בנק ישראל

חטיבת המחקר

ההשפעות של מיסוי רווחי ההון על תמחור הנכסים הפיננסיים[1]

רועי שטיין*

סדרת מאמרים לדיון 2015.06

אוגוסט 2015

בנק ישראל http://www.boi.org.il

* רועי שטיין, חטיבת המחקר – דוא"ל: roy.stein@boi.org.il, טל': 02-655-2559;

[1] ברצוני להודות לתמי דבורצקי, מיכל שמואל, אלה כץ, איתמר כספי ונדב שטיינברג מבנק ישראל, ולבני יונה מרשות המסים על תרומתם לעבודה זו באיסוף הנתונים ובעצות מועילות. תודה רבה מיוחדת לפרופ' נתן זוסמן, מנהל חטיבת המחקר בבנק ישראל, על הערותיו החשובות.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

ההשפעות של מיסוי רווחי ההון על תמחור הנכסים הפיננסיים

רועי שטיין

תקציר

מבנה המיסוי על רווחי הון במתכונתו הנוכחית הוחל בהדרגה בתחילת 2003, לאחר דוח ועדת רבינוביץ'. אז, לראשונה, חויבו יחידים במס על רווחי הון. שיעורי המיסוי הועלו פעמיים במרוצת השנים, והעלייה האחרונה בתקופת המדגם (2000–2014) הייתה בסוף 2011. המאפיין העיקרי של המיסוי בישראל הוא הפרדה בין מסלולי מיסוי – לנכסים נומינליים ונכסים ריאליים. כיוון ששיקולי המיסוי הם אחד הרכיבים המשפיעים על ההחלטות הכלכליות והמימוניות של המשקיעים, חשוב לאמוד את השפעת המיסוי הן על תמחור הנכסים הפיננסיים והן על כדאיות החזקתם. על כן דנתי בעבודה זו במספר סוגיות הקשורות למערכת המיסוי של שוק ההון בישראל, וניסיתי להעריך את ההטיה הנגרמת בתמחור הנכסים הפיננסיים ובהרכב ההחזקות בהם בגלל שיקולי מיסוי. בין היתר, התמקדתי בהטיות אפשריות הכרוכות בתמחור ובהחזקה של איגרות חוב בעלות מאפייני הצמדה שונים. מהתוצאות עולה כי השיטה של שני מסלולי מס משפיעה על תמחור הנכסים ומהווה שיקול משמעותי בהחלטות ההשקעה בנכסים הפיננסיים השונים. עוד עולה מהתוצאות כי העלאת שיעורי המס השפיעה באופן מובהק על הרכבו של תיק הנכסים הכספיים בישראל ועל היקפו.

Effects of capital gains taxation on financial asset pricing

Roy Stein

Abstract

The capital gains taxation structure in its current format was applied gradually in the beginning of 2003, following the Rabinovich Committee Report. That was the first time that individuals in Israel were obligated to pay tax on capital gains. Since then, tax rates have been increased twice. The most recent increase during the sample period (2000–14) was at the end of 2011. The main feature of such taxation in Israel is a distinction in taxation tracks, between nominal and real assets. Since tax considerations are one of the components that impact on investors' economic and financial decisions, it is important to estimate the tax effect on both financial asset pricing and the worthwhileness of holding such assets. As such, this research studies several issues in the Israeli capital market's taxation system, and will attempt to assess the bias in the pricing and the holdings structure of financial assets due to tax considerations. Among other things, this paper will focus on possible biases incorporated in the pricing and the holding of bonds with various indexation bases. The results indicate that the dual-track tax method implemented in Israel affects asset pricing and serves as a significant consideration in investment decisions regarding various financial assets. The results also indicate that the increase in the tax rate had a significant effect on the size and composition of the financial asset portfolio in Israel.

1. רקע

שיקולי מיסוי הם אחד הרכיבים המשפיעים על ההחלטות הכלכליות והמימוניות של משלמי המס, וכתוצאה מכך הם משפיעים על הקצאת ההון במשק, על הכנסות המדינה, ואף על צמיחתו ארוכת הטווח של המשק. ככל ששיעור המס גבוה יותר שיקולי המיסוי יהוו רכיב גדול יותר בהחלטות ההשקעה. העלאת שיעורי המס על רווחי ההון בשנים האחרונות בישראל מגבירה את החשיבות לבחינת השפעתם של מסים אלו על ההחלטות הכלכליות והמימוניות. אלה הערוצים העיקריים של השפעת המס על רווחי ההון:

1. גובה המס על רווחי ההון משפיע על הפעילות הכלכלית דרך החלטות ההשקעה בהון, וכתוצאה מכך – על הפריון והשכר. ככל ששיעורי המס על רווחי ההון יעלו יעדיף הציבור להקטין את השקעותיו וחסכונותיו, ובמקומן להגדיל את הצריכה. הקטנת החיסכון המקומי מתחת לשיעורו האופטימלי עלולה להקטין את ההשקעות הריאליות במשק, ובכך למתן את הצמיחה.[1]
2. יתר על כן, הציבור יעביר חלק מנכסיו וחסכונותיו לאפיקי השקעה הפטורים ממס באמצעות המשקיעים המוסדיים, וכן יסיט השקעות לאפיקים אחרים, שבהם שיעורי המס נמוכים יותר, כגון נדל"ן. בנוסף, גובה המס משפיע על מידת המאמץ שהציבור ישקיע בבקשות להחזרי מס. נסיבות אלו מצמצמות את בסיס המס מעבר להשפעה הכלכלית שתוארה בסעיף הקודם ועל כן תקבולי הממשלה מהעלאת המסים מעבר לשיעור מסוים עשויים לרדת.
3. גובה המס משפיע על החלטותיו של המשקיע בכל הקשור לעיתוי מימושם של רווחים פיננסיים. השפעה זו באה לידי ביטוי בעיקר בהתפתחות הגבייה על פני זמן. השלכה אפשרית נוספת של החלטות השקעה אלה עשויה להיות הקטנת מחזורי המסחר, ומכאן הגדלת פרמיית הנזילות על נכסים פיננסיים.

הספרות הראשונית בנושא תמכה באי הטלת מס על רווחי הון, אך באותם מחקרים נבדקו מצבי עולם פשוטים יחסית (ללא התייחסות לחפיפת דורות וללא הטרוגניות בין העובדים).[2] הטענה המרכזית נגד הטלת מס על רווחי הון בספרות היא שהמס עלול לעוות את שיקולי הציבור בבחירה בין צריכה עכשווית לבין חיסכון למימון צריכה עתידית. הספרות המחקרית של השנים האחרונות פיתחה את המודלים הבסיסיים, העשירה את תיאור מצבי העולם, ומצאה כי המס האופטימלי על רווחי הון אינו אפס.

ניתן להעלות ארבע סיבות מרכזיות להצדקת הטלתו של מס על רווחי הון:

1. על פי מודל המביא בחשבון חפיפת דורות במשק שיש בו מגבלת נזילות, והפרטים נזקקים להלוואות כנגד הכנסה עתידית מעבודה, החלת מס על רווחי הון מאפשרת לצמצם את היקף המס על עבודה, ובכך להגדיל את הרווחה הכלכלית במשק Bernheim (2002). ואולם תוצאה זו מתקבלת רק אם הציבור מניח שהממשלה תיישם בכל עת את מדיניות המיסוי המתאימה ביותר

[1] השפעה זו על הפעילות הכלכלית פוחתת במידה שהמשק נהנה מהשקעות זרות ובמידה שישנם מסלולי השקעה בשוק ההון הפטורים ממס (כגון המשקיעים המוסדיים), המשמשים חלופה נאותה להשקעות הישירות, החייבות במס.

[2] המאמרים העיקריים והנפוצים הם: Atkinson and Stiglitz (1976) ; Kenneth (1985); Chamley (1986).

בטווח הארוך. הנחה זו מהותית לתוצאות, ולכן הציעה הספרות המחקרית להטיל מגבלות שונות על החלטות ממשלתיות הנוגעות למיסוי.

2. במצב שבו אין ודאות באשר לשכר העתידי של הציבור, ועל רווחי הון מוטל מס, המצמצם את ההכנסות מהשקעות ומחסכונות, היצע העבודה יגדל.

3. ההבחנה במיסוי בין הכנסה מעבודה להכנסה מרווחי הון בעייתית: כיוון שגם לחברות וגם לפרטים יש אפשרות להסיט במידה מסוימת את הכנסתם בין שני מסלולים אלו, הטלת מס רק על עבודה ללא מס על רווחי הון עלולה להגביר את הפעילות הפיננסית במשק על חשבון הפעילות היצרנית.

4. מקדם המְתאם בין רווח/הכנסה לבין הנטייה לחיסכון (גמישות החיסכון ביחס להכנסה) בדרך כלל נוטה להיות חיובי, אך על פי המחקרים בתחום אומדנו אינו יציב, משום שהעדפות הפרטים בחיסכון מאופיינות בהטרוגניות רבה[3]. לפיכך ייתכן שהטלת מס על רווחי הון תפעל דווקא להגדלת שיעור החיסכון, כדי לשמר את כוח הקנייה בעתיד. בטווח הרחב של אומדן גמישות החיסכון ביחס להכנסה ולהכנסה העתידית נעוץ עיקר הקושי בקביעת המס האופטימלי.

בספרות המקצועית של השנים האחרונות אמנם שוררת תמימות דעים באשר לערך המוסף שבהטלת מס על רווחי הון, אך היקפו והמבנה האידיאלי שלו שנויים במחלוקת, ללא מודל מבני מקובל. הראיה לכך היא ההבדלים הרבים בין שיעורי המס על רווחי הון הנהוגים במדינות השונות, וכן במתן הפטורים: חלק מהמדינות מאפשרות הפחתה מסוימת של שיעורי המס על החזקות לתקופות ארוכות, ואחרות מאפשרות רווחי הון עד סכום מסוים ללא מס. על כן השוואת שיעורי המס בין המדינות אינה פשוטה.[4] באופן כללי ניתן לומר כי ברבות מהמדינות לא גובים מס על רווחי הון מנכסים פיננסיים, ובחלקן נגבה מס בשיעור של 10% עד 40%. השיעור הממוצע במדינות OECD היה בשנת 2011 17.8%.[5]

בעבודה זו אדון במספר סוגיות הקשורות למערכת המיסוי של שוק ההון בישראל, ואנסה להעריך את ההטיה הנגרמת בתמחור הנכסים הפיננסיים ובהרכב ההחזקות בהם בגלל שיקולי מיסוי. בכוונתי גם לבחון אמפירית את השפעת המיסוי של שוק ההון על החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים – בסיס המס – ועל שיעור המס האפקטיבי שנגבה ממצרף של נכסים.[6] שתי הבדיקות מאפשרות לקבל אינדיקציה על השפעת העלאות המס על תקבולי המס, ועל כן על מקום הימצאותה של מערכת המס על רווחי הון על עקומת לאפר (Wanniski, 1978).

---

[3] מחקרים אמפיריים רבים הראו שהחלטות חיסכון מושפעות לא רק מגורמים כלכליים רבים, אלא גם מגורמים פסיכולוגיים (כגון שליטה עצמית).

[4] כמו כן חשוב לציין כי חלק מהמדינות מאפשרות לקזז את רווחי ההון מתשלומי ההון על הלוואות/משכנתאות, ולכן השוואה פשוטה של שיעורי מס עלולה אף להטעות.

[5] Robert Carroll and Gerald Prante, "Corporate Dividend and Capital Gains Taxation: A comparison of the United States to other developed nations", Ernst & Young, February 2012.

[6] משום שנתוני הגבייה (המתוארים בפרק 3) אינם מפורטים דיים לפי סוגי נכסים לא ניתן לאמוד את השפעת המס ישירות על תקבולי המס – סך הגבייה – ובכך לאמוד באופן ישיר את מקום הימצאותה של מערכת המס על רווחי הון על עקומת לאפר.

מסקנות העבודה הן 1. כי השיטה של שני מסלולי מס, נומינאלי וריאלי, משפיעה על תמחור הנכסים ומהווה שיקול משמעותי בהחלטות ההשקעה בנכסים הפיננסיים השונים. 2. להעלאת שיעורי המס השפעה מובהקת על הרכבו והיקפו של תיק הנכסים הכספיים בישראל. 3. מניתוח ההשפעה על בסיסי המס ושעורי המס האפקטיביים עולה כי חלה ירידה בהיקף ההחזקות של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס וחלה עלייה מתונה בלבד בשיעור המס האפקטיבי. ממצאים אלו מצביעים על כך ששיעורי המס הנוכחיים נמצאים בנקודה שממנה ייתכן שהעלאתם תפחית את תקבולי המס.

המשך העבודה ערוך כדלקמן: פרק 2 סוקר את ההתפתחויות במיסוי רווחי ההון בישראל; פרק 3 מתאר את המדגם והנתונים; פרק 4 בוחן אקונומטרית את השפעת השינויים במיסוי שוק ההון על היקף הגבייה וכן על היקף תיק הנכסים הכספיים של הציבור והרכבו, ודן בסוגיות מרכזיות העולות מתוצאות האמידה; פרק 5 בוחן מספר סוגיות בעניין השפעת המיסוי על תמחור הנכסים; ופרק 6 מסכם.

