

ע י ו נ י ם מ ו נ י ט ר י י ם
Monetary Studies

**הביקוש לאמצעי התשלום
בישראל: 1990 – 2006**

עקיבא אופנבכר וטלי קמל

2007.04

מאי 2007

מאמרים לדיון Discussion Papers

Bank of Israel
**Monetary
Department**



ב נ ק י ש ר א ל
**ה מ ח ל ק ה
ה מ ו נ י ט ר י ת**

הביקוש לאמצעי התשלום בישראל: 1990 – 2006

עקיבא אופנבכר וטלי קמל

2007.04

מאי 2007

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל.

דואר אלקטרוני: akoffen@boi.gov.il

talik@boi.gov.il

© זכויות היצרים בפרסום זה שמורות לבנק ישראל.

הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.

מחלקה מוניטרית, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

מס' קטלוגי 3111507004/2

<http://www.bankisrael.gov.il>

The Demand for Money in Israel: 1990-2006

Edward Offenbacher and Tali Kamel

Abstract:

This paper presents a survey and new estimates of the demand for narrow money (M1) in Israel between 1990 and 2006. The estimated equations are of the type that Goldfeld (1973) estimated for U.S.; such equations functioned well in Israel since the 1985 Economic Stabilization Program. From the beginning of 2003 to the end of 2006, the quantity of narrow money increased by an accumulated rate of 62 percent, well above than the increase in GDP and the inflation target. The main conclusion of this paper is that the significant increase in the quantity of money from 2003 through 2005:Q3 is accounted for by the equations, mainly due to the sharp reduction in interest rates and the increase in real GDP. On the other hand, a separate examination of the components of narrow money show that in 2001 and 2002 there was substantial increase in the currency component, partly at the expense of demand deposits growth. This phenomenon has no quantitative explanation, but may be related to the worsened security situation (Intifada) and/or the anti-money laundering regulation. From the fourth quarter of 2005 the actual money demand exceeds the equations' forecasts, mostly because of the increase in demand for the demand deposit component. So far, we have not identified a satisfactory explanation for the decrease in the prediction's quality; perhaps it is related to the expansion of financial activity in Israel, but we have not found a quantitative variable that captures this effect; therefore it is important to keep abreast of the developments in the narrow money demand and its components.

הביקוש לאמצעי התשלום בישראל: 1990 – 2006

עקיבא אופנבכר וטלי קמל¹

תקציר:

עבודה זו מציגה סקירה ואמידה של משוואות הביקוש לאמצעי התשלום בישראל, בין השנים 1990 ו-2006. המשוואות שנאמדו הן מסוג שאמד גולדפלד (1973) לארה"ב; משוואות מסוג זה תיפקדו היטב בישראל מאז תוכנית הייצוב הכלכלית ב-1985. מתחילת 2003 ועד לסוף 2006 עלו אמצעי התשלום בשיעור מצטבר של 62 אחוזים, הגבוהה בהרבה משיעור עליית התוצר ויעד האינפלציה. המסקנה העיקרית בעבודה זו היא כי הגידול הניכר באמצעי התשלום, ורכיביו, מתחילת 2003 ועד לרביע שלישי של 2005, מוסבר היטב במשוואות בעיקר על ידי ההפחתות הניכרות בריבית וכן על ידי הגידול בתוצר הריאלי. לעומת זאת, בדיקה נפרדת לרכיבי אמצעי התשלום מצביעה כי בשנים 2001 ו-2002 היה גידול ניכר ברכיב המזומנים במצרף, בחלקו על חשבון הגידול בפיקדונות עו"ש, תופעה שאין לה הסבר כמותי, אך ייתכן וקשורה להרעה במצב הביטחוני (האינתיפאדה) ו/או תהליכים למניעת הלבנת הון. החל מהרבעון האחרון של 2005 הביקוש לאמצעי התשלום בפועל עולה על החזוי מהמשוואות, עלייה הגלומה בעיקרה בעלייה בביקוש לפיקדונות עו"ש. לעת עתה לא מצאנו הסבר מספק לירידה בטיב החיזוי; ייתכן והיא קשורה להרחבת הפעילות הפיננסית בישראל, אך לא נמצא משתנה כמותי המשקף השפעה זו; על כן חשוב להמשיך לעקוב אחרי התפתחות אמצעי התשלום ורכיביו.

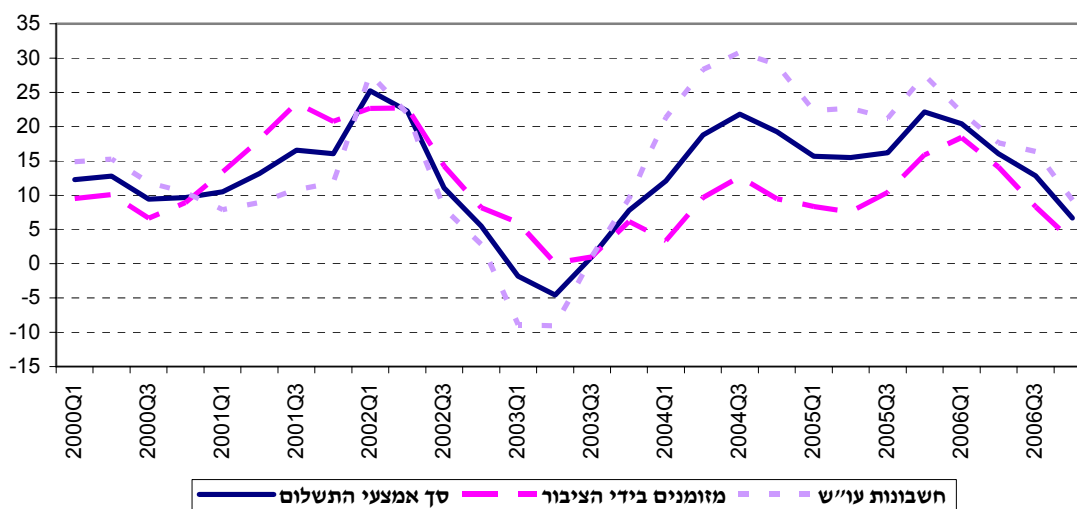
¹ תודתנו לסיוון דהאן וליוסי נער על סיוע רב בגרסאות קודמות של מחקר זה.

א. מבוא

מתחילת שנת 2003 ועד לסוף 2006 עלו אמצעי התשלום בשיעור מצטבר של 62 אחוזים, עלייה זו מורכבת מעלייה של 33 אחוזים במזומנים בידי הציבור ושל 93 אחוזים בפיקדונות העו"ש.

