

המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים

מישל סטראצ'ינסקי*

תקציר

רוב המחקרים על מחזוריותה של המדיניות הפיסקלית מתעלמים ממסים סטטוטוריים עקב מחסור בנתונים. במאמר זה אני מתבסס על נתונים ייחודיים על שיעורי המס הסטטוטורי בישראל כדי לחקור את האופן שבו הם משתנים במחזור העסקים. לאחר שאני מבחין – באמצעות הטכניקה של Romer and (2010) – בין שינויי המס האידאולוגיים (אקסוגניים) לבין השינויים המגיבים למחזור (אנדוגניים), אני בודק האם שיעורי המס הסטטוטוריים האנדוגניים הם בלתי מחזוריים או שמא מנוגדים למחזור, כפי שממליצים מודלים תיאורטיים. אני מוצא כי המסים העקיפים (ובמיוחד המע"מ) מתואמים עם המחזור ("מדיניות פרו-מחזורית"). פסאודו-פאנל על יסוד סוגים שונים של מיסוי, ופאנל על יסוד מיסוי עקיף, מראים כי שינויים במסים הסטטוטוריים נובעים בעיקר ממשברים כלכליים; המשברים מעניקים הסבר יותר חזק מאשר השיקולים הכלכליים, כגון הגידול באוכלוסייה או בהוצאות הממשלתיות, השיקולים הפרוצדורליים, כגון נוקשות החוק ביחס לשינויים במסים סטטוטוריים, והשיקולים הנוגעים להתחלקות הכנסה, כגון משקלם של העשירונים התחתונים בבסיס המס.

מילות מפתח: מחזוריות, מסים סטטוטוריים, משבר.

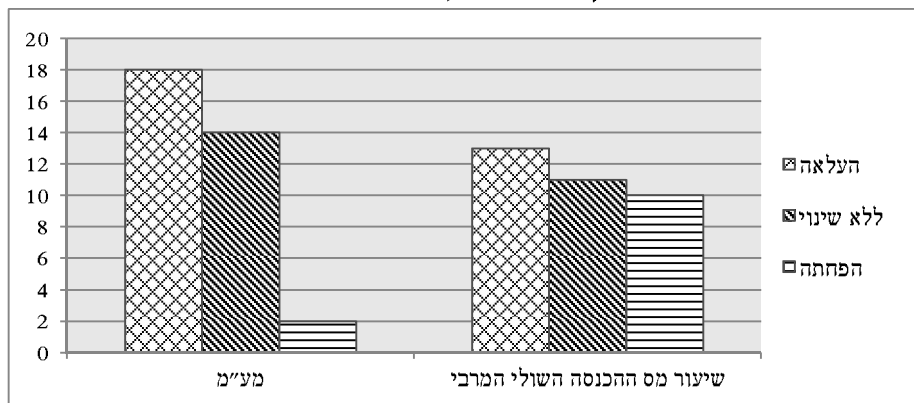
מספרי סיווג לפי JEL (כתב העת לספרות כלכלית): H21, H60.

1. הקדמה

תכופות אנו רואים כי בעתות שפל, כאשר ממשלות נדרשות להקטין את גירעונותיהן, הן נוטות להעלות מסים סטטוטוריים; כלומר הן נוקטות מדיניות פרו-מחזורית. כך קרה גם במשבר הכלכלי האחרון: רבות ממדינות ה-OECD העלו את שיעורי המס כדי להתמודד עם הגירעון העמוק בתקציב, והדוגמאות כוללות את ספרד, יוון ואיטליה. איור 1 מראה כי המדינות הגיבו בעיקר באמצעות מיסוי עקיף, ומס הערך המוסף (מע"מ) מייצג מיסוי זה.

* כתובת דוא"ל: michel.strawczynski@mail.huji.ac.il. האוניברסיטה העברית בירושלים, החוג לכלכלה ובית הספר ע"ש פדרמן למדיניות ציבורית וממשל. מחקר זה קיבל תמיכה ממענק של מכון פאלק. ברצוני להודות לגילה ויינברגר ולאורן תירוש על עזרתם בבניית מאגר הנתונים לגבי שיעורי המס הסטטוטוריים. תודות לרן קמיניצקי על סיועו המצויין במחקר. תודות לשופט האנונימי מטעם כתב העת, למיכאל ויינשטוק ולשלמה יצחקי על הערות מועילות ביותר. תודות על הערותיהם המועילות של המשתתפים בסדנה על כלכלת ישראל ובסמינר המעשי של האוניברסיטה העברית בירושלים, למשתתפים בכנס של האגודה הישראלית לכלכלה, ולמשתתפים בסמינר של החוג לכלכלה באוניברסיטת בר אילן.

איור 1: מספר החברות ב-OECD ששינו את שיעורי המסים הסטטוטוריים במהלך המשבר (בין 2008 ל-2012)



יש לציין כי מדיניות זו מנוגדת להמלצה של המודלים הכלכליים. מקובל להסכים כי בתקופות מיתון המדיניות הפיסקלית צריכה להיות מנוגדת למחזור, כלומר מקובל להסכים כי יש להותיר את המסים הסטטוטוריים ברמה קבועה – או להפחיתם – ולהגדיל את ההוצאות, תוך הפגנת סובלנות רבה יותר להרחבת הגירעון¹. ואולם כמעט כל המחקרים על סוגיה זו בודקים את תגובת ההוצאה והגירעון אך אינם כוללים מבחן למסים, עקב מחסור בנתונים על שיעורי המסים הסטטוטוריים.

כך למשל Lane (2002) מראה כי מדיניות ב-OECD נוקטות מדיניות פיסקלית מנוגדת למחזור על יסוד ההוצאה הכוללת והרכב ההוצאות (העברות, צריכה והשקעה ממשלתית). Gavin and Perotti (1997) מראים כי מדיניות באמריקה הלטינית נוקטות מדיניות פיסקלית פרו-מחזורית על יסוד ההוצאה הכוללת והגירעון בתקציב. סטרכצ'נסקי וזעירא (2007) מראים כי אחרי 1985 חל בישראל שיפור בניגודיות למחזור גם כן על יסוד ההוצאה הכוללת והגירעון.

שני מאמרים טיפלו עד כה במחזוריותם של שיעורי המסים הסטטוטוריים. Vegh and Vuletin (2011) בחנו את המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים ברמת המדינות (states) הן בארגנטינה והן בארה"ב. הממצא שלהם היה שונה מתוצאות קודמות בספרות: שיעורי המס בארגנטינה נוטים להיות מנוגדים למחזור שעה שבארה"ב הם נוטים להתאים למחזור. תוצאה זו אינה עולה בקנה אחד עם התוצאות שהתקבלו ברמה הפדרלית בנוגע לצד ההוצאות, היינו שכלכלות מפותחות פועלות לרוב בניגוד למחזור וכלכלות מתפתחות הן פרו-מחזוריות. הם מצאו גם, הן לגבי ארגנטינה והן לגבי ארה"ב, כי ככל שלתקציב הפדרלי יש השפעה גדולה יותר על

¹ רמה קבועה של שיעורי מס נידונה אצל Barro (1979); מדיניות נוגדת מחזור נידונה אצל Spilimbergo, Symanski, Blanchard and Cottarelli (2008).

תקציב המדינות, כך מדיניות המסים הסטטוטוריים נעשית יותר פרו-מחזורית, משום שבתקופות טובות המדיניות האופטימלית ברמת המדינה היא זו של הפחתה בשיעורי המסים הסטטוטוריים. (Vegh and Vuletin (2012 בדקו את מחזוריותם של שיעורי המסים הסטטוטוריים ברמת הממשלה המרכזית, באמצעות מדגם שכלל הן מדינות מפותחות והן מדינות מתפתחות. הם מצאו מדיניות בלתי מחזורית בכלכלות המפותחות ומדיניות פרו-מחזורית בכלכלות המתפתחות. כאשר להרכב המסים בכלכלות המפותחות, הם מצאו ראיות כלשהן למדיניות פרו-מחזורית בנוגע למסים עקיפים.

