

מיסוי רווחי ההון בישראל והשפעתו על תמחור הנכסים הפיננסיים ועל גביית המס

רועי שטיין*

תקציר

ב-2003, בעקבות דוח ועדת רבינוביץ', ערכה ישראל רפורמת מס במטרה להפחית את נטל המס על הכנסות מעבודה באמצעות העלאת נטל המס על הכנסות מהון בארץ ובח"ל. בשנה זו החלה המדינה לגבות מיחידים מס על רווחי הון תוך הבחנה בין שני מסלולי מס – לנכסים נומינליים ולנכסים ריאליים; מאז היא העלתה את המס פעמיים, ב-2006 וב-2012. היות שהמיסוי משפיע על ההחלטות הכלכליות והמימוניות שמשקיעים מקבלים, מחקר זה בוחן את השפעתם של מסלולי המס על תמחור הנכסים הפיננסיים ועל כדאיות החזקתם. כן הוא בוחן את השפעת הרפורמה על גביית המיסים, וזאת באמצעות בדיקת השפעתה על הגורמים הקובעים את הגבייה: (א) הבסיס למס רווחי ההון – נבדוק כיצד השפיעה הרפורמה על היקף הנכסים הפיננסיים שהציבור מחזיק ישירות; ו-(ב) שיעור המס בפועל – נבדוק כיצד השפיעו העלאות המס הסטטוטורי ב-2006 וב-2012 על המס האפקטיבי. מהתוצאות עולה כי שיטת המסלולים משפיעה על תמחור הנכסים ועל ההחלטה באילו נכסים להשקיע. עוד עולה מהן כי העלאות המס, ובמיוחד העלאה ב-2012, הפחיתו במובהק את בסיס המס וכי שיעור המס האפקטיבי עלה פחות משיעורו הסטטוטורי.

1. מבוא

א. רקע כללי

המיסוי נמנה עם הרכיבים המשפיעים על ההחלטות הכלכליות והמימוניות שמשלמי המס מקבלים, ולכן הוא משפיע על הקצאת ההון במשק, על הכנסות המדינה, ואף על הצמיחה בטווח הארוך. ככל שהמס עולה כך גדל התפקיד שהוא ממלא בהחלטות. בדומה למיסים בכלל גם מס על רווחי הון – כלומר על הרווחים מהנכסים הפיננסיים שהציבור מחזיק ישירות – משפיע על ההחלטות, בעיקר בדרכים הבאות:

* רועי שטיין, חטיבת המחקר – דוא"ל: roy.stein@boi.org.il, טל': 02-6552559.
ברצוני להודות לתמי דבורצקי, מיכל שמואל, אלה כץ, איתמר כספי ונדב שטיינברג מבנק ישראל, ולבני יונה מרשות המיסים, על עזרתם באיסוף הנתונים ועל עצותיהם המועילות. תודה רבה ומיוחדת לפרופ' נתן זוסמן, לשעבר מנהל חטיבת המחקר בבנק ישראל, על הערותיו החשובות.

1. המס משפיע על ההחלטות הנוגעות להשקעה בהון: ככל שהוא עולה כך נוטה הציבור לצמצם את השקעותיו וחסכונותיו (כלומר את בסיס המס) ולהרחיב את הצריכה. אם החיסכון המקומי יורד אל מתחת לשיעורו האופטימלי, הדבר עלול לצמצם את ההשקעות הריאליות במשק וכך למתן את הפעילות הכלכלית, הפריון והשכר¹.
2. המס משפיע על ההחלטות הנוגעות לאפיקי ההשקעה: הוא גורם לציבור להעביר חלק מנכסיו וחסכונותיו לאפיקי השקעה פטורים ממס דרך המוסדיים, וכן להסיט השקעות לאפיקים ששיעורי המס בהם נמוכים יותר, כגון נדל"ן. זאת ועוד, עם עלייתו גובר המאמץ שהציבור משקיע בבקשות להחזרי מס. גם תהליכים אלו מצמצמים את בסיס המס.
3. המס משפיע על ההחלטות הנוגעות לעיתוי המימוש של רווחי הון או הפסדי הון בגין נכסים פיננסיים סחירים. השפעה זו באה לידי ביטוי בכך שהגבייה מתפתחת במשך הזמן בהתאם לתכנון האופטימלי שמשלם המיסים מגבש על פי ההתפתחויות במחירי הנכסים הפיננסיים. על כן מחזורי המסחר עלולים לקטון, דבר שיגדיל את פרמיית הנזילות על הנכסים הפיננסיים במשק. המחקרים הראשונים בנושא הסיקו שאין לגבות מס על רווחי הון, בעיקר מהטעם שהוא עלול לעוות את השיקולים שהציבור מביא בחשבון כשהוא בוחר בין צריכה עכשווית לבין חיסכון למימון צריכה בעתיד. אולם מחקרים אלה בדקו מצבי עולם פשוטים יחסית: הם הניחו כי אוכלוסיית העובדים הומוגנית ויש בחייהם שני שלבים בלבד, וכי אין במשק מגבלת נזילות². מחקרים שנערכו בשנים האחרונות פיתחו את המודלים הבסיסיים, העשירו את מצבי העולם, ומצאו כי יש מקום לגבות מס על רווחי הון, כלומר המס האופטימלי על רווחי הון אינו אפס. יש ארבע הצדקות מרכזיות להטלת מס על רווחי הון:
 1. כאשר המודל מביא בחשבון חפיפת דורות במשק שיש בו מגבלת נזילות, והפרטים נזקקים להלוואות כנגד הכנסה עתידית מעבודה, מוצאים כי השתת מס על רווחי הון מאפשרת לצמצם את היקף המס על עבודה; דבר זה מצידו מאפשר להגדיל את הרווחה הכלכלית במשק. חשוב לציין כי תוצאה זו מתקבלת רק אם הציבור מניח שהממשלה תיישם בכל עת את מדיניות המיסוי המתאימה ביותר בטווח הארוך, ולכן ספרות המחקר הציעה להטיל מגבלות שונות על החלטות ממשלתיות שנוגעות למיסוי (Bernheim (2002).

¹ ההשפעה על הפעילות פוחתת כמובן במידה שהמשק נהנה מהשקעות זרות ובמידה שיש בשוק ההון חלופות השקעה נאותות.

² עם המאמרים העיקריים והנפוצים נמנים Chamley (1986); Kenneth (1985); Atkinson and Stiglitz (1976).

2. כאשר לציבור אין ודאות באשר לשכר העתידי ומוטל מס על רווחי הון – כלומר מצטמצמות ההכנסות מהשקעות ומחסכונות – היצע העבודה גדל. ראו למשל Golosov, Kocherlakota, and Tsyvinski (2003)
3. אם מטילים מס רק על הכנסות מעבודה עלולים ליצור מצב שבו הפעילות הפיננסית במשק גדלה על חשבון הפעילות היצרנית, שכן לחברות ולפרטים יש יכולת מסוימת להסיט הכנסות ממסלול העבודה למסלול ההון. ראו למשל Blackorby and Brett (2004) ו-Christiansen and Tuomala (2008).
4. מחקרים מוצאים כי גמישות החיסכון ביחס להכנסה מריבית (מקדם המֶתָאם בין הרווח/ הריבית לבין הנטייה לחיסכון) בדרך כלל חיובי, אך מאחר שההעדפות בתחום החיסכון הטרוגניות מאוד, לאומדנו יש טווח רחב ולעיתים הוא אף שלילי (Bernheim (2002)³. לפיכך ייתכן שהטלת מס על רווחי הון דווקא תגדיל את שיעור החיסכון, שכן הפרטים יחזרו לשמר את כוח הקנייה בעתיד. הטווח הרחב של האומדן לגמישות החיסכון ביחס להכנסה מריבית ולהכנסה העתידית ממנה יוצר קושי לקבוע מהו המס האופטימלי.
- בספרות המקצועית מהשנים האחרונות שוררת אפוא תמימות דעים באשר לערך המוסף הטמון בהטלת מס על רווחי הון, אך קיימת מחלוקת לגבי היקפו ומבנהו האידיאלי ואין מודל מבני מקובל. הא ראייה: בין המדינות יש הבדלים רבים בשיעורי המס על רווחי הון ובמתן הפטורים; חלקן מפחיתות את שיעורי המס על החזקות לתקופות ארוכות, ואחרות מעניקות פטור על רווחים עד סכום מסוים. מסיבה זו קשה להשוות בין מדינות, אולם באופן כללי ניתן לומר כי רבות מהן אינן מטילות מס על רווחי הון מנכסים פיננסיים, וחלקן מטילות מס ששיעורו נע בין 10% ל-40%⁴. ב-2011 עמד השיעור הממוצע במדינות OECD על 17.8%⁵.

ב. התפתחות המיסוי על רווחי הון בישראל

מדינת ישראל החלה לגבות מס על רווחי הון ב-2003, בעקבות דוח ועדת רבינוביץ' ובמטרה להפחית את נטל המס על הכנסות מעבודה באמצעות העלאת נטל המס על הכנסות מהון ומחז"ל. המדינה השיתה את המס תוך הבחנה בין שני מסלולים: האפיקים הריאליים (כגון אג"ח צמודות, מניות, ניירות ערך במט"ח ואופציות) חויבו במס ששיעורו 15% ואילו האפיקים הנומינליים (כגון אג"ח שקליות ופיקדונות

³ מחקרים אמפיריים רבים הראו שההחלטות בנוגע לחיסכון אינן מושפעות רק מגורמים כלכליים רבים, אלא גם מגורמים פסיכולוגיים (כגון שליטה עצמית). ראו Boadway (2012).

⁴ זאת ועוד, חלק מהמדינות מאפשרות לקזז את רווחי ההון מתשלומי ההון על הלוואות/ משכנתאות, ולכן השוואה פשוטה אף עלולה 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.