דיאגרמה 1

שיעור השינוי באמצעי התשלום וברכיביהם העיקריים ב-12 חודשים אחרונים



שיעור גידול זה גבוה בהרבה משיעור מצטבר של הגידול בתוצר הריאלי בפועל בתוספת שיעור עליית מחירים לפי אמצע תחום יעד האינפלציה; חישוב מצטבר של שיעור גידול זה מגיעה ל-21%. גידול משמעותי זה באמצעי התשלום מעלה חשש להיווצרות לחץ אינפלציוני הראוי לתשומת לב בגיבוש המדיניות המוניטרית. אמנם, במסגרת המשטר המוניטרי הקיים היום בישראל ובמספר רב של מדינות, המבוסס על יעד אינפלציה מפורש כעוגן מוניטרי בו ריבית הבנק המרכזי משמשת ככלי המדיניות, אין מקום להיווצרות עודף היצע של כסף, שהיה יכול לגרום ללחץ אינפלציוני. אולם, מאחר והמסורת של ניתוח האינפלציה "כתופעה מוניטרית בכל מקום ובכל זמן" היא חזקה וניתוח כמותי של הנכסים וההתחייבויות של הציבור בכלל, ואחזקת אמצעי התשלום, בפרט, יכול להצביע על כיוונים לשיפור המודלים המשמשים את תהליך קביעת הריבית, ראוי יהיה להתייחס לגידול באמצעי התשלום². מאחר ובמודלים המקובלים של כסף כגורם ללחץ אינפלציוני, מנגנון התמסורת למחירים עובר בכל זאת מעודף היצע של כסף לאינפלציה, חשוב לבצע כצעד ראשון, לפני הדלקת "נורה אדומה" בנוגע למדיניות הריבית, בדיקה של מהימנות אומדני הביקוש לכסף, אשר מהווים נדבך מרכזי בכל הערכה של עודף היצע. העבודה מציגה תוצאות של בדיקה זו. המסקנה העיקרית היא שהגידול באמצעי התשלום מתחילת 2003 ועד לרביע שלישי של 2005 מוסבר בעיקר על ידי הפחתות הריבית וכן על ידי

² דוגמה של חשיבה על תפקיד לכמות הכסף, במסגרת חשיבה התואמת את הגישה הנפוצה לגיבוש המדיניות המוניטרית של מודל ניו-קיינסיאני עם כלל טיילור, נמצא ב- Christiano and Rostagno (2001). חשיבה זו מתייחסת לכמות הכסף כגורם המזהיר בפני אפשרות של ליקוי במודל הבסיסי כאשר כמות הכסף חורגת במידה משמעותית מאומדני הביקוש עבורה.

הגידול בתוצר בפועל באופן שאינו חורג מהמשוואות האקונומטריות. לגבי התקופה הזו, להערכתנו, אין סיבה שהגידול באמצעי התשלום יגרום להיווצרות לחץ אינפלציוני. לעומת זאת, החל מסוף 2005 התפתח פער גדול ולא מוסבר בין אמצעי תשלום החזויים ואמצעי התשלום בפועל, הבא לידי ביטוי בעיקר בפונקציה העו"ש.

עבודה זו נעשתה ברוח העבודות על הביקוש לכסף שנעשו בעולם במהלך שנות ה-70 של המאה הקודמת. בחרנו להציג בגוף העבודה תוצאות לפי גישה זו- שהיא אומנם מיושנת אך מוכרת ופשוטה. עם זאת, בדקנו כי בדרכים אקונומטריות חדשניות יותר מגיעים לתוצאות דומות מאוד לאלו המוצגות בהמשך (ראה נספח 3).

התיאוריה הרלוונטית היא גישה מניעה העסקות לביקוש לכסף בגרסה המיישמת את תורת המלאים (בעקבות המודלים הידועים של Baumol ו-Tobin). גישה זו מוכרת היטב בעולם ומהווה בסיס למגוון רב של עבודות אמפיריות. בישראל, משוואות הביקוש לאמצעי התשלום שנאמדו על פי גישה זו במהלך שנות ה-90 במחלקה המוניטרית ובמחלקת המחקר של בנק ישראל הניבו תוצאות סבירות שתאמו את התיאוריה הכלכלית והצלחו להפיק חיזוי טוב לאמצעי התשלום מחוץ לתקופת המדגם.

מתחילת שנת 2002 חל שיבוש במשוואה לסך אמצעי התשלום והחל להיווצר פער חיובי בין אמצעי התשלום בפועל לאמצעי התשלום החזויים ממשוואת הביקוש. על מנת להתחקות אחר הסיבה לפער החלטנו לבחון את רכיבי אמצעי התשלום בנפרד. מצאנו כי הסטייה של הכמות בפועל לבין זו החזויה נובעת בעיקר משינוי מגמה בביקוש למזומנים. למרות שנראה כי עד שנת 2002 משוואת M1 מתפקדת היטב, להערכתנו, במקרה זה נכון יותר להתחיל את הבדיקה בתקופה בה טיב החיזוי של משוואות רכיבי אמצעי התשלום מתחיל להשתבש. בדיקה נפרדת לרכיבי העו"ש והמזומן מראה שהחל מ-4:2000 עד ל-1:2003 כמות המזומנים בפועל עולה על הכמות החזויה והיתרות בעו"ש נמוכות מהכמות החזויה. ניתן אולי לשייך את הגידול בכמות המזומנים בידי הציבור לעומת ירידה ביתרות בעו"ש לתחילת מאורעות האינתיפאדה בספטמבר 2000. גידול חריג בביקוש למזומן בזמן מלחמה הינו תופעה מוכרת בעולם אשר נתמכת גם מניסיון העבר בישראל. בתקופת מלחמת המפרץ היה גידול חריג בביקוש למזומן בישראל. כמו כן מתועדת בספרות האקדמית (Cagan, 1969) עליה בשיעור הגידול של מזומנים במחזור בארה"ב בזמן מלחמת העולם השנייה. ייתכן וגורם זה תרם לגידול הבלתי צפוי בין השנים 2001-2003, אך אינו מסביר את שינוי המגמה בביקוש למזומנים. גורם נוסף שיתכן ותרם לגידול הנצפה בשיעור המזומנים הוא חקיקתו של חוק נגד הלבנות הון. במסגרתו, נכנס לתוקף ב-17/2/02 צו איסור הלבנת הון, המתייחס לחובות המוטלות על התאגידים הבנקאיים. החוק והצו הטילו, בין היתר, חובות זיהוי ואימות של בעלי החשבון ומורשי החתימה, רישום נהנים בחשבון שמנוהל עבור אדם שאינו בעל החשבון, ובעלי שליטה בחשבון של תאגיד, על פי הצהרת הלקוחות (החתמת בעלי החשבון על "טופס נהנים"). אחת המטרות של פעולה זו היא להקשות על פרטים העוסקים בהלבנת הון, גורם שעשוי להגדיל את השימוש במזומנים ב"כלכלה השחורה".

על רקע זה, נבדקה ההתפתחות של אמצעי התשלום ורכיביהם העיקריים- המזומנים בידי הציבור והיתרות בחשבונות העו"ש החל מהרבעון האחרון של שנת 2000. להלן עיקרי הממצאים:

1. לגבי מצרף M1: החל מ-2002 הולכת ופוחתת מידת ההתאמה בין הערכים בפועל לבין הערכים החזויים (מסימולציות שנערכו מחוץ לתקופת המדגם) במשוואות הביקוש לכסף לטווח הארוך. החל מתחילת 2003, המשוואות מנבאות היטב את התפתחות השינויים ב-M1 ורכיביו. נותר פער ברמת המזומנים, אך המשוואות עוקבות היטב אחר שיעורי השינוי במשך שלוש שנים. החל מאמצע 2005 שוב נפתח פער בין אמצעי התשלום בפועל לבין הכמות החזויה מהסימולציות, בעיקר כתוצאה מכך כי הביקוש לעו"ש בפועל עולה על החזוי.