גם בישראל נרשמו העלאות מסים בתגובה למשברים. מאמר זה בוחן האם תצפיות בלתי שיטתיות אלה משתלבות בדפוס מסוים, וזאת באמצעות ניתוח שיטתי של האופן שבו שיעורי המסים הסטטוטוריים בישראל מגיבים למחזורים ותוך שימוש בנתונים היסטוריים.

בישראל החשש מפני גירעונות פיסקליים שימש שוב ושוב כוח מניע להעלאת שיעורי המסים הסטטוטוריים. בשעה שרפורמה בשיעורי מס ההכנסה דורשת דיון ואישור בכנסת, את המסים העקיפים, ובייחוד את המע"מ, ניתן לשנות באמצעות החלטה של שר האוצר. מאפיין זה הופך את המיסוי העקיף למקור שנוטים להשתמש בו כדי להגיב בזריזות למחזור. על כן השערתי הראשונית היא שהמיסוי העקיף מהווה מועמד בולט לפרו-מחזוריות. על מנת לבדוק את הסבירות של ההסבר הפוליטי/מוסדי, אני בונה מדד שמביא בחשבון את מורכבות ההחלטה לשנות את שיעורי המסים הסטטוטוריים השונים.

ההתמקדות במדינה אחת, ישראל, מאפשרת לי לגבש מאגר נתונים נרחב, הכולל מקורות מיסוי רבים. מאגר נתונים ייחודי זה מקיף את שיעורי המסים הסטטוטוריים בתקופה המשתרעת בין 1960 ל-2012, והוא משקף 87 אחוזים מן ההכנסות ממסים. הנתונים כוללים הן מקורות מיסוי ישירים – מס הכנסה, מס חברות, מסי ביטוח לאומי ומסי הון – והן מסים עקיפים, היינו מע"מ, מכס על כלי רכב, מסים על רכישת דירות ובתים ובלו.

כאשר ניגשים לבדוק את המחזוריות של המשתנים הפיסקליים, נתקלים בבעיה מוכרת: המשתנים האלה אנדרוגניים משום שהם משפיעים על התוצר המקומי הגולמי (תמ"ג). (דיון מקיף בסוגיה זו מופיע אצל Ilzetski and Vegh, 2008). אני מתמודד עם הבעיה באמצעות שימוש בצמיחת הסחר העולמי כמשתנה עזר לצמיחה בתמ"ג, כפי שמראה פרק 4. סוגיה נוספת קשורה לסיביות: האם שיעורי המסים הסטטוטוריים משפיעים על הצמיחה או שמא הצמיחה משפיעה על המסים הסטטוטוריים? ניתוחה של סוגיה זו מתבצע באמצעות מבחני הסיביות של גרינג'ר.

המאמר מאורגן כדלקמן: בפרק 2 אני מתאר את הנתונים. בפרק 3 אני מציג מסגרת לניתוח המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים ועורך ניתוח על פני זמן. בפרק 4 אני מתקדם בעזרת רגרסיות פסאודו-פאנליות שבהן אפיקי המס השונים נחשבים ליחידות של חתך רוחב בניתוח. לבסוף אני מסכם ומסיק מסקנות בפרק 5. שלושת הנספחים מראים את הפרטים המשמשים לבניית השיעורים של מסים סטטוטוריים אקסוגניים ואנדוגניים (נספח א), מבחני הסיביות של גרינג'ר (נספח ב) והמשוואות ארוכות הטווח (נספח ג).

2. הנתונים

אני אוסף נתונים לגבי 87 אחוזים מן ההכנסה ממסים, וזאת מתשעה מקורות מיסוי. ארבעה מתוכם הם מקורות של מיסוי ישיר – מס הכנסה, מס חברות, תשלומי הביטוח הלאומי (שכירים) ומס על רווחי הון – וחמישה הם מקורות של מיסוי עקיף: מע"מ (עוסקים, מוסדות ללא כוונת רווח – מלכ"רים – והמגזר הפיננסי), בלו על בנזין, מסי רכב, מס על טבק ומס רכישה. אני מתבסס על כל המקורות כדי לבנות מדד מצרפי (STAT_TOTAL), ועל המסים הישירים והעקיפים כדי לבנות, בהתאמה, מדד ישיר (STAT_DIR) ומדד עקיף (STAT_IND). המשקלים מחושבים בהתאם לחלקו של כל מס בכלל ההכנסות שהתקבלו בשנים 1980–2009. לוח 1 מראה את המשקלים הממוצעים ב-2008/2009.

לוח 1: שקלול המסים השונים

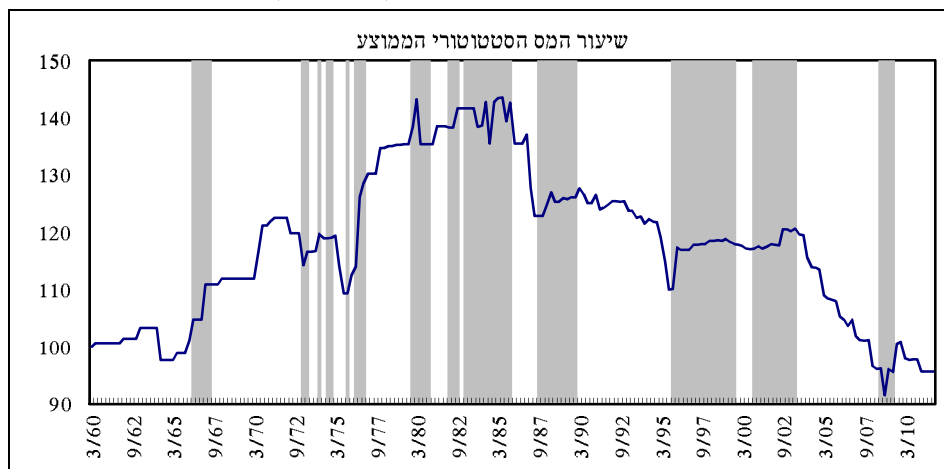
משקל (%)	ההכנסה ממסים (% מן התמ"ג)	
59.79	14.95	סך כל המסים הישירים
28.35	6.00	מס הכנסה
12.98	3.25	מס חברות
17.18	5.4	ביטוח לאומי
1.27	0.3	רווחי הון
40.21	12.76	סך כל המסים העקיפים
25.66	8.00	מע"מ לצרכנים
2.89	0.98	מע"מ למלכ"רים
0.87	0.28	מע"מ לארגונים כלכליים
4.85	2.04	מס על בנזין
3.59	0.96	מס על כלי רכב
0.65	0.1	מס על טבק
1.71	0.4	מסי דיור
100	27.71	סה"כ

חשוב להדגיש כי מחקר זה מתמקד בשיעורי המסים הסטטוטוריים, להבדיל משיעורי המסים האפקטיביים. שיעורי המסים הסטטוטוריים כוללים שיעורים רשמיים בלבד, והם מתעלמים מהניכויים והפטורים אף כי גם הם משפיעים על גביית המסים. (ניכויים אלה אופייניים למיסוי ישיר וכוללים למשל פחת מואץ במסגרת מס החברות)

או שינויים בתקרת השכר לצורך ניכוי מס). מאחר שחלק מניכויים ופטורים אלה עשויים גם הם להתאפיין בדפוס מחזורי, היה רצוי להביא בחשבון את כל שינויי המיסוי. אך עקב מחסור בנתונים אני מתרכז כאן בשיעורי המסים הסטטוטוריים בלבד. כדאי לציין כי בשנים האחרונות השינויים בשיעורי המסים הסטטוטוריים בישראל הרבה יותר משמעותיים, הן מבחינת התכיפות והן מבחינת הכמות, מאשר השינויים בהוראות הנוגעות לניכויים או פטורים.