בבנקים) חויבו במס ששיעורו 10%⁶, כדי שבשני המסלולים ישולמו מיסים זהים בהינתן שהאינפלציה והריבית עומדות על 2% ו-4%, בהתאמה. נוסף לכך עברה המדינה למיסוי אישי כלל-עולמי: תושב ישראל שיש לו רווחי הון בחו"ל חייב בשיעורי המיסוי הנהוגים בישראל. המס על נכסים במט"ח זהה למס על האפיקים הריאליים השקליים, אך הוא מושגת במונחי המטבע הזר וללא התייחסות לשינויים בשער החליפין. בשיטה זו ההשקעה בניירות ערך זרים ממוסה על בסיס הרווחים במטבע ההשקעה, וכל רווח/ הפסד שנוצר כתוצאה מהתחזקותו/ היחלשותו אינו נכלל בחישוב המס.

בשנת 2006 הועלו שיעורי המס על רווחי הון וריבית ל-20% ול-15% על האפיקים הריאליים והנומינליים, בהתאמה. בהנחה שהריבית הריאלית עומדת על 3% והאינפלציה השנתית על 2%, המס באפיקים הנומינליים עלה אז ב-25% על המס באפיקים הריאליים. בינואר 2012, בעקבות דוח ועדת טרכטנברג, הועלה המס על האפיקים הריאליים ל-25% כדי שבשני האפיקים ישולם מס זהה כמעט (בהתקיים ההנחה לגבי הריבית הריאלית והאינפלציה השנתית). סיכום ההתפתחויות הללו מופיע בלוח 1.

לוח 1

התפתחות המיסוי על רווחי ההון בקרב יחידים, 2003 עד 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
	דיווידנד	25	20	25
בעל מניות** מהותי	דיווידנד	25	25	30

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

הרפורמה התייחסה רק ליחידים, אולם נוסף להם יש בשוק עוד שני סוגים של משקיעים, היינו חברות וגופים מוסדיים. החברות משלמות מס אחיד (מס חברות) על כל הכנסותיהן, כולל על הכנסות מהון, והגופים המוסדיים פטורים ממס על רווחי ההון שהם מייצרים עבור לקוחותיהם – בעיקר קרנות הפנסיה, הגמל וההשתלמות.

⁶ לסדרות המק"ם והאג"ח הלא-צמודות ניתן פטור למשך שנת 2003.

במילים אחרות, הרפורמה התמקדה בנכסים הפיננסיים שהציבור מחזיק ישירות ולא בכל תיק הנכסים הפיננסיים במשק. אף על פי כן היא השפיעה גם על חלקים אחרים בתיק שכן היא הגדילה את האטרקטיביות של אפיקי ההשקעה לטווח ארוך: לא רק הפרשות הכספים אליהם פטורות כעת ממס הכנסה אלא גם רווחי ההון המתקבלים מהם.

ג. מבנה העבודה והממצאים העיקריים

בחלק א' של העבודה נבחן אמפירית כיצד השפיע מס רווחי ההון על גביית המיסים, וזאת באמצעות בדיקת השפעתו על הגורמים הקובעים את הגבייה: (א) הבסיס למס רווחי ההון, כלומר היקף הנכסים הפיננסיים שהציבור מחזיק ישירות; ו-(ב) שיעור המס בפועל – נבדוק כיצד השפיעו העלאות המס הסטטוטורי ב-2006 וב-2012 על המס האפקטיבי. שתי הבדיקות מאפשרות לקבל אינדיקציה לאופן שבו השפיעו העלאות המס על תקבולי המס משוק ההון, ועל המקום שבו מערכת המס על רווחי הון ממוקמת על עקומת לאפר (Wanniski, 1978). בחלק ב' נבחן את ההטיה ששני מסלולי המס גורמים בתמחור הנכסים הפיננסיים החייבים במס ובכדאיות של הרכב ההחזקות בהם.

מהעבודה עולה כי שיטת המסלולים משפיעה על תמחור הנכסים ומהווה שיקול משמעותי בהחלטות הנוגעות להשקעה בנכסים הפיננסיים השונים. כן עולה ממנה כי להעלאת שיעורי המס השפעה מובהקת על היקפו והרכבו של תיק הנכסים הפיננסיים בישראל: העלאות המס, ובמיוחד ההעלאה ב-2012, הפחיתו את היקף ההחזקות בנכסים פיננסיים חייבים במס והובילו להתכווצות בבסיס המס ולעלייה חלקית בלבד בשיעור המס האפקטיבי.

חלק א': השפעת הרפורמה על גביית המיסים

בלב חלק א' ניצבת השאלה כיצד השפיעה הרפורמה על גביית המס. נפתח בתיאור המדגם והנתונים לבירור השאלה (סעיף 1), בהבהרת המסגרת המתודולוגית (סעיף 2), ובהצגת השיטה האקונומטרית (סעיף 3). לאחר מכן נבחן כיצד השפיעה הרפורמה על שני הגורמים הקובעים את הגבייה: (א) בסיס המס, כלומר היקף ההחזקות הישירות בנכסים פיננסיים (סעיף 4), ו-(ב) המס האפקטיבי – נבדוק כיצד השפיעו העלאות המס הסטטוטורי שנערכו ב-2006 וב-2012 על המס האפקטיבי (סעיף 5).

(1) הנתונים והמדגם

רשויות המס רושמות את הנתונים על גביית המיסים משוק ההון תוך חלוקתה לשלושה סעיפים בלבד:

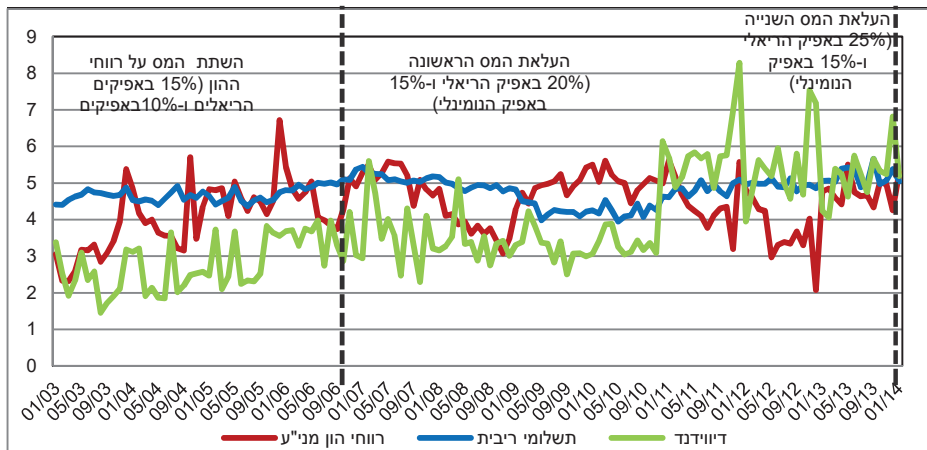
1. גביית המיסים מתשלומי הריבית – על כל סוגי הפיקדונות והחסכונות במשק; סעיף זה כולל גם גביית מיסים מתשלומי הקופונים ומאג"ח שנמכרו בניכיון (אג"ח ללא קופון או בעלות קופון נמוך מריבית השוק).
2. גביית המיסים מרווחי ההון – על כל סוגי ניירות הערך, לרבות מניות, אג"ח, נגזרים, תעודות סל וקרנות נאמנות.
3. גביית המיסים מתשלומי דיווידנד – לבעלי מניות רגילים ולבעלי מניות מהותיים (על האחרונים מוטל מס גבוה יותר).

שלושת הסעיפים מייצגים את כל המס שיחידים משלמים על החזקותיהם בנכסים פיננסיים חייבים במס⁷.

רשויות המס סיפקו למחקר זה נתונים חודשיים לתקופה שמתחילה בינואר 2003 ומסתיימת בפברואר 2014. איור 1 מציג את הנתונים לפי שלושת הסעיפים.

איור 1

גביית המס משוק ההון, נתונים חודשיים, לוג טבעי במיליוני שקלים, דצמבר 2002 עד פברואר 2014



* בחודש דצמבר 2012 נגבה מרווחי ההון סכום נמוך במיוחד. ב-2012 הוחלו לראשונה הוראות חדשות לגבי הניכוי במקור, ואלה קובעות כי ניתן לקזז הפסדים שנוצרו בסוף שנה כנגד רווחים מתחילתה. החזר המס מתבצע באופן אוטומטי על ידי חברי בורסה לאחר חישוב הרווח השנתי. במידה שיש אפוא ניירות ערך בהפסד, כדאי לממשם בסוף השנה אם במהלכה שולם מס על רווחים. ראוי לציין כי גם בדצמבר 2013 נגבה סכום נמוך יחסית לשאר חודשי השנה, אך הפעם לא נרשמו קיזוזים משמעותיים הואיל ובתחילת השנה לא חלו ירידות משמעותיות.

⁷ בפועל המוסדות הפיננסיים משלמים מס זה בשם לקוחותיהם.

מאז 1 מתברר כי אף ששיעור המס עלה בתקופת המדגם, לא ניתן לראות עלייה הן בגביית המיסים על תשלומי הריבית, נתון יציב יחסית ותלוי בשיעור הריבית, והן בגבייה על רווחי ההון, נתון תנודתי מאוד ותלוי בגורמים מקרו-כלכליים רבים⁸. אולם מכך בלבד אין להסיק שהעלאת המס לא השפיעה על הגבייה בסעיפים אלה, שכן בתקופת המדגם הושפעה הגבייה גם מהתפתחויות כלכליות משמעותיות ומהציפיות לגביהן וכן משינויים רגולטוריים משמעותיים ביותר בתחום החיסכון המוסדי. אשר להתפתחויות הכלכליות, המשבר הפיננסי שפרץ בשלהי 2007, והחריף בסוף 2008, השפיע רבות על הפעילות בישראל. בין השאר חלה ירידה חדה בריביות הנומינליות והריאליות ובפעילות הכלכלית, על רקע משבר החובות הממשלתיים בעולם ומשבר האג"ח התאגידי בארץ. המשקיעים הגיבו בהתאמה מהירה של תיקי החזקות במטרה לצמצם את הסיכונים שבהחזקת ניירות ערך. במהלך 2009, וביתר שאת ב-2010, ניכרה בישראל התאוששות מהירה יחסית, אך היא נעצרה באמצע 2011, כשמשבר החוב באירופה החריף.