2. ההתפתחויות במיסוי על רווחי הון בישראל

מבנה המיסוי על רווחי הון במתכונתו הנוכחית הוחל בהדרגה בתחילת 2003, לאחר דוח ועדת רבינוביץ'. אז, לראשונה, חויבו יחידים במס על רווחי הון. המס על האפיקים הריאליים (כגון אג"ח צמודות, מניות, ני"ע במט"ח ואופציות) נקבע בשיעור של 15%, ועל האפיקים הנומינליים (כגון אג"ח שקלי ופיקדונות בבנקים) –10%[7]. במסגרת הרפורמה עברה שיטת המיסוי למיסוי אישי כלל-עולמי, כך שתושב ישראל שיש לו רווחי הון בכל מדינה אחרת מחויב בשיעורי המיסוי הנהוגים בישראל. (בנכסים במט"ח שיעור המס הוא כשיעור המס על האפיקים הריאליים בניכוי השינויים בשער החליפין.) לכן, מבחינת תושב ישראל (או חברה ישראלית) אין הבדל בשיעור המס בין רווח הון המיוצר בישראל לזה המיוצר בחו"ל. יחד עם זאת חשוב להבין כי השקעה בניירות ערך זרים ממוסה על בסיס הרווחים במטבע ההשקעה, כך שאם נוצר רווח/הפסד כתוצאה מהתחזקות/היחלשות מטבע ההשקעה הוא אינו נכלל בחישוב המס. בשנת 2006 הועלו שיעורי המס על רווחי הון וריבית: שיעור המס על האפיקים הריאליים הועלה ל-20%, ושיעור המס על האפיקים הנומינליים – ל-15%. בעקבות דוח ועדת טרכטנברג הועלה, בינואר 2012, שיעור המס על רווחי הון באפיקים הריאליים ל-25%, ואילו שיעור המיסוי על האפיקים הנומינליים נותר ללא שינוי – 15%. בהנחת ריבית ריאלית של 3% ואינפלציה שנתית של 2%, המס על האפיק הנומינלי היה לפני השינוי גבוה ב-25% מהמס על האפיק הריאלי. לאחר השינוי שיעורי המס שישולמו בשני האפיקים יהיו כמעט זהים (בכפיפות להנחות הוועדה לגבי הריבית הריאלית ושיעור האינפלציה).

[7] שיעורי המס על האפיקים השונים נקבעו כך שהמסים שישלמו יהיו זהים בכול האפיקים, בהנחת שיעור אינפלציה של 2% וריבית ריאלית של 4%. לסדרות המק"ם והאג"ח הלא-צמודות ניתן פטור למשך שנת 2003.

לוח 1
התפתחות שיעורי המיסוי על רווחי ההון ליחידים, 2003–2014
(אחוזים)

הנישום	אירוע המס	2005–2003	2011–2006	2012 ואילך
משק בית	תשלום ריבית/מכירת נכס באפיק הנומינלי	10	15	15
	תשלום ריבית/מכירת נכס באפיק הריאלי	15	20	25
	תשלום ריבית/מכירת נכס באפיק זר	*35	20	25
	דיבידנד	25	20	25
בעל מניות** מהותי	דיבידנד	25	25	30

* עד 31.12.2004. לאחר מכן ירד שיעור זה לשיעור המס על רווח הון.
** בעלי מניות מהותיים משלימים את ניכוי המס לשיעור שנקבע בסוף שנה, במסגרת הדוח השנתי.

ניתן להגדיר שני סוגים נוספים של משקיעים בהקשר של המיסוי: החברות, המשלמות מס אחיד (מס חברות) על כל הכנסותיהן, כולל על הכנסות מהון, והמשקיעים המוסדיים, הפטורים ממס על רווחי הון עבור לקוחותיהם – בעיקר קרנות הפנסיה, הגמל וההשתלמות. השינויים שהוכנסו בכללי המס בשנים האחרונות והשפיעו על החזקות הציבור בנכסים פיננסיים, לא השפיעו אפוא על שאר המשקיעים בשוק, ולכן ההשפעה על כל תיק הנכסים הכספיים במשק אינה מלאה. יתירה מזו, רפורמת המס למעשה הגדילה את האטרקטיביות של הפרשת כספים לאפיקי ההשקעה לטווח ארוך. זאת משום שלא רק ההפרשות פטורות ממס ההכנסה; גם רווחי ההון המתקבלים מאפיקים אלו פטורים ממס.

המשקיע השולי בשוק מוגדר כסוג המשקיע שהוא הגורם הדומיננטי בקביעת מחירי הנכסים הפיננסיים, ועל פי שיקולי המיסוי שלו ניתן לחלץ את המידע הרלוונטי ממחירי הנכסים. בשנת 2003 שינה בנק ישראל את חישוב התשואה-לפדיון על אג"ח מברוטו יחסי לברוטו[8], על סמך ממצאים אמפיריים שהראו[9] כי המשקיעים שהיו פטורים ממס במקור (בנקים, חברות, קופות גמל שרכשו את האיגרת במקור או רכשו אותן לפני תקופת הריבית הנוכחית) הם הקובעים את המחירים בשוק. ייתכן שמבנה השוק השתנה לחלוטין, כתוצאה משינויים בשיעורי המיסוי או משינויים בהרכב תיק הנכסים של הציבור, ולכן יש מקום לבחון מחדש מי הוא המשקיע השולי ומהם שיקולי המס העומדים בפניו. ניסיון ראשוני לקביעת המשקיע השולי מובא בנספח 1.

[8] התשואה לפדיון ברוטו יחסי מבוססת על חישוב התשואה מנקודת מבטו של משקיע הפטור ממס על רווחי ההון אך לא על הריבית שנצברה לפני קניית האג"ח.
[9] עבודתה של נועה גץ "מי הם המשקיעים הקובעים את התשואות בשוק איגרות החוב הצמודות למדד" מבט מוניטרי 8/2000. הבדיקות האמפיריות בעבודה זו ובעבודות נוספות, שלא התפרסמו, הסתמכו על השוואת תשואות-לפדיון של סדרות אג"ח צמודות למדד הנבדלות בגובה הקופון, אך דומות בטווח-לפדיון.

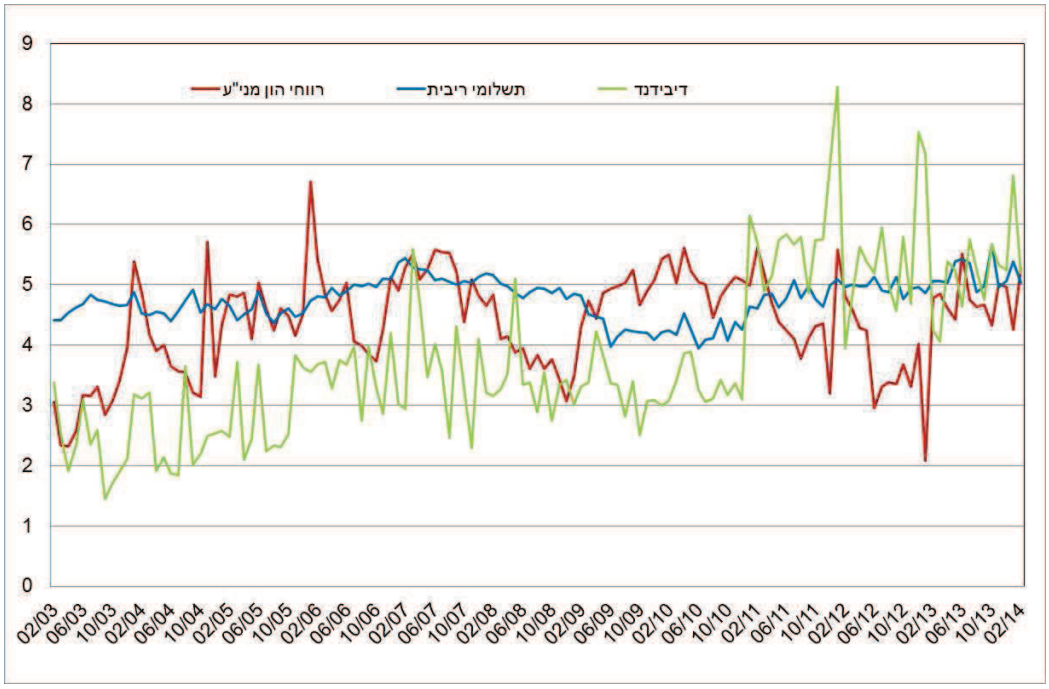
3. הנתונים והמדגם

נתוני גביית המסים משוק ההון הם חודשיים במדגם המתחיל בינואר 2004 ומסתיים בפברואר 2014. הנתונים שבמדגם מתחלקים לשלושה סעיפים ראשיים[10]:

1. גביית המסים מתשלומי הריבית – על כל סוגי הפיקדונות והחסכונות במשק, מתשלומי הקופונים וכן מאג"ח שנמכרו בניכיון (אג"ח ללא קופון או קופון הנמוך מריבית השוק).
2. גביית המסים מרווחי ההון – על כל סוגי ניירות הערך, לרבות מניות, אג"ח, נגזרים, תעודות סל וקרנות נאמנות.
3. גביית המס מתשלומי דיבידנד – על התשלומים לבעלי מניות רגילים ולבעלי מניות מהותיים (שעליהם מוטל מס גבוה יותר).

איור 1

גביית המס משוק ההון, 12/2002– 02/2014, נתונים חודשיים, לוג טבעי במיליוני שקלים



מאיור 1 עולה שלמרות העלייה של שיעור המס במהלך תקופת המדגם לא ניתן לזהות עלייה בהיקפי גביית המסים, הן על תשלומי הריבית, שהגבייה בגינם יציבה יחסית ותלויה בשיעור הריבית, והן על רווחי ההון, שהגבייה בגינם תנודתית מאוד ותלויה בגורמים מאקרו-כלכליים רבים.[11] ההתפתחויות הכלכליות והציפיות להן, על רקע המשבר העולמי, השפיעו משמעותית על התפתחות היקף גביית המס. למשבר הפיננסי, שהחל בשלהי 2007 והחריף בסוף 2008, היו השלכות רבות על הפעילות בישראל.

---

[10] הוגשה בקשה לרשות המסים לפירוט נתוני הגבייה לפי סוגי הנכסים (אג"ח ופיקדון/חיסכון צמוד, אג"ח ופיקדון לא-צמוד, מניות, קרנות נאמנות ועוד). הבקשה טרם נענתה.

[11] גביית מס בגין תשלומי הדיבידנד גדלה בתקופת המדגם – תוצאה ישירה של העלאת שיעור המס על רווחי הון, שקירבה אותו לשיעור המס על תשלומי הדיבידנד, ובכך צמצמה את העיוות שהיה קודם לכן בשוק. נושא זה הוא מחוץ למסגרת העבודה הנוכחית.

אחת מהן הייתה ירידה חדה של הריביות הנומינליות והריאליות ושל הפעילות הכלכלית, על רקע משבר החובות הממשלתיים בעולם ומשבר האג"ח הקונצרניות בארץ. המשקיעים הגיבו בהתאמה מהירה של תיקי ההחזקות שלהם כדי לצמצם את הסיכונים שבהחזקת ניירות ערך. במהלך 2009, וביתר שאת ב-2010, הייתה בישראל התאוששות מהירה יחסית, וזו נעצרה באמצע 2011, כשמשבר החוב באירופה החריף. שנים אלו אופיינו אפוא בתנודות משמעותיות הן בפעילות הכלכלית והן בשוקי ההון, ואלה השפיעו מאוד על היקף גביית המסים. על כך נוספו שינויים רגולטוריים משמעותיים ביותר בתחום החיסכון המוסדי במהלך תקופת המדגם. להלן העיקרים שבהם:

1. איסור משיכת כספים מקופ"ג לאחר 15 שנה על הפקדות החל מינואר 2006.
2. איסור משיכת כספים מקופ"ג בתשלום אחד. מינואר 2008 אפשרית רק משיכה כקצבה.
3. חוק פנסיית חובה, החל מינואר 2008.

ההתפתחויות המוניטריות והפיננסיות המשמעותיות והשינויים הרגולטוריים הרבים שהתרחשו בישראל השפיעו מאוד על תיק הנכסים של הציבור. על כן, אמידת ההשפעה של השינויים בשיעורי המיסוי שהיו במהלך תקופה זו על סך הגבייה ועל מבנה תיק הנכסים אינה פשוטה לזיהוי.

4. בחינת השפעת המיסוי

ההשפעה של שיעורי המיסוי על גביית המס תיבחן בשני שלבים נפרדים: 1. בדיקת ההשפעה של השינויים שהוכנסו בשיעורי המיסוי על הרכב הנכסים הפיננסיים של הציבור, וכתוצאה מכך – על בסיס המס (סעיף 4.3); 2. בהינתן בסיס המס, בדיקת ההשפעה של השינויים בשיעורי המס הסטטוטורי על שיערי המס האפקטיביים (סעיף 4.4). קודם לבחינת השפעות אלו אחדד את המסגרת המתודולוגית של משוואות האמידה, וכן אציג את השיטה האקונומטרית שננקטה לצורך בחינת ההשפעות.

4.1 המסגרת המתודולוגית

סך גביית המסים על הרווחים המתקבלים מהפיקדונות והחסכונות של הציבור תלוי בשני גורמים בסיסיים, מעבר לשיעור המס: סך הכספים הצוברים ריבית (בסיס המס) ושיעור הריבית המשולם (היקף הרווח ביחס לבסיס המס). לעומת זאת, סך גביית המסים על הרווחים המתקבלים ממימוש נכסים פיננסיים תלוי לא רק בבסיס המס ובשיעור העלייה של מחירי הנכסים הכלולים בהחזקותיו של הציבור, אלא גם במידת מימוש הנכסים (מכירה או מכירה רעיונית). אם בסיס המס יעלה כתוצאה משינוי מחירי הנכסים, אך הציבור לא יממש רווחים אלו, השפעת עלייתם של המחירים לא תתבטא בגביית המסים. זאת ועוד, בסיס המס (שווי ההחזקות הישירות של הציבור) משתנה לא רק כתוצאה משינוי מחירי הנכסים הפיננסיים, אלא גם כתוצאה משינוי היקף הנכסים בערכם הנקוב (למשל הנפקת מניות ואג"ח). חשוב לציין כי שינוי בשווי החזקותיו של הציבור כתוצאה מהנפקות לציבור אינו מגדיל את גביית המסים מיד, אך התרחבות בסיס המס מגדילה את פוטנציאל גביית המס בעתיד. בסיכום, הקשר בין היקף החזקות הציבור לבין גביית המסים על רווחי ההון אינו חד משמעי, והוא מושפע מגורמים רבים, כולל הכדאיות של מימוש רווחים שנצברו.