איורים 2 ו-3 מראים כיצד שיעורי המסים הסטטוטוריים התפתחו במשך הזמן; איור 2 מתייחס למיסוי הכולל, ואיור 3 מראה את ההתנהגות של אפיקי מיסוי ישירים ועקיפים.² האזורים המוצללים מייצגים תקופות מיתון, ותאריכי התקופות לקוחים ממחקרים קודמים.³

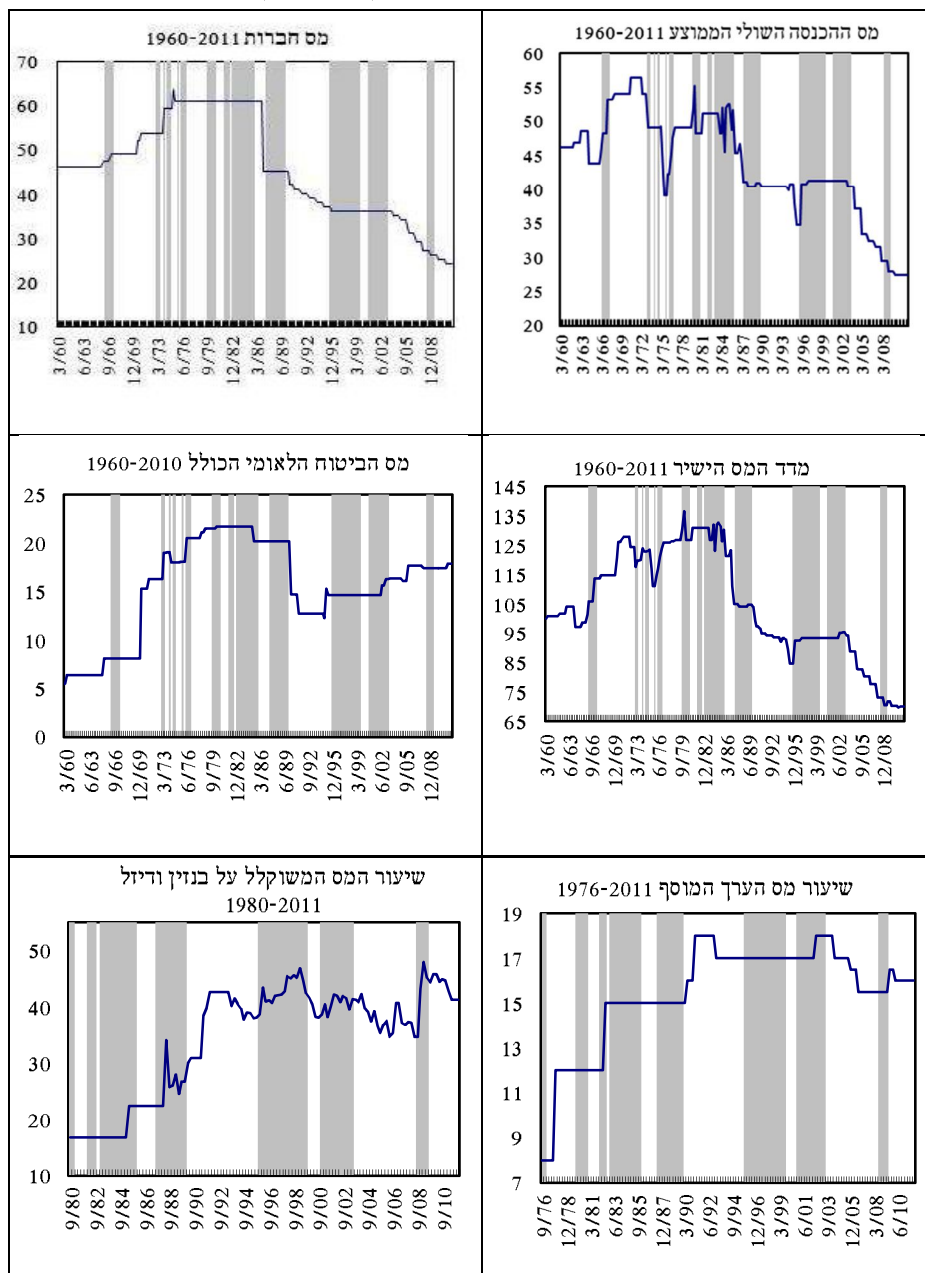
איור 2: שיעור המס הסטטוטורי הממוצע ומחזורי העסקים
(האזורים המוצללים מייצגים תקופות מיתון)

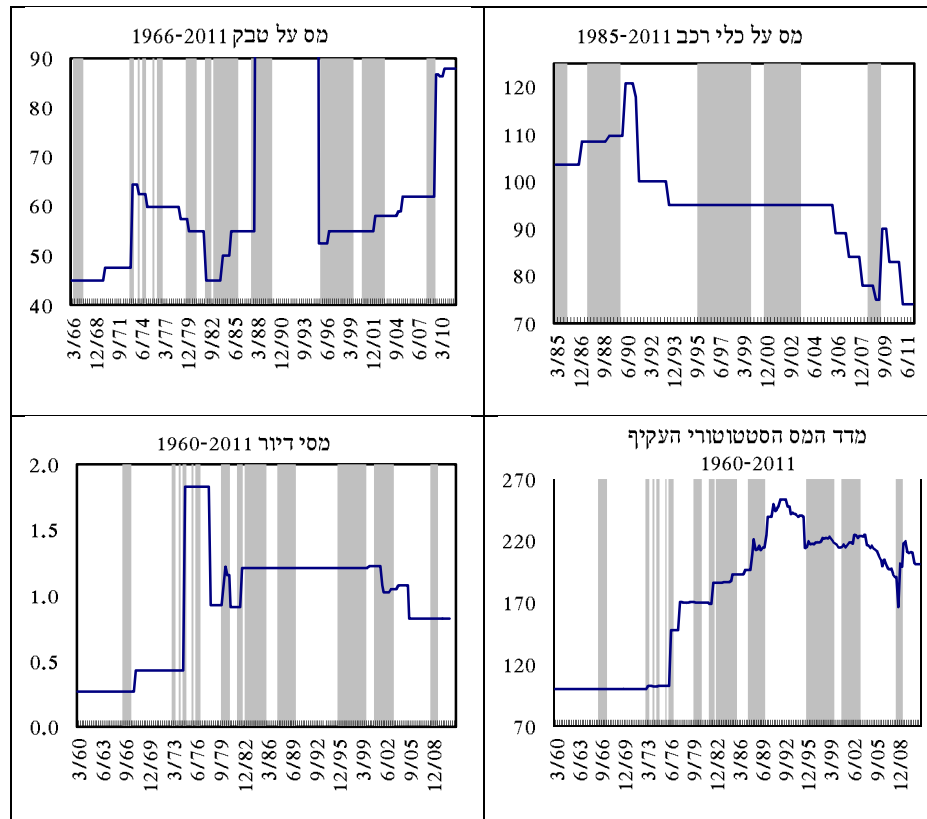


² האיור אינו כולל את ההתנהגות של המס על רווחי הון משום שהחילו אותו מ-2003.

³ בניגוד לארה"ב, שבה הלשכה הלאומית למחקר כלכלי (NBER) מאפיינת את מחזורי העסקים, בישראל מחקרים מאפיינים אותם. אף כי קיימים כמה הבדלים בין המחקרים השונים, תקופות המיתון דומות למדי בכולם. הנתונים כאן מתבססים על פלוג וסטרבצ'ינסקי (2007).