עקב הבדלים בהתפתחות המזומן ופיקדונות העו"ש ניתוח אמצעי התשלום מתבסס על פירוץ המצרף M1 לרכיביו העיקריים, מזומן ועו"ש;

2. לגבי רכיב המזומנים: מהרביע הרביעי של שנת 2000 עד לסוף 2001 נפתח פער חיובי בין כמות המזומנים בפועל והחזויה, פער שנשמר עם תנודות עד ל-4:2006. הרחבת רכיב המזומנים בתקופה זו אינה מוסברת ע"י הפעילות הריאלית והריבית הנומינלית בלבד, וככל הנראה, משקפת עלייה בביקוש עבורם מגורם נוסף. הפער בין התחזית לכמות בפועל עלה וירד והתייצב ברמתו החדשה החל מ-1:2003. מכאן ועד רבעון רביעי של 2006, משוואת המזומנים שבה לספק חיזוי טוב לכמות המזומן במשק, למעט פער יציב שנותר ברמה.

3. לגבי פיקדונות העו"ש: תוצאות המשוואה הרבעונית לאמידת הביקוש לפיקדונות עו"ש מצביעות על יכולת ניבוי טובה, פרט להערכת יתר של כמות היתרות בעו"ש בין הרביע האחרון של 2000 ועד לרביע האחרון של 2002 שמקוזזת כמעט במלואה עם שיעור העלייה החורגת ברכיב המזומנים. החל מהרביע הראשון של 2003 ועד לרביע שלישי של 2005 המשוואה חזרה לספק ניבויים טובים לרמת יתרות העו"ש וכמובן גם לשינויים. החל מרביע רביעי של 2005 ניתן לראות כי נפתח פער חריג בין הביקוש לפיקדונות העו"ש המתקבל מהסימולציה לביקוש לפיקדונות העו"ש בפועל, כאשר ניתן לראות עלייה בביקוש לעו"ש בפועל ואילו הסימולציה מצביעה על ירידה חדה בביקושים.

ב. רקע תיאורטי

בספרות הנוגעת לביקוש לאמצעי תשלום קיימות שתי גישות עיקריות, גישת העסקאות (גולדפלד) וגישת הקצאת תיק הנכסים.

גישת הקצאת תיק הנכסים, כפי שפותחה לראשונה ע"י Tobin (1958), מתאימה יותר למצרף הרחב של כסף (M2) אשר כולל בתוכו את אמצעי התשלום. גישה זו מתאימה למדיניות מוניטרית כפי שמתנהלת ב-ECB³ (European Central Bank).

היישום של תורת המלאים לגישת העסקאות מבוסס על המודלים הידועים של Baumol (1952) ו-Tobin (1956), וממשיכי דרכם. על פי תורת המלאים, המניע להחזקת אמצעי תשלום הינו ביצוע עסקאות. תיאוריה זו רווחת בתחום הביקוש למצרף הכסף הצר - M1 ומהווה תשתית למרבית

³ יעד המדיניות המוניטרית של ה-ECB הינו שמירת האינפלציה מתחת ל-2%. השגת יעד זה מתבססת על חשיבה בשני נדבכים (twin pillars), ניתוח כלכלי וניתוח מוניטרי. העיון במצרפי הכסף מהווה חלק מרכזי של הניתוח המוניטרי המתבסס בעיקר על קשרים לא-מבניים בין שיעורי הגידול בכסף, בתוצר ובמחירים.

העבודות שנכתבו בישראל בשנים האחרונות. ההנחה העיקרית בגישה זו הינה כי הפרטים מעוניינים להחזיק בכמות אמצעי תשלום אשר תתאים לערך הכספי של העסקאות אותן הם מבקשים לבצע.

הביקוש לאמצעי תשלום, על פי תיאוריה זו, מנוסח ע"י משוואה דו לוגריתמית עם יתרות ריאליות של הכסף כפונקציה של משתנה גודל המשקף את המניע לביצוע עסקאות, של הריבית הנומינלית, המייצגת את התשואה על נכס אלטרנטיבי לכסף, ושל עמלת העברה מהחזקת אמצעי התשלום לנכס חלופי נושא ריבית. בהעדר נתונים זמינים על עלויות ההעברה מקובל להניח כי הן קבועות.

Tobin ו-Baumol, במסגרת המודלים אשר הוזכרו לעיל, פיתחו את "נוסחת השורש" אשר קבעה כי גמישות הביקוש לאמצעי תשלום היא 0.5 ביחס למשתנה הגודל, ו-0.5- ביחס למשתנה העלות האלטרנטיבית. Barro (1976) ביצע פיתוחים חלופיים "לנוסחת השורש" תוך התחשבות באילוץ המספרים השלמים הקיים על מספר ההעברות בין אמצעי התשלום והנכס החלופי נושא ריבית. כך הוא קיבל השלכות תיאורטיות עבור מימדי הגמישויות, שאינן נקודתיות אלא טווחים. על פי תיאוריה זו, נצפה כי גמישות הביקוש ליתרות ריאליות ביחס למשתנה הגודל תנוע בין 0.5 ל-1, והגמישות ביחס לעלות האלטרנטיבית תעמוד בין 0.5 ל-0.

התיאוריה של גישת המלאים הינה תיאוריה סטטית, שניתן ליחס להתנהגות פרטים בטווח הארוך. על סמך שיקולים אמפיריים, התופסים כמעט בכל המקומות ובכל הזמנים וכן בישראל, נמצא שיש לנסח משוואת אמידה עם גורמים דינאמיים. דרך מקובלת ופשוטה לתפוס את המתאם הסדרתי בסדרות היא בשיטת ההתאמה החלקית (partial adjustment) שבשימוש גם בעבודתו של גולדפלד, מצאנו שגישה זו תופסת גם במדגם שלנו. על כן, נציג פה משוואות דינאמיות שנאמדו במסגרת הרגרסיה הקלאסית (OLS), שכוללות את המשתנה המוסבר בפיגור בצד ימין של המשוואה. גישה כללית יותר לניסוח הדינאמיקה ע"פ גישת קואינטגרציה, מוצגת בנספח 3.

ג. נתונים

בהתאם לתיאוריה הכלכלית המפורטת לעיל, ולאחר בדיקה של מספר משתנים נבחר התוצר כמשתנה הגודל⁴ והריבית האפקטיבית של בנק ישראל כמשתנה העלות האלטרנטיבית להחזקת כסף.

כמו כן, בנוסף לגורמים הכלכליים ולתהליכי ההתאמה, ישנם גורמים עונתיים קבועים המשפיעים על אמצעי התשלום וגורמים חיצוניים אשר הוכנסו למשוואה כמשתני דמי. משתני הדמי שבחרנו להוסיף למשוואות הינם: משתנה דמי עבור מלחמת המפרץ (1991) בשל הביקוש החריג למזומן בתקופה זו, משתנה דמי עבור שבר בסדרת פיקדונות העו"ש⁵ בין 1994 ל-1996 ומשתני דמי עבור עונתיות רבעונית. משתנה דמי עבור באג 2000 לא נכלל במשוואה משום שאינו מובהק⁶.

⁴ משתני גודל נוספים אשר נבדקו ונמצאו מתאימים פחות מהתוצר הינם הצריכה הפרטית ומחזור המסחר הכולל במניות ובאגרות חוב בבורסה לני"ע בתל אביב.

⁵ השבר בנתונים בסדרת העו"ש נובע משינוי בחובת הדיווח על פיקדונות העו"ש בתחילת 1996, בעקבות הבנקים חויבו לדווח בנפרד על יתרות שמשלמות ריבית, תופעה שחלה עוד במהלך 1994.

⁶ במשוואות החודשיות משתנה באג 2000 נמצא מובהק.

