליים. אין בשיטה זו מודל כלכלי מבני, אולם הפרדה בין אינפלציה הליבתית לשארית מתבססת על הנחה לגבי הכוחות הקובעים את אינפלציית הליבתית. כמו כן, שיטה זו שונה בכך שבמקום להתבסס על סדרות המדד המפורטות ורקע עליהן, היא מבוססת על ניתוח המדד הכולל באמצעות שימוש במערכת משווהות הכוללת מדד זה ואינדיקטור לפעולות, למשל, התוצר, הייצור התעשייתי או מדד אחר לפעולות (המדד המשולב, למשל). המאמר של Quah and Vahey (1995) משתמש בסיס למאמריהם מאוחרים יותר שנ��ו בשיטה דומה¹⁸. הם מגדירים את אינפלציית הליבתית כרכיב של האינפלציה שאין לו השפעה ארוכת טווח על התוצר, כפי שתואר לעיל. גישה זו توאמת את התפיסה שמודיניות מוניטרית לא אמורה להגיב, או לפחות לא באותה מידת, לזעועים מצד ההיצע, אלא לטפל בזעועים מצד הביקוש.

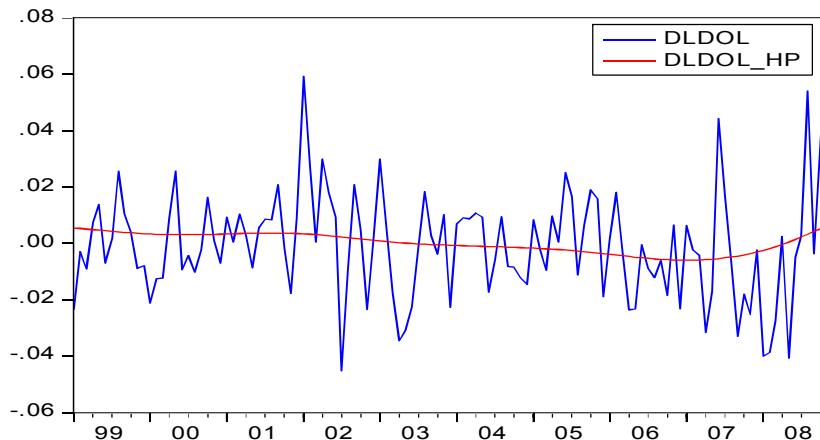
ניתן ליזהות את הזעועים בהתאם לגישה זו במסגרת VAR מבני. אנו מניחים שיש שני סוגים זעועים בלתי תלויים – האחד אינו משפיע על הפעולות בטוחה הארוך, כיוון שככל הגדים הכלכליים מתאימים את עצמו במשך הזמן, והשני, כזה שיש לו השפעה בלתי מוגבלת על המחרירים והפעולות, אבל אינו משפיע על אינפלציית הליבתית. כיוון שהמערכת כוללת שני משתנים (זעועים) מספקה מגבלה אחת לצורך הזיהוי. המגבלה המשמשת לזיהוי היא שהשפעתם של הזעועים היוצרים את אינפלציית הליבתית (הכוללת את זעועי הביקוש) על התוצר מתאפסת בטוחה הארוך. המערכת שאמנו עשו שימוש בנתונים חדשניים ולבן האינדיקטור לפעולות הוא לחילופין השינוי בייצור התעשייתי (idl) או השינוי במדד המשולב (idlpvar). כיוון שיש עונתיות בנתוני המדד כללנו במערכת גם משתני דמי חדשים. באותו נכללו שמות פיגורים. אורך פיגורים זה תואם את המבחנים הסטטיסטיים עבור המדד המשולב, אולם ארוך יותר ממספר הפיגורים הדרוש עבור הייצור התעשייתי (רק שניים). כיוון שסביר כלכלית שקיימות השפעות ארוכות יותר מאשר חדשניים בין המחרירים לייצור התעשייתי בחרנו לאמוד את המערכת גם עבור הייצור התעשייתי עם שמות פיגורים. לזעועים המוגדרים כאלו היוצרים את חלק הליבתית של האינפלציה הוספנו גם את הקבוע ומשתני הדמי החדשניים, המשקפים תנודות בביטחון, עם מקדיםיהם בחלק הליבתית של האינפלציה.

9. סביבת האינפלציה על פי המודל החודשי לחיזוי המדד : (idlparima). החישוב מצוטט מתוך המודל החודשי המשמש את המחלקה מחקר לחיזוי המדד בטוחה הקצר. הוא מבוסס על סוחחי ורוטנברג (2006) בתוספת עדכניים המוכנסים למודל מעט לעת. האומדן לסביבת האינפלציה מתקבל מתוך זיהוי אוטומטי של מגמה ועונתיות בסעיפים המשנה של המדד. הפרמטרים נאמדים באמצעות ARIMA-AR12-X ומटעדכנים עם עדכון בסיס הנתונים.

¹⁸ למשל Matilla-Garcia (2005), Hahn (2002) שגורר את אינפלציית הליבתית מטווח VAR עם שלושה משתנים – אינפלציה, תוצר וכמות הכסף ו-Martel (2008) המכרף את מחירי האנרגיה למודל הנAMD.

10. ניכוי השפעת שער החליפין: לצורך ניכוי השפעת שער החליפין אמדנו משווה פשוויה לחבר בין השינוי החודשי בשער החליפין של השקל מול הדולר לבין השינוי במדד המחיירים לצרכן עבור כל התקופה, החל מ-1999. האמידה נעשתה עבור שתי הגדרות. האחת – השינוי הכלול בשער החליפין והשנייה – עבור הרכיב התנדודי בשינוי המוחשב כפער בין השינוי בפועל לבין השינוי על פי פילטר HP. (ראו דיאגרמה 1). השארית ממשווה זו בתוספת הקבוע, כלומר הפער בין השינויים במדד הכלול והשני המושבר על ידי שער החליפין הוגדרה להיות המדד המוכחה משער החליפין. בבדיקות שבוצעו התקבלה השפעה מובהקת של השינוי בשער החליפין (בשני הניסוחים) בתקופה הנוכחית ובפיגור של עוד חדש עד שישו חדשים (חلك מהפיגורים לא היו מובהקים, אך נותרו ממשווה). תוצאות הרגרסיה מוצגות בספח 3. החיסרון בניסוח זה של מדד הליבה הוא היותו ממשווה על ניכוי HP והואתו תוצאה של אמידה סטטיסטית. אין בכוונת הניתוח כאן להבחין בין השפעות מקומיות על המדד לבין השפעות מחו"ל, הכוללות בנוסף להשפעת שער החליפין גם את השפעת השינוי במחيري היבוא מחו"ל¹⁹. כוונת הניכוי שנעשה כאן היא לזהות מקור עיקרי לתנודות במדד המחיירים לצרכן מוגבלות בשער החליפין ובתמסורת לא-זונית מעבר לשער החליפין למדד המחיירים לצרכן, לפחות בשנים עברו. ניכוי הרושים בשער החליפין, מוגלה למוגמה אפשר בchnerה כזו. יחד עם זאת, ניתן לחשב שהמדיניות המוניטרית כן צריכה להגיב לשינויים במחירים הנובעים משער החליפין, בשונה מזעועים אקטוגניים להיעצ, למשל, וגם יכולה במידה מסוימת להשפיע על השינויים בשער החליפין באמצעות קביעת הריבית.

דיאגרמה 1: השינוי החודשי בשער החליפין והמוגמה



3. מבחנים לטיב מדדי הליבה

המושג של מדד הליבה אינו מוגדר בצורה ייחודית וחד-משמעות. בניתוח לעיל הוצע מספר רב של אינדיקטורים, המבוססים על גישות שונות והיכולים לשמש כמדד ליבה. כדי לבחור מבין מדדי הליבה או לפחות להעריך את החולשות והיתרונות של כל אחד מהם יש להגיד מהן התכונות הרצויות מממדד ליבה ולבחון אותו יחסית לתכונות אלה. כפי שהזכיר, יש שני סוגים שימושיים למדד ליבה ולבחוון אותו יחסית לתכונות אלה. אחד, כדי לנתח ולהעריך סביבת האינפלציה בעבר הקרוב ובהווה. השני הוא לצורך הערכת האינפלציה (הבסיסית) או סביבת האינפלציה הצפואה בעתיד ובהתאם לה לקבוע את השינויים במדיניות המוניטרית הדורשים כדי להשיג את יעד האינפלציה. עבור כל

¹⁹ התיחסות לניתוח המחיירים המקומיים ניתנת בתייבה בדוח האינפלציה מס' 20 למחצית הראשונה של 2007 ובפרק יי בדוח בנק ישראל לשנת 2006.

אחד שימושים אלו נדרשות תכונות שונות של מדד הליפה. בסעיפים הבאים יוצגו בדיקות שונות למדדי הליפה שחושו בהתייחס לשני השימושים האלה.

כפי שכבר הזכיר לעיל, בחינת טיב המדדים נעשתה החל מ-1999, לאחר שהושגה יציבות בסביבת האינפלציה. החיסרונו בבחירה זו היא התקופה הקצרה שעומדת לרשותנו, אולם, היתרונו הוא בכך שהיא משקפת סביבת אינפלציה יציבה יחסית, כפי שוררת בעת. התפתחות מדדי הליפה השונים יחד עם השינוי במדד הכלול ב-12 החודשים האחרונים מוגגת בדיאגרמות בסוף.

א. מדד ליבת לצורך הערצת העבר וההווה

כדי להעיר נכוון את סביבת האינפלציה על מדד הליפה להיות חסר הטיה יחסית למדד הכלול. כדי שיהיה בו יתרון לעומת המדד הנוכחי עליו להיות בעל תנודות קטנה יותר.لوح 1 נוון תיאור סטטיסטי פשוט של מדדי הליפה השונים. ניתן לראות שהמדד הנוכחי לרכיבי המדד משקל ההופכי לתנודות שליהם הוא, על פי הגדרה, עם סטיית תקן נמוכה יותר מזו של המדד הנוכחי. המדדים המשמעותיים רכיבים תנודות או מתיחסים למרכז ההתפלגות הם בעלי סטיית תקן דומה לו או של המדד הנוכחי. המדד המבוצע החלקה מעריכית של המדד הנוכחי מצמץ את התנודות או באופן משמעותי. גם המדדים המנכאים את השפעתו של שער החליפין, שהוא מטבע בעל תנודות גובהה, הם בעלי שנות נמוכה יחסית. בדיקה עבור האינפלציה ב-12 החודשים האחרונים (لوح 2) מעלה תוצאות דומות. שם רואים גם כי המדד המתאר את מגמת האינפלציה על פי ARIMA 12-ARIMA x

הוא בעל סטיית תקן קטינה יחסית מ那位 הגדרתו כגemma.

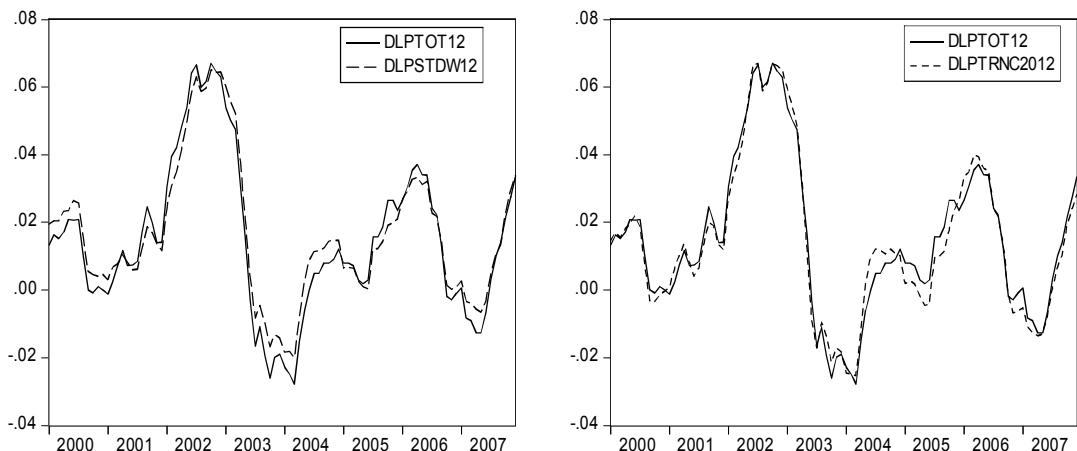
בחינה של ממוצע הסטייה מהמדד הנוכחי והשונות שלו וממוצע הערך המוחלט של הסטייה מעלה כי המדדים המשמעותיים רכיבים, רוב מדדי מרכז ההתפלגות והמדד משקלל על פי סטיית התיכון והמשקלות המקוריים הם בעלי סטיות קטנות יחסית. לעומת, אין הבדל משמעותי בתוווי שליהם לעומת זה של המדד הנוכחי. (لوוחות 3 ו-4).

בדיקת חוסר הטיה נעשתה עבור שיעור השינוי החודשי והשנתי באמצעות אמידת משווה הקשורות בין מדד הליפה למדד הכלול. חוסר הטיה דורש חוות שאינו שונה מאפס ושיפוע שאינו שונה מאחד באופן מובהק. עבור שיעורי השינוי החודשיים התקבל שמדד מרכז ההתפלגות dlptrnec40, אלו המשקללים על פי תנודות, אחד המדדים משקלל על פי התמדה, המדד המנחה את מגמת שער החליפין והחלוקת המערכית אינם מוטים. בדיקה משמעותית יותר היא עבור שיעור השינוי ב-12 חודשים אחרים. השמatta הפירות והירקות, מדדי מרכז ההתפלגות והשלם על פי סטיית התיכון ועל פי אמידה שומרם על חוסר הטיה. גם ניכוי מגמת שער החליפין, principle components ARIMA וה- principle components, ההחלוקת המערכית ובשיפוע, אך עם סטיות תקן גדולות יחסית. (לווחות 3 ו-4).

בדיקה נוספת בוחנת את סטיית המדד המנוכה מגמת HP. לעומת, באיזו מידת המדד המנוכה קרוב לתוווי חלק כלשהו של מדדי המחיר. בהסתכלות על הנתונים החודשיים (لوح 3) עולה כי השמatta הארגונית, רוב מדדי מרכז ההתפלגות, אחד המדדים המבוסס על התמדה, המדדים על פי ARIMA principle components קרובים יחסית למוגמת המחיר.²⁰.

²⁰ מגמת HP יכולה לשמש כמדד ליבת. אך לא ברור כלל האם יש מקום להשוות את מדדי הליפה שחושו לחישוב אחר של "סביבת האינפלציה".

