

אמידת הפרמיה הגלומה בתשואה המק"ם

אלנס אילך*, טניה סוחוני** וניר קלין**

עיקר הממצאים

העבודה בוחנת את התפתחות הפרמיה הגלומה בעקבות תשואות המק"ם ל-12 חודשים בין השנים 1992 עד 2002. פרמיה זו נameda במספר שיטות אקוונומטריות, שאחת מהן מאפשרת לפרמיה הנameda להגביל על אי-הוודאות, כפי שהיא משתקפת בשינויו הعتידי העודפת. מהמצאים עולה כי בתחום הדיסאיינפלציה אופיינה הפרמיה במוגמת ירידיה, בהתאם לירידיה בסיכון האינפלציה; החל מסוף שנת 2000 ועד סוף שנת 2002 שבה הפרמיה ועלתה, וזאת בכלל האינטיפאה, שפרצה ברבע האחרון של שנת 2000, ומשבר האמון במדיניות הכלכלית, שאפיין את המחזית הראשונה של שנת 2002. העבודה בחנה גורמים נוספים המשפיעים על התפתחות הפרמיה. עם הגורמים שנמצאו בעלי השפעה מובהקת נמנים הפער בין האינפלציה לעיד האינפלציה, פער הריביות בין המשק לחו"ל, השינוי בשיעור החזקת המק"ם בידי הציבור, השינויים ברכיבת בנק ישראל וסתירת התקן של שינויים אלו.

1. הקדמה

עבודה זו בוחנת את התפתחות הפרמיה הגלומה בעקבות תשואות המק"ם ל-12 חודשים בין השנים 1992 עד 2002, תקופה שבה התנהל במשק הישראלי תהליך הדרמטי של דיסאיינפלציה, שבסוףו הושגה יציבות מוחירם. הויאל והפרמיה אינה משתנה נצפה, אלא נגורות מהתשואות העתידיות על המק"ם, אנו אומדים אותה במספר שיטות כדי לבחון כיצד היא השתנה במשך הזמן ולזהות את הגורמים המשפיעים על התפתחותה. לאמידת הפרמיה וניתוח הגורמים המשפיעים עליה יש חשיבות מרכזית בניהול המדיניות המוניטרית, מסווגות תשואות המק"ם משמשות כיום אינדיקטור מרכזי להערכת תוואי הריבית שציבור החוסכים במשק צופה לשנה הקרובה. על ידי "ניוקי" השינויים בעקבות התשואה מהשינויים שמקורם בפרמיה, ניתן להשיג יתר דיקט במדידת תוואי הריבית הנגזר מעקבות התשואה.

השיטה שבה עשינו שימוש בעבודה זו מתבססת עם תיאוריות הציפיות (expectations theory), המ以為ות את מבנה עוקום התשואה ואת התנודתיות בו, בין היתר, להערכות הפרטימים לגבי תוואי הריבית העתידי, בהנחה שלא ניתן להפיק רוחוי

* בנק ישראל, המחלקה המוניטרית.
** בנק ישראל, מחלקת המחקר.

רביביטראז' מהש侃ות של טווח קצר ומהש侃ות של טווח ארוך.¹ בספרות ישנן מספר הגדרות לתיאוריות הציפיות. כך, למשל, בקורסיה "התהורה" (theory), תיאוריות הציפיות מניחה כי הפרמיה (term premia) שהפרטים דורשים בגין החזקה נכס הנושא השוואת היא אפס (Lutz, 1940), או שהיא קבועה על פני זמן (Hicks, 1939).² בהגדירה זו התנודתיות של עוקום התshawות מוסכמת אך ורק על ידי השינויים בערכות הפרטים לגבי הריבית העתידית. בගירסה ליברלית יותר, תיאוריות הציפיות איננה שוללת את האפשרות שהפרמיה משתנה לא רק בין האופקים השונים אלא גם על פני זמן (Cook and Hahn, 1990).

המחוקרים שבחנו את תיאוריות הציפיות בקורסיה התהורה לא זכו לתמיכה אמפירית רחבה. כך, למשל, תוצאות הבדיקה המקובלת ביותר שבחנו אם שיפוע עוקום התshawות מסביר היבט את השינוי הצפוי בריבית-spot (Fama, 1984; Riano-Diaz, 1984; Riano-Diaz et al., 1984), לא היו חד משמעיות, אלא השתנו בהתאם למدينة, לתקופת המדגמים, ולאפק של איגרות החוב. באורה"ב, למשל, מרבית המחוקרים מראים שעוקום התshawות אינו מביא את השינוי בריביות (Mankiw and Summers, 1991; Campbell and Shiller, 1986; Mankiw and Miron, 1984; Mankiw and Hardouvelis, 1986) ואחרים. לעומת זאת במדינות אחרות (למשל אנגליה, צרפת, גרמניה, קנדה ויפן), הממצאים היו מעורבים יותר (Bekaert et al., 1994; Hodrick and Marshall, 1995).

להעדר התמיכה של הנתונים בתיאוריות הציפיות התהורה הוצאו עם השנים מספר הסברים אלטרנטטיביים. באורה"ב, למשל, אחד ההסבירים נועד במדיניות המוניטרית אשר נוהלה בשנים 1979 עד 1986, שאחת ממטרותיה המוצהירות הייתה לייצב את הריבית (Mankiw and Miron, 1986). במצב זה השינויים הצפויים בריבית היו אפסיים, והתפתחות הריבית אופיינה במהלך מקרים שלא נזהה מראש. הסבר נוסף לכישולנה של תיאוריות הציפיות בקורסיה התהורה עשוי לנבוע מהנחה בדבר רציזונליות הציפיות בסיס האמידה. מספר מחקרים ניסו להתמודד עם האפשרות של הטיה מסוימת בציפיות באמצעות סקרים ישירים על ציפיות הפרטים לגבי הריבית העתידית. על אף הזיהוי הישיר של הציפיות, מצאו יותר (Friedman, 1979)

¹nan hypothesis of rationality or something else. כך, למשל, אחת היא, בעניין המש侃ים, אם להשיקע בנכס ל-12 חודשים או להשיקע ל-6 חודשים, ולאחר מכן להמשיך להשיקע בנכס לאופק דומם.

²גישה זו אינה סותרת את האפשרות שפרמיה זו משתנה בין האופקים. כך, למשל, על פי תיאוריות העדרفة הנזילות (liquidity preference theory) הפרטים מפיקים תועלות מנזילות גבוהה; ככל שהנכס ארוך יותר, הפרמיה שהם ידרשו בגין אבטחה הנזילה תהיה גבוהה יותר.

³בריקות אלו מבוססות על RETS (rational expectations model of term structure), בהנחה שהשינוי אשר התרחש בדיעדן בריבית-spot מבטא במנזילות את השינוי שהוא צפוי בשלב של תמהור התshawה העתידית.

⁴סקירה מקיפה יותר של ממצאים אמפיריים שנתקבלו מיישום תיאוריות הציפיות ניתן למצוא אצל Anderson et al. (1990) וCook and Hahn (1996).

ו-Froot (1989) כי התשואה העתידית הנגזרת מעוקם התשואות אינה מיטיבה להסביר את הריבית שצופים הפרטים.

הסביר השכיח ביותר בספרו לmitesם הנמוך שבין שיפוע עוקם התשואות לשינויים בריבית פילס את דרכה של תיאוריות הציפיות בקורסיה הליברלית, והוא טמון באפשרות שהפרמיה משתנה לא רק בין האופקים השונים אלא גם על פני זמן. לפיכך זו ובוחנים את תקופות התיאוריה על ידי "ניקוי" התנדתיות בעקבות השוואות מתנוגדות בפרמיה שודושים המשקיעים. ישנן מספר תיאוריות המסבירות את השוואות העתידית בפרמיה. אחת מהן מיחסת את השינויים בפרמיה לשינויים בהערכת הסיכוןים הגלומים בהחזקת הנכס, למשל כתוצאה מאירועים לגבי האינפלציה (כשהנכס נומינלי) ו/או מאירועים לגבי השינויים בראיבית. שינויים אלה יגרמו, בין היתר, לתוצאה משינויים באמיניות המשטר המוניטרי ובמטרותיו. שינויים בפרמיה הנדרשת עשויים לנבוע גם מהഫטיות הכלכלית ומהמחוזיות בה. Kessel (1965), למשל, טוען, שמשמעות של החלקת הצליפה, המitäם בין הפרמיה הגלומה בתשואות לבין מחזורי העסקים היא שלילית, כך שבתקופות גיאות (שבهن ההכנסה גבוהה) המשקיעים ידרשו פרמיה נמוכה יותר מאשר בתקופות שפל (שבهن ההכנסה הפנויה נמוכה). ממצאיםם של Fama and French (1989) תומכים בטענה זו. על פי ה-Modigliani and Sutch (1966) Preferred Habitat Theory להשתנות גם כתוצאה משינויי תעמים של החוסכים והלוויים במשק.⁵

מאחר שהפרמיה הגלומה בתשואות העתידיות אינה נצפית באופן ישיר, פותחו מספר שיטות לאמידת התפתחותה על פני זמן. עם אלו נמנות גישת ה-M-ARCH, שהציגו Engle, Lilien and Robins (1987), אשר לפיה רמת הפרמיה תלויות בשינויו המותנית של הריביות, גישת ה-Single Factor Estimation, המתבססת על ההנחה שהפרמיה עולה באופן מונוטוני ככל שהאופק מתארך⁶ (Tzavalis and Lower Bound 1997; Gordon 2003), וגישה "החסם התחתון" (Estimation, הבוחנת את רמת השינויו המינימלית של הפרמיה על פי שונות התשואה העתידית העודפת) (Excess Forward Return) של איגרות החוב (Startz, 1982).

לאחרונה התקמדו מספר מחקרים בשיטת מסנן קלמן כאמצעי לנוקות את שגיאת התחזית מהתשואה העתידית העודפת. יתרונה הגadol של שיטה זו, שהיאאפשרה לבדוק כיצד השתנה הפרמיה על פני זמן ללא זיהוי מקדים של המשתנים שהשפעו עליה במהלך התקופה. יש לציין כי זיהוי זה עשוי להיות קשה במיוחד, בהעדר מודל תיאורטי מובנה שמסביד את הגורמים הקובעים את רמת הפרמיה, וכן בשל קושי

⁵ על פי תיאוריה זו לפרטים במשק עשוות להיות העדפות שונות לגבי אופק ההלוואות ואופק החסכנות. מכאן שעופי הביקוש והחיצע בשוק ההון ישפיעו על הפרמיה הנדרשת.

⁶ עדות למונוטוניות של הפרמיה נמצאה במספר עבודות, ראו למשל Mc Culloch (1987).

⁷ התשואה העתידית העודפת מוגדרת כפער בין התשואה העתידית לריבית ה-*czpofia*.

בכימות מספר משתנים בלתי נצפים, שעקשוהה להיות להם השפעה מסוימת על הפרמיה, כגון האויריה הפוליטית ואמנויות המדייניות הכלכלית. בין החוקרים שנתקטו שיטה זו, נוכיר את Iyer (1997), שמצא בנתוני ארה"ב עדות לשונות מובהקת של הפרמיה, את Gravelle and Morley (2004), שבחן את הפרמיה בנתוני קנדה במספר ספציפיקציות וממצאו קשר חזק בין הפרמיה הנאמדת לבין שונות הריבית ומספר משתנים פוליטיים, ואת Gordon (2003), שמצא עדות מובהקת לפרמיה משתנה בתהליך סטציוני איטי בניו-זילנד, בעוד שמנצאי לגבי שונות הפרמיה באוסטרליה היו חלשים יותר.

