

## שינויים במדיניות המוניטרית, במדיניות שער החליפין ובמנגנון התמסורת בישראל

\* עמי ברנע, יוסי גיבלה,

### עיקר הממצאים

מאמר זה מציג מודל מקרו-כלכלי למשק קטן ופתוח בעל משטר של שער החליפין נייד, שבו המדיניות המוניטרית מתבססת על כלל תגובה נסוח לכל טילור, ובתוך הקצר התוצר נקבע על פי הביקושים. השתמשנו במודל זה במסגרת עיונית לאמידת מודל רביעוני של המשק הישראלי בשנים 1990-2002.

מצאנו עדות להחלה של שיעור הריבית ולשבירים מבניים בעורכי התמסורת המוניטרית ובקביעת הריבית המוניטרית. שברים אלה, המבדילים בין שלושה משטרים מדיניות שונים, קשורים לתגובה שנות הסיכון של מעוצבי המדיניות המוניטרית ביחס לעלייה באינפלציה ולמעבר הדרגי אל משטר של שער החליפין נייד. הסימולציות הדינמיות שביצעו מראות שהידוק המדיניות המוניטרית הביא במשך השנים לירידת האינפלציה במחיר של הגדרת פער התוצר. מפונקציות תגובה על זעועים, שהן השווינו בין שלושת המשטרים, עולה בבירור, כי יכולתו של בנק ישראל להשפיע על המחרירים בטוחה הקצר התזקקה אחרי 1997 ולותה בתנודתיות גבוהה יותר של שיעור הריבית הנומינלית. לאחר 1997 גברו גם תנודות האינפלציה הבו-זמנית, בעקבות זעועים בשער החליפין הנומינלי ובפער התוצר; התפתחות זו נבעה משילוב של שלושה גורמים: רתיעתו הגוברת של בנק ישראל מחריגה כלפי מעלה של האינפלציה מיudeה, התזקות רגישות הבו-זמנית של שער החליפין לשינויים בריבית וקייזור הפיגור בהשפעת הריבית על האינפלציה במונחי מدد המחרירים לצרכן. בטוחה הארוך קטנה תנודתיות האינפלציה אחרי 1997, בעקבות האגרסיביות הגוברת בתגובה המדיניות המוניטרית על לחצים אינפלציוניים. מצאנו עוד, כי השינויים במסטר המדיניות ב-1997 יכולים להסביר את התגברות התנודתיות של התוצר בעקבות זעועים בריבית הנומינלית.

**מילות מפתח:** מנגנון התמסורת המוניטרי, כלל טילור, עקומת פileyף, שער החליפין הריאלי.

---

\* בנק ישראל, מחלקה המדעית.

## 1. הקדמה

מטרת המאמר הנוichi היא לבחון את השפעות השינויים במדיניות המוניטרית ובמדיניות שער החליפין בישראל בשנים 1990-2002 על מגנון התמסורת של המדיניות המוניטרית; זאת באמצעות אמידה של מודל אקונומטרי רביעוני למשך היישראלי<sup>1</sup>. התקופה האמורה התאפיינה בליברליזציה הדרגתית של שוק ההון הישראלי. הליברליזציה התאפשרה לנוכח הichלותה עדתת המונופוליסטית של הממשלה בגין כיספים מהציבור, וזאת הודות לצמצום הגידוען התקציבי. התפתחות זו באה לידי ביטוי בליברליזציה של זומי ההון, ובסתפו של דבר – במעבר מדיניות של ניהול שער החליפין למדיניות שער החליפין נידי ויעדי אינפלצייה.

בחלקו הראשון של המאמר מוצג מודל עבור משק קטן ופתוח עם משתר של שער החליפין נידי ומדיניות מוניטרית המתבססת על כלל תגובה בנוסח כלל טילור, ועל ההנחה שבטוווח הקוצר נקבע על פי הביקושים. בחלק השני מוצגות חוותה התאמת המודל למשך היישראלי, ובחלק האחרון אנו מעריכים את השפעת שיוני המדיניות שזוהה באמצעות הפעולות הכלכלית ועל האינפלציה.

המודל שבנוינו קרוב, מבנהו ובכפיפיותו שלנו, למודלים שפותחו בהקשר של מדיניות יודי אינפלציה המלווה בKİוחות נומינליה במשמעות סגורים Moore and Clarida et al. ;1993 , Taylor ,1997a ;1997b , Furher ;1999 , Batini and Haldane, ;1999 , Ball ,1995 ;1991 , Furher (1995) וב모קרים פותחים (2000) Svenson ,McCallum and Nelson .<sup>2</sup> בשונה מכמה מהמודלים האלה, הסכיפיות קצורות הטווח במודל שלנו אין מבוססת על שיקולי אופטימיזציה מצד הפירמות, משקי הבית או הבנק המרכזי. אף על פי כן המודל הוא יציב, ומאפשר הוכנות של המשק לאחר וועוז בחזרה לנצח שדרר לפני הועוזע.

המודל מתבסס מבהינה תפיסתית על ארבע מושוואות: הראונה היא משווהות פער התוצר, כפונקציה של משתנים הקובעים את רמת הביקושים בטוחה הקצר, לרבות סטיטית שיעור הריבית ושער החליפין הריאליים מרמת שיווי המשקל ארוך הטווח; המשווהה השניה מתארת את הקביעות שיעור עליה המהירים כפונקציה של גורמי עלויות ושל פער התוצר; המשווהה השלישיית מתארת את התפתחותו של שער החליפין הריאלי לאורך זמן, והמשווהה הרביעית – את קבועת הריבית הנומינלית קצורת הטווח על ידי הבנק המרכזי. במסגרת זו ניתן לגוזר את התפתחותו של שער החליפין הנומינלי באמצעות הפעולות שער החליפין הריאלי ושיעור עליה המהירים,

<sup>1</sup> גסה מוחבתת של עבודה זו התפרסמה לאשונה כמאמר לדין של מחלקה המחבר באוקטובר 2004.

<sup>2</sup> ראו גם Dugay ;(1994) Andres et al ,Spain ;(1995) Bank of England ;(1997) Andres et al ,Spain ;(1999) Haldane ;(1994) King and ;(1995) Fuhrer (1994) Watson Monetary Policy and the Inflationary Process .1997 ,B.I.S ,

וاث התפתחות הריבית הריאלית – באמצעות התפתחות הריבית הנומינלית והאינפלציה.

המודל האמפרי נאמד על בסיס רביעוני בעזרת המתודולוגיה של ריבועים פחותים בשלשה שלבים (3SLS). בספציפיציה של המודל האמפרי הבחנו בין החפה החפה האינפלציה במונחי מדד המחיר לצרכן לבין התפתחותה במונחי מדד מחירי התוצר, וכן בין שיעור הריבית הנומינלי של בנק ישראל לבין שיעור הריבית על האשראי הבנקאי, המשפיע על הביקוש המצרי. כן כלנו במשווה המתכילות קידמה האינפלציה הצפואה כפי שהוא נגזר משוק ההון, כמשמעותה המייצג המתחבסים על מידע זמן מה עבר, בדומה (forward looking), ומשתנים אחרים המתחבסים על מידע זמן מזמן (Clarida et al., 1995; Furher and Moore, 1997a, 1997b; Furher et al., 1999).

הוסףנו למודל האמפרי אמידה עקיפה של שיעור האינפלציה בשוויי משקל מתמיד, תלוי במידה ההרבה של המדיניות הפיסקלית, כפי שהיא נמדדת על ידי הגירעון התקציבי והיחס בין החוב הציבורי לתוצר. במרובית הספרות על יעד האינפלציה הונה בעקביפין כי יעד האינפלציה מתישב עם שיעור אינפלציה זה, וכי אם היעד נמוך מהשיעור המתיישב עם המדיניות הפיסקלית, הדבר יאלץ את הממשלה לפעול לקונסולידציה פיסקלית.<sup>3</sup> הספציפיציה האמורה של המודל נגזרת מ-Djivre and Ribon (2000), ויש לה זיקה גם למודל מקרו-כלכלי קטן של המשק הישראלי, כפי שנאמד על ידי Azoulai and Elkayam (1999), וכן על ידי Elkayam (2001),<sup>4</sup> ולעובדותם של Lavi and Sussman (1999), שיילבו בה אמידה של עקומת פיליפס עם הביקוש המצרי ויישום של כלל טילור. המודל אינו מכיל ספציפיציה מפורטת של המגורר הריאלי, וזאת שלא בעבודות אמפיריות קודמות על המשק (Condor, 1987; Drachman and Zilberfarb, 1994; Beenstock et al., 1994; Cukierman et al., 1982; Artstein et al., 1983; Evans, 1977; 1983; 1970).

**תוצאות הסימולציה הדינמית שביצעו בתוך מדגם על בסיס תוצאות האמידה מצביות על טיב התאמת משביע רצון לתונתי המשק הישראלי, לא כולל פריון**

<sup>3</sup> התוצאות פוטנציאלית זו בין האינפלציה ליעדים הפיסקלים לא טופלה אף לא באחד מן המודלים הנזכרים לעיל, אך שנוצר הדרש כדי השגת רמה מסוימת של אינפלציה תוליה אך ורק בקביעת יעד האינפלציה.

<sup>4</sup> ההבדל העיקרי בין המודל הנוכחי כאן לה של Djivre and Ribon (2000) הוא שאצלם התוצר נקבע בטוחה הקצר במשמעות של שוויי משקל בין הביקוש להיצע המצריים, ואילו כאן התוצר נקבע על ידי הביקוש המצרי בלבד. בשני המקרים היפותזות קובעות את השינוי במחירותן באמצעות mark-up על השינוי בוצאות היציזר. וזאת מכיוון שפירמות המשמת תחילף למשווה של היצע מצרי, גישה הנוכחית מונעת את היפוי שapeake את צד ההיצע אצל Djivre and Ribon (1994), כපילוח שהתבטאה, כאמור, הן בהגדרת ההיצע המצרי והן בהערכת המהירים באמצעות mark-up.

<sup>5</sup> רואו, לדוגמה, את המחקרים מהזמן האחרון על התמסורת של המדיניות המוניטרית בישראל מאז 1990 (Bufman and Leiderman, 1995; Fiorella del Fiore, 1998; Aviran, 1998) אמד את השפעות המדיניות המוניטרית על האינפלציה ועל הפעולות הכלכלית באמצעות משווה בודדת ולא באמצעות מודל אינטגרטיבי, המאפשר חישוב של מכפילים דינמיים.

העבדה ואינפלציה השכר, שלגביהם התקבלו תוצאות שאינן משביעות רצון. תוצאות האמידה מזהות שני ערוֹצִי תמסורת עיקריים מהמדיניות המוניטרית אל המהירים – העוז הנומינלי והעוז הריאלי. מסימולציות דינמיות שערכנו על בסיס המודל הנameda עליה כי השפעת המדיניות המוניטרית על המהירים מאופיינה בדפוס דו-גגלי (שני שאים): את הגל הראשון ניתן ליחס להשפעת המדיניות המוניטרית על שער החליפין, ובאמצעותו על המהירים, ואת הגל השני – להשפעתם המואחרת של שינויים בשיעור הריבית ושער החליפין הריאליים על פער התוצר, ובאמצעותו על המהירים. הגל הראשון נמשך עד שמונה רבעים ממועד העלאה הריבית, והוא אופייני למשקים קטנים ופתוחים כגון ישראל (Ball, 1999; וכן Djivre and Ribon, 2003).

השפעתו של הגל השני באה לידי ביטוי בפיגור של 8 רבעים ומשך עד 16 רבעים לאחר שינוי הריבית (Vall's Liberal and Vioals, 1999). הפיגור שבו הפעולות הריאליות משפיעה על האינפלציה בישראל מופיע את ישראל, ביחס לככללות המערב, בהשפעה מעוכבת של ערוֹץ הפעולות הריאלית.

עוד עולה מהתוצאות האמידה, כי במקרה של הפרעה לקשר ארוך הטוח בין השכר, המהירים והפריזן, ההטאה מתבצעת בשכר הנומינלי, ואילו המהירים והפריזן נותרים מחוץ לתהליך.

שינויי המדיניות המשתקפים בתוצאות האמידה מגדרים שני שברים מבנים – בהקשר של המדיניות המוניטרית בישראל – בפברואר 1994 ובמרס 1997 – המחלקים את תקופת המדגם לשוש תקופות משנה. שברים אלה משקפים את רתيعתו הגוברת של בנק ישראל מטהיה כלפי מעלה של האינפלציה מעידה ואת המעבר מקביעה יעדית שער החליפין לקביעת יעד אינפלציה בນשטור של שער החליפין נידיע זומי הון חופשיים.<sup>6</sup>

שני תרגילים שערכנו מובילים למסקנה כי שינוי המהוטי במדיניות המוניטרית לא אירע ב-1994, עם הנהוגת הרשمية של יעד אינפלציה, אלא ב-1997, עם ההידוק הנוסף של המדיניות המוניטרית. תוצאות התרגיל הראשון מלמדות, כי המשטר המוניטרי בין 1994 ל-1996 היה פחותiesel מזה שהרדר אחריו 1996, משום שהוא הוביל לרמה נמוכה יותר של הפעולות הכלכליות, בלי שהשיג הורדה משמעותית בשיעור האינפלציה. על פי תוצאות התרגיל השני המשטר של 1997 אופיין בתגובה מהירה ומהותית יותר של האינפלציה על השינויים בריבית בנק ישראל, אף כי לא בטוחה הארוך, וכן של האינפלציה במונחי מדד המהירים לצרכן. תוצאותיהם של תרגילים דומים שבוצעו על פער התוצר מצביעות על התגברות

---

<sup>6</sup> לתיאור מפורט יותר של התלות ההדרית בין שינוי המדיניות הנזכרים לעיל ראו Djivre and Tsiddon (2002).

התנודתיות של פער התוצר בתגובה על זעוזים בו, בשער החליפין ובאינפלציה במונחי מדד המהירים לצרכן.

בפרק הבא אנו מציגים מודל מקרו-כלכלי קטן של כלכלה פתוחה עם זרמי הון בין-לאומיים ומשטר שער החליפין נידי. לאחר מכן אנו מבאים את תוצאות האמידה של המודל האקטומטרי שלנו ואת תוצאות התרגילים שביצעו להערכת ההשפעה של שינוי המדיניות על מנגנון התמסורת המדיניות המוניטרית, ובסוף העבודה מסכימים.

## 2. המודל העיוני

המסגרת העיונית של המודל לטוחה הקצר מתוארת על ידי שש המשוואות הבאות, אף שהמודל הנameda מכיל גם משוואות עזר:

$$\begin{aligned}
 (I) \quad & Gap_t = a_1 \cdot (r_t - \bar{r}) - a_2 \cdot (q_t - \bar{q}); \\
 (II) \quad & i_t = \bar{r} + \pi_t^e + b_1 \cdot (\pi_t^e - \pi^T) - b_2 \cdot Gap_t; \\
 (IIIa) \quad & KA = f(i_t - i_t^* - \hat{e}_t^e); \\
 (IIIb) \quad & CA = -a_3 \cdot (q_t - \bar{q}) + a_0 - a_4 \cdot Gap_t; \\
 (IV) \quad & \pi_t = \lambda_1 \cdot \hat{W}_t + \lambda_2 \cdot (\hat{e} + \pi_t^*) - \phi_1 \cdot Gap_{t-1}; \\
 (V) \quad & \hat{W}_t = \pi_t^e - \phi_2 \cdot Gap_{t-1}.
 \end{aligned}$$

משוואת (I) מתראת את קבועת פער התוצר,  $Gap$ . פער חיבוי פירושו שורמת הפעולות נמוכה מהתוצר הפוטנציאלי. התפיסה הבסיסית שעלייה נשען מודל זה היא שהتوزר נקבע בטוחה הקצר על ידי הביקוש מבית ומחו"ל, ובtruth-arock – על ידי גורמי ההיצוא. על פי משוואת (I) פער התוצר גדול כאשר הריבית הריאלית,  $i_t$ , גבוהה מרמתה בשינוי משקל מתמיד,  $\bar{r}$ , ושער החליפין הריאלי,  $q_t$ , נמוך מ-  $\bar{q}$ , שהוא שער החליפין התואם לשינוי משקל ארוך טוחה (שבו רמת הריבית אינה חורגת מ-  $\bar{r}$ ). על פי הגדרות אלו עלייתו של שער החליפין הריאלי פירושה יהיה ריאלי, כלומר, הוללה יחסית של הייזוא לעומת התוצר.

המשוואת השניה (II) מתראת את קבועת הריבית הנומינלית על ידי בנק ישראל, כאשר המשנה  $\pi^T$  הוא יעד האינפלציה. על פי משוואת זו סטייה כלפי מעלה של האינפלציה הצפואה,  $\pi_{t-1}^e$ , מיעד האינפלציה גוררת העלאת ריבית, ואילו פער תוצר חיבוי פועל לירידתה. על פי המשוואת (IIIa) יבוא ההון למשק,  $KA$ , תלוי חיבות כפער בין הריבית הנומינלית השקילית, לשיעורה נקבע בהתאם למשוואת (II), לבין

הריבית הנומינלית במגזר מطبع החוץ,  $*_e$ , בתוספת השיעור הצפוי של עלית שער החליפין,  $e^*$ . יחד עם זאת, משווהה (IIIa) לא מתארת בדיקת עקרון שוויון הריביות (uncovered interest parity) אלא מאפרשת סטיות מעיקרון זה, הנובעת מקשיחות בטוחה הקצר בשוקים הפיננסיים. סטיות אלה מבוטאות במשווהה זו על ידי הפונקציה  $f$ . משווהה (IIIb) מתארת את הגידוען בחשבון השוטף של מאנץ התשלומיים,  $CA$ , המציגים כתוצאה מסוימת שער החליפין הריאלי כלפי מעלה מערכו בשוויי משקל של הטווח הארוך ומטילה כלפי מטה של הפעולות מרווחת תעסוקה מלאה. הפרמטר  $a$  במשווהה זו מאפשר קיומו של גידוען בחשבון השוטף אף בשוויי משקל של הטווח הארוך. מובן שבשוויי משקל במשטר של שער החליפין נגיד מתקיים התנאי  $KA = CA$ .

משווהה (IV) מתארת את הקשר בין האינפלציה לפער התוצר (עקבות פיליפס), כאשר  $\hat{w}$  הוא שיעור השינוי בשכר הנומינלי, ו- $\pi^*$  הוא האינפלציה בחו"ל. במסגרת העיונית אנו מניחים כי המחרים (ואהינפלציה) נקבעים בטוחה הקצר על ידי הפירמות  $c$ -mark-up מעבר לעליות הייצור, הכוללות את שכר העבודה ואת מחירי התصومות המזובאות (מחירי חוויל + השינוי בשער החליפין). לבסוף, משווהה (IV) מתארת את קביעת השינוי בשכר העבודה (כפי שדורשים העובדים) כפונקציה היובית של הציפיות לאינפלציה ושלילית של פער התוצר.

פירושה של הנחת  $c$ -mark-up במשווהת האינפלציה הוא שפער התוצר מופיע במשווהה כמשתנה מסביר בלי תלות בהתפתחות השכר הנומינלי, המושפע אף הוא מפער התוצר.