דיאגרמה 2: מדדי dlptrnc20 ו-dlpstdw12 לעומת מדדי dlptot12 ו-dlpstdw12



לסיכום, נראה כי המדריך בኒוקי היפירות הירקוט אינו בעל תועלת משמעותית כיון שהוא מאוד דומה למדד הכלול. ממדדי מרכז ההתפלגות, המדריך המנחה 10 או 20 אחוזים מכל צד (dlptrnc20,dlptrnc40) הם בעלי תנודתיות נמוכה של הסטטיקה ואינם מוטים. גם המדריך המשקל לפי תנודתיות יחד עם המשקל בסל (dlpstdw) הוא בעל תנודתיות נמוכה. חישוב שני ממדדים אלו הוא פשוט יחסית, קל להסביר ואינו כרוך באמידה. מדד הליבת המבוסס על ניכוי סטיות ממוגמת שער החליפין מייצר תווואי מדד שונה מהמדד הכלול ומשאר מדדי הליבת ויש לו משמעות שונה מאשר הממדדים. הוא אינו מוטה, אך כיון שהוא עוקב אחר תווואי המדריך הכלול הוא בעל סטטיקה גדולה יחסית מהמדד הכלול. מדד הליבת המבוסס על החלקה מעירכית, עוקב אחר תווואי המדריך הכלול ואינו מוטה, אך מאופיין בסטיות גדולות יחסית מתווואי המדריך הכלול, מתוך בנינו. חסרונו בהיותו תלוי בפרמטר ההחלקה, הנבחר במידה מסוימת בשירוטות, אם כי רגשונו לגדרי פרמטר שונים בסביבת זה שנבחר אינה גדולה.

ב. מדד ליבת לצורך חיזוי

ב.1. יכולת החיזוי של מדד הליבת

השימוש השני המרכזי של מדד ליבת הוא לחיזוי האינפלציה והערכת סביבת האינפלציה העתידית לצורך ניהול המדיניות המוניטרית. אם מדד הליבת מנסה רושם, אז (בתוחלת) הוא אמרור להיות מסוגל לחזות את סביבת האינפלציה העתידית (בהעדר שינויים מבניינים משמעותיים). ניתן לטעון כי לא ניתן לצפות לחזות באמצעות מדד כלשהו לאינפלציה נוכחית את האינפלציה העתידית כיון שההינתן סביבת האינפלציה הנוכחית תגיב המדיניות המוניטרית כדי לשנות את האינפלציה. לכן, נראה כי יש טעם לבחון את יכולת החיזוי רק עבור טווח קצר שבו השפעתה של המדיניות המוניטרית עדין אינה ניכרת במלואה.

הבדיקה הראשונה לטיב החיזוי בוחנת את הפער בין מדד הליבת לבין המדריך הכלול ב-6 או 12 חודשים. (ראו בדיקה דומה גם אצל Cutler (2001)). סטייה קטנה יותר משמעותה יכולה טוביה יותר לחזות את שינוי האינפלציה בעtid הקרוב. בפרט, רצואה סטייה קטנה יותר מזו המתקבלת על ידי שימוש במדד הכלול. לוח 5 מציג את ממוצע הפער וסטיית התקן שלו.

בולט כי סטיית התקן של הפערים היא גדולה מאוד, ככלומר יש סטיות גדולות של המדריך בפועל מהתחזית שניתנה 6 או 12 חודשים קודם לכן. סדר הגודל של התנודות דומה עבור כל הממדדים,

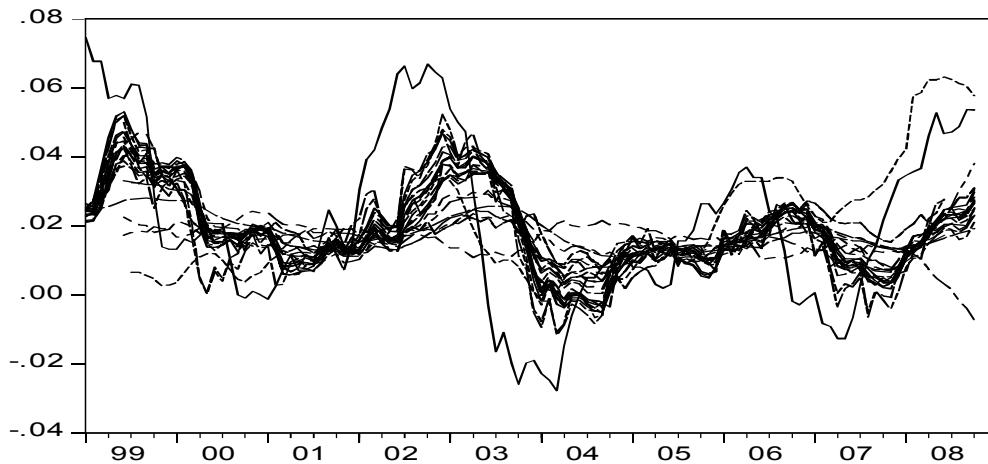
כ כולל המדד הכלול. על פני המדגם טעויות אלו מתקזזות בחלקן ובממוצע הפער הוא כמחצית האחוז בתחזית עבר חצי שנה קדימה (הכוללת בתוכה תקופה חופפת לו המשמשת לתחזית) בחלק מהמדדדים וכאחוז עבר תחזית שנה קדימה. עם סטיית תקן של כ-4 אחוזים. התנדתיות הגדרה של מדד המהירים לצרכן מגבילה את השימוש בהתפתחות המהירים בעבר הקרוב לצורך תחזית טוביה של התוואי הצפוי. בכל זאת, עבר שישה חודשים קדימה, ניכר כי סטיות האינפלציה העתידית מהמדדדים המשמעותיים את האנרגיה או המזון והמדד המנכחה את סטיית שער החליפין מהמגמה, קטנה מזו המתקבלת על ידי שימוש המדד הכלול. תמונה דומה מתתקבלת בעבר התחזית 12 חודשים קדימה, בתוספת תחזית טוביה של המדדים המנכחים אנרגיה ומזון או אנרגיה, מזון ופיריות וירקות והמדד המבוסס על התameda.

בבדיקה נוספת נמצאה המשווה המאפשרת מוקדם שונה ושיפורו שונה מאחד, במטרה לבדוק אם קיים קשר אחר בין המדדים שיאפשר חיזוי יותר טוב. ובפרט, האם יש מדד ליבה המסוגל לחזות יותר טוב מהמדד הכלול את מדד המהירים לצרכן בעוד חצי שנה. המשווה שנאמדה היא:

$$(10) \quad \pi_{12} = \alpha_i + \beta_i \pi_{core_{12}^{t-6}} + \varepsilon_i$$

התוצאות מוצגות בלוח 6. תוצאות האמידה מראות כי והחותך שונה מאפס והשיפורו שונה במובhawk מאחד ברוב המקרים. עוד עולה כי המדד הכלול מאפשר חיזוי האינפלציה הצפואה עם שיעור הסבר (R^2) נמוך יחסית של כ-24 אחוזים. המדדים המשמעותיים את האנרגיה והמזון וגם בתוספת השמטת הפריות והירקות מניבים שיעור הסבר של יותר מ-30 אחוזים. מדד הליבה המבוסס על VAR המבנוי מסביר כ-40 אחוזים מהמדד הכלול לאחר 6 חודשים.

דיגרמה 3: המדד הכלול והתחזית (6 חודשים קדימה) על פי מדדי ליבה שונים



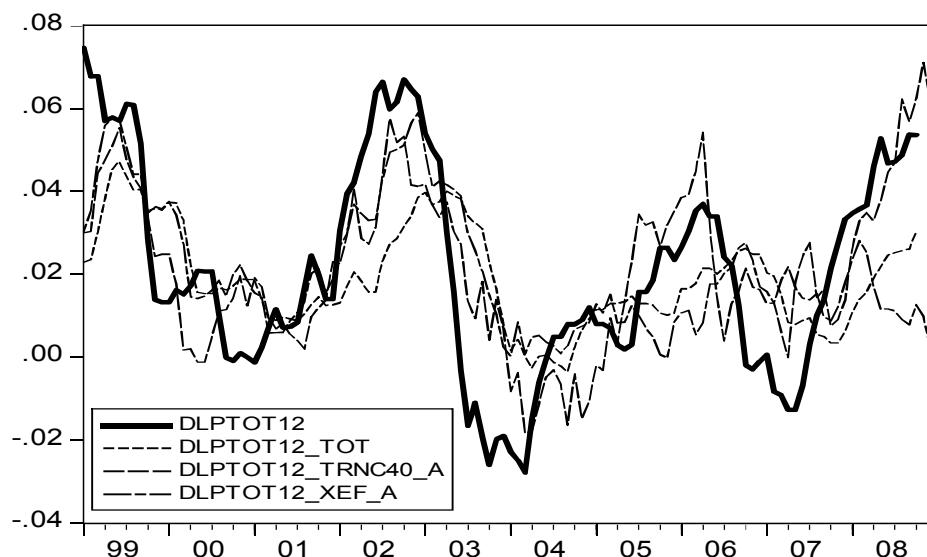
אם אכן מדד VAR מצליח לנחות את זעומי הייצע, שצפויים להיות חולפים, אפשר לצפות שיווק לחזות טוב יותר את התפתחות האינפלציה בעתיד הקרוב, יחסית למדד כולם, הכלול גם את זעומי הייצע.

בסק הכלול, תנודתיות המדד הכלול, ובפרט ההשפעה המשמעותית של תנודות בלתי צפויות בשער החליפין על המדד אינה מאפשרת שימוש ממשוני במידע הקיים כדי להעריך את האינפלציה הצפואה בעתיד הקרוב. לכן, נראה שקשה להתבסס על מדדים אלו כדי להעריך את שיעור

האיינפלציה הצפוי בטוחה הקרוב. דיאגרמה 3 ממחישה זאת. מוצג בה המדד הכלול בכל תקופה (בקו רציף, עם תנודות בולטות יחסית) ותחזיות המתקבלות מהמשווה שנאמדה. מוצגת תחזית גם בתחום המדגם (עד אוגוסט 2007) וגם חצי שנה מchuצה לו. בולט מאוד שרוב מדדי הליבה עוקבים אחר התנודות הגדולות במדד הכלול ולכן אין נזנים תחזית טוביה קדימה. המדד המבוסס על ה-ARIMA הוא היחיד שחוצה את מגמת העלייה במדד הכלול במשך 2008 (מסומן בקו מקווקו מעל תוויאי המדד הכלול).

בדיקה נוספת המוצגת בלוח 7 בוחנת האם במדד הליבה יש תוספת מידע מעבר לזה הגולם במדד הכלול לצורך חיזוי האינפלציה חצי שנה קדימה. קיומה של מולטיקולינאריות בין המשתנים מקשה על מתן פרשנות למקדים המתקבלים, יחד עם זאת בחלוקת המקרים הן המדד הכלול והן מדד הליבה מובחקים ושיעור ההסביר (R^2) של המשווה יכולה להיות מזוהה של משווה הכוללת את מדד הליבה בלבד. בפרט, אמידה הכוללת את מדד ליבת על פי מרכז ההתפלגות (dlptrnc40) משפרת את שיעור ההסביר עד ליוטר מ-50 אחוזים ומיצרת תחזית קרויה להתפתחות המדד בפועל גם במדגם וגם מchuצה לו. גם המדד המנחה מזון ואנרגיה תורם לשיפור התחזית למדד המחיירים לצרך יחסית למשווה ללא מדד זה, אך התחזית הנגזרת ממנו אינה מצליחה לעקוב אחר התפתחות המדד מchuצה למדגם. המדד המבוסס על ניתוח VAR משפר גם הוא, על פי הבדיקה שבעצמו, את התחזית למדד הכלול. (דיאגרמה 4).

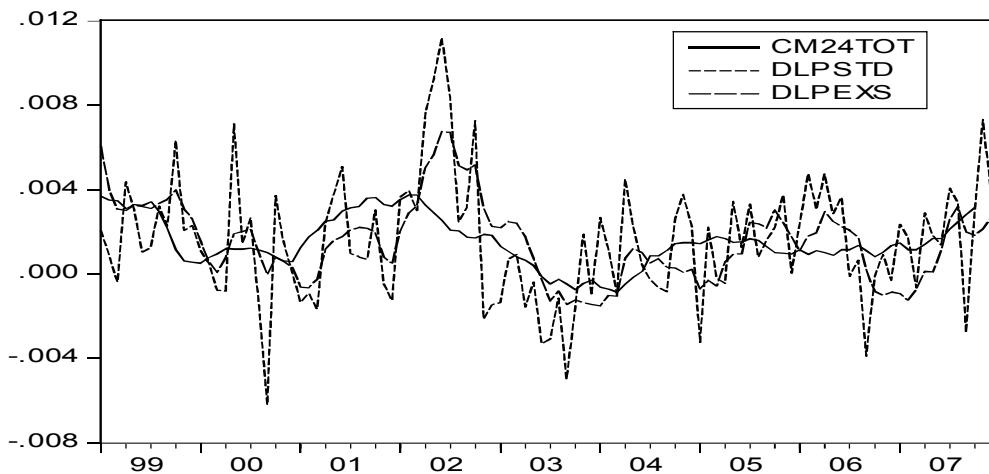
דיאגרמה 4 : המדד הכלול והתחזית על סמך המדד עצמו ובתוספת מדדי ליבת שונים



ב.2. בדיקת מודד הליבה כאינדיקטור לסיבוב האינפלציה

הסת�性 מסביבת האינפלציה: בדומה ל-(Clark 2001) ולאחרים, ניתן להעריך את סביבת האינפלציה על ידי ממוצע נוע סביר התקופה שאליה מתיחסים. לצורך כך חושב ממוצע נוע ל-12, 18 ו-24 חודשים סביר החודש הנידון²¹. נצפה שהפער בין מודד הליבה העוקב אחר סביבת האינפלציה לבין הממוצע שחושב יהיה קטן יחסית. לוח 8 מציג את סטיית התקן של ההפרש בין הממוצע הנוע ל-12, 18 ו-24 חודשים סביר כל אחד ממדי הליבה (הקיימים בmonths חודשיים). מהלו עולה כי סטיית התקן של רוב מדדי הליבה דומה לו המאפיינת המדד הכללי והוא דומה עבר האופקים השונים. הפער בין מודד הליבה המוחשב באמצעות שקלול התנודתיות (dlpstd), מדד המוחשב על פי ההתמדה (dlppstd) והמדד המבוסס על החלוקת המעריצית (sds) לבין סביבת האינפלציה שחושבה קטן במידה משמעותית מזה המתkeletal על ידי שימוש במדדים אחרים. (דיאגרמה 5)

דיאגרמה 5: ממוצע נוע ל-24 חודשים של המדד הכללי (קורץיף עבה), מודד ליבה לפי שקלול תנודתיות (מקווקו קצר) ומודד ליבה לפי חילקה מעריצית (מקווקו ארוך)



מידת ההתקנות לסביבת האינפלציה: אם מודד הליבה משקף את סביבת האינפלציה אז סטייה של קצב האינפלציה הנוכחי מהתבוננה צפוייה להתבטא בהזורה למגמה בתקופות הבאות²². ככלומר במשוואה

$$(11) \quad \pi_{12}^{t+12} - \pi_{12}^t = \alpha + \beta(\pi_{12}^t - \pi_{12}^t \text{core}_{12}^t) + \varepsilon_t$$

נצפה לקבל β שלילי ומובהק²³. לוח 9 עולה כי רק חלק ממדי הליבה מקיימים את התוכונה הנדרשת ובכל מקרה שיעור ההסביר של המשוואות נמוך יחסית ברוב המקרים. המדד המונוכה המבוסס על שיטת VAR מקבל את הסימן השילילי המצופה וגם שיעור ההסביר של המשוואה גבוהה יחסית – 65-70 אחוזים. גם כאן, אם אכן מודד זה מצליח לנכונות את זעוזני היצוא מממד גובה יחסית – 65-70 אחוזים. המהירים לצריך יש לצפות להתקנות של לסביבת האינפלציה. המדד המונכה את הסטייה מגמת שער החליפין מראה גם תוכונה של "תיקון הטעות" עם שיעור הסבר גבוה של 50 אחוזים.