שינויים במבנה המיסוי במשק עשויים להשפיע גם על הרכב תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור. הכדאיות היחסית של ההשקעה בנכסים הפיננסיים השונים עשויה להשתנות בצורה לא אחידה כתוצאה משינויים בשיעורי המיסוי, ולפיכך שינויים בשיעורי המס עשויים להשפיע מאוד על הרכב תיק הנכסים. בבדיקת השפעתם של השינויים בשיעורי המס על רווחי הון חשוב אפוא להתייחס לא רק להיקף הגבייה עצמו אלא גם להיקף ולהרכב של החזקות הציבור הישירות בנכסים פיננסיים שונים.[12]

4.2 השיטה האקנומטרית

להלן אבחן את השפעת העלאתו של שיעור המס הן על ההתפתחויות בהרכב תיק הנכסים הכספיים של הציבור והן על היקפי גביית המיסוי בפועל. ההשפעה תיבדק במסגרת ניתוח קואינטגרציה. זאת משום שהשפעות המשתנים המסבירים על המשתנה המוסבר הן אנדוגניות, ונמצא כי המשתנים עצמם אינם סטציונריים.[13] בשלב הראשון אבדוק אם יש קואינטגרציה בין המשתנים במודל, וזאת על ידי בחינת שאריות משוואת האמידה בשיטתם של Engle and Granger (1987). בשלב השני תיאמד ההשפעה עצמה (ערכם של הפרמטרים בווקטור הקואינטגרציה) בשיטת הריבועים הפחותים הדינמיים (DOLS) Dynamic-OLS, שהוצעה במאמריהם של Saikkonen (1992) ו-Stock and Watson (1993). שיטה זו מוסיפה למשוואת האמידה הסטטית אשר נאמדה בשלב הראשון (שבה כל המשתנים מוצבים ברמות) את הפרשי המשתנים המסבירים בפיגור ובהובלה[14]. בהינתן שאכן יש קואינטגרציה בין המשתנים, האומדים המתקבלים בשיטת ה-DOLS הם יעילים אסימפטוטית. כמו כן האומדים המתקבלים הם נטולי הטיה ובעלי ערכי t המתפלגים אסימפטוטית נורמלית; זאת גם בנוכחות אנדוגניות ומיתאם סדרתי.[15] חשוב לציין כי שיטה זו פותרת גם בעיית אנדוגניות במשוואות האומדות את הרכבו של תיק נכסים המאופיין בתנודתיות נמוכה באמצעות מחירי נכסים המאופיינים בתנודתיות גבוהה. זאת משום שבמקרה כזה הפרשי המשתנים המסבירים בפיגורים ובהובלה מנטרלים את האנדוגניות שבמשוואת האמידה.

4.3 משוואות האמידה – הרכב תיק הנכסים הפיננסים של הציבור[16]

השאלה העומדת בלב עבודה זו היא מה ההשפעה של השינויים שהיו בשיעורי המיסוי על הרכב הנכסים הפיננסיים של הציבור, וכתוצאה מכך – על גביית המס של הממשלה. גביית המס נקבעת לא רק על פי שיעורי המס אלא גם על פי היקף החזקות הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס (בסיס המס). על כן נבחן את ההשפעה של שיעורי המיסוי שהוחלו בישראל על בסיס המס. להלן מבנה משוואות האמידה לגבי ההחזקות הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים שונים ביחס לאומדן התוצר (המדד המשולב):

---

[12] שינויי המיסוי משפיעים גם על מחזורי המסחר – תוצאה ישירה של השפעתם על כדאיות ההחזקה בנכסים פיננסיים. השפעה זו לא נבחנה במסגרת המאמר הנוכחי.

[13] על פי מבחני שורש יחידתי (ADF ו-PP) לא ניתן לדחות את ההשערה שהמשתנים המסבירים והמוסברים במשוואות האמידה אינם סטציונריים.

[14] משתני הדמי המייצגים את השינויים בשיעורי המיסוי נכנסו למשוואת האמידה כמשתנים דטרמיניסטיים. (ולא נוספו עליהם השינויים בפיגור ובהובלה.) כך ניתן לבחון את מובהקות ההשפעה של השינויים במיסוי על המשתנה המוסבר.

[15] ערכי ה-t מחושבים בשיטה זו על פי סטיית תקן המתיישבת עם מִתאם סדרתי והטרוסקדסטיות (HAC standard erros).

[16] הבדיקה בעבודה זו כוללת את ההשפעה של שיעורי המיסוי על תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור ולא על סך תיק נכסיו (הכולל, בין היתר, השקעה בנדל"ן). במשוואות האמידה לא היה אפוא צורך להוסיף את החזקות הציבור בנכסים לא-פיננסיים.

(1)

$$\log(S_t / Y_t) = \alpha_1 + \alpha_2(@trend) + \beta_1 \log(madd_b_t) + \beta_2 \log(madd_s_t) + \beta_4 \Pi_t^{12} + \beta_5(Rib_t) + \beta_{6-9} D_t + \beta_{10-13}(@trend) D_t + \varepsilon_t$$

כאשר:

S – החזקותיו הישירות של הציבור בנכס S (כולל החזקה דרך קרנות הנאמנות);

$madd_b$ – מדד מחירי האג"ח הנסחרות בבורסה (ממשלתיות וקונצרניות);

$madd_s$ – המדד הכללי של מחירי המניות;

Y – המדד המשולב למצב המשק;

Rib –ריבית ריאלית קצרה:

Π^t - האינפלציה ב-t החודשים האחרונים;

$@trend$ – מגמת הזמן;

D – וקטור משתני דמי. משתני הדמי שנבחנו במשוואת האמידה כמשתנים דטרמיניסטיים:

$D2003$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לגבי חודשי שנת 2003, תקופה שבה שיעור המס הוחל בהדרגה על נכסים פיננסיים;

$D15$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לגבי התקופה המתחילה בינואר 2004 ומסתיימת בדצמבר 2005, תקופה שבה שיעור המס הריאלי עמד על 15%;

$D20$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לגבי התקופה המתחילה בינואר 2006 ומסתיימת בדצמבר 2011, תקופה שבה שיעור המס הריאלי עמד על 20%;

$D25$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לגבי התקופה המתחילה בינואר 2012 ומסתיימת בספטמבר 2013 (סוף תקופת המדגם), שבה שיעור המס הריאלי עמד על 25%.

D_MM_YY – משתנה דמי; מקבל את הערך 1 רק בתאריך המסומן במשתנה.

מהתוצאות עולה כי הרכב תיק הנכסים של הציבור השתנה כתוצאה מרפורמת המס שיושמה בתחילת 2003 וכתוצאה מהשינויים שהוכנסו בשיעורי המס במהלך השנים. זאת לאחר בקרה על גורמים אקסוגניים שונים, הבאים לידי ביטוי במחירי הנכסים הפיננסיים – האינפלציה, הריבית במשק ורמת הפעילות (המדד המשולב למצב המשק).[17] בלוח 2 ניתן לראות כי לריבית הריאלית הקצרה יש משקל משמעותי בהסבר הרכבו של תיק הנכסים, ובמיוחד ברגישות להחזקת מזומן, עו"ש ופח"ק. אמנם לא נמצאה השפעה מובהקת של הריבית הריאלית הקצרה על כל אחד מהנכסים בנפרד, אך שווי החזקות הציבור בסך הנכסים הפיננסיים החייבים במס עולה באופן מובהק עם הריבית הריאלית הקצרה. משתני

[17] נבחנו משתנים אקסוגניים נוספים, כגון מדדי מניות בחו"ל ומחירי הדירות בישראל. אלה לא נמצאו מובהקים ובעלי כוח הסבר במשוואות האמידה. סיבה אפשרית לתוצאה זו היא שמחירי המניות בחו"ל ומחירי המניות בישראל מתואמים מאוד ביניהם, ומחירי הדירות בישראל מתואמים מאוד עם הריבית הריאלית.

הדמי במשוואות האמידה השונות המייצגים את שינויי המס בישראל מובהקים ויציבים, והשפעתם על הרכב תיק הנכסים רבה.[18]

לוח 2
תוצאות משוואות האמידה להחזקותיו הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים מסוגים שונים החייבים במס, אחוזי (אומדן ל)תוצר,[19]
ינואר 2000 עד אפריל 2014

	סך החזקות הציבור החייבות במס***	ההחזקות הישירות במניות בישראל	ההחזקות באג"ח סחירות בישראל	תכניות חיסכון ופיקדונות	מזומן עו"ש ופח"ק
מדד מחירי המניות	0.29 (10.5)	1.14 (18.4)	0.17 (2.98)	-0.18 (-5.6)	-0.165 (-1.74)
מדד מחירי האג"ח	0.42 (2.34)	1.07 (2.7)	-0.14 (-0.39)	0.9 (5.22)	-0.04 (-0.07)
האינפלציה ב-12 החודשים האחרונים	0 (-0.22)	-0.006 (-1.3)	0.01 (2.3)	0.0003 (0.13)	-0.008 (-1.1)
הריבית הריאלית לטווח קצר (לשנה)	0.006 (1.88)	0.007 (0.88)	-0.036 (-5.25)	0.023 (7.07)	-0.066 (-5.8)
C	-1.6 (-2.07)	-11.2 (-6.5)	-0.37 (-0.23)	-1.76 (-2.34)	1.3 (0.49)
@TREND	0.005 (3.37)	-0.006 (-1.8)	0.015 (5.17)	0.0005 (0.42)	-0.0007 (0.88)
*D*2003	0.012 (0.6)	-0.05 (-1.1)	0.085 (2.07)	0.0004 (0.01)	-0.036 (-0.54)
*D*15	-0.16 (-5.6)	-0.26 (-4.12)	0.05 (0.85)	-0.08 (-2.9)	0.053 (0.55)
*D*20	-0.31 (-6.3)	-0.33 (-3)	-0.23 (-2.2)	-19 (-3.9)	0.32 (1.9)
*D*25	-0.78 (-7.6)	-0.59 (-2.6)	-1.04 (-4.94)	-0.34 (-3.5)	0.59 (1.7)
*@TREND*D*2003	-0.015 (-5.4)	-0.022 (-3.55)	0.004 (0.63)	-0.007 (-2.6)	0.007 (0.76)
*@TREND*D*15	-0.007 (-6.3)	-0.006 (-2.36)	-0.011 (-5)	-0.005 (-4.2)	0.008 (2.1)
*@TREND*D*20	-0.0065 (-8.5)	-0.002 (-1.35)	-0.011 (-6.8)	-0.003 (-4.1)	0.0055 (2.1)
*@TREND*D*25	-0.0078 (-8.2)	-0.002 (-0.86)	-0.013 (-6.8)	-0.006 (-6.5)	0.011 (3.38)
R^2	0.987	0.988	0.99	0.94	0.98
Engle-Granger tau -statistic (Value)	-5.1	-6.2	-6.4	-6	-4.6

המספרים בסוגריים מציינים את ערכי ה-*t* הסטטיסטי של המקדמים הנאמדים/ הערכים החסרים מציינים כי לא התקבלה מובהקות של אותם המקדמים בספציפיקציות השונות.
*/** אילוץ לשוויון בין המקדמים (האילוץ שיפר את סטיות התקן של המקדמים, שהיו שממלא דומים מאוד).
*** החזקות הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס, הכוללים, בין היתר, מניות, אג"ח, נכסים זרים, קרנות נאמנות, תכניות חיסכון ופיקדונות נושאי ריבית.

[18] שינויי המס מיוצגים על ידי שני סוגים של משתנה דמי, חותך ומגמה, המאפשרים לשינויי המיסוי להשפיע בשני ממדים – ועל פני זמן. משתנה המגמה לאורך כל התקופה (ללא משתני דמי המייצגים את השינויים ברפורמת המס) נמצא כלא מובהק בספציפיקציות השונות.
[19] התוצאות המלאות של משוואות האמידה, כפי שהתקבלו מתוכנת ה-E-Views, מוצגות בנספח 2.

ניתן לראות באיור 2 כי העלאת שיעורי המס באה לידי ביטוי בירידת החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס. מעניין לראות כי בשנת 2003, עם תחילת החלת הרפורמה על כל הנכסים למעט אג"ח שקליות ומק"ם, הקטין הציבור ב-5% את החזקותיו במניות והגדיל באותו השיעור את החזקותיו באג"ח. בפיקדונות וחסכונות, לעומת זאת, השינוי בתחילת הרפורמה היה איטי אך ממושך – בגלל חוסר סחירותו של מצרף זה. יש לזכור כי בהחזקת תכניות חיסכון ופיקדונות, בניגוד להחזקת נכסים פיננסיים סחירים, לא ניתן לקזז רווחי הון מהפסדי הון שהתקבלו על נכסים אחרים, וכן לא ניתן גם לקבוע את המועד של מימוש הרווחים; לפיכך סביר שהחלת המיסוי והעלאתו על פני השנים השפיעה מאוד על שיקולי הציבור בין שתי החלופות – תכניות חיסכון ופיקדונות והחזקות ישירות באג"ח ומק"ם.