בדומה למחקרים קודמים, גם אנו מאמצים מספר גישות לאמידת הפרמיה הגלומה בתשואות המק"ם. בגישה הראשונה אנו בוחנים את האפשרות שהפרמיה קבוצה על פני זמן. במסגרת זו אנו אומדים את הפרמיה מתוך התשואה העתידית העודפת בעוזרת מודל ARIMA וכן באמצעות משוואת Fama (1984). השימוש במסוואת Fama מאפשר גם לבחון אם ישנן אינדיקציות להשתנות של הפרמיה על פני זמן. בגישה השנייה אנו אומדים את הפרמיה בשיטת מסנן קלמן. לאחר שאמידת הפרמיה על ידי החלקה פשוטה של התשואות העתידיות העודפות אינה מאפשרת לפרמיה הנאמדת להגיב על רמת אי-הוודאות, האמידה בגישה זו הורחבה, ונעשתה בשני שלבים: בשלב הראשון אנו נזירים בשיטת Markov Switching Regime, המאפשרת למפות את תקופת המדגם לאירועים שאופיינו בא-יוואי תווואו הריבית/האינפלציה העתידית, ולאירועים שבחן אי-הוודאות הייתה נמוכה יותר. בשלב שני נאמדת הפרמיה מתוך התשואות העתידיות העודפות, ורמותה הושפעה בין היתר מרמת אי-הוודאות שנאמדה בשלב הראשון. בשלב זה שילבנו רכיב נסתי, המבטאת את ההטייה המושכת בצייפות של הציבור לגבוי תווואו הריבית. הטיה זו מכונה "בעיית הפזו", הקשורה לרמת האמינות של הבנק המרכזי. (ראו למשל Hodrick, Bekaert, Marshall, 1995) בהמשך העבודה נבחנו מספר גורמים מקרו-כלכליים המשפיעים על רמת הפרמיה ועל התפתחותה.

מן הממצאים העיקריים המתוקלים מהאמידות עולה, כי תשואות המק"ם ל-12 חודשים מגלמות בתוכן פרמיית סיכון המשתנה על פני זמן, שיידעה בתהליכי הדיסייןפלציה, של שונות התשעים, עם הירידה בסיכון האינפלציה. מסוף שנת 2000 ועד סוף 2002 שבה הפרמיה עולתה, בעיקר בשל האינטיפאה, שפרצה באוקטובר 2000, ומScar האמון במדיניות הכלכלית במהלך המחצית הראשונה של 2002 (בעקבות הפתחה לא צפואה של הריבית המוניטרית ועליה הדה בגירעון התקציבי). עם הגורמים שימושיים על התפתחות הפרמיה על פני זמן נמנים השינויים בריבית בנק ישראל, סטיית התקן של שינויים אלו, ה嵎 בין האינפלציה ב-12 החודשים האחרונים לבין יעד האינפלציה ופעור הריביות בין המשק לחו"ל.

מבנה העבודה: בפרק השני מתוארכות ההנחות המרכזיות שבבסיס האמידה, ומוכר אופן החישוב של התשואות העתידיות העודפות על המק"ם. מתשואות אלו ניתן לאמוד בהמשך את הפרמיה. הפרק השלישי מתרח את תוצאות אמידת הפרמיה על ידי מודל ARIMA ומשוואת Fama. הפרק הרביעי מתקדם באמידת הפרמיה בגישה מסנן קלמן פשוטה יחסית, המפרידה את הפרמיה וטועות התחזית מהתשואה העתידית העודפת. הפרק החמישי מראה את שיטת האמידה בגישה מסנן קלמן ומאפשר לפרמיה הנאמנת להציג על רמת אי-הוודאות ביחס לסיכון האינפלציה. הפרק השישי בוחן אם אמידת המודל המורחב עדיפה על המודל המוצמצם יותר. הפרק השביעי בוחן ALSO גורמים כלכליים המשפיעים על התפתחות הפרמיה, והפרק השמיני מוקדש למסקנות.

2. התשואה העתידית, אופן חישובה וההנחות שבבסיס האמידה

הנחה המרכזית שבבסיס תיאורית הציפיות היא שהתשואה הנדרשת על נסס בעל אופק ארוך מבטא את מוצע התשואות של נכסים קצרים יותר, כך שאין אפשרות ליצור רווחי ארביטראז' על ידי מכירה וקנייה של נכסים בעלי אופקים שונים. הנחה זו מאפשרת לחוץ את התשואה החודשית העתידית ($f_{t,t+i}$) הנדרשת מתוך תשואות המק"ם לאופקים השונים (R_{t+i}) כדלקמן:

$$(1) \quad (1 + R_{t,t+i})^i = (1 + r_{t,t+1})(1 + f_{t,t+2})(1 + f_{t,t+3}) \dots \dots (1 + f_{t,t+i}),$$

כאשר התשואה הנדרשת בתקופה t לנכס שמועד פדיוןו בתקופה $t+i$ היא ממוצע גיאומטרי של התשואות העתידיות (עד תקופה $t+i$).

משוואת (1) ניתנת לחוץ את התשואה העתידית באופן הבא:

$$(2) \quad f_{t,t+i} = \frac{(1 + R_{t,t+i})^i}{(1 + R_{t,t+i-1})^{i-1}} - 1.$$

התשואה העתידית שנדרשת לתקופה $t+i$ משקפת את ריבית ה-Spot r_{t+i} הצפوية לשورو בתקופה זו [$E_t(r_{t+i})$, ופרמיה τ_i] שעשויה לבטא את הסיכון בחזקת נסס לא-צמוד (סיכון שנובע מאי-ודאות לגבי האינפלציה/הרווחה) וכן פיצוי בגין אובדן נזילותות כתוצאה מהשקעה לטוווחים הארוכים, דהיינו:

$$(3) \quad f_{t,t+i} = E_t(r_{t+i}) + \tau_i.$$

בהתבה שzechיפות רצינוליות⁸, שגיאתzechיפות $r_{t,t+i}$ לגביה ריבית ה-Spot מתחילה כ"ירעש לבן" באופן הבא:

$$(4) \quad r_{t+i} = E_t(r_{t+i}) + u_{t,t+i} \quad u_{t,t+i} \sim (0, \sigma_u^2).$$

3. גישות שונות לאמידת הפרמיה בהנחה שהיא קבועה על פני זמן

א. אמידת הפרמיה מתוך התשואה העתידית העודפת כפי שצוין קודם לכן, תיאוריותzechיפות בගirosה הקלסית מניחה כי הפרמיה הנדרשת קבועה (או שווה לאפס). אחת הגישות לאמידת פרמיה קבועה על פני זמן נעשית מתוך סדרת "התשואה העתידית העודפת" (*EFR - Excess Forward Return*), המוחושבת בתשואה עתידית ($f_{t,t+i}$) בניכוי ריבית ה-Spot שהתקבלה בדיעבד:

$$(5) \quad EFR_{t,t+i} = f_{t,t+i} - r_{t+i}.$$

בחישוב זה אנו מניחים, כאמור,zechיפות רצינוליות כך שהרכיבת בדיעבד משקפת במוצע אתzechיפות לגביה הריבית בתקופות הקודומות (ראו משווה 4 לעיל). על ידי שימוש במשוואות (3), (4) ו-(5) ניתן לבטא את התשואה העתידית העודפת בסכום הפרמיה והשגיאה בzechיפות כפי שמתואר להלן:

$$(5') \quad EFR_{t,t+i} = \tau_i + u_{t,t+i},$$

כאשר (τ_i) מסמן את הפרמיה הנדרשת לנכס שמועד פדיונו בעוד i חודשים. לפני שניגש לתוצאות האמידה נבחן את המאפיינים הסטטיסטיים של התשואות העתידיות העודפות שהושבו לכל האופקים. מאפיינים אלו מוצגים בלוח 1 להלן. לעומת (1) מתררת את התשואה העתידית העודפת המוחושבת לכל האופקים, לעומת (2) ו-(3) מתראות את המוצע ואת סטיית התקן של התשואה העודפת, ועומדה (4) מתרת את תוצאות המבחן לקיום שורש ייחודי בתחוםי *EFR*.

תקופת המדגם: לצורך האמידה נעשה שימוש בתשואות המק"ם לאופקים שונים, בתדריות החודשית, החל מינואר 1993 ועד דצמבר 2003⁹. תאריך ההתחלה של תקופת המדגם (האפקטיבית) נקבע לינואר 1992, משום שבמועד זה החל בנק ישראל להודיע ב一封 פורש על הכוון הרצוי של הריבית בהלוואה המוניטרית¹⁰, וכך אפשר אינפורמציה

⁸ בהתאם לגישת ה-*Rational Expectations Model of Term Structure*. בעבודתם של Elkayam and Ille (2004) נמצאה עדות לצינוליות שלzechיפות הציבור בישראל.

⁹ לאחר שהעבורה עwsה שימוש בתשואות העתידיות העודפות ל-12 חודשים, תקופת המדגם האפקטיבית שבה נאמרת הפרמיה (כעת תימחרה) היא ינואר 1992 עד דצמבר 2002.

¹⁰ ראו בעבודתם של בלס וגיברה (1996).

בhireה יותר לציבור בדבר אופן ניהול המדיניות המוניטרית. (זאת ניתן לראות גם בתשואות המק"ם מתקופות קודמות, המאפיינות בתנודתיות גבוהה מאוד). תקופת המדגם מסתימת בסוף שנת 2003, לפני החלטת המיסוי על התשואות המק"ם (ינוואר 2004). מקור הנתונים: בנק ישראל.

לוח 1
המאפיינים הסטטיסטיים של התשואה העודפת (EFR), ינואר 1993 עד דצמבר 2003

² P.P. Statistic (4)	Std. Dev (3)	Mean (2)	¹ EFR _{t+i} (1)
-4.950	0.771	-0.661	$i = 2$
-5.722	0.999	-0.536	$i = 3$
-4.543	1.222	-0.453	$i = 4$
-4.346	1.561	-0.259	$i = 5$
-4.327	1.851	-0.405	$i = 6$
-4.271	2.049	-0.367	$i = 7$
-3.859	2.249	-0.208	$i = 8$
-3.876	2.365	-0.329	$i = 9$
-3.936	2.503	-0.532	$i = 10$
-4.339	2.633	-0.533	$i = 11$
-4.054	2.651	-0.117	$i = 12$

¹ עמודה (1) מסמנת את אופק המק"ם שמכנו חושבה התשואה העתידית העודפת.

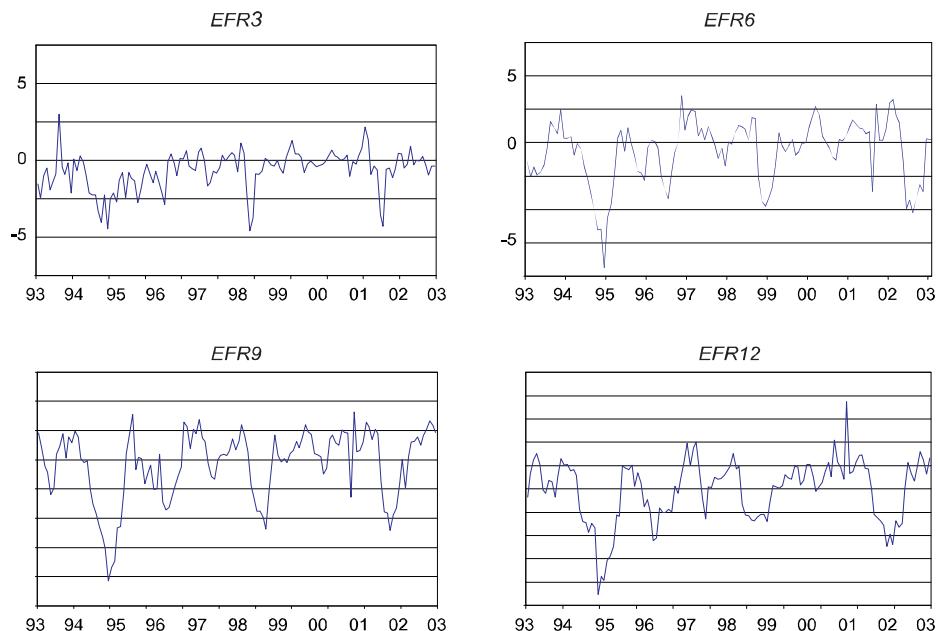
² בעמודה (4) מוצגים הערכים הסטטיסטיים לבדיקת שורש היחידה לפי מבחן Phillips-Perron עם רוחב $1-i$, כאשר i הוא אופק המק"ם. הערכים הקרייטיים לדחית קיומו של שורש יחידתי הם -3.48 (5%) ו- -2.89 (1%).