אשר לשינויים הרגולטוריים, אלה כוללים בעיקר:

1. איסור למשוך כספים מקופת גמל לאחר 15 שנה, תקף לגבי הכספים שהופקדו החל מינואר 2006.
2. איסור למשוך כספים מקופת גמל בתשלום אחד. מינואר 2008 אפשר למשוך כספים רק כקצבה.
3. חוק פנסיית חובה. החוק נכנס לתוקף החל מינואר 2008

אם כן, נוסף לרפורמה השפיעו על תיק הנכסים של הציבור גם ההתפתחויות המוניטריות והפיננסיות המשמעותיות והשינויים הרגולטוריים הרבים שהתרחשו בישראל. כדי לבודד אפוא את השפעת הרפורמה על הגבייה יש להשתמש בבחינה מרובת משתנים (זיהוי אקונומטרי), כפי שנעשה להלן.

(2) המסגרת המתודולוגית⁹

המיסים הנגבים על הרווחים מפיקדונות הציבור וחסכוניות תלויים בשיעור המס ובעוד שני גורמים בסיסיים: בסיס המס (סך הכספים הצוברים ריבית) והרווח (שיעור הריבית המשולם). לעומת זאת, סך המיסים הנגבים על רווחים מנכסים פיננסיים אינו

⁸ גביית המס בגין תשלומי הדיווידנד גדלה בתקופת המדגם, וזוהי תוצאה ישירה של העלאת שיעור המס על רווחי הון, שכן היא קירבה אותו לשיעור המס על תשלומי הדיווידנד וכך צמצמה את העיוות שהתקיים בשוק קודם לכן. נושא זה חורג ממסגרת העבודה הנוכחית.

⁹ נציין כי נתוני הגבייה (המתוארים בסעיף 1) אינם מפורטים דיים לפי סוגי נכסים, ולכן לא ניתן לאמוד ישירות כיצד המס משפיע על תקבולי המס – סך הגבייה – וכך לאמוד ישירות היכן מערכת המס על רווחי הון ממוקמת על עקומת לאפר (Wanniski, 1978). עוד נציין כי עבודה זו בוחנת אך ורק את גביית המס מרווחי ההון ואינה מביאה בחשבון את ההשפעות כתוצאה מהאפשרות שהשקעות בנכסי הון יוסטו לבסיסי מס אחרים כגון השקעות לא-פיננסיות, נדל"ן וצריכה.

תלוי רק בבסיס המס (הנכסים שהציבור מחזיק ישירות) וברווח (שיעור העלייה במחיריהם) אלא גם במידת המימוש (מכירה או מכירה רעיונית): אם מחירי הנכסים עולים אך הציבור אינו מממש את הרווח, עליית המחירים אינה מתבטאת בגביית המיסים. זאת ועוד, שווי ההחזקות הישירות אינו משתנה רק כתוצאה משינוי במחירי הנכסים אלא גם כתוצאה משינוי של היקפם בערכם הנקוב (למשל הנפקת מניות ואג"ח). שינוי מהסוג השני אינו מגדיל את גביית המיסים מייד, אך התרחבות בסיס המס מגדילה את פוטנציאל גביית המס בעתיד.

אין אפוא קשר חד-חד-ערכי בין היקף ההחזקות הישירות לבין גביית המיסים על רווחי ההון, והקשר מושפע מגורמים רבים, כולל השאלה אם כדאי לממש את הרווחים שנצברו. במילים אחרות, היקף ההחזקות הישירות אינו מספק תמונה מלאה של בסיס המס, וכדי לנסות להתמודד עם שאר הגורמים יש להוסיף משתנים מסבירים למשוואת האמידה. בהקשר זה יש להעיר כי נוסף להיקף ההחזקות הישירות נעסוק גם בהרכבן: נבחן אם שינויי המיסוי הובילו לכך שכדאיות ההשקעה בנכסים הפיננסיים השונים השתנתה באופן בלתי אחיד, כלומר אחרת בכל סוג נכס¹⁰.

(3) השיטה האקונומטרית

מאחר שהשפעות המשתנים המסבירים על המשתנה המוסבר הן אנדוגניות, ונמצא כי המשתנים עצמם אינם סטציונריים¹¹, נשתמש בניתוח קואינטגרציה כדי לבדוק כיצד השפיעה העלאת המס הן על הרכב תיק הנכסים הכספיים של הציבור והן על היקפי הגבייה בפועל. בשלב הראשון נבדוק אם יש קואינטגרציה בין המשתנים במודל באמצעות בחינת השאריות של משוואת האמידה בשיטה שפיתחו Engle and Granger (1987); בשלב זה נציב את רמות המשתנים ולא את שיעורי השינוי בהם. בשלב השני נאמור את ההשפעה עצמה (ערכם של הפרמטרים בווקטור הקואינטגרציה) בשיטת הריבועים הפחותים הדינמיים (Dynamic OLS, DOLS) שפיתחו Saikkonen (1992) ו-Stock and Watson (1993). שיטה זו מוסיפה למשוואת האמידה הסטטית שנאמדה בשלב הראשון את הפרשי המשתנים המסבירים בפיגור ובהובלה¹². בהינתן שאכן יש קואינטגרציה בין המשתנים, האומדים המתקבלים בשיטת ה-DOLS יעילים אסימפטוטית. כמו כן הם נטולי הטיות ובעלי

¹⁰ מאחר ששינויי מיסוי משפיעים על כדאיות ההחזקה בנכסים פיננסיים הם משפיעים ישירות גם על מחזורי המסחר. השפעה זו לא נבחנה במחקר הנוכחי.

¹¹ מבחני שורש יחידתי (ADF ו-PP) מעידים כי לא ניתן לדחות את ההשערה שהמשתנים המסבירים והמוסברים במשוואת האמידה אינם סטציונריים.

¹² משתני הרמי מייצגים את השינויים בשיעורי המיסוי והם נכנסו למשוואת האמידה כמשתנים דטרמיניסטיים (ולא נוספו עליהם השינויים בפיגור ובהובלה). כך ניתן לבחון אם השינויים במיסוי משפיעים על המשתנה המוסבר באופן מובהק.

ערכי t שמתפלגים אסימפטוטית נורמלית, גם בנוכחות אנדוגניות ומתאם סדרתי¹³. חשוב לציין כי שיטה זו פותרת גם בעיית אנדוגניות במשוואות האומדות את הרכבו של תיק הנכסים באמצעות מחירי הנכסים, שכן הרכב התיק מתאפיין בתנודתיות נמוכה והמחירים מתאפיינים בתנודתיות גבוהה, ובמקרה כזה הפרשי המשתנים המסבירים בפיגור ובהובלה מנטרלים את האנדוגניות.

(4) כיצד השפיעה הרפורמה על הרכב תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור¹⁴

אנו נאמוד את ההחזקות הישירות בנכסים פיננסיים שונים, יחסית לאומדן התוצר (המדד המשולב למצב המשק), בעזרת משוואות מהצורה הבאה:

$$(1) \log(S_t / Y_t) = \alpha_1 + \alpha_2(@trend) + \beta_1 \log(madd_b_t) + \beta_2 \log(madd_s_t) + \beta_4 \Pi_t^{12} + \beta_5 (Rib_t) + \beta_{6-9} D_t + \beta_{10-13} (@trend) D_t + \varepsilon_t$$

כאשר:

S – ההחזקות הישירות בנכס S (כולל החזקה דרך קרנות הנאמנות);
 $madd_b$ – מדד מחירי האג"ח הנסחרות בבורסה (ממשלתיות ותאגידיות);
 $madd_s$ – המדד הכללי של מחירי המניות;
 Y – אומדן התוצר (המדד המשולב למצב המשק);
 Rib – הריבית הריאלית הקצרה;
 Π^1 – האינפלציה ב- t החודשים האחרונים;
 $@trend$ – מגמת הזמן;
 D – וקטור משתני דמי. משתני הדמי שנבחנו במשוואת האמידה כמשתנים דטרמיניסטיים:

$D2003$ – מקבל את הערך 1 בחודשי 2003, התקופה שבה הוחל בהדרגה המס על רווחי הון מנכסים פיננסיים;
 $D15$ – מקבל את הערך 1 בין ינואר 2004 לדצמבר 2005, התקופה שבה עמד שיעור המס הריאלי על 15%;
 $D20$ – מקבל את הערך 1 בין ינואר 2006 לדצמבר 2011, התקופה שבה עמד שיעור המס הריאלי על 20%;
 $D25$ – מקבל את הערך 1 בין ינואר 2012 לספטמבר 2013 (סוף המדגם), התקופה שבה עמד שיעור המס הריאלי על 25%.
 D_MM_YY – מקבל את הערך 1 רק בתאריך המסומן במשתנה.

¹³ ערכי t -ה מחושבים בשיטה זו על פי סטיית תקן שמתיישבת עם מתאם סדרתי והטרוסקרסטיות (HAC standard errors).

¹⁴ היות שמחקר זה בוחן כיצד השפיע המיסוי על תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור ולא על תיק נכסיו כולו (האחרון כולל בין היתר השקעה בנדל"ן), אין צורך להוסיף למשוואות האמידה את החזקות הציבור בנכסים לא-פיננסיים.