²¹ לדוגמה, עבור ממוצע נועל 12 חודשים חושב הממוצע מ-5 חודשים לפני החודש הנוכחי ועד 6 חודשים אחרים.

²² כאן דרושה שוב הסתיגות מבדיקה זו בשל השפעה אפרורית של המדיניות המוניטרית הננקטת.

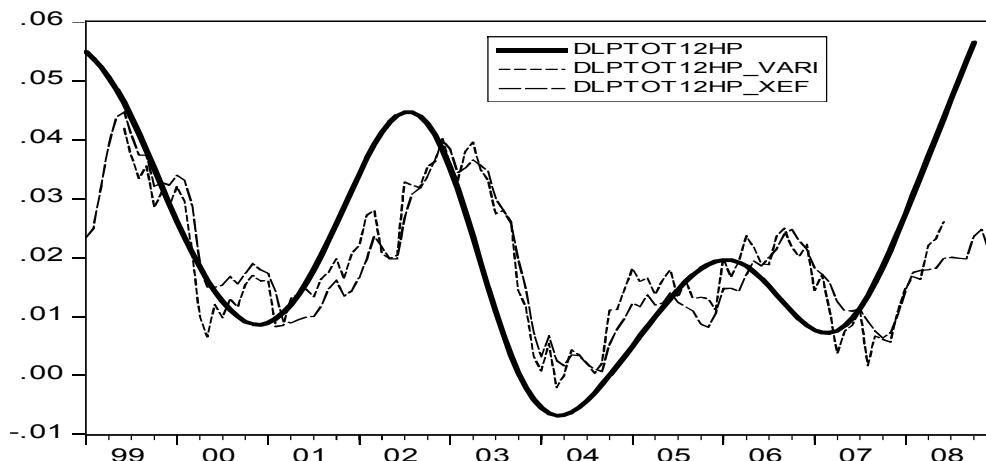
²³ הבדיקה מקובלת במאמרם רבים. ראו (1998) Cogley ו-(2005) OECD.

גם כאן, כיוון שתנודות בשער החליפין אחראיות לחלק גדול מהשינויים במדד המוצרים, ניכוי תנודות אלה מאפשר תחזית טובה יותר של המדד. המדד המבוסס על ה-ARIMA גם הוא עונה על התנאי הדרוש כאן למדד המציג את סביבת האינפלציה.

קשר עם מגמת האינפלציה: בסעיף הקודם רואנו שקשה לחזות את שיעור האינפלציה בעוד חצי שנה. אם תוווי האינפלציה בפועל מאופיין בזעועים גדולים יחסית ותכופיים, סביר להניח שלא יוכל להעריך נכון את שיעור האינפלציה הכללי הצפוי בכל תקופה ויתור חשוב להיות מסוגלים להעריך את התפתחות הסביבה או המגמה של האינפלציה. לכן, יש לבחון האם ניתן באמצעות מדד הליבה להעריך את מגמת האינפלציה הצפiosa. כאמור, את השינוי הצפוי בסביבה. לוח 10 מציג את היכולת לחזות את מגמת האינפלציה בעוד 6 חודשים, כפי שהיא מוחשבת באמצעות פרוצדורת HP, באמצעות כל אחד ממדדי הליבה והאינפלציה הכוללת.

$$(12) \quad \pi_{12_hp} = \alpha_i + \beta_i \pi_core_{12}^{t-6} + \varepsilon_i$$

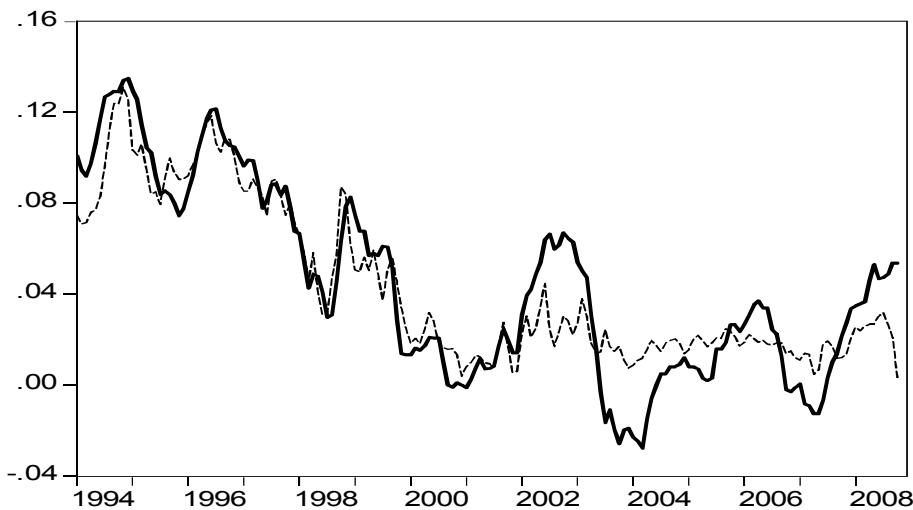
דיאגרמה 6: מגמת HP של האינפלציה והתחזית לה על פי המדד הכלול (קו רציף עבה), המדד לפי VAR (מקוקו קצר) ומהדד ללא מזון ואנרגיה (מקוקו ארוך)



גם על פי בדיקה זו המדד המנכח את האנרגיה והמזון (וגם זה המנכח בנוסף את הפירות והירקות) והמדד המבוסס על ה-VAR מראים את שיעור ההסביר הגבוה ביותר – סביבה 50 אחוזים, וגובה משיעור ההסביר המתkeletal על ידי שימוש במידד הכלול. שני מדדי הליבה – ללא מזון ואנרגיה זהה המתבסס על VAR חוזים את שינוי המגמה במידד, אך בפיגור של מספר רביעים. (דיאגרמה 6).

במייתאמ עם הציפיות לאינפלציה: הציפיות לאינפלציה מבטאות את הערכת הפרטימים לגבי הסביבה הצפiosa של האינפלציה בשנה הקרובה. ניתן להבחין בשתי תקופות שונות בהקשר להתנהגות הציפיות הנגורנות משוק ההון. (לוח 11). מ-1994 ועד סוף 2000 קיימים מיתאים גבוהים מאוד בין האינפלציה בפועל ב-12 חודשים האחוריים לבין הציפיות לאינפלציה ב-12 החודשים הקרובים. החל מריאשית 2002 קשר זה נחלש מאוד והציפיות לאינפלציה נותרות יציבות יחסית סביבה 2 אחוזים (מרכז תחום יעד האינפלציה), לעומת זאת תנודתיות גדולה יותר של האינפלציה בפועל. (דיאגרמה 7).

דיאגרמה 7: האינפלציה הכלול בפועל (קו מלא) והציפיות לאינפלציה (בקו קו)



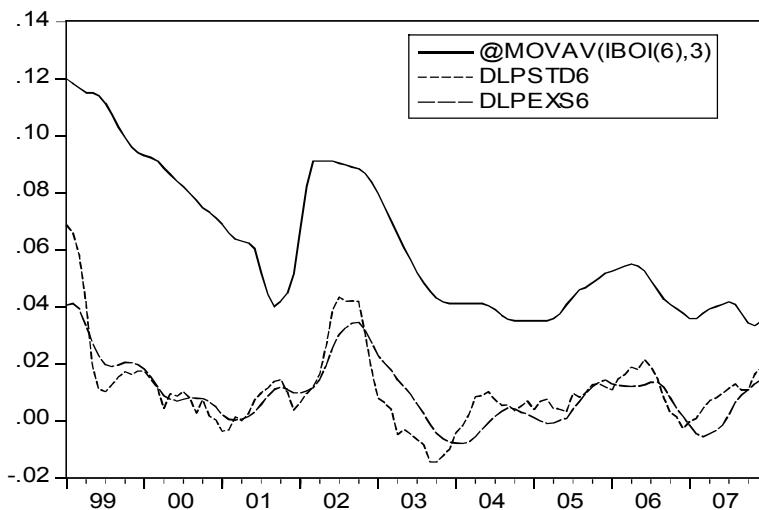
מדדי הליבת אמורים לבטא טוב יותר את סבירות האינפלציה ולכן יש לצפות שציפיות לאינפלציה יהיו מתחמות במידה טובה יותר איתם. אכן, בתקופה שבה היה מיתאם, והmittams בין הציפיות למדד הכלול היה מעל 90 אחוזים עבור מדדי הליבת המבוססים על השמות רכיבים ועל מרכז ההתפלגות, היה המיתאם דומה לזה של הציפיות עם המدد הכלול, ונמוך יותר עבור מדדי הליבת האחרים. בתקופה השניה שבה המיתאם נמוך יותר, 0.68 עם המدد הכלול, המיתאם עם מדדי הליבת שהזכירו לעיל דומה. המיתאם עם המدد המנחה את מגמת שער החליפין נמוך במיוחד – ככלומר, הציפיות קדימה מושפעות במידה לא מעטה מתנודות בשער החליפין. על פי תוצאות אלו לא ניתן ללמוד שהציפיות לאינפלציה משקפות טוב יותר ממד מנוכה כלשהו, אלא נראה שהן מבוססות במידה רבה על התנחות המדד הכלול.

ב.3. מדדי הליבת וריבית של בנק ישראל

החשיבות המרכזית של מדדי הליבת היא בכך שהוא מאפשר לזהות את סבירות האינפלציה ושינויים בה לצורך קביעת המדיניות המוניטרית. בהקשר זה נרצה לבחון את הקשר בין ריבית בנק ישראל המשמשת ככלי המרכזי של המדיניות המוניטרית לבין מדדי הליבת בשני כיונים. הראשון – איזה מדד משפיע על שינוי ריבית בנק ישראל. והשני – איזה מדד משפיע במידה הרבה יותר מאשר שינוי ריבית.

השפעת המחירים על הריבית: בנק ישראל בוחן, יחד עם אינדיקטורים רבים אחרים, את ההתפתחות בפועל של מדדי המוצרים לצורן ואת הציפיות לאינפלציה לטוחים שונים כאשר הוא מחליט על הריבית מדי חודש. כיוון שרוב המדדים המנוכנים המוצגים בעבודה זו לא עמדו בפני מקבל החלטות ברור שלא בוחנו אותן ישירות, אולם בכל זאת ניתן לבחון איזה מדד מנוכה מתואם טוב יותר עם החלטות הריבית ובכך הוא מתר ומיצג טוב יותר את המדדים ומשקלות שהבנק נתן להתפתחות המוצרים. לצורך כך בוחנו את המיתאים בין ההתפתחות כל אחד מהمدדים המנוכנים בחצי השנה האחרון לבין ממוצע הריבית ב-3 חודשים או ב-6 חודשים, שלושה חודשים מאוחר יותר. התוצאות מוצגות בשני הטורים הימניים בלוח 12. בהסתכלות ראשונית ניתן לראות שהמיתאים עם חלק מהמדדים המנוכנים גבוה מזה עם המדד הכלול.

דיאגרמה 8: ריבית בנק ישראל לאחר חצי שנה (קו מלא), מדד משוקל על פי תנודתיות (מקווקו קצר) ומדד על פי החלקה מעירכית (מקווקו ארוך)



בפרט הקשר בין הריבית למדד המבוססים על מרכז התפלגות או שכלל לפי תנודתיות גדול יותר – כ-50-40 אחוזים יחסית לריבית הנקבעת לאחר חצי שנה. מעניין שיחסית למדד המבוסס על החלקה מעירכית (dlpexs) המיתאמת גבוהה מאוד, כנראה בשל ההתמדה הקיימת גם בריבית והשינויים האיטיים בה בדרך כלל.

השפעת הריבית על המוצרים: ניתן שבקביעת המדיניות המוניטרית בנק ישראל בוחן את התפתחות המדד כולו, אבל, יכולת ההשפעה של המדיניות המוניטרית אינה בהכרח על התפתחות המדד הכלול שיש בו גם רעים ותנודות שאינם תלויים במדיניות המוניטרית. שני הטורים השמאליים לוח 12 מציגים את ההשפעה של ריבית בנק ישראל (ממוצע 3 חודשים) שנקבעה לפני 3 או 6 חודשים על התפתחות המדדים המונוכים השונים. קודם כל, הקשר בין רוב המדדים והריבית בפועל הוא שלילי, כפי שהיוتوقع – הعلاאת ריבית מתואמת עם שיעורי אינפלציה נמוכים יותר לאחר תקופה מסוימת. כאן נראה שהmittאמ עם רוב המדדים המונוכים דומה לזה הקיים עם המדד כולו, למראות שהוא כולל רעים בלתי צפויים. יוצא דופן הוא המittאמ עם המדד המבוסס על VAR המבני, האמור לנחות ועוזע הצע. כיוון שמדד מדיניות מוניטרית לא יכולה להשפיע על זעוזי היצע, שמקורם גם יכול להיות מחוץ למשק הישראלי, סביר שהשפעתה על אינפלציה המונוכה מרכיבים אלה תהיה גדולה יותר. תוצאה נוספת היא שהמדד מונוכה משינויים בשער החליפין (soldkdp) מותאם במידה רבה עם המדיניות בעבר. גם כאן, למראות שער החליפין מושפע מהריבית, ניכוי התנודות הגדולות במדד הנובעות מתנודות ממשמעותיות בשער החליפין שבחלקו קשורות גם לעוזועים חיצוניים אפשר לחושף את הקשר בין המדיניות המוניטרית להתפתחות המוצרים.²⁴.