ניתן להראות באמצעות הצבה כי מערכת המשוואות האמורה, בשילוב עם משווהה פיישר, הקוסרת בין הריבית הנומינלית לריבית הריאלית ולאינפלציה הצפiosa, מאפשרת את התיאור הדינמי של המשך על פני זמן – לרבות התפתחותו של שער החליפין הנומינלי – באמצעות שיעור עלית המחרים,  $\pi$ , ושער החליפין הריאלי  $q$ , עם פיגורים שונים. שיעור עליתו של שער החליפין הנומינלי נגזר, במסגרת זו, משיעור העלייה של שער החליפין הריאלי ומשיעורי עלית המחרים. המודל הנאמדאמין מפורט יותר מהמודל המתואר לעיל, אולם בדומה לו הואאפשר לתאר את התפתחות שני המשתנים האמורים – שיעור האינפלציה ושער החליפין הריאלי – בטוחה הקצר.

המודל לעיל מלמד כי למנגנון התמסורת מה מדיניות המוניטרית למחירים שני ערוצים עיקריים – הערך הנומינלי והערך הריאלי – הקיימים זה בזה. הערך הנומינלי כולל את השינויים בשער החליפין הנומינלי ובשכר הנומינלי, בנייכוי השפעת השינוי בפרקון, ואת השיעור הצפוי של עלית המחרים; הערך הריאלי כולל את השינוי בשער החליפין הריאלי וברכיבת הריאלית ומופיע על המחרים באמצעות פער התוצר.

ניתן להבחין גם בין ההשפעות היישירות של המדיניות המוניציפלית בשני ערווצים אלה לבין ההשפעות העקיפות. ההשפעות היישירות מתבטאות בפער התוצר ובעבור החליפין הנומינלי, המשפיעים ישירות על שיעור עליתת המהירים; ההשפעות העקיפות באות לידי ביטוי בהשפעת משתנים אלו על שיעור עליתת השכר הנומינלי ועל שיעור האינפלציה הצפואה, ואלה משפיעים על התפתחות המהירים.<sup>7</sup>

### 3. המודל האקונומטרי

#### A. הבדלים בין המודל הנאמד לבין המודל העיוני

בסעיף קצר זה נדון בהבדלים העיקריים בין המודל שהציגו לעיל לבין גרסתו הנאמדת. בගירסה שאmadנו להנחנו כי מתקיים תהליך ייצור דו-שלבי, שבו首先 הון ועובדיה משמשים לייצור התוצר המקומי של המגזר העסקי, ובשלב השני, התוצר המקומי משמש לייצור מוצרים מוגמרים, תוך שימוש בחומרים מיובאים כתשומות נוספות. לפיקט אmadנו שתי גרסיות אינפלציה – אחת עברו האינפלציה במחירים התוצר של המגזר העסקי (משוואה (IV) במודל העיוני), והשנייה עברו האינפלציה של המהירים לצרכן. הראשונה נא마다 עקבות פיליפס, ואילו השנייה נסחה כמשמעות משוקל של האינפלציה במחירים התמ"ג ושל האינפלציה בחומר הגלם המיובאים; זאת על בסיס המשוואה הדואלית של פונקציית הייצור של מוצר צרכיה, התלויה, כאמור, בתוצר המקומי ובתשומות המיובאות. הדבר חייב אותנו לאמוד שזו אוצר עוזר המקשרת בין האינפלציה של מחירים התוצר העסקי לבין האינפלציה של מחירים התמ"ג. במשוואה המתארת את התפתחות השכר הנומינלי במגזר העסקי הוספנו למשתנים המסבירים את שיעור השינוי של השכר הנומינלי ואת שיעור השינוי של פרוין העבודה, כאשר השינוי בשכר הנומינלי בניכוי פרוין העבודה משמש, מצד העליות, כמשתנה מסביר ברגישה של אינפלציה מחירים התוצר (עקבות פיליפס).

המודל הנאמד כולל שלוש משוואות עוזר נוספת נספות לו זו המקשרת בין האינפלציה של מחירים התוצר העסקי לבין האינפלציה של מחירים התמ"ג: הראשונה מקשרת בין השינויים בריבית הבנק המרכזי לריבית הנומינלית על האשראי הבנקאי, שהוא רכיב של פער הריבית בין המגזר השקלי למגזר מטבח החוץ במשוואת המתארת את השינוי בשער החליפין הריאלי. השימוש של ריבית נומינלית זו עם שיעור האינפלציה קבוע את הריבית הריאלית בדיעבד (ex-post), המשמשת משתנה מסביר במשוואת פער התוצר. משוואת העוזר השנייה מתארת את יצירת הציפיות לאינפלציה. הוואיל ונמנענו

<sup>7</sup> אף שבתווח הקצר השינויים בשער החליפין הנומינלי במודל הנאמד הם המחוללים את השינוי בשער החליפין הריאלי, היקפו של שינוי זה נגזר מפתרון דינמי בו-זמני של המודל, תוך שימוש בהגדרה של שער החליפין הריאלי כיחס בין מחירים היוצרים, ובמשוואות השינוי בשער החליפין הריאלי, ועליתת מחירים התוצר העסקי – המתארות את התפתחות שני רכיבים אלו של שער החליפין הריאלי על פני זמן. פתרון כזה ניתן למצוא בנספח 1 לגירסה האנגלית של המאמר: Barnea and Djivre (2004).

משימוש בצדיפות הנגורות מהמודל, השתמשנו כחלופה בנתוני הצדיפות האינפלציה נשוק ההון, וכתוכאה מכך נדרש צורך לאמוד משווה לצדיפות אלו, הנחוצות לביצוע סימולציות דינמיות.<sup>8</sup> הנהנו כי שיעור האינפלציה בטוחה הארוך, ומשום כך גם הצדיפות, תלויות בגודל הגידען התקציבי וכחוב של המgor הציבורי, כך שבטוויה הארוך, האינפלציה הצפואה עולה עם רכיב הרוחבה הפיסקלית הנתפס על ידי הציבור כפרמננטי. כדי למדוד גישת מדיניות זו, השתמשנו כמשתנה מסביר מממד שפותה במחלkat המחק של בנק ישואל (Dahan and Strawczynski, 1997).<sup>9</sup> על פי הגדירות המשוואה של האינפלציה הצפואה שנאמדת, רמת הצדיפות תלויות גם בשיעור עלייה המהידרים בעבר ובשינויו בשער החליפין הכלכלי בהווה.

משוואת העזר האחורונה כוללת וגרסיה האומדנת את פרוין העבודה, אשר נחוצה אף היא לביצוע סימולציות דינמיות. הצורך באמידה משווה זו נובע מן הצורך לחשב את עלות השכר בניכוי העלייה בפרוין (עלות העבודה לייחידת תוצר), המשמשת, כאמור, לצד העליות כמשתנה מסביר ברגסיה של אינפלציית מחירי התוצר.

#### **ב. משוואות לדרגליים<sup>10</sup>**

##### **(1) פער התוצר**

פער התוצר, *gap*, מודד את הפער באחזois בין התוצר הפוטנציאלי של המgor העסקי לרמתו בפועל:

$$gap_t = \log(y_t^p) - \log(y_t) .$$

פער התוצר הוא אפוא חובי בזמנים של האטה בפעילות הכלכלית ושלילי בעותה של גיאות. רמת התוצר הפוטנציאלי מתקבלת על ידי הצבת המגמה ארכות הטווח של תשומת העבודה ומלאי ההון הנגור מרמת ההשקעה בפועל ומשיעור הגרט (Djivre and Ribon, 2000) בפונקציית הייצור שבאמצעותה מיצור התוצר העסקי, אשר נאמדת בנפרד. משמע שהتوزר הפוטנציאלי נמדד על ידי התוצר המיצור באמצעות ניצולות מלאה של תשומות הייצור העומדות לרשותו של המשק, ללא קשייחיות בשוקים השונים.

הנהנו כי התוצר השוטף נקבע על ידי הביקושים בטוחה הקצר, כך שבהדר-שינויים טכנולוגיים פער התוצר תלוי אך ורק במשתני הביקוש המצרי, המקומי והבינ-

<sup>8</sup> צדיפות אלו חושבו בכפיות לתנאי שוויון התשואות של שטיי אוצר בלתי צמודים לאלה של אג"ח ממשתייחס צמודותם לאותם מועד פרין.

<sup>9</sup> כאשר פער התוצר מתכנס לאפס, ספציפיקציית עקומה פיליפס שלנו מתארת את התנאיות המקובלות בשיעורי השינוי של המשתנים הכלכליים השונים, כגון עלות העבודה לייחידת תוצר, שער החליפין הכלכלי והאינפלציה הצפואה, ואילו שיעור האינפלציה בתנאי יציבות נקבע כמשווהצדיפות האינפלציה כפונקציה של הגירען בתקציב.

<sup>10</sup> תוצאות כל האמידות מדווחות בספרה 3.

לאומי. משווהת הרוגסיה הנameda מתוארת על ידי משואה (1) להלן:

$$(1) \quad gap = g(0) - g(1)MA(tfp_{res}(-1),3) + g(2)MA(r_{hhd}(-2),3) - \\ g(3)MA(\log(wt(-1) - Lwt\_hp(-1),3) - g(4)MA(tour_{entry} - tour_{us},4) - \\ g(5)MA(def_{gdp}(-2),4) + g(6)gap(-1) - g(7)AR(1).$$

במשואה זו המשתנים  $tour_{entry}$ ,  $tour_{us}$ ,  $def_{gdp}$ ,  $gap$ ,  $wt$ ,  $tfp_{res}$ ,  $r_{hhd}$  מייצגים את הריבית הריאלית בדיעבד (ex-post) על האשראי בחח"ד, את הפער של שער החליפין הריאלי מהרמה התואמת שיווי משקל ארוך טווח, את התקף הסחר בעולם, את יחס הגירושון בתקציב הממשלה לתוצר ואת כניסה התירירים לאלה"ב וכניתת התירירים לישראל, בהתחממה. כיוון שפער התוצר מתאר סטיות בפעולות מರמת התוצר ארוך הטווח, יש למדוד גם את המשתנים המסבירים סטיות מערכיהם בשוויי המשקל ארוך הטווח.

לגביה הריבית הריאלית על האשראי הנחנו כי היא קבועה על פני זמן. הנהה זו אפשרה לנו להשתמש בהריבית הריאלית ששורט בפועל כמשתנה מסביר, ולשלב בחותך המשואה את רכיב הריבית הקבועה של שוויי המשקל המתמיד. סטיות של שער החליפין הריאלי מרמת שוויי המשקל שלו,  $tfp_{res}$ , נמדדות על ידי השארית של משווהת קואינטגרציה עבור שער החליפין הריאלי; באופן דומה השתמשנו במנוצע נוע של סטיות הלוגריתם של נפח הסחר העולמי,  $\log(wt)$ , מוגמתו, שהושבה כפילטר של הדריך-פרסקוט (HP-filter) בנתונים ובעוניים; הסטייה של כניסה תירירים לישראל לשירותי התירירות בארץ"ב –  $tour_{entry} - tour_{us}$  (במונהיה לוגריתמים) – סיפקה אומדן לסתית שירותי התירירות מהמגמה העולמית. מעבר להשפעתה היירה של הפעולות בענף התירירות על התוצר, מודדת סטייה זו גם את ההפרעה הנגרמת בביקושים הרחבים יותר, בעיקר הבין-לאומיים, בגלל הדדרות במצב הביטחוני המקומי. הרוגסיה הנameda כוללת גם ממוצע נוע של יחס הגירושון בתקציב הממשלה לתמ"ג וגורם אוטורוגרסיבי<sup>11</sup>,  $AR$ .

מטראות האמידה עולה:

- (1) עליה בכל המשתנים המסבירים למעט הריבית הריאלית על האשראי מביאה לצמצום פער התוצר, מסווג שהוא מרכיב את הביקושים, ואילו עליה הריבית הריאלית מצמצמת את הביקושים.
- (2) על פי משואה (1) המדיניות המוניטרית משפיעה על הפעולות הכלכלית דרך שני ערוצים נפרדים – ערוץ שער החליפין הריאלי וערוץ שיעור הריבית הריאלית.

---

<sup>11</sup>  $ma(x(-n),m)$  מציין ממוצע נוע של  $x_{t-n}$  עד לפני  $m$  רביעים.

המדיניות המוניטרית אמונה משפיעה על הפעולות הריאלית בפיגור של שני ובעודם, אולם השפעתה ממושכת יותר – שלושה רבעים בכל אחד מהعروצים.

(3) על פי מבחן Wald שבוצע על מוקדי הרגסיה הנאמדים, מתברר כי איןנו יכולים לדחות את ההשערה שמקדמי שיעור הריבית הריאלית ופער התוצר, המשפיע בפיגור, מסתכמים ב-1. מצא זה מלמד כי עלייה של שיעור הריבית הריאלית בטוחה הקוצר בנקודת אחוז אחת מעבר לרמת הטווח הארוך שלו תביא, כשהשאר הדברים קבועים, לעלייה של נקודה אחוז בפער התוצר.

## (2) שיעור הפיחות הריאלי

משווה זו נסחה במנוחים של שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי,  $dRER$ , במסגרת תהליך של תיקון טעות (Error Correction). כשער החליפין הריאלי,  $RER$ , הגדרנו את היחס בין מחיר היבוא במטבע מקומי לבין מילך מחייני התוצר, בהתאם להגדרות של החשבונות הלאומית. תוצאות האמידה המדוחחות כאן מתחבשות על משווה (2) להלן:

$$(2) \quad dRER = q(0) - q(1)dReR(-1) - q(2)tfpresI(-1) - q(3)(i_{hhd} - i_{eurosat}) - q(4)d_{973aft}(i_{hhd} - i_{eurosat}) + q(5)D(\log(pgexp))^{*(1+1/\log(T))} + q(6)gap(-2) + q(7)d_{98q4} .$$

המשתנים המסבירים במשווה זו הם:

הסת�性,  $tfpres$ , של שער החליפין הריאלי מהרמה התואמת את הקשר ארוך הטווח בין בין המשתנים הקובעים אותו; פער התוצר,  $gap$ , והפרש בין שיעור הריבית על התחיבויות הנקובות במטבע מקומי,  $i_{hhd}$ , לבין שיעור הריבית המשוקל,  $i_{eurosat}$  במט"ח,  $i_{eurosat}$ .<sup>13</sup> האחרון הוא שיעור הריבית המשוקל, המוחש על בסיס משקלות המטבחות בסל המטבחות הישראלי. אפשרנו למעבר לשער החליפין נידי אחרי 1997 להשפיע על המקדם של פער הריביות, וזאת באמצעות משתנה דמה,  $d_{973aft}$  (המכפל במקדם פער הריביות). כן כלנו במשווה הנאמדת את שיעור השינוי במחيري יצוא הסחורות בדולרים, ( $D(\log(pgexp))$ ),  $d_{98q4}$ , המשקף את משבר שער החליפין ברוביע האחרון של 1998. משווה זו ניתנת לראות כהרבה של משווהות

<sup>12</sup> ההיגיון הכללי שמאחורי משווהות הקואינטגרציה ארוכת הטווח, המוצגת בנספח 2, הוא שגיחול יחסית של הפריזן בוגדור המוציאים על פני זמן יביא לישוף בשער החליפין הריאלי. ראו Zusman (1998);

<sup>13</sup> ספציפיקציה זו נגזרה ממודל העיוני שלנו, שבו השינוי בשער החליפין הריאלי, לאורך מסלול ההתקנות שלו לשינוי המשקל המתמיד, תלוי בرمוטיהם של שיעורי הריבית המקומיים והיבז-לאומיים.

(III) לעיל על ידי הוספת פיגורים. תוצאות האמידה מלמדות על:

(1) קיומן של קשייחיות נומינליות, המתחבطة בהשפעת שער משתנים שאמורים להשפיע ב佗וח הקצר על קביעת שער החליפין הנומינלי וגם על קביעתו של שער החליפין הריאלי. משננים אלו כוללים את פער הריבית בין המגור השקל' למגור מטיב החוץ, שהרחבתו פועלת להגברת יבוא ההון וליסוף נומינלי, את השינוי במחיiri הייצוא ואת משתנה הדמה לרבייה האחרון של 1998, התופס את השפעת זעוז של הפיחות הנומינלי באותה עת בשל משבך שער החליפין שפרץ אז. מוקדם פער הריביות התקבל שלילי ומובהק, מפני שריביות מקומיות גבוהות יותר פירושן, כאמור, ייסוף נומינלי, ואילו מגדמי שני המשתנים הנוספים היו חיוביים, מפני תרומתם של אותם המשתנים לפיחות נומינלי. נציג כי המודל שלנו מתיחס אך ורק להשפעת זרמי ההון של הטווח הקצר, ואינו מתיימר להסביר את ההשפעה קצרה הטווח של זרמי ההון הנובעים משיקולים ארכיטוטו.

(2) הגברת ההשפעה של פער הריביות בין המגור השקל' למגור מטיב החוץ על שער החליפין הנומינלי אחרי המעבר לניזוד מלא של שער החליפין, ברבע השלישי של 1997, ודעיכה לאורך הזמן של השפעת המהידרים הדולריים של הייצוא על שער החליפין הריאלי. גודלו של מוקדם פער הריביות לפני 1997 מעיד כי הרחבת פער הריביות בנקודת אחוז אחת הובילה ליסוף ובעוני בשער החליפין הריאלי בשיעור של רבע נקודת אחוז. מנתון זה עולה, כי על בסיס שנייה, היה קשר של אחד לאחד בין פער הריביות ובין ייסוף שער החליפין לאורך תקופה האמידה. אחרי המעבר לניזוד טהור של שער החליפין, ביולי 1997, גדלה השפעה זו ב-0.43 נקודת האחוז במנוחים שנתיים.

(3) קשר שלילי בין רמת הפעולות לשער החליפין הריאלי, המתחבطة במקדם השילילי של פער התוצר. קשר זה משמעו שפעולות כלכליות מתחנה, המתבטאת בפער התוצר, מיטבה יותר להתישב עם פיחות בשער החליפין הריאלי אם הביקושים המקומיים מוצעים למוצרים בלתי סחרים.

(4) סימן שלילי למקד תיקון הטעות – נמצא התומך בניתוח המשוואה הנאמנת כתהיליך של תיקון טעות.

### (3) משוואות האינפלציה

כל משוואות האינפלציה במחירים מבוטאות במנוחים של שיעורי שינוי, וכוללות את שיעור האינפלציה של מהירי התוצר העסקי, את שיעור האינפלציה של מהירי התוצר (חתמ"ג), את שיעור האינפלציה של המזומנים לצרכן ואת משוואות ציפיות האינפלציה. הפיחות בשער החליפין הנומינלי שייך גם הוא לקבוצה משוואות זו, אף כי הוא מהויה זהות ולא משווהה, בהיותו נגזר מקצב הפיחות בשער החליפין הריאלי ומהאינפלציה במנוחים של מהירי התוצר ובמנוחים של מהירי סחר החוץ בדולרים.