איור 3: שיעורים של מסים סטטוטוריים ספציפיים ומחזורי העסקים
(האזורים המוצגים מייצגים תקופות מיתון)





הדפוס הכללי המצטייר מכאן הוא שבתקופות מיתון (האזורים המוצללים) מעלים את המסים העקיפים כדי לרסן את הגידעון התקציבי שנוצר בתקופות אלה בעקבות הצניחה בהכנסות ממסים כתוצאה מן הירידה בתמ"ג. מאחר שחלק משינויים אלה עשויים להיות שינויים אקסוגניים (אידאולוגיים) שהוטמעו במקרה בשלב מסוים של המחזור, בשלב ראשון נסווג את השינויים בשיעורי המסים לאקסוגניים (אידאולוגיים) ואנדוגניים (מחזוריים) בעזרת המתודולוגיה שהציגו Romer and Romer (2010). לאחר מכן נבדוק האם ההתאמה למחזור תומכת בניתוח האקונומטרי – אשר מפקח על עוד משתנים שמסבירים את שיעורי המסים הסטטוטוריים.

בהתאם למתודולוגיה של Romer and Romer (2010), אני מתכוון ברקע התחקיתי לכל אחד מן השינויים שחלו בשיעורי המסים הסטטוטוריים במהלך ההיסטוריה של מדינת ישראל. לאחר ניתוח הסביבה שבה מתקבלות ההחלטות לגבי שיעורי המסים הסטטוטוריים, אני מנסה להבין האם הם אקסוגניים – כלומר מונעים מסיבות אידאולוגיות שאינן תלויות בפעילות הכלכלית – או שמא אנדוגניים, כלומר

תגובה למצב הכלכלי⁴. נספח א' מסכם את שינויי המיסוי שעומדים בקריטריונים האקסוגניים. השינויים האנדוגניים (שמו של המשתנה הרלוונטי מופיע בלוויית המילה ENDO) הם כל יתר השינויים שנערכו בשיעורי המסים הסטטוטוריים בתקופת המדגם. אפשר להתנגד למתודולוגיה של Romer and Romer (2010) בטענה שהתזמון של הרפורמות האקסוגניות עשוי להפוך לאנדוגני. אם אלה הם אכן פני הדברים, אנו נראה כי שינויים אקסוגניים מושפעים מן התמ"ג. בנספח ב' אני מראה כי על פי מבחן גרינגר, שינויים אקסוגניים במסים משפיעים על התמ"ג, ולא להיפך, ואילו שינויים בתמ"ג גורמים לשינויים במסים העקיפים האנדוגניים, ולא להיפך.

3. שינויים סטטוטוריים ומחזוריות

א. מסגרת הניתוח

בהנחה שמסים מממנים את ההוצאה הממשלתית:

$$(1) \quad T(Y) = t(Y)Y = G$$

כאשר t הינה פונקציית מס סטטוטורי, Y הינו התמ"ג ו- G מסמל את ההוצאה הממשלתית. לשם הפשטות נניח כי:

$$(2) \quad t(Y) = tY^\theta$$

כאשר t הינו שיעור מס סטטוטורי (לינארי) ו- θ הינו פרמטר שקשור לקימור של הפונקציה ואשר מצביע על כך שגמישותו של שיעור המס הסטטוטורי הממוצע ביחס לתמ"ג גבוהה מ-1⁵.

כאשר מציבים את (2) ב-(1) קל לראות כי $T'(Y)$ חיובי וכי $T''(Y)$ חיובי אף הוא. פירוש הדבר הוא שמערכת המיסוי מתאפיינת בפרוגרסיביות, כלומר ככל ש- Y עולה כך עולה השיעור הממוצע של המס השולי המצרפי. אפיון זה עולה בקנה אחד עם מרבית המודלים הבסיסיים של המיסוי. במונחים של פונקציית מס ממשית הדבר קשור בעיקר לטבלת מס ההכנסה; הפרוגרסיביות של מסי הביטוח הלאומי מתאפיינת בסדר גודל קטן יותר. באשר למיסוי העקיף, המע"מ אינו פרוגרסיבי, אולם כמה ממסי הבלו – כגון מסים על מכוניות – מתאפיינים בפרוגרסיביות. נניח כי פונקציית הייצור היא קוב-דגלאס:

$$(3) \quad Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

כאשר K מסמל הון ו- L מסמן עבודה.

⁴ אחד הלקחים מסיווג זה הוא שאף אם רפורמה נראית אקסוגנית, במועדים מסוימים עשויים להטמיע אותה באופן אנדוגני. זאת אומרת שבסופו של דבר הסיווג על פי המתודולוגיה של Romer and Romer (2010) נתון לפרשנות (ראו גם את הדיון בפסקה הבאה).

⁵ את גמישות המסים ביחס לתמ"ג העריכו ברנדר ונבון (2010).

כאשר משלבים את משוואות (3) ו-(2) במשוואה (1) ומוציאים לוגריתמים, מקבלים את המשוואה הבאה:

$$(4) \quad \ln(t) = \ln(G) - \theta \ln(Y) - \ln A - \alpha \ln(K) - (1 - \alpha)\ln(L)$$

על מנת לבחון משוואה זו אריץ משוואת קואינטגרציה, ואחרי כן אבדוק את המחזוריות במסגרת הרגרסיה קצרת הטווח.

מכיוון שעבודה זו מתמקדת בבדיקת המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים, הניתוח ייערך בשני ממדים: ראשית אבדוק את היחס בין שיעורי המסים הסטטוטוריים והמחזור כפי שהוא נמדד באמצעות שינויים בתמ"ג. ושנית אשתמש במתודולוגיה של Romer and Romer (2010); כאמור לעיל, מתודולוגיה זו מאפשרת להבחין בין שינויים אקסוגניים ואנדוגניים במסים הסטטוטוריים, והבחנה זו מצדה מאפשרת לבחון אם קיימת קורלציה בין שינויים אנדוגניים בשיעורי המסים הסטטוטוריים לבין המחזור – ובמיוחד אם תגובות אלה מנוגדות למחזור או תואמות לו. בנספח ב' אני מציג מבחני סיבתיות של גרינג'ר, ואלה מחזקים את המסקנה שהסיבתיות נעה מן המחזור לעבר מסים עקיפים אנדוגניים.⁶

ב. המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים הישירים והעקיפים

לפי טכניקת הקואינטגרציה, בשלב הראשון מריצים משוואה ארוכת טווח של המודל – היא נתונה במשוואה 4 – מוגדלת בעוד משתנים שיכולים לתרום לקואינטגרציה. מכיוון שהמשוואה קצרת הטווח דורשת פערי זמן על מנת לבדוק את האפשרות של תגובה מחזורית מאוחרת, אנו כוללים מבנה סימטרי במשוואה ארוכת הטווח, ולאחר מכן מחשבים את השאריות שבהן ייעשה שימוש (בפיגור של תקופה אחת) במשוואות קצרות הטווח. כנדרש בקואינטגרציה, כל המשתנים הם $I(1)$ על סמך קריטריון ה-ADF. יש לציין כי הספציפיקציה דורשת להתייחס בנפרד לפיריון הכולל (A), המתואם עם התמ"ג. מכיוון שאיני מנסה להעריך גרסה מבנית של פונקציית הייצור, אני מריץ רגרסיה תוך שימוש במשתנים מדידים, ואני משתמש רק בפירוש של הקואינטגרציה.⁷ יש לציין עוד כי מאחר שהספציפיקציה העיקרית כוללת הוצאה ממשלתית שוטפת, ומאחר שנתונים רבעוניים של משתנה זה זמינים רק מ-1988, המדגם מתחיל ב-1988.

המשוואות ארוכות הטווח העיקריות מוצגות בנספח ג', והן תומכות בהשערת הקואינטגרציה ברמת מובהקות של 5 אחוזים כאשר משתמשים במשתנים הקריטיים של McKinnon (1991).

⁶ כדי לבחון את עקביות הנתונים אני בוחן גם אם מסים אקסוגניים משפיעים על התמ"ג. אך ניתוח מלא של סוגיה זו מצריך מאמר נפרד.

⁷ הערכה של השפעת מסים על מסגרת קבועה, המתבססת על פונקציית ייצור, חורגת מתחום עיסוקו של המחקר הנוכחי. מחקר של השפעות אלה מופיע אצל לביא וסטרבצ'ינסקי (2002).