²⁴ נזכר כי החל מסוף 2007 חלה ירידת התמסורת בין שער החליפין למדד המוצרים וכן גם בתנודתיות של המדד הנובעת משינויים בשער החליפין. עדין מוקדם מדי לבחון את השינוי במיתאמ בין הריבית של בנק ישראל והמדד הכלול או מדדי ליבוה שונים.

4. סיכום

העבודה מציגה ובודחת קשת רחבה של מדדים המכונים "מדדי ליבה" ובודחת את טיבם בשני מדדים עיקריים – יכולתם לתאר ולהעריך את סביבת האינפלציה הנוכחיית ויכולתם להעריך את סביבת האינפלציה הצפיה בטוחה הקרוב ולחזות את התפתחותה. במסגרת העבודה ניבנו מדדים מסוגים שונים, כמקובל בספרות בתחום ובדומה לנעשה בנקים מרכזיים אחרים. מדדים מקובלים ופשוטים לבניה הם אלו המכנים סעיפים קבועים מהמדד על פי מידת התנודתיות שלהם או משיקולים אחרים. בעבודה נבחנו שישה מדדים שונים כאלה. מדדים אחרים, פשוטים יחסית גם כן, הם מדדים למרכז ההתפלגות המכנים מדוי תקופה (חודש) את הסעיפים התנודתיים ביותר. מדדים מסווג שלישי משקללים מחדש את כל מרכיבי המדד על פי שיקולים שונים – תנודתיות, התמדה או תרומה להתפתחות המדד הכלול. נבחנו גם מדדי ליבה המתקבלים מתוך VAR, באמצעות Principle Components.

מגמה המוחש במסגרת המודל של מחלוקת המחקר לחיזוי חדש של המדד.

בדיקת טיב המדדים כללה את בחינת התכונות הסטטיסטיות שלהם יחסית לממד הכלול, יחסית להגדרות שונות של סביבת האינפלציה וניתוח הקשר ביניהם לבין ההתפתחות העתידית של המדד הכלול, כמו יכולת חיזויו והתכניות המדד הכלול לסביבה המתוארת על ידי מדד הליבה. סיכוםaicoti של תוצאות הבדיקה עבור כל המדדים שנבדקו מופיע בלוח 13 (חלק א' וחלק ב')

מהלך עולה כי בדומה לنتائج במחקראים אחרים, אין מדד ליבה העדיף באופן ברור על פני מדדים אחרים בכל היבטים. כמו כן, ניתן לומר באופן כללי, שיכולת החיזוי של מדדי הליבה את האינפלציה העתידית אינה גבוהה. בכלל זאת, ניתן לאפיין את היתרונות והחסרונות של מדדים שונים. המדדים המכנים את הסעיפים התנודתיים – פירות וירקות, הלבשה והעלאה, אנרגיה או מזון, אינם תורמים מידע להבנת הסביבה הנוכחיית וגם לא להערכת העתיד. לעומת זאת המדדים המכנים את המזון והאנרגיה וגם בתוספת ניכוי של הפירות והירקות (dlpxef, dlpxefv), אמורים חסרי הטיה לעומת המדד הכלול, אך יש בהם מידע המשפר את יכולת לחזות את התפתחות האינפלציה העתידית. הוספה המדד ללא מזון ואנרגיה לממד הכלול במשווה לחיזוי המדד בעוד חצי שנה משפרת את יכולת החיזוי. (לוח 7). מבין מדדי מרכז ההתפלגות, המדד הקוטם 20 אחוזים מהתצפויות החרגיות בכל צד (dlptrmc40) הוא חסר הטיה יחסית לממד הכלול ויש בו גם תוספת מידע המשפרת את החיזוי. המדדים מבוססים על משקלות על פי תנודתיות, תנודתיים פחות מהמדד הכלול וחסרי הטיה יחסית אליו.

תוצאה מעניינת מתבלת לגבי המדדים המתבססים על ניתוח VAR (dlparm, dlprvar). הם שונים מהמדדים שהוזכרו לעיל בכך שהם מתבססים על המדד הכלול, ללא פירוק לרכיבים בתוספת משתנה כלכלי המתאר את הפעולות. חסרוןם של מדדים אלו הוא בהיותם מבוססים על אמידה וכן בנויות מרכיבת יותר ונתונה לשיקול דעת ולשינויים. יחד עם זאת, יש בהגדרתם בסיס כלכלי המגדיר את אינפלציית הליבה כרכיב של האינפלציה שאין לו השפעה ארכט טווח על התוצר וهمאפשרים אבחנה בין תנודות הנובעות מצד הביקוש לעומת אלו הנובעות מצד ההיצע – אבחנה הדרושה ניהול המדיניות המוניטרית. מדדים אלו נתונים חיזוי טוב יותר של המדד הכלול ושל המגמה (HP) שלו מאשר המתקבלים על ידי המדד הכללי והם גם מושפעים במידה רבה יותר מאשר המדד הכלול מהריבית של בנק ישראל.

מדדים נוספים שראוי להזכיר הם אלו המנכימים את השפעת שער החליפין מהמדד, עם או בלי ניכוי המגמה בשער החליפין. (dlpxdol, dlpxdolhp). מדדים אלו נבדקו כדי לקבל הערכה עד כמה משפיעות התנודדות בשער החליפין על התפתחות מדד המחירירים. מהתוצאות עולה שהם כצפוי, פחות תנודתיים במידה משמעותית מהמדד הכלול, והאינפלציה הכוללת מתכנסת אליהם (לוח 8). כמו כן בולטות ההשפעה הגבוהה באופן משמעותי של ריבית בנק ישראל על מדד מנוכה זה לעומת המדד הכולול וולעמת מידי ליבת אחרים.

לסיום, מהבדיקות שנעשו עולה כי המדדים המשקללים את הסעיפים על פי התנודתיות שלהם (dlptrmc40) והמדדים ללא קצוט ההתפלגות (dlpstdw,dlpstd) תורמים להבנת הסביבה הנוכחית. המדד ללא מזון ואנרגיה או ללא מזון אנרגיה ופירוט וירקות (dlpxef, dlpxefv) והמדד המבוסס על VAR (dlpvarm dlpvari) תורמים להערכת סביבת האינפלציה הצפואה ועשויים

לסייע בניהול המדיניות המוניטרית.

לוח 1: סטטיסטיות פשוטות של המדדים השונים

שיעור שינוי חדשני, 12-2007.1.1999 (אחוזים)

מדד כולל	dlptot
הSMARTרכיבים	dlpv1
dlpx2	
dlpxe	
dlpxf	
dlpxef	
dlpxefv	
מרכז ההתפלגות	dlpmed
dlptrnc20	
dlptrnc40	
شكلול לפי תנודתיות	dlpstd
dlpstdw	
شكلול לפי התמדה	dlpper
dlpperw	
dlpp12dt	
dlppsdt	
dlpvari	
dlpvarm	
dlpxdol	
dlpxdolhp	
Exp. smoothing	dlpexs

* מדדי הליבת על פי principle components ובעור שקלול לפי אמידה (dlpwreg) מחושב רק עבור שיעורי השינוי השנתיים. הנתון החודשי למדד הליבת על פי X12-ARIMA (סוחוי ורוטנברג, 2006) מבטא מגמה ולכן אנו בוחנים אותו רק במונחים שנתיים. (לא שיעור השינוי ב-12 חודשים אחרים). ראו בלוחות המתארים שינויים שנתיים.

לוח 2 : סטטיסטיות פשוטות של המדדים השונים
שיעור שינוי שנתי, 1999.1-2007.12 (אחוזים)

מקסימום	מינימום	סטטיסטיקת תקן	ממוצע	חציוון		
7.47	-2.78	2.51	1.89	1.41	מדד כולל	dlptot
7.27	-2.67	2.55	1.87	1.34	השנתית רכיביים	dlpx1
7.27	-2.64	2.62	2.04	1.57		dlpx2
7.59	-2.65	2.48	1.58	1.18		dlpxe
7.37	-3.43	2.72	1.70	1.26		dlpxf
7.48	-3.32	2.69	1.30	0.79		dlpxef
7.57	-3.43	2.75	1.24	0.70		dlpxefv
7.64	-1.38	2.58	1.91	1.23	מרכז ההתקלגות	dlpmed
6.95	-2.53	2.55	1.86	1.35		dlptrnc20
7.13	-2.00	2.48	1.96	1.36		dlptrnc40
8.71	-1.94	2.39	2.33	1.70	شكلול לפי תנודתיות	dlpstnd
7.66	-2.00	2.41	2.11	1.47		dlpstndw
8.68	-4.96	2.46	0.54	0.42	شكلול לפי התמדה	dlpper
8.72	-2.40	2.26	1.23	0.59		dlpperw
8.67	-4.87	2.46	0.57	0.42		dlpp12dt
9.01	-1.77	2.90	2.50	1.80		dlppsdt
8.03	-2.77	2.44	1.89	1.54	شكلול לפי אמידה	dlpwreg
3.66	-2.33	1.43	0.52	0.30	VAR מבני	dlpvari
4.30	-2.62	1.47	0.37	0.34		dlpvarm
3.91	-0.74	1.22	1.69	1.60	גינוי שע"ח	dlpxdol
7.85	-2.12	2.18	1.34	1.89		dlpxdolhp
7.85	-2.10	2.18	1.34	1.34	Principle comp.	dlppc1
6.29	-1.00	2.01	1.52	1.52	Exp. Smoothing	dlpexs
1.54	6.10	1.54	0.70	1.22	X12-ARIMA	dlparima

**לוח 3: מדדי לטיב מדד הליפה
שיעור שינוי חדש, 12.1.2007-1999.1 (אחווזים)**

ריבוע הסטייה מוגמת HP (כפול 100)	טיב ההתאמה לממד הכלול						סטיית התקן של הסטייה מוגעת מהמדד הכלול	ממוצע הערך המוחלט של הסטייה מהמדד הכלול		
	R ²	סטיית תקון שיפור	סטיית תקון שיפור	סטיית תקון חותך	סטיית תקן של הסטייה מוגעת מהמדד הכלול					
0.22	0.94	0.02	0.95	0.01	0.00	0.12	0.00	0.10	השפטת רכיבים	dlp1x
0.22	0.83	0.04	0.88	0.02	0.00	0.21	-0.01	0.18		dlp2x
0.20	0.92	0.03	1.01	0.01	0.03	0.14	0.03	0.11		dlpxe
0.29	0.99	0.01	0.87	0.00	0.03	0.09	0.02	0.08		dlpxf
0.27	0.90	0.03	0.87	0.02	0.07	0.17	0.06	0.14		dlpxef
0.29	0.82	0.04	0.80	0.02	0.08	0.24	0.06	0.20		dlpxefv
0.18	0.68	0.06	0.90	0.03	0.01	0.28	0.00	0.22	מרכז ההתפלגות	dlpmed
0.22	0.85	0.04	0.91	0.02	0.02	0.19	0.00	0.15		dlptrnc20
0.18	0.81	0.05	0.98	0.02	-0.00	0.22	-0.00	0.17		dlptrnc40
0.06	0.51	0.12	1.22	0.04	-0.06	0.35	-0.03	0.28	שקלול לפי תנודתיות	dlpstd
0.16	0.88	0.04	1.06	0.02	-0.03	0.17	-0.02	0.14		dlpstdw
1.79	0.14	0.03	0.14	0.04	0.13	1.25	0.11	1.09	שקלול לפי התמזה	dlpper
0.68	0.52	0.04	0.43	0.03	0.10	0.59	0.06	0.50		dlpperw
1.72	0.14	0.03	0.14	0.04	0.13	1.22	0.11	1.06		dlpp12dt
0.13	0.66	0.07	0.98	0.03	-0.04	0.29	-0.04	0.22		dlppsdt
0.21	0.66	0.06	0.88	0.03	0.10	0.29	0.10	0.25	מבנה VAR	dlpvari
0.24	0.64	0.06	0.88	0.03	0.11	0.30	0.10	0.25		dlpvarm
0.14	0.60	0.08	1.00	0.03	-0.00	0.31	-0.00	0.24	ণিকוי שע"ח	dlpxdol
0.13	0.57	0.08	1.00	0.03	-0.01	0.32	-0.01	0.25		dlpxdolhp
0.02	0.20	0.23	1.20	0.06	-0.05	0.44	-0.02	0.33	Exp. smoothing	dlpexs

* מדדי הליפה על פי principle components ועבור שקלול לפי אמידה (dlpwreg) מחושב רק עבור שיעורי השינוי השנתיים. מוצג רק במונחים שנתיים. ראו הערה בלוח 1.