המשוואות הנאמדות הינן משוואה לאמצעי התשלום, משוואה לרכיב המזומן ומשוואה לרכיב העו"ש.⁷ המדידות והנתונים המשמשים עבודה זו הם בתדירות רבעונית, כאשר נתוני אמצעי התשלום ורכיביו הינם על סמך ממוצע רבעוני של תצפיות יומיות. נתוני מדד המחירים לצרכן ונתוני הריבית האפקטיבית הינם ממוצעים רבעוניים של תצפיות חודשיות. נתוני התוצר הינם עבור תוצר ריאלי רבעוני מנוכה עונתיות.

לצורך הניתוח האמפירי שימשו אותנו תצפיות החל משנת 1990 ועד לרבעון רביעי של 2006. את התקופה הכוללת חילקנו לתקופת אמידה ולתקופת חיזוי.

תקופת האמידה מתחילה ברבעון הראשון של 1990 ומסתיימת ברבעון השלישי של 2000. תקופה זו נבחרה כתקופת אמידה בשל היציבות במשוואה הרבעונית להערכת הביקוש לאמצעי התשלום ורכיביו, דהיינו, בשל התאמה בין הערכים החזויים מהמשוואה לערכים בפועל.

תקופת החיזוי: החל מרבעון רביעי 2000 ועד רבעון רביעי של 2006. תקופה זו מאופיינת בחוסר היציבות במשוואות הרבעוניות לרכיבי אמצעי התשלום ובפתיחת פער בין הכמות החזויה מהמשוואות לכמות בפועל.

ד. אמידת המשוואות

טיב המשוואות נבדק במספר היבטים: (1) התאמה בין ערכי הפרמטרים הנאמדים לבין הערכים התיאורטיים; (2) מבחנים להתאמה סטטיסטית בתוך תקופת המדגם, כולל התאמת המשוואות לתופעות שאינן כלכליות כגון עונתיות ביקוש לכסף וגידול בביקוש למזומן עקב המצב בטחוני (מלחמת המפרץ לדוגמה); (3) טיב החיזוי מחוץ לתקופת המדגם.

המשוואות הנאמדות הן כדלקמן:

1. משוואת אמצעי התשלום:

$$\log(m1/p) = 1.12 + 0.37 * \log(gdp) - 0.17 * \log(i) + 0.49 * \log(m1/p)_{-1}$$

(5.83) (-7.66) (6.29)

$$R^2=0.99 \quad D.W=1.88 \quad S.E \text{ of Regression}=0.019$$

כאשר: $m1$ - מצרף הכסף, i - ריבית אפקטיבית של בנק ישראל, gdp - תוצר ריאלי מנוכה עונתיות ו- p - מדד המחירים לצרכן

* משתנים נוספים אשר לא דווחו: משתני דמי עבור עונתיות רבעונית, משתנה דמי עבור מלחמת המפרץ ומשתנה דמי עבור שבר בסדרת פיק' העו"ש משנת 96.

אמידת משוואות אמצעי התשלום ורכיביו לתקופה שבין 1990:1 ל-2000:3, מצביעה על יציבות המשוואות בתקופה זו. גמישות הביקוש לטווח ארוך למשתנה גודל היא 0.72 ולמשתנה העלות האלטרנטיבית -0.33; על כן ניתן לראות כי הגמישויות תואמות את התיאוריה הכלכלית הרלוונטית. כמו כן לא נמצא מתאם סדרתי בשאריות.

⁷ בנוסף להגדרות המקובלות של יתרות אמצעי התשלום כסכום היתרות במזומן ועו"ש, אמדנו את אותן המשוואות עם משתנה תלוי שהוא הערך הריאלי של מדד הדיוויזיה לשירותים בעסקאות של נכסים נזילים, שהוגדר על הרכיבים העיקריים בתוך M2 (אמצעי התשלום, פח"ק, פז"ק ומק"ם). התוצאות עם משתנה זה לא היו מוצלחות.

2. משוואת המזומנים :

$$\log(\text{mezzib} / p) = -1.13 + 0.36 * \log(\text{gdp}) - 0.05 * \log(i) + 0.68 * \log(\text{mezzib} / p)_{-1}$$

(4.66) (-3.31) (10.04)

R²=0.99 D.W=1.44 S.E of Regression=0.016

כאשר : *mezzib* - יתרות המזומנים בידי הציבור, *i* - ריבית אפקטיבית של בנק ישראל, *gdp* - תוצר ריאלי מנוכה עונתיות ו-*p* - מדד המחירים לצרכן *משתנים נוספים אשר לא דווחו: משתנה דמי עבור מלחמת המפרץ ומשתנה דמי עבור עונתיות לרבעון שלישי.

ניתן לראות כי גמישויות הביקוש לטווח ארוך של משתנה הגודל ומשתנה העלות (1.12 ו-0.16- בהתאמה) תואמים את התיאוריה הכלכלית הרלוונטית, ואין מתאם סדרתי בשאריות.⁸

3. משוואת העו"ש :

$$\log(\text{posh} / p) = 3.16 + 0.24 * \log(\text{gdp}) - 0.26 * \log(i) + 0.44 * \log(\text{posh} / p)_{-1}$$

(4.14) (-7.37) (4.65)

R²=0.96 D.W=1.94 S.E of Regression=0.03

כאשר : *posh* - פיקדונות עו"ש, *i* - ריבית אפקטיבית של בנק ישראל, *gdp* - תוצר ריאלי מנוכה עונתיות ו-*p* - מדד המחירים לצרכן *משתנים נוספים אשר לא דווחו: משתנה דמי עבור שבר בסדרת הפיק' העו"ש משנת 96 ומשתני דמי עבור עונתיות רבעונית.

מאמידת המשוואה עולה כי גמישות הביקוש בטווח ארוך למשתנה הגודל הינה 0.43, וגמישות הביקוש למשתנה העלות האלטרנטיבית היא -0.46. גמישות הביקוש ביחס לתוצר היא נמוכה במקצת מהגבול התחתון של הטווח התיאורטי לפי הניתוח של Barro; יש לציין שכאשר מניחים מהלך סטוכסטי מקרי של תזרימי התשלומים והתקבולים, מקבלים גמישות השווה ל-0.33. תוצאה זו מתאימה בעיקר לביקוש הפירמות לפיקדונות עו"ש.⁹ כמו כן נמצא כי אין מתאם סדרתי במשוואה.

ה. חיזוי מחוץ למדגם

תוצאות הסימולציה של משוואת הביקוש לכסף (4:2006-4:2000) מצביעות על חוסר יציבות בביקוש לכסף. ברביע השני של שנת 2002 החל להתפתח פער חיובי בין אמצעי התשלום בפועל לבין אמצעי התשלום הנגזרים מן המשוואה הרבעונית (להרחבה ראה נספח 2).

⁸ על פי מבחן LM.