**(א) משווהת האינפלציה של מחרי התוצר העסקי**

המשתנה הבלתי במשווהה זו הוא האינפלציה הרבעונית במחירי התוצר העסקי,  $dPgdp_{bs}$ , אשר מ-1995 ואילך כולל גם את חברות ההזון ("סטרט-אף"). הנחנו כי המגזר העסקי מורכב משני סוגים של FIRMS – חברות יצוא, שמהירותן נקבעם בשוק הבין-לאומי, וחברות המיצירות לשוק המקומי. האחוונות מתחלקות לשני סוגים – חברות הקובעות את מחירותן בהסתכלות לעתיד (forward looking) חברות והברות הקובעות את מחירותן על פי בהינתן העבר (backward looking). חברות הצופות לעתיד מתחיקות את מחירותן לשיעור האינפלציה הצפוי, ואילו חברות הבוחנות את העבר מתקנות את מחירותן בהתאם לשינויי העבר בעלות העבודה ליחידת תפוקה של הפירמה,  $dW-dprod$ , בדומה למשווהה (IV) לעיל, כך שמקדמי שני המשתנים הנ"ל במשווהה הנאמנת צפויים להיות היוביים. התיחסנו לציפיות האינפלציה ל-12 החודשים הקרובים הנגורות בשוק ההון,  $Exp$ , מגדד לשיעור האינפלציה הצפוי<sup>14</sup>. כמו כן הנחנו כי שיעור השינוי במחירי החברות המיצאות נקבע בהתאם לשיעור השינוי של מחירי היצוא הדולריים ושיעור השינוי של שער החליפין הonomic,  $ddol$ <sup>15</sup>. ספציפיקציה זו שונה מן הגישה המקובלת, שלפיה גורם הפיה בשער החליפין משקף את עלויות גורמי הייצור. זאת ועוד, באמצעות מחירותן גובთ הפירמות מירוחה רוחה (markup) מעבר לעליות הייצור, אשר שיעורו תלוי במצב המשק: בתקופות של רפין (פער תוצר היובי) מירוחה הרווח יהיה נמוך, ובתקופות של גיאות הוא יהיה גבוה. לפיכך הושפנו למשווהת מחרי התוצר את משתנה פער התוצר, והשפעתו צפואה להיות שלילית. משווהת הרגסיה שנאמנה היא כדלקמן:

$$(3) \quad dPgdp_{bs} = P(0) + P(1)d_{9112} - P(2)d_{951} + P(3)(Exp - (dPgdp_{bs}(-1) \\ + dPgdp_{bs}(-2))/2) + P(4)MA(dW-dprod,2) + P(5)MA(gap(-1),2) \\ + P(6)ddol + P(7)dq_1 - P(8)ECP.$$

**תוצאות האמידה:**

- (1) אומדני המקדים במשווהה התקבלו מובהקים ועם הסימן הצפוי. מתוך הערכה כי הציפיות לאינפלציה הנגורות בשוק ההון כוללות גם רכיב אדפטיבי (המתבסס על העבר), וכדי להשתמש, כמשתנה מסכום, רק ברכיב הצופה לעתיד של ציפיות אלה, ניכנו מנתוני הציפיות בשוק ההון את שיעור האינפלציה המוצע של שני

<sup>14</sup> במשווהה זו השתמשנו בציפיות לאינפלציה במונחים של מחירים לצרכן, ולא במונחים של מחירי התוצר העסקי. חריגה זו מהמקובל מוצדקת על ידי המitemםגובה בין האינפלציה במחירי התוצר והאינפלציה במדד המלחירים לצרכן.

<sup>15</sup> הכנסת השינויים הייצור במוני דולרים לרוגסיה הנאמרת לא יקרה מועד מובהק.

הרביעים אשר חלפו.<sup>16</sup>

(2) הרגסיה הנameda יכולה גם משתני דמה עונתיים ומשתני דמה בגין שינוי הסיווג בדיווח על השכר ועל תוצר המגורז העסקי מ-1995 ואילך,  $d_{951}$ , ובגין עליית שער החליפין בעקבות התאמת רצואה שער החליפין בחודש מרץ 1991.

(3) את המשוואה הנameda ניתן לנסה כמשוואה של תיקון טעות, וגורם הטעות הוא המשנה  $ECP$ ; זאת מפני שרמת המחרים, השכר הonomicלי ופרין העבודה, הנדרדים לפי תפוקת המגורז העסקי ליחיקת תשומת עבודה, מקיים בינם קשור קוינטגרטיבי בלוגריטמיים. המקדים של השכר הonomicלי ושל הפרין במשוואת הקואינטגרציה קרובים מאוד ל-1, צפוי בתנאי תחרות משוכלה.<sup>17</sup>

(4) את משקלן של החברות המייצרות לשוק המקומי וمبرשות את ציפוי האינפלציה שלחן על המידע הצפוי בעtid, את משקל מקבילותיהן, המתבססת על נתוני העבר, ואת משקל החברות המייצרות ניתן לחשב באמצעות המקדים  $P(3)$ ,  $P(4)$  ו- $P(6)$ . הביטוי  $(P(2)/2) + dlPgdp_{bs}(-1) - dlPgdp_{bs}(2)$  מודד את האינפלציה המצתברת על בסיס שלושה רביעים, מפני שהוא התקבל לאחר שהחסנו מציפות האינפלציה במונחים שנתיים,  $Exp$ , את האינפלציה הרבעונית המוצעת של שני הרבעים הקרובים. כדי לבטא משתנה מסביר זה במונחי רביעים, علينا לחלק אותו לשולשה, ומכאן שמקדם הרגסיה יהיה גדול פי שלושה מערכו הנameda של  $P(3)$ . אם משקלם של סוגיה החברות השונות ישתחם ב-1, בהנחה שישווג החברות שלנו מكيف את המגורז העסקי כולם, יתקיים הקשר  $1 = P(4) + P(7) + 3*P(3)$ .

תוצאות אמידת הרגסיה ללא הטלת מגבלה זו אין מאפשרות לנו לדוחות את תקופתה של המגבלה, ולכן שילבנו אותה באמידה הסופית של עקומת פיליפס.

מצאנו כי חלקן של הפירמות המייצרות נע בミורוח בר-סמך בין 2 ל-18 אחוזים. מתוך החברות הנותרות, 67 אחוזים מתבססות על מידע הצפוי בעtid, ויתרת 33 האחוזים – על העבר. המקדם לגורם תיקון הטעות היה נטול מובקות סטטיסטיות, ומכאן שזעוזעים הגורמים לסתיה מהקשר הקו-איןטגרטיבי (ארוך הטווח) בין המחרים לשכר ולפרין אינם מתוקנים על פני זמן על ידי התאמות המחרים עצם (אלא על ידי התאמות בשכר).

#### (ב) אינפלציה במחירים התמ"ג

זהי משוואת עזר, המקשרת את האינפלציה הרבעונית במחירים התוצר העסקי,  $dlPgdp_{bs}$ , לאינפלציה הרבעונית במחירים התמ"ג,  $dlPgdp$ . בדיקתנו העלתה קשר קוינטגרטיבי בין רמותיהם של מחירים התוצר העסקי והtam"g, וכותזה מכן,

<sup>16</sup> באמידת משוואת הרגסיה לא מתקבל התקבל כי המקדם של  $Exp$  לא היה שונה באופן מובהק מהערך המוחלט של מקדם השיעור המוצע של האינפלציה בשני הרבעים שלפני (אך בסימן הפוך).

<sup>17</sup> את משוואת הרגסיה (3) ראו בנספח 2.

הרגرسיה הנameda לטוחה הקצר נסחה כמשוואת הפרשים מסדר ראשון של הקשר הקואינטגרטיבי, בתוספת ביוטי של תיקון הטעות,  $ECPgdp$ , וכן של משתנים נוספים, כגון משתני דמה עונתיים, הרלוננטים לטוחה הקצר. המשוואה הנameda היא:

$$(4) \quad dlPgdp = pg(0) + pg(1)d_{951} + pg(2)dlPgdp_{bs} - pg(3)ECPgdp(-1) + \\ pg(4)dq_2 - pg(5)dq_4 .$$

#### ממצאי האמידה:

- (1) המקדם של תיקון הטעות מובהק סטטיסטי, אך קטן בערכו המוחלט.
- (2) המקדם  $pg(2)$  שווה ל-1.03, אינו שונות סטטיסטיית מאהת וקרוב מאוד למקדם התוצר של המגזר העסקי במשוואת הקואינטגרציה, שהתקבל כשהו ל-1.1 (נספח 2). תוצאה זו توאמת את הערכותינו לפני האמידה, שעל פייה הגדרתו הנכונה של המודל מתyiישבת עם היותו של המקדם  $pg(2)$  שווה למקדם התוצר של המגזר העסקי במשוואת הקואינטגרציה; זאת מפני שהמשוואת הנameda היא הפרש הראשון של משוואת הקואינטגרציה, כך שמקדמי הקשר הקואינטגרטיבי חיבים להיות שווים למוקדמים של שיעורי השינוי של המשתנים המכילים במשוואת הפרסים.

#### (ג) אינפלציית המהירים לצרכן

כאשר מעריכים של מוצרי צריכה נקבעים בסביבה תחרותית, הדואליות שבין המהירים לכמויות ממשעה כיו ההנחה שלפיה מוצרי צריכה מיוצרים באמצעות התוצר המקומי, התמ"ג והחומרים מיובאים עללה בקנה אחד עם הייצוג של מדד המהירים לצרכן (*CPI*) כמדד משוקלל (במונה לוגריתמי) של מדד מהירי התוצר ושל מחיר החומרים המיובאים במתבעם מקומי. משואה זו ממלאת תפקיד מרכז בקשר הקואינטגרטיבי שבין מדד המהירים לצרכן (*CPI*) למדד מהירי התוצר,  $IPgdp$ , ולמhireי החומר הגלם המיובאים במונחי שקלים,  $lpmi+ldol$ , כאשר גמישות המדד מהירי התוצר וגמישות המהירים של החומרים המיובאים זהות לגמישויות של התשומות המקובלות בפונקציית הייצור של מוצרי צריכה, וחיויבות<sup>18</sup>. קיומו של קשר קואינטגרטיבי בין שלושת המשתנים האמורים פירושו שמשוואת האינפלציה של המהירים לצרכן יכולה להיות מנוסחת כמשוואת הפרסים של משוואת הקואינטגרציה עם רכיב של תיקון טעות, *ECCP*. בנוסח זה של משוואת הרגרסיה, הגמישויות של שיעור השינוי של מחירי התוצר ומhireי המוצרים המיובאים מושיכות להיות זהות

<sup>18</sup> השערתנו בדבר קיומו של קשר קואינטגרציה בין מדד המהירים לצרכן, מדד מהירי התוצר ומחירי החומרים המיובאים במתבעם מקומי, מוצאת תמיכה בתחוםיו של מבחן שורש יחידה שנערך על השאריות של משוואת הקואינטגרציה. למרות קיומו של קשר קואינטגרטיבי, תוצאות אמירות המשוואה של אינפלציית המהירים לצרכן לא אפשרו להוסיף רכיב של תיקון טעות, משום שהמקדם שלו לא היה שונה סטטיסטיית מפס.

לאלו של גורמי הייצור המככילים בפונקציית הייצור<sup>19</sup>. לא מצאנו עדות אמפירית לשינוי מבני במשוואת הייצור של מוצרי הצריכה. לפיכך לא אפשרנו שינוי מבני גם בקשר הדואלי שבין מחירין של תושמות גורמי הייצור למחרי הצריכה, קשר המתבטא במשוואה (5). מכאן השינוי האפסרי היחיד, בטוחה הקצר, הוא במבנה הפיגורים של המשתנים המסברים, ללא שינוי בגישותות המככילות. תוצאות האמידה, המסווכנות להלן, מtabססות על המשוואה:

$$(5) \quad dP = p(0) - p(1)d_{973aft} - p(2)d_{951} + p(3)dPgdp(-1) + \\ p(4)d_{973aft}(dldol + dlpmi) + p(5)(dldol(-1) + dlpmi(-1)) - \\ p(6)d_{973aft}(dldol(-1) + dlpmi(-1)) + p(7)dq_2 - p(8)dq_3 + \\ p(9)dP(-1) + p(10)ECCP(-1).$$

תוצאות האמידה מצביעות על האפיונים הבאים:

(1) אומדי המקדים ברגרסיה, שנא마다 ללא הטלת מגבלות כלשהן, נתקבלו עם הסימנים התואמים את השערותינו, והם ממלאים את תנאי השווון הבאים:

$$p(4) - p(6) = 0; \quad p(9) + p(3) + p(5) = 1^{20}.$$

פירושו של השווון הראשון הוא, כי מ-1997 ואילך השפעתו של השינוי במחרי החומרים המיובאים על אינפלציה המהירים לצרכן התקצחה, והורגשה באופן בו-זמן, ולא בפיגור של רביע אחד, כבעבר. עם זאת, השפעתו הכוללת של השינוי במחרי המזומנים המיובאים על אינפלציה מدد המהירים לצרכן נותרה ללא שינוי. השווון השני מרמז על השימוש בטכנולוגיה של תשואות קבועות לגודל (-constant returns-to-scale) ביצורים של מוצרי צריכה.

(2) הגמישויות של האינפלציה ביחס למחרי התוצר ולמחירים החומרים המיובאים, לאחר שהשפעתם של ערכי המשתנים המסברים בפיגור באה לידי מיזוי מלא, הן 0.36 ו-0.64, בהתאם. נוסף על השפעה ישירה של פיקוח שער החליפין על האינפלציה במחירים החומרים המיובאים, מאפשרות תוצאות האמידה גם השפעה

<sup>19</sup> בספציפיותה של משוואה זו, מקדמי הרוגסיה במשוואת הטוחה הקצר צריכים להיות זהים למקדמים של גרסית הקואינטגרציה (של הטוחה האורן). תוצאות האמידה הובילו לאותדים שונים. בדרך זו, מקדמי האינפלציה במונחי התמ"א ובמונחי החומרים המיובאים הם 0.63 ו-0.63, בהתאם, ואילו המקדים המככילים במשוואת הקואינטגרציה שווים ל-0.87 ו-0.17. (ראו נספח 2). ואולם, אלה האחזרונים נמצאים בתחום רוח הסמן של הריאשנום, ובשני המקדים סכום הגמישויות שווה לאחת.

<sup>20</sup> כיוון שבamodelה הסופית של המודל לא ניתן לדוחות סטטיסטיות את קיום שני השווונות הנ"ל, הוטלו שתי המגבילות הנגויות משווונות אלה.

עקביה, באמצעות השפעת השינוי בשער החליפין על אינפלציה מחדרי התוצר. ההשפעה האחורה שווה ל-<sup>21</sup> 0.064.

(3) גורם תיקון הטעות נמצא לא מובהק, ולכן הושמט מן האמידה הסופית. תוצאה זו משמעותה שהסת�性 של המהירים לצרכן מחדרי התוצר וממהירותן של הסחרות המזובאות אינה מתוקנת על ידי התאמת של ראשונים לאחוריים. כתוצאה לכך, השפעותיהם של זעוזים במחירים לצרכן אין מתחפות כשהן באוט לידי מיצוי.

(4) משווהות ציפיות האינפלציה המשתנה המוסבר ברגסיה הנameda הוא המוצע הרבעוני של האינפלציה הצפואה במנוחי מדד המהירים לצרכן לשנים עשר החודשים הקרובים, הנגורות משוק ההון, בפיגור של חודש אחד, *Exp*. ספציפיקציה זו ביחס לפיגור באינפלציה הצפואה נובעת מן העובדה שבנק ישראל קובע את שיעור הריבית לחודש מסוים בסופו של החודש הקודם, כךSSI שיעור האינפלציה הצפוי, הרלוונטי לקביעת המדיניות המוניטרית הוא השינוי הזמן בעת קביעת המדיניות, כולל זה של החודש הקודם. אמידתה של משווהה זו אינה נחוצה לאميدת המודל – מפני שרמת הציפיות נצפית בזמן – אלא לעריכת סימולציות דינמיות.

הגדרת משווהות רגסיה זו מtabסת על הקונצפציה ששיעור האינפלציה במצב מתמיד נקבע על ידי גודל הגירעון בתקציב המgor הכלכלי המאוחד. באינדיקטור לתוואי התפתחותו של גירעון זה בטוחה הקצר השתמשנו בגירעון בתקציב הממשלה ובירחס החוב הציבורי לתמ"ג, הנמדד כאן על ידי המשנה פיסקל (Fiscal Index, FI, שפיתחו Dahan and Strawczynski, 1997). משווהות הרגסיה שנameda היא:

$$(6) \quad Exp = x(0) - x(1)d_{973aft} + x(3)(FI(-1) + FI(-2))/200 + \\ x(4)dP(-1)*4 + x(5)d_{973aft}dE*4 + x(6)Exp(-1).$$

#### על פי תוצאות האמידה:

- (1) שיעור העליה הרבעונית של מדד המהירים לצרכן, *dP*, בפיגור והפיחות הבו זמני בשער החליפין, *dE*, לאחר המעבר לנoid טהור של שער החליפין ביולי 1997, משפיעים בטוחה הקצר על עיצובן של הציפיות.
- (2) אומדי המקדמים של הרגסיה מלמדים שהഫחתה של נקודת אחוז אחת במדד הפיסקל מtabטאת בירידה דומה של שיעור האינפלציה בטוחה הארץ. יתרה מזאת,

<sup>21</sup> נמצא כי השפעת פיחות שער החליפין על האינפלציה במחירי התוצר שווה ל-1.0. لكن, העובדה שגמישות האינפלציה במדד המהירים לצרכן ביחס לאינפלציית מחדרי התוצר שווה 0.64-0.64. מלבדה כי השפעתו העקיפה של הפיחות בשער החליפין על אינפלציית מדד המהירים לצרכן שווה לאחיזה האמור.

<sup>22</sup> זהו חישוב מקרוב, משומש להפיחות בשער החליפין הכלכלי ואינפלציית המהירים לצרכן אינם זהים בהכרח בתנאי יציבות.

פיהות ובעוני של שער החליפין הנומינלי בנקודת האחוז אחת תום עלייה באינפלציה הצפואה בשיעור של 0.32 נקודת האחוז, אחרי המעבר לניר טהור של שער החליפין ב-1997.

השפעת המהירים בפגיעה על האינפלציה הצפואה במידה שהציפיות מכילות רכיב הצופה אל העבר, עובדה התומכת בהגדתו של רכיב הציפיות הצופה אל העתיד במשווה (4) לעיל, ואילו השפעת פיהות שער החליפין אחרי יולי 1997 במשווה זו מתיישבת עם התזקות ההשפעה הבו-זמנית של השינוי בשער החליפין על האינפלציה, שנמצאה במשווה המהירים לצרכן (משווה 5).