**ЛОЧ 4: МДДИМ ЛЕТИВ МДД ХЛИВА
ШИУОР ШИНОИ ШНТИ, 1999.1-2007.12 (אחויזם)**

ריבוע הסטייח מגמת HP (כפול (100	טיב ההתאמה למדד הכלול						סטית התיכון של הסטייח הכלול	סטית הסטייח מהמדד הכלול	סטית המודול המושכלט של הסטייח מהמדד הכלול		
	R ²	סטיטיות תקון	שיפוע	סטיטיות תקון	חוותך						
1.87	0.99	0.02	0.98	0.04	0.06	0.23	0.02	0.19	השMattת רכיבים	dlpx1	
2.06	0.99	0.02	0.95	0.05	-0.05	0.30	-0.15	0.25		dlpx2	
1.49	0.97	0.03	1.00	0.10	0.32	0.43	0.32	0.43		dlpxe	
2.27	0.99	0.02	0.92	0.04	0.34	0.34	0.20	0.33		dlpxf	
2.28	0.96	0.03	0.91	0.09	0.70	0.55	0.59	0.72		dlpxef	
2.65	0.95	0.03	0.89	0.09	0.79	0.61	0.65	0.76		dlpxefv	
2.21	0.90	0.05	0.92	0.23	0.14	0.84	-0.01	0.70	מרכז ההתפלגות	dlpmed	
1.94	0.98	0.02	0.97	0.08	0.08	0.40	0.04	0.33		dlptrnc20	
1.84	0.95	0.04	0.99	0.14	-0.05	0.54	-0.07	0.46		dlptrnc40	
1.81	0.80	0.10	0.94	0.25	-0.30	1.14	-0.44	0.99	שקלול לפי תנודתיות	dlpstd	
1.56	0.96	0.04	1.02	0.11	-0.26	0.48	-0.22	0.45		dlpstdw	
4.51	0.47	0.09	0.70	0.36	1.51	1.97	1.35	1.92	שקלול לפי התמדאה	dlpper	
1.89	0.84	0.13	1.02	0.20	0.64	1.00	0.66	0.97		dlpperw	
4.39	0.48	0.09	0.71	0.36	1.49	1.95	1.32	1.90		dlpp12dt	
2.97	0.95	0.04	0.85	0.16	-0.22	0.72	-0.61	0.73		dlppsdt	
1.48	0.95	0.02	1.00	0.06	0.00	0.58	0.00	0.46	שקלול לפי אמידה	dlpwreg	
2.77	0.83	0.11	1.60	0.19	1.07	1.34	1.38	1.48	VAR מבני	dlpvari	
3.42	0.78	0.12	1.51	0.22	1.33	1.39	1.52	1.64		dlpvarm	
3.21	0.10	0.40	0.73	0.76	0.89	2.40	0.52	1.85	ণিকוי שע"ח	dlpxdol	
1.67	0.31	0.35	1.14	0.64	0.07	2.10	0.29	1.71		dlpxdolhp	
1.37	0.75	0.11	1.00	0.27	0.00	1.27	-0.00	1.03	Principle comp.	dlppc1	
1.23	0.60	0.12	0.97	0.36	-0.12	1.59	-0.19	1.28	Exp. Smoothing	dlpeks	
4.87	0.01	0.28	0.17	0.69	0.02	2.81	0.67	2.09	X12- ARIMA	dparima	

לוח 5: טיב החיזוי של מזד הלייה – הפער בין מזד הלייה והאינפלציה במספר חודשים קדימה*
שיעור שינוי שנתי, 1999.7-2007.12 (אחוזים)

12 חודשים קדימה		6 חודשים קדימה			
סטטיסטיקת תקן	ממוחע	סטטיסטיקת תקן	ממוחע		
3.88	-0.57	2.60	-0.26		dlptot
3.94	-0.58	2.66	-0.26	השماتות ריביבים	dplx1
4.00	-0.76	2.71	-0.43		dplx2
3.76	-0.22	2.50	0.05		dpxe
4.04	-0.41	2.65	-0.08		dpxf
3.90	0.03	2.51	0.32		dpxef
3.98	0.06	2.56	0.37		dpxefv
4.11	-0.69	2.96	-0.35	מרכז ההתפלגות	dpmmed
3.98	-0.57	2.75	-0.25		dptrnc20
4.00	-0.70	2.85	-0.38		dptrnc40
3.88	-0.95	2.92	-0.74	שקלול לפי תנודתיות	dlpstid
3.91	-0.79	2.77	-0.50		dlpstidw
3.71	1.00	3.04	1.14	שקלול לפי התמדה	dlpper
3.76	0.13	2.78	0.40		dlpperw
3.71	0.96	3.04	1.12		dlpp12dt
4.38	-1.20	3.04	-0.90		dlppsd1
3.77	-0.58	2.50	-0.27	שקלול לפי אמידה	dlpwreg
2.76	0.89	1.82	1.13	VAR מבני	dlpvari
2.81	1.01	1.90	1.26		dlpvarm
2.81	0.34	2.58	0.41	ニכוי שע"ח	dpxdol
2.70	-0.17	2.45	0.05		dpxdolhp
3.68	-0.48	2.82	-0.29	Principle comp.	dlppc1
3.66	-0.79	3.00	-0.54	Exp. Smoothing	dlpexs
2.49	0.63	2.07	0.66	X12-ARIMA	dlparima

* אנו בוחנים את הממוחע ואת סטטיסטיקת התקן של הביטוי dlptot12-dlp x12(-h) כאשר dlptot12-dlp x12(-h) הוא שיעור השינוי השנתי במדד המחיר לצרכן h תקופות קדימה ו-12 הוא מזד הלייה הנבחן.

לוח 6: מודדים לטיב מדד הליבה – יכולת החיזוי 6 חודשים קדימה *
שיעור שינוי שנתי, 1999.1-2007.12 (אחוזים)

מאפיינים של המשוואה						
R ²	סטיית תקן **	שיפוע	סטיית תקן **	חוותך		
0.24	0.14	0.46	0.39	0.93		dlptot
0.22	0.14	0.44	0.40	0.98	השמדת רכיבים	dlp1x1
0.22	0.14	0.43	0.40	0.92		dlp1x2
0.29	0.12	0.50	0.38	1.00		dlp1xe
0.27	0.13	0.45	0.37	1.02		dlp1xf
0.33	0.11	0.49	0.36	1.12		dlp1xef
0.32	0.11	0.48	0.36	1.17		dlp1xev
0.12	0.16	0.33	0.48	1.18	מרכז התפלגות	dlpmed
0.19	0.15	0.41	0.42	1.06		dlptrnc20
0.14	0.16	0.36	0.46	1.11		dlptrnc40
0.12	0.15	0.34	0.53	1.02	שקלול לפי תנודתיות	dlpstd
0.17	0.15	0.40	0.45	0.96		dlpstdw
0.10	0.12	0.30	0.46	1.67	שקלול לפי התמדה	dlpper
0.14	0.14	0.39	0.45	1.33		dlpperw
0.10	0.12	0.30	0.46	1.67		dlpp12dt
0.18	0.12	0.34	0.44	0.95		dlppsdt
0.22	0.14	0.43	0.39	0.81	שקלול לפי אםידה	dlpwreg
0.40	0.22	0.99	0.32	1.14	VAR מבני	dlpvari
0.35	0.22	0.91	0.34	1.30		dlpvarm
0.01	0.46	-0.30	0.74	2.03	נכוי שע"ח	dlpxdol
0.03	0.34	0.33	0.51	1.13		dlpxdolhp
0.07	0.15	0.27	0.54	1.13	Principle comp.	dlppc1
0.04	0.20	0.23	0.51	1.34	Exp. Smoothing	dlpexs
0.21	0.37	0.92	0.49	0.74	X12-ARIMA	dlparima

* המשוואה הנameda היא: $dlptot12 = c0 + c1 * dlpX12(-6)$. כאשר $c0 = 0.24$ והוא שיעור השינוי השנתי
במדד הליבה בפיגור של חצי שנה. $c1 = 0.14$ והוא שיעור השינוי השנתי במדד הכלול.

** מתוקן למינימום סדרתי לפי Newey-West.

לוח 7 : מדדים לטיב מדד הליפה – יכולות החיזוי 6 חודשים קדימה – תוספת המידע במדד הליפה *
שיעור שינוי שנתי, 2007.12-1999.7 (אחויזם)

R ²	המדד הכלול בפיגור	מדד הליפה בפיגור	חוותך		
0.24	0.46		0.93		dlptot
0.27	2.20	-1.72	0.88	השemptת רכיבים	dlpix1
0.26	1.77	-1.27	1.05		dlpix2
0.34	-1.40	1.87	1.45		dlpxe
0.37	-2.98	3.19	2.00		dlpxf
0.51	-2.18	2.45	2.65		dlpxef
0.44	-1.71	2.00	2.48		dlpxefv
0.40	1.70	-1.29	1.11	מרכז ההתפלגות	dlpmed
0.36	2.59	-2.15	0.88		dlptrnc20
0.53	2.93	-2.59	1.39		dlptrnc40
0.30	0.94	-0.55	1.34	שקלול לפי תנודתיות	dlpstd
0.40	2.48	-2.14	1.67		dlpstdw
0.24	0.52	-0.08	0.86	שקלול לפי התמדה	dlpper
0.28	0.93	-0.55	0.74		dlpperw
0.24	0.52	-0.09	0.86		dlpp12dt
0.32	1.69	-1.10	1.37		dlppsdt
0.22	-0.24	0.68	0.80	שקלול לפי אמידה	dlpwreg
0.50	-0.69	2.11	1.89	VAR מבני	dlpvari
0.38	-0.30	1.37	1.71		dlpvarm
0.31	0.52	-0.87	1.71	נכוי שער	dlpxdol
0.22	0.47	-0.24	1.13		dlpxdolhp
0.29	0.85	-0.57	1.15	Principle comp.	dlppc1
0.35	0.87	-0.65	1.60	Exp. Smoothing	dlpexs
0.35	0.34	0.81	0.19	X12-ARIMA	dlparima

* המשוואת הנמדת היא : dlptot12 = c0 + c1*dlpX12(-6)+c2*dlptot12(-6) . כאשר (6)dlpX12(-6)=dlptot12 הוא שיעור השינוי השנתי במדד הליפה בפיגור של חצי שנה. dlptot12 הוא שיעור השינוי השנתי במדד הכלול. תאים עם רקע אפור MOVING AVERAGES ברמה של 10% .

** מתוקן למתאים סדרתי לפי Newey-West

ЛОח 8: מודדים לטיב מודד הליפה – יכולת החיזוי של מודד הליפה את מגמת (HP)

המודד הכלול 6 חודשים קדימה*
שיעור שינוי שנתי, 1999.1-2007.12 (אחוזים)

R ²	מודד הליפה בפיגור	חוותך		
0.38	0.36	1.13	המודד הכלול	dlptot
0.36	0.34	1.17	הshipment רכיבים	dlpx1
0.35	0.33	1.13		dlpx2
0.46	0.39	1.18		dlpxe
0.40	0.34	1.23		dlpxf
0.49	0.37	1.30		dlpxef
0.47	0.36	1.34		dlpxefv
0.22	0.27	1.29	מרכז ההתפלגות	dlpmed
0.31	0.32	1.22		dlptrnc20
0.26	0.30	1.22		dlptrnc40
0.27	0.32	1.07	שקלול לפי תנודותיות	dlpstd
0.31	0.33	1.11		dlpstdw
0.25	0.29	1.68	שקלול לפי התמדה	dlpper
0.28	0.33	1.41		dlpperw
0.25	0.29	1.67		dlpp12dt
0.30	0.28	1.12		dlppsdt
0.37	0.34	1.06	שקלול לפי אמידה	dlpwreg
0.55	0.69	1.35	VAR מבני	dlpvari
0.47	0.63	1.47		dlpvarm
0.00	-0.04	1.77	ניכוי שע"ח	dlpxdol
0.11	0.39	1.10		dlpxdolhp
0.22	0.29	1.15	Principle comp.	dlppc1
0.15	0.28	1.22	Exp. Smoothing	dlpexs
0.13	0.44	1.27	X12-ARIMA	dlparima

* המשוואה הנאמדת היא : $dlptot12hp = c0 + c1 * dlpx12(-6)$. כאשר $c0 = 0.38$ ו- $c1 = 0.36$. dlptot12hp הוא שיעור השינוי השנתי
במודד הליפה בפיגור של חצי שנה. dlptot12 הוא שיעור השינוי השנתי במודד הכלול. כל המקבצים מובילים
ברמה של 5%, מלבד תא אחד מסומן באפור.
** מתוקן למתאים סדרתי לפי Newey-West.

**לוח 9 : מדדים לטיב מדד הליבה – סטיית האינפלציה העתידית לעומת סטיית
האינפלציה מהליבה *, שיעור שינוי שנתי, 10.7.2007-1.1.1999 (אחוזים)**

מאפייני המשוואה				
R ²	שיעור	חוותך		
0.11	5.52	-0.17	השماتות רכיבים	dlp1x1
0.19	5.74	0.79		dlp1x2
0.17	-3.90	1.11		dlp1xe
0.21	5.36	-1.12		dlp1xf
0.01	-0.63	0.27		dlp1xef
0.00	0.44	-0.37		dlp1xefv
0.07	1.25	-0.00	מרכז ההתפלגות	dlpmed
0.06	2.54	-0.16		dlptrnc20
0.04	1.56	0.00		dlptrnc40
0.05	-0.78	-0.44	שקלול לפי תנודותיות	dlpstd
0.00	-0.29	-0.15		dlpstdw
0.18	-0.84	1.05	שקלול לפה התמזה	dlpper
0.08	-1.11	0.64		dlpperw
0.17	-0.85	1.04		dlpp12dt
0.32	3.14	1.84		dlppsdt
0.05	-1.58	-0.09	שקלול לפי אמידה	dlpwreg
0.76	-2.59	3.45	VAR מבני	dlpvari
0.65	-2.30	3.41		dlpvarm
0.56	-1.25	0.64	נכוי שיע"ח	dlpxdol
0.54	-1.38	0.33		dlpxdolhp
0.15	-1.22	-0.12	Principle comp.	dlppc1
0.11	-0.83	-0.28	Exp. Smoothing	dlpexs
0.66	-1.16	0.77	X12-ARIMA	dlparima

* המשוואה הנמודדת היא : $(\text{dlptot}-\text{dlpX12}) = c_0 + c_1 * (\text{dlptot12} + 12) - \text{dlptot12}$. כאשר dlptotX12 הוא שיעור השינוי השנתי במדד הליבה. dlptot12 הוא שיעור השינוי השנתי במדד הכלול. אם מדד הליבה הוא אינדיקטטור טוב לשינוי השנתי במדד הליבה.12.

לסבירות האינפלציה המקדם c_1 צפוי להיות שלילי ומובהך. תאים עם ריבוע אפור MOVEBACKS ברמה של 5%.
** מותוקן למינימום סדרתי לפי Newey-West.