אחת התוצאות הישירות של ירידת הכדאיות בהחזקות הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס התבטאה בעלייה ניכרת של היקף ההחזקות במצרף הכולל מזומן, עו"ש ופח"ק.[20] השפעת המיסוי על המצרף אמנם הייתה נמוכה בתחילת הרפורמה, אך עלתה במהלך השנים; לאחר העלאת המס האחרונה (בתחילת 2012) התחזקה ההשפעה בקצב מהיר, ובסוף תקופת המדגם הגיעה לרמה גבוהה במיוחד. תוצאה זו מתיישבת עם ממצאי עבודתם של אופנבכר וכהן, שאמדו את משוואת הביקוש לאמצעי התשלום בישראל בשנים 1990 עד 2014.[21] לטענתם, במצרף העו"ש נפתח פער בין הכמות של פיקדונות העו"ש החזויה על פי המשוואה לבין כמותם בפועל, פער שהחל עוד בשנת 2005 והגיע בסוף תקופת האמידה ל-40 אחוזים. ולעומת זאת במצרף המזומן לא נפתח פער גדול ועקבי. הם גם מצאו כי במהלך תקופת המדגם שיעור גידולו של הביקוש לפיקדונות עו"ש עלה בהרבה על זה של הביקוש למזומן, וטענו כי קשה להסביר הבדל זה באופן תיאורטי[22]. ייתכן שההסבר קשור לריבוי השינויים המבניים שהוכנסו זמן קצר לפני תקופה זו, כגון המיסוי על שוק ההון בתחילת 2003.

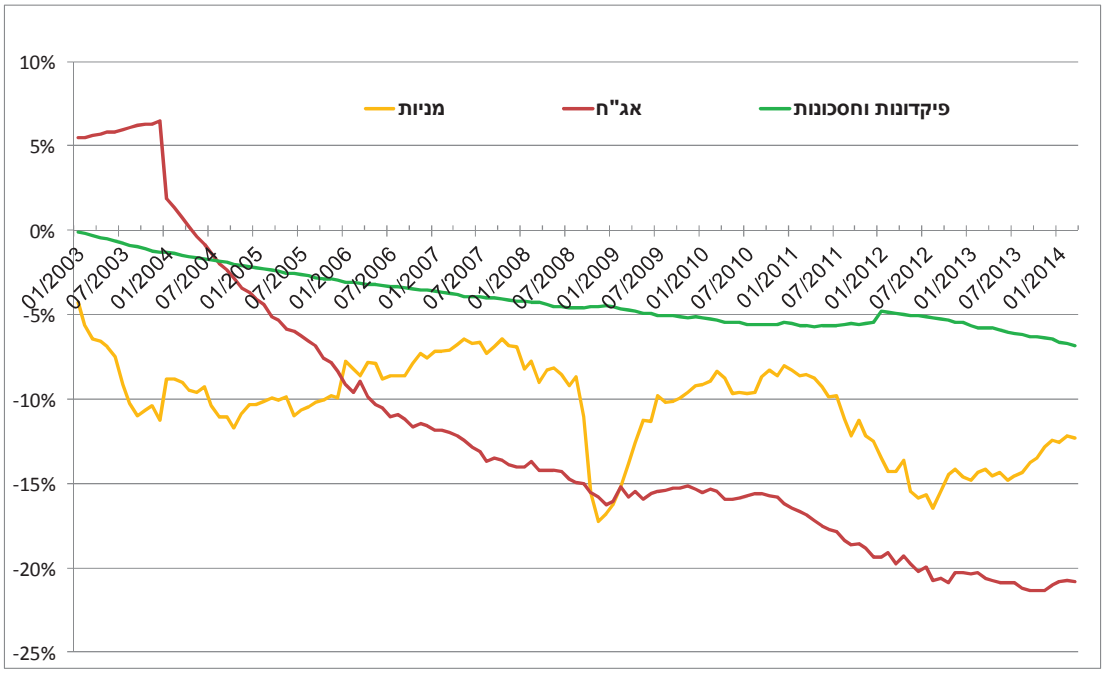
---

[20] בפירוק המצרף לרכיביו מקבלים כי ההשפעה התבטאה באופן מובהק ובהיקף הגדול ביותר בפח"ק, באופן מובהק אך פחות בעו"ש, ובמזומן היא לא הייתה מובהקת כלל.

[21] תזכיר פנימי בבנק ישראל שנכתב על ידי אדוארד (עקיבא) אופנבכר ונועה כהן, בשם: "סקירה מחדש של הביקוש לאמצעי התשלום בישראל: 1990-2014".

[22] כיוון שהפער שנוצר בין הביקוש לאמצעי תשלום על פי המשוואה לביקוש לכסף בתזכיר הפנימי של אופנבכר וכהן החל כבר ב-2005 ובעבודה הנוכחית החל עוד ב-2004, טרם ירידתה של הריבית המוניטרית לסביבת האפס, מלכודת הנזילות, כפי שהיא מתוארת בספרות התיאורטית, לא יכולה להיות ההסבר העיקרי לפער. יחד עם זאת, האפשרות לקיומה של מלכודת הנזילות ובמיוחד בסוף תקופת המדגם, שבה הריבית הגיעה לסביבת האפס, עשויה להטות כלפי מעלה את הפער הנאמד במשוואת האמידה.

איור 2
השפעת המיסוי על שיעור החזקותיו הישירות של הציבור
בנכסים השונים, שיעור השינוי המצטבר
2003-2014
(לפי תוצאות האמידה)



מעניין לבחון באיזו מידה הרפורמה במיסוי שוק ההון והעלאות שיעורי המס במהלך השנים השפיעו על כלל ההחזקות הישירות של הציבור החייבות במס.[23] באיור 3 (ובתוצאות האמידה המוצגות בלוח 2) ניתן לראות שבשנים האחרונות, ובמיוחד לאחר ההעלאה האחרונה של שיעורי המיסוי על נכסים פיננסיים, הירידה בהיקף ההחזקות הישירות של הציבור בנכסים אלו הואצה במידה מסוימת. יחד עם זאת ייתכן שהשינויים הרגולטוריים אשר הוכנסו בתחום החיסכון המוסדי במהלך תקופת המדגם, שינויים הצפויים להגדיל את החזקות הציבור בנכסים הפיננסיים באמצעות המשקיעים המוסדיים, קיזזו במידת מה את החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים הפיננסיים החייבים במס. ואולם, על פי ממצאי האמידה בעבודה זו – ירידת החזקות הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס עוד קודם לשינויים הרגולטורים שהיו בתחום החיסכון המוסדי והתגברות הירידה בהחזקות עם ההעלאות של שיעורי המס, לא ניתן להתעלם מהשפעת המיסוי על היקפו והרכבו של תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור.

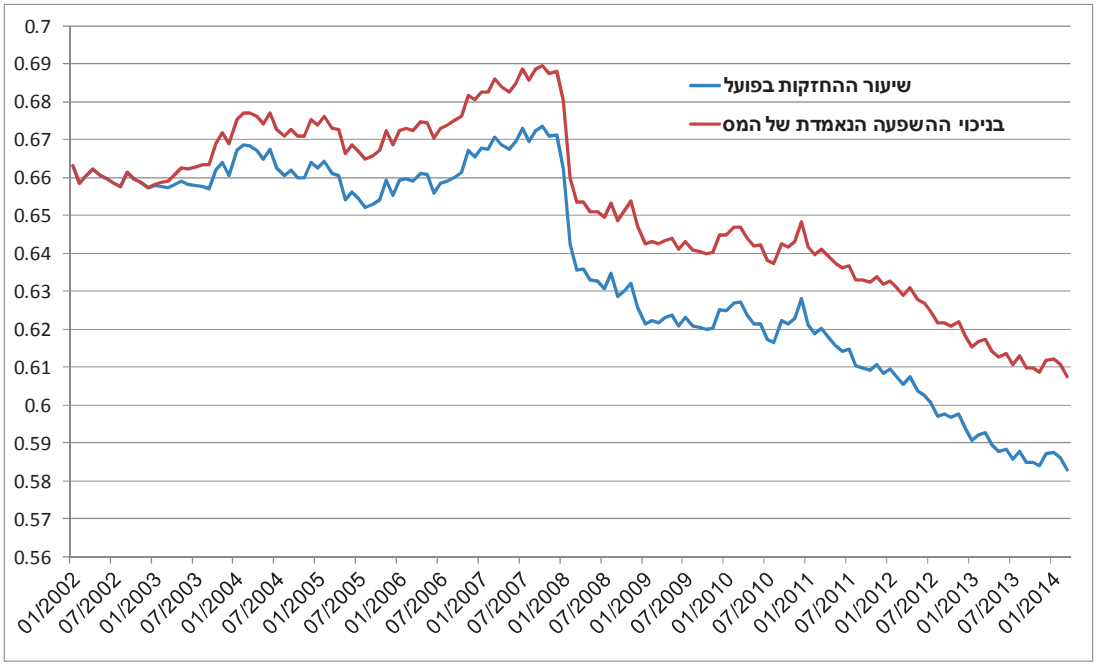
[23] חלופות מקובלות להחזקה ישירה של נכסים פיננסיים על ידי הציבור הן חיסכון באמצעות המשקיעים המוסדיים, הפטורים ממס, והשקעות באפיקים אחרים, כגון נדל"ן.

איור 3

שיעור החזקותיו של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס

מתוך סך תיק הנכסים הפיננסים של הציבור[24]

2014–2002 (לפי תוצאות האמידה)



מעבר להשפעה של הרפורמה במיסוי שוק ההון על כדאיות החזקותיו של הציבור בנכסים הפיננסיים החייבים במס מעניין לבדוק אם העלאות המסים במרוצת השנים הגבירו את היקף הגבייה, בהינתן בסיס המס – אם הן הביאו לעלייה בפועל בשיעור המס המשולם. פרק 4.4 בוחן שאלה זו.

[24] תיק הנכסים של הציבור, כפי שהוא מחושב בבנק ישראל, אינו כולל את הממשלה, את בנק ישראל, את ההשקעות של תושבי חוץ ושל הבנקים המסחריים והבנקים למשכנתאות.

4.4 משוואות האמידה – השיעור האפקטיבי של גביית המס

גביית המס נקבעת לא רק לפי שיעורי המס ולפי היקף החזקות הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס (בסיס המס) אלא גם על פי מידת הכדאיות של התחמקות מתשלומי המס (באמצעות תכנוני מס שמטרתם להפחית את חובת המס, כדוגמת אלה המתוארים בפרק 5). משוואה 2 אומדת את שיעור גביית המס מהציבור על התשלומים שהתקבלו מפיקדונות וחסכונות (וכן מתשלומי קופונים ומרכישת אג"ח בניכיון):[25]

$$\log(\frac{tax_\text{int}_t}{S2_t}) = \alpha + \beta_1 ribR1_t + \beta_2 \Pi_t^{24} + \beta_3 \log(@\ trend) + \beta_4 \log(@\ trend) D20 + \beta_5 \log(@\ trend) D25 + \varepsilon_t \quad (2)$$

כאשר:

tax_int – גביית המס עבור פיקדונות וחסכונות;

$S2$ – תכניות החיסכון והפיקדונות הנושאים ריבית;

$ribR1$ – התשואה הריאלית לשנה מעקום האפס;

Π^t – האינפלציה ב-t החודשים האחרונים;

$@trend$ – מגמת הזמן;

$D20$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לתקופה המתחילה בינואר 2006 ומסתיימת בדצמבר 2011, תקופה שבה שיעור המס הריאלי היה 20%;

$D25$ – משתנה דמי, המקבל את הערך 1 לתקופה המתחילה בינואר 2012 ומסתיימת בספטמבר 2013 (סוף תקופת המדגם), תקופה שבה שיעור המס הריאלי היה 25%.

נספח 3 מציג את תוצאות האמידה. מתוצאות משוואה 2 ניתן לראות כי הריבית הריאלית לשנה מתואמת חיובית עם השיעור האפקטיבי של המס על החסכונות והפיקדונות. שיעור הריבית במשוואה זו משקף את אחוזי הרווח על הפיקדונות והחסכונות, ולכן נצפה כי ההשפעה של הריבית על הגבייה תהיה חיובית. בישראל המיסוי מורכב משני מסלולי מס שונים ליחידים – נומינלי וריאלי – ומעניין לבדוק איזו ריבית מיטיבה יותר להסביר את שיעור גביית המס. על פי תוצאות האמידה של ספציפיקציות שונות מתקבל כי הריבית הריאלית הקצרה והאינפלציה שהתממשה משפיעות באופן מובהק על נתוני הגבייה, ואילו הריבית הנומינלית אינה מוסיפה לכוח ההסבר. ייתכן שתכניות החיסכון (הצמודות למדד) מושפעות מהכדאיות הכלכלית יותר מאשר הפיקדונות (שבדרך כלל אינם צמודים למדד).

התוצאה העיקרית העולה ממשוואה זו היא שכצפוי שיעור גביית המס אמנם גדל, אך לא במלוא שיעורה של העלאת המס; על כל העלאה של שיעור המס הסטטוטורי הריאלי (33% ו-25%) הייתה עלייה חלקית בלבד (כ-26% ו-14%) בשיעור האפקטיבי של גביית המס.[26] תוצאה זו, בדבר שיעורי גידול נמוכים של

---

[25] הציבור כמעט לא מחזיק אג"ח באופן ישיר, אלא דרך קרנות נאמנות או תעודות סל, ולכן ניתן לייחס את מרבית הגבייה מתשלומי הריבית לתכניות חיסכון ולפיקדונות הנושאים ריבית.