מהלוך עולות מספר מסקרים. ראשית, ניתן לראות שככל שהאופק עולה, סטיית התקן גדלה (באופן מונוטוני), נתון המרמז על אי-יזדותות גבוהה לגבי הריבית העתידית. שנית, בכל הטווחים התשואה העתידית העודפת היא סטציונרית. נמצא זה מרמז שאם פרמיית הסיכון משתנה על פני זמן, סביר כי תהליכי התפתחותה אינם מקרי (random walk) אלא סטציונרי (mean reverting). כן מלמד הלוח כי בכל הטווחים התשואה העתידית העודפת המומוצעת היא שלילית, משמע שהריבית כדייעבד הייתה בממוצע גבוהה מהתשואה העתידית אשר נדרשה. נמצא זה יכול להצביע על שתי סיבות אפשריות – שתחזות הציבור לגבי הריביות בעתיד לכתה בהערכת חסר סיסטמטית ו/או שבתקופות מסוימות הציבור דרש פרמיה שלילית בגין החזקת המק"ם. בסוגיה זוណון בהמשך¹¹.

¹¹ אפשרות של פרמיה שלילית בתשואה המק"ם אינה סבירה, ואנו מסתייגים ממנה. בהמשך נציג ספציפיציות אחרות לאמידת הפרמיה.

איור 1 מתראר את התפתחות ה- *EFR* לפי טווחים של 3, 6, 9 ו-12 חודשים. ניתן לראות שככל שאופק התחזית ארוך יותר, תהליך החזרה למוצע איטי יותר, וגם השגיאה מתמשכת יותר, משום שטויות התחזית מתפתחות בתהליך של ממוצע נוע (*MA*) שבו ככל שהטוויה של *EFR* ארוך יותר טוויות התחזית הן מסדר גבוה יותר. כמו כן ניתן לראות, שככל שהטוויה של *EFR* קטן יותר, השגיאה נמוכה יותר, דבר שיש בו כדי להעיד כי הפרמיה לטווחים הקצרים היא אפסית או קבועה, וכל ההשתנות של *EFR* נובעת מטויות התחזית לגבי הריבית.

איור 1
התפתחות התשואה העתידית העודפת לפי טווחים
(אחוזים)



משמעותה (5) עליה כי תוחלת התשואה העתידית העודפת שווה לפרמייה הגלומה בתשואות המקב"ם (בහנחה שהיא קבועה). אמן לו כ 1 מציג את תוחלת התשואה העתידית העודפת, אך כתוצאה מתחילה של ממוצע נוע בطنויות התחזית¹², ייתכן כי הפרמיה הנאמדת אינה זהה לתוחלת התשואה העתידית העודפת. הסיבה לכך היא

¹² הנתונים הם בתדריות חודשית, ואילו תקופת התחזית שלנו היא לטווחים ארוכים יותר. ניתן להמחיש זאת כדוגמא: נניח כי בתקופה / התרחש וועוז לא צפוי בריבית. כתוצאה מכך טוויות התחזית (החודשית) של הציבור לתקופה של שנה קרים, מתקופה / עד לתקופה /, יהיו תלויות זו בזה. חופה זו טופלה בספרות ביטה דומה (Gordon-Gravelle and Morley 2005) ואו למשל בעבודתם של

שתוחלת התהיליך הנמדד של ממוצע נע במדגם סופי לא בהכרח תהיה שווה לאפס. לפיכך, לצורך אמידת רמת הפרמיה (בහנחה שהיא קבועה) אמדנו את משווהה (¹⁵) כדלקמן:

$$(5'') \quad EFR_{t,t+i} = c_0 + u_{t,t+i}, \quad u_{t,t+i} = \sum_{j=1}^{i-1} \theta_j e_{t+i-j} + e_{t+i}, \quad e_{t+i} \sim N(0, \sigma_e^2),$$

כאשר c_0 מבטא את רמת הפרמיה, ו- u_{t+i} מסמן את טעות התחזית המופיעין בתהיליך של ממוצע נע.

לוח 2 להלן מתראר את תוצאות האמידה (האמידה בוצעה בשיטה Maximum Likelihood).

לוח 2

**אמידת פרמיה קבועה מתוך תושוואות העתידיות העודפות,
ינוואר 1993 עד דצמבר 2003**

² c_0 (2)	¹ EFR (1)
-0.420 (0.140)	$i = 3$
-0.153 (0.348)	$i = 6$
-0.080 (0.535)	$i = 9$
0.503 (0.773)	$i = 12$

¹ עמודה (1) מסמנת את אופק המק"ם מכנו חושבה התשואה העתידית העודפת.

² הערכים בסוגרים מצינים את סטיות התקן של המקדמים.

תוצאות האמידה מראות כי (למעט האופק הקצר) הפרמיה הנameda בספציפיקציה זו אינה שונה באופן מובהק מאפס. לאופק של שלושה חודשים, הפרמיה אכן מובהקת, אולם סימנה שלילי (בדומה לפרמיה הנameda בטוווחים של 6 ו-9 חודשים). מאוחר שקיומה של פרמיה שלילית אינו נתמך בעבודות אמפיריות רבות, יתכן כי ממצא זה מעיד על הטיה באמידה דלעיל. אפשרות זו תיבחן בסעיפים הבאים.

ב. אמידת פרמיה על פי גישת Fama

Fama (1984) הציע לבחון את תיאוריות הציפיות (ודרך את התנагגות הפרמיה) דרך בחינת טיב ההסבר של השינויים הצפויים בריבית ביתית ביחס לשינויים שהתרחשו בפועל. את משווהת האמידה שבה השתמש Fama ניתן לקבל על ידי הוספה הביטוי

($r_{t+i} - r_t$), המבטא את השינוי בפועל ביריבת *Spot*-*Spot* בין תקופה t לתקופה $t+i$, לשני אגפי משווה (3):

$$(6) \quad (r_{t+i} - r_t) + f_{t,t+i} = E_t(r_{t+i}) + \tau_i + (r_{t+i} - r_t).$$

אחרי סידור איברים מחדש נקבל:

$$(7) \quad (r_{t+i} - r_t) = -\tau_i + (f_{t,t+i} - r_t) + u_{t,t+i},$$

כאשר $u_{t,t+i}$ מסמן את טעות התהווות בהנחה ציפיות רצינליות. (ראו משווהה 4 לעיל).

תיאורית הציפיות בගירסתה הקלסית דורשת שהפרמיה τ_i תהיה שווה לאפס או קבועה. لكن, ממשווהה (7) עולה כי כל עוד הנחת הרצינליות מתקיימת, השינוי הצפוי ביריבת הוא אומד חסר הטיה לשינוי ביריבת שהתרחש בדיעבד. לשם בדיקת השערה זו נאמדת משווהה (7) בצורה הבאה:

$$(8) \quad (r_{t+i} - r_t) = \alpha + \delta(f_{t,t+i} - r_t) + u_{t,t+i}.$$

קיים של תיאורית הציפיות, כאמור, דריש שהמקדם δ לא יהיה שונה באופן מובהק מ-1. (במקרה זה הקבוע במשווהה מבטא את הפרמיה הנאמדת כאשר $\alpha = -\tau_i$). Cook and Hahn (1990) הראו שם הפרמיה τ_i אינה קבועה אלא משתנה על פני זמן, המקדם הנאמד δ יהיה מוגטת ככל מטה וקטן באופן מובהק מ-1. במקרה קיצוני, שבו סטיית התקן של הפרמיה תהיה שווה לסטיית התקן של השינוי הצפוי ביריבת, גודל ההטיה יהיה מרבי, והמקדם הנאמד δ יהיה שונה למחצית. אם המקדם δ אכן קטן מ-1, ההנחה הקלסית של תיאורית הציפיות (המרמזת על פרמיה קבועה או אפס) מוטלת בספק או/ו ניתן לדוחות את הנחת הציפיות הרצינליות שעלייה מתבססת האמידה. לפניו שניגש לניטוח התוצאות נציג את המוצע הנע בטיעוויות התהווות כמי שתואר לעיל. התעלמות מתחילה זה גורמת להטיה השינויות של המקדים הנאמדים, וכתוואה מכך מובילת להסקות סטטיסטיות לא נכוןות. ישנן כמה דרכיים מקובלות לטפל בבעיה זו. בחרנו בגישה Newey-West (1987), המזיעה לאמוד את המודל ב-OLS, ולבצע את התקין בסטיות התקן של המקדים.

ЛОח 3
בדיקות קיומ תיאורית הציפיות הקלסית לפי גישת Fama
 $r_{t+i} - r_t = \alpha + \delta(f_{t,t+i} - r_t) + u_{t,t+i}$

R^2 (6)	$\delta = 0.5$ (5)	$\delta = 1$ (4)	δ (3)	α (2)	תקופת התחזית (1)
0.23	0.414	0.000	0.442 (0.071)	0.268 (0.075)	$i = 2$
0.26	0.012	0.343	0.864 (0.143)	0.452 (0.168)	$i = 3$
0.38	0.000	0.102	1.303 (0.184)	0.628 (0.241)	$i = 4$
0.28	0.004	0.430	1.138 (0.174)	0.317 (0.269)	$i = 5$
0.22	0.029	0.973	1.010 (0.230)	0.410 (0.389)	$i = 6$
0.21	0.064	0.654	0.903 (0.216)	0.309 (0.443)	$i = 7$
0.16	0.049	0.772	0.936 (0.219)	0.178 (0.469)	$i = 8$
0.15	0.116	0.632	0.883 (0.243)	0.256 (0.532)	$i = 9$
0.13	0.313	0.434	0.782 (0.278)	0.341 (0.661)	$i = 10$
0.11	0.615	0.325	0.669 (0.335)	0.233 (0.748)	$i = 11$
0.13	0.397	0.289	0.722 (0.261)	-0.029 (0.635)	$i = 12$

בסטיגרים – סטיות התקן של המקדים לפי תיקון Newey-West.

ЛОח 3 לעיל מציג את תוצאות האמידה של משווה (8). עמודה (1) מציגה את תקופת התחזית. בעמודות (2)-(3) מתוארים המקדים הנאמדים של המשווה הנאמדת עם סטיות התקן המתוקנות לפי שיטת Newey-West. בעמודות (4)-(5) מופיע הערך $p-value$ לבדיקת ההשערות שהמקדם δ שווה ל-1 ו-0.5 בהתאם. הערך $\delta = 0.5$ מסמן את הגבול התוחנן של הטיה אפשרית במקדם עקב השתנות בפרמייה. בעמודה (6) מופיעה רמת ההסבר של הרגסיה.

מתוך תוצאות האמידה בלוח 3 ניתן להסיק מספר מסקנות. ראשית, כמעט בכל הבדיקות לא ניתן לדוחות את ההשערה (ברמת מובהקות סבירה) ש- $\delta = 1 - \gamma$. יחד עם זאת, ככל שתקופת התחזית רחוכה יותר, לא ניתן לדוחות גם את ההשערה ש- $\delta = 0.5$. נמצא זה מעלה חישד כי הפרימה על תשואות המק"ם, במיוחד לטווחים הארכיים, אינה קבועה אלא משתנה על פני זמן. יש לציין, שגם המקרים שבהם נמצא כי ערכי המקדם δ נועים בין 0.5 ל-1 עשויים להעיד כי הפרימה משתנה על פני זמן. שנית, ככל שטוווח התחזית עולה, רמת ההסבר של המודל הולכת וירודה. נמצא זה מציביע, גיסא, על קושי לחזות ורכיבות ככל שטוווח התחזית הולך ועולה, ומайдך יכול לرمז על חוסר ספציפיותה של המודל, המתבטאת, ככל הנראה, בהשתנות של הפרימה. אמידת הפרימה דרך Fama בוצעה גם בהנחה שהתשואות העתידיות המחוושבות מעוקם המק"ם מכילות טעות מדידה (למשל כתובאה משינוי רנדומלי בהעדפות הפרטים לגבי טווח ההשערה). תוצאות האמידה מספקות עדות מובהקת לקיומה של תאוריית הציפיות בגישה הקלסית (בשויחים קצרים לפידין, ואילו בטווחים ארוכים יותר המוצאים אינם חד-משמעותיים, בדומה למוצאים העולים מלוחה 3. (ראו נספח 1-ג').

בסיום, תוצאות האמידה של גרסית Fama מלמדות כי לא ניתן לדוחות את קיומה של תאוריית הציפיות הקלסית (שלפיה הפרימה היא אפס או קבועה) בתשואות המק"ם לטווחים הקצרים, אולם הבדיקות עם תשואות לטווחים ארוכים יותר אין מספקות עדויות חד-משמעות לקיום התיאוריה הזאת. ממצאים אלה מניעים אותנו לבחשף מוגרות אחרות שבהן ניתן לבחון אם הפרימה קבועה או משתנה על פני זמן.