לוח 2

תוצאות האמידה: ההחזקות הישירות בסוגים שונים של נכסים פיננסיים,
באחוזי (אומדן ל) תוצר¹⁵, ינואר 2000 עד אפריל 2014

מזומן עו"ש ופח"ק	תוכניות חיסכון ופיקדונות	ההחזקות באג"ח סחירות בישראל	ההחזקות במניות בישראל	סך ההחזקות הישירות*	
-0.165 (-1.74)	-0.18 (-5.6)	0.17 (2.98)	1.14 (18.4)	0.29 (10.5)	מדד מחירי המניות
-0.04 (-0.07)	0.9 (5.22)	-0.14 (-0.39)	1.07 (2.7)	0.42 (2.34)	מדד מחירי האג"ח
-0.008 (-1.1)	0.0003 (0.13)	0.01 (2.3)	-0.006 (-1.3)	0 (-0.22)	האינפלציה ב-12 החודשים האחרונים
-0.066 (-5.8)	0.023 (7.07)	-0.036 (-5.25)	0.007 (0.88)	0.006 (1.88)	הריבית הריאלית לטווח קצר (לשנה)
1.3 (0.49)	-1.76 (-2.34)	-0.37 (-0.23)	-11.2 (-6.5)	-1.6 (-2.07)	C
-0.0007 (0.88)	0.0005 (0.42)	0.015 (5.17)	-0.006 (-1.8)	0.005 (3.37)	@TREND
-0.036 (-0.54)	0.0004 (0.01)	0.085 (2.07)	-0.05 (-1.1)	0.012 (0.6)	D2003
0.053 (0.55)	-0.08 (-2.9)	0.05 (0.85)	-0.26 (-4.12)	-0.16 (-5.6)	D15
0.32 (1.9)	-19 (-3.9)	-0.23 (-2.2)	-0.33 (-3)	-0.31 (-6.3)	D20
0.59 (1.7)	-0.34 (-3.5)	-1.04 (-4.94)	-0.59 (-2.6)	-0.78 (-7.6)	D25
0.007 (0.76)	-0.007 (-2.6)	0.004 (0.63)	-0.022 (-3.55)	-0.015 (-5.4)	@TREND*D2003
0.008 (2.1)	-0.005 (-4.2)	-0.011 (-5)	-0.006 (-2.36)	-0.007 (-6.3)	@TREND*D15
0.0055 (2.1)	-0.003 (-4.1)	-0.011 (-6.8)	-0.002 (-1.35)	-0.0065 (-8.5)	@TREND*D20
0.011 (3.38)	-0.006 (-6.5)	-0.013 (-6.8)	-0.002 (-0.86)	-0.0078 (-8.2)	@TREND*D25
0.98	0.94	0.99	0.988	0.987	R ²
-4.6	-6	-6.4	-6.2	-5.1	Engle-Granger tau-statistic (Value)

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

* החזקות הציבור בנכסים פיננסיים חייבים במס. נכסים אלה כוללים בין היתר מניות, אג"ח, נכסים זרים, קרנות נאמנות, תוכניות חיסכון ופיקדונות נושאי ריבית.

¹⁵ נספח 1 מציג את התוצאות המלאות של משוואות האמידה. התוצאות התקבלו מתוכנת E-Views.

תוצאות האמידה מוצגות בלוח 2. עולה מהן כי הרכב תיק הנכסים של הציבור השתנה כתוצאה מרפורמת המס שיושמה בתחילת 2003 וכתוצאה מהעלאות המס ב-2006 וב-2012.¹⁶ נמצא כי המשתנים המייצגים את שינויי המס בישראל (משתני הדמי) מובהקים ויציבים ובעלי השפעה רבה על הרכב תיק הנכסים.¹⁷ אשר למשתני הבקרה, הלוח מראה כי לריבית הריאלית הקצרה יש משקל משמעותי בהסבר הרכבו של תיק הנכסים, וכי המצרף הכולל מזומן, עו"ש ופח"ק רגיש במיוחד לריבית זו. אומנם לא נמצא כי היא השפיעה במובהק על כל אחד מהנכסים בנפרד, אך שווי החזקות הציבור בסך הנכסים הפיננסיים החייבים במס עולה במובהק עם עלייתה. איור 2 מתבסס על לוח 2, והוא מראה כי לאחר העלאת המס הפחית הציבור את החזקותיו הישירות בנכסים פיננסיים חייבים במס. מעניין לראות כי ב-2003, השנה שבה החלו להחיל את הרפורמה על כל הנכסים למעט אג"ח שקליות ומק"ם, הפחית הציבור ב-5% את החזקותיו במניות והגדיל באותו שיעור את החזקותיו באג"ח. בתחום הפיקדונות והחסכונות ניכר בתחילת הרפורמה שינוי איטי אך ממושך מכיוון שמצרף זה אינו סחיר. יש לזכור כי בניגוד לנכסים פיננסיים סחירים, בתחום החסכונות והפיקדונות אי-אפשר לקזז הפסדי הון מרווחי הון על נכסים אחרים ואי-אפשר לקבוע מתי ימומשו הרווחים; לפיכך סביר שהחלת המיסוי והעלאתו במשך השנים השפיעו מאוד על בחירת הציבור בין שתי החלופות – חסכונות ופיקדונות לעומת החזקות ישירות באג"ח ומק"ם.

ההחזקה הישירה בנכסים פיננסיים חייבים במס איבדה אפוא מכדאיותה, והדבר התבטא בין השאר בעלייה ניכרת של היקף ההחזקות במצרף הכולל מזומן, עו"ש ופח"ק.¹⁸ אומנם בתחילת הרפורמה הושפע המצרף מהמיסוי רק במידה מועטה, אך השפעתו גברה במהלך השנים; לאחר העלאת המס האחרונה (ב-2012) התגברה ההשפעה במהירות, ובסוף תקופת המדגם הגיעה לרמה גבוהה במיוחד.

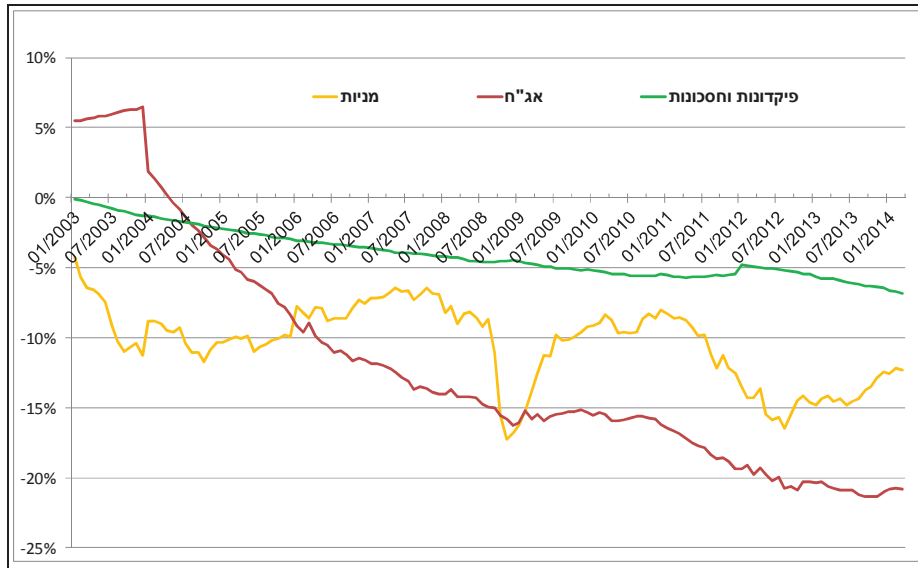
¹⁶ לאחר בקרה על מגוון גורמים אקסוגניים שמתבטאים במחירי הנכסים הפיננסיים – האינפלציה, הריבית במשק ורמת הפעילות (המדד המשולב למצב המשק). בחנו עוד משתנים אקסוגניים, כגון מדדי מניות בחו"ל ומחירי הדירות בישראל, אך לא מצאנו כי הם מובהקים ובעלי כוח הסבר במשוואות האמידה. ייתכן כי הדבר נובע מכך שמחירי המניות בחו"ל מתואמים מאוד עם מחירי המניות בישראל ומחירי הדירות בישראל מתואמים מאוד עם הריבית הריאלית.

¹⁷ את שינויי המס מייצגים שני סוגים של משתנה דמי, חותך ומגמה, והם מאפשרים לשינויי המיסוי להשפיע בשני ממדים אלה – בו-זמנית ועל פני זמן. נמצא כי לאורך כל התקופה משתנה המגמה (כלומר ללא משתני הדמי המייצגים את השינויים ברפורמת המס) אינו מובהק בספציפיקציות השונות.

¹⁸ הפח"ק הושפע במובהק ובמידה הרבה ביותר, העו"ש הושפע במובהק אך במידה פחותה, והמזומן לא הושפע במובהק.