לוח 1.ג בודק את המסגרת הבסיסית, תוך שימוש בהון, עבודה ופריזון יחד עם הוצאה ממשלתית. הרגסיה מראה קואינטגרציה ב-10 אחוזים, עם מקדמי פונקציית ייצור סטנדרטיים (שני שלישים עבור עבודה ושליש עבור הון). שימו לב כי כצפוי, לפריזון הכולל יש מקדם שלילי. שתי הרגסיות הבאות מוסיפות עוד משתנים שמראים כי המקדמים מקבלים את הסימן הצפוי וקואינטגרציה מתקבלת ב-10 אחוזים.

בעזרת מידע זה אני חוזר למשוואה (4) ומנסה לבנות רגרסיות קואינטגרציה שכוללות משתנים מחזוריים. מכאן ואילך המטרה היחידה היא להשיג יחס קואינטגרציה מובהק. השארית בפיגור של תקופה אחת ברגסיה זו תשמש ברגסיה קצרת הטווח כדי לבדוק כיצד שיעורי המסים הסטטוטוריים מגיבים לתמ"ג בטווח הקצר – השאלה העיקרית של מחקר זה.

תוצאות הקואינטגרציה מוצגות בלוח 2.ג. השימוש במשתנים מחזוריים תורם באופן מובהק לרגסיות, במיוחד לרגסיות למסים העקיפים האנדוגניים, שבהן הקואינטגרציה מתקבלת ברמת מובהקות גבוהה. אף על פי שבספציפיקציה למסים ישירים אין מקבלים קואינטגרציה ב-10 אחוזים, אוכל לערוך ליחס ארוך הטווח בדיקה מצליכה על ידי כך שאבחן אם שארית הרגסיה בפיגור מובהקת ברגסיות קצרות הטווח, משום שלפי ההשערה של אנגל-גריינג'ר, שארית זו תהיה מובהקת במידה שקיים יחס של קואינטגרציה.

הניתוח קצר הטווח מוצג בלוח 2. המקדמים של השארית בפיגור מובהקים באחוז אחד, והם מחזקים את ההשערה שקיימת קואינטגרציה. באשר למחזוריות יש לציין כי המקדם של המסים האנדוגניים הישירים אינו מובהק; כלומר המסים הישירים הם בלתי מחזוריים. מקדמי המחזור מובהקים במסים העקיפים, וזאת הן בסך המסים העקיפים (ב-5 אחוזים) והן – ובמיוחד – במסים הסטטוטוריים העקיפים האנדוגניים (ב-1 אחוז). למשתנה יש סימן שלילי, ופירוש הדבר הוא שאת שיעורי המס העקיף מפחיתים בעתות גאות ומעלים בתקופות שפל, כלומר נוקטים מדיניות פרו-מחזורית.

אזכיר כי נטל המס של המסים העקיפים גבוה יותר במשפחות עניות, משום שאחוז גבוה מהכנסתן מוקדש לצריכה. בהתחשב בעובדה זו, התאמה למחזור פירושה שהנטל על העניים גדל בתקופות הקשות ביותר. בהנחה שאי-שוויון נוגד את פונקציית התועלת החברתית, תוצאה זו מעלה שאלות רציניות בדבר רציונליות של הפעלת מדיניות פרו-מחזורית, אשר עשויה להיות כפופה לשיקולים פוליטיים קצרי טווח (מאפיין זה ייחקר באופן יותר יסודי בפרק הבא). בייחוד עולה השאלה האם יש להטיל הגבלות במסגרת תהליך קבלת ההחלטות על שינויים בשיעורי המסים בתקופות מיתון, בניגוד למתרחש במציאות: בישראל אפשר לשנות את המסים העקיפים עפ"י החלטה של שר האוצר, והדבר דורש רק את עצתה של ועדת הכלכלה של הכנסת (ללא הגבלות נוספות). מדד של גמישות החוק לשינוי במסים סטטוטוריים מופיע בפרק הבא.

לוח 2: המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים

רב' 1988 – רב' 2011 4						תקופה
משתנה תלוי						
dlog(stat_ endo_ ind)	dlog(stat_ endo_ dir)	dlog(stat_ endo_ total)	dlog(stat_ ind)	dlog(stat_ dir)	dlog(stat_ total)	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
-0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	-0.01 (0.01)	-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	C
-1.2 (1.5)	-0.6 (0.6)	-0.8 (0.5)	-0.2 (1.5)	-0.7 (1.0)	-0.7 (0.8)	dlog (HP_Gov.Sp.)
4.0 (1.4)***	-0.4 (0.5)	1.0 (0.5)**	4.3 (1.4)***	-0.9 (0.9)	1.0 (0.8)	dlog (population)
-0.1 (0.6)	0.3 (0.2)	0.1 (0.2)	-0.3 (0.6)	0.8 (0.4)**	0.5 (0.3)	dlog (capital stock)
-0.7 (0.2)***	-0.0 (0.0)	-0.1 (0.07)*	-0.5 (0.2)**	-0.04 (0.1)	-0.2 (0.1)*	dlog (GDP)
0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	-0.00 (0.0)	0.004 (0.003)	0.0005 (0.002)	0.002 (0.002)	d (Debt)
0.02 (0.008)**	-0.0 (0.0)*	0.0 (0.0)	0.02 (0.008)*	0.005 (0.006)	0.01 (0.004)	dlog (Immigr.)
0.7 (1.9)	0.8 (0.7)	0.8 (0.6)	-0.04 (1.8)	2.1 (1.2)*	1.4 (1.0)	d(Gini)
0.01 (0.006)***	0.002 (0.002)	0.006 (0.002)***	0.02 (0.01)***	0.01 (0.004)*	0.01 (0.003)***	d(Trade_Par- tners_Income)
-0.7 (0.1)***	-0.4 (0.1)***	-0.5 (0.1)***	-0.7 (0.1)***	-0.3 (0.1)***	-0.4 (0.1)***	Residuals (-1)
0.23	0.16	0.28	0.37	0.15	0.26	AdjR ²
2.2	1.8	1.9	2.1	1.8	1.9	D.W.

בכל הלוחות במאמר: סטיות התקן מופיעות בסוגריים; * מובהק ב-10 אחוזים, ** מובהק ב-5 אחוזים, *** מובהק ב-1 אחוז.

יש לציין כי חוסר הזמינות של הנתונים על אודות ההוצאה הממשלתית החודשית מגביל את ניתוח הרגרסיה למדגם קצר. על מנת לבדוק את רגישות התוצאות עבור תקופה ארוכה יותר, הרצתי רגרסיה חדשה ליחס ארוך הטווח שאינו כולל את ההוצאה הממשלתית, והדבר אפשר לי להרחיב את תקופת המדגם עד 1970. לאחר שלקחתי את הרגרסיה קצרת הטווח התואמת, והשתמשתי בשני פרקי זמן עבור השינויים בתמ"ג, אישרתי את התוצאה ששיעורי המסים הסטטוטוריים האנדוגניים הם פרו-מחזוריים (לא מדווח במאמר). מכיוון שהתקופה המורחבת כוללת את ההיפר-אינפלציה של המחצית הראשונה של שנות ה-80, הן הרגרסיות קצרות הטווח והן הרגרסיות ארוכות הטווח כללו משתנה דמה לצורך בקרה על היפר-אינפלציה; משתנה זה קיבל את הערך 1 מהרבעון הראשון של 1981 ועד הרבעון השני של 1985, ואת הערך 0 בשאר הרבעונים.

ג. המחזוריות של מסים עקיפים: מע"מ ולבנוזין

כדי להשלים את התמונה בחנתי את התנהגותן המחזורית של קטגוריות ספציפיות של מסים עקיפים. בפרק זה אני מציג תוצאות בנוגע למע"מ ולבנוזין. כפי שעשיתי קודם לכן, אני מתחיל בניתוח ארוך הטווח.