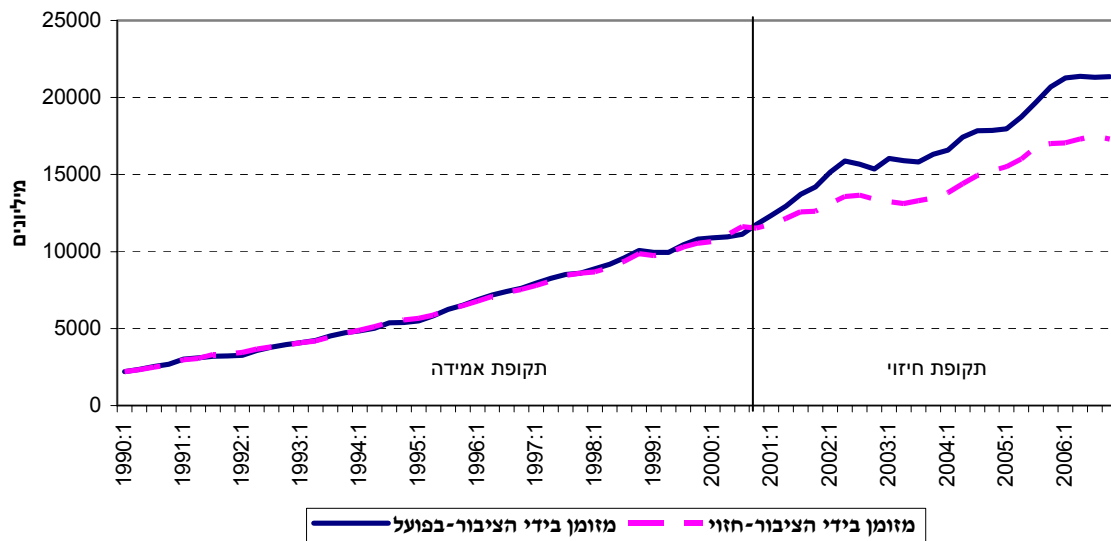
⁹ ראה (1966) Miller-Orr.

חיזוי עבור ביקוש למזומן:

ניסוח משוואה נפרדת עבור הביקוש למזומן מספק הסבר לגידול באמצעי התשלום ולהיווצרות פער חיובי בין הערכים בפועל לבין הערכים החזויים מהסימולציה. על פי תוצאות הסימולציה של משוואת המזומן (4:2006-4:2000) ניתן לראות כי ברבעון הרביעי של שנת 2000 מתחיל גידול ברכיב המזומנים עד לרבעון השני של 2002 והחל ברבעון שלישי של 2002 מתחילה התייצבות בפער בין ביקוש למזומנים בפועל לביקוש החזוי מהמשוואה האקונומטרית. ברבעון רביעי של 2005 נצפית התרחבות נוספת בפער זה. את תוצאות הסימולציה ניתן לראות בדיאגרמה 2¹⁰:

דיאגרמה 2

כמות המזומנים בפועל מול כמות המזומנים החזויה מהמשוואה



שני גורמים עשויים לספק הסבר לתופעה זו. הראשון – גידול בביקוש למזומן בין 4:2000 ל-2:2002 עשוי להיגרם עקב התופעה המוכרת של גידול בביקוש למזומנים עם התערעורת המצב הביטחוני ותחילת האינתיפאדה. בהמשך נראה כי הגידול בביקוש למזומן מתקזז כמעט במלואו עם הירידה בביקוש לעו"ש.

ההסבר לשינוי המגמה בביקוש למזומנים החל מ-2:2002 נעוץ אולי בגידול בשימוש בהם בעסקאות בכלכלה "האפורה". במהלך 2001 החלה את פעולתה הרשות לאיסור הלבנות הון והחל מ-17/2/02 נכנס לתוקף צו איסור הלבנת ההון, אשר בעקבותיו בעלי חשבונות בנקים חויבו לחתום על טופס הצהרת נהנים עד ל-17.8.2003. בבדיקת יציבות פרמטרים של Chow נמצא נקודת מפנה ב-2:2002, המתאימה למועד כניסתו לתוקף של צו האיסור, זו היא גם הנקודה שבו משוואת האמידה עבור M1 מתחילות לנבא כמות כסף נמוכה מהכמות בפועל. יתכן ושינוי המגמה הנצפה בביקוש למזומנים החל מ-2:2002 מושפע מהגדלת הפיקוח על חשבונות עו"ש וצמצום אפשרות התחלופה בין עו"ש ומזומנים לגורמים מסוימים. יש לציין כי הסברים אלו הם בגדר השערות ולא נמצאה דרך לאשרם במישרין.

¹⁰ כמן כן ניתן לראות נספח 1, לוח 1.

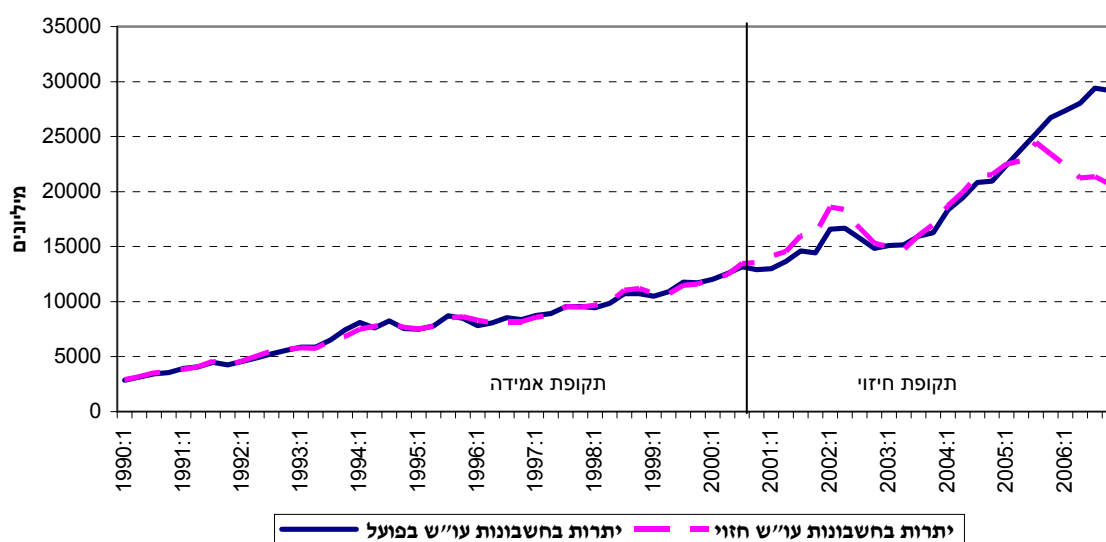
כמו כן, החל מהרביעי הרביעי של שנת 2005 ניתן לראות שוב פתיחת פער בין כמות המזומן בפועל לכמות המזומנים החזויה מהמשוואה, כאשר הפער עובר מרמתו היציבה יחסית סביב ה-15% מכמות המזומנים בפועל ל-18% (ראה נספח 1 לוח 1). בשלב זה אין לחריגה נוספת זו הסבר.

חיזוי עבור ביקוש לעו"ש:

מתוצאות הסימולציה של משוואת פיקדונות העו"ש ניתן לראות כי בין 2000:4 ו-2002:2 כמות העו"ש בפועל נמוכה מהכמות החזויה מהמשוואה. פער זה יכול לשקף את התחלופה בין מזומנים ועו"ש, הרי שהמשוואה הנאמדת לסך אמצעי התשלום מספקת ניבוי טוב לתקופה זו (ראה נספח 2). החל מ-2002:2 נראה כי ישנה התאמה גבוהה בין כמות העו"ש בפועל לכמות העו"ש החזויה מהמשוואה הנאמדת. יציבות זו נשמרת עד רבעון שלישי של 2005 ומוסברת במלואה ע"י הריבית הנמוכה ששררה באותה תקופה והגידול בתוצר (ראה דיאגרמה 3).