#### (5) משווה קביעת השכר הנומינלי

המשווה של התאמת השכר הריאלי,  $dw$ , מובסת על הгиישה שלפיה עובדי המగזר העסקי קובעים את שכרם בהתאם על האינפלציה הצפואה,  $Exp$ , ועל תנאי שוק העבודה, הננדדים על ידי רמת הפעילות,  $y$ . ציפיות אינפלציה גבוהות יותר תומכות באינפלציית שכר גבוהה יותר, ואילו פעילות כלכלית מוחלשת מאטיה תחלה זיה. ניתן לנסח את קביעת השכר כדלקמן:

$$(7.1) \quad dw = Exp + F(y) .$$

פיתוח טיילור של  $F(y)$  סביר תעסוקה מלאה,  $y^*$ , מניב את משווה השכר לטובה קצר הבא:

$$(7.2) \quad dw = Exp + F(y^*) + F_1(y^*)(y - y^*) .$$

בטוח האורך, קצב שינוי השכר הריאלי לייחודה של תשומת עבודה צריין להשתנות לאינפלציה הצפואה ועוד המגמה ארכות הטוחה של עלייה הפריון,  $dprod$ .<sup>23</sup> מכאן שניתן לכתוב את המשווה (5.2) לעיל כדלקמן:

$$(7.3) \quad dw = Exp + f_2 dprod^* + F_1(y^*)(y - y^*) .$$

הרגסיה שנאמדה ומוצגת להלן כמשווה (7.4) הוא נוסה מורחב של המשווה (7.3) לעיל. בاميידה לא היו בידינו נתונים על השכר לייחודה תשומת עבודה, ולכן היה עלינו לחשב אומדן למשנה זה בהתאם על מספר הנחות פשוטות. (ראו נספה 4).

$$(7.4) \quad dw = w(0) + w(1)dq_2 - w(2)d951 + w(3)dprod + w(4)Exp/4 \\ + w(5)dw(-4) - w(6)gap(-2) - w(7)Ecw(-1) .$$

---

<sup>23</sup> צרייך להיות שווה לפחות בתנאי תחרות משוכלה.

הרגرسיה נameda כמשוואת של תיקון טעות באמצעות שימוש במשתנה  $Ecw$ , המודד את סטיית השכר הכלכלי מהרמה התואמת את הקשר הקויאינטגרטיבי בין מחירי התוצר, השכר הכלכלי ופריון העבודה (במנוחה לוגריתמים).<sup>24</sup> תיקון הטעות מבטיח את הahnosot השכר הריאלי בטוחה הארוך במונחים של מדד תוצר המגדיר העסקי לרמה השווה לו של פריון העבודה. משתנה הדמה  $dq_2$  הוא בגין הגורם העוני רביעי השני, ומשתנה הדמה  $d951$ , המוגדר כשווה ל-1-רביעי הראשון של 1995 ול-0 אחרת, מתייחס לשינוי בסיווג נתוני השכר מאז רביע זה. תוצאות האמידה מלמדות כי:

- (1) ללא הטלת מגבלות על מקדמי הרגרסיה נדחתה ההשערה שמקדמי האינפלציה הצפואה ופריון העבודה שוויים ל-1-בטוחה הארוך. ואולם בהטלת מגבלה פחחות חזקה, המחייבת שוויון בין האמישות של הפריון לו של האינפלציה (3)  $w = (4)w$  נתקבל שלא ניתן לדוחות את ההשערה האמורה, תוצאה התואמת את הציפיות הרציונליות בטוחה הארוך וקביעת שכר תחרותי.<sup>25</sup>
- (2) סימן פער התוצר הוא שלילי צפוי.
- (3) המקדם של תיקון הטעות היה שלילי וaterno באופן מובהק מאפס. תוצאה זו מלמדת כי הסטייה מהקשר ארוך הטועה בין השכר, המהירים והפריון נוצרת באמצעות התאמת השכר הכלכלי, ואילו מחירי המגורר העסקי נשאים אקסוגניים לתהליך זה (משוואת 3).

#### (6) משוואת הפריון בטוחה הקצר

משוואת זו נameda באמצעות רגסיה מסוג  $2sls$  מחוץ למודל. משוואת זו אינה נחוצה לאמידת המודל אלא לביצוע של סימולציות דינמיות. המשנה התלווי,  $dprod$ , מודד את השינוי בתוצר ליחידת תושמת עובודה בלוגריתמים. הספכיפיקציה של הרגרסיה מבוססת על הפרש מסדר ראשון של הקשר הקויאינטגרטיבי בין פריון העבודה, מחירי תוצר המגורר העסקי והשכר הריאלי. היא אינה כוללת רכיב של תיקון סטייה הקשור הקויאינטגרציה, משום שלא סביר להניח כי שינויים טכנולוגיים תלויים בתנודותיוו השכר הכלכלי ומהירות התוצר. המשוואת הנameda היא כדלקמן:

$$(8) \quad dprod = cc(0) + cc(1)dw - cc(2)dPgdp_{bs} + cc(3)dw(-4) - cc(4)dPgdp_{bs}(-4) - cc(5)resdprod(-4).$$

**מאחר שהשינוי בפריון העבודה בפיגור, המשמש משתנה תלוי ברגרסיה, מותאם**

<sup>24</sup> דין במשוואת הקויאינטגרציה ראו בחלק העוסק באינפלציית מחירי התוצר של המגורר העסקי.

<sup>25</sup> תוצאות האמידה המדווחות כאן הן מתוך הגרסה של הרגרסיה עם מגבלות.

עם השינוי בפיגור בשכר הריאלי בMONTHS של מחירי התוצר של המגור העסקי, הרכזו תחילת את השינוי בפרון על השינוי בשכר הריאלי, והשתמשו בשארית של רוגסיה זו, *resdprod*, כמשתנה מסביר במשווה לעיל. לפיכך המקדם  $cc(5)$  מודד למשה את השפעתם של שינויי העבר בפרון העבודה המשווה. על פי תוצאות האמידה:

(1) ללא הטלת מגבלה על מקדמי הרוגסיה לא יהיה ניתן לקבל מקדים שיתיחסו עם מקדמי הקשר הקואינטגרטיבי בין הפרון, מחירי התוצר והשכר הנומיינלי, ככלומר יהיו שווים ל-1 (לאחר התייחסות להשפעת הפיגורים) ואולם לאחר הטלת מגבלות פחות חזקות, שעל פיהם:

$$cc(1) = cc(2) = cc(3) = cc(4), \text{ וכן}$$

לא יהיה ניתן לדוחות את ההשערה שסכום המקדים מקיימים את התנאי  $cc(1) + cc(3) = 1$ . מכאן זה עולה בקנה אחד גם עם ההנחה בדבר קביעה שכר תחומי בטוחה הארוך.

(2) מקדם השינוי הבו-זמני בשכר הריאלי התקבל כחיובי ותואם התנחות של פירמה המיעלת את פעולותיה בתגובה על עלייה של השכר הריאלי, וזאת באמצעות העלאת יחס ההון לעובדה.

#### (7) שיעור הריבית של בנק ישראל

לאורך ארבע שנים במסגרת תקופה האמידה, 1990-1993, התמקד בנק ישראל בעיקר בדאגה ליציבות שוק מטבע החוץ ולצמיחה המשק. מדיניות זו התבטה בשיעור שלילי של הריבית הריאלית קצר הטעוה במשך רוב התקופה האמורה. רשותית אימצה הממשלה ב-1994 מדיניות של יודי אינפלציה: מפטמבר 1994 ואילך השתמש בנק ישראל מפורשת בשיעור הריבית הנומיינלית לטוח קצר בידיו המדיניותו המוניטרית. בעשותו כן נטה הבנק את שער החליפין הנומיינלי כעוגן נומינלי, ואפשר יתר גמישות בשער החליפין; זו הגעה לשיאה ברבע השלישי של 1997, בהנחת משטר של ניוד שער החליפין ללא כל התערבות.

אנו מתייחסים למשווה הנameda כתיאור של הגורמים שהופיעו בטוחה הקצר על קביעה הריבית הנומיינלית, אף שיתacen כי אלה משקפים את פונקציית התגובה של הבנק המרכזי. (ראו הביקורת של Christiano et al., 1998.) הסpecificציה שלנו למשוואת ריבית בנק ישראל מבוססת על ההנחה כי לפני הנחתם של יודי האינפלציה קביעה שיעור הריבית הייתה תלויה בפער התוצר, בערכי שיעור הריבית בפיגור (לחלוקת שיעור הריבית) ובכיפיות האינפלציה, ואילו לאחר אימון יודי האינפלציה, ב-1994, התוסף יעד האינפלציה כמשתנה מסביר למדיניות המוניטרית.

כמשמעותה מסביר במשווהה הנameda כלנו את ציפיות האינפלציה ואת ריבית בנק ישראל בפיגור (כפי שמוסבר בהמשך); כמובן, לא כלנו את יעד האינפלציה לפני 1994, לפני שנת הנהוגם. משווהת הרוגסיה לתקופה זו הוגדרה אףו כדלקמן:

$$(9a) \quad i_m = r(0) + r(1)Exp - r(2)(gap(-1) + gap(-2))/2 + r(3)i_m(-1).$$

בהתהשך בשינויי מדיניות אלו, ניסחנו את משווהת הרוגסיה שלנו באופן שמאפשר לבדוק את ההשערה שליפה ב-1994 ו-ב-1997 חלו שברים מבנים בניהול המדיניות המוניטרית. עשוינו זאת באמצעות הכפלת ציפיות האינפלציה במשתני דמה לתקופות שאחרי 1994 ואחרי 1997 והתייחסות ליעדי האינפלציה, *Target*, אחריו הרביעי השני של 1994. משתנה הדמה הראשון הוא  $d_{942aft}$ , המכבל את הערך 1 לאחרי הרביעי השני של 1994, ומשתנה הדמה השני הוא  $d_{973aft}$ , המכבל את הערך 1 לאחרי הרביעי השלישי של 1997. משותנה זה מכפיל רק את משתנה הציפיות, *Exp* (המודגר בסעיף ב.3. לעיל), ואילו משותנה הדמה הראשון מכפיל גם את משתנה יעד האינפלציה.<sup>26</sup> זאת מושם לפני ההכרזה על יעדי האינפלציה משותנה זה לא היה רלוונטי למединיות המוניטרית. בעקבות שינויים אלו משווהת הריבית (9a) הוחבה באופן הבא:<sup>27</sup>

$$(9b) \quad i_m = r(0) + r(1)Exp\_1 + r(11)d_{942aft}Exp + r(12)d_{973aft}Exp -$$

$$r(2)(gap(-1) + gap(-2))/2 + r(3)i_m(-1) - r(4)d_{942aft}Target.$$

בדומה ל-Clarida et al. (1998, 2000), אנו רואים במשווהה (9b) נוסה מצומצם של שתי משותנות התהוגות בסיסיות של הבנק המרכזי, המצדיקות את השימוש בריבית בנק ישראל בפיגור. המשווהה הראשונה משקפת את התפתחות שיעור הריבית הנומינלית המוגדר כ"יעד מדיניות",  $T^i$ , והשנייה מתארת את שיעור הריבית הנומינלית של בנק ישראל בפועל כממוצע משוקל של אותו יעדי ריבית נומינלית ושל שיעור הריבית בפועל בתקופה הקודמת, דהיינו:

<sup>26</sup> האמידה שבמשווהת הדמה לתקופה שלאחר 1997 הוכפל גם ביעדי האינפלציה לא הניבה תוצאות מובהקות; لكن אנו מעריכים את המאוחרות מפשיטם את ההציגה.

<sup>27</sup> בחרנו לאמר בפרט את מקדם הציפיות ואת מקדם של יעדי האינפלציה כדי להימנע מלכלול את יעדי האינפלציה כמשווהת מסביר כשהוא לא היה אמור להיכלל במשווהה: אם בפועל  $i_m = r(0) + r(1)Exp\_1$ , יהיה ניתן לקבל תוצאות טובות יותר הספיציפיקציה  $i_m = r(0) + Target + r(1)(Exp\_1 - Target)$  גם אם יעדי האינפלציה, *Target*, אינם מופיעים על קביעת הריבית הנומינלית,  $T^i$ . עם זאת, גם שיטת האמידה שנטנו אינה מכתיחה שיעור האינפלציה יכול בוגר יותר כך כשהוא רלוונטי. זאת מושם שבתקופת האמידה המתאים בין בין האינפלציה הצפואה היה גבוה, כך שהכללו במשווהה משותנה חופשי יכולת עדין להניב תוצאה מובהקת ולשילנית בגין המקרים של יעדי האינפלציה גם אם הוא אינו רלוונטי.

$$(9c) \quad i^T = \theta(0) + \theta(1)Exp\_1 - \theta(2)Target - \theta(3)(gap(-1) \\ + gap(-2)) / 2 .$$

$$(9d) \quad i_m = r(3)i_m(-1) + (1 - r(3))i^T$$

ניתן לסדר מחדש את רכיבי המשוואה (9b) ככלל טילור:  
לשנים 1994-1997:

$$(9e) \quad i_m = r(0) + (r(1) + r(11) - r(4))Target + (r(1) + r(11))(Exp - Target) - r(2)(gap(-1) + gap(-2))/2 + r(3)i_m(-1) .$$

אחרי 1997:

$$(9f) \quad i_m = r(0) + (r(1) + r(11) + r(12) - r(4))Target + (r(1) + r(11) + r(12))(Exp - Target) - r(2)(gap(-1) + gap(-2))/2 + r(3)i_m(-1) .$$

מהסתטיפה של המשוואות אלו עולה כי השינוי בתגובה בנק ישראל לשינוי ב策יפות אחרי 1994 ולאחר 1997 השפיע על המקדם של הסטטיה מיעד האינפלציה:  $r(1) + r(11) + r(12)$  לתקופה 1997-1994, ו-  $r(1) + r(11) + r(12)$  לתקופה שאחרי 1997. בטוחה הארוך פער התוצר מתאפס, ואם רמת האינפלציה של הטוחה הארוך תואמת את יעד האינפלציה, ומשוואת פישר מתקינה, קרי:  $i_m = R + Target$  (כאשר  $R$  הוא שיעור הריבית הריאלית לטוחה קצר), אז מתקבל כי

$$r(1) + r(11) + r(12) + r(3) - r(4) = 1^{28}. \quad R = r((0)/(1-r(3)))$$

אנו מניחים כי שיעור הריבית הריאלית,  $R$ , אינו מושפע מן המדיניות המוניטרית, אלא מגורמים ריאליים. כתוצאה לכך, הוא אינו אמור להיות מושפע משינויים בעוצמת התגובה של הבנק המרכזי על סטטיה של策יפות האינפלציה מיעד האינפלציה. מסיבה זו לא הכללו משותנה דמה בחותך של הרגסיה הנאמדת, חוף הכלילתו במשוואת策יפות לאינפלציה, כמויצג את השינוי במדיניות התגובה של בנק ישראל על זעומי האינפלציה.

עם זאת ניתן לטעון כי הריבית הריאלית במשוואה דלעיל עשויה להשתנות במהלך הזמן, ولو מהסיבה הפחותה שהבנק המרכזי כיוון את מדיניותו בתקופות שונות לריביות ריאליות קצרות מועד שונות. נראה בהמשך כיצד הגדרת המשוואה הנאמדת

---

<sup>28</sup> המקדם שבטוגרים מופיע בתנאי זה רק אחרי 1997.

לעיל אפשרותה לנו להתמודד חלקית עם ביקורת זו, כאשר מטילים על תוצאות האמידה את המגבלה של קיומם משווה פישר בטוחה הארץ<sup>29</sup>.

בגרסה הנאמדת של המשווה (pd) כלנו גם ממשני דמה לחתך,  $d_1, d_2, d_3$ , כדי לחת ביטוי באמידה לתקופה מסוימת של מתפקידים ספקולטיביות על משטר שער החליפין המנוח, ומשתנה דמה  $d_{98q4}$ , בגין המשבר ברבע האחרון של 1998, בתקופת ניוד שער החליפין<sup>30</sup>. הכללים של משתני דמה אלה נדרשת מסווג שכאזר בנק ישראל הגביל למשברי שער החליפין בהעלאת הריבית, ציפיות האינפלציה ירידו בסופו של דבר, אולם שיעור הריבית נותר ברמה גבוהה, כך שהתייחסות לאינפלציה הצפואה בלבד במאורעות אלו עלילה להטotta את המקדים הנאמדים של האינפלציה הצפואה. השתמשנו גם במשתנה דמה נוספת  $d_{02q1}$ , כדי להעניק באיזו מידת הפחתת הריבית ברבע הראשון של 2002 חרגה מאופן קביעת הריבית על ידי בנק ישראל.

על פי הנאמר לעיל הסימן של משתני הדמה הספקולטיביים צריך להיות חיובי, ואילו סימנו של משתנה הדמה של 2002 צריך להיות שלילי. על פי תוצאות האמידה:

- (1) כל אומדי המקדים נמצאו מובהקים עם הסימנים הצפויים, ומאשרים את ההשערה שהייתה ריסון מוניטרי הדורגתי הן אחרי 1994 והן אחרי 1997, עם הפחתה חריגה של הריבית ברבע הראשון של 2002.

- (2) מהתוצאות האמידה עולה המשווה הבאות ל"עד הריבית הנומינלית" של בנק ישראל (המוגדר לעיל):

בתקופה II/IV-1994/1989 :

$$(9g) \quad i^T = 0.054 + 0.563Exp^* - 0.188(gap(-1) + gap(-2))/2 .$$

בתקופה III/III-1997/1994 :

$$(9h) \quad i^T = 0.054 + 0.764Target^* + 2.032(Exp^* - Target^*) -$$

$$0.188(gap(-1) + gap(-2))/2$$

$$i^T = 0.054 + 0.764Exp^* + 1.268(Exp^* - Target^*) - 0.188(gap(-1) + gap(-2))/2$$

$$\text{או: } + gap(-2))/2$$

<sup>29</sup> אלו מודים לדודALKIMS מהמחלקה המוניטרית של בנק ישראל על הערטו בעניין אפשרות של שינוי הריבית לאורך הזמן.

<sup>30</sup> שלושת משתני הדמה האחרים מתייחסים לתקופות: I/IV, 1990/I, 1991/IV ו-IV/1992.

בתקופה II/III-2002/1997:

$$(9i) \quad i^T = 0.054 + 1.362Target^* + 2.630(Exp^* - Target^*) - \\ 0.188(gap(-1) + gap(-2))/2$$

$$i^T = 0.054 + 1.362Exp^* + 1.268(Exp^* - Target^*) - 0.188(gap(-1) \\ + gap(-2))/2$$

(3) רמת הריבית הריאלית קצרה המועד בטוחה הארוך שווה לכ- 5.4 אחוזים.

(4) תగוכת הבנק על שינוי באינפלציה הצפוייה עלתה אחרי 1994 ו-1997. תוצאה זו מתyiישבת עם שתי הגירסאות של משוואות (9h) ו-(9i) לעיל.