4. אמידת הפרימה בגישה מסנן קלמן

אחד הדריכים המקבילים לאמידת פרימה המשתנה על פני זמן היא בגישה מסנן קלמן (Kalman filter); זאת מושם שהפרימה היא משתנה בלתי נצפה, ותהליך זיהויו מתנהל בהנחות מסוימות לגבי התפתחותה הסטוכסטית. במסגרת אמידת הפרימה בשיטת מסנן קלמן אנו מניחים שהפרימה מתפתחת בתהליך אוטו-רגסיבי בצורה הבאה:

$$(9) \quad EFR_{t,t+i} = \tau_{t,i} + u_{t,t+i},$$

$$\tau_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \tau_{t-L,i} + \varepsilon_t$$

$$u_{t,t+i} = \sum_{j=1}^{i-1} \theta_j e_{t+i-j} + e_{t+i}, \quad e_{t+i} \sim N(0, \sigma_e^2),$$

כאשר הפרמטר $\alpha_{t,i}$ מסמן את הפרמיה המתומחרת בתקופה t לנכס שמועד פדיונו בעוד i חודשים. $\frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$ מבטא את התוחלת הבלתי מותנית של הפרמיה, והפרמטר ϵ_t מבטא את הזעוזע המתורחש בפרמיה בתקופה t . אנו מאפשרים לטעות התחזית $(\epsilon_{t,t+i})$ להתרחש בתהיליך ממוצע נع מסדר $1-i$.

הואיל ויש אינדיקציות כי הפרמיה עשויה להשנות רק באופקים הארכיים (ראו אמידת Fama), אנו מגבילים את הדין בסעיפים הבאים ורק לפרמיה הגלומה בתשואות המק"ם ל-12 חודשים. לוח 4 ואיור 2 להלן מתארים את תוצאות אמידת הפרמיה בשיטת מסנן קלמן יחד עם התשואה העתידית העודפת. נציין כי הפרמיה (המוצגת באירוע בקוו המודגש) מתוארת בהתאם לתמהורה אחד עשר חודשים קודם לכן.

לוח 4

**תוצאות אמידת הפרמטרים בשיטת מסנן קלמן מתוך התשואה העתידית העודפת,
ינואר 1993 עד דצמבר 2003**

α_1	α_0	סכום ריבועי התוצאות
0.945	0.007	1.187
(0.017)	(0.039)	

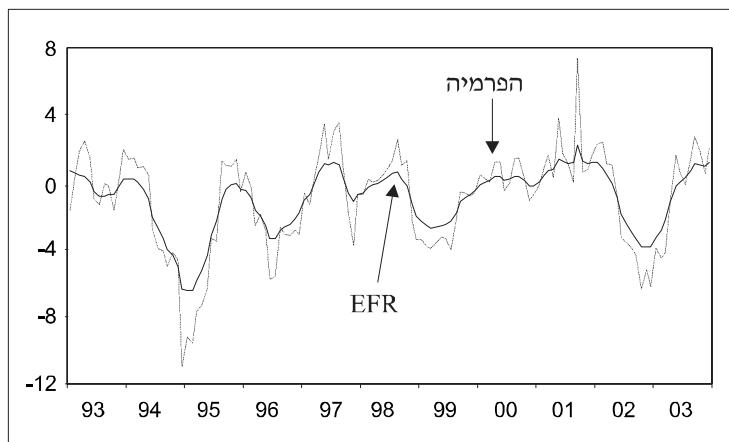
הערכים בסוגרים מצינים את סטיות התקן.

תוצאות האמידה מלמדות כי בתהיליך דיסאנפלציה היו תקופות ממושכות שבهن הריבית בדיעבד הייתה גבוהה מהתשואה העתידית שנדרשה קודם לכן (ex-ante). כתוצאה לכך, בתקופות אלו הפרמיה הנאמדת היא שלילית. אף שבמספרות ינסם הסברים תיאורתיים לקיומה של פרמיה שלילית¹³, אנו מעריכים כי הפעור השלילי שנוצר בין התשואה העתידית לריבית *Spot*-*Spot* אינו משקף פרמיה שלילית, אלא מבטא בעיקר טענות סיסטמטית בצדיפות, שלעיתים מאפיינת תהיליך של דיסאנפלציה (בעיקר Gordon ; 2005, Gravelle and Morley 2003). תופעה זו, שלעיתים מוסברת בספרות כ"בעיית הפזו" ("Peso Problem"), מוסברת בעיקר באירועות לגבי המדיניות המנוהלת ומטרותיה¹⁴.

¹³ למשל: על פי *the preferred habitat theory*, כשהפרטים מעדיפים להשקיע בנכסים ארוכים ולהלওת באופקים קצריים, תיווצר פרמיה שלילית.

¹⁴ "בעיית הפזו" הוזכרה לראשונה בהקשר של אי-הווראות לגבי משטר שער החליפין במקסיקו, לפני משבר המטבע במדינה זו ב-1976.

איור 2
הפרמייה הנאמדת על תשואת המק"ם לשנה
(אחוזים)



במבחן הנוכחי "בעית הפזו" נבעה, ככל הנראה, מאי-וואודאות לגבי מידת מהויבתו של המשטר המוניטרי הנוכחי להשגת יעדי האינפלציה. במצב זה נראה כי הציבור הביא בחשבון את האפשרות שרמת הריבית אשר תשרור בעתיד תהיה נמוכה מזו הנדרשת להשגתיעד האינפלציה. אכן, ניתן לראות מהאיור כי הפער השנתי בין התשואה העתידית לריבית *Spot* כמעט תמיד שבנה אמינותה של המדיניות המוניטרית מבחינת הורדת האינפלציה הייתה נמוכה יחסית.¹⁵ כך, למשל, בשנתיים וחצי הראשונות של משטר יעדי האינפלציה (מהמחצית השנייה של 1994 ועד סוף 1996)¹⁶, שבחן אפפה אי-וואודאות מסוימת את מידת המהויבות של הבנק המרכזי לMITON שיעורי האינפלציה, ההשואה העתידית העודפת מרבית הזמן הייתה שלילית, תוצאה מדיניות מוניטרית מרשנת לא צפוייה.

שתי אפיוזדות נוספות שבחן התשואה העתידית העודפת הייתה שלילית התרחשו לאחר הפחנות הריבית החודת של אוגוסט 1998 (1.5 אחוזים) ודצמבר 2001 (2 אחוזים). הפחנות אלו, שלוו בלחצים אינפלציוניים ובהתערערות אמינותה של המדיניות המוניטרית, הצריכו העלאת ריבית מוחדשת, הרבה מעבר לרמה הצפוייה. מהלך זה, שהיה דרוש כדי לבסס מחדש את אמינותה של המדיניות, הוביל להטיה ממושכת בציפיות הפרטים לגבי תוואי הריבית. נציין כי ההטיה בציפיות באוטן

¹⁵ נציין כי ההפטעה בריבית הנומינלית של בנק ישראל נבעה מעלייה הלא צפוייה בריבית הריאלית ולא מהאינפלציה. בתקופות של אי-וואודאות, הבנק המרכזי חורג מדף ההתנגדות השנתית שלו (כלל טילור) ומעלה את הריבית הריאלית באופן אגרסיבי יותר כדי להוריד את האינפלציה ובכך להחזיר את אמון הציבור.

¹⁶ יעדי האינפלציה אומצו באופן פורמלי על ידי הממשלה במחצית השנייה של 1994.

תקופות אינה מרים כי הציפיות אינן רצינליות, אלא משקפת אי-ודאות לגבי דבוקותיו של הבנק המרכזי בהשגת יעד האינפלציה. כפי שצוין לעיל, יתרונה הגדול של שיטת מסנן קלמן הוא שהוא מאפשר לפרמיה הנameda להשתנות בתוך תקופה המוגדרת כתהליך סטטוסטטי שנקבע מראש. בדוגמא הנוכחית, המכיל מספר אפיוזדות של הטיה ממושכת בציפיות מעבר לתהליכי מומוצע נוע בטעויות התחזית), יתרון זה הוא גם חסרון, משום שההטיה הנובעת מ"בעית הפוזו" אינה מזוהה באמידה, ומתחפרשת כירידת הפרמיה לדמה שלילית¹⁷. חיסרונו נוסף באמידה זו הוא שהפרמיה נגזרת אך ורק מרמת התשואה העתידית העודפת, ללא שום קשר לשינויים בשוננותה. באמצעות שימוש במסגרת תיאורטית הראו Engle et al. (1987) שאי-ודאות גבואה יותר מובילת לדרישת פרמיה גבוהה יותר מצד החוסכים. קשר זה נתמך גם בבדיקות האמפירית. בסעיפים הבאים נתייחס לשני הנקודות שצינו לעיל (בעית הפוזו והtagובה לרמת אי-הודאות) באמידת הפרמיה.

5. אמידת הפרמיה, תגובתה על אי-הודאות וההטיה הסיסטמטית בציפיות

בתהליכי הדיסאינפלציה שהתנהל במסק הישראלי היו מספר תקופות שבהן אפפה אי-ודאות גבואה את תוואי הריבית ואת סביבת האינפלציה. סביר כי אי-ודאות זו, על רקע האמינות הנמוכה של המדיניות, גררה פרמיה גבוהה יותר על הנכסים הפיננסיים, ובמקביל יצרה גם הטיה ממושכת בציפיות. לפיכך, לשם זיהוי הפרמיה הנדרשת מתוך התשואה העתידית העודפת נבצע את האמידה בשני שלבים: בשלב ראשון נזהה את התקופות שבהן אי-ודאות הייתה גבואה במיויחד. שלב זה הכרחי, משום שבמהשך האמידה אפשר לפרמיה להגיב על רמת אי-הודאות. בשלב השני נכליל בתשואה העתידית העודפת, נוסף על הפרמיה וטעות התחזית, רכיב שלישי, שיבטה את ההטיה הממושכת בציפיות, ויזוהה באמצעות מספר הנחות לגבי התנהגותו הסטטוסטית.

א. זיהוי התקופות המאפיינות באי-ודאות גבואה את רמת אי-הודאות האופפת את תוואי הריבית/האינפלציה ניתן לוזהות מתווך שונות התשואה העתידית העודפת, משום שזו מבטאת בין היתר את הפער בין חזיות הפרטיטים לגבי הריבית בעתיד לבין הריבית שנקבעה בדיעד. נדגש כי אחת החולשות של זיהוי זה היא שרמת אי-הודאות עשויה להיות מושפעת גם מאירועים חריגים שלא

¹⁷ מואי דומה של הפרמיה הנameda התקבל גם באמידה single factor estimation, המניחה שככל נקודת זמן הפרמיה הגלומה בתשואות העתידיות העודפת מושפעת ממשני ריבאים בלבד: האחד מבטא את אופק הזמן של הנכס, והשני - את הסיכון בעיתוי שבו הנכס מתומחר. גישה זו למעשה מتبססת על אמידה רוחבית, הנעה, בכל נקודת זמן, באינפורמציה הגלומה בתשואה העתידית העודפת בכל האופקים, כשההנחה המרכזית היא שהפרמיה עולה מונוטונית ככל שאופק הנכס ארוך יותר, אומנם בקצב הולך ופוחת. (ראו Tzavalis and Wickens, 1997).

הובאו בחשבון בעת למחרור הפרטיה, ואולי לא היו צריכים להשפיע על רמתה. כך, למשל, ניתן לטעון כי הפחחת הריבית בתחילת 2002, שפעלה לעלייה חדה בשוננות התשואה העתידית העודפת, לא הייתה ידועה מראש, ולכן אין סיבה שהפרטיה תגיב לפניו האירוע. כדי למן את ההשפעות של אירועים חריגים אלו על הפרטיה נאמוד, בשלב השני של האמצע, רכיב נוסף, שיבטא את הاحتمالية האפשרית בנסיבות ביחס לתוואי הריבית.