לוח 10 : סטיות התקן של מדד הליבת ממוצע נע (ממורכז) של המדד הכללי, 12.12.2007-1.1.1999 (אחוזים)

ממוצע 24 חודשים	ממוצע 18 חודשים	ממוצע 12 חודשים		
0.48	0.48	0.46	המדד הכללי	dlptot
0.49	0.49	0.47	השיטות רכיביים	dlp1
0.49	0.50	0.47		dpx2
0.45	0.46	0.44		dpxe
0.55	0.55	0.53		dpxf
0.52	0.53	0.51		dpxef
0.55	0.55	0.53		dpxefv
0.44	0.44	0.41	מרכז ההתפלגות	dpmmed
0.48	0.49	0.47		dlptrnc20
0.44	0.44	0.42		dlptrnc40
0.27	0.27	0.25	שקלול לפי תנודותיוֹת	dlpstd
0.42	0.42	0.40		dlpstdw
1.34	1.34	1.34	שקלול לפי התמדה	dlpper
0.83	0.84	0.83		dlpperw
1.31	1.32	1.32		dlpp12dt
0.38	0.37	0.35		dlppsdt
0.45	0.46	0.45	מבנה VAR	dlpvari
0.44	0.45	0.44		dlpvarm
0.38	0.41	0.41	ニיכוי שע"ח	dlpxdol
0.36	0.40	0.40		dlpxdolhp
0.15	0.16	0.17	Exp. Smoothing	dlpexs

* מתייחס רק למדד הליבת המוחשבים למדד החודשי (בנוסף לשנתי). ממוצע ממורכז ל-12 תקופות לזמן t ממציע את שיעור השינוי של המדד הכללי מתקופה t-5 ועד t-6+.apon דומה מוחשבים ממוצעים נועים ל-18 ו-24 חודשים.

ЛОח 11: מודדים לטיב מודד הליבה – המיתאמים בין הציפיות לאינפלציה והמודדים ל-12 חודשים
תקופות שונות

2001.1-2007.12	1997.1-2000.12	1997.1-2007.12		המודד ב-12 חודשים אחרוניים
0.68	0.93	0.84	המודד הכללי	dlptot
0.69	0.93	0.84	השמטה רכיביים	dlp1
0.69	0.93	0.84		dpx2
0.63	0.93	0.85		dpxe
0.70	0.94	0.82		dpxf
0.65	0.94	0.84		dpxef
0.66	0.94	0.83		dpxefv
0.68	0.90	0.83	מרכז ההתפלגות	dpmcd
0.67	0.92	0.82		dlptrnc20
0.67	0.91	0.82		dlptrnc40
0.59	0.84	0.86	שקלול לפי תנודותיו	dlpstd
0.67	0.92	0.86		dlpstdw
0.24	0.77	0.78	שקלול לפי הtmpmdה	dlpper
0.65	0.83	0.85		dlpperw
0.25	0.78	0.78		dlpp12dt
0.68	0.89	0.83		dlppsdt
0.64	0.90	0.70	שקלול לפי אמידה	dlpwreg
0.62	0.79	0.59	VAR מבני	dlpvari
0.63	0.63	0.52		dlpvarm
0.27	-0.39	-0.04	ণিকো শুইচ	dpxdol
0.37	-0.21	0.41		dpxdolhp
0.56	0.94	0.84	Principle comp.	dlppc1
0.53	0.90	0.88	Exp. Smoothing	dlpexs
0.04	-0.48	-0.23	X12-ARIMA	* dlparima

* החל מ-1999.

**לוח 12: מדדים לטיב מדד הילבה – המיתאמים של המדד ב-6 החודשים האחרונים עם ריבית
בנק ישראל (ממוצע 3 חודשים), 1999.1.12-2007.12 (אחוזים) ***

ריבית בנק ישראל <u>לפניהם</u> 6 חודשים	ריבית בנק ישראל, <u>לפניהם</u> 3 חודשים	ריבית בנק ישראל <u>לאחר</u> 6 חודשים	ריבית בנק ישראל, <u>לאחר</u> 3 חודשים		
-0.13	-0.18	0.36	0.28		dlptot
-0.11	-0.16	0.38	0.29	השماتות רכיבים	dlpix1
-0.11	-0.15	0.38	0.30		dlpix2
-0.10	-0.15	0.38	0.29		dlpxe
-0.14	-0.20	0.32	0.23		dlpxf
-0.10	-0.18	0.33	0.24		dlpxef
-0.08	-0.16	0.35	0.25		dlpexfv
-0.03	-0.05	0.50	0.43	מרכז ההתפלגות	dlpmed
-0.09	-0.13	0.40	0.31		dlptrnc20
-0.06	-0.08	0.45	0.38		dlptrnc40
0.00	0.09	0.58	0.52	שקלול לפי תנוידויות	dlpstd
-0.05	-0.07	0.45	0.38		dlpstdw
-0.06	0.00	0.30	0.30	שקלול לפי הטמדה	dlpper
-0.06	-0.09	0.33	0.31		dlpperw
-0.06	-0.00	0.30	0.30		dlpp12dt
-0.12	-0.09	0.49	0.38		dlppsdt
-0.17	-0.29	0.18	0.08	VAR מבני	dlpvari
-0.13	-0.25	0.20	0.10		dlpvarm
-0.33	-0.36	-0.13	-0.08	ニיכוי שע"ח	dlpxdol
0.21	0.16	0.30	0.37		dlpxdolhp
0.20	0.38	0.77	0.74	Exp. smoothing	dlpexs

* מחושב רק עבור מדדים מנוכנים המחשבים עבור אינפלציה חודשית. לא נבדקו dlparima ו-dlppc1, dlpwreg.

ЛОЧ 31א': סיכום הבדיקות עבור מדי הליבה – פשטוות החישוב והערכת הסביבה הנוכחיית

הערכת הסביבה הנוכחיית				פשטוות החישוב	המדד
ריבוע הסטטיסטיקה HP ממוגנות (לוח 3,4)	חומר הטיה מהמדד הכלול (לוח 3,4)	סטייה קטנה מהמדד הכלול (לוח 3,4)	תנודתי פחות מהמדד הכלול (לוח 1,2)		
✓	✓	✓		✓	dpx1
✓		✓		✓	dpx2
✓		✓		✓	dpxe
		✓		✓	dpxf
		✓		✓	dpxef
		✓		✓	dpxefv
✓				✓	dpmmed
✓	✓	✓		✓	dlptrnc20
✓	✓	✓		✓	dlptrnc40
✓	✓		✓	✓	dlpstd
✓	✓	✓	✓	✓	dlpstdw
					dlpper
					dlpperw
					dlpp12dt
✓	✓				dlppsdt
	✓				dlpwreg
✓			✓		dlpvari
✓			✓		dlpvarm
✓	✓		✓		dlpxdol
✓	✓		✓		dlpxdolhp
	✓				dlppc1
✓	✓		✓		dlexps
	✓		✓		dlparima

לוח 3ב': סיכום הבדיקות עבור מזדי הלביה – הערכת האינפלציה בעתיד

השפעת ריבית בנק ישראל (לוח 12)	יכולת חיוי מגמות HP (לוח 10)	התכנסות למדד הלביה (לוח 9)	סטטיסטיקת התקן שולחן הפער ממוצע (8) נע (לוח 8)	תוספת המידע לחיזוי (7) (לוח 7)	טיב החיזוי (6) (לוח 6)	פער בין מדד הלביה לאינפלציה עתידית (לוח 5)		המדד
						12 ח'	6 ח'	
								dpx1
								dpx2
						✓	✓	dpxe
✓						✓	✓	dpxf
	✓			✓	✓	✓		dpxef
	✓				✓	✓		dpxefv
								dpmmed
								dlptrnc20
				✓				dlptrnc40
			✓					dlpstnd
								dlpstndw
						✓		dlpper
								dlpperw
								dlpp12dt
			✓					dlppsdt
								dlpwreg
✓	✓	✓		✓	✓			dlpvari
✓	✓	✓			✓			dlpvarm
✓		✓				✓		dlpxdol
		✓				✓	✓	dlpxdolhp
			✓					dlppc1
								dlpexs
								dlparima

לוח נספח 1: הגדרות מזרדי הליבה

שם	קבוצה	הגדרה
dlpx1	הshipment רכיבים	לא פירות וירקות טריים
dlpx2		לא פירות וירקות טריים והלבשה והנעלת
dlpxe		לא אנרגיה
dlpxf		לא מזון
dlpxef		לא אנרגיה ומזון
dlpxefv		לא אנרגיה, מזון ופירות וירקות
dlpmed	מרכז ההתקפלות	החצין
dlptrnc20		קיטימת 10% עליאונים ותחתונים של ההתקפלות
dlptrnc40		קיטימת 20% עליאונים ותחתונים של ההתקפלות
dlpstd	שקלול לפי תנודתיות	משקל הופכי לשונות הסעיף
dlpstdw		משקל הופכי לשונות הסעיף מוכפל במשקל הסעיף במדד
dlpper	שקלול לפי התמדה	שקלול לפי מקדם ההתמדה יחסית לאינפלציה חודשית לפני שנה.
dlpperw		כמו dlpper מוכפל במשקל הסעיף במדד.
dlpp12dt		כמו dlpper עבור שיעור האינפלציה מנוכה מהמגמה.
dlppsdt		כמו dlpper עבור שיעור האינפלציה מנוכה מגמה ומשמעותו.
dlpwreg	שקלול לפי אמידה	משקלות על פי אמידת סך האינפלציה ביחס לסעיפים המדי.
dlpvari	VAR מבני	モتبسس על אמידת משוואות VAR למחירים וליצור התעשייתי.
dlpvarm		モتبسس על אמידת משוואות VAR למחירים ולמדד המשולב.
dlpxdol	ニיכוי שע"ח	באמצעות משווהה לחבר בין מדד השער החליפין
dlpxdolhp		באמצעות משווהה לחבר בין מדד המחירים לרכיב התנדתי בשע"ח.
dlppc1	Principle comp.	שימוש ברכיב הראשון מנתוח של principle components
dlpexs	Exp. Smoothing	חלוקת מערכית.
dlparima	X12-ARIMA	סבירת האינפלציה על פי המודל החודשי של חטיבת המחקר.

**לוח נספח 2 : סעיפים המדד, משקלותיהם וסטטיטוטים בסיסיים לשיעור השינוי החודשי
במחירים, באחוזים, 1999.1-2007.12 (108 תצפויות)**

מספר	שם	שיעור	מספר	שם	שיעור	מספר	שם	שיעור
cp01	ירקות ופירות - ירקות טריים	1	cp02	ירקות ופירות - פירות טריים	2	cp03	ירקות ופירות - ירקות קופאים, כבותים ומשומרים	3
cp04	ירקות ופירות - פירות משומרים ויבשים	4	cp11	מזון- לחם דגניים ומוצרי בצת	5	cp12	מזון- בשר עופות דגים ומוצרייהם	6
cp13	מזון- שמנים ומרגרינה	7	cp14	מזון- חלב ומוצרי חלב	8	cp15	מזון- ביצים	9
cp16	מזון- סוכר ריבבה וממתקים	10	cp17	מזון- מתקאות	11	cp18	מזון- מצרכי מזון שונים	12
cp19	מזון - ארכוחות מחוץ לבית	13	cp21	דירות - שירותים דירות בעלות הדירות	14	cp22	דירות - שכר דירה	15
cp23	דירות - הוצאות דירות אחרות	16	cp31	אחזקת דירה - חשמל, דלק, מים לצריכה ביתית	17	cp32	אחזקת דירה - אחזקה ושיפור הבית והחצר	18
cp33	אחזקת דירה - צורכי משק בית שנתיים	19	cp34	אחזקת דירה - ארנונה כללית (MISSIMI עירוניים)	20	cp35	אחזקת דירה - עורה בבית	21
cp41	ריהוט וציוד לבת - רהוט	22	cp42	ריהוט וציוד לבת - ציוד חשמלי לבית	23	cp43	ריהוט וציוד לבת - ציוד לא חשמלי לቤת	24
cp44	ריהוט וציוד לבת - כלי מיטה וקישוט הדירה	25	cp51	لبשה והנעלה - הלבשה	26	cp52	لبשה והנעלה - הנעלה	27
cp61	חינוך תרבות ובידור - חינוך	28	cp62	חינוך תרבות ובידור - תרבות ובידור	29	cp71	בריאות - שירותים רפואיים	30
cp72	בריאות - רפואיים שניינים	31	cp73	בריאות - תרופות ועזרים רפואיים (ציוד רפואי)	32	cp81	תחברה ותקשורת - תחבורה	33
cp82	תחברה ותקשורת - שירותים תקשות	34	cp91	שינויים - סיגריות, טבק וצורכי עישון	35	cp92	שינויים - שירותים אישיים وكוסמטיקה	36
cp93	שינויים - תכשיטים, שעונים	37	cp94	שינויים - תיקים, לנקטים וכו'	38	cptot	המדד הכללי	

ЛОח נספח 3 : תוצאות המשווה להסביר שינוי המחרירים באמצעות שער החליפין

א' : שיעור השינוי בשער החליפין

Included observations: 108

Sample: 1999M01 2007M12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	0.001369	0.000382	3.584599	0.0005
DLDOL	0.123249	0.024605	5.009129	0.0000
DLDOL(-1)	0.098412	0.026140	3.764779	0.0003
DLDOL(-2)	0.021320	0.027087	0.787118	0.4331
DLDOL(-3)	0.034705	0.024342	1.425693	0.1571
DLDOL(-4)	-0.014526	0.024704	-0.588002	0.5579
DLDOL(-5)	0.033336	0.024028	1.387388	0.1684
DLDOL(-6)	0.022223	0.022438	0.990410	0.3244
R-squared	0.400416	Mean dependet var		0.001289
Adjusted R-squared	0.358445	S.D. dependent var		0.004921
S.E. of regression	0.003942	Akaike info criterion		-8.163110
Sum squared resid	0.001554	Schwarz criterion		-7.964434
Log likelihood	448.8079	Hannan-Quinn criter.		-8.082554
F-statistic	9.540313			