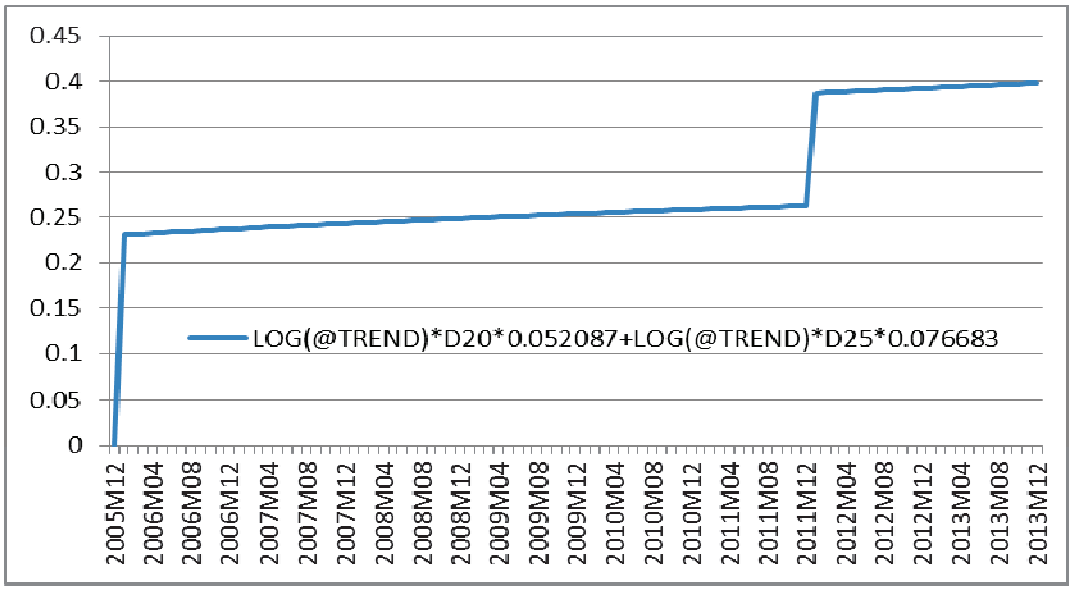
[26] עוד אציין כי האינטראקציה בין הריבית לשינויים במס לא מוסיפה במובהק לכוח ההסבר של המשוואה.

גביית המס יחסית להעלאת שיעוריו, ניתן אולי להסביר בגידול הכדאיות של התחמקות (לגיטימית) מתשלומי המס – בין היתר, באמצעות בקשות להקלות מס, למשל של אזרחים ותיקים.

איור 4

השינוי בשיעור המס האפקטיבי על תכניות חיסכון ופיקדונות

12/2005-12/2013



* ראו נספח 3 לתוצאות המלאות של משוואה 2.

להלן משוואת האמידה של שיעור המס האפקטיבי על רווחי ההון:[27]

$$\log\left(\frac{tax_capi_t}{S4_t}\right) = \alpha + \beta_2 \log(volume_s_t) + \beta_3\left(madd_s_t \Big/ madd_s_{t-4}\right) + \beta_4 D10_04 + \beta_5 D12_05 + \beta_6 D12_11 + \beta_7 D12_12 + \beta_8 D20 + \beta_9 D25 + \varepsilon_t \quad (3)$$

כאשר:

Tax_capi – גביית המס על רווחי הון (מימוש נכסים פיננסיים);

S4 – החזקותיו הישירות של הציבור במניות הנסחרות בישראל;

Volume_s – המחזור החודשי הממוצע של מדד המניות הכללי;

Madd_s – מדד מחירי המניות.

נספח 3 מציג את תוצאות האמידה.

ממשוואה 3, המתארת את שיעור גביית המס על הרווחים שנצברו ממימוש נכסים פיננסיים, ניתן לראות כי תשלומי המס מתואמים מאוד עם שיעור העלייה של מדד המניות הכללי בארבעת החודשים

[27] כיוון שגביית המס מתבצעת במועד מכירת הנכסים הפיננסיים ובהתאם לשיעור מס הסטטוטורי הידוע באותו המועד, שינויים בשיעור המס הסטטוטורי יתבטאו מייד במועד מימוש הרווחים (בשונה מאשר בגביית המס על פיקדונות וחסכונות). לכן, במשוואת אמידה זו אין צורך להוסיף משתנה של מגמת זמן כדי להסביר את ההתפתחות בגביית המס.

האחרונים[28]. עוד נמצא כי מחזורי המסחר אכן משפיעים חיובית על גביית המסים (אך ללא מובהקות מספקת). התוצאה העיקרית המתקבלת ממשוואת אמידה זו היא שהשיעור האפקטיבי של גביית המס לא גדל כלל בעקבות העלאות המסים.[29] יחד עם זאת, האפשרות שניתנה לציבור לממש את רווחיו (לפחות במכירה רעיונית) לפני העלאת המסים נוצלה במידה משמעותית, דבר שאמור להתבטא בירידה יחסית של תשלומי המס בתקופה שלאחר העלאת שיעוריו. ייתכן שתוצאת האמידה מושפעת גם מגידול חלקן של האג"ח הקונצרניות בסך החזקותיו של הציבור בנכסים פיננסיים (הן באופן ישיר והן דרך קרנות הנאמנות ותעודות הסל): אג"ח קונצרניות מניבות, בדרך כלל, אחוזי רווח נמוכים מאלה של מניות, דבר המפחית את סך המס הנגבה מהרווחים. חשוב לציין כי ממצאים אלו מתבססים על נתוני גבייה הכוללים סוגים רבים של נכסים, ולכן לא ניתן להסיק מהם מסקנות נחרצות. כדי לאמוד את השפעת השינויים במיסוי ביתר דיוק חשוב להתבסס על נתונים המפרטים את תשלומי המס על כל סוג נכס בנפרד.

5. סוגיות בתמחור נכסים

סוגיה א – המיסוי במסלול הצמוד לעומת הלא-צמוד

מסלולי מס שונים לנכסים פיננסיים תחליפיים עלולים להשפיע מאוד על הכדאיות היחסית של ההשקעה בהם, וכתוצאה מכך – על התפתחות מחיריהם. כאשר שיעור המס על הכנסות מהחזקת איגרת חוב צמודה למדד הוא 25% מהרווח הריאלי, ואילו שיעור המס על הכנסות מהחזקת אג"ח לא-צמודה הוא 15% מהרווח הנומינלי, ישנם רק צירופי ריביות מסוימים מאוד שבהם תשלומי המס על שתי האיגרות יהיו זהים; בצירופי ריביות אחרים תשלומי המס הלא זהים יהיו שיקול בהחלטות על השקעה בנכסים אלו, ועל כן חשוב להבין את עוצמת השפעתם על תמחור הנכסים. בלוח 3 ניתן לראות מספר דוגמאות של צירופי תשואות-לפדיון על שני נכסים תחליפיים – אג"ח צמודה ואג"ח לא צמודה, שתיהן לטווח פדיון של שנה אחת, וכן את נקודת האיזון האינפלציוני (קצב האינפלציה) המשווה בין התשואות, ברוטו ונטו.

[28] נבדקו מספר ספציפיקציות, כולל השינוי של החודש האחרון, ולוג המדד, ונמצא שהמשתנה בעל כוח ההסבר הגדול ביותר הוא השינוי במדד בארבעת החודשים האחרונים. לא נמצא שום כוח הסבר לשיעור העלייה של מדד מחירי האג"ח.
[29] המקדמים התקבלו כשליליים לא מובהקים.

לוח 3
התשואה הריאלית, התשואה הנומינלית והפער ביניהן
(תשואה שנתית, ברוטו ונטו, באחוזים)

התשואה הריאלית על אג"ח צמודה מדד		התשואה הנומינלית על אג"ח לא צמודה		נקודת האיזון האינפלציונית*	
ברוטו	נטו	ברוטו	נטו	ברוטו	נטו
0	0	2.35	2	2.35	2.0
0	0	1.18	1	1.18	1.0
-1	-1[30]	1.18	1	2.18	2.0
1.33	1	1.18	1	-0.16	0
3	2.25	5	4.25	2.0	2.0

* נקודת האיזון האינפלציונית היא הפער בין התשואה הנומינלית לתשואה הריאלית. (מושג זה מוכר בלועזית בשם Break Even Inflation).

על פי צירופים אלו ניתן לראות שההשפעה של מסלולי המיסוי אינה מבוטלת, במיוחד כשהריבית הריאלית קרובה לאפס; לא משולם מס על אג"ח צמודה, אבל יש תשלום מס על הרווח הנומינלי מאג"ח לא-צמודה. כשהריבית הריאלית אפסית, וההנחה היא שהציפיות לאינפלציה נמצאות באמצע טווח היעד, הריבית הנומינלית ברוטו על פי שיקולי המיסוי תהיה 2.35% – פיצוי של 35 נקודות בסיס יותר על תשלומי המסים, שאינם מוטלים על החזקות ריאליות[31]. שיקולים אלה מגדילים את הכדאיות של החזקת אג"ח צמודה. יתר על כן, כשהציפיות לאינפלציה אינן מתממשות, והאינפלציה בפועל שונה מ-2%, תשלומי המס נשארים בעינם, אך יחס הרווחים/ההכנסות נטו משני סוגי אג"ח אלו משתנה. כך, למשל, אם האינפלציה שהתממשה הייתה במשך תקופת ההחזקה של אג"ח 3%, הרווח הריאלי על החזקת אג"ח צמודה יישאר אפסי, אך הרווח הריאלי על החזקת אג"ח לא צמודה יהיה שלילי, אף שתשלום המס יישאר כפי שהיה.

חשוב להציג גם את שיווי המשקל על פי ועדת טרכטנברג, שהמליצה להעלות את שיעור המס על האפיק הריאלי ולא לשנות את המס על האפיק הנומינלי. כאשר הריבית הריאלית ברוטו עומדת על 3%, והריבית הנומינלית ברוטו עומדת על 5% (בהנחת אינפלציה של 2%) ניתן לראות בלוח 2 כי תשלומי המס על שתי החזקות אלו שווים, ולכן גם נקודת האיזון האינפלציונית, המתקבלת מפער תשואות הנטו, קרובה ל-2.0%. יחד עם זאת, בכל צירוף ריביות אחר תשלומי המס לא יהיו זהים, ויתקבל פער בין נקודת האיזון האינפלציונית ברוטו לנקודת האיזון האינפלציונית נטו. חשוב לזכור כי הריבית הריאלית יכולה וצריכה להשתנות על פני זמן, בין היתר, בהתאם למדיניות המוניטרית של הבנק המרכזי על פני מחזור העסקים. ככל שהריבית הריאלית תהיה נמוכה/גבוהה מריבית שיווי המשקל ההטיה בנקודת האיזון האינפלציונית תהיה חיובית/שלילית בשיעור גדול יותר.

יש להניח כי בפועל ההטיות שתוארו לעיל מתקזזות באמצעות אותם המשקיעים המשלמים מס אחיד על כל רווחיהם, או כאלה הפטורים ממס על רווחים משוק ההון. עם זאת אין להתעלם מההשפעה של שני מסלולי המס על ציבור המשקיעים הפרטיים; גם אם ציבור זה אינו המשקיע השולי בשוק, ולא הוא

[30] כאשר יש הפסד ריאלי על החזקת נכס פיננסי (הפסד שלא נובע מהפסד נומינלי אלא מעלייה גבוהה יחסית של מדד המחירים לצרכן) לא ניתן לקזז את ההפסד מול רווחים אחרים בתיק ההחזקות. (ההפסד אינו משמש מגן מס.)
[31] בהנחה שאין פרמיית סיכון אינפלציונית ואין פערי פרמיות נזילות בין הריבית הנומינלית לריאלית (לשם הפשטות).

הקובע את המחירים, כדאיות ההשקעה בעיניו משתנה מאוד על פני זמן ובצירופים שונים של ריביות/תשואות ושיעור האינפלציה.

כדי לחשב כיום את גודל ההטיה של נקודת האיזון האינפלציוני כתוצאה מהמס המשולם על רווחי ההון ליחידים, יש להתחשב בשני מסלולי המס השונים, כפי שמוצג בנוסחה הבאה:

$$BEI_T_i = \frac{(1+N_i)\times 0.15}{(1+R_i)\times 0.25} - 1$$

כאשר:

Ni – התשואה הנומינלית ביום i;

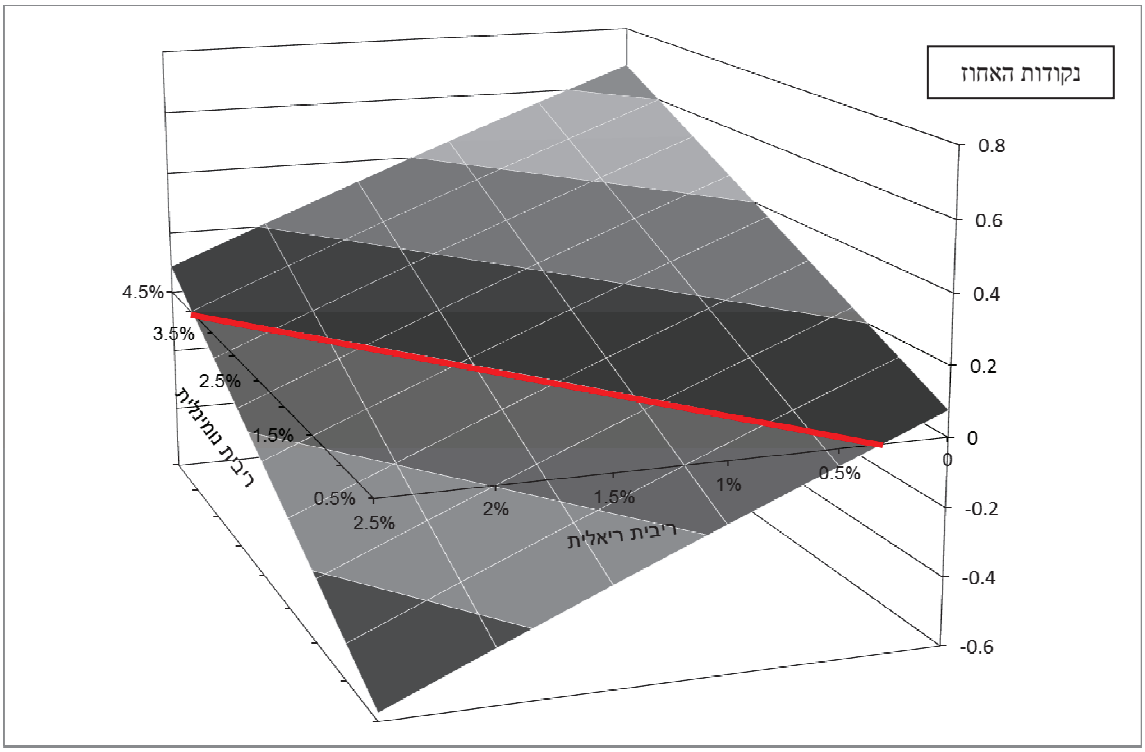
Ri – התשואה הריאלית ביום i;

BEI_Ti –ההטיה בנקודת האיזון האינפלציונית ביום מסחר i. הטיה זו נובעת מהמסלולים השונים של כללי המס הנהוגים בישראל לגבי המשקיעים הפרטיים.