(5) לא מתקיים לכואורה תנאי פישר, הקשר בין הריבית הconomית לריבית הריאלית ולאינפלציה, וזאת מפני שהקדם של יעד האינפלציה שונה מ-1. מבחני Wald שערכנו על המקדם של יעד האינפלציה במסוואות לעיל מלמדים כי לגבי תקופת המשנה שאחרי 1997, ניתן לדחות את ההשערה שלפיה הוא שווה ל-1 ברמת מובהקות של חמישה אחוזים לטובת ההשערה כי הוא גבוה מ-1, ולגביה תקופת המשנה שבין 1994 ל-1997 ניתן לדחות את אותה ההשערה (רק ברמת מובהקות של 6.6 אחוזים) לטובת ההשערה שמקדם יעד האינפלציה נמוך מ-1. ניתן אפוא לכתוב את משואה (9i) כדלקמן:

$$(9j) \quad i^T = (0.054 + 0.362Target^*) + Target^* + 2.630(Exp^* - Target^*) \\ - 0.188(gap(-1) + gap(-2))/2$$

$$i^T = (0.054 + 0.362Exp^*) + Exp^* + 1.268(Exp^* - Target^*) \\ - 0.188(gap(-1) + gap(-2))/2$$

הפרשנות האפשרית לגרסה זו של תוצאות האמידה היא, שהמדיניות המוניטרית של בנק ישראל אחרי 1997 כיוונה לשיפור ריבית ריאלית גבוהה מה ממוצע לעיל, בפקטור השווה ל- $0.362Target^*$ . בדומה לכך כיוון בנק ישראל בשנים 1994 עד 1997 לריבית ריאלית נמוכה מה ממוצע בפקטור של  $0.256.Target^*$ . פרשנות זו מתyiישבת גם עם הגירסה השניה של המשוואות לעיל ( $g_g$ - $i^T$ ), עבור ריבית  $i^T$ , גירה שבה במקום יעד האינפלציה הוצבה האינפלציה הצפוייה.

תוצאות האמידה שלנו מוצויות בטוחה של Clarida et al. (1998), המדווחים כי מקדמי סטיית האינפלציה הצפוייה מיעד האינפלציה נע בטוחה שבין 0.90 עבור הבנק

המרכזי של איטליה בין השנים 1981 ו-1989, ל-2.04 Über den bank המركזי של יפן בין 1979 ל-1994; לבנק הגרמני היה מוקדם של 1.31 בין 1979 ל-1993 ולבנקים של אנגליה וצ'רפת – סביב 1 לתקופות 1979-1983 ו-1989-1993, בהתאמה. המוקדים המקבילים של פער התוצר לאוthon תקופות היו: 0.22, 0.08, 0.25, 0.19 ו-0.88, <sup>31</sup> בהתאם.

(7) **שיעור הריבית על האשראי לטוווח קצר**  
 הבנקים המסחריים בישראל נוהגים לקבוע את שיעור הריבית שהם גובים על הלוואות תוך התייחסות לריבית בנק ישראל כאמור מידה. הבנקים המסחריים מוסיפים לריבית, שקובע בנק ישראל מירוח קבוע, המשקף את כוחם המונופוליסטי בשוק האשראי, ועליז מוסיפים פרמיית סיכון. מדיניות תמהור זו עומדת מהורי הספציפיקציה של הרוגרסיה הנאמדת, שבה המשנה התלויה שעבור הריבית הגומינלית של הבנקים המסחריים לטוווח קצר על קווי אשראי המשנה המסביר הוא ריבית בנק ישראל, והחותך של הרוגרסיה כולל את השפעת המירוח המוזכר לעיל<sup>32</sup>.

$$(10) \quad i_{hhd} = ih(0) - ih(1)d_{91aft} + ih(2)i_m + ih(3)i_{hhd}(-1) + ih(4)AR(1).$$

הרוגרסיה הנאמדת כוללת משנה דמה לחות כדי לחת ביטוי לתקופה שאחרי שנת 1991, שבמהלכה הונגה ליברליזציה בזרמי ההון הכספי והיווצאים מהארץ, החל באשראי הצמוד למטען ונקוב במטען. תוצאות האמידה מעידות כי:

(1) מוקדם הדמה הוא שלילי וניכר בגודלו (למעלה מ-7 נקודות אחוז);

(2) מוקדם הריבית של בנק ישראל, לאחר התייחסות להשפעת הפיגורים של הרוגסורים, מתקרב ל-1 אך גדול ממנו באופן מובהק. מסקנה זו טמונה בתוצאות מבחן WALD, שמננו עולה כי  $1 > ih(2) + ih(3) + ih(4)$ . תוצאות האמידה המדווחות בספק 3 מתייחסות לאמידה הכוללת את המגבלה האמורה, אף שהיא אינה מתקינה בתקופת האמידה, כדי להבטיח את התכונות המודל בטווה הארץ.

#### ג. סיכום ההשלכות של תוצאות האמידה

אחד מהמצאים העיקריים בעבודה זו הוא שהנתונים מאפשרים לבחין בין שלושה משתרים מוניטריים שונים. הראשון, טרם הנטגתם הרשמי של יודי אינפלציה לפני 1994, השני בין 1994 ל-1997, והשלישי אחרי 1997, עם המעבר לנירוטה של שער

<sup>31</sup> תוצאות אלו אין בנות השואה עם התוצאות שלנו באופן מלא, מפני שפער התוצר הרלוונטי לאמידה של Clarida et al. (1998) מתייחס לרמת הפעולות העתידית הצעירה, ואילו באמידה שלנו, פער התוצר מתייחס לנוני העבר ונקבע במלואו על ידי הביקוש.

<sup>32</sup> תמהור מסווג זה מתיישב עם מבנה מונופוליסטי של שוק האשראי ועם פונקציה אקספוננציאלית (בריבית) של הביקוש לאשראי.

החליפין. מצאנו עוד, כי שער החליפין הריאליים והנומינליים נauseו רגשים יותר לפער שבין הריבית על אשראי במטבע מקומי ובין הריבית על אשראי במטבע חוץ לאחר ניודה המוחלט של שער החליפין, וכי קוצר הפגור שבו שינוי בשער החליפין הנומינלי משפיעים על שעור האינפלציה במידה מהירות לצרכן. הופעה זו מאפיינה גם את השפעתו הבו-זמנית של פיהות שער החליפין על האינפלציה הצפוייה.

### 3. טיב ההתאמה ופונקציית תגובה לזעומים

#### א. טיב ההתאמה

כדי להעריך את טיב ההתאמה של המודל, ערכנו סימולציה דינמית לתקופה המדגמת. לו אופיין המשק בשינויים מבניים שלא השתקפו במקדים הנאמדים, היינו מצפים כי תחזיות לאפקטים ארוכים יסטו משמעותית מערכיהם בפועל של המשתנים האנדוגניים המקבילים כתוצאה מהשינויים האמורים. טיב ההתאמה הלא מספק במקרה זה יהיה משתקר גם בשאריות של משוואות הרגרסיה, ואכן, אין ביצוע של סימולציה דינמית מידע נוסף על המידע הכלול בשאריות של המודל הנAMD<sup>33</sup>. במובן זה ניתן לומר כי הסימולציה שערךנו היא שיטה לבדיקת טיב ההתאמה של המודל הנAMD (איור 1). בהקשר של תוצאות הסימולציה הדינמית עליינו להעיר:

(א) ביצועי המודל שלנו חלים למדי במקורה של משוואת השינוי בשכר הנומינלי. ניתן ליחס זאת בעיקר לביצועיה החלשים של משוואת הפרין. מסקנה זו מתמכת בתוצאות הסימולציה, שעליה איננו מדווחים כאן בפרט סימולציה הנשענת על נתוני הפרין בפועל ומניבה תוצאות מדויקות יותר לגבי התפתחות השבר ברגע העסקי.

(ב) תחזיות האינפלציה וציפיות האינפלציה לשנים 1992-1994 גבוהות יחסית להתפתחותם של שני משתנים אלה בפועל, ועליה מהן כי המודל אינו מסביר באופן מניה את הדעת את כל הידיעה בשיעור האינפלציה אחרי 1991. סטייה זו משפיעת גם על ערכי שיעור הריבית הראילית בדיעד (ex-post), שהם נמכרים מערכיהם בפועל ומשתקפים בפרט תוכר נמוך יחסית באותה השנה.

#### ב. אפיון התמסורת של המדיניות המוניטרלית

בחילק זה נציג פונקציית תגובה על זעומים בשיעור הריבית של בנק ישראל. המטרה היא לאייר את רצף השינויים שנצפו בשוק – מן השינוי ברכיבת בנק ישראל ועד למיצוי השפעתו על הפעולות בשוק ועל המהירים.

לנוחה השברים המבנאים המתוארים בחלקים הקודמים, אנו מציגים כאן פונקציית תגובה על זעומים בתנאי המשטר המוניטרי שדר אחריו 1997 (איור 2). הعلاה

<sup>33</sup>.(1989) Pagan

התחלתי של ריבית בנק ישראל בשיעור של נקודה אחת מוכילה מיד לעלייה שיעורי הריבית הכלכליים על האשראי, ליחסו נומינלי (בכ- 0.3 אחוז), וכן לירידה של האינפלציה הן במונחי מהירות התוצר והן במונחי ממד המהירים לצרכן, ושל האינפלציה הצפוייה, לעלייה שיעור הריבית החלקית מייסוף שער החליפין הכלכלי אל המהירים, שכתוכאה ממנה ירידת המהירים של המוצרים הסחרים גדולה מזו של מהירות התוצר. ניתן אפוא לומר, כי במקרים כתנים ופתוחים שער החליפין הכלכלי הפעיל להתמננות מיידית של האינפלציה, למשל בעקבות ריסון של המדיניות המוניטרית, מגביר את עצמת הריסון יותר מאשר במקרה סגור. במקרה של ישראל הממצאים לסטודנטים כי השפעה זו מצומצמת יחסית: ירידת המהירים המרכיבית (בריבוע הראשוני שאחרי הזעוזוע) מסתכת בשמונה עשריות האחוז, וירידתם המצתבתה באביבה הרבעית האחרון – ב-2 עשריות האחוז בלבד.

ברבעים שלאחר הזעוזוע פועלים שיעור הריבית הריאלית הגובה ושער החליפין הריאלי המוסיף למיתון הפעולות הכלכלית. פער התוצר בשיאו (בפיגור של 7-8 רבעים) שווה לכ-40 אחוזים מהזעוזוע הדאשוני בשיעור הריבית (בנוקודות האחוז), ובמצטבר הוא גובה פי 1.3 מהזעוזוע המקורי במהלך אותה התקופה.

בשלב זה הבנק המרכזי מצוי בתחום הורדה הדרגתית של הריבית (לאחר העלאתה הראשונית), מדיניות התומכת בתהיליך הדרגתית של האטה הייסוף בשער החליפין הכלכלי והריאלי ושל דפלצית המהירים. אולם פער התוצר, שגדל עקב ההשפעה בפיגור (5-6 רבעים) של הריבית הריאלית הגובה ושל שער החליפין הריאלי המיסף, לוחץ לירידת האינפלציה של מהירות התוצר (בפיגור של 2-3 רבעים) ושל האינפלציה במונחי ממד המהירים לצרכן (בפיגור של רבע נוסף), ובכך גולשת האינפלציה לשפל נוסף (איור 2). שקע האינפלציה השני הוא בעוצמה של כ-50 אחוזים מהראשון במקרה של האינפלציה השנתית (המצטברת) במדד המהירים לצרכן ושל כ-75 אחוזים במקרה של האינפלציה השנתית במדד התוצר של המגזר העסקי.<sup>34</sup>

משן הפיגור שבו משפיעה המדיניות המוניטרית על הפעולות, ובאמצעותה על האינפלציה, מציב את ישראל, ביחס לmaskims אחרים, בקטעה הארוך של התווחה. כך, למשל, במקרים גדולים, שחקם סגורים יחסית, כגון ארה"ב,シア השינוי בתוצר נצפה, על פי Vinals and Valles (1999), 4-8 רבעים לאחר שינוי הריבית, ואילו המשק הישראלי מגיע לשיא זה לאחר כ-8 רבעים.

התארכות תהיליך ההתאמה של פער התוצר למדיניות המוניטרית נובעת מאופיו האוטו-רגסיבי. לדוגמה, הקטנת מקדם פער התוצר בפיגור בחמיישים אחוז פועלת לקיצור משך הسطייה של הפעולות הכלכלית משינוי משקל בשני רבעים, ומבלטת

<sup>34</sup> תחום התנוורתי של האינפלציה גדול יותר כשהתגובה לزعוזוע היא במונחי ממוצע נוע של האינפלציה לאביבה רבעים.

כמעט כליל את התנדותיות בעור התוצר – מפחיתה אותה מ-45.0 נקודות אחוז ל-28.0 נקודות אחוז בלבד.

ירידת המהירויות במשק האירופי (EU-11) מתחילה בשנה השנייה לאחר שינוי הריבית, והשיא בירידת האינפלציה נצפה בשנה השלישית. לגבי ארה"ב המספרים המקבילים הם הרביעי השלישי בשנה הראשונה לאחר שינוי הריבית והשנה השנייה ה翔ני של התוצאות סייעו עליה המהירויות בשל האת הפעולות מתחילה בשנה השנייה, ומגיע לשיאו בסוף השנה השלישית ובתחילת השנה הרביעית.

בסיום, בתהליך האת האינפלציה אחרי העלאה שיעור הריבית ניתן להבחין בין שני שלבים: ההשפעה המידית, שמקורה נומינלי, והוא מאפיינת משקים קטנים ופתוחים – השפעה הנובעת מן הייסוף בשער החליפין הנומינלי וממשיכה לפעול לאורך שמונה רביעים אחרי הזועזע בשיעור הריבית. מקור ההשפעה בסיכון השני הוא בעיקר הפעולות הריאלית, דרך השפעתו המנתנת של פער התוצר החיווי על האינפלציה. בעוד שהשפעה דומיננטית של הריבית בעורן פער התוצר מאפיינת משקים גדולים וסגורים יחסית, השפעת שער החליפין בעורן זה – הэн במישרין על המהירויות והן בעקבותיו דרך התוצר – היא ייחודית למשקים פתוחים.

#### 4. פער התוצר לעומת האינפלציה במשטרים מדיניות שונים

##### א. תחזיות דינמית

בSIMOLCZIA זו אנו עוקבים אחר התפתחות המשק במשך תקופה נתונה בשלושת המשטרים המוניציפיים שזוהו באמידה, בהנחה שמשטרים אלה נותרו ללא שינוי לאורך כל תקופה הסימולציה. תרגיל זה מאפשר לנו להשוות את רמות האינפלציה ופער התוצר בתקופות שונות, תחת חלופות של משטרים מדיניות במונחי מסייעת לדון בסוגיות אפיקו של המשק הישראלי בסוף תקופה האמידה במונחי האינפלציה ופער התוצר בכל אחד משלשות משטרים המדיניות, אילו נהגו משטרים אלה ברכזיות מאז 1994. עם זאת, התרגיל אינו שකול לחישוב יחס ההקרבה הקונבנציונלי. בתרגיל שלנו עוצמת התחלופה שבין האינפלציה לתוצר מותנית בהתפתחותם של משנים אקסוגניים במודל בתקופה האמידה, ולא כן בחישוב הקונבנציונלי של יחס ההקרבה. בסימולציות הדינמיות שערכנו תחת כל אחד משלשות משטרים המדיניות הנחנו התפתחויות זהות במשנים האקסוגניים.

תוצאות הסימולציות מלמדות כי משטר המדיניות שהונаг אחרי 1997 מאפשר הורדת משמעותית יותר של שיעור האינפלציה במחair אותה עלייה בעור התוצר, יחסית לשני המשטרים הקודמים (איור 3). אילו יושמה המדיניות של 1997 בשנת 1994, היה שיעור האינפלציה יורדת מ-15 אחוזים ב-1994 עד קרוב לאפס בסוף תקופה האמידה (תחילת 2002). שיעורי האינפלציה השנתיים המקבילים, בסוף תקופה

הסימולציה, עברו משתרי המדיניות של 1994 ו-1990, היו 8.5 ו-10 אחוזים, בהתאם; משemu, שהמדיניות של 1994 הייתה בלתי יעילה יחסית, מפני שהיא נמצאה תואמת למסלול של פער התוצר שאינו שונה במהותו מזה ששרור במשטר המדיניות של 1997, אך מסלול האינפלציה שלו גבוהה בשיעור ניכר מזה של 1997 וקרוב למושטר של 1990.<sup>35</sup>

ראוי לציין כי בסימולציות הדינמיות שערכנו גדל פער התוצר בסוף תקופת הסימולציה בשלושת המשטרים המוניטריים – קרוב לוודאי כתוצאה משינויים במשתנים האקסוגניים. כדי לנכota בORITY האפשר את תרומתם של המשתנים האקסוגניים, המשותפים לכל שלוש הסימולציות, להרחבת פער התוצר, חישבנו את הعلاות השולית של האינפלציה במונחים של הפסד התוצר לפי משתרי המדיניות של 1994 ושל 1997 ביחס זהה של 1990; זאת על ידי השוואת הפסד התוצר שהיא כרוכת בהורדת האינפלציה תחת המשטרים של 1994 ו-1997 מעבר לירידה שכבר נרשמה לפיה המשטר המוניטרי של 1990. מתברר שהפסד התוצר השولي האמור שווה ל-60 אחוזים לפי מושטר המדיניות של 1994 ול-13 לפי המשטר של 1997, דבר המעיד על חוסר הייעילות היחסית של המדיניות שהונאהה ב-1994, ומשתמע ממנו כי אחרי 1997 מהירה של המדיניות המוניטרית במונחי התוצר השולי היה נמוך יותר.

#### **ב. השפעות שינוי המשטר על תగובות לזעועים**

בסעיף זה בחנו את השפעות השינויים במדיניות המוניטרית ובמשטר שער החליפין על תגובותיהם של האינפלציה במדד המהירים לצרכן ושל פער התוצר לזעועים חיוביים בעלי אופי זמני בשער החליפין הנומינלי (והריאלי), בפער התוצר ובאינפלציית המהירים לצרכן. לצורך בחינה זו אנו מציגים באירועים 4.1, 4.2, 4.3 ו-5.1 מוצג היחס של פונקציית התגובה על הזעועים המצוינים לעיל, ובאירועים 5.2 ו-5.3 מוצג היחס של הסטיה הממצברת – בערכים מוחלטים – של האינפלציה במדד המהירים לצרכן ושל פער התוצר מרמותיהם בהעדר זעועים אלו<sup>35</sup>. את תוצאותיו של תרגיל זה ניתן לסכם כדלקמן:

(1) תגובותיהם של האינפלציה במדד המהירים לצרכן ושל פער התוצר על זעועים במשטרים של 1990 ו-1994 דומות בערךן – במיוחד כשהזעועים הם בפער התוצר ובעשר החליפין. נמצא זה תומך במצאו של התרגיל הקודם, שלפיו השבר המוני הגדל בתמיסורת המדיניות המוניטרית ארע רק אחרי 1997, עם המעבר למשטר שער החליפין ניד, ולא ב-1994, עם האימון הרשמי של יעד אינפלציה.

---

<sup>35</sup> את הסטיה הממצברת של האינפלציה במונחי מדד המהירים לצרכן ושל פער התוצר מוגנתם בהעדר זעועים חייבנו כסכום הערכים האבסולוטיים של הסטיות בפונקציית התגובה של משתנים אלה לזעועים (IRF). בסכום זה ניתן לראות גם את התנודתיות של המשתנים האנדוגניים בתגובה על זעועים חיוביים מתמידים בחוויה ובתקופות קורנות.