מייפוי המודגם על פי רמת אי-הוודאות נעשה בגישה **Markov-Switching Regime**, כפי שמתואר להלן:

$$(10) \quad EFR_{t,t+i} = \mu_{S_t} + u_{t,t+i}, \quad u_{t,t+i} = \sum_{j=1}^{i-1} \theta_j e_{t+i-j} + e_{t+i}, \quad e \sim (0, \sigma_{S_t}^2)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_0 + \mu_1 (1 - S_t), \quad S_t = \{0,1\}, \quad \Pr[S_t = 0] = p, \quad \Pr[S_t = 1] = q,$$

$$\sigma_{S_t}^2 = \begin{cases} \sigma_0^2 & \text{iff } S_t = 0, \\ \sigma_1^2 = \frac{\sigma_0^2}{(1+hS_t)} & \text{iff } S_t = 1, \quad h < 0. \end{cases}$$

כאשר $\mu_1 + \mu_0$ מבטאים את תוחלת התשואה העתידית העודפת במצב שבו אי-הוודאות (השונות) נמוכה ($S = 0$), בעוד σ_0 מבטאת את תוחלת התשואה העתידית העודפת במצב שבו אי-הוודאות (השונות) גבוהה ($S = 1$). אפרורית, כאשר תוחלת התשואה העתידית העודפת משקפת את תוחלת הפרטיה בלבד, היה ניתן לצפות למתאם חיוויי בין השנים: ככל שורמת אי-הוודאות גבוהה יותר סביר כי הציבור ידרוש פרטיה גבוהה יותר בגין הסיכון שבחזקה נכס מסווג זה. אולם בתקופת המודגם, שבה תוחלת התשואה העתידית העודפת אשר חושבה מקיים תהליכי ממוצע נע בטעויות התחזית, וככל הנראה שיקפה גם הטייה ממושכת בנסיבות כלפי מטה ("בעיית הפזוז"), יתכן שהיא דזוקא מתאימים שליליים ביניהם.

תוצאות אמידת הפרמטרים μ_0 , μ_1 , השונות הגבוהה – σ_1^2 , והירידה בשונות – h , מוצגות להלן בלוח 5 ובאיור 3.

ЛОח 5

תוצאות אמידת הפרמטרים בשיטת Markov-Switching Regime

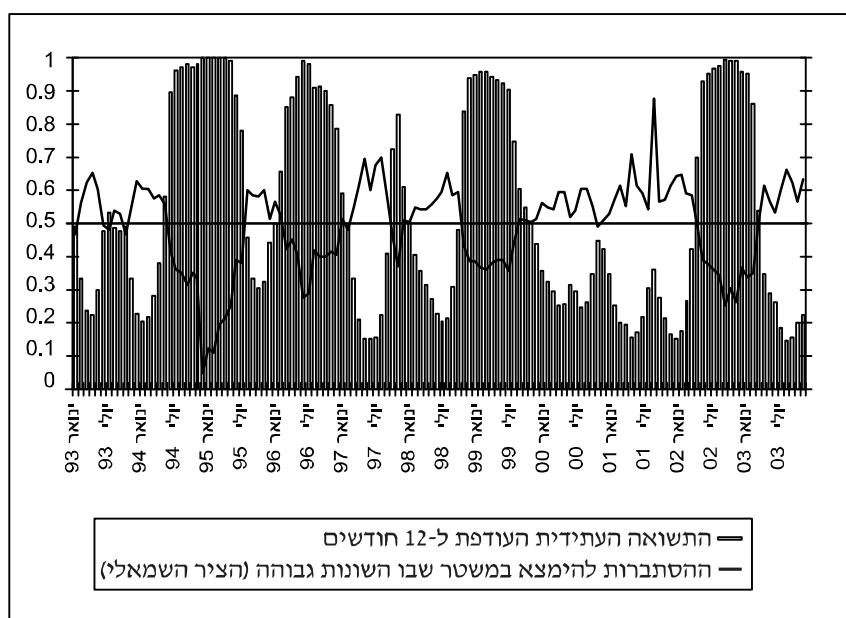
h	σ_1^2	μ_1	μ_0
-0.881 (0.052)	3.908 (0.854)	0.123 (0.178)	-0.134 (0.096)

העריכים בסוגרים מצינים את סטיית התקן.

התוצאות האמידה אכן ממחינות בין שני המשטרים, שכן בתקופת המדגם היו מספר אפיוזדות שבהן רמת אי-הוודאות עלתה באופן מובהק. נמצא זה נתמך גם בהסתברות הגבואה להימצא במשטר שבו השונות גבוהה. (בתקופות מסוימות הסתברות זו קרובה לאחת – ראו איור 3 לעיל). בהמשך נשתמש בהסתברויות אלו למיפוי מצבים אי-הוודאות בתקופת המדגם. מיפוי זה יאפשר לקשר את מידת אי-הוודאות לרמת הפרמיה בשלב הבא של האמידה.

איור 3

התשואה העתידית העודפת וההסתברות למשטר עם שונות גבוהה



עם זאת נציין כי לא נמצא עדות לשינוי מובהק בין שני המשטרים בתוחלת התשואה העתידית העודפת. להערכתנו, נמצא זה עשוי ללמד על שני כוחות הפוכים שקיים זה את זה: מחד גיסא אי-הוודאות הגבואה, שהובילה, ככל הנראה, לדרישת פרמיה גבוהה יותר, ומайдך הטיה ממושכת כלפי מטה בצייפות לגבי הריבית.

ב. אמידת הפלמיה

בשלב זה נורחיב את הבדיקה האמפירית בשני מישורים: ראשית, נאפשר לפרימה להגיב על רמת אי-הוודאות במקש בהתאם למיפוי שנעשה בשלב הראשון, כך שאמידת הפרימה תתחשב בתקופות שבחן שורה אי-יודאות גבוהה. אנו מניחים שהעליה ברמת אי-הוודאות בין שני המטרים נבעה מטעות התחזית, בעוד שwonotת הפרימה זהה בשני המცבים. שנית, נשלב בפירוק התשואה העתידית העודפת רכיב שלישי (נוסף על הפרימה והטעות התחזית), שיבטא את ההטיה הממושכת בנסיבות לגבי הריבית (כתוצאה מ"בעית הפזו"). הדרך האופטימלית "לנקות" את ההטיה מהתשואה העתידית העודפת היא לבחור משתנה אקסוגני, שייטיב לבטא את ההטיה, אך הויאל וקשה מאוד לבחור משתנה כזה שלא יהיה מתואם עם הפרימה, תזוהה ההטיה בנסיבות באמצעות הנחה לגבי התפתחות הסטוכסטית על פני זמן. רכיבי התשואה העתידית העודפת יזוהו כדלקמן:

$$(11) \quad EFR_{t,t+i} = \tau_{i,t} + k_{t,i} + u_{t,t+i}$$

$$\tau_{i,t} = \alpha_{0S_t} + \gamma_{S_t} \log \sigma_1^2 + \alpha_{1S_t} \tau_{i,t-1} + \varepsilon_t, \quad \gamma_{S_t} = \begin{cases} \gamma, & \text{iff } S_t = 1 \\ 0, & \text{iff } S_t = 0 \end{cases}$$

$$k_{t,i} = \beta_1 k_{t-1,i} + \eta_t, \quad \eta \sim N(0, \delta_\eta^2),$$

$$u_{t,t+i} = \sum_{j=1}^{i-1} \theta_j e_{t+i-j} + e_{t+i}, \quad e_{t+i} \sim N(0, \delta_{S_t}^2), \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2),$$

כאשר הפרמטר $k_{t,i}$ מסמן את ההטיה הממושכת בנסיבות, כלומר את הפער בנסיבות לגבי תוואי הריבית, שנוצרו בתקופה t , בין הריאלייזציה של הריבית שהתרחשה בעבר i חודשים. אנו מניחים כי הטיה זו מתחנגת בהתאם לתהיליך אוטורוגressive מסדר ראשון, עשויי לשחק תהיליך למידה הדרגתי של הציבור ביחס לאופי של המדיניות הננקתה. נשים לב שימושה של הציבור בנסיבות $(k_{t,i})$ אינה מכילה גורם קבוע, וזאת משומם שבטוחה הארוך, בהנחה ציפיות רצינוליות, ההטיה הזמנית נעלמת. משווהת הפרימה (γ) מכילה תהיליך אוטו-רגרסיבי מסדר ראשון (בדומה לאמידה הקודמת) ואת שוננות התשואה העתידית העודפת כשי-הוודאות גבוהה (σ_1^2). לפיקד הפרמטר γ_{S_t} עשוי לקבל ערך חיובי רק במקרים אי-יודאות גבוהה ($S_t = 1$, בהתאם למיפוי שנעשה בשלב הראשון). ביתר המקרים פרמטר זה מקבל ערך אפס. ספציפיציה זו, המאפשרת לרמת השונות להשפע על תוחלת הפרימה בהתאם לגישת ARCH-M של Engle, Lilien and Robins (1987), מושלבת באמצעות מסנן קלמן

במצב של שינוי המשטר כמו בעבודה של Smith (2002). נוסף על כך, בדומה לסתיפיקציות הקודמות, טעות התחזית ($\epsilon_{t+i,n}$) מתנהגת בתהיליך של ממוצע נוע (MA).

מחושאות האמידה, המוגשות באופן מפורט בלוח 6 ומתחילה באירור 4, עולה כי הפרמיה היא סטציונרית (עם קפיצות בתוחלת שמקורן בשינויים במשטר), כאשרן המקדם האוטו-רגרסיבי, הגבואה כמעט מ-0.9, מעיד כי תהליך ההתקנסות למוצע הוא איטי יחסית. בממוצע הפרמיה הנאמנת (בתוקופת המדגם כולה) עומדת על 0.7 אחוז, בעוד שבתקופות המאפייניות בא-וודאות גבואה ערך הפרמיה עולה אף מעבר לאחיזו וחציו.

ЛОח 6 תוצאות אמידת הפרמטרים מתוך התשואה העתידית העודפת, ינואר 1993 עד דצמבר 2003, המודל המורחב

β_1^2	γ_s	α_1	α_0	מצב הטבע
0.909 (0.000)	0.637 (0.086)	0.938 (0.000)	0.103 (0.377)	$S = 1$ (שונות גבואה)
0.933 (0.000)	-----	0.915 (0.000)	0.266 (0.021)	$S = 0$ (שונות נמוכה)

¹ הערכים בסוגרים מציגים את ערכי- P .

² תואייהתיה בцеיפות לגבי הריבית מוצג בלוח נ.4. בנספה.

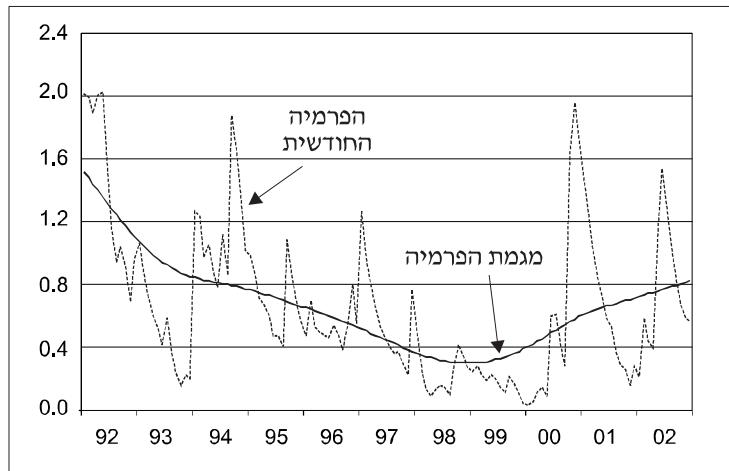
כפי שניתן לראות, בתהיליך הדיסאנפלציה יורדה הפרמיה בהדרגה – ככל הנראה, הודות לירידה בסיכון האינפלציה, והוא הגיעו למינימום במהלך 1999 עד הרביעי השלישי של שנת 2000 – 0.2 אחוז. מסוף שנת 2000 ואילך התהדרשה עלייה של הפרמיה, בغالל שני אירועים חריגים: האירוע הראשון הוא התפרצות האינפלציה באוקטובר 2000; אירוע זה, ככל הנראה, עורר חששות למשבר פיננסי, והוא אכן התבetta בעלייה דרמטית של תשואות המק"ם.¹⁸ האירוע השני של עלייה חזקה בפרמיה התרחש במחצית הראשונה של שנת 2002, שבו נרשם פיחות חד ב שקל, על רקע הפחתה לא צפואה של הריבית בסוף שנת 2001 וחריגה ניכרת בתקציב הממשלה. פיחות חד ב שקל התרחש גם במחצית השנייה של 1998. ואולם שלא כמו בשנת 2002, שבו הרקע לעלייה הפרמיה היה הדרדרות של אמון הציבור במדיניות הכלכלית, הרי בשנת 1998 לא עלתה הפרמיה במידה ממשותית, וזאת ככל הנראה הודות לתגובה מהירה יחסית של הבנק המרכזי, שנתפסה כאמינה. (אינדיקציה נוספת לאミニות הבנק

¹⁸ החששות ממשבר השתקפו גם במידת המניות הכללי, שירד ברכיש האחרון של שנת 2000 בשיעור של 4.5 אחוזים (בממוצע חורשי), לעומת עלייה ממוצעת של 1.5 אחוזים במהלך שלוש הרבעים הראשונים של אותה שנה.