ב' : שיעור השינוי בשער החליפין מנוכה מהמגמה

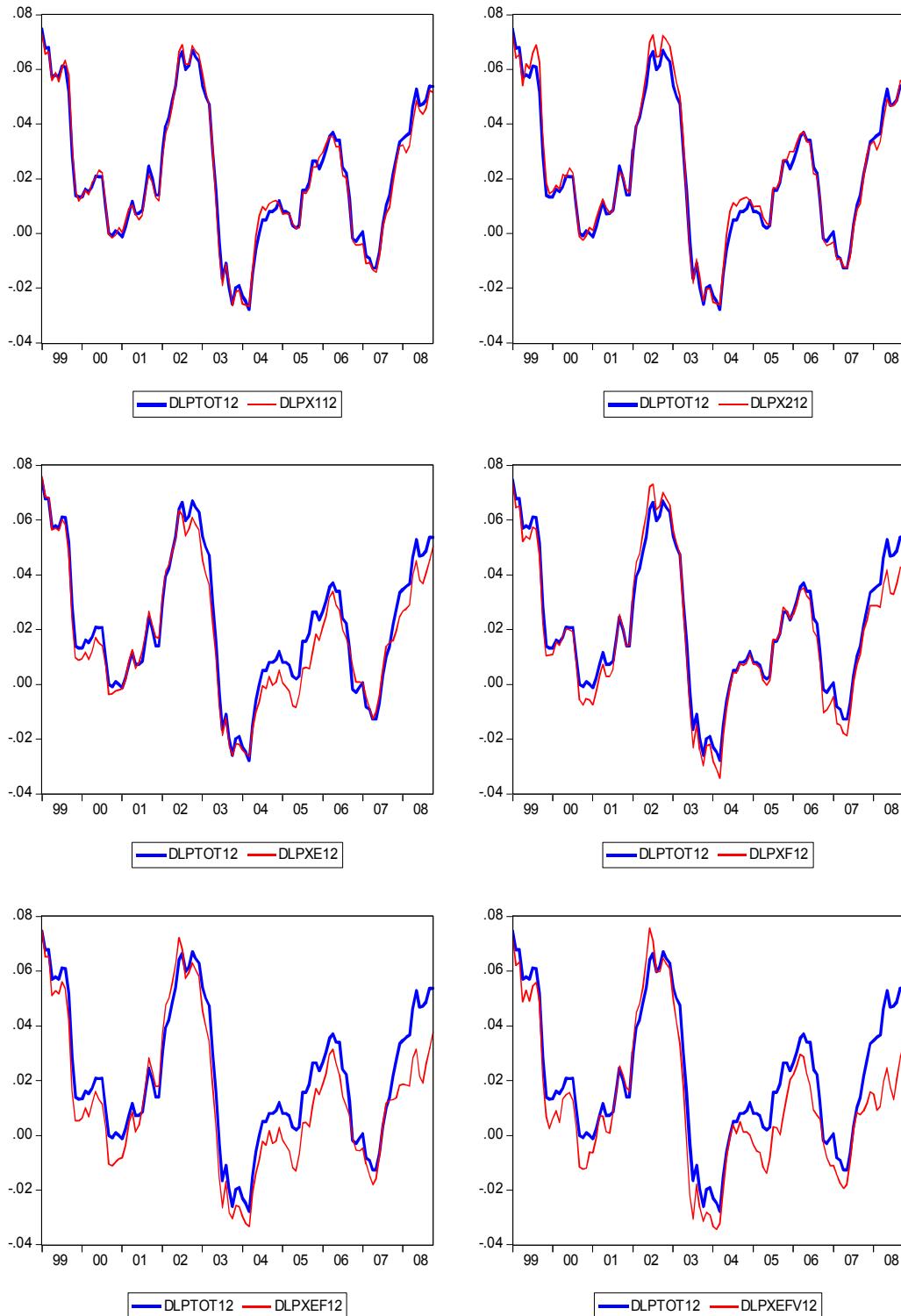
Included observations: 108

Sample: 1999M01 2007M12

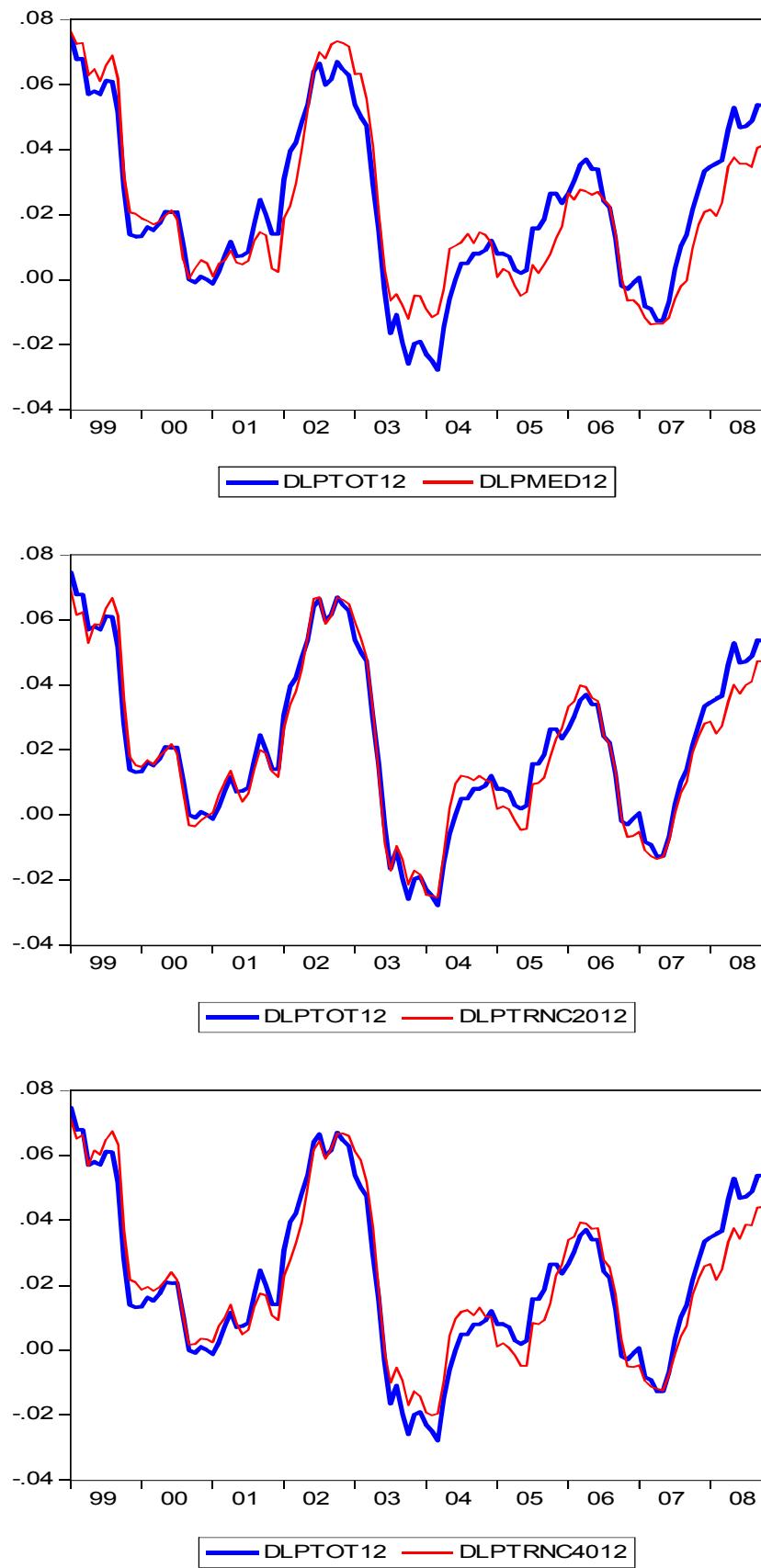
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001394	0.000371	3.756108	0.0003
DLDOL_CYC	0.134997	0.024525	5.504453	0.0000
DLDOL_CYC(-1)	0.105343	0.025652	4.106613	0.0001
DLDOL_CYC(-2)	0.028764	0.026604	1.081202	0.2822
DLDOL_CYC(-3)	0.047310	0.024219	1.953402	0.0536
DLDOL_CYC(-4)	-0.004624	0.024386	-0.189633	0.8500
DLDOL_CYC(-5)	0.040972	0.023599	1.736189	0.0856
DLDOL_CYC(-6)	0.036682	0.022539	1.627483	0.1068
R-squared	0.430203	Mean dependent var		0.001289
Adjusted R-squared	0.390317	S.D. dependent var		0.004921
S.E. of regression	0.003843	Akaike info criterion		-8.214066
Sum squared resid	0.001477	Schwarz criterion		-8.015389
Log likelihood	451.5596	Hannan-Quinn criter.		-8.133510
F-statistic	10.78585			

דיאגרמת נספח: המודדים המנוכנים לעומת המודד הכלול, שיעור שינוי ב-12 חודשים אחרונים

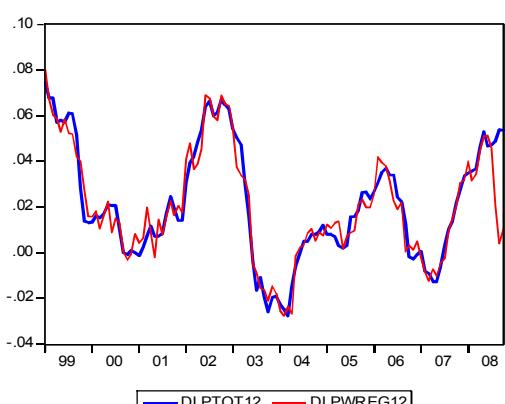
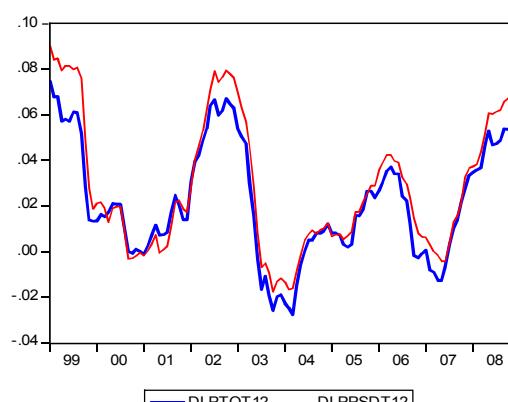
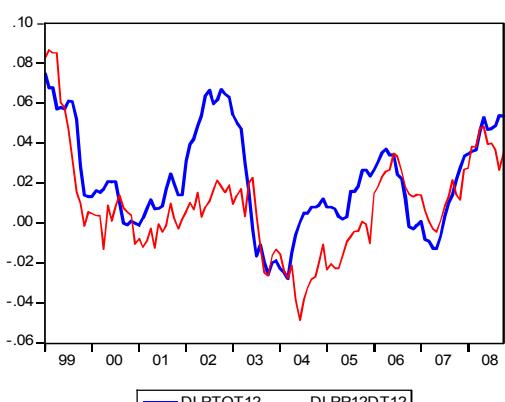
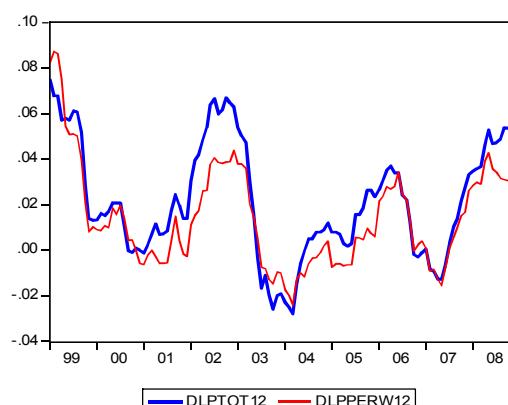
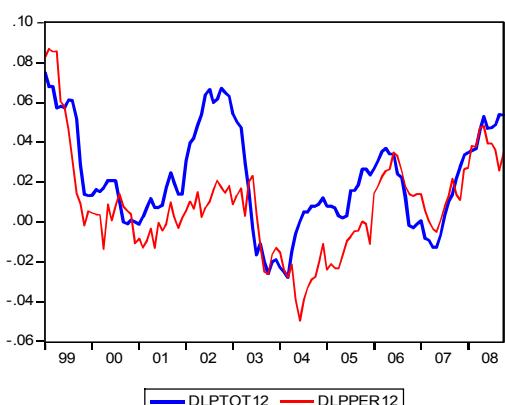
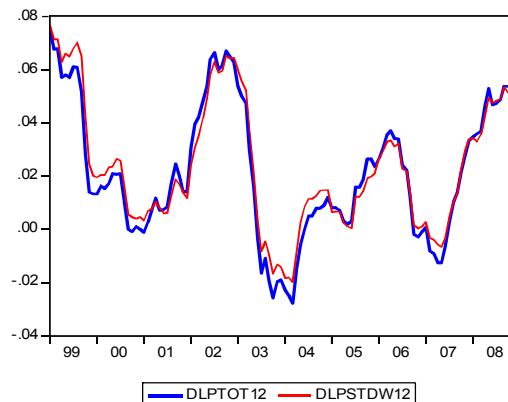
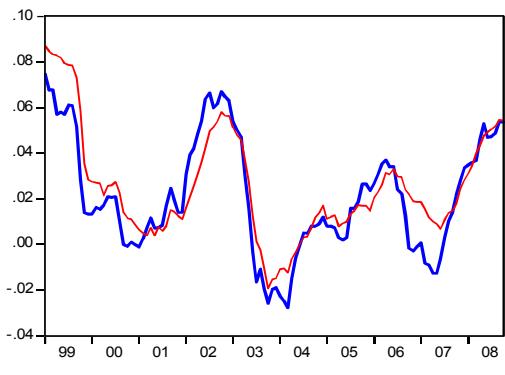
א': מודדים המשמשים רכיבים