איור 2

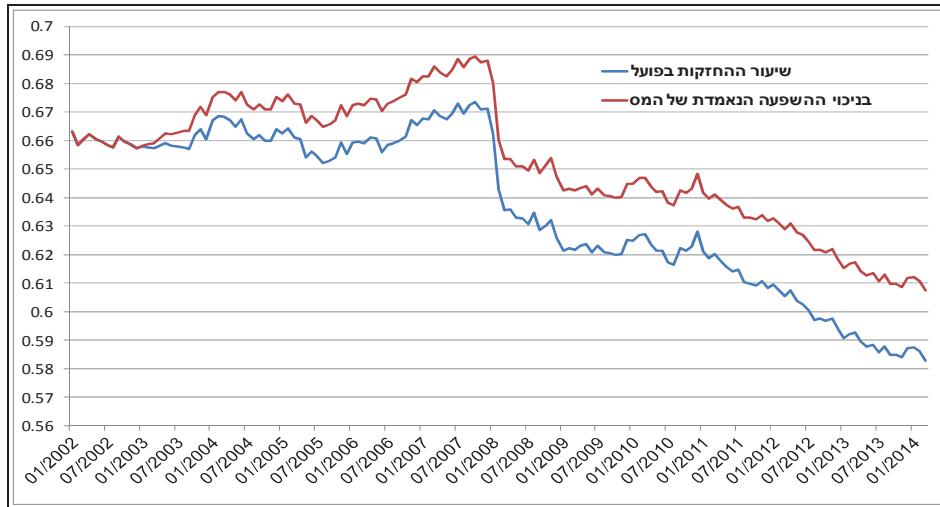
תוצאות האמידה: השפעת המיסוי על שיעור ההחזקות הישירות בנכסים השונים, שיעור השינוי המצטבר, 2003 עד 2014



הרפורמה במיסוי שוק ההון והעלאות המס שנערכו ב-2006 וב-2012 השפיעו על כלל ההחזקות הישירות¹⁹. איור 3 מתבסס על לוח 2, והוא מראה שבשנים האחרונות, ובמיוחד לאחר ההעלאה ב-2012, חלה האצה מסוימת בירידה בהיקפן של החזקות אלה. אומנם ייתכן שהירידה נבעה גם מהשינויים הרגולטוריים שנערכו בתקופת המדגם בתחום החיסכון המוסדי, שכן אלה צפויים להגדיל את ההחזקות באמצעות המשקיעים המוסדיים. אולם האמידה בעבודה זו מעלה כי ההחזקות הישירות ירדו עוד לפני השינויים הרגולטוריים וכי הירידה התגברה עם העלאות המס, ולכן אי-אפשר להתעלם מהשפעת המיסוי על היקפו והרכבו של תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור.

¹⁹ החלופות המקובלות להחזקה ישירה הן (1) חיסכון באמצעות המשקיעים המוסדיים, גופים פטורים ממס, ו-(2) השקעות באפיקים אחרים, כגון נדל"ן.

איור 3

תוצאות האמידה: הנתח שהחזקות הישירות תופסות בתיק הנכסים הפיננסיים של הציבור¹ 2002 עד 2014

¹ לפי החישוב של בנק ישראל, תיק זה אינו כולל את הממשלה, את בנק ישראל, ואת ההשקעות של תושבי חוץ ושל הבנקים המסחריים והבנקים למשכנתאות.

ראינו אפוא שהרפורמה הפחיתה את כדאיות ההחזקה בנכסים פיננסיים חייבים במס. בסעיף הבא נבדוק אם העלאות המיסים שנערכו בהינתן השינוי בבסיס המס העלו את שיעור המס האפקטיבי (השיעור ששולם בפועל).

(5) כיצד השפיעו העלאות המס ב-2006 וב-2012 על השיעור האפקטיבי של גביית המס

גביית המס אינה נקבעת רק לפי שיעורי המס הסטטוטורי והיקף ההחזקות בנכסים פיננסיים חייבים במס (בסיס המס), אלא גם לפי המידה שבה כדאי להתחמק מתשלומי המס באמצעות תכנוני מס²⁰. על כן עקומת לאפר מנבאת כי עלייה בשיעור המס הסטטוטורי תגדיל את שיעור הגבייה אך גם את תכנוני המס, ועם העלייה בשיעור המס הסטטוטורי תפחת השפעתו על הגבייה. כיוון שהנתונים על הגבייה מהרווחים המתקבלים ממימוש נכסים פיננסיים מתייחסים לנכסים מסוגים רבים, אין זה פשוט לבחון את שיעור הגבייה. יתרה מכך, שיעור גביית המס מהרווחים שנצברו ממימוש נכסים פיננסיים אינו תלוי רק בהרכבו של בסיס המס ובשיעור עלייתו, אלא גם במידה

²⁰ כדוגמת אלה שמתאר חלק ב' של העבודה.

שבה כדאי לממש את הנכסים – להבדיל מגביית המס מהתשלומים שהתקבלו מפיקדונות וחסכונות. לכן נאמוד רק את שיעור הגבייה מהרווחים שהתקבלו מפיקדונות וחסכונות (וכן מתשלומי קופונים ומרכישת אג"ח בניכיון), על פי המשוואה הבאה²¹:

$$(2) \log\left(\frac{tax_int_t}{S2_t}\right) = \alpha + \beta_1 ribR1_t + \beta_2 \Pi_t^{24} + \beta_3 \log(@trend) + \beta_4 \log(@trend)D20 + \beta_5 \log(@trend)D25 + \varepsilon_t$$

כאשר:

tax_int – גביית המס מפיקדונות וחסכונות;
 $S2$ – תוכניות החיסכון והפיקדונות הנושאים ריבית;
 $ribR1$ – התשואה הריאלית לשנה מעקום האפס;
 Π – האינפלציה ב- t החודשים האחרונים;
 $@trend$ – מגמת הזמן;
 $D20$ – משתנה דמי שמקבל את הערך 1 בין ינואר 2006 לדצמבר 2011, תקופה שבה שיעור המס הריאלי עמד על 20%;
 $D25$ – משתנה דמי שמקבל את הערך 1 בין ינואר 2012 לספטמבר 2013 (סוף תקופת המדגם), תקופה שבה שיעור המס הריאלי עמד על 25%.

נספח 2 מציג את תוצאות האמידה. בנוגע למשתני הבקרה התוצאות מראות כי יש מתאם חיובי בין הריבית הריאלית לשנה לבין השיעור האפקטיבי של המס על החסכונות והפיקדונות²². שיעור הריבית במשוואה (2) משקף את אחוזי הרווח על הפיקדונות והחסכונות, ולכן נצפה כי עלייתו תרחיב את הגבייה. בישראל יש זכור שני מסלולי מס ליחידים – נומינלי וריאלי – ולכן מעניין לבדוק גם איזו ריבית מיטיבה להסביר את שיעור הגבייה. מאמידה של ספציפיקציות שונות עולה כי הריבית הריאלית הקצרה והאינפלציה בפועל משפיעות באופן מובהק על נתוני הגבייה, ואילו הריבית הנומינלית אינה מוסיפה לכוח ההסבר. ייתכן שתוכניות החיסכון (אלה צמודות למדד) מושפעות מהכדאיות הכלכלית יותר מאשר הפיקדונות (אלה אינם צמודים למדד בדרך כלל).

²¹ הציבור כמעט אינו מחזיק אג"ח באופן ישיר אלא דרך קרנות נאמנות או תעודות סל, ולכן ניתן לייחס את מרבית הגבייה מתשלומי הריבית לתוכניות חיסכון ולפיקדונות נושאי ריבית.

²² באמידה השתמשנו בכמה ריביות, כולל ריביות לתקופות שונות ובהצמודות שונות. כמו כן בחנו אם הריבית משפיעה באופן בלתי ליניארי. מצאנו כי הריבית הריאלית לשנה, ללא תוספת ריביות לתקופות אחרות, מהווה את האינדיקטור הטוב ביותר במשוואה (2).

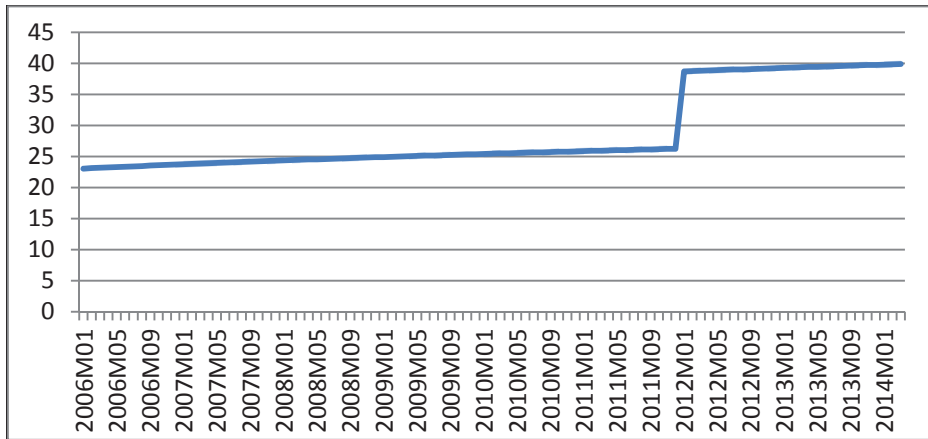
אשר למשתנים המייצגים את העלאות המס ב-2006 וב-2012, התוצאות המוצגות בנספח 2 ובאיור 4 מלמדות בעיקר שכפופי, העלאה בשיעור המס אומנם מעלה את שיעור הגבייה אך במידה פחותה; כל העלאה של שיעור המס הסטטוטורי הריאלי (33%-ו-25%) העלתה את המס האפקטיבי באופן חלקי בלבד (כ-26%-ו-14%)²³. תוצאה זו אולי נובעת מגידול בכדאיות הגלומה בתכנון מס – בין היתר באמצעות בקשות להקלות במס שמגישים אזרחים ותיקים. נציין כי תכנון המס פשוט יותר כשמדובר ברווחים מנכסים פיננסיים סחירים, שכן במקרים אלה המחזיקים נהנים מהגמישות הרבה ביותר בנוגע לעיתוי המימוש של הרווחים או ההפסדים.