הגרסיות הקואינטגרציה מופיעות בלוח הנספח ג.3; במקורות האנדוגניים של המיסוי קיים יחס של קואינטגרציה, והדבר קיבל אישוש מהסטטיסטי ADF (מובהק ב-5 אחוזים ובאחוז אחד).

הגרסיות על המחזוריות מופיעות בלוח 3. שימו לב כי בכל הרגרסיות מקדם השארית בפיגור הינו מובהק, והדבר מאשש את השערת הקואינטגרציה. התוצאה המעניינת ביותר קשורה להתאמה למחזור: הן המע"מ והן המסים הסטטוטוריים על הבנוזין מפגינים התנהגות פרו-מחזורית, בייחוד כאשר מסתכלים על שיעורי המסים הסטטוטוריים האנדוגניים.

לוח 3: המחזוריות של מסים עקיפים ספציפיים

רבי' 1988 – רבי' 2011 4				תקופה
משתנה תלוי				
dlog(gasoline_endog)	dlog(vat_endog)	dlog(gasoline)	dlog(vat)	
(4)	(3)	(2)	(1)	
-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	C
0.0 (2.8)	1.1 (2.6)	-0.9 (0.9)	-0.3 (1.0)	dlog(HP_Gov. Sp.)
2.3 (2.7)	3.4 (2.6)	3.3 (0.9)***	2.9 (1.0)***	dlog (population)
0.2 (1.2)	-0.3 (1.1)	-0.2 (0.4)	0.03 (0.4)	dlog (capital stock)
-0.8 (0.5)*	-1.0 (0.5)**	-0.4 (0.1)***	-0.3 (0.1)**	dlog (GDP)
-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	-0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	d (Debt)
-0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	dlog (Immigrants)
4.8 (3.4)	0.0 (0.0)	-0.2 (1.1)	0.4 (1.2)	d(Gini)
0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	d(Trade Partners Income)
-0.3 (0.1)***	-0.3 (0.1)***	-0.4 (0.1)***	-0.3 (0.1)***	Residuals (-1)
0.18	0.16	0.32	0.25	AdjR ²
1.9	2.0	2.0	2.1	D.W.

4. התאמה (adjustment) של מסים סטטוטוריים: ניתוח פסאודו-פאנלי

בפרק הקודם למדתי כי מסים ישירים אנדוגניים אינם רגישים למחזור; זאת אומרת שאם נריץ רגרסיות פאנל סטנדרטיות עם כל מקורות המיסוי כמשתנה תלוי, יהיה לדבר רק מעט כוח הסבר⁸. כדי ללמוד עוד על התנהגותם של מסים סטטוטוריים אני עורך כאן ניתוח פסאודו-פאנלי. בניתוח זה המשתנים התלויים הם הממוצעים של מדדי המיסוי, והמשתנים הבלתי תלויים נוצרים באמצעות המאפיינים של 11 קטגוריות המיסוי המופיעות בלוח 1. תקופת המדגם מבוססת על 52 רבעונים בתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 1997 לרבעון האחרון של 2009⁹.

בגישה זו הערך המוסף מגיע ממאפיינים ספציפיים של מקורות המס, ואת המאפיינים האלה אין בוחנים בניתוח של סדרות עתיות עקב הצורך להביא בחשבון את השונות בין סוגי המס השונים. המאפיינים כוללים את גמישותו של בסיס המס, את מספר משקי הבית המשלמים את המס, מאפיינים של התפלגות ההכנסות ומשתנים נוספים, כמתואר להלן. אספתי את הנתונים הבאים על משתנים חדשים שיכולים להעניק הסבר להתאמה של שיעורי המס:

- משתנים מקרו-כלכליים – בדרך כלל מעלים את שיעורי המס בתקופות משבר; על מנת להתייחס לתופעה זו אני משתמש במדד מקרו-כלכלי (ראו פלוג וסטרבצ'ינסקי, 2007) המשלב אינפלציה, גירעונות ממשלתיים, פרמיות שוק שחור וחוסר התאמה ושונות של שערי חליפין¹⁰. מדד זה משמש כדי לבנות משתנה דמה בשם "משבר", ומשתנה זה מקבל את הערך 1 בשנים שהמדד המקרו-כלכלי נמצא מתחת לסף מסוים. אשתמש בשתי הגדרות של המשתנה "משבר": (א) עבור שנים שבהן המדד המקרו-כלכלי יורד במשך למעלה משני רבעונים רצופים עד שהוא חוזר לרמתו הקודמת (CRISIS); (ב) עבור שנים שבהן המדד המקרו-כלכלי יורד במשך למעלה משני רבעונים רצופים (CRISIS2) עד שהוא משנה את כיוונו. איור 4 מראה את השיעור הממוצע של המס הסטטוטורי הישיר והעקיף בתקופות מיתון שונות במהלך ההיסטוריה הכלכלית של ישראל; כל התקופות הללו נכללות במשתנים CRISIS ו-CRISIS2. בחמש תקופות (1973–1976, 1977–1979, 1980–1982, 1987–1990, 2001–2004, 2008–2010) קיים שינוי ברור במדיניות, והוא מתאפיין בהעלאה משמעותית של שיעורי המסים הסטטוטוריים העקיפים כדי להתמודד עם הגירעון התקציבי שנוצר במהלך המיתון. שימו לב כי

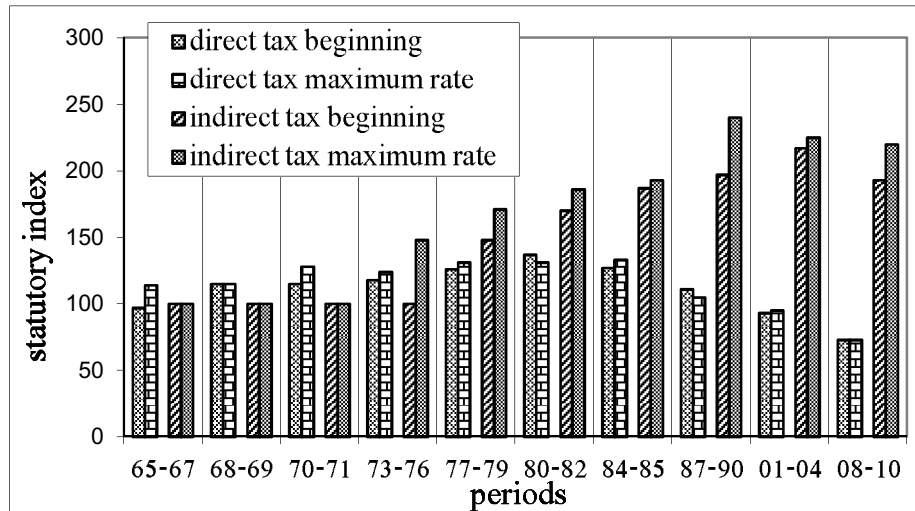
⁸ למעשה, ברגרסיות הפאנל הסטנדרטיות קיבלתי ערך נמוך של R^2 והמקדמים של $\text{dlog}(\text{gdp})$ לא היו מובהקים. הסבר נוסף של נקודה זו מופיע בנספח ד'.

⁹ בניתוח זה אני משתמש בנתונים מסקר ההוצאות, משום שהסקר זמין באופן קבוע רק בתקופה זו. בנספח ג' אני מרחיב את הניתוח לתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 1961 לרבעון האחרון של 2011.

¹⁰ הנוסחה המוצגת במאמר זה (ואשר עושה שימוש בגישת הרכיב הראשי, principal component) הינה: $\text{macro_index} = 0.334 * \text{budget surplus} - 0.47 * \text{inflation} - 0.585 * \text{black market premium} - 0.347 * \text{overvaluation} - 0.475 * \text{exchange rate variability}$

בסוג זה של מסים שיעור המס המרבי גבוה יותר מזה הקיים בתחילת התקופה. הדבר בולט במיוחד בתחילת שנות השבעים ובמשבר האחרון. משתנים מקרר-כלכליים נוספים הם רמת החוב והצמיחה החזויה בתקציב (אינה מדווחת ברגרסיות מכיוון שלא הייתה מובהקת).