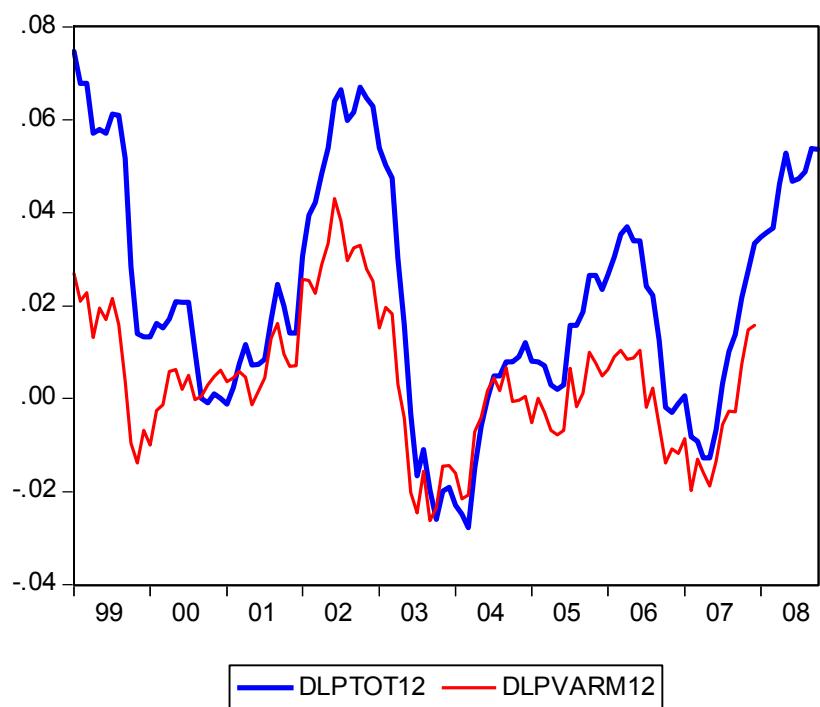
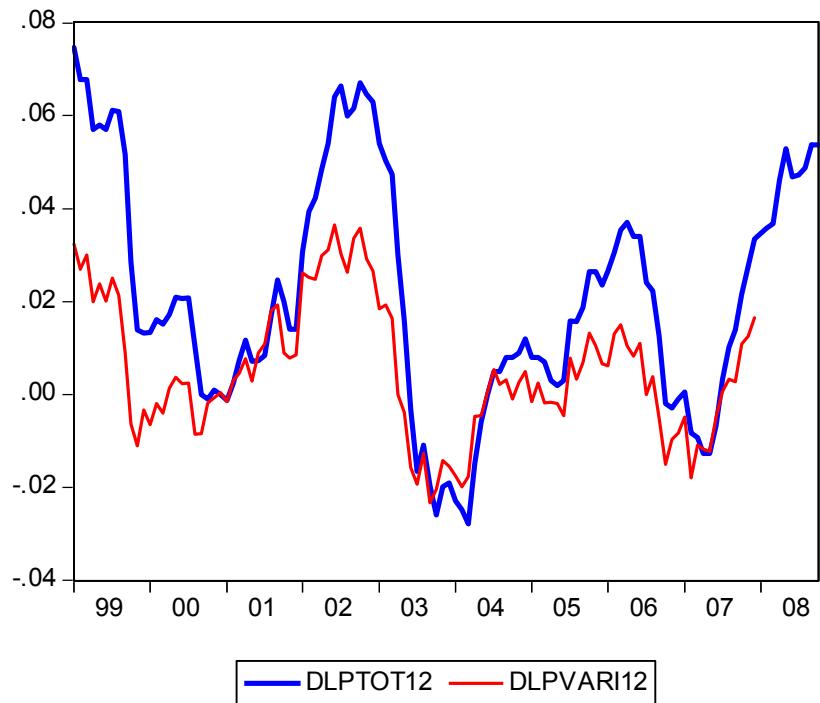
ב': מדדים של מרכז התפלגות



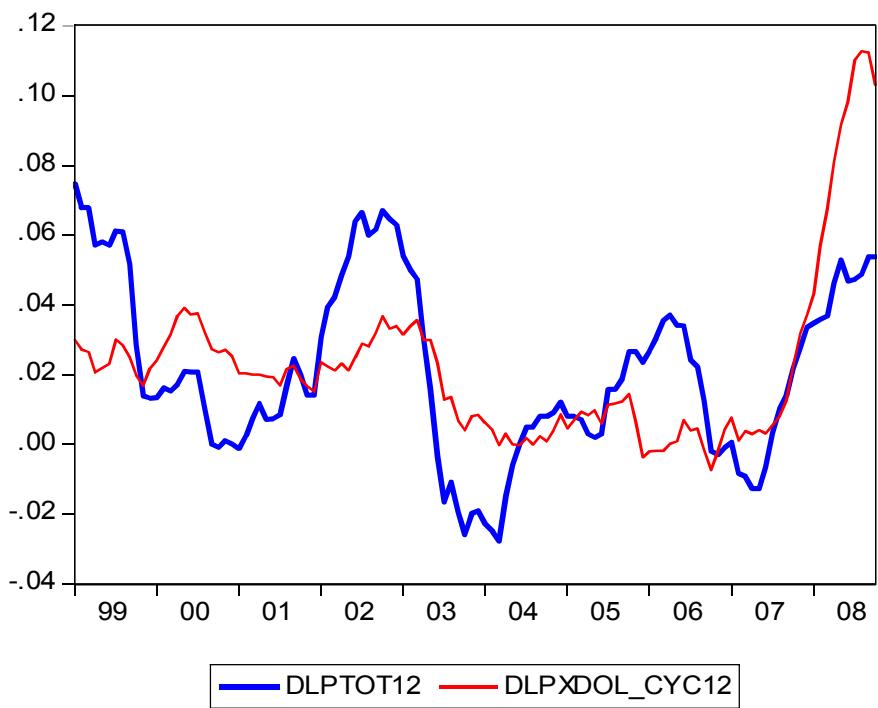
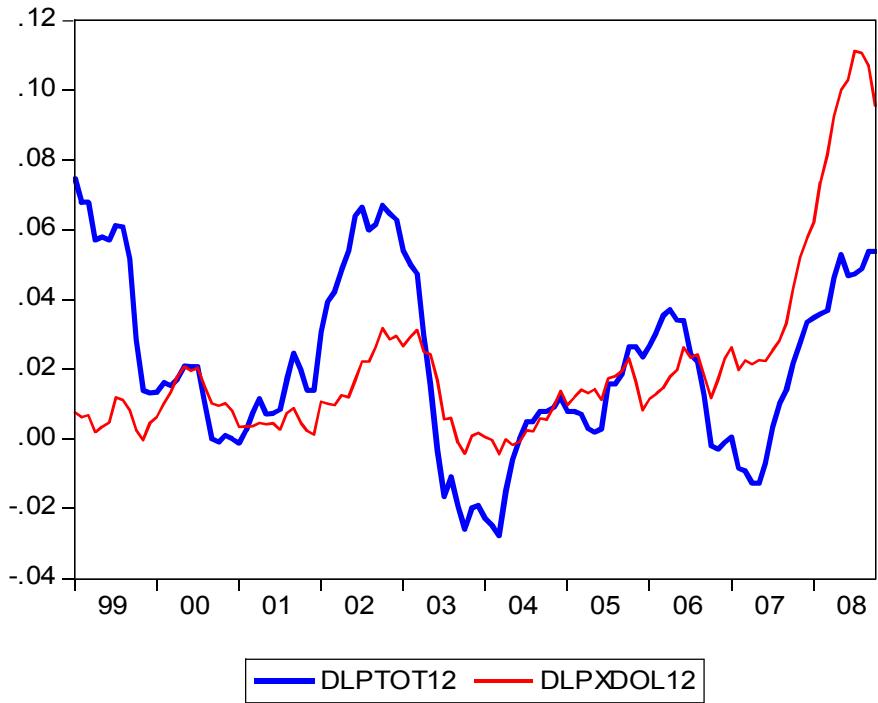
ג': מדדים משוקללים לפי תנודות, התמדה או אמידה

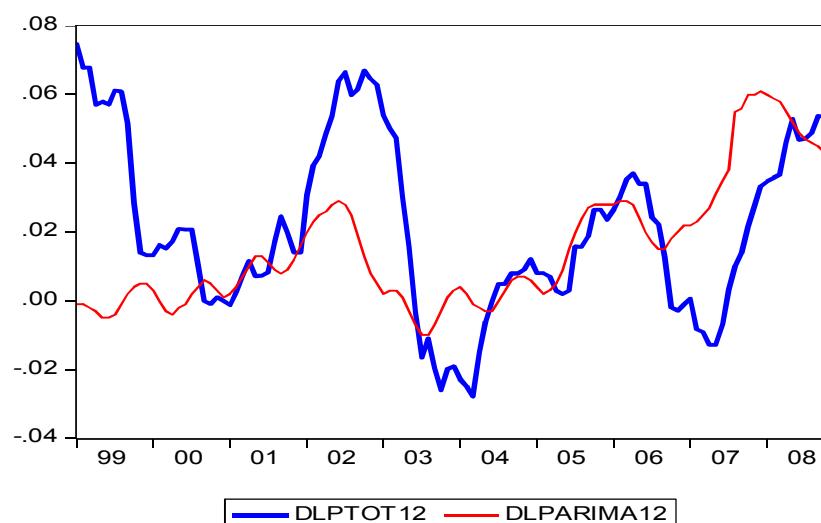
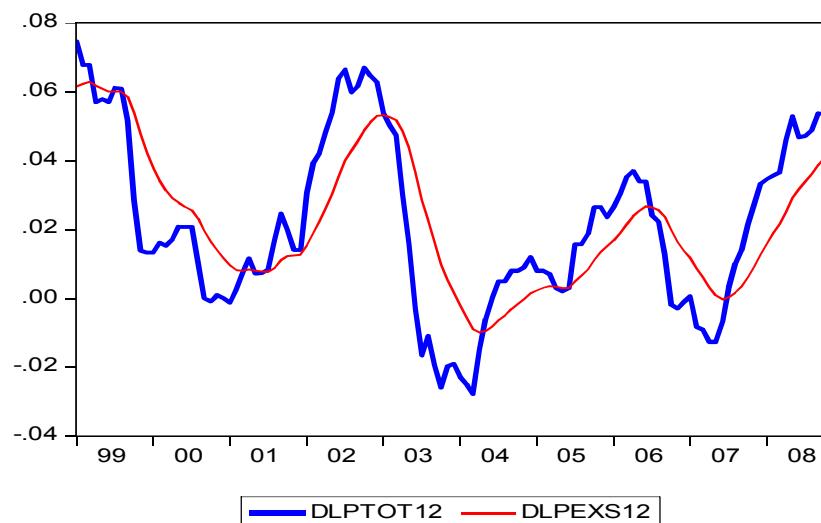
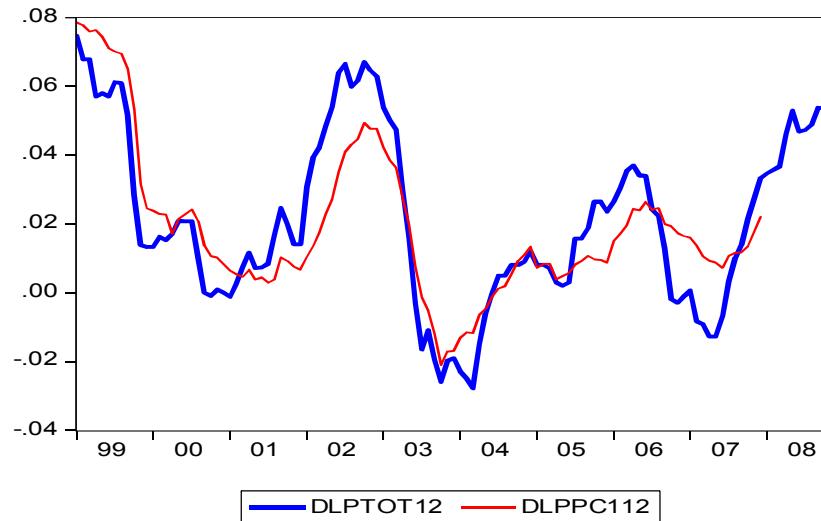


ד' : מודדים על פי VAR



ה' : מדדיים המנמקים את שער החליפין





מקורות

בנק ישראל, (2005) דוחה אינפלציה מס. 16 למחצית הראשונה של 2005 סוחוי ט. ו. רוטנברג (2006), שיפור טיב המודל השוני לחיזוי מזדמן המחרים לצרכן לティוח הקצר סדרת מאמרם לדין, בנק ישראל, מחלקת המחקר 2006.06.

Alvarez L. and M. de los L. Matea (1999). "Underlying Inflation Measures in Spain" in *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Proceedings of the workshop of central bank model builders held at the BIS.

Bilke L. and L. Stracca (2008). *A Persistence-weighted measure of core inflation in the Euro area*, European Central Bank Working paper series, no. 905, June 2008.

Bryan, M. F. and S. G. Cecchetti (1994). "Measuring Core Inflation" in *Monetary Policy*, ed. by N. G. Mankiw, pp. 195-215. Chicago: University of Chicago Press.

Clark, T. (2001). *Comparing measures of core inflation*, Federal Reserve Bank of Kansas City economic Review, Second quarter 2001.

Cogley, T. (2001). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, no. 1, p. 94-113.

Crone T. H., N. K. Khettry and L. J. Mester (2008). *Core Measures of Inflation as Predictors of Total Inflation*, Working Paper no. 08-9, Research Department, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Cutler, J. (2001). *Core Inflation in the UK*, MPC Unit Discussion Paper no. 3, Bank of England.

Giannone D. and T. Matheson (2006). *A New Core Inflation Indicator for New Zealand*, Discussion Paper Series DP2006/10, Reserve Bank of New Zealand.

Gillitzer C. and J. Simon (2006). *Component-smoothed Inflation: Estimating the Persistent Component of Inflation in Real Time*, Research Discussion Paper, 2006-11, Reserve bank of Australia.

Hahn E. (2002). *Core Inflation in the Euro area: Evidence from the Structural VAR Approach*, CFS Working Paper no. 2001/09.

Macklem, T. (2001). "A New Measure of Core Inflation", Bank of Canada Review, Autumn 2001, p. 3-12.

Mankikar A. and J. Paisley (2004). "Core Inflation: A Critical Guide", Working Paper no. 242 (London, Bank of England). Summary in *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 44.

Maria J. R. (2004). *On the Use of the First Principle Component as a Core Inflation Indicator*, Banco de Portugal Economic Research Department, WP 3-04.

Martel, S. (2008). *A Structural VAR Approach to Core Inflation in Canada*, Bank of Canada Discussion Paper 2008-10.

- Matilla-Garcia, M. (2005). "A SVAR Model for Estimating Core Inflation in the Euro Zone", *Applied Economics Letters*, 12, p. 149-154.
- OECD (2005). *Measuring and Assessing Underlying Inflation*, Ch. IV, OECD Economic Outlook, June 2005, p. 187-206 (Preliminary edition).
- Quah D. and S. P. Vahey (1995). "Measuring Core Inflation", *Economic Journal*, Vol. 105 (Sep.), p.1130-1144.
- Rich R. and C. Steindel (2007). *A Comparison of Measures of Core Inflation*, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, December 2007.
- Roger, S. (1998). *Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement*, Discussion paper no. G98/9, Reserve Bank of New Zealand.
- Sekine T. (2006). *Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries*, BIS Working Papers no. 202.
- Shapiro, M. and M. Watson (1988). Sources of Business Fluctuations, in S. Fisher (ed.) *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge, Mass., p. 111-148.
- Silver, M. (2007). "Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing Among Alternative Measures", *IMF Staff Papers*, 54(1), International Monetary Fund, p. 163-190.
- Siviero S. and G. Veronese (2007). *A Policy-sensible Core-inflation Measure for the Euro Area*, Temi di discussione no. 617, Banca D'Italia.
- Smith J. K. (2007). *Better Measures of Core Inflation*, draft, prepared for the Federal Reserve Cleveland-Dallas "Price measurement for Monetary Policy" conference, May 2007.
- Wynne, M. A. (1999). *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, ECB Working Paper no. 5, European Central Bank.