איור 4

שיעור השינוי בשיעור המס האפקטיבי על רווחים מתוכניות חיסכון ופיקדונות,

דצמבר 2005 עד דצמבר 2013

אחוזים



איור זה מציג כיצד עלייה בשיעור המס הסטטוטורי (באחוזים מתוך שיעור המס בתקופה הקודמת) משפיעה על שיעור המס האפקטיבי – היינו תקבולי המס מהרווחים שמניבים פיקדונות הציבור וחסכונותיו יחסית לסך הפיקדונות והחסכונות. השפעה זו מחושבת על בסיס משוואה (2) בנספח 2. למשל, ב-2006 הועלה שיעור המס הסטטוטורי הריאלי ב-33% (מ-15% ל-20%), וצעד זה העלה את שיעור המס האפקטיבי ב-26%; ב-2012 הועלה שיעור המס הסטטוטורי הריאלי ב-25% (מ-20% ל-25%), וצעד זה העלה את שיעור המס האפקטיבי בעוד 14%. מרבית העלייה בשיעור המס האפקטיבי מתקבלת במשוואת האמידה באופן מיידי, אך חלק זעום ממנה מופיע במשך הזמן, ככל הנראה משום שקיימים פיקדונות וחסכונות ארוכי טווח ואלה אינם מושפעים בהכרח באופן מיידי. התוצאות המלאות של משוואה (2) מופיעות בנספח 2.

חלק ב': כיצד השפיעו מסלולי המס על תמחור הנכסים

חלק זה נועד להראות כי שיטת המסלולים מובילה לכך שתמחור הנכסים אינו מושפע רק משיקולים כלכליים אלא גם משיקולי מיסוי.

²³ עוד נציין כי האינטראקציה בין הריבית לשינויים במס אינה מוסיפה במובהק לכוח ההסבר של המשוואה.

(1) המיסוי במסלולים הצמוד והלא-צמוד

אם לנכסים פיננסיים תחליפיים יש מסלולי מס שונים, הדבר עלול להשפיע מאוד על כדאיות ההשקעה בהם וכתוצאה מכך – על התפתחות מחיריהם. כאשר המס על הכנסות מאג"ח צמודה למדד (לא-צמודה) עומד על 25% מהרווח הריאלי (15% מהרווח הנומינלי), המחזיקים ישלמו על שתיהן אותו מס רק בצירופי ריביות מסוימים מאוד. בצירופים אחרים ישמשו הבדלי המס שיקול בהחלטה אם להשקיע בנכסים אלו, ועל כן חשוב להבין את עוצמת השפעתם על תמחור הנכסים. בלוח 3 ניתן לראות כמה 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 (Break Even Inflation), המשווה בין התשואות הנומינליות והריאליות הן בברוטו והן בנטו.

לוח 3

**דוגמאות לצירופים של התשואות הריאלית והנומינלית
(התשואה השנתית ברוטו ונטו, באחוזים)**

הדוגמה	התשואה הריאלית על אג"ח צמודה למדד		התשואה הנומינלית על אג"ח לא-צמודה		נקודת האיזון האינפלציונית ¹	
	נטו	ברוטו	נטו	ברוטו	נטו	ברוטו
א'	0	0	2	2.35	2.0	2.35
ב'	-1 ²	-1	1	1.18	2.0	2.18
ג'	1	1.33	1	1.18	0	-0.16
ד'	2.25	3	4.25	5	2.0	2.0

¹ Break Even Inflation – הפער בין התשואה הנומינלית לתשואה הריאלית.

² כאשר נוצר הפסד ריאלי (הפסד שאינו נובע מהפסד נומינלי אלא מעלייה גבוהה יחסית של מדד המחירים לצרכן), לא ניתן לקזזו מרווחים אחרים בתיק ההחזקות (הוא אינו משמש מגן מס).

הלוח מראה כי למסלולי המיסוי השפעה בלתי מבוטלת, במיוחד כשהריבית הריאלית קרובה לאפס; במקרה זה אין משלמים מס על אג"ח צמודה ואילו על הרווח הנומינלי מאג"ח לא-צמודה משלמים מס. כשהריבית הריאלית אפסית, ובהנחה שציפיות האינפלציה נמצאות באמצע היעד (2%), הריבית הנומינלית ברוטו עומדת על 2.35% – פיצוי של 35 נקודות בסיס על תשלומי המיסים, שאינם מוטלים על החזקות ריאליות²⁴. שיקולים אלה מגדילים את הכדאיות הגלומה בהחזקת אג"ח צמודה. יתר על כן, כשציפיות האינפלציה אינן מתממשות והאינפלציה בפועל שונה מ-2%, תשלומי המס נשארים בעינם אך יש שינוי ביחס בין הרווחים/ההכנסות נטו

²⁴ לשם הפשטות הנחנו שאין פרמיית סיכון אינפלציוני ואין פערים בפרמיות הנזילות בין הריביות הנומינלית לריאלית.

מאג"ח צמודה לבין הרווחים/ ההכנסות נטו מאג"ח לא-צמודה. למשל, אם האינפלציה בתקופת החזקה עמדה בפועל על 3%, הרווח הריאלי על החזקת אג"ח צמודה יישאר אפסי, אך הרווח הריאלי על החזקת אג"ח לא-צמודה יהפוך לשלילי, אף שתשלום המס יישאר בעינו.

חשוב להציג גם את שיווי המשקל על פי ועדת טרכטנברג, גוף שהמליץ להעלות את שיעור המס על האפיק הריאלי ולהותיר בעינו את המס על האפיק הנומינלי. כפי שמראה דוגמה ד', כאשר הריבית הריאלית ברוטו עומדת על 3%, והריבית הנומינלית ברוטו עומדת על 5% (בהנחה שהאינפלציה עומדת על 2%), תשלומי המס על שתי החזקות שווים, ולכן גם נקודת האיזון האינפלציוני המתקבלת מפער תשואות הנטו קרובה ל-2.0%. אולם בכל צירוף ריביות אחר ייווצר הבדל בין תשלומי המס, ויתקבל פער בין נקודת האיזון האינפלציוני ברוטו לנקודת האיזון האינפלציוני נטו. חשוב לזכור כי הריבית הריאלית יכולה וצריכה להשתנות על פני זמן, בין היתר בהתאם למדיניות המוניטרית שהבנק המרכזי נוקט במהלך מחזור העסקים. ככל שהריבית הריאלית נמוכה/ גבוהה מריבית שיווי המשקל שהוועדה קבעה, ההטיה בנקודת האיזון האינפלציוני תהיה חיובית/ שלילית יותר.

יש להניח כי בפועל ההטיות שתוארו לעיל מתקזזות באמצעות המשקיעים המשלמים מס אחיד על כל רווחיהם או המשקיעים הפטורים ממס על רווחים משוק ההון. עם זאת אין להתעלם מההשפעה של שני מסלולי המס על המשקיעים הפרטיים; גם אם ציבור זה אינו המשקיע השולי בשוק, והוא אינו זה שקובע את המחירים, כדאיות ההשקעה בעיניו משתנה מאוד על פני זמן ובצירופים שונים של ריביות/ תשואות ושיעור האינפלציה.

כדי לחשב באופן כללי את גודל ההטיה הקיימת כיום בנקודת האיזון האינפלציוני כתוצאה ממסלולי המס, נשתמש במשוואה הבאה:

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

כאשר:

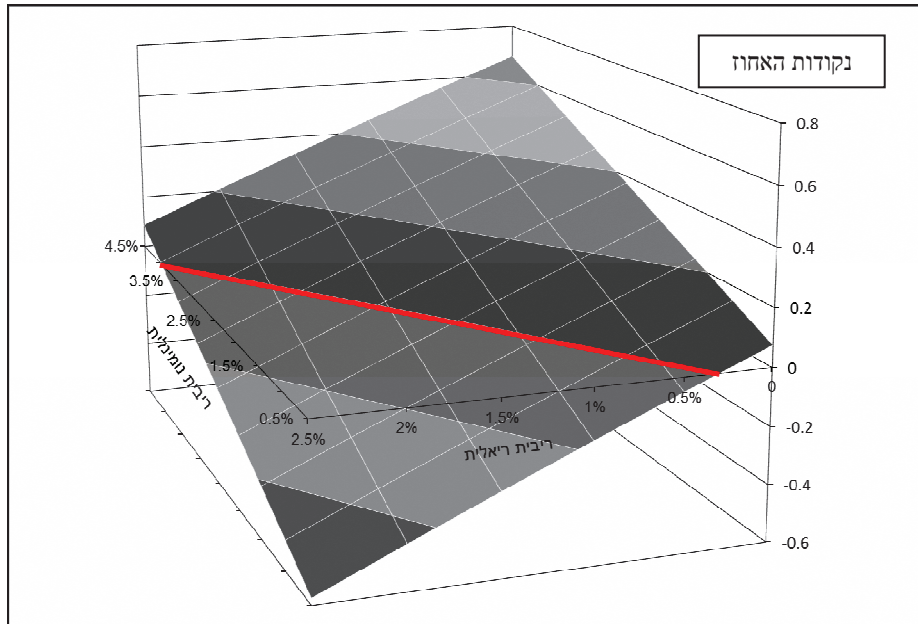
N_i – התשואה הנומינלית ביום i ;

R_i – התשואה הריאלית ביום i ;

$BEI - T_i$ – ההטיה בנקודת האיזון האינפלציוני ביום מסחר i . הטיה זו נובעת מכך שבישראל יש למשקיעים הפרטיים שני מסלולי מס שונים.

איור 5 מראה שבצירופים שונים של ריבית ריאלית וריבית נומינלית עשויה להתקבל הטיה גדולה של נקודת האיזון האינפלציוני. זו הולכת וגדלה ככל שהריבית הריאלית מתרחקת מהריבית שנקבעה כריבית שיווי המשקל, ובהנחה שהציפיות לאינפלציה נמצאות במרכז יעד האינפלציה.

איור 5
ההטיה בנקודת האיזון האינפלציוני כתוצאה מההבדל בשיעורי המס המושת
על האג"ח הצמודות והלא-צמודות¹



¹ ההטיה בנקודת האיזון האינפלציוני שווה לפער בין האומדן המתקבל מחישוב התשואות ברוטו לבין האומדן המתקבל מחישוב נטו. הקו האדום מסמן את צירופי הריביות/ התשואות שבהם אין הטיה בנקודת האיזון.