איור 4: תגובת המסים הסטטוטוריים בתקופות מיתון



- משתנים כלכליים – אני משתמש בהערכות של גמישותם של המסים השונים (ELAST). התיאוריה הכלכלית (המיסוי האופטימלי של ראמזי) צופה קשר הפוך בין המסים לגמישות. לכן השאלה היא האם ממשלות שנאלצות לשנות את שיעורי המס מעניקות משקל מסוים לסוגיות של יעילות. אני משתמש בגמישויות עבור מס ההכנסה (Gruber and Saez, 2000), עבור מס החברות (Wolswijk, 2007), עבור המע"מ (Wolswijk, 2007), עבור כלי רכב (Jorgenson and Dargay, 2006), עבור דיור (Hanushek and Quigley, 1980), עבור בנזין (Hughes, Knittel 2008) and Sperling, ועבור סיגריות (Gruber, Sen and Stabile, 2002).

- משתנים פוליטיים – המשתנה ELECT מתייחס לארבעה רבעונים לפני בחירות. לפי הטיעון הסטנדרטי בדבר מדיניות פופוליסטית, אשר מופיע בטקסטים של כלכלה פוליטית, בתקופת בחירות נראה הפחתה בשיעורי המס – כלומר מקדם שלילי. GOV_TIME הינו משך הקדנציה דה-פקטו של הממשלות; הקדנציה אמורה להימשך ארבע שנים אך לרוב נמשכת פחות. קשה לנתח מראש את סימנו של המקדם של משתנה זה: מצד אחד קדנציה קצרה אולי מצביעה על ממשלה חלשה שעשויה לנקוט מדיניות פופוליסטית, אך מצד שני סיום פתאומי של הקדנציה עשוי להוות מכשול בפני מדיניות כזו.

- משתנים חוקיים (LEGAL) – אני בונה מדד שמראה עד כמה פשוט לשנות את שיעורי המסים הסטטוטוריים. כאמור, לפי החוק במדינת ישראל שינוי המע"מ דורש רק התייעצות עם ועדת הכלכלה של הכנסת; שינוי במס ההכנסה לעומת זאת דורש את אישורה של הכנסת, ותהליך זה נמשך זמן רב. מובן כי אני צופה שאם שינוי במס כרוך בתהליך קצר, הפוליטיקאים יטו לשנות את סוג המס הזה. לאחר ניתוח הפרטים הנכללים בחוקים בחרתי בשתי קטגוריות: שיעורי המע"מ והמסים על בנזין וטבק מקבלים את הערך 2, ומס ההכנסה, המסים על כלי רכב – וכן שאר המסים הנזכרים בלוח 1 – מקבלים את הערך 1. אני צופה שבעתות משבר האינטראקציה בין CRISIS לבין LEGAL תקבל מקדם חיובי: ככל שלפוליטיקאים קל יותר לשנות את שיעור המסים הסטטוטוריים, כך עולה תכיפות השינויים בעתות משבר.
- שיקולי הכנסה ממסים – כאשר הממשלה עורכת התאמה של שיעור המס, הנטל מתרכז במשקי הבית המהווים חלק מבסיס המס. מעניין לברר אם הממשלה מביאה בחשבון שיקולים מסוג זה כאשר היא עורכת התאמות במסים הסטטוטוריים. על מנת לבדוק סוגיה זו אני כולל, כמשתנה מסביר, את מספר משקי הבית (HOUSE_NUM) המושפעים מן השינוי בשיעור המס.
- משתני התפלגות הכנסה – המשתנה TOP10 מייצג את האחוז שהעשירון העליון (עשרת האחוזים של בעלי ההכנסה הגבוהה ביותר) מהווה בבסיס המס, וזאת על יסוד נתונים מסקר ההוצאות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל. על כן, לדוגמא, במקרה של המע"מ הוא מייצג את חלקו של העשירון העליון בצריכה, במקרה של מס ההכנסה – את חלקו בשכר, ובמס הבנזין – את חלקו בצריכת הבנזין. המשתנה BOTTOM40 מייצג את החלק שארבעת העשירונים התחתונים מהווים בבסיס המס.
- לבסוף אני מוסיף את המחזור הכלכלי כמשתנה מסביר נוסף ואת תקופות האינטראקציה עם CRISIS.
- לוחות 4, 5 ו-6 מציגים את תוצאותיו של הניתוח הפסאודו-פאנלי. ניתן להשוות את התוצאות האלה לתוצאות המופיעות בספרות העוסקת במחזוריותה של המדיניות הפיסקלית, מכיוון שבדומה למאמרים אלה אני מתמודד בלוחות עם סוגיית האנדוגניות. לשם כך אני נוטל שינויים בסחר העולמי (עם פיגור אחד ועם שני פיגורים) כמשתנה עזר לשינויים בתמ"ג¹¹.

¹¹ בטרם התחלתי בניתוח בחנתי את תקפותו של משתנה העזר, כפי שמציעים יצחקי ושכטמן (2004), והתברר כי הוא עבר את הבחינה. חוקרים אלה מראים שכדי להשתמש במשתנה העזר, אסור שעקומות הריכוז של המשתנים המקוריים ומשתני העזר יחצו זו את זו, כפי שקורה ל-dlog(gdp) ו-dlog(wt). תוצאה זו פירושה שהשימוש במשתנה העזר (או הטרנספורמציה) נקי מ"מניפולציות" אפשריות על הסימן של המשתנה הבלתי תלוי.

ראוי לציין כי בכל הלוחות השאריות בפיגור הינן מובהקות, כלומר גם בניתוח הפאנל נמצאה עדות לקיומו של קשר ארוך טווח, וסטטיסטי ה-DW נמצא ברמה המאפשרת לדחות אוטו-קורלציה.

לוח 4 הוא הצעד הראשון בהרחבתו של ניתוח הסדרות העתיות מהפרק הקודם. מלוח זה אני למד כי המשתנה CRISIS מובהק במסים העקיפים באופן כללי ובסך המסים האנדוגניים. משתנים מובהקים בגרסיה של סך המסים הסטטוטוריים הינם ELECT ו-GOV_TIME, ולשניהם סימן שלילי. פירושן של תוצאות אלה הוא שבתקופות של בחירות, ואצל ממשלות ששורדות במשך תקופה ארוכה, קיימת נטייה להפחית מסים. יש לציין עם זאת כי למסים העקיפים האנדוגניים יש מקדם חיובי

לוח 4: המחזוריות של שיעורי המסים הסטטוטוריים: ניתוח פסאודו-פאנל⁽¹⁾

(סטיית התקן בסוגריים)

רב' 3 1997 – רב' 3 2009						תקופה
משתנה תלוי						
dlog(stat_ endo_ ind)	dlog(stat_ endo_ dir)	dlog(stat_ endo_ total)	dlog(stat_ ind)	dlog(stat_ dir)	dlog(stat_ total)	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
0.007 (0.0)	-0.001 (0.0)	0.001 (0.0)	0.008 (0.0)	0.021 (0.0)	0.017 (0.0)	C
0.005 (0.0)*	0.002 (0.0)*	0.003 (0.0)***	0.008 (0.0)***	-0.007 (0.0)**	0.000 (0.0)	Crisis
0.024 (0.0)	-0.079 (0.0)***	-0.065 (0.0)**	0.023 (0.1)	0.241 (0.1)**	0.142 (0.1)*	dlog(debt)
-0.080 (0.0)***	-0.019 (0.0)***	-0.031 (0.0)***	-0.116 (0.0)***	-0.004 (0.0)	-0.049 (0.0)***	dlog(G)
-0.038 (0.1)	0.018 (0.0)	0.013 (0.0)	0.023 (0.1)	-0.022 (0.1)	-0.015 (0.1)	dlog(house_ num)
0.000 (0.0)	-0.008 (0.0)***	-0.007 (0.0)***	0.060 (0.0)	0.030 (0.0)***	0.022 (0.0)***	d(macro_ index)
0.011 (0.0)***	0.001 (0.0)	0.003 (0.0)**	-0.007 (0.0)*	-0.010 (0.0)**	-0.009 (0.0)***	Elect
0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	-0.001 (0.0)***	-0.001 (0.0)***	gov_time
-0.295 (0.0)***	-0.098 (0.0)***	-0.327 (0.0)***	-0.388 (0.1)***	-0.149 (0.0)***	-0.199 (0.0)***	Residuals (-1)
-0.265 (0.1)***	0.029 (0.0)	-0.035 (0.0)	-0.205 (0.1)*	-0.245 (0.1)**	-0.243 (0.1)***	dlog(GDP)
0.25	0.24	0.28	0.22	0.18	0.17	AdjR ²
2.1	1.9	1.7	1.6	2.1	1.8	D.W.