איור 5

ההטיה בנקודת האיזון האינפלציונית כתוצאה משיעורי המס השונים

על האג"ח הצמודות והלא-צמודות*



*ההטיה בנקודת האיזון האינפלציונית מחושבת כפער שבין האומדן המתקבל על בסיס חישוב התשואות ברוטו לבין האומדן המתקבל על בסיס חישובן נטו. הקו האדום מסמן את צירופי הריביות/התשואות שבהן לא מתקבלת הטיה בנקודת האיזון.

איור 5 מראה שבצירופים שונים של ריבית ריאלית ונומינלית ההטיה של נקודת האיזון האינפלציונית עשויה להיות גדולה. זו הולכת וגדלה ככל שהריבית הריאלית מתרחקת מהריבית שהמשקיעים הניחו כריבית שיווי המשקל, ובהנחה שהציפיות לאינפלציה הן במרכז יעד האינפלציה.

בעיה נוספת הנובעת משיטת מיסוי ריאלית נעוצה בחישוב הרווח הריאלי לצורכי מס – ההתאמה לאינפלציה. הרווח המותאם לאינפלציה מחושב על פי המדד האחרון הידוע. על פי כלל זה, כאשר משקיע קונה נכס פיננסי ב-15 בחודש (רגע לפני פרסום המדד) ומוכר אותו למחרת (לאחר פרסום המדד) הוא ישלם מס המותאם למדד שהתפרסם, אף שהחזיק את הנכס רק יום אחד, וזאת אפילו לא בחודש שעבורו חושב אותו נתון. יתר על כן, ייתכן שמשקיע הסוחר בנכסיו בתדירות גבוהה יחזיק נכס פיננסי לסירוגין במהלך תקופה ארוכה בממוצע, ובכל זאת לא יקבל התאמה מלאה לאינפלציה. משקיע כזה עלול לשלם מס בשיעור נומינלי של עד 25% – מעל לשיעור שנקבע. על פי שיקולים אלו, המשקיע באג"ח צמודות ובנכסים אחרים, כדוגמת מניות וקרנות נאמנות, יגדיל את החזקותיו אלה סביב מועדי פרסום המדדים שבהם חל שינוי חיובי לעומת החודש הקודם, כדי לקבל את ההתאמה לאינפלציה, ויצמצם אותן סביב מועדי פרסום המדדים שבהם חל שינוי שלילי לעומת החודש הקודם, כדי להתחמק מההתאמה. כך, הרווח המותאם יהיה קטן יותר, תשלומי המס יקטנו בהתאם, והרווח הנומינלי נטו יגדל. מצב זה עלול ליצור קשר חזק בין כדאיות ההשקעה לבין עיתוי פרסומם של מדדי המחירים. גם מבחנים אמפיריים מאשרים את השפעת העיתוי של פרסום המדד. בבדיקת היקפי המחזור במניות בשתי תקופות שונות – לפני החלת הרפורמה במס ואחריה – נמצא כי המחזור במניות מושפע מעיתוי פרסום המדד; גדֵל ב-16% בתקופה שלאחר החלת הרפורמה, וקטַן ב-7.5% לפניה (לוח 4).[32], [33] גידולו של מחזור המסחר ביום שלפני פרסום המדד בתקופת הרפורמה בולט במיוחד לאור הירידה שהייתה במחזורים לפני החלת המס בישראל, ירידה המוסברת ככל הנראה בהתגברות אי-הוודאות ערב פרסום נתון כלכלי.

[32] ההשפעה של עיתוי פרסום המדד על המסחר בנכסים פיננסיים נבחנה דווקא על מניות משום שמחירי אג"ח, ובמיוחד אג"ח צמודות למדד, מושפעים באופן ישיר מהמדד עצמו ועל כן סביר כי תהיה השפעה מסוימת גם על מחזורי המסחר. מחירי המניות, לעומתם, מושפעים מהמדד במידה פחותה, ולכן לא נצפה להשפעה מובהקת של עיתוי פרסומו. אציין כי גם בבחינת מחזורי המסחר של אג"ח הממשלתיות מקבלים תמונה דומה אך פחות מובהקת.

[33] מחזורי המסחר שבים ויורדים בתוך מספר ימים החל מהיום השני שלאחר פרסום המדד. כאשר אומדים את המשוואה ללא תהליך אוטו-רגרסיבי מקבלים תוצאה זו באופן מפורש, אך עם מתאם סדרתי גבוה בשאריות. בחינת ההשפעה של הסימן בשיעור השינוי של מדדי המחירים (שלילי או חיובי) על המחזורים העלתה שאין הבדל בהשפעה זו: המחזורים גדלים באותו השיעור בשני ימי המסחר סביב פרסום המדד.

לוח 4
בחינת ההשפעה של מסלול המיסוי הריאלי על מחזורי המסחר במניות
המשתנה המוסבר – הלוג הטבעי של מחזור המניות היומי בערך נקוב*

המשתנים המסבירים	לפני החלת הרפורמה 8/1995-12/2002	לאחר החלת הרפורמה** 1/2011-11/2013
משתנה דמי ליום המסחר שלפני פרסום מדד המחירים D_PUBLICATION(1)	-0.075 (-1.93)	0.16 (2.4)
משתנה דמי ליום המסחר שלאחר פרסום מדד המחירים D_PUBLICATION	0.06 (0.16)	-0.09 (-1.37)
משתנה דמי ליום המסחר השני שלאחר פרסום מדד המחירים D_PUBLICATION(-1)	0.04 (1.01)	-0.12 (-1.8)
משתנה דמי ליום ראשון בשבוע – Weekday1	-0.22 (-9.9)	-0.27 (-7.1)
משתנה דמי ליום שני בשבוע – Weekday2	0.09 (4.2)	0.12 (3.1)
הלוג הטבעי של הזמן	0.16 (11.4)	-1.98 (-8.4)
הקבוע – C	4.75 (19)	26 (16.07)
המשתנה התלוי בפיגור	0.64 (35.8)	0.46 (13.9)
מספר התצפיות	1817	701
R^2	0.615	0.466
D.W.	2.3	2.14

* המספרים בסוגריים מציינים את ערכי ה-*t* הסטטיסטי של המקדמים הנאמדים.

** הרפורמה במס יושמה בהדרגה החל מינואר 2003.

סוגיה ב – המיסוי על רווחים מנכסים זרים לעומת נכסים נומינליים

ההבדל בבסיס ההצמדה של המיסוי בין השקעות מקומיות להשקעות בנכסים הנקובים במט"ח מייצר תמריצי מיסוי הפועלים בכיוון ההפוך מזה הרצוי למשק מבחינת תנודתיות שער החליפין והיציבות הפיננסית: בתקופות שבהן צפוי פיחות של השקל התמריץ להשקעות בחו"ל גדל, ולכן שיטת המיסוי תורמת להאצת מגמת הפיחות, ואילו בתקופות שבהן צפוי ייסוף התמריץ להשקעות בחו"ל קטן, ולכן שיטת המיסוי תורמת להאצת מגמת הייסוף. הבעייתיות בתמריצי המיסוי מתעצמת כשהשקל מפוחת או מיוסף בשיעורים חדים, המסכנים את יציבות המשק. במצבים כאלה שיטת המיסוי האמורה היא רכיב חשוב ומרכזי בהחלטות המשקיעים, המונע מהם לפזר את השקעותיהם באופן יעיל למשק.[34]

[34] לעומת זאת שיטת מיסוי נומינלית אחידה, , מבטלת לחלוטין את תמריצי המיסוי הפועלים להאצת המגמות בשער החליפין.

לוח 5

התשואה ברוטו ונטו על פי שתי שיטות מיסוי: המצב הקיים ולאחר החלת שיטת מיסוי נומינלית אחידה

(אחוזים)

	השינוי בשער החליפין	התשואה ברוטו במונחי מטבע ההשקעה	התשואה ברוטו במונחים נומינליים שקליים	התשואה נטו במונחים נומינליים שקליים בשיטת המיסוי כיום*	התשואה נטו במונחים נומינליים שקליים בשיטת מיסוי נומינלית אחידה**
1	5	8	13	11	10.4
2	-5	6	1	-0.5	0.75
3	-8	8	0	-2	0
4	8	-4	4	4	3.2
5	6	0.5	6.5	6.375	5.2
6	-6	0.5	-5.5	-5.625	-5.5

* במצב הקיים השקעה במניות זרות ממוסה על הרווחים במטבע שבו הן נקובות.
** לצורך הדוגמה – שיטת מיסוי נומינלית אחידה בשיעור של 20%.

כדי להמחיש כיצד בסיס ההצמדה עשוי להשפיע על כדאיות ההשקעה בחו"ל נבחן את התשואה נטו, במונחים נומינליים שקליים, על הרווחים המתקבלים מהחזקת נכסים זרים במצבי עולם שונים (אך אפשריים), בשיטת המיסוי הקיימת ובשיטת מיסוי אחרת, שבה שיעור המס הוא אחיד ונומינלי –20%. ממצאי בדיקה זו, המוצגים בלוח 5, ממחישים את העיוות ששיטת המיסוי הנוכחית יוצרת בתמריצי ההשקעה.

כך, למשל, במצבי עולם 2 ו-3 על פי שיטת המיסוי כיום חל מיסוי על הרווחים מהשקעה בחו"ל, אך בגלל הייסוף שהיה בתקופת ההשקעה התשואה נטו במונחים נומינליים שקליים היא שלילית. מצב זה מקטין את תמריץ ההשקעה בחו"ל למרות עליית מחירי הנכסים שם. לעומת זאת במצב עולם 1, שבו היה פיחות בשער החליפין, חל מיסוי על פי השיטה כיום רק על התשואה במונחי מטבע ההשקעה, והתשואה נטו במונחים נומינליים שקליים (בעקבות הפיחות) גבוהה יחסית, מצב המגדיל את כדאיות ההשקעה בחו"ל, ובכך מגביר את הלחצים להמשך הפיחות. במצבי עולם 5 ו-6 מוצגת השקעה באג"ח, המניבות בדרך כלל שיעור רווח קטן יחסית, וכדאיות ההשקעה בהן תלויה מאוד בהתפתחות שער החליפין. גם במצבי עולם אלו נראה כי שיטת המיסוי כיום מגבירה את תנודתיות הרווח וההפסד על השקעות אלו, לעומת שיטת המיסוי הנומינלי.

יתרון נוסף של המעבר לשיטת מיסוי נומינלי ואחיד הוא אפשרות הקיזוזים בין רווחים להפסדים בניירות הערך השונים. במצבי עולם 3 ו-6, שבהם הנכס אמנם הניב רווח חיובי במטבע הנקוב אך רווח שלילי במונחים נומינליים שקליים, לא ניתן לקזז הפסדים אלו מרווחים בהשקעות אחרות. אותה הבעייתיות קיימת גם בקיזוזים בין נכסים נומינליים לריאליים: הפסד ריאלי על החזקת נכס פיננסי שלא נבע מהפסד נומינלי לא ניתן לקיזוז מול רווחים מנכסים אחרים בתיק ההחזקות. (במילים אחרות: ההפסד אינו משמש

מגן מס.) מצב זה יוצר תשלום מס אפקטיבי גבוה מהשיעור הסטטוטורי על סך תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור ומתמרץ את הציבור להביא בחשבון שיקולי מיסוי בהחלטות ההשקעה.[35]

סוגיה ג – קרנות נאמנות כתחליף להשקעה ישירה באיגרות חוב

שווי קרנות הנאמנות בישראל עומד על כ-220 מיליארדי ש"ח, והם מפוזרים בכ-1,240 קרנות שונות, המאפשרות לציבור להשקיע את כספו באפיקים מגוונים[36]. בשוק קרנות הנאמנות ישנן קרנות המאפשרות למשקיע לקבל תשואה עודפת על השקעה ישירה בסדרות המק"ם או האג"ח הלא-צמודות; אלה נקראות קרנות כספיות. יתרונן נובע ממסלולי המיסוי השונים: כאשר משקיע פרטי רוכש מק"ם הוא משלם מס של 15% על הרווח הנומינלי. לעומת זאת, כשהוא רוכש קרן נאמנות פטורה הוא משלם מס של 25% על הרווח הריאלי. בסביבת אינפלציה של כ-2% ותשואת מק"ם לשנה של 2.5% משולם מס של 25% על 0.5% רווחי ריאלי, כלומר 0.125%, בהחזקה דרך קרן נאמנות, לעומת מס של 15% על 2.5% רווח נומינלי, שהם 0.375%, בהחזקה ישירה. מכאן שגם לאחר ניכוי דמי הניהול (בשיעור שאינו עולה על 0.25% ובדרך כלל נמוך מזה משמעותית) עדיין השקעה בקרן הנאמנות עדיפה על פני השקעה ישירה במק"ם. חשוב לזכור, כי בנכסים פיננסיים סולידיים תשואה עודפת, אפילו זעומה, יכולה להיות משמעותית מאוד למשקיע.