דיאגרמה 3

יתרות בחשבונות העו"ש בפועל מול היתרות החזויות מהמשוואה



החל מרבעון רביעי של שנת 2005 נפתח פער גדול בביקוש לעו"ש בין הביקוש בפועל לביקוש החזוי מהמשוואה. דהיינו, נצפית עלייה מפער של 3% מכמות יתרות העו"ש בפועל ברבעון שלישי של 2005 לפער של 12% מיתרות העו"ש בפועל ברבעון רביעי של 2005 (ראה נספח 1 לוח 2). פתיחתו של פער זה מגבילה לתחילתה של מדיניות העלאת ריבית שנקט בנק ישראל בתקופה הנ"ל. בשלב זה לא ברור מה גורם לטעות חיזוי זו¹¹, ובפרט למה המשוואה האקונומטרית הנאמדת איננה תופסת את העלייה בריבית, במיוחד לאחר שתפסה היטב את השפעת מגמת הירידה בריבית מ-2003 עד תחילת 2005. ההסבר הנראה לנו הוא שהרחבת הפעילות הפיננסית, כתוצאה מהרפורמות הרבות בשווקים הפיננסיים, והגברת אמינות במשטר מוניטרי ופסקלי תומכי יציבות, הוא הגורם העיקרי לגידול

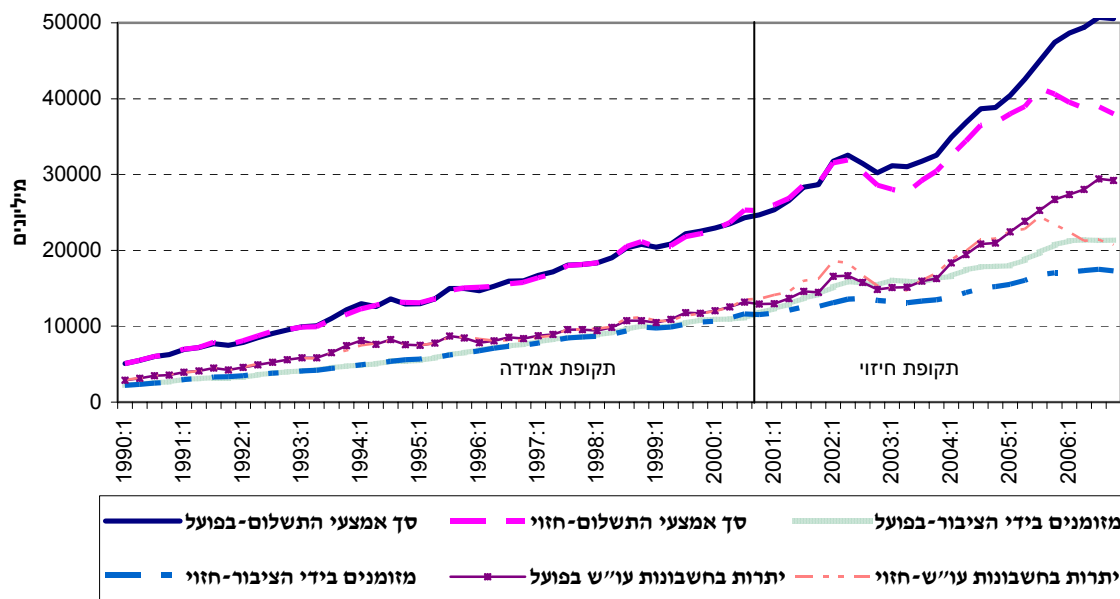
¹¹ נבדקה האפשרות לליקוי בנתונים של אמצעי התשלום, אך לא נמצאה בעיה כלשהי.

בהחזקת יתרות העו"ש. אולם, הוספת משתנים שונים בניסיון לתפוס השפעה כזו לא הניבה תוצאות משופרות, כך שאין בשלב זה תמיכה אקונומטרית בהשערה זו.

1. סיכום

ניסוח משוואות אקונוטריות נפרדות לביקוש עבור סך אמצעי התשלום ועבור כל אחד מרכיביו העיקריים, מזומנים בידי הציבור ופיקדונות עו"ש, מראה כי ניתוח כולל של המצרף מוביל למסקנות מוטעות לגבי התפתחות הביקוש לאמצעי התשלום מאז תחילת העשור הנוכחי. תוצאות הסימולציה של משוואת אמצעי התשלום מצביעות על תוואי תקין של אמצעי התשלום עד לרבעון השני של 2002. לעומת זאת מאמידה נפרדת של רכיבי אמצעי התשלום נראה כי עד 2002 הביקוש הנאמד למזומנים עולה על ערכם בפועל וההערכה היא כי הדבר נובע מתחילת האינתיפאדה בשנת 2000 ואפשר גם מהפעילות נגד הלבנת הון. ביקוש היתר למזומנים מסוף שנת 2000 ועד אמצע 2002 מקביל לביקוש נמוך לעו"ש אשר מהווה תחליף עבורו. כמו כן, אמידה נפרדת של משוואות עבור רכיבי אמצעי התשלום המנוסחות על ידי אותם המשתנים שנכללו במשוואת המצרף הכולל מצביעה על חיזוי חסר בכמות המזומן, גם מהרבעון השני של שנת 2002, אך המשוואות לשני הרכיבים מסבירות היטב את השינויים בכמויות מסוף 2002 ועד סוף 2005, תקופה שאופיינה בהפחתה משמעותית של ריבית בנק ישראל. פירוק סך אמצעי התשלום לרכיביו מסביר את הפער הקבוע שנפתח בין הביקוש ל-M1 בפועל לביקוש החזוי (ראה דיאגרמה 4). ניתן לומר כי משוואת אמצעי התשלום נותנת חיזוי טוב לאמצעי התשלום במשק (להוציא הפער ברמה הנשאר קבוע) עד אמצע 2005 אך פירוקה חושף לפנינו שינויים מעניינים שהתרחשו בביקושים בתקופה זו.

דיאגרמה 4
אמצעי התשלום ורכיביהם העיקריים, חזוי מול בפועל



החל מרבעון שלישי של שנת 2005 הביקוש לאמצעי התשלום עולה על החזוי ועלייה זו גלומה בעיקרה בעלייה חריגה בביקוש לעו"ש. כעת נראה כי במשטר של העלאת ריבית שחל ברבעונים

אחרונים, הביקוש החזוי מהמשוואות אינו תואם את הביקוש בפועל. לעת עתה קשה לקבוע מה המקור לירידה בטיב החיזוי, על כן חשוב להמשיך לעקוב אחרי התפתחות זו.

Barro, Robert J. (1976). "*Integral Constraints and Aggregation in an Inventory Model of Money Demand*", The Journal of Finance, Vol. 31, No. 1, pp. 77-88.

Baumol, William J. (1952). "*The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach*", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 66, No. 4, pp. 545-556.

Christiano, Lawrence J. and Massimo Rostagno (2001). "*Money Growth Monitoring and The Taylor Rule*", Working Paper 8539, NBER.

Goldfeld, Stephen M. (1973). "*The Demand for Money Revisited*", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1973, No. 3, pp. 577-646.

Miller Merton H. and Daniel Orr (1966). "*A Model of Demand for Money and Firms*", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 80, No. 3, pp. 413-435.

Tobin, James (1956). "*The Interest-Elasticity of Transactions Demand For Cash*", The Review of Economics and Statistics, Vol. 38, No. 3, pp. 241-247.

נספחים

נספח 1. תוצאות האמידה של רכיבי אמצעי התשלום:

לוח 1- תוצאות אמידת משוואת המזומנים: חזוי מול בפועל.