- (2) בסתיות של שיעור הריבית הנומינלית של בנק ישראל בעקבות הצעועים האמוריהם הסתמנה עלייה בין 1990 ל-1994 ול-1997 (איורים 4.2, 4.1 ו-4.3).
- (3) הסטייה המצתברת של האינפלציה במונחי מדד המהירים לצרכן בטוחה הארוך מרמתה בהעדר זעוזעים נותרה קבועה או קטנה במשך המדיניות של 1997 יהסית לזהה של 1994. היחסות זו התרcosa באופקים הארוכים יותר, ואילו באופקים הקצרים יותר התמונה הפוכה: התנודתיות היהסית באינפלציה המדד נותרה קבועה, או התזקקה אחריו 1997 (איור 5.1).
- (4) הסטייה המצתברת (בערכים מוחלטים) של פער התוצר בתוצרי באופקים ארוכים גברה מעבר למשטר המוניטרי של 1997, למעט תגובה על זעוזעים בשער החליפין (איור 5.2), ואילו באופקים הקצרים היא קטנה.

## 5. סיכום ומסקנות

בעבודה זו הצגנו מודל מקו-כלכלי למשק קטן ופתוח במשך של שער החליפין נייד וייעדי אינפלציה, לתקופה 1990 עד 2002. תוצאות הסימולציות הדינמיות שביצענו מראות כי במרקם המקדים, המודל שלנו מצליח לשחזר את השינויים בתפתחות המשתנים האנדוגניים. לגבי השכר הנומינלי נתבלו ביצועים חלשים יהסית, וזאת כתוצאה מביצועים חלשים של משווה הפרין. האינפלציה וציפיות האינפלציה לשנים 1992-1994 על פי המודל גבוהות יהסית להתחווותם של שני משתנים אלה בפועל, ומכאן שהמודל שלנו אינו מסביר באופן מנייה את הדעת את הירידה של שיעור האינפלציה אחרי 1991.

במודל הנאמד המדיניות המוניטרית משפיעה על הפעולות הריאלית בטוחה התקציב בעיקר באמצעות השפעתה על שער החליפין הריאלי ועל שיעור הריבית הריאלי, ואילו על שיעור האינפלציה היא משפיעה בטוחה הקצר באמצעות שער החליפין הנומינלי, ובתוך הבינו – באמצעות פער התוצר. ישנו קשר גומלין בין שני ערווצים אלו, מפני שהשפעת השינוי במדיניות הנומינלית על הריבית הריאלית גוברת בעקבות השינוי בשער החליפין הנומינלי והשפעתו על המהירים. כך, למשל, העלאת הריבית פועלת לירידת שער החליפין הנומינלי, ובאמצעות – להתנתנות שיעור עליה המהירים תוקם הגברת העלייה של הריבית הריאלית.

על פי ממצאי המחקר השפעת המדיניות המוניטרית על המהירים מאופינה בשני גלים – הראשון מונע על ידי עורך שער החליפין, והשני – על ידי עורך הפעולות הריאלית. הפיגור שבו הפעולות הריאלית משפיעה על האינפלציה מצב את ישראל, ביחס למשקים אחרים, בקצב הארוך של הטוחה – ביטוי להשפעה המוכבת של המדיניות המוניטרית על הפעולות הריאלית, ובאמצעותה על שיעור עליה המהירים. לפי תוצאות האמידה, הסטייה מהקשר ארוך הטוחה שבין השכר, המהירים והפרין

מתוקנת באמצעות התאמת השכר הנומינלי, בעוד שמהדרי המגזר העסקי אינם מגיבים על סטיה זו.

תוצאות האמידה אפשרו לנו להזות שברים מבנים בתקופות II: 1994 ו- III: 1997, שניהם במשווה של ריבית בנק ישראל ובמשוואות המבניות של המשק הקשורות לשער החליפין הנומינלי. השברים המבניים שנצפו באים לידי ביטוי בהידוק הדרגתי של המדיניות המוניטרית אחרי 1994 ואחרי 1997 ובגדול הגמישות של שער החליפין. להידוק המדיניות המוניטרית היו שני היבטים. ראשית, הוא היה אגרסיבי יותר ביחס לסטיות של ציפיות האינפלציה מיעד האינפלציה, ושנית, הריבית הריאלית של שיווי המשקל בטוחה הקצר, שהוצבה כיעדו, עלתה אחרי 1997.

נמצא כי השינויים בזרמי ההון ובמשטר שער החליפין השפיעו על מגנון התמסורת בעיקר אחרי 1997, עם המעבר לשער החליפין נייד. שינויים אלה השתקפו ברגישותו המוגברת של שער החליפין הריאלי והנומינלי לשינויים בריבית המקומית והבינ-לאומית, בKİצ'ר הפיגור שבו שער החליפין הנומינלי משפייע על האינפלציה במידה המהיר לזכרן ובהשפעתו של הפיחות בשער החליפין הנומינלי על ציפיות האינפלציה.

תוצאות הסימולציות הדינמיות שערכנו, לשולשת המשטרים המוניטריים השונים שווחו באמידה, מלמדות כי משטר המדיניות ששמר אחרי 1997 אפשר הפחיתה משמעותית של שיעור האינפלציה יחסית במחיר פחחות של הרחבה פער התוצר. עוד עולה מניתוח פונקציית התగוכות לוזועים כי המשטר לשער המדיניות של 1997 התאפיין בגידול התנדותיות של שיעור הריבית. תוצאה דומה התקבלה לגבי תנודות האינפלציה במידה המהירים לצרך שנגרמו בעיטים של זעועים בפער התוצר ובשער החליפין, ולגבי תנודות פער התוצר – בעיטים של זעועים בו ובאינפלציית המהירים לצרךן.

## נספח 1

### המשתנים

- \* **תחלית  $L$**  מצינית לוגריתם טבאי
- \* **תחלית  $d$**  מצינית הפרש
- \* **תחלית  $dl$**  מצינית הפרש בלוגריתם טבאי
- \* **סיומת  $HP$**  מצינית מגמה על פי הודריך-פרסקוט (Hodrick-Prescott).
- \*  **$Ma(x,y)$**  מציין ממוצע נוע של המשנה  $x$  ב- $y$  הריבעים האחרונים

— **יחס הגירעון** בתקציב הממשלה לתמ"ג.  $def_{gdp}$   
 — **שער החליפין** דולר/ שקל.  $dol$

גורם תיקון טעות ממושוואת הטווח הארוך של הקשר: מהיר התוצר העסקי – השכר – הפריון.	$ECP$
גורם תיקון טעות ממושוואת הטווח הארוך של הקשר: מהיר התוצר העסקי למחרי התמ"ג.	$ECPgdp$
גורם תיקון טעות ממושוואת הטווח הארוך של הקשר בין האינפלציה במדד המהירים לצרכן לאינפלציה במהיר התוצר ולאינפלציה במהיר התשומות המזובאות.	$ECCP$
גורם תיקון טעות ממושוואת הטווח הארוך של הקשר: השכר – מהיר התוצר העסקי – הפריון.	$ECW$
האינפלציה הצפופה ל-12 החודשים הבאים בפיגור של חודש אחד. מדד פיסקל: ממוצע של המדר הפיסקל (בהתאם לתוצר הפוטנציאלי) והחוב הציבורי, בהישוב ממוצע ל-3 השנים האחרונות. ראו Dahan Strawczynski (1997).	$Exp$
פער התוצר. היחס בין התוצר הפוטנציאלי של המgor העסקי לתוצר בפועל (באהוזים).	$FI$
שיעור ההצלחות באשראי הנקוב במתבע חוות.	$i_{eurosal}$
שיעור הריבית הנומינלית על האשראי לטווח קצר.	$i_{hhd}$
שיעור הריבית של בנק ישראל.	$i_m$
מדד המהירים לצרכן.	$P$
מדד מהיר התוצר העסקי.	$Pgdp_{bs}$
מדד מהיר התמ"ג.	$Pgdp$
מהידי הייזא בדולרים.	$Pgexp$
מדד מהיר התשומות המזובאות.	$pmi$
פריון העבודה במgor העסקי: תוצר המgor העסקי לתשומת עבודה (הנמדדת בשעות עבודה שבועיות).	$Prod$
שיעור הריבית הריאלית על אשראי קצר מועד.	$r_{hhd}$
שער החליפין הריאלי.	$RER$
משתנה זמן.	$T$
יעד האינפלציה.	$Target$
השאריות ממושוואת הקואינטגרציה של שער החליפין הריאלי.	$tfp_{res}$
מספר כניסה התיירים לישראל.	$tour_{entry}$
מספר כניסה התיירים לאלה"ב.	$tour_{us}$
נפח הסחר העולמי.	$wt$
השכר לשעות עבודה שבועיות במgor העסקי.	$W$

משתנה הדמה	
—	מקבל את הערך 1 בתקופה מהרביע השלישי של 1994.
—	מקבל את הערך 1 בתקופה מהרביע הרביעי של 1997.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הרביעי 1998.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הראשון והשני של 1991.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הראשון של 1995.
$j = 1,2,3,4$	מקבל את הערך 1 לרביע $-j$ בכל שנה ;
—	מקבל את הערך 1 לרביע הראשון בשנת 1990.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הראשון בשנת 1991.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הרביעי בשנת 1992.
—	מקבל את הערך 1 לרביע הראשון של 2002.
—	מקבל את הערך 1 מתחילת 1992 ואילך.

## נספח 2

אנו מדוחים להלן על תוצאות האמידה לשולש משוואות הקואינטגרציה (של הטווה הארון), שמהן גזרנו את משתני תיקון הטעות ששימשו במשוואות הרוגסיה של המערכת הנameda.

### 1. משוואת התמ"ג (בסוגרים – סטיות התקן של האומדנים)

$$LPgdp = 4.618 + 1.098LPgdp_{bs} \quad D.W. = 0.63$$

$$(0.0062) \quad (0.0067)$$

תקופה המדגם : I - 1988:1 – II - 2002:II  
הshareית של משואה זו בפיגור של רביע אחד משמשת רכיב תיקון טעות במשוואת האינפלציה של מחירי התמ"ג.

### 2. משוואת שער החליפין הריאלי

$$LPxnPgdp = 2.346 - 1.027TFP\_DIF - 1.209 * \log(Rgdp/POP) \quad D.W. = 1.23$$

$$(0.5688) \quad (0.1874) \quad (0.1552)$$

$$- 0.643 \log(RGOGDS/Rgdp) \quad (0.0687)$$

תקופת המדגם : II – 1988 – I: 2002

כאשר

$$\begin{aligned} \text{הפרש הפריזן בין מגורי המוצרים הסחרים והבלתי סחרים.} & - TFP\_DIF \\ \text{הכנסה ריאלית לנפש.} & - Rgdp/POP \end{aligned}$$

$RGOGDS/RGDP$  – יחס הרכישות האזרחיות בגורם הציבורי לתמ"ג.

השאלה של משווה זו בפיגור של ריבוע אחד משמשת רכיב תיקון טעות במשווהת הפיהות של שער החליפין הריאלי.

### 3. משווהת הקשר בין השכר – מחירים התוצר העסקי-הפריזן

$$LW = 3.807 + 0.845 prod + 1.061 LPgdp_{bs} - 0.072 * d_{9196}$$

(.0112) (.1094) (.0174) (.0110)

$D.W. = 1.37$

תקופת המדגם : IV: 1989 – II: 2002

כאשר  $d_{9196}$  הוא משתנה דמה<sup>36</sup> המקבל את הערך 1 עבור התקופה מ- I: 1991 ועד IV: 1996.

השאלה של משווה זו בפיגור של ריבוע אחד משמשת רכיב תיקון טעות במשווהת אינפלציית השכר הכלכלי.

### 4. משווהת הקשר בין המחרירים לצרכן, מחירים התוצר העסקי ומחידי חומרי הגלם

$$LP = -0.205 + 0.829 LPgdp + (1-0.829)(Ldol + Lpmi)$$

(0.017) (0.012)

$D.W. = 1.12$

תקופת המדגם : I: 1988 – II: 2002

השאלה של משווה זו בפיגור של ריבוע אחד משמשת גורם תיקון טעות במשווהת אינפלציית המחרירים לצרכן, אולם היא נמצאה חסרת מובהקות סטטיסטית.

---

<sup>36</sup> לשאריות שהתקבלו באמצעות הרוגטיה ללא משתנה הדמה,  $d_{9196}$ , הייתה צורת  $U$ , והן לא היו רעש לבן. התנהלות זו של השאריות ייחסנו לזרימת העובדים הזרים, שאינם רשומים בצורה מסוימת. כתוצאה מהרישום הכלתי מסודר של העובדים הזרים, התוצר הנמדד של יצורו תרמו עובדים אלה מובא בחשבון, אך לא כן התשומת העכורה שלהם. פריזן העודדה שנטקבל בדרך זו גבואה מדי, או שהשכר הכלכלי המשקף את זרימת העובדים הזרים נמוך מדי, וכך התקבלו השאריות השילוקיות שצפטו. כדי לנטרל את השפעת תנומת העובדים לנוכח מספרן הקטן של התცיפות, השתמשנו כמשתנה מסביר במשנה דמה עבור השנים שבחן זרימת העובדים הזרים הייתה בעליה, וערין לא התיצבה.

### נפקח 3

בנספח זה מובאות תוצאות האמידה של משוואות המודל. (סטיות התקן מופיעות בסוגרים מתחת לאותם מקדמי הרגression.)

#### 1. משוואת פער התוצר

$$\begin{aligned}
 gap = & -0.216 - 0.219MA(tfp_{res}(-1), 3) + 0.238MA(r_{hhd}(-2), 3) \\
 & (0.035) \quad (0.053) \qquad \qquad \qquad (0.052) \\
 & - 0.166MA(\log(wt(-1)) - Lwt_hp(-1), 3) - 0.056MA(\log(tour_{entry}) \\
 & (0.100) \qquad \qquad \qquad (0.009) \\
 & - \log(tour_{us}), 4) - 0.532MA(def_{gdp}(-2), 4) + 0.694gap(-1) - 0.282AR(1) \\
 & (0.112) \qquad \qquad \qquad (0.069) \qquad \qquad (0.111)
 \end{aligned}$$

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.87                          *D.W.* = 2.09

#### 2. משוואת הפיחות בשער החליפין הריאלי

$$\begin{aligned}
 dRER = & 0.031 - 0.189dRER(-1) - 0.279tfp_{res}(-1) - 0.255(i_{hhd} - i_{eurosal}) \\
 & (0.013) \quad (0.081) \qquad \qquad \qquad (0.055) \qquad \qquad (0.071) \\
 & - 0.107d_{973aft}(i_{hhd} - i_{eurosal}) + 0.460D(\log(pgexp)) * (1+1/\log(T)) \\
 & (0.054) \qquad \qquad \qquad (0.096) \\
 & + 0.208gap(-2) + 0.077d_{98q4} \\
 & (0.077) \qquad \qquad \qquad (0.015)
 \end{aligned}$$

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.50                          *D.W.* = 2.18

#### 3. משוואת האינפלציה במחירים המגזר העסקי

$$\begin{aligned}
 dlPgdps = & -0.003 + 0.031d_{9112} - 0.032d_{951} + 0.223(Exp - (dlPgdps(-1) \\
 & (0.002) \quad (0.006) \qquad \qquad (0.010) \qquad (0.020) \\
 & + dlPgdps(-2))/2) \\
 & + 0.230MA(dW-dprod, 2) - 0.056MA(gap(-1), 2) + (1-3*0.223-0.230)dldol \\
 & (0.053) \qquad \qquad \qquad (0.032) \\
 & + 0.008dq_1 \\
 & (0.002)
 \end{aligned}$$

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.68                          *D.W.* = 2.39

## 4. משוואת האינפלציה במחירים הtmp'ג

$$dlPgdp = -0.001 + 0.021d_{951} + 1.027dlPgdp_{bs} - 0.097ECPgdp(-1)$$

(0.002) (0.008) (0.082) (0.051)

$$+ 0.017dq_2 - 0.009dq_4$$

(0.002) (0.002)

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.84      *D.W.* = 1.93

## 5. משוואת האינפלציה במחירים לצרכן

$$dP = 0.003 - 0.005d_{973aft} - 0.026d_{951} + 0.364dlPgdp(-1) + 0.276d_{973aft}(dldol$$

(0.002) (0.002) (0.008) (0.082) (0.031)

$$+ dlpmi) + 0.204(dldol(-1) + dlpmi(-1)) - 0.276d_{973aft}(dldol(-1) + dlpmi(-1))$$

(0.044) (0.031)

$$+ 0.010dq_2 - 0.009dq_3 + (1 - 0.364 - 0.204)dP(-1)$$

(0.003) (0.003)

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.72      *D.W.* = 2.41

## 6. משוואת ציפיות האינפלציה

$$Exp = -0.623 - 0.025d_{973aft} + 0.733(FI(-1) + FI(-2))/200 + 0.246dP(-1)*4$$

(0.112) (0.008) (0.121) (0.030)

$$+ 0.083d_{973aft}dldol*4 + 0.504Exp(-1)$$

(0.018) (0.089)

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.90      *D.W.* = 2.08

## 7. משוואת האינפלציה בשכר הכלכלי

$$dW = 0.002 - 0.087d_{951} + 0.762dprod + 0.762Exp/4 + (1 - 0.762)dW(-4)$$

(0.004) (0.026) (0.067) (0.067)

$$- 0.168gap(-2) - 0.479 ECW(-1)$$

(0.102) (0.122)

*Adjusted R*<sup>2</sup> : 0.66      *D.W.* = 2.05

## 8. משווהת פריון העבודה

$$dprod = -0.001 + 0.787(dW - dlPgdः_{bs}) - 0.248(dW(-4) - dlPgdः_{bs}(-4))$$

(0.003)	(0.091)	(0.083)
---------	---------	---------

$$+ (1 - 0.787 + 0.248)resdprod(-4)$$

$$Adjusted R^2 : 0.53 \quad D.W. = 2.49$$

## 9. משווהת שיעור הריבית של בנק ישראל

$$i_m = 0.020 + 0.031d_1 + 0.055d_2 + 0.008d_3 + 0.022d_{91q4} - 0.018d_{02q1}$$

(0.005)	(0.004)	(0.008)	(0.003)	(0.009)	(0.006)
---------	---------	---------	---------	---------	---------

$$+ 0.210Exp + 0.548d_{942aft}Exp + 0.223d_{973aft}Exp - 0.473d_{942aft}Target$$

(0.043)	(0.069)	(0.052)	(0.086)
---------	---------	---------	---------

$$- 0.035gap(-2) - 0.035gap(-3) + 0.627 i_m(-1)$$

(0.020)	(0.020)	(0.061)
---------	---------	---------

$$Adjusted R^2 : 0.95 \quad D.W. = 2.22$$

## 10. משווהת שיעור הריבית הדביטורית

$$i_{hhd} = 0.093 - 0.049d_{91aft} + 0.695i_m + 0.305i_{hhd}(-1) + 0.507AR(1)$$

(0.004)	(0.003)	(0.031)	(0.113)
---------	---------	---------	---------

$$Adjusted R^2 : 0.99 \quad D.W. = 2.01$$

## נספח 4

אין נתונים על השכר ליחידה של תושמת עבודה במגזר העסקי, ועל כן אנו מחשבים אותו בנספח זה בהתאם על מספר הנתונות לצורכי פישוט. הנתונים המשמשים אותנו להישוב זה כוללים את השכר החודשי למשרת שכיר, את מספר משרות השכירים ואת מספר השעות בשבוע לעובד במגזר העסקי. השכר החודשי למשרת שכיר, שהוא נתון בזמן, יכול להיות מוצג על ידי הביטוי הבא:

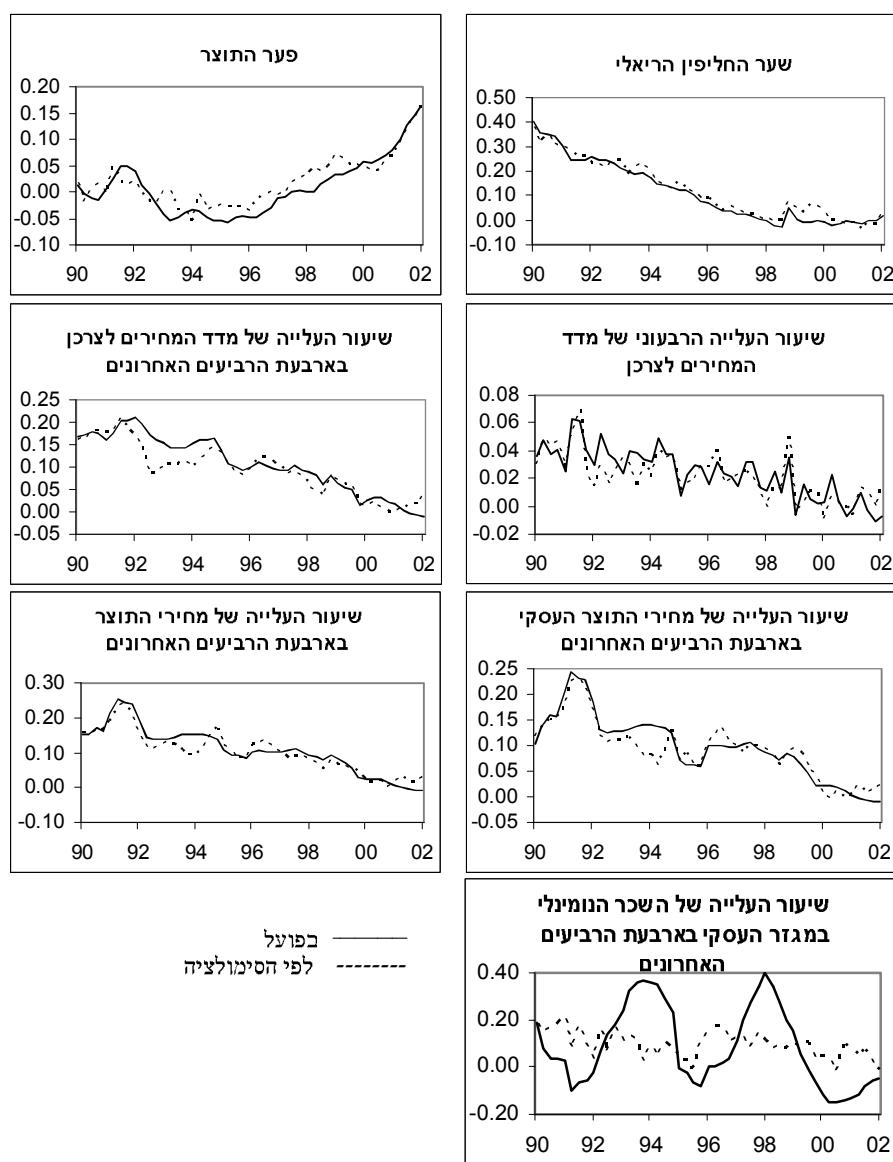
**השכר למשרת שכיר = (השכר/שעות העבודה השבועית)\*(שעות העבודה  
השבועית/הموظקים)\* (הموظקים/שרות השכיר)**

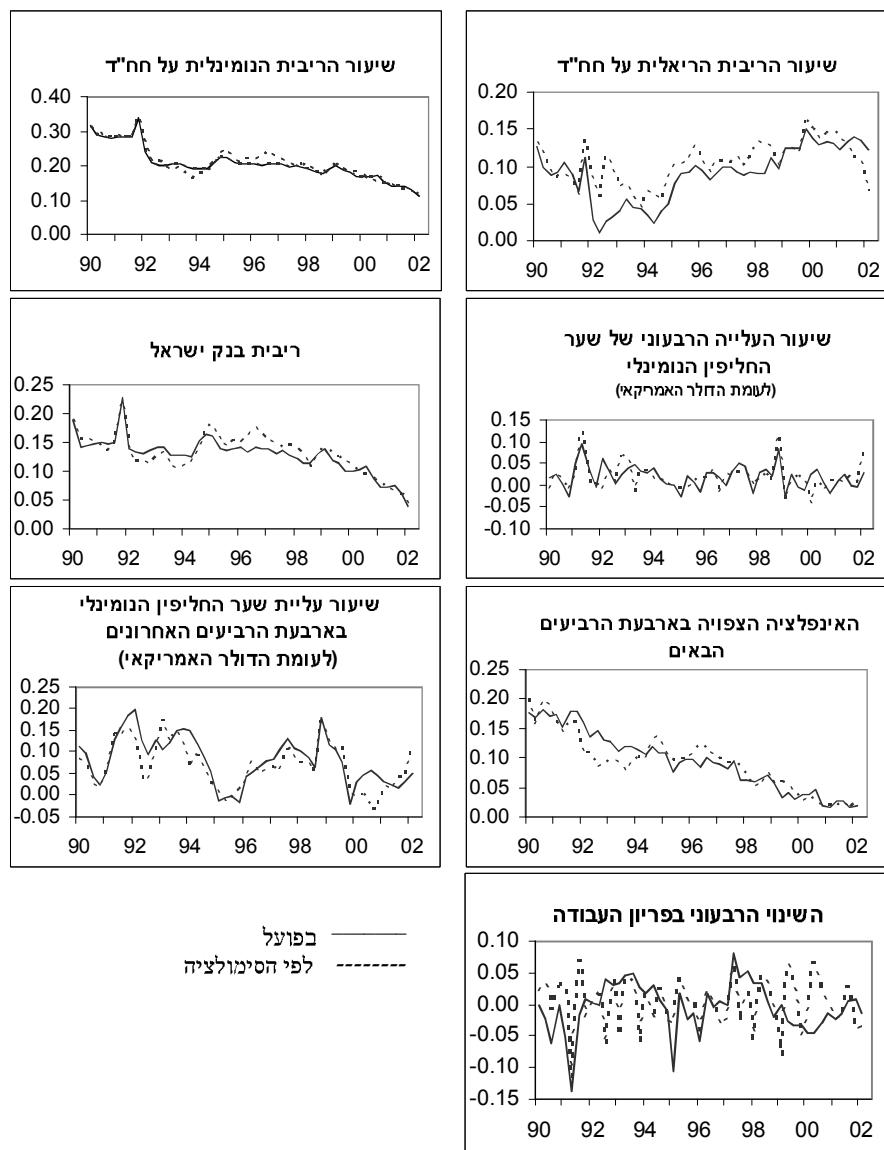
המשתנה היחיד שאין לגביו נתונים בכינוי זה הוא השכר/שעות העבודה  
השבועית, שהוא אמן המשטנה שאנו מעוניינים בו. לכן על ידי שימוש בנתוני שאר  
המשתנים המופיעים בביטוי נוכל להלץ את נתוני השכר לשעות עבודה בשבוע.

כוח העבודה במשק הישראלי כולל גם עובדים זרים שלגביהם חסרים נתוניים, הנחוצים בהתאם לביטוי לעיל. כך, למשל, מספר שעות העבודה השבועית של עובדים זרים איננו ידוע. וגם נתוני משרות שכיר/למועסק מתייחסים לעובדים ישראלים בלבד. לפיכך, לשם הכללת העובדים הזרים בתנתוני שוק העבודה, ביססנו את היישובינו על ההנחהות המפשטות הבאות:

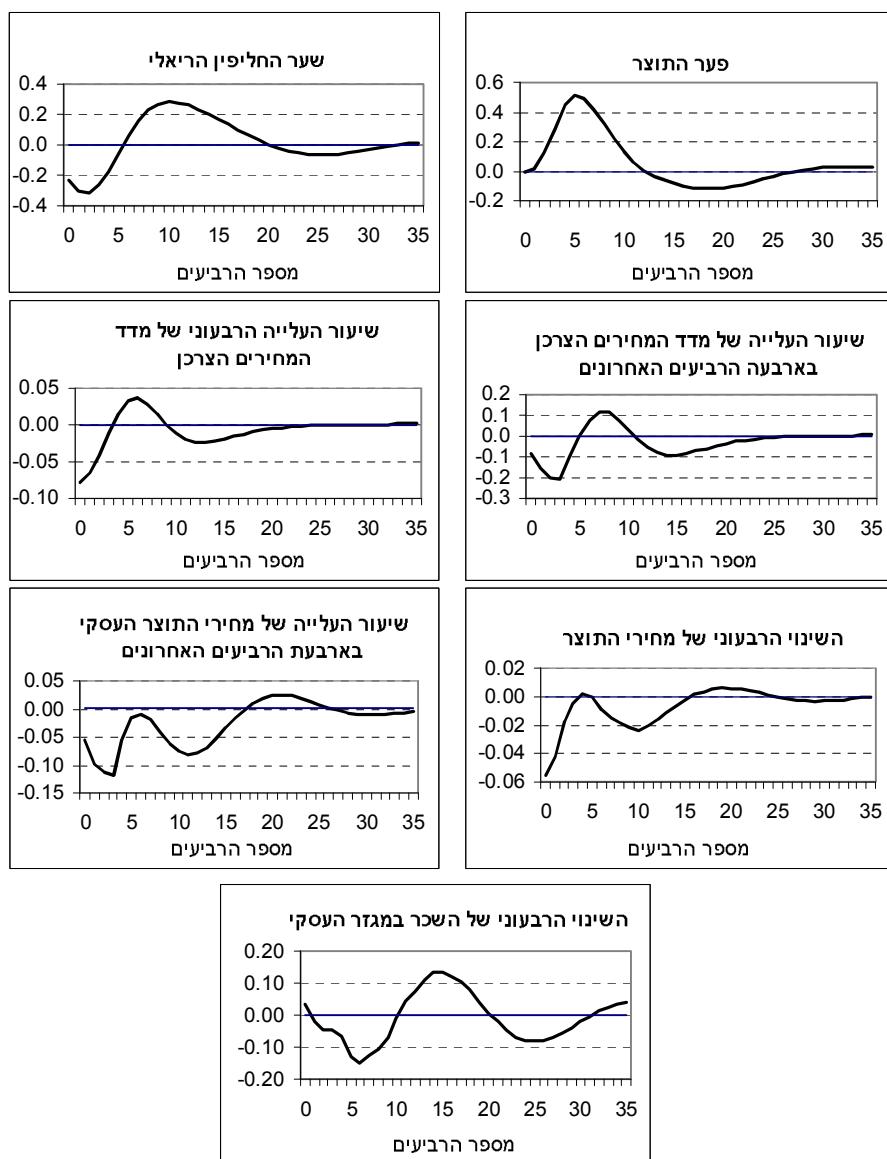
- (א) מספר השעות העבודה השבועית של עובדים זרים ב{}{
 מגזר העסק פרופורציונלי
 } לזוה של העובדים המקומיים וקבע לאורך זמן.
  - (ב) מספר המשרות לעובד בקרב העובדים הזרים ב{}{
 מגזר העסק פרופורציונלי
 } לזוה של העובדים המקומיים וקבע לאורך זמן.
  - (ג) חודש מורכב מ-12/52 שבועות.
- בamideת הרוגסיה, הנתונים מבוטאים במונחי לוגריתמים, כך שמקדמי הפרופורציונליות שהונחו כקבועים מוסברים על ידי החותך של הרוגסיה במשוואות הטווח הארוך והקצר גם יחד.

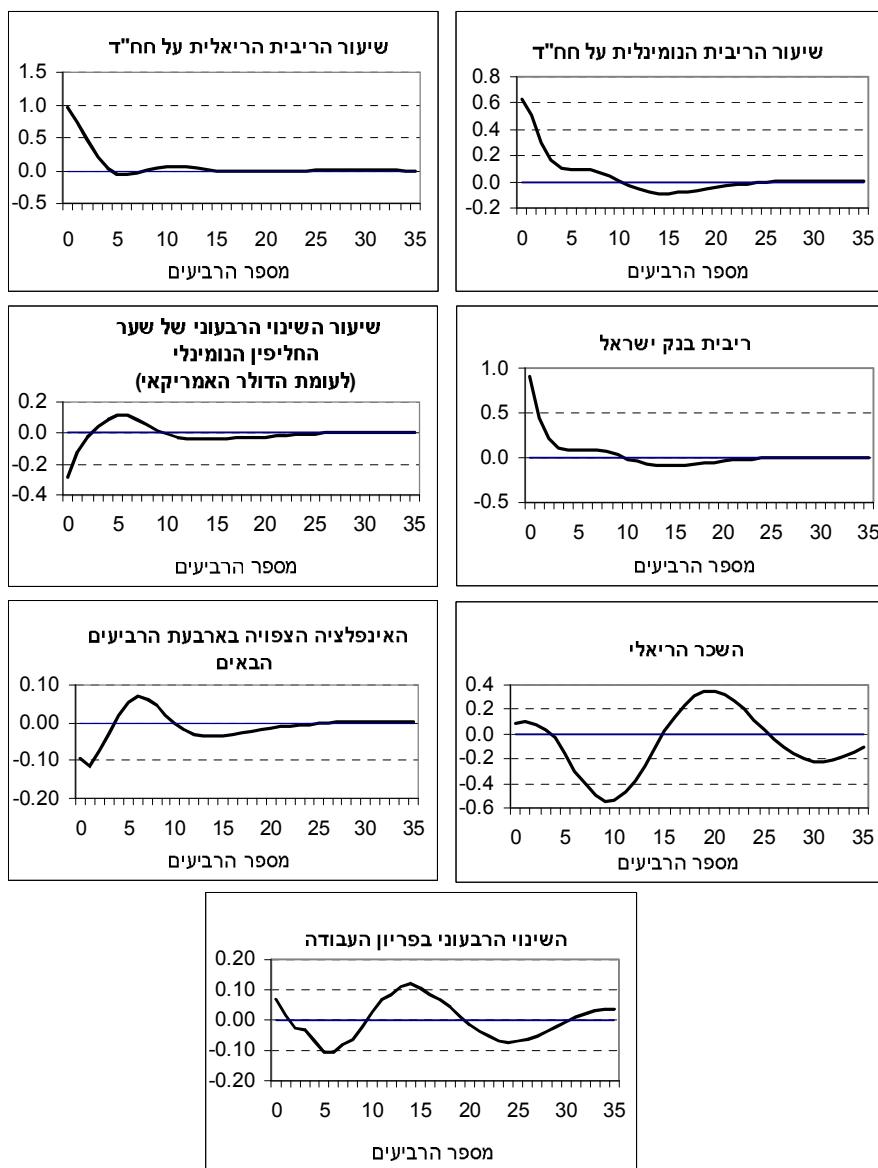
**איור 1**  
**סימולציה דינמית, I-1990/III - III-2002**