המרכזי, בתקופה זו ניתן לראות בשונות הנמוכה של התשואות העתידיות ל-12-ה חודשים. ראו איור נ' - 3 (בנספח).

אייר 4

התפתחות הפרמייה הגלומה בתשואת המק"ם ל-12 חודשים (בעת תמהורה)



6. בוחנת טיב האמידה

כדי לבחון איזה מבין שלושת המודלים שנבחנו (אמידת פרמייה קבועה, אמידת פרמייה משתנה בשיטת מסנן קלמן פשוט, ופרמייה משתנה במסנן קלמן המכיל את התגבות הפרמייה לשונות) עדיף לצורך זיהוי הפרמייה, ניתן להשוות את ערכי ה-Log-Likelihood המתפללים מכל אמידה, ובכערותם לבצע מבחן מבחן Wald. השאלה היא אם האילוצים שהווטלו במעבר מהמודל המורחב למודל המצוומצם יותר אינם פוגעים בטיב האמידה. לשם כך ניתן להתייחס למודל השלישי המוצע להלן כאל המודל הרחב (משוואת 11), והמעבר לשתי המסגרות המצוומצמות יותר (אמידת ARIMA ואמידת מסנן קלמן פשוט) נעשה על ידי הפעלת האילוצים המתאימים. לוח 7 להלן משווה את ערכי ה-Log-Likelihood לכל אמידה.¹⁹.

¹⁹ ערכים אלו מחושבים כדלקמן:

$$\text{Log Likelihood} = -\frac{T}{2} \left[(1 + \log(2\pi)) + \log\left(\frac{\text{SSR}}{T}\right) \right]$$

ЛОח 7
בוחינת טيبة של אמידת הפרמיה הגלומה במק"ם ל-12 חודשים,
ינואר 1992 עד דצמבר 2002

אמידת מסנן קלמן המכילה אי-הוודאות והטיה בצייפיות (3)	אמידת מסנן קלמן פשונה (2)	אמידת פרמיה קבועה (1)	סכום ריבועי הטעויות (Sum Squared Residuals)	ספקטיביציות האמידה
249.45	323.16	553.81		
-136.91	-154.73	-171.57		
Wald Test				
הערך הקרייטי – ברמת 5% מובהקות של 5.99	הערך הסטטיסטי 33.68	$\alpha_1 = \sigma_{\varepsilon}^2 = 0$	לעומת (1) (2)	אלולצים
11.1 (5 דרגות חופש)	35.64	$\alpha_{S_i} = \gamma_{S_i} = \beta_1 = 0$ $\sigma_{\eta}^2 = \sigma_{S_i}^2 = 0$	לעומת (2) (3)	הסתטיסטי

* ערכי מבחן Wald מוחושבים בצורה הבא:

Log-Likelihood unrestricted - Log-Likelihood restricted, * 2. ערכים אלו מתפלגים χ^2 , ומספר דרגות החופש הוא כמספר האילוצים שמשתווים במעבר ממודול המוחכם למודל המצוומצם יותר.

מהלוך עולה כי ניתן לדחות את השערת האפס; משמע שהאמידה של המודל המורחב ביוטר (שבכלל את תגوبת הפרמיה לרמת אי-הוודאות ואת ההטיה בצייפיות כרכיב שלישי בתשואה העתידית העודפת) עדיפה ממשמעותית על האמידות הקודמות, המכילות מסגרות אמידה מצומצמות יותר.

7. הפרמיה והגורמים המשפיעים על התפתחותה

בפרק זה ננסה לבדוק מהם הגורמים שתרמו להתפתחות הפרמיה על פני זמן. בחינה זו חשובה מאוד, כי אם נצליח להסביר את ההתפתחות הפרמיה על ידי גורמים כלכליים, נקבל אינדיקציה חזקה לנוכנותה של אמירותה הפרמיה, שנעשתה בשלב הקודם בעקבות על ידי שיטות טכניות (קלמן פילטר עם שניי מטר). לשם כך בחרנו מספר משתנים שהיו נגשים לציבור בעת תמחור הפרמיה ונתנו אינדיקציה מסוימת לגבי תווואו הריבית והאינפלציה עד לתקופה פידון המק"ם. סביר כי המשתנים הרלוונטיים ביותר לתמחור הפרמיה הם ציפיות הציבור לגבי ההתפתחויות הכלכליות בעתיד, אך הויאל ואין נתונים על משתנים אלה (נתונים המנוטקים מעוקמי התשואות), אנו משתמשים בהתפתחות המשתנים בעת תמחור הפרמיה, בהנחה שאלה משקפים בחלקם גם את הציפיות של הציבור לגבי ההתפתחויות העתידיות. בין המשתנים שנעשה בהם שימוש נציין את הפער בין האינפלציה ל-12 החודשים האחרונים לבין העיר לאלה תקופה (PAAR). משתנה זה עשוי לבטא את מידת אמינותה של המדיניות המוניטרית ומהויבותה לתחליק של דיסאנפלציה. משתנים נוספים הם הפער בין ריבית בנק ישראל לבין ריבית ה-Fed (GAPRATE), עשויי לבטא את הכוחות הפועלים בשוק המת"ח; השינוי המוצע בריבית בנק ישראל בשלושת החודשים האחרונים (DIEF3), עשויי לבטא את תגובת הבנק להזעים אינפלציוניים, סטיית התקן של שינויים אלו במהלך ששת החודשים האחרונים (SDV6DIEF), המשקפת את תגובות הבנק המרכזי על אירועים חריגים, והשינוי המוצע בשיעור החזקת המק"ם בידי הציבור במהלך 12 החודשים האחרונים (DMAK_PUB12), עשויי להצביע על עומקו של שוק המק"ם. כמו כן הושפנו שני משתני דמה: משתנה דמה לרכיב האחרון של שנת 2000, המתאר את התפרצויות האינטיפאדה (DUM_INT)²⁰, ומשתנה דמה רציף, שמקבל ערך 1 החל מהמחצית השנייה של שנת 1997 ואילך ואפס אחר (DUM97AFT). משתנה זה נועד לתPOSE את ירידת המדרגה בסביבת האינפלציה.²¹

נציין כי הפרמיה הנאמדת נוצרת מהתשואה העתידית העודפת המהושבת ליום פידון המק"ם. לפיכך כל המשתנים המסבירים נלקחו בפיגור של 12 חודשים, שכן זו הייתה האינפורמציה בעת תמחור הפרמיה. תוצאות האמידה מוצגות בלוח 8 להלן.

מלוח זה ניתן לראות את מקדמי המשתנים המסבירים, וסימניהם אינם משתנים במידה משמעותית כתוצאה מההוספה משתנים מסוימים נוספים. בנוסף, על אף שתהליק תמחור הפרמיה קשור בגורמים קשאה לכמתם, כגון גורמים פיסיולוגיים, שבין היתר תלויים באווירה הפוליטית-מדינית, וציפיות הפרטימ לגביה ההתפתחות

²⁰ השתמשנו במשתנה דמה, משום שאט הפרמיה ברכיב האחון של שנת 2000 לא ניתן להסביר במלואה בגיןם כלכליים (ואת רובה אנו מייחסים להתפרצויות האינטיפאדה).

²¹ עדות לירידת המדרגה של סביבת האינפלציה בתקופה זו נמצאה בעבודה של Liviatan and Melnick (1998).

לוח 8
הגורמים המשפיעים על התפתחות הפרמיה, ינואר 1992 עד דצמבר 2002

¹ (7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
1.644 (0.00)	1.434 (0.00)	1.341 (0.00)	0.505 (0.00)	0.729 (0.00)	0.832 (0.00)	0.869 (0.00)	<i>C</i>
-0.706 (0.00)	-0.666 (0.00)	-0.619 (0.00)	-0.305 (0.00)	-0.359 (0.00)	-0.392 (0.00)	-0.443 (0.00)	<i>DUM97AFT</i>
1.169 (0.00)	1.945 (0.00)	1.210 (0.00)	1.450 (0.00)	1.403 (0.00)	1.453 (0.00)	1.350 (0.00)	<i>DUM_INT</i>
0.037 (0.02)	0.029 (0.03)	0.039 (0.00)	0.013 (0.45)	0.035 (0.04)	0.033 (0.13)		<i>PAAR</i>
0.007 (0.06)	0.012 (0.00)	0.014 (0.00)	0.011 (0.00)	0.011 (0.00)			<i>PAAR^2</i>
0.098 (0.43)	0.452 (0.00)	0.382 (0.00)	0.326 (0.00)				<i>SDV6DIEF</i>
-0.101 (0.00)	-0.111 (0.00)	-0.101 (0.00)					<i>GAPRATE</i>
0.243 (0.00)	0.105 (0.12)						<i>DIEF3</i>
-0.155 (0.02)							<i>DMAK_PUB12</i>
0.63	0.66	0.65	0.53	0.39	0.35	0.32	<i>R²-Adjusted</i>

הנתונים בסוגרים מציננים את ערכי *P*-בהתאם לתיקון Newey-West.

¹ בשל חוסר נתונים אמינים על שיעור החזקת המקיים בידי הציבור עד שנת 1992, תקופת המדגם באמידה בעמודה 7 קזרה יותר: מינואר 1993 עד דצמבר 2002.

הכלכליות בעtid, רמת ההסביר שמתאפשר משביעה רצון ועומדת מעל 60 אחוזים. טיב ההתאמנה של המודל מוצג באIOR נ-1. ניתן לראות, כי העלייה בפרמיה במחצית הראשונה של 2002 אכן מוסברת בחלוקת על ידי המודל, וזאת ממש שחלק מהמשתנים המסבירים הנמצאים במודל מייצגים את רמת האמינות של המדיניות בעניין הציבור, שכאמור נפגעה ממשמעותית בתקופה זו.

אשר להשפעת המשתנים – ניתן לראות ממוקדי *PAAR* ו-*PAAR^2* כי לפער בין האינפלציה לבין היעד השפעה סימטרית על הפרמיה, אך לא סביב האפס. כך, למשל, סטייה חיובית של האינפלציה מהיעד תפעל לעליית הפרמיה בקצב הולך וגילם, ואילו סטייה כלפי מטה תפעל לירידת הפרמיה, אולם עד נקודה מסוימת. סטייה מעבר לנקודה זו (שבאמידה מתאפשרת סטייה שלילית של 1.2 אחוזים) תפעל לעליית הפרמיה (αιור נ-2 בנספח). להערכתנו, משתנה זה מבטא את רמת האמינות של הבנק

המרכזי מבחינה נכוונו להשג' יציבות מחיירים בתום תהליך הדיסאינפלציה. מכאן, שיטתייה כלפי מעלה (מהיעד) ככל הנראה פגעה באמנות ותרמה להעלאת הפרמייה, ואילו סטיה כלפימטה עד נקודה מסוימת אותה לציבור על מהוויבות גבואה לתהליך הדיסאינפלציה, ולפיכך פעללה להפחחת הפרמייה. בדומה לסטיות היבויות סטיה שלילית משמעותית תרימה אף היא לפגיעה באמנות ולעלית הפרמייה. שלושה משתנים נוספים בעלי השפעה חובייה על הפרמייה הם סטיית התקן של השינויים ברכיבית בנק ישראל במהלך ששת החודשים האחרונים, השניי המוצע ברכיבית במהלך שלושת החודשים האחרונים ומשתנה דומה לרבעון האחרון של שנת 2000, שבו פרצו האירועים הביטחוניים.