קרנות הנאמנות הכספיות הן אלטרנטיבה טובה לא רק להשקעה ישירה בסדרות אג"ח לא צמודות אלא גם להשקעה בפק"ם. משקיע המפקיד את כספו בפק"ם משלם מס של 15% על הרווח הנומינלי, בדומה להחזקה ישירה במק"ם אך נוסף על כך אין באפשרותו לקזז את רווחיו מול הפסדים בנכסים אחרים – מגן מס – לעומת הקרנות הכספיות, שבהן ניתן להפעיל את מגן המס.

[35] לעומת זאת במיסוי נומינלי אחיד אין מגבלה לקזז הפסדים מרווחים על נכסים אחרים.

[36] הרפורמה הגדירה לצורכי מיסוי שני סוגי קרנות נאמנות: קרן חייבת וקרן פטורה. בקרן נאמנות פטורה המס חל רק על בעל הקרן בעת מימושה. שיעור המס יעמוד על 25% מן הרווח הריאלי שנצבר. קרן מסוג זה מתאימה גם למשקיעים מוסדיים, הפטורים ממס על רווחים בשוק ההון. בקרן נאמנות חייבת המס יחול רק על הקרן, וישולם מתוך הקרן עצמה, על כל נייר ערך, לפי שיעור המס שנקבע לאותו נייר ערך בחוק, וזאת בכפיפות לבסיס ההצמדה המתאים לו. היקף הנכסים של הקרנות החייבות הוא רק כ-3% מסך היקף הקרנות במשק.

6. סיכום

מסלולי מס שונים לנכסים פיננסיים תחליפיים משפיעים רבות על כדאיות ההשקעה בהם, וכתוצאה מכך – על התפתחות מחיריהם. בפרט: מסלולי מס שונים – נומינלי וריאלי – מעוותים את כדאיות ההשקעה בנכסים צמודים למדד ולא צמודים בהתאם להתפתחות האינפלציה, שכן זו מקנה לשיקולי מס משקל משמעותי בהחלטות ההשקעה. נמצא כי ההבדל בבסיס ההצמדה של מיסוי הרווחים בין השקעות בנכסים זרים להשקעות מקומיות מייצר אף הוא תמריצי השקעה הנובעים משיקולי מיסוי. תמריצים אלו פועלים בכיוון ההפוך מאלו הרצויים למשק מבחינת תנודתיות שער החליפין והיציבות הפיננסית. עוד נמצא כי מאז החלת הרפורמה העיתוי של פרסום מדדי המחירים לצרכן משפיע על היקפי המסחר במניות, ממצא שמשמעותו השפעה חזקה של המס על החלטות פיננסיות ועיוותן. שיטת המיסוי המיושמת בישראל – מיסוי נומינלי וריאלי – בהיותה רכיב חשוב ומרכזי בהחלטות ההשקעה של הציבור, מונעת אפוא פיזור יעיל של השקעותיו.

בספרות המקצועית של השנים האחרונות אמנם שוררת תמימות דעים בדבר הערך המוסף של הטלת מס על רווחי הון, אך על היקפו אין עדיין הסכמה. הסיבה המרכזית לקושי הרב בקביעת המס האופטימלי נעוצה בטווח הרחב של אומדני גמישות החיסכון ביחס להכנסה ולהכנסה העתידית. על רקע אתגר זה בחנתי אמפירית את ההשפעה של העלאות שיעורי המס בשוק ההון הן על הרכב תיק הנכסים של הציבור והן על סך הגבייה של הממשלה מהמיסוי בשוק זה. הממצאים מלמדים כי העלאות המסים שהיו בישראל השפיעו רבות על הרכב תיק הנכסים של הציבור – הקטינו את החזקותיו הישירות בנכסים פיננסיים ובתכניות חיסכון והגדילו במידה מובהקת את היקף ההחזקה במצרף הכולל מזומן, עו"ש ופח"ק. עוד נמצאה השפעה שלילית חזקה על סך החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים הפיננסיים החייבים במס. בחינת שיעור הגבייה האפקטיבי מהמיסוי על תכניות החיסכון והפיקדונות העלתה כי שיעור זה אמנם גדל, אך פחות משגדל שיעור המס הסטטוטורי, ותוך ירידה משמעותית בהיקף התכניות והפיקדונות. בבחינת שיעור הגבייה האפקטיבי מהמיסוי על רווחי הון מנכסים פיננסיים סחירים לא נמצא קשר חיובי בין העלאת שיעורי המיסוי הסטטוטורי לבין שיעור הגבייה בפועל. ממצאים אלו, המצביעים על ירידה בהיקף ההחזקות של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס ועל עלייה מתונה בלבד בשיעור המס האפקטיבי, מצביעים על כך ששיעורי המס הנוכחיים נמצאים בנקודה שממנה ייתכן שהעלאתם תפחית את תקבולי המס. ואולם חשוב לציין כי נתוני הגבייה בעבודה זו אינם מפורטים דיים לפי סוגי הנכסים, ולכן קשה להסיק מסקנות נחרצות מהממצאים האמפיריים שהתקבלו כאן.

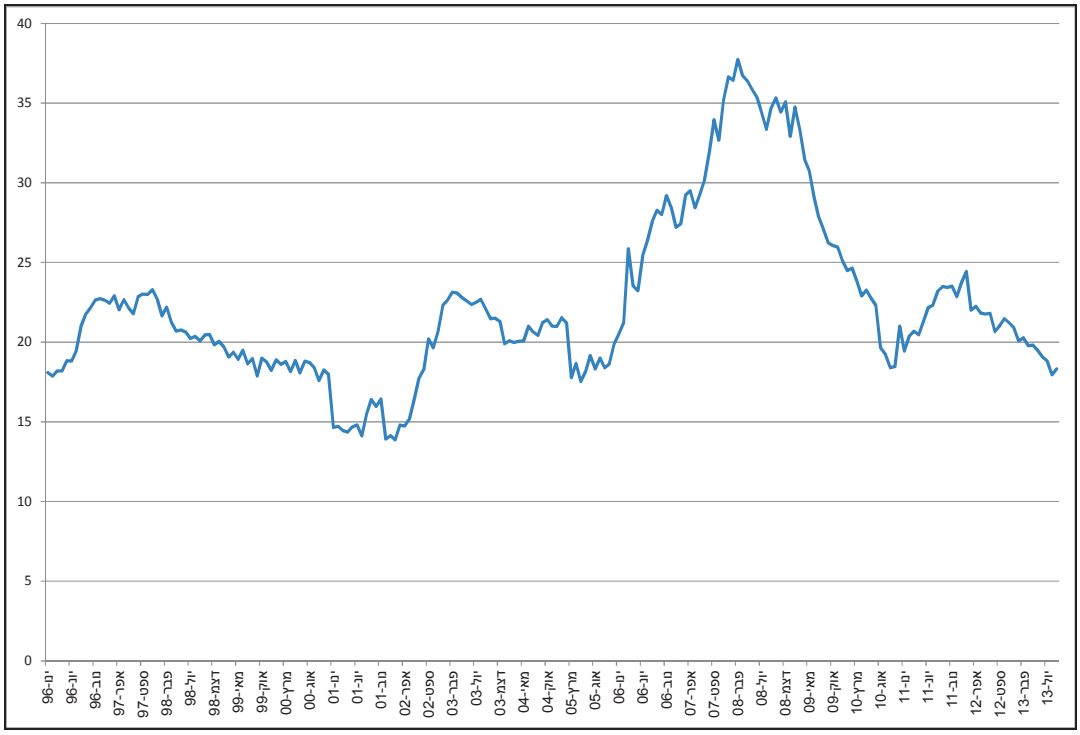
נספח 1

כדי להעריך את ההטיה האפשרית בתמחור האג"ח הנובעת משיקולי המס חשוב לזהות את המשקיע השולי בשוק, ולהבין את שיקולי המיסוי שלו. זהות המשקיעים בשוק ההון – מי הם אלו המבצעים עסקות קנייה ומכירה בניירות ערך – היא מידע חסוי, המצוי רק בבורסה וברשות לניירות ערך, ולכן זיהוי המשקיע השולי אינו פשוט. דרך אפשרית היא להגדיר את המשקיע השולי על בסיס התפלגות ההחזקות בנכסים פיננסיים לפי סוגי המשקיעים, וזאת תוך שימוש בהנחות לגבי מהירות המחזור של סוגי המשקיעים השונים.

באיור 1.1 ניתן לראות את אחוז החזקותיו הישירות של הציבור באג"ח ממשלתיות. מהאיור מתברר שהציבור שינה מאוד את היקף החזקותיו הישירות בעשור האחרון, וסך ההחזקות שלו נע בין 20% לכמעט 40%. אמנם המשקיעים המוסדיים, הפטורים ממס, מחזיקים אג"ח ומק"ם בשיעורים גבוהים מעט יותר, אך הם מאופיינים בהחזקת אג"ח לתקופות ארוכות יותר, ומושפעים פחות מתנודות בשוק. על כן סביר שהיקף המסחר שהם מבצעים על אותו היקף נכסים נמוך מזה של הציבור. על פי הנחה זו לא ניתן לפסול את האפשרות שהמשקיע השולי הוא המשקיע הפרטי, המשלם מסים על רווחיו מנכסים פיננסיים, בשני מסלולי המס השונים. אם כן, שיקולי מס של הציבור עלולים להשפיע על תמחור האג"ח, ויש להביאם בחשבון (לפחות את חלקם) באומדן הציפיות לאינפלציה ובכל אומדן אחר המתבסס על מחירי האג"ח.

איור 1.1

היקף החזקותיו הישירות של הציבור באיגרות החוב הממשלתיות והסחירות מתוך סך שוויין*



* אג"ח ממשלתיות ומק"ם.

נספח 2: התוצאות הפרטניות של משוואות האמידה להתפתחות החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים השונים החייבים במס[37]

Dependent Variable: LOG((S4)/MDD_MESHULAV_L)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2000M03 2014M04 **ההחזקות הישירות של**
Included observations: 170 after adjustments **הציבור במניות**
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth =5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MDD_B)	1.07	0.40	2.70	0.01
LOG(MDD_S)	1.14	0.06	18.40	0
@MOVSUM(MDD,12)	-0.006	0.00	-1.29	0.20
MDD_R1	0.007	0.01	0.88	0.38
C	-11.2	1.73	-6.49	0
@TREND	-0.006	0.00	-1.83	0.07
D2003	-0.05	0.04	-1.09	0.28
D15	-0.26	0.06	-4.12	0.00
D20	-0.33	0.11	-3.00	0.00
D25	-0.59	0.23	-2.60	0.01
TD2003	-0.022	0.01	-3.55	0.00
TD15	-0.006	0.00	-2.37	0.02
TD20	-0.002	0.00	-1.35	0.18
TD25	-0.002	0.00	-0.87	0.39
R-squared	0.988	Mean dependent var		1.104
Adjusted R-squared	0.986	S.D. dependent var		0.277
S.E. of regression	0.033	Sum squared resid		0.155
Durbin-Watson stat	0.697	Long-run variance		0.003

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG((S4)/MDD_MESHULAV_L) LOG(MDD_B) LOG(MDD_S) @MOVSUM(MDD,12) MDD_R1 C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=13)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-6.2	0.0007
Engle-Granger z-statistic	-61.9	0.0007

*MacKinnon (1996) p-values.

[37] כיוון שלא נמצאו הבדלים משמעותיים במקדמי המשתנים המסבירים בהוספת פיגורים והובלות (מעבר לתקופה אחת), וכיוון שהוספתם מקטינה את מספר דרגות החופש בתהליך האמידה, בחרתי לאמוד את המשוואות בפיגור ובהובלה של תקופה אחת בלבד.

Dependent Variable: LOG((S3)/MDD_MESHULAV_L)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 06/04/15 Time: 14:33 ההחזקות הישירות של
Sample (adjusted): 2000M03 2014M04 הציבור באג"ח
Included observations: 170 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth =5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MDD_B)	-0.14	0.37	-0.39	0.70
LOG(MDD_S)	0.17	0.06	2.98	0.00
@MOVSUM(MDD,12)	0.01	0.00	2.28	0.02
MDD_R1	-0.04	0.01	-5.25	0
C	-0.37	1.60	-0.23	0.82
@TREND	0.01	0.00	5.17	0
D2003	0.08	0.04	2.08	0.04
D15	0.05	0.06	0.85	0.40
D20	-0.23	0.10	-2.23	0.03
D25	-1.04	0.21	-4.95	0
TD2003	0.004	0.01	0.64	0.52
TD15	-0.011	0.00	-4.99	0
TD20	-0.011	0.00	-6.86	0
TD25	-0.013	0.00	-6.80	0

R-squared	0.994	Mean dependent var	0.874
Adjusted R-squared	0.993	S.D. dependent var	0.389
S.E. of regression	0.032	Sum squared resid	0.148
Durbin-Watson stat	0.782	Long-run variance	0.002

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG((S3)/MDD_MESHULAV_L) LOG(MDD_B) LOG(MDD_S) @MOVSUM(MDD,12) MDD_R1 C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=13)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-6.4	0.0003
Engle-Granger z-statistic	-65.8	0.0003

*MacKinnon (1996) p-values.