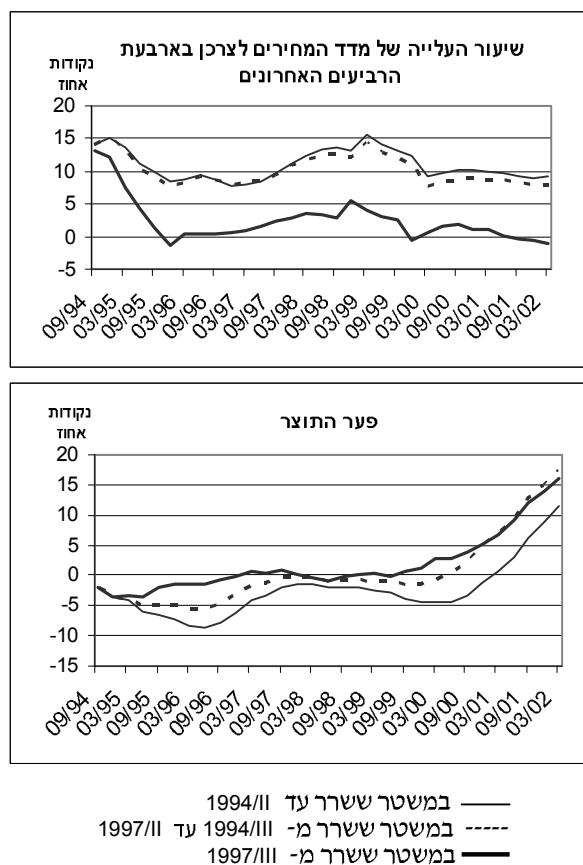
**איור 1 (המשך)**

**איור 2**  
**המכפילים הדינמיים בעקבות צעוזע של נקודת אחח ברכיבת בנק ישראל,**  
**בתנאי המשטר ששזור מאז 1997**

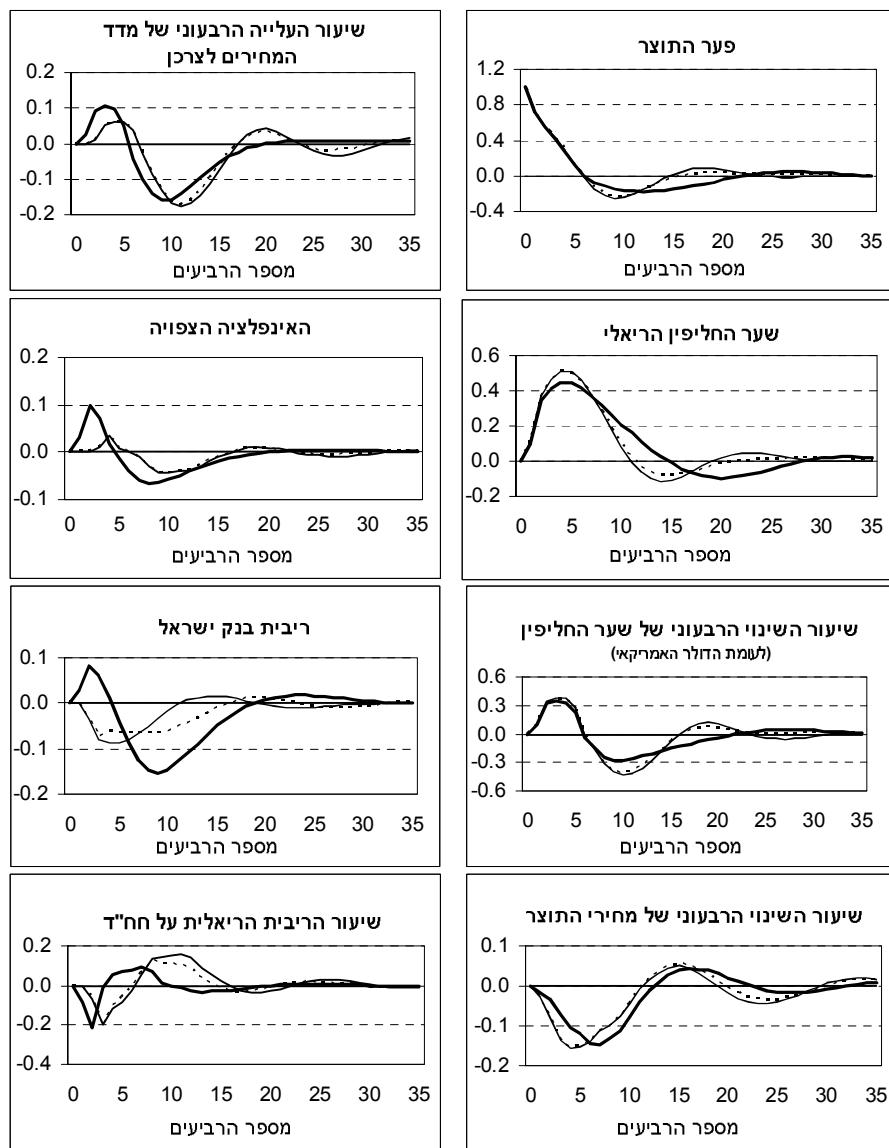


**איור 2 (המשך)**

**איור 3**  
**סימולציה דינמית במשטרים מדיניים שונים, III/1994 - I/2002**

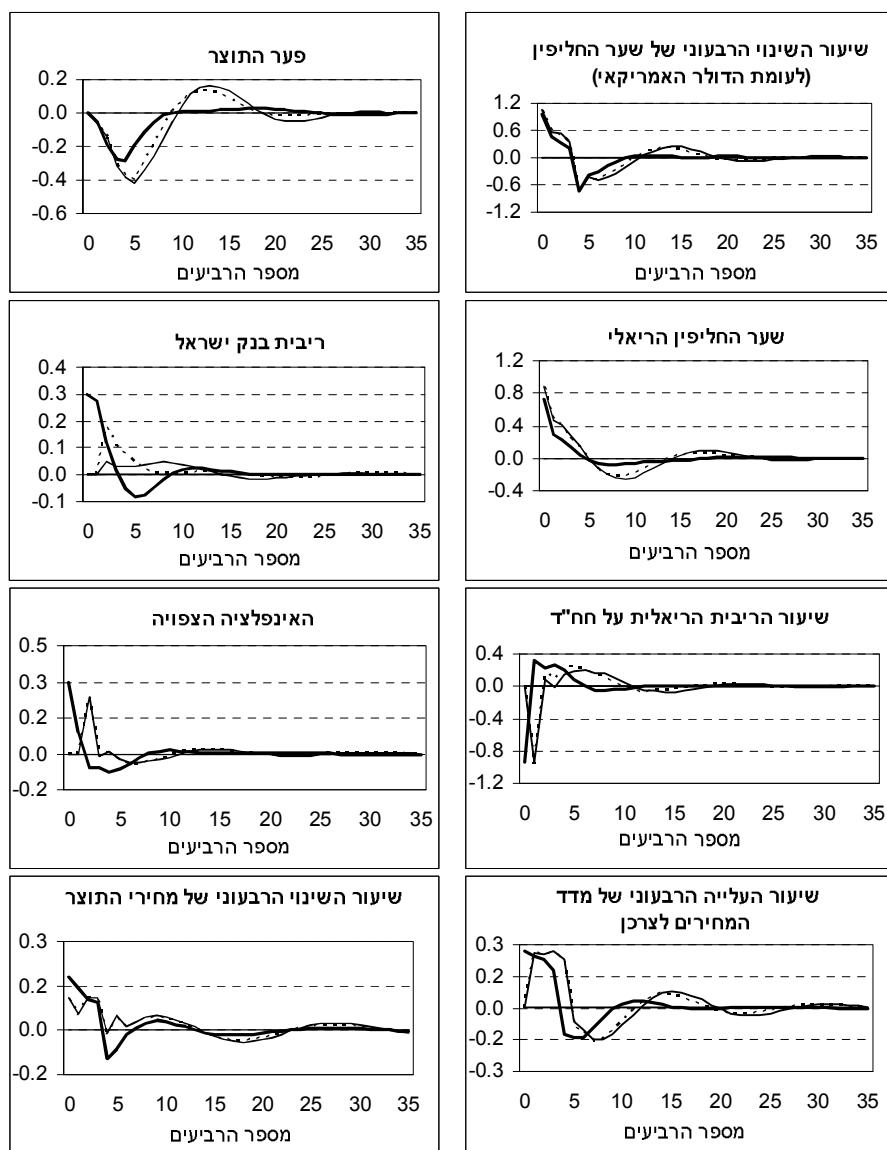


**איור 4.1**  
**המכפלים הדינמיים לזרוע של נקודת אחוז בפער התוצר**



————— במשטר ששרר עד II/1994  
 - - - - במשטר ששרר מ- II/1994 עד II/1997  
 ————— במשטר ששרר מ- III/1997-

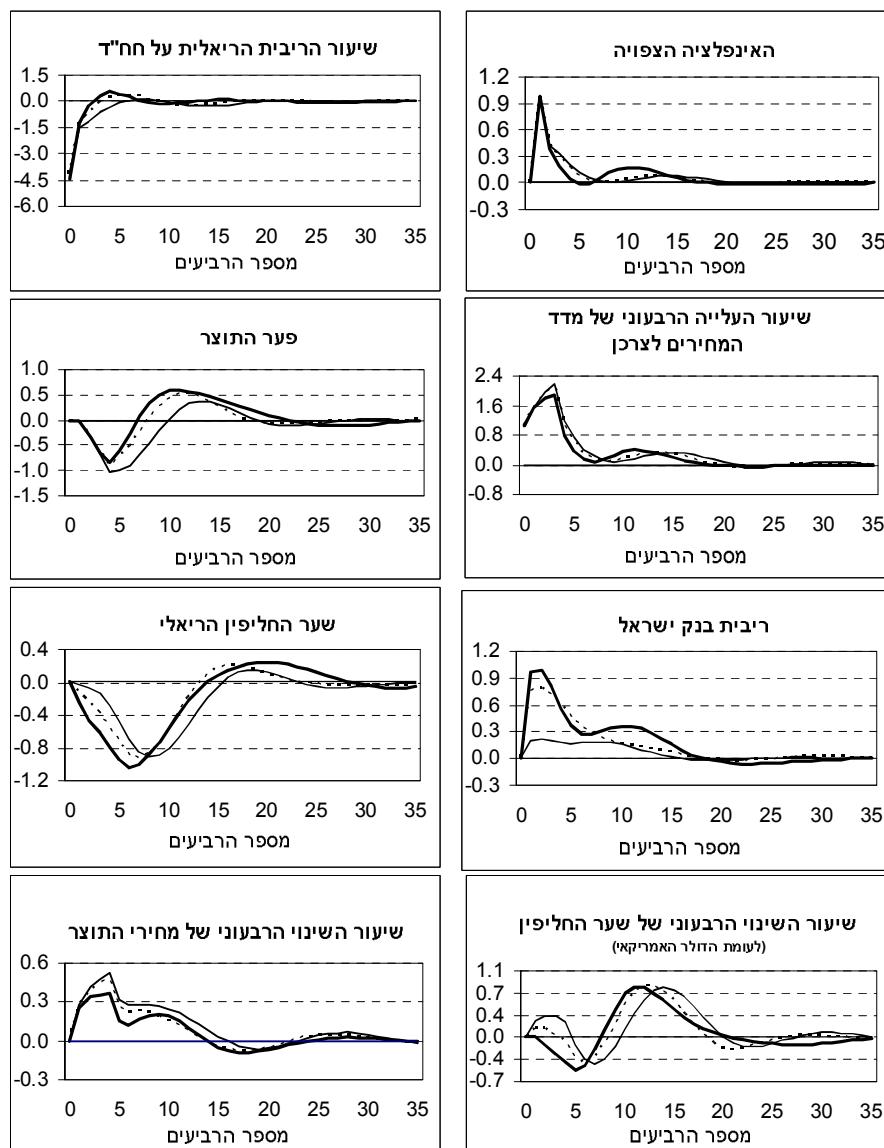
**איור 4.2**  
**המכפילים הדינמיים לוצעו של נקודת אחו בשיעור השינוי**  
**של שער החליפין הכלכלי**



————— במשטר ששרר עד II/1994  
 ----- במשטר ששרר מ- III/1994 עד II/1997  
 —————— במשטר ששרר מ- 1997

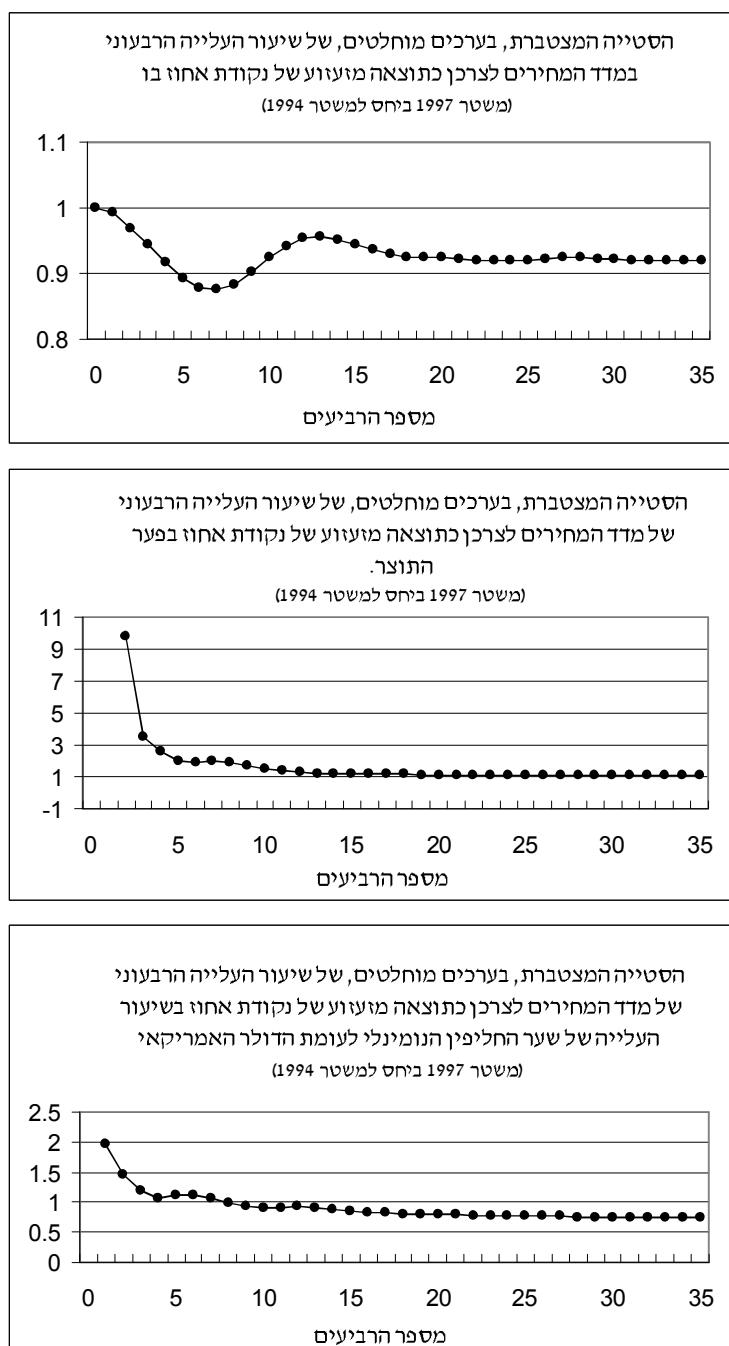
### איור 4.3

#### המכפילים הדינמיים לזמן אחוז בשיעור עלילתי מדד המוצרים הצרכן



— במשטר שדרר עד II/1994  
 ---- במשטר שדרר מ- 1994/II עד II/1997  
 ————— במשטר שדרר מ- 1997/III

### איור 5.1



### איור 5.2



### ביבליוגרפיה

- אוזלאי, א' וד' אלקיים (1997), "השפעות טווח קצר של הריבית ושער החליפין על האינפלציה בישראל, 1990 עד 1996", *רביעון לכלכלה* (1), 85-76.
- 
- (2001), "מודל לבחינת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על האינפלציה בישראל, 1988 עד 1996", *סק"ר בנק ישראל* 73, 82-65.
- 
- בפמן, ג' ול' ליידרמן (1995), "היצוב בישראל: לקחים חשובים לגיבוש מדיניות", *רביעון לכלכלה* 42(4), 643-682.
- 
- גוטليب, ד' וס' ריבון (1999), "תנוועות ההון של הסקטור הפרטני ומדיניות מוניטרית בישראל – אוקטובר 1998 עד מרץ 1997", *רביעון לכלכלה* 46(1), 136-174.
- 
- דהן, מ' ומ' סטרובצ'ינסקי (1997), *המדיניות הפיסקלית ותפניות בסביבת האינפלציה*, בנק ישראל, סדרת מאמרם לדין 97.04.
- 
- זוסמן, א' (1998), *שער החליפין הדיאלי בישראל: 1997-1980*, בנק ישראל, מחלקה המהקר, סדרת מאמרם לדין 98.05.

- Andres, J., R. Mestre and J. Valles (1997). "A Structural Model for the Analysis of the Impact of Monetary Policy on Output and Inflation", in *Monetary Policy and the Inflation Process*, Conference Papers, Volume 4, BIS, Basle.
- Artstein, Y., L. Meridor, Z. Sussman and F. Wieder (1978). *An Econometric Model of the Israeli Economy*, Research Department, Bank of Israel.
- Aviran, O. (1998). *The Impact of Monetary Policy on Inflation and Output in Israel 1988-1996*, Discussion paper 98.04, The Maurice Falk Institute for Economic Research, Jerusalem.
- Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies", in: Taylor, J. (ed.), *Monetary Policy Rules*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Bank of England (1999). *Economic Models at the Bank of England*, Bank of England.
- Barnea, E. and J. Djivre (2004). *Changes in Monetary and Exchange Rate Policies and the Transmission Mechanism in Israel, 1989.IV-2002.I*, Bank of Israel Research Department, Discussion Paper Series No. 2004.13.

- Beenstock, M., Y. Lavi and A. Offenbacher (1994). "A Macroeconomic Model for Israel, 1962-1990: A Market Equilibrium Approach to Aggregate Demand and Supply", *Economic Modelling* 11(4), 413-462.
- \_\_\_\_\_ (1998). *Monetary Policy and Inflation in Israel*, Discussion Paper No. 98.04, Research Department, Bank of Israel.
- Ceccetti, S. G. (1998). "Policy Rules and Targets: Framing the Central Bank's Problem", *Federal Reserve Bank of New-York Policy Review* (June), 1-14.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (1998). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", NBER Working Paper Series No. 6400 (February).
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler (1998). "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence", *European Economic Review* 2, 1033-1067.
- \_\_\_\_\_ (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- \_\_\_\_\_ (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory," *The Quarterly Journal of Economics February*, 147-180.
- Condor, Y. (1983). "An Annual Econometric Model for the Israeli Economy", Discussion Paper 10-83, The Pinhas Sapir Center for Development, Tel-Aviv University. December.
- Cukierman, A., E.A. Pazner, and A. Razin (1977). "A Macroeconometric Model of the Israeli Economy", *Bank of Israel Economic Review* 44, 29-64.
- De Fiore, F. (1998). *The Transmission of Monetary Policy in Israel*, IMF Working Paper (August), WP/98/114.
- De Gregorio, J., A. Giovannini, and H.C. Wolf (1994). "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation", *European Economic Review* 38, 1225-1244.
- Djivre, J. and S. Ribon (2000). "Monetary Policy, the Output\_Gap and Inflation: A Closer Look at the Monetary Policy Transmission

- Mechanism in Israel 1989-1999*", Bank of Israel Research Department, Discussion Paper Series No. 2000.09.
- \_\_\_\_\_ and D.Tsiddon (2002). "A Monetary Labyrinth: Instruments and the Conduct of Monetary Policy in Israel: 1987-1998" in Ben Bassat, A. (ed). *The Israeli Economy 1985-1998: From Government Intervention to Market Economy*, M.I.T Press, Cambridge.MA.
- Drachman, R. And B.-Z. Zilberfarb (1987). "An Econometric Model of the Real Sector in Israel", *Economic Modelling* 4(3) (July), 370-376.
- Duguay, P. (1994). "Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: An Aggregate Approach", *Journal of Monetary Economics* 33(1), 39-61.
- Elkayam, D. (2001). *Inflation Targets and Monetary Policy: A Model for Analysis and Forecast*, Bank of Israel, Monetary Department, Discussion Paper Series No. 2001.01.
- Evans, M. K. (1970). An Econometric Model of the Israeli Economy", *Econometrica*, 38(5), Septembr., 624-659.
- Fuhrer, J. (1995). "The Phillips Curve Is Alive and Well", *New England Economic Review*, 51-56.
- \_\_\_\_\_ (1997a). "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications," *Journal of Money Credit and Banking* 29, 338-350.
- \_\_\_\_\_ (1997b). "Towards a Compact Empirically-Verified Rational Expectations Model for Monetary Policy Analysis", *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 47, 197-230.
- \_\_\_\_\_ and G., Moore (1995). "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output", *The American Economic Review*, 85, 219-239.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1993). "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmision Mechanism: Arguments and Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, 95(1), 43-64.
- Gruen, D., A. Pagan, and Ch. Thomson (1999). "The Phillips Curve in Australia", *Journal of Monetary Economics* 44, 222-258.

- Haldane, A. (1995). *Targeting Inflation*, presented at the Conference of Central Banks on the Use of Inflation Targets organized by the Bank of England, 170-201.
- King, R.G. and M.W. Watson (1994). "The Post-War U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 157-219.
- Lavi, Y. and N. Sussman (1999). "A Short-run Phillips-curve Analysis, 1965-1997," in L. Leiderman (ed.) *Inflation And Disinflation In Israel*, Bank fo Israel, Research department, 382-412.
- Mankiw, N.G. (2001). "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment", *Economic Journal* 111(471) (May), C45-C61.
- McCallum, B. and Nelson (eds.) (2001). *Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative with Optimizing Agents and Sticky Prices*, CEPR Discussion Paper No. 2756, April.
- Melnick, R. (2000). "Disinflation with Inflation Targeting in a Small Open Economy", unpublished.
- Minford, P., F. Perugini, and N. Srinivasan (2001). *The Observational Equivalence of Taylor Rule and Taylor-Type Rules*, CEPR Discussion Paper No. 2959, September.
- Mualem, Y. and M. Strawczynski (1998). *The Utilization of Production Factors: Quarterly Computation*, Research Department, Bank of Israel, unpublished.
- Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34 (June), 647.
- Rudebusch, G. D. and L. E. O. Svensson (1998). "Policy Rules For Inflation Targeting", NBER Working Paper 6512.
- Svensson, L. E. O. (2000). "Open Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics* 50, 155-183.
- Taylor, J.B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- \_\_\_\_\_. (1994). "The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited," in: Fuhrer J. (ed.), *Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers*, Federal Reserve Bank of Boston.

Watanabe, T. (1997). "Output Gap and Inflation: The Case of Japan", in *Monetary Policy and the Inflation Process*, Conference Papers 4 BIS, Basle.

Vall's Liberal, J. and J. Vioals (1999). *On the Real Effects of Monetary Policy: A Central Banker's View*, CEPR Discussion Paper Series No. 2241 (September).