בעיה נוספת במיסוי ריאלי נעוצה בחישוב הרווח הריאלי לצורכי מס – ההתאמה לאינפלציה. הרווח המותאם לאינפלציה מחושב על פי המדד האחרון הידוע. לכן כאשר משקיע קונה נכס פיננסי ב-15 בחודש (רגע לפני פרסום המדד) ומוכר אותו למחרת (לאחר פרסום המדד), הוא משלם מס מותאם למדד שהתפרסם אף כי החזיק את הנכס רק יום אחד, ואפילו לא בחודש שהנתון חושב לגביו. יתר על כן, ייתכן כי משקיע שסוחר בנכסיו בתדירות גבוהה יחזיק נכס פיננסי לסירוגין במהלך תקופה ארוכה בממוצע, ובכל זאת לא יקבל התאמה מלאה לאינפלציה. משקיע כזה עלול לשלם מס ששיעורו הנומינלי מגיע עד 25% – מעל לשיעור שנקבע. לכן המשקיע באג"ח צמודות ובנכסים אחרים, כדוגמת מניות וקרנות נאמנות, יגדיל (יצמצם) את החזקותיו סביב מועדי פרסום המדדים שבהם חל שינוי חיובי (שלילי) לעומת החודש הקודם כדי לקבל את ההתאמה לאינפלציה (להתחמק מההתאמה). כך הרווח המותאם יקטן, תשלומי המס יקטנו בהתאם, והרווח הנומינלי נטו יגדל. מצב זה עלול ליצור קשר חזק בין כדאיות ההשקעה לבין עיתוי פרסומם של מדדי המחירים. כאשר בודקים את היקפיו של מחזור המסחר במניות לפני הרפורמה ואחריה, מוצאים כי הוא אכן

מושפע מעיתוי זה: לאחר (לפני) הרפורמה המחזור גדל ב-16% (קטן ב-7.5%) ביום המסחר שקודם לפרסום המדד (לוח 4)^{25, 26}. הגידול לאחר הרפורמה בולט במיוחד על רקע הירידה לפני (ירידה הנובעת מעלייה בחוסר הוודאות לפני פרסום המדד).

לוח 4

השפעת המיסוי הריאלי על מחזורי המסחר במניות

המשתנה המוסבר – הלוג הטבעי של מחזור המניות היומי בערך נקוב¹

המשתנים המסבירים	לפני הרפורמה אוגוסט 1995 עד דצמבר 2002	לאחר הרפורמה ² ינואר 2011 עד נובמבר 2013
משתנה דמי ליום המסחר שלפני פרסום המדד D_PUBLICATION(1)	-0.075 (-1.93)	0.16 (2.4)
משתנה דמי ליום המסחר שלאחר פרסום המדד D_PUBLICATION	0.06 (0.16)	-0.09 (-1.37)
משתנה דמי ליום המסחר השני שלאחר הפרסום 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)
C – הקבוע	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

¹ המספרים בסוגריים מציינים את ערכי ה-t הסטטיסטי של המקדמים הנאמדים.

² כזכור הרפורמה במס יושמה בהדרגה החל מינואר 2003. צמצמנו את תקופת המדגם לאחר הרפורמה (היא מתחילה רק בשנת 2011) כדי להדגיש את ההבדלים בין התקופה שלפני הרפורמה לתקופה שבה היא הוחלה במלואה ושיעור המס גבוה יחסית. אמידת משוואה זו בתקופה הראשונה שלאחר הרפורמה מניבה תוצאה דומה אך פחות חזקה ומובהקת.

²⁵ התמקדנו במניות משום שמחירי האג"ח, במיוחד אג"ח צמודות למדד, מושפעים ישירות מהמדד עצמו ועל כן סביר למצוא השפעה מסוימת גם על מחזורי המסחר בהן. מחירי המניות, לעומת זאת, מושפעים מהמדד במידה פחותה ורק בעקיפין, ולכן אין מקום לצפות כי עיתוי פרסומו ישפיע עליהן במובהק אלא אם שיטת המיסוי משפיעה במובהק על עיתוי המסחר.

²⁶ מחזורי המסחר שבים ויורדים בתוך כמה ימים, החל מהיום השני לאחר הפרסום; כאשר אומדים את המשוואה ללא תהליך אוטו-רגרסיבי מקבלים תוצאה זו באופן מפורש, אך עם קתאם סדרתי גבוה בשאריות. כאשר בוחנים אם שינוי חיובי במדד המחירים משפיע אחרת משינוי שלילי, מוצאים שאין הבדל בין המקרים: בשניהם המחזורים גדלים באותו שיעור בשני ימי המסחר סביב הפרסום.

(2) המיסוי על רווחים מנכסים זרים ועל נכסים נומינליים

בין השקעות בש"ח להשקעות בנכסים נקובים במט"ח יש הבדל בבסיס ההצמדה, ושיטת המיסוי הקיימת מייצרת תמריצים בלתי רצויים מבחינת התנודתיות בשער החליפין והיציבות הפיננסית: כאשר צפוי פיחות (ייסוף) בשקל היא מגדילה (מקטינה) את התמריץ להשקיע בחו"ל וכך תורמת להאצת הפיחות (הייסוף). הבעייתיות מתעצמת כשהשקל מפוחת או מיוסף בשיעורים חדים ומדובר במגמה ארוכת טווח; במצבים כאלה שיטת המיסוי הקיימת מונעת מהמשקיעים לפזר את השקעותיהם באופן יעיל למשק. לוח 5 ממחיש זאת. הלוח כולל מבחר שיעורי שינוי בשער החליפין ומשווה בין (א) התשואה נטו, במונחים נומינליים שקליים, על החזקת נכסים זרים בשיטת המיסוי הקיימת לבין (ב) התשואה נטו המקבילה בשיטת מיסוי נומינלי אחיד ששיעורו 20%.

לוח 5**התשואות ברוטו ונטו על פי שתי שיטות מיסוי: המיסוי הקיים לעומת****מיסוי נומינלי אחיד****(אחוזים)**

התשואה נטו במונחים נומינליים שקליים, מיסוי נומינלי אחיד ²	התשואה נטו במונחים נומינליים שקליים, המיסוי הקיים ¹	התשואה ברוטו במונחים נומינליים שקליים	התשואה ברוטו במונחי מטבע ההשקעה	השינוי בשער החליפין	
10.4	11	13	8	5	1
0.75	-0.5	1	6	-5	2
0	-2	0	8	-8	3
3.2	4	4	-4	8	4
5.2	6.375	6.5	0.5	6	5
-5.5	-5.625	-5.5	0.5	-6	6

¹ במצב הקיים השקעה במניות זרות ממוסה לפי הרווחים במטבע שבו הן נקובות.

² לצורך הדוגמה הנחנו כי המס עומד על 20%.

כפי שמראה הלוח, שיטת המיסוי הנוכחית יוצרת עיוות בתמריצי ההשקעה. לשם המחשה, במצבים 2 ו-3 חל מיסוי על הרווחים מהשקעה, אך בשל הייסוף שהתרחש בתקופת ההשקעה, במונחים נומינליים שקליים התשואה נטו שלילית; במילים אחרות, התשואה הכוללת על ההשקעה שלילית ועדיין משולם מס בגינה. מצב זה מקטין את התמריץ להשקיע בנכסים זרים למרות עליית מחירי הנכסים שם. לעומת זאת במצב עולם 1 חל מיסוי רק על התשואה במונחי מטבע ההשקעה, אך בעקבות הפיחות שהתרחש בתקופת ההשקעה, במונחים נומינליים שקליים התשואה נטו גבוהה יחסית. מצב זה מגדיל את כדאיות ההשקעה בנכסים זרים וכך מגביר את הלחצים להמשך הפיחות. במצבים 5 ו-6 מוצגת השקעה באג"ח, מכשירים שמניבים

בדרך כלל שיעור רווח קטן יחסית וכדאיות ההשקעה בהם תלויה מאוד בהתפתחות שער החליפין. גם במצבי עולם אלו נראה כי תנודתיות הרווח וההפסד בשיטת המיסוי הנוכחית גבוהה מהתנודתיות בשיטת המיסוי הנומינלי.

מיסוי נומינלי אחיד אינו מעוות את תמריצי ההשקעה, אולם נוסף לכך הוא גם מאפשר לקזז הפסדים בנייר ערך אחד מרווחים בנייר ערך אחר. לשם המחשה נתבונן במצבים 3 ו-6: הנכס הניב רווח במטבע שהוא נקוב בו והפסד במונחים נומינליים שקליים, אך אי-אפשר לקזז את ההפסד מרווחים מהשקעות אחרות, כלומר הרווחים אינם משמשים מגן מס. הוא הדין בהפסד ריאלי שלא נבע מהפסד נומינלי. במצבים אלו המס האפקטיבי על תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור גבוה מהמס הסטטוטורי, והוא מתמרץ את הציבור להתחשב עוד יותר בשיקולי מיסוי בהחלטות ההשקעה. לעומת זאת, כשהמיסוי נומינלי ואחיד אפשר לקזז הפסדים מרווחים על נכסים אחרים.