Dependent Variable: LOG((S2)/MDD_MESHULAV_L)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2000M03 2014M04 תכניות חיסכון ופיקדונות
Included observations: 170 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth =5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MDD_B)	0.90	0.17	5.22	0
LOG(MDD_S)	-0.18	0.03	-6.54	0
@MOVSUM(MDD,12)	0.00	0.00	0.13	0.90
MDD_R1	0.02	0.00	7.07	0
C	-1.76	0.75	-2.35	0.02
@TREND	0.00	0.00	0.42	0.68
D2003	0.00	0.02	0.02	0.98
D15	-0.08	0.03	-2.90	0.00
D20	-0.19	0.05	-3.94	0.00
D25	-0.34	0.10	-3.46	0.00
TD2003	-0.007	0.00	-2.63	0.01
TD15	-0.005	0.00	-4.19	0
TD20	-0.003	0.00	-4.10	0.00
TD25	-0.006	0.00	-6.47	0

R-squared	0.944	Mean dependent var	1.767
Adjusted R-squared	0.934	S.D. dependent var	0.056
S.E. of regression	0.014	Sum squared resid	0.030
Durbin-Watson stat	0.690	Long-run variance	0.001

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG((S2)/MDD_MESHULAV_L) LOG(MDD_B) LOG(MDD_S) @MOVSUM(MDD,12) MDD_R1 C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=13)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-6.0	0.0016
Engle-Granger z-statistic	-57.8	0.0018

*MacKinnon (1996) p-values.

Dependent Variable: LOG((S1)/MDD_MESHULAV_L)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2000M03 2014M04 מזומן, עו"ש ופח"ק
Included observations: 170 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth =5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MDD_B)	-0.04	0.61	-0.07	0.94
LOG(MDD_S)	-0.17	0.10	-1.74	0.08
@MOVSUM(MDD,12)	-0.01	0.01	-1.10	0.27
MDD_R1	-0.07	0.01	-5.81	0
C	1.30	2.64	0.49	0.62
@TREND	0.00	0.00	-0.15	0.88
D2003	-0.04	0.07	-0.54	0.59
D15	0.05	0.10	0.55	0.58
D20	0.32	0.17	1.90	0.06
D25	0.59	0.35	1.71	0.09
TD2003	0.01	0.01	0.76	0.45
TD15	0.01	0.00	2.08	0.04
TD20	0.01	0.00	2.11	0.04
TD25	0.01	0.00	3.39	0.00

R-squared	0.982	Mean dependent var	0.131
Adjusted R-squared	0.979	S.D. dependent var	0.340
S.E. of regression	0.050	Sum squared resid	0.356
Durbin-Watson stat	0.933	Long-run variance	0.006

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG((S1)/MDD_MESHULAV_L) LOG(MDD_B) LOG(MDD_S) @MOVSUM(MDD,12) MDD_R1 C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=12 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=13)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-4.6	0.0833
Engle-Granger z-statistic	81.3	1

*MacKinnon (1996) p-values.

Dependent Variable: LOG((S10-S1)/MDD_MESHULAV_L)

סך ההחזקות הישירות של הציבור בנכסים פיננסיים החייבים במס

Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2000M03 2014M04
Included observations: 170 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(MDD_B)	0.42	0.18	2.34	0.02
LOG(MDD_S)	0.29	0.03	10.50	0
@MOVSUM(MDD,12)	0.00	0.00	-0.22	0.82
MDD_R1	0.01	0.00	1.88	0.06
C	-1.61	0.78	-2.07	0.04
@TREND	0.005	0.00	3.37	0.00
D2003	0.012	0.02	0.61	0.54
D15	-0.16	0.03	-5.58	0
D20	-0.31	0.05	-6.31	0
D25	-0.78	0.10	-7.64	0
TD2003	-0.015	0.00	-5.37	0
TD15	-0.007	0.00	-6.31	0
TD20	-0.006	0.00	-8.48	0
TD25	-0.008	0.00	-8.22	0

R-squared	0.987	Mean dependent var	2.575
Adjusted R-squared	0.985	S.D. dependent var	0.117
S.E. of regression	0.014	Sum squared resid	0.030
Durbin-Watson stat	0.652	Long-run variance	0.001

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG((S10-S1)/MDD_MESHULAV_L) LOG(MDD_B) LOG(MDD_S) @MOVSUM(MDD,12) MDD_R1 C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Cointegrating equation deterministics: C @TREND D2003 D15 D20 D25 TD2003 TD15 TD20 TD25
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=13)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-5.08	0.0253
Engle-Granger z-statistic	-38.5	0.0669

*MacKinnon (1996) p-values.

מקרא:

S1 – מזומן, עו"ש, ופח"ק
S2 –הפיקדונות ותכניות החיסכון של הציבור
S3 – החזקות האג"ח
S4 – החזקות המניות
S10 – החזקות הציבור בסך הנכסים הפיננסיים החייבים במס*
S100 – תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור
MDD – מדד המחירים לצרכן
MDD_R1 – התשואה הריאלית לשנה מעקום האפס
MDD_R10 – התשואה הריאלית לעשר שנים מעקום האפס
MDD_I1 – התשואה הנומינלית לשנה מעקום האפס
MDD_I10 – התשואה הנומינלית לעשר שנים מעקום האפס
VOLUME_S – המחזור הממוצע היומי של העסקאות במניות
MADD_S – המדד הכללי של מחירי המניות
MADD_B – מדד מחירי האג"ח
MDD_MESHULAV_L – המדד המשולב למצב המשק
D10_2004 – 2004 דמי לחודש אוקטובר
D12_2005 – 2006 דמי המסמן את התאריך האחרון לפני העלאת שיעור המס בתחילת
D12_2011 – 2011 דמי המסמן את התאריך האחרון לפני העלאת שיעור המס בתחילת
D12_12 – 2012 דמי לחודש דצמבר
D2003 – דמי לשנת 2003 (תקופת החלת הרפורמה במס באופן הדרגתי)
D15 – דמי לתקופה שאחוז המס הריאלי היה 15 15%(ינואר 2004 עד דצמבר 2005)
D20 – תקופת המדגם שבה המס הריאלי על תשלומי ריבית היה 20% (ינואר 2006 עד דצמבר 2011)
D25 – תקופת המדגם שבה שיעור המס הריאלי על תשלומי ריבית היה 25% (ינואר 2012 עד סוף תקופת המדגם)

* שיעור ההחזקות הישירות בנכסים פיננסיים מחושב יחד עם שיעור החזקות הציבור בקרנות הנאמנות. אומדן זה מבטא למעשה את היקף הנכסים הפיננסיים והמזומן המוחזקים בידי הציבור.

נספח 3: תוצאות משוואות האמידה של גביית המסים מרווחי הון שהתקבלו מתכניות חיסכון ופיקדונות[38]

Dependent Variable: LOG(TAX_RIBIT/S2)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2004M01 2014M01
Included observations: 121 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C LOG(@TREND) D20*LOG(@TREND) D25*LOG(@TREND)
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
@MOVSUM(MDD,24)	-0.06	0.01	-4.10	0.00
MDD_R1	0.22	0.03	7.04	0.00
C	-4.74	1.29	-3.67	0.00
LOG(@TREND)	0.64	0.29	2.23	0.03
D20*LOG(@TREND)	0.05	0.03	1.84	0.07
D25*LOG(@TREND)	0.08	0.04	2.05	0.04

R-squared	0.76	Mean dependent var	-1.45
Adjusted R-squared	0.73	S.D. dependent var	0.34
S.E. of regression	0.17	Sum squared resid	3.28
Durbin-Watson stat	1.48	Long-run variance	0.05

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG(TAX_RIBIT/S2) @MOVSUM(MDD,24) (MDD_R1) C LOG(@TREND) D20 D25
Cointegrating equation deterministics: C LOG(@TREND) D20*LOG(@TREND) D25*LOG(@TREND)
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=12)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-7.6	0
Engle-Granger z-statistic	-78.5	0

*MacKinnon (1996) p-values.

מקרא:

TAX_RIBIT – סך גביית המס על פיקדונות וחסכונות
S2 – סך הפיקדונות ותכניות החיסכון של הציבור
MDD – מדד המחירים לצרכן
MDD_R1 – התשואה הריאלית לשנה מעקום האפס
D20 – תקופת המדגם שבה המס הריאלי על תשלומי ריבית היה 20% (ינואר 2006 עד דצמבר 2011)
D25 – תקופת המדגם שבה שיעור המס הריאלי על תשלומי ריבית היה 25% (ינואר 2012 עד סוף תקופת המדגם).

[38] כיוון שלא נמצאו הבדלים משמעותיים במקדמי המשתנים המסבירים בהוספת פיגורים והובלות (מעבר לתקופה אחת), וכיוון שהוספתם מקטינה את מספר דרגות החופש בתהליך האמידה, בחרתי לאמוד את המשוואות בפיגור ובהובלה של תקופה אחת בלבד.

המשך: תוצאות משוואות האמידה של גביית המסים מרווחי הון שהתקבלו על החזקת נכסים פיננסיים

Dependent Variable: LOG(TAX_CAPITAL/S4)
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)
Sample (adjusted): 2004M01 2014M01
Included observations: 121 after adjustments
Cointegrating equation deterministics: C D20 D25 D10_04 D12_05 D12_11 D12_12
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(VOLUME_S)	0.51	0.38	1.36	0.18
MDD_S/MDD_S(-4)	3.26	0.68	4.76	0
C	-6.06	1.18	-5.14	0
D20	-0.27	0.36	-0.73	0.47
D25	-0.39	0.25	-1.58	0.12
D10_04	2.58	0.73	3.53	0.00
D12_05	1.82	0.75	2.43	0.02
D12_11	1.15	0.69	1.66	0.10
D12_12	-2.33	0.69	-3.36	0.00

R-squared	0.64	Mean dependent var	-1.19
Adjusted R-squared	0.59	S.D. dependent var	0.69
S.E. of regression	0.44	Sum squared resid	20.37
Durbin-Watson stat	1.00	Long-run variance	0.45

Cointegration Test - Engle-Granger
Specification: LOG(TAX_CAPITAL/S4) LOG(VOLUME_S) (MDD_S /MDD_S(-4)) C D20 D25 D10_04 D12_05 D12_11 D12_12
Cointegrating equation deterministics: C D20 D25 D10_04 D12_05 D12_11 D12_12
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Automatic lag specification (lag=0 based on Schwarz Info Criterion, maxlag=12)

	Value	Prob.*
Engle-Granger tau-statistic	-6.05	0
Engle-Granger z-statistic	-57.03	0

*MacKinnon (1996) p-values.

מקרא:

TAX_CAPITAL – סך גביית המס על רווחי הון
VOLUME_S – מחזור ממוצע יומי של העסקאות במניות
MADD_S – המדד הכללי של מחירי המניות
MADD – מדד המחירים לצרכן (שיעור השינוי החודשי)
D10_2004 – *2004 דמי לחודש אוקטובר
D12_2005 – 2006 דמי המסמן את התאריך האחרון לפני העלאת שיעור המס בתחילת
D12_2011 – 2011 דמי המסמן את התאריך האחרון לפני העלאת שיעור המס בתחילת
D12_12 – **2012 דמי לחודש דצמבר
D20 – (2011 תקופת המדגם שבה שיעור המס הריאלי על תשלומי ריבית היה 20% (ינואר 2006 ועד דצמבר
D25 – (תקופת המדגם תקופת תקופת סוף עד 2012 (ינואר 25% היה ריבית תשלומי על הריאלי המס שיעור שבה המדגם תקופת

* הגבייה בחודש אוקטובר 2004 הייתה גבוהה במיוחד לעומת החודשים שלפני ואחרי אותו חודש. גבייה חריגה זו גם אינה מופיעה בסקירה על הכנסות המדינה ממסים בשנת 2004, כפי שמשרד האוצר פירסם.

** הגבייה בחודש דצמבר 2012 הייתה נמוכה במיוחד. על פי ההוראות החדשות לגבי הניכוי במקור, שהוחלו לראשונה ב-2012, ניתן לקזז הפסדים שנוצרו בסוף שנה כנגד רווחים מתחילת השנה. החזר המס מתבצע באופן אוטומטי על ידי חברי בורסה לאחר חישוב הרווח השנתי. על כן כדאי לממש ני"ע בהפסד בסוף השנה, אם במהלכה שולם מס על רווחים. ראוי לציין כי גם בדצמבר 2013 הייתה גבייה נמוכה יחסית לשאר חודשי השנה, אך הואיל ולא היו ירידות משמעויות בתחילת 2013 הקיזוזים בדצמבר 2013 היו פחות משמעותיים מאשר בדצמבר 2012.

ביבליוגרפיה

Atkinson, A.B. and J.E. Stiglitz (1976). "The design of tax structure: Direct versus indirect taxation", *Journal of Public Economics*, 6(1-2), 75.

Bernheim, B. (2002). "Taxation and saving", Chapter 18 in *Handbook of Public Economics*, edited by A. Auerbach and M. Feldstein, Elsevier.

Carroll, R. and G. Prante (2012). "Corporate Dividend and Capital Gains Taxation: A comparison of the United States to other developed nations", *Ernst & Young*, February.

Chamley, C. (1986). "Optimal Taxation of Capital Income in General Equilibrium with Infinite Lives", *Econometrica (*by Econometric Society), 54(3), 607–622.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251–276.

Kenneth L. (1985). "Redistributive taxation in a simple perfect foresight model", *Journal of Public Economics*, 28(1), 59– 83, October.

Saikkonen, P. (1992). "Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation", *Econometric Theory*, 8, 1–27.

Stock, J.H. and M. Watson (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher Order integrated systems", *Econometrica*, 61, 783–820.

Wanniski, J. (1978). "Taxes, Revenues, and the Laffer Curve", *The Public Interest*, Winter.