הפער בין הכמות בפועל לכמות החזוייה	הפער בין הכמות בפועל לכמות החזוייה	כמות המזומן החזוייה מהמשוואה	כמות המזומן בפועל	שנה	
				רבעון	
2	245	11521	11766	4	2000
5	591	11754	12345	1	2001
6	806	12132	12938	2	
8	1145	12570	13715	3	
11	1596	12610	14205	4	
13	2029	13116	15145	1	2002
15	2303	13573	15876	2	
13	2008	13660	15669	3	
13	1985	13382	15367	4	
18	2813	13234	16047	1	2003
17	2777	13117	15894	2	
16	2528	13297	15825	3	
17	2828	13486	16314	4	
17	2756	13832	16588	1	2004
17	3021	14405	17426	2	
16	2887	14948	17835	3	
15	2648	15212	17860	4	
14	2464	15509	17972	1	2005
15	2733	16004	18737	2	
15	2904	16782	19686	3	
18	3678	17014	20692	4	
20	4219	17056	21275	1	2006
19	4066	17308	21374	2	
18	3822	17495	21317	3	
19	4062	17303	21365	4	

לוח 2- תוצאות אמידת משוואת העו"ש : חזוי מול בפועל

הפער בין הכמות בפועל לכמות החזויה	הפער בין הכמות בפועל לכמות החזויה	כמות פיק' הע"ש החזויה מהמשואה	כמות פיק' העו"ש בפועל	רבעון	שנה
-5	-676	13591	12914	4	2000
-9	-1122	14116	12993	1	2001
-7	-890	14555	13665	2	
-9	-1360	15956	14596	3	
-12	-1773	16209	14437	4	
-12	-2000	18585	16586	1	2002
-10	-1706	18361	16655	2	
-6	-898	16665	15767	3	
-3	-452	15298	14846	4	
1	116	14993	15109	1	2003
3	418	14725	15143	2	
0	-66	15998	15932	3	
-5	-750	17001	16251	4	
-2	-396	18724	18328	1	2004
-3	-499	19932	19433	2	
-3	-601	21449	20848	3	
-3	-569	21537	20968	4	
0	-61	22484	22423	1	2005
4	1005	22831	23836	2	
3	831	24439	25270	3	
12	3322	23401	26723	4	
18	4982	22383	27365	1	2006
24	6794	21245	28039	2	
27	8037	21371	29408	3	
29	8512	20695	29207	4	

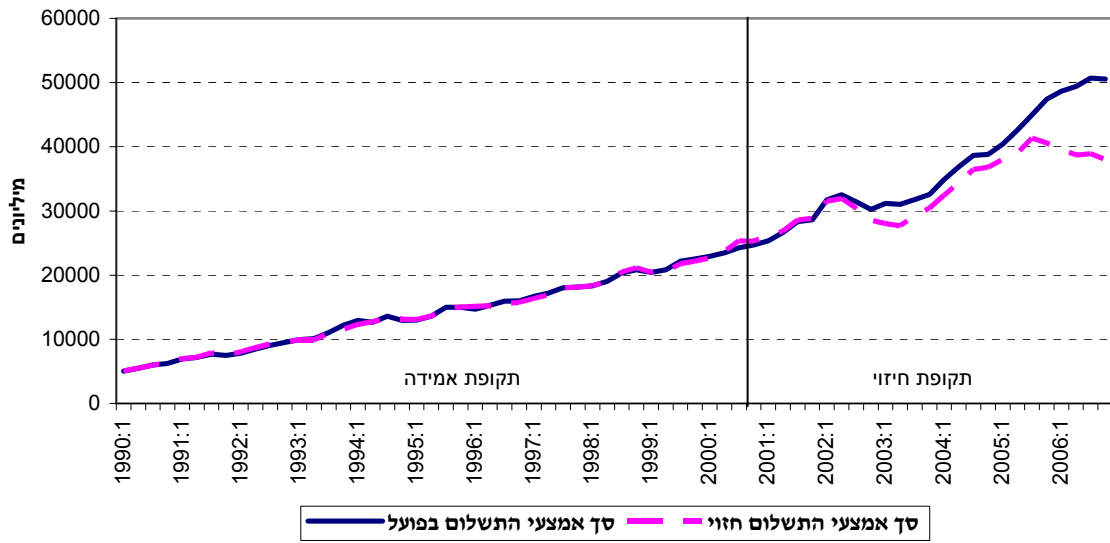
נספח 2: תוצאות האמידה של אמצעי התשלום:

כפי שניתן לראות מלוח 3 משוואת אמצעי התשלום מספקת אמידה טובה עד רבעון שני של 2002. החל מרבעון זה נפתח פער בין הביקוש בפועל לביקוש החזוי הנובע בעיקרו מפתיחת פער בין הביקוש למזומן בפועל לביקוש החזוי. מאמצע 2003 המשוואה חוזרת לנבא בצורה טובה את הביקושים, חוץ מהפער ברמה הנשאר די קבוע סביב כ-7% בממוצע. החל מרבעון רביעי 2005 שוב נפתח פער חריג. להמחשה ראה דיאגרמה 5.

לוח 3- תוצאות אמידת משוואת אמצעי התשלום: חזוי מול בפועל

שנה	רבעון	כמות הכסף בפועל	כמות הכסף החזויה מהמשוואה	הפער בין הכמות בפועל לכמות החזויה	הפער ב% מהכמות בפועל	
2000	4	24680	25266	-586	-2	
	2001	1	25339	26004	-665	-3
		2	26603	26841	-237	-1
		3	28311	28600	-290	-1
2002	4	28642	28802	-160	-1	
	1	31730	31533	197	1	
	2	32531	31924	607	2	
	3	31435	30353	1083	3	
	4	30213	28585	1628	5	
2003	1	31156	28035	3121	10	
	2	31037	27699	3338	11	
	3	31757	29216	2542	8	
	4	32565	30433	2132	7	
2004	1	34915	32476	2440	7	
	2	36859	34385	2474	7	
	3	38683	36461	2221	6	
	4	38828	36839	1989	5	
	1	40396	37997	2399	6	
2005	2	42574	38981	3593	8	
	3	44955	41334	3621	8	
	4	47415	40561	6854	14	
	1	48640	39516	9124	19	
	2	49413	38712	10701	22	
2006	3	50725	38939	11786	23	
	4	50572	38009	12563	25	

דיאגראמה 5
סך אמצעי התשלום חזוי מול בפועל



נספח 3 : אמידת המשוואות בשיטת Engle-Granger בשני שלבים :

שלב מקדים : על מנת שנוכל להשתמש בשיטת הקואינטגרציה לאמידת משוואות הביקוש לכסף ורכיביו יש לבצע מבחן ADF לבדיקת סטציונריות. ניתן לראות בטבלה שלהלן כי המשתנים אינם סטציונריים ובעלי אותו סדר אינטגרציה.

ערכים קריטיים		סטטיסטי למבחן ADF		משתנה
		I(1)	I(0)	
1%	-3.59	-6.81	-1	$\log(m1 / p)$
		-6.81	-1.58	$\log(posh / p)$
5%	-2.93	-6.37	-0.36	$\log(mezzib / p)$
		-8.11	-0.65	$\log(gdp)$
10%	-2.60	-6.84	-2.34	$\log(i)$

שלב ראשון : אמידת משוואות הקואינטגרציה בשיטת OLS :

$$\log(m1 / p) = \lambda_1 + \lambda_2 * \log(gdp) + \lambda_3 * \log(i) + \varepsilon_t \quad .1$$

משוואות דומות נאמדו גם לרכיבי אמצעי התשלום : כאשר העו"ש והמזומן מהווים את המשתנה התלוי. בכל המשוואות השאריות ε_t סטציונריות.