שלושה משתנים נמצאו בעלי השפעה שלילית על הפרמייה. משתנה אחד הוא הפער בין ריבית בנק ישראל לבין ריבית-Fed, שכאמור עשוי לבטא לחצים עתידיים בשוק המת"ח, ודרךם להשחל ביחס לאינפלציה ולרכיבית. המשתנה השני שנמצא בעל השפעה שלילית הוא משתנה הדמה לתקופת המאותה של תהליכי הדיסאינפלציה (מהמחצית השנייה של שנת 1997 ואילך), שבו ניכרה ירידת משמעותית במדרגת האינפלציה²². המשנה השלישי הוא השינוי המוצע בשיעור החזקת המק"ם בידי הציבור במהלך השנה האחרון, שכאמור מצביע על עומקו של שוק המק"ם, ובכך פועל להורדת הפרמייה הנדרשת. כפי שניתן לראות, האמידה של המודל בהתחשב במשתנה זה (עומדה 7) נעשתה במדד מוצמץ יותר, משומש לשנתונים אלה זמינים רק משנת 1993.

8. דיוון ומסקנות

בעבודה זו ניסינו לאמוד את הפרמייה הגלומה בתשואות המק"ם ל-12 חודשים בעת תמחורה בשנים 1992 עד 2002, תקופה שבה המשק הישראלי אופיין בתקליך של דיסאינפלציה. לאחר שהפרמייה אינה משתנה נצפה, נעשה שימוש בשיטת מסנן קלמן, המאפשרת להזות את הפרמייה באמצעות הנחות מסוימות לגבי התקליך הסטטיסטי שלה. במסגרת הנחות אלו אפשרנו לפרמייה להגביל על רמת אי-הוודאות הנגזרת משינויות התשואה העתידית העודפת.

תוצאות האמידה מראות כי הפרמייה היא חיובית, ובמוצע עומדת בתקופת המדגם על 0.7 אחוז. יתרה מזו, הפרמייה השתנה על פני זמן, נמצאה שאינו מתישב עם הגישה הקלסית של תיאוריות הצייפיות. מהניתונה עולה כי הפרמייה אופיינית במנגמת ירידיה במהלך שנות התשעים, על רקע תהליכי הדיסאינפלציה שהתנהל במשך התקופה זו, תהליכי שגרם לירידה בסיכון האינפלציוני. סוף שנת 2000 עד סוף שנת 2002 ניכר

²² בתקליך האמידה בחנו מספר משתנים מסוימים נסכרים נוספים, כגון רמת האינפלציה, סטיית התקן של אינפלציה, סטיית התקן של השניי בשער החליפין, סטיית התקן של פער התוציאר, משתנה דומה לבחירות לנכס ומשתנה דומה להסרת תקורת המק"ם. משתנים אלו לא נמצאו בעלי השפעה מובהקת על הפרמייה.

שינויים בмагמה זו, והפרמיה אופיינה בмагמת עלייה. בתקופה זו התחוללו שני אירועים בולטים – התפרצויות האירוחוניים הביטחוניים לקרأت סוף שנת 2000 ומשבר האמון במדיניות הכלכלית במהלך המלחץ הראשונה של שנת 2002 (הפחטה לא צפואה של הריבית ועליה חדה של הגירען התקציבי).

מצאים אלו מציבים קושי מסוים בזיהוי הרמה והשינויים בציפיות הציבור לגבי תוואי הריבית העתידי מתוך עקומת תשואות המק"ם, וכתוואה לכך עלולים ליצור הטיה מסוימת בניהול המדיניות המוניטרית. כך, למשל, קובעי המדיניות עלולים ליחס את מלאה העליה החדה בשיפוע עקומת תשואות המק"ם לעליית הציפיות לגבי תוואי הריבית העתידי, בעוד שבעוד שבעול עלייה זו משקפת בחלה גם עליה מסוימת של פרמיית הסיכון הנדרשת על ידי הציבור.

כמו כן נמצא כי רמת הפרמיה מושפעת מתנאי הסביבה הכלכלית ורמת אי-הוודאות שבה הציבור מתמחר את נכס המק"ם. בפרט נמצא כי סטייה היובית של האינפלציה מהיעד פועלת לעליית הפרמיה, ולסתiego שלילית השפעה דומה רק אם היא משמעותית יותר. האמידה מראה גם כי לשינויים היוביים (שליליים) בריבית בנק ישראל השפעה חיובית (שלילית) ומובהקת על הפרמיה – אולי מושום שאלות מבטאים את תגوبת הבנק המרכזי על לחצים אינפלציוניים. סטייה התקן של שינויים אלו, המשקפת את תגوبת הבנק המרכזי על אירועים חריגים, נמצא גם היא בעלת השפעה מובהקת על הפרמיה. לצד המשותפים שנמצאו בעלי השפעה שלילית על הפרמיה נציג את פער הריביות בין המשק לחו"ל (צמוד פער הריביות יוביל לעליית הפרמיה), המשקף את היידיה בסביבת האינפלציה והסיכון האינפלציוני שגוזר ממנה במחצית השנייה של 1997 ואילך (לפי משתנה דמה צפון), והשינוי המוצע בשיעור ההזוקת המק"ם בידי הציבור, משתנה המצביע על עומקו של שוק המק"ם.

נספח 1-א'

זיהוי מוצבי אי-וודאות

מערכת המשוואות (10), המאפשרת לזהות מוצבי אי-וודאות, מציגה את התשואה העתידית העודפת כתהיליך מקרי, שבו ההתנגדות של התוחלת ושל השונות המותנות ניתנת לתיאור על ידי שרשרת מרקוב בעלת שני מוצבים – שונות גבואה או נמוכה²³.

כיוון שמספר הפרמטרים במערכות זו גדול, אומדן ההתפלגות המשותפת שלהם מורכב ועתיר זמן. לפיכך אمدنו את הפרמטרים בשיטת הסימולציה - (Gibbs sampling), המפרשת אותם כמשתנים מקרים, כך שניתן לדוגם את הערכים שלהם מההתפלגות המתאימה. התלכני הדגימה מאורגנים כך שככל איטרציה דוגמים אחד

²³ לא מוטלת מראש מגבלה שלפיה התוחלת הנמוכה מקושרת בהכרח עם השונות הגבואה.

מהפרמטרים, בהסתמך על שאר הפרמטרים, שנתקבלו מהאיטרציה הקודמת. הוכחה שההיליך הדגימה, כשהוזרים עליו פעמים רבות, מתכנס לפרמטרים שכאילו נאמדו מהתפלגות המשותפת. האומדן של כל פרמטר מתקבל כמשמעות הדגימות שלו, וסטיית התקן בין הדגימות מבטא את מוכחות האומדן. כדי לנטרל את השפעת הערכים ההתחלתיים מסוימים מספר גדול של הדגימות הראשונות. להסביר תיאורטי

מפורט של תהליך הדגימות ראו Chib and Greenberg (1996).
את הפרמטרים של משווה (10) שבಗוּה המאמר קיבצנו לשש קבוצות, מ- $g1$ - $g6$. אם נסמן ב- k את האיטרציה השוטפת, נתקדם בדגימות מקבוצה לקבוצה, כך שהדגימה בכל קבוצה משתמשת על ערכי הפרמטרים שנדרגו בקודמתה, וכן על הנתונים שבנדגים (נתוני התשואה העתידית העודפת). להלן הקבצת הפרמטרים בקבוצות:

$$g1 = \{S_t^{(k)}, t = 1, \dots, T \mid p^{(k-1)}, q^{(k-1)}, \sigma_0^{2(k-1)}, h^{(k)}, \mu_0^{(k-1)}, \mu_1^{(k-1)}, \theta^{(k-1)}, efr_T\}$$

$$g2 = \{p^{(k)}, q^{(k)} \mid S_T^{(k)}\}.$$

$$g3 = \{\sigma_0^{2(k)} \mid h^{(k-1)}, \mu_0^{(k-1)}, \mu_1^{(k-1)}, S_T^{(k)}, \theta^{(k-1)}, efr_T\}.$$

$$g4 = \{h^{(k)} \mid \sigma_0^{2(k)}, \mu_0^{(k-1)}, \mu_1^{(k-1)}, S_T^{(k)}, \theta^{(k-1)}, efr_T\}.$$

$$g5 = \{\theta^{(k)} \mid h^{(k)}, \sigma_0^{2(k)}, \mu_0^{(k-1)}, \mu_1^{(k-1)}, S_T^{(k)}, efr_T\}.$$

$$g6 = \{\mu_0^{(k)}, \mu_1^{(k-1)} \mid h^{(k)}, \sigma_0^{2(k)}, S_T^{(k)}, \theta^{(k)}, efr_T\}.$$

הערכים ההתחלתיים ל蹶ה של $k = 1$ נלקחו מאמידת ARIMA $\mu_1 = 0.5$:
 $\mu_0 = 0$ (כערך אלטראנטי לקבוע שאיןו מובהק), $\sigma_1^2 = 3.08$, $\sigma_0^2 = -0.5$, $h = -0.5$, כך שהיחס ההתחלתי בין השינויות הוא פי שניים. מוקדי המוצע הנע, שהתקבלו מ-ARIMA ומשמשוערכים ההתחלתיים ל蹶ה θ , מוצגים בלוח 1-א/. פירוט תהליכי הדגימה לכל קבצת הפרמטרים, תוך תיאור התפלגות המתאימות, נמצא אצל Kim and Nelson (1999).

בסק הכלול בוצעו 1,000 איטרציות, התוצאות של 500 הראשונות סולקו, והפרמטרים נאמדו על סמך 500 האיטרציות האחרונות.

לוח 1-א'
פרמטרים מ-ARIMA והמשן ששימשו כערכיהם ההתחלתיים

הפייגר (חודשים)	ARIMA	מקדמי ממוצע ניט (MA)	
		чисנן קלמן פשוט	чисנן קלמן פשוט (חזרה)
1	0.704 **	0.466 **	
2	0.656 **	0.238 **	
3	0.537 **	0.145 **	
4	0.592 **	0.143 **	
5	0.548 **	0.182 **	
6	0.424 **	0.107 *	
7	0.323 **	0.022	
8	0.234 **	0.007	
9	0.255	0.000	
10	0.096	0.101	
11	0.074	0.000	
שונות השאריות			
	3.086		
		(הפרמיה) 0.513	
		(הממוצע הנע) 1.189	

* מובחן ברנאה של 10 אחותים.

** מובחן ברנאה של 5 אחותים.

נספח 1-ב'

אמידה של פרמיה והטיה בצייפות באמצעות פילטר מורחב

את מערכת המשוואות (11) לאמידה של פרמיה והטיה בצייפות ניתן להציג דרך הצגתו :State-Space

$$(11.1) \quad EFR_{t,t+12} = Hz_t,$$

$$(11.2) \quad z_t = A_{S_t} + Fz_{t-1} + B_{S_t}x_t + \xi_t,$$

כאשר וקטורי State ($z_t = (z_t, k_t, u_{t+1}, \dots, u_{t+12})$) מרכיב שלושה משתנים בלתי נצפים : פרמיה, הטיה בצייפות ותהליכי מוצע נע ועל 11 פיגורים. רכיבים אלה הם פירוק מלא של התשואה העודפת; لكن מטריצה H במשוואות המדידה (11.1) היא וקטור-שורה עם ערכי 1 בשלושת המקומות הראשוניים ועם אפסים בשאר המקומות.

משוואת המעבר (11.2) מתארת את התפתחותו של וקטור-State, z_t , כתהיליך אינרציוני שבתקופות מסוימות מושפע מהగורם האקסוגני של אי-ודאות גבואה בשוקים הפיננסיים. תקופות אלה – בהתאם ל-(10) ו-(11) – מזוהות על ידי משתנה מצב, $S_t = 1$, ומתחפפות בשינויים גבואה, σ^2_1 , כאשר המשנה האקסוגני, x_t , במשוואת (11.2) הוא לוג של השינוי הגבואה : $x_t = \log(\sigma^2_1)$.