(3) קרנות הנאמנות כתחליף להשקעה ישירה באג"ח

משקי הבית בישראל משקיעים בנכסים פיננסיים בעיקר דרך קרנות הנאמנות (בשנת 2013 עמד שוויין על כ-220 מיליארדי ש"ח, וסכום זה מפוזר בכ-1,240 קרנות שמאפשרות לציבור להשקיע את כספו באפיקים מגוונים)²⁷. חלק מהקרנות מאפשרות למשקיע לקבל תשואה עודפת על השקעה ישירה בסדרות המק"ם או האג"ח הלא-צמודות. קרנות אלה נקראות "כספיות" ובמצבים מסוימים מסלולי המיסוי השונים יוצרים להן יתרון: כשמשקיע פרטי רוכש מק"ם הוא משלם מס בגובה 15% על הרווח הנומינלי. לעומת זאת, כשהוא רוכש קרן נאמנות פטורה הוא משלם מס בגובה 25% על הרווח הריאלי. כאשר סביבת האינפלציה עומדת על כ-2% ותשואת המק"ם לשנה עומדת על 2.5%, משולם מס בגובה 25% על רווח ריאלי בגובה 0.5% (כלומר 0.125% בהחזקה דרך קרן נאמנות, לעומת מס בגובה 15% על רווח נומינלי בגובה 2.5% (0.375%) בהחזקה ישירה. מכאן שגם לאחר ניכוי דמי הניהול (שיעורם אינו עולה על 0.25% ולרוב הוא נמוך משמעותית), ההשקעה בקרן נאמנות עדיפה על פני השקעה ישירה במק"ם. במצב הפוך, כאשר סביבת האינפלציה נמוכה והריבית הריאלית גבוהה יחסית, השקעה ישירה במק"ם עדיפה על השקעה בקרן נאמנות. חשוב לזכור כי כשמדובר בנכסים פיננסיים סולידיים, תשואה עודפת, אפילו זעומה, יכולה לשאת משמעות רבה מנקודת מבטו של המשקיע. על כן שיטת המסלולים

²⁷ הרפורמה מבחינה בין שני סוגים של קרנות נאמנות: קרן חייבת במס וקרן פטורה ממס. בקרן פטורה המס חל רק על בעל הקרן בעת מימושה והוא עומד על 25% מהרווח הריאלי שנצבר. קרן מסוג זה מתאימה גם למשקיעים מוסדיים, גופים פטורים ממס על רווחים בשוק ההון. בקרן חייבת המס חל רק על הקרן והוא משולם מתוך הקרן עצמה, על כל נייר ערך, לפי שיעור המס שנקבע לאותו נייר ערך בחוק ובכפיפות לבסיס ההצמדה המתאים לו. הקרנות החייבות מחזיקות רק כ-3% מהיקף הנכסים של כלל הקרנות במשק.

מייצרת תמריצים לשינוי ההחזקות בנכסים פיננסיים ופוגעת ביעילות הפיזור של תיק הנכסים של הציבור.

הקרנות הכספיות אינן משמשות חלופה טובה רק להשקעה ישירה במק"ם ובאג"ח לא-צמודות אלא גם להשקעה בפק"ם. משקיע שמפקיד את כספו בפק"ם משלם מס בגובה 15% על הרווח הנומינלי, בדומה למס על הרווח הנומינלי מהחזקה ישירה במק"ם, אך נוסף על כך אין לו אפשרות להפוך את רווחיו למגן מס בשעה שבקרנות הכספיות יש אפשרות כזו.

2. סיכום

מסלולי מס שונים לנכסים פיננסיים תחליפיים משפיעים רבות על כדאיות ההשקעה בהם, וכתוצאה מכך – על התפתחות מחיריהם. בפירוט, מסלולים נומינלי וריאלי מעוותים את כדאיות ההשקעה בנכסים צמודים ולא-צמודים למדד בהתאם להתפתחות האינפלציה, שכן זו מקנה לשיקולי מס משקל משמעותי בהחלטות ההשקעה. נמצא כי ההבדל הקיים בין השקעות בנכסים זרים ומקומיים מבחינת בסיס ההצמדה של המיסוי מייצר אף הוא תמריצי השקעה שנובעים משיקולי מיסוי. תמריצים אלו פועלים בכיוון הפוך מזה שרצוי למשק מבחינת התנודתיות של שער החליפין והיציבות הפיננסית. עוד נמצא כי מאז החלת הרפורמה העיתוי של פרסום מדדי המחירים לצרכן משפיע על היקפי המסחר בנכסים פיננסיים, ופירוש הדבר שלמס יש השפעה חזקה על החלטות פיננסיות ועיוותן. היות שמסלולי המס ממלאים תפקיד מרכזי בהחלטות שהציבור מקבל לגבי השקעותיו, הם פוגעים ביעילות פיזורן. בספרות המקצועית מהשנים האחרונות שוררת הסכמה שיש מקום לגבות מיחדים מס על רווחי הון, אך אין הסכמה על היקפו האופטימלי עקב הטווח הרחב של האומדנים לגמישות החיסכון ביחס להכנסה ולהכנסה העתידית. על רקע אתגר זה בחנו אמפירית כיצד השפיעו העלאות המס המוטל על שוק ההון בישראל הן על הרכב תיק הנכסים של הציבור והן על סך המס שהממשלה גבתה משוק זה. הממצאים מלמדים כי ההעלאות, ובמיוחד ההעלאה ב-2012, השפיעו רבות על הרכב – הקטינו את ההחזקות הישירות בנכסים פיננסיים ובתוכניות חיסכון, הגדילו במובהק את ההחזקה במצרף הכולל מזומן, עו"ש ופח"ק, ויצרו השפעה שלילית חזקה על סך ההחזקות הישירות. אשר לגבייה, שיעור המס האפקטיבי אומנם גדל אך פחות משיעור המס הסטטוטורי, והדבר מלמד כי תכנוני המס התרחבו. ממצאי מחקר זה מלמדים על כן כי מערכת המס על רווחי הון מצויה בחלק העולה של עקומת לאפר אך בשיפוע שהגדיל רק באופן חלקי את היקף הגבייה עם העלאת המס האחרונה. הפגיעה ביעילות הפיזור של תיק הנכסים של הציבור, ועימה האינדיקציה להתרחבותם של תכנוני המס, מעוררות חשש שמבנה המס הנוכחי – מסלולי המס ושיעור המס לאחר ההעלאה ב-2012 – אינו אופטימלי.

נספח 1 : התפתחות החזקותיו הישירות של הציבור בנכסים החייבים במס : תוצאות האמידה²⁸

Dependent Variable: LOG((S4)/MDD_MESHULAV_L)				
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)	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.				

²⁸ אמדנו את המשוואות בפיגור ובהובלה של תקופה אחת בלבד כיוון שכאשר הוספנו תקופות לא מצאנו הבדלים משמעותיים במקדמי המשתנים המסבירים, וכיוון שהוספתן מקטינה את מספר דרגות החופש בתהליך האמידה.

Dependent Variable: LOG((S3)/MDD_MESHULAV_L)

Method: Dynamic Least Squares (DOLS)

Date: 06/04/15 Time: 14:33

Sample (adjusted): 2000M03 2014M04

אג"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

תוכניות חיטוכן 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 TD25Cointegrating 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, ער"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)

Method: Dynamic Least Squares (DOLS)

Sample (adjusted): 2000M03 2014M04

Included observations: 170 after adjustments

סך ההחזקות הישירות
בנכסים פיננסיים חייבים במס

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 – פיקדונות ותוכניות חיסכון
- S3 – אג"ח
- S4 – מניות
- S10 – סך 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 – דמי לחודש אוקטובר 2004
- D12_2005 – דמי לתאריך שקדם להעלאת המס בתחילת 2006
- D12_2011 – דמי לתאריך שקדם להעלאת המס בתחילת 2011
- D12_12 – דמי לחודש דצמבר 2012
- D2003 – דמי לשנת 2003 (התקופה שבה החלו להטמיע את הרפורמה במס באופן הדרגתי)
- D15 – דמי לתקופה שבה המס הריאלי עמד על 15% (ינואר 2004 עד דצמבר 2005)
- D20 – תקופת המדגם שבה המס הריאלי על תשלומי ריבית עמד 20% (ינואר 2006 עד דצמבר 2011)
- D25 – תקופת המדגם שבה שיעור המס הריאלי על תשלומי ריבית עמד על 25% (ינואר 2012 עד סוף תקופת המדגם)

* שיעור ההחזקות הישירות בנכסים פיננסיים מחושב יחד עם שיעור ההחזקות בקרנות הנאמנות. אומדן זה מבטא למעשה את כל הנכסים הפיננסיים והמזומן שהציבור מחזיק.

נספח 2 : גביית המיסים מרווחי הון שהתקבלו מתוכניות חיסכון ופיקדונות: תוצאות האמידה²⁹

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.

²⁹ אמדנו את המשוואות בפיגור ובהובלה של תקופה אחת בלבד כיוון שכאשר הוספנו תקופות לא מצאנו הבדלים משמעותיים במקדמי המשתנים המסבירים, וכיוון שהוספתן מקטינה את מספר דרגות החופש בתהליך האמידה.

מקרא:

TAX_RIBIT – סך גביית המס על פיקדונות וחסכוניות

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 עמד על 20% (ינואר 2006 עד דצמבר 2011)

D25 – תקופת המדגם שבה שיעור המס הריאלי על תשלומי ריבית עמד על 25% (ינואר 2012 עד סוף תקופת המדגם).

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.
- Boadway, R., (2012). "From Optimal Tax Theory to Tax Policy: Retrospective and Prospective Views", MIT Press, Cambridge, MA.
- Bernheim, B. (2002). "Taxation and saving", Chapter 18 in *Handbook of Public Economics*, edited by A. Auerbach and M. Feldstein, Elsevier.
- Blackorby, C., & Brett, C. (2004). "Capital Taxation in a Simple Finite Horizon OLG Model", Department of Economics, Warwick Economic Research Papers, 709.
- 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.
- Christiansen, V. and M. Tumala (2008). "On Taxing Capital Income with Income Shifting", *International Tax and Public Finance*, 15, 527–545.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251–276.
- Golosov, Mikhail, Narayana Kocherlakota, and Aleh Tsyvinski (2003). "Optimal Indirect and Capital Taxation", *Review of Economic Studies*, 70, 569–587.
- 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.