שלב שני : אמידת משוואות "תיקון טעות" :

$$\Delta \log(m1 / p) = \alpha_1 * \varepsilon_{-1} + \alpha_2 * \Delta \log(gdp) + \alpha_3 * \Delta \log(i) + \nu_t \quad .2$$

על ידי הצבה ניתן לרשום את המשוואה האחרונה גם ברמות :

$$\log(m1 / p) = (\alpha_1 + 1) * \log(m1 / p)_{-1} - \alpha_1 * \lambda_1 - \alpha_1 \lambda_2 * \log(gdp)_{-1} - \alpha_1 * \lambda_3 * \log(i)_{-1} + \alpha_2 * \Delta \log(gdp) + \alpha_3 * \Delta \log(i) + \omega_t \quad \text{א.2}$$

משתנה תלוי:	אמצעי תשלום	מזומן	עו"ש
משוואה 1.	$\lambda_1 = 1.77(5.15)$ $\lambda_2 = 0.76(27.52)$ $\lambda_3 = -0.24(-9.63)$	$\lambda_1 = -3.54(-9.23)$ $\lambda_2 = 1.12(36.01)$ $\lambda_3 = -0.09(-3.29)$	$\lambda_1 = 4.88(-10.97)$ $\lambda_2 = 0.46(13.08)$ $\lambda_3 = -0.37(-10.83)$
	$R^2=0.97$ D.W=1.19 S.E. of Regression=0.03	$R^2=0.98$ D.W=0.95 S.E. of Regression=0.03	$R^2=0.93$ D.W=1.29 S.E. of Regression=0.04
משוואה 2.א	$\alpha_1 = -0.57(-4.75)$ $\lambda_1 = 2.17(4.92)$ $\lambda_2 = 0.74(21.43)$ $\lambda_3 = -0.32(-8.16)$ $\alpha_2 = 0.38(2.07)$ $\alpha_3 = -0.16(-6.00)$	$\alpha_1 = -0.30(-4.10)$ $\lambda_1 = 3.66(-5.67)$ $\lambda_2 = 1.14(21.79)$ $\lambda_3 = -0.13(-2.47)$ $\alpha_2 = 0.08(0.56)$ $\alpha_3 = -0.06(-3.22)$	$\alpha_1 = -0.65(-4.72)$ $\lambda_1 = 5.50(8.82)$ $\lambda_2 = 0.43(8.98)$ $\lambda_3 = -0.46(-8.48)$ $\alpha_2 = 0.32(1.28)$ $\alpha_3 = -0.24(-6.14)$
	$R^2=0.99$ D.W=1.72 S.E. of Regression=0.02	$R^2=0.99$ D.W=1.93 S.E. of Regression=0.02	$R^2=0.96$ D.W=1.77 S.E. of Regression=0.03

כאשר : $m1$ - מצרף הכסף, $mezzib$ - יתרות המזומנים בידי הציבור, $posh$ - פיקדונות עו"ש
i - ריבית אפקטיבית של בנק ישראל, gdp - תוצר ריאלי מנוכה עונתיות, p - מדד המחירים
לצרכן, ε_t , u_t ו- ω_t - שאריות המשוואות. Δ - שיעור שינוי של משתנה מול משתנה אחד בפיגור.
*משתנים נוספים אשר לא דווחו: משתני דמי עבור עונתיות רבעונית, משתנה דמי עבור מלחמת
המפרץ ומשתנה דמי עבור שבר בסדרת פיק' העו"ש משנת 96.

Monetary Studies

עיונים מוניטריים

א' אזולאי, ד' אלקיים – מודל לבחינת ההשפעה של המדיניות המוניטרית על האינפלציה בישראל, 1988 עד 1996	1999.01
ד' אלקיים, מ' סוקולר – השערת הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה בישראל – בחינה אמפירית, 1990 עד 1998	1999.02
The Shekel's Fundamental Real Value–M. Beenstock, O. Sulla	2000.01
Analysis of Casual Relations and Long and Short-term Correspondence between Share Indices in Israel and the United States –O. Sulla, M. Ben-Horin	2000.02
Y. Elashvili, M. Sokoler, Z. Wiener, D. Yariv – A Guaranteed-return Contract for Pension Funds' Investments in the Capital Market	2000.03
י' אלאשווילי, צ' וינר, ד' יריב, מ' סוקולר – חוזה להבטחת תשואת רצפה לקופות פנסיה תוך כדי הפנייתן להשקעות בשוק ההון	2000.04
ד' אלקיים – יעד האינפלציה והמדיניות המוניטרית – מודל לניתוח ולחיזוי	2001.01
ע' אופנבר, ס' ברק – דיסאינפלציה ויחס ההקרבה: מדינות מפותחות מול מדינות מתעוררות	2001.02
A Model for Monetary Policy Under Inflation Targeting: –D. Elkayam The Case of Israel	2001.03
ד' אלקיים, מ' רגב, י' אלאשווילי – אמידת פער התוצר ובחינת השפעתו על האינפלציה בישראל בשנים האחרונות	2002.01
ר' שטיין – אמידת שער החליפין הצפוי באמצעות אופציות Call על שער Forward ה-	2002.02
ר' אלדור, ש' האוזר, מ' קהן, א' קמרה – מחיר אי-הסחירות של חוזים עתידיים (בשיתוף הרשות לניירות ערך)	2003.01
R. Stein - Estimation of Expected Exchange-Rate Change Using Forward Call Options	2003.02
ר' שטיין, י' הכט – אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות	2003.03
D. Elkayam – The Long Road from Adjustable Peg to Flexible Exchange Rate Regimes: The Case of Israel	2003.04
R. Stein, Y. Hecht – Distribution of the Exchange Rate Implicit in Option Prices: Application to TASE	2003.05
א' ארגוב – מודל לחיזוי הגירעון המקומי של הממשלה	2004.01
י' הכט, וה' פומפושקו – נורמליות, רמת סיכון שכיחה ושינוי חריג בשער החליפין	2004.02
D.Elkayam ,A.Ilek – The Information Content of Inflationary Expectations Derived from Bond Prices in Israel	2004.03

ר. שטיין – ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר, התפלגות א-פרמטרית הגלומה באופציות מטבע חוץ	2004.04
Y. Hecht, H. Pompushko – Normality, Modal Risk Level, and Exchange-Rate Jumps	2005.01
י' אלאשווילי, מ' רגב – גזירת הציפיות לאינפלציה משוק ההון	2005.02
א' ארגוב – כלל ריבית אופטימלי למודל מוניטרי של המשק הישראלי	2005.03
M.Beenstock, A.Ilek – Wicksell's Classical Dichotomy: Is the Natural Rate of Interest Independent of the Money Rate of Interest ?	2005.04
י' הכט וה' פומפושקו- RND	2006.01
ד' אלקיים, א' ארגוב – ניסוח ואמידה של מודל ניאו-קיינסיאני למשק קטן ופתוח, יישום למשק הישראלי	2006.02
Z.Wiener, H.Pompushko- The Estimation of Nominal and Real Yield Curves from Government Bonds in Israel	2006.03
א' אילק – המודל החודשי להערכת האינפלציה והמדיניות המוניטרית בישראל	2006.04
E.Azoulay, M.Brenner, Y.Landskroner –Inflation Expectations Derived from Foreign Exchange Options	2007.01
A.Ilek -Aggregation versus Disaggregation- What can we learn from it?	2007.02
ר' שטיין -אמידת עקום תשואות המק"ם וגזירת ריביות הפורוורד	2007.03
ע' אופנבר, ט' קמל - הביקוש לאמצעי התשלום בישראל : 1990-2006	2007.04