חלק מהפרמטרים במשוואת המעבר (11.2) הם תלויים במצבים א'-ודאות גבואה: אלה הם וקטור הקבועים, $A_{S_t} = (\alpha_{S_t}^0, 0, \dots, 0)$, במשוואת המעבר של הפרמיה ומקדמי אוטו-רגרסיה בהתחחחותה של הפרמיה במטריצה F_{S_t} . השינויות של וקטור השאריות, ξ , של משוואת המעבר (11.2) משתנות גם הן במצבים א'-ודאות גבואה, ומרכיבות מטריצה אלכסונית תלוית במצבים:

$$\text{var}(\xi_t) = \text{diag}(\delta_{S_t}^2, \delta_\eta^2, \sigma_{S_t}^2, \dots, \sigma_{S_{t-11}}^2),$$

שבה רק השינויות δ של השארית במשוואת הטית הציפיות אינה תלויות במצב. תהליך אמידה של מערכת דומה, הכוללת שינוי של המצבים בהתאם לשורשת מרקוב, ראו אצל Kim and Nelson (1999). הערכים ההתחלתיים לאמידה נקבעו על סמך הפרמטרים שנאמדו לפחות פשטוט (10), שלא כולל את חילופי המצבים של א'-הוודאות. הערכים ההתחלתיים מוצגים בלוחות 1-א' ו-4. מיפוי מצבים א'-הוודאות והשינויות המתאימות למצבים אלה מ庫רים במשוואת (11). לאחר שנאמדו הפרמטרים, ההטיה בცיפיות ותהליך ממוצע נע באמצעות פתרון של מסנן קלמן, הפרמטרים ההתחלתיים מחושבים מחדש, על סמך משוואות SUR.

נספח 1-ג'

אמידת משוואת Fama עם טוויות מדידה בהישוב התשואות העתידיות

נניח כעת שקיימת טוות מדידה מסוימת (נסמן אותה ב- r_t) בספציפיקציה של התשואה העתידית כפי שהיא מופיעה במשוואת (3) לעיל, דהיינו:

$$(12) \quad f_{t,t+i} = E_t(r_{t+i}) + \tau_i + \varepsilon_t.$$

אחרי הוספת ביטוי $(r_{t+i} - r_t)$ לשני האגפים של משוואת (3) ואחרי סידור אגפים נקבל:

$$(13) \quad (r_{t+i} - r_t) = -\tau_i + (f_{t,t+i} - r_t) + u_{t,t+i} + \varepsilon_t.$$

כפי שראינו לעיל, את בדיקת ההשערה בדבר חוסר הטיה של השינויים הצפויים בריבית ביחס לשינויים בריבית שהתרחשו בפועל ניתן להציג בצורה הבאה:

$$(14) \quad (r_{t+i} - r_t) = \alpha + \delta(f_{t,t+i} - r_t) + u_{t,t+i} + \varepsilon_t.$$

אם ישנן טוויות מדידה במודל, אמידת משוואת (14) בשיטת O.L.S. תיתן אומדן מוטים לפרמטרים, זאת מפני התלות בין התשואה העתידית לבין שאריות

במודל (דהיינו, $\neq 0$) $\text{cov}(f_{t,t+i}, \varepsilon_t) = \text{cov}(f_{t,t+i} + u_{t,t+i}, \varepsilon_t)$ מתייחס משווהה. (12)

כדי להתגבר על בעיה זו ניתן להעביר את התשואה העתידית לאגן השמאלי של המשווהה:

$$(15) \quad r_{t+i} - r_t - \delta_1 f_{t,t+i} = \alpha - \delta_2 r_t + u_{t,t+i} + \varepsilon_t.$$

נאמוד את מודל (15) ונבחן את קיומם תיאורית הציפיות (בגישה הקלסית) דרך בוחינת השערה ש- $\delta_1 = \delta_2 = 1$. דרך נוספת לבחינת השערה זו היא:

$$(16) \quad r_{t+i} - r_t - \delta^{guess} f_{t,t+i} = \alpha - \delta r_t + u_{t,t+i} + \varepsilon_t.$$

בשלב הראשון ננחש את הפרמטר δ^{guess} , ועל סמך ניחוש זה נאמדת הפרטמר δ ע"י O.L.S. נבצע את האמידה במספר איטרציות עד שנקבל ש- $\delta^{guess} = \delta$. בשלב השני נבדוק את ההשערה ש- $\delta = 1$.

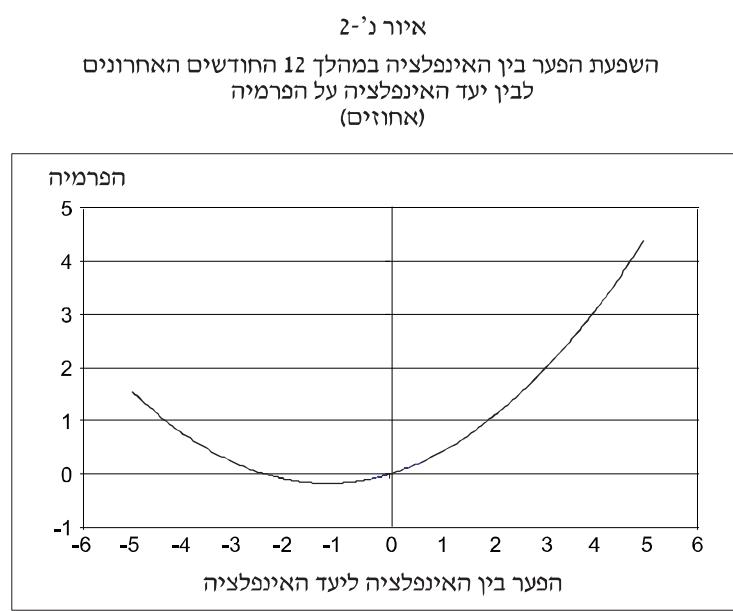
לוח 1-ג' מציג את תוצאות האמידה של המשווהה (15) ושל המשווהה (16) כשתקופות התחזית הן שלושה, שישה, תשעה ושנים עשר חודשים. העמודה השניה של לוח 1-ג' מציגה את הפרמטרים הנאמדים במשווהה (15) ובעמודה השלישית מופיע הערך *pvalue* לבדיקת השערה ש- $\delta_1 = \delta_2 = 1$. בעמודה הרביעית מוצגים הפרמטרים הנאמדים (לפי משווהה 16) בסיום תהליך ההתקנות של המקדם δ למקדם שניחסנו קודם לכן, $\delta^{guess} = \delta$. בעמודה החמירה מוצג *pvalue* לבדיקת השערה ש- $\delta = 1$.

לוח 1-ג'

התוצאות משווהת Fama בהתחשב בנסיבות מדידה בחישוב התשואה העתידית

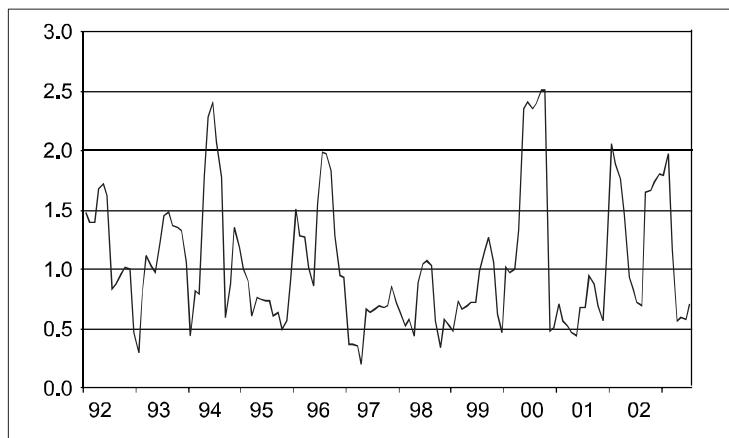
<i>pvalue</i> ($\delta = 1$)	<i>pvalue</i>		α	δ_1	δ_2	תקופת התחזית				
	$\delta^{guess} = \delta$									
	α	δ								
0.78	0.067 (0.662)	1.02 (0.052)	0.07 (0.602)	-0.189 (0.215)	1.482 (0.199)	1.402 (0.203)				
	0.27 (1.339)	0.838 (0.099)								
0.11	1.01 (1.547)	1.537 (0.115)	0.90 (1.423)	0.091 (0.243)	0.938 (0.203)	0.918 (0.203)				
	0.68 (1.693)	2.00 (0.130)								
0.00	0.06 (1.609)		2.28 (0.222)	0.573 (0.233)	0.774 (0.233)	12 (0.233)				

בסוגרים – סטיות התקן של המקדמים לפי תיקון Newey-West.



איור נ-3

סטיות התקן של התשואה העתידית ל-12 חודשים
(אחוזים)



איור נ-4

ההטייה הנאמדת בצייפות לגביה תועאי הריבית (K_{t+12})
(אחוזים)



ביבליוגרפיה

בלס, א' ווי גיברה (1996), "הודעות מוניטריות ותגובה שוק ההון: ההשפעה הראשונית על המק"ם והאג"ח וההשלכות למנגנון התמסורת", מאמר לדיןן 96.11, מחלקה מחקר, בנק ישראל.

- Andersen, N. et al. (1996). *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, John Wiley & Sons Ltd, West Sussex, England.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick and D.A. Marshall (1995). "'Peso Problem' Explanations for Term Structure Anomalies", *NBER Working Paper No. W6147*
- Campbell, J.Y, and Robert J. Shiller (1991)."Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View", *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Chib, S. and E. Greenberg (1996). "Markov Chain Monte-Carlo Simulation Methods in Econometrics", *Econometric Theory* 12, 409-431.
- Cook, T. and T. Hahn (1990). "Interest Rate Expectations and the Slope of the Money Market Yield Curve" ,*Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 76, 3-26.
- Elkayam, D. and A. Ilek (2004). "The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel", *Monetary Studies Discussion Paper Series*, Bank of Israel.
- Engle, R., D. Lilien and R. Robins (1987). "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model", *Econometrica* 55(2), 391-407.
- Fama, E.F. (1984). "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics* 13, 509-528.
- _____ and K.R. French (1989). "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 25, 23-49.
- Friedman, B.M. (1979)."Substitution and Expectation Effects on Long-Term Borrowing Behavior and Long-Term Interest Rates", *Journal of Money, Credit, and Banking* II, No. 2, (May), 131-150.

- Froot, K.A. (1989). "New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance* XLIV, No. 2, 283-305.
- Gordon, M. (2003). "Estimates of Time-Varying Term Premia for New Zealand and Australia", *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper* No. 2003/06.
- Gravelle, T. and J. Morley (2005). "A Kalman Filter Approach to Characterizing the Canadian Term Structure of Interest Rates", *Applied Financial Economics* (forthcoming).
- Hardouvelis, G.A. (1994). "The term structure spread and future changes in long and short rates in the G-7 countries –Is there a puzzle?" *Journal of Monetary Economics* 33, 255-283.
- Hicks, J. (1939). *Value and Capital*, London: Oxford University Press.
- Iyer, S. (1997). "Time-Varying Term Premia and the Behavior of Forward Interest Rate Prediction Errors", *Journal of Financial Research* 20, 503-507.
- Kessel, R. (1965). "The cyclical behavior of the term structure of interest rates", *occasional paper no. 91*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Kim, C.J. and C.R. Nelson (1999). *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge, Mass. and London: MIT Press.
- Liviatan, N. and R. Melnick (1998). "Inflation and Disinflation by Steps in Israel." *Research Department Discussion Paper* No. 98.01, Bank of Israel.
- Lutz, F.A. (1940). "The Structure of Interest Rates" ,*Quarterly Journal of Economics* 55, 36-63.
- Mankiw, N.G.(1986)."The Term Structure of interest rates revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*,1 ,61-96.
- _____ and J.A. Miron (1986). "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates", *Quarterly journal of Economics*, 101, 211-228.
- _____ and L.H. Summers (1984). "Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 61-96

- McCulloch, J. (1987). "The Monotonicity of the Term Premium", *Journal of Financial Economics* 18, 185-192.
- Modigliani, F. and R. Sutch (1966). "Innovations in Interest rate policy", *American Economic Review* 56, 178-197.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, (1987). "Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, 703-708
- Smith, R.D. (2002). "Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics* 20, No. 2.
- Startz, R. (1982). "Do Forecast Error or Term Premia Really Make the Difference between Long and Short Rates?" *Journal of Financial Economics* 10, 323-329.
- Taylor, M. (1992). "Modeling the Yield Curve", *Economic Journal* 102, 524-537.
- Tzavalis, E. and M.R. Wickens (1997). "Explaining the Failures of the Term Spread Models of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure", *Journal of Money Credit and Banking* 29, 364-380.