⁽¹⁾ הרגרסיה כוללת את המשתנים ELAST, LEGAL, TOP10 ו-BOTTOM40, אך הם לא היו מובהקים ואינם מופיעים משיקולי מקום.

ומובהק, וממצא זה עולה בקנה אחד עם התוצאות שמציגים ברנדר ודרייזן (2008). תוצאה בולטת לעין היא שבקרב המסים האנדוגניים, רק המיסוי העקיף מובהק ב-1 אחוז. לכן ניתוח זה מאשש את התוצאה שהתקבלה בפרק הקודם – היינו שבתקופות שפל מעלים את המסים האנדוגניים העקיפים ובתקופות גאות מפחיתים אותם. בלוחות הבאים אני משתמש בסחר העולמי כמשתנה עזר לתמ"ג. בלוח 5 אני עורך ניתוחי רגישות לכל הרגרסיות המופיעות בלוח. ברגרסיה הראשונה אני משמיט את המשתנה $d(\text{macro})$, על מנת להימנע מקורלציה אפשרית עם המשתנה CRISIS. התוצאה שהמסים העקיפים פרו-מחזוריים נותרת מובהקת. בעמודה 2 אני מנתח התאמה למחזור בתקופות משבר בלבד, באמצעות התכונות באינטראקציה בין שינויים בתמ"ג ו-CRISIS. מעניין לציין שהמקדם גבוה יותר מאשר ברגרסיה הראשונה, ופירושו של דבר הוא שבעתות של משבר קיימת פרו-מחזוריות יוצאת דופן. ברגרסיה השלישית אני בודק אם התגובה מגיעה באיחור, ומוצא כי הפרו-מחזוריות קשורה לתגובה מאוחרת לתמ"ג. לבסוף אני בודק את הרגישות להגדרה השנייה של משבר: כאמור לעיל, CRISIS2 מקבל את הערך 1 כאשר מדד המקרו יורד במשך שני רבעונים רצופים לפחות, ואת הערך 0 בשאר המקרים. זוהי הגדרה חריפה יותר במובן זה שמשבר קשור להידרדרות של הניהול המקרו-כלכלי ולא לרמתו. התוצאה מראה כי המקדם של התמ"ג הינו -0.66, ובתקופות של משבר מתווספים לו (באותו רבעון) עוד -0.52 (עם מובהקות של 10 אחוזים).

לוח 5 : מסים אנדוגניים עקיפים בתקופות משבר¹
(סטיית התקן בסוגריים)

רב' 1997 2 – רב' 2009 3				תקופה
משתנה תלוי				
dlog(stat_ endo_ ind)	dlog(stat_ endo_ ind)	dlog(stat_ endo_ ind)	dlog(stat_ endo_ ind)	
(4)	(3)	(2)	(1)	
0.006 (0.0)	-0.018 (0.0)	-0.003 (0.0)	0.014 (0.0)	C
	0.008 (0.0)	0.008 (0.0)**	-0.002 (0.0)	Crisis
-0.002 (0.0)				crisis2
0.208 (0.1)*	0.663 (0.3)*	0.182 (0.2)	0.157 (0.1)	dlog(debt)
-0.127 (0.0)***	-0.175 (0.0)***	-0.128 (0.0)***	-0.125 (0.0)***	dlog(G)
-0.004 (0.1)	-0.082 (0.1)	-0.065 (0.1)	-0.005 (0.1)	dlog(house_num)
0.009 (0.0)*	0.017 (0.0)***	0.012 (0.0)***	0.007 (0.0)*	Elect
-0.015 (0.0)	-0.010 (0.0)	-0.007 (0.0)	-0.016 (0.0)	top10
-0.013 (0.0)	-0.011 (0.0)	-0.009 (0.0)	-0.016 (0.0)	bottom40
0.000 (0.0)	0.001 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	gov_time
-0.329 (0.1)***	-0.402 (0.1)***	-0.281 (0.0)***	-0.268 (0.0)***	Residuals (-1)
-0.661 (0.2)***	-0.266 (0.2)		-0.756 (0.2)***	dlog(GDP)
	-0.672 (0.7)	-0.822 (0.3)**		dlog(GDP)*(crisis)
0.149 (0.1)	0.778 (0.2)***			dlog(GDP(-1))
	-0.952 (0.3)***			dlog(GDP(-1)* (crisis(-1)))
-0.521* (0.3)				dlog(GDP)*(crisis2)
0.152 (0.3)				dlog(GDP(-1)* (crisis2(-1)))
0.20	0.11	0.16	0.18	AdjR ²
2.1	2.1	2.3	2.2	D.W.

¹ הניתוח משתמש בסחר העולמי (עם פיגור אחד ועם שני פיגורים) כמשתנה עזר לתמ"ג, ובערכי העבר (עם שני פיגורים) כמשתני עזר להוצאה ולהוב הממשלתיים; הרגרסיה כוללת את המשתנים ELAST ו-LEGAL, אך הם לא היו מובהקים ואינם מופיעים משיקולי מקום.

בלוח 6 אני בודק האם השינויים שחלים בכלל המסים האנדוגניים בעתות משבר קשורים למאפיינים אחרים של אפיקי המיסוי השונים. רגרסיה 1 בודקת האם מסים אנדוגניים מושפעים מהקושי החוקי לשנות מסים. פירושה של התוצאה החיובית והמובהקת (ב-10 אחוזים) הוא שבעתות משבר הממשלה נוטה להעלות מסים שניתן לשנות בקלות יחסית; שימו לב שהמקדם דומה לזה של רגרסיה 4 בלוח 4 (0.003): שני שלישים מן השינויים בעתות משבר נעשים באמצעות אפיקים שקל לשנותם

לוח 6: שיקולי חקיקה, כלכלה והכנסה בתקופות משבר⁽¹⁾

(סטיית התקן בסוגריים)

ר'ב 1997 2 – ר'ב 2009 3					תקופה
משתנה תלוי					
dlog(stat_endo_total)	dlog(stat_endo_total)	dlog(stat_endo_total)	dlog(stat_endo_total)	dlog(stat_endo_total)	
(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
0.006 (0.0)	0.005 (0.0)	0.007 (0.0)	0.004 (0.0)	0.004 (0.0)	C
-0.060 (0.0)**	-0.005 (0.0)*	-0.069 (0.0)**	-0.065 (0.0)**	-0.020 (0.0)	dlog(DEBT)
-0.038 (0.0)***	-0.037 (0.0)***	-0.037 (0.0)***	-0.038 (0.0)***	-0.037 (0.0)***	dlog(G)
-0.006 (0.0)***	-0.006 (0.0)***	-0.007 (0.0)***	-0.006 (0.0)***	-0.006 (0.0)**	d(macro_index)
0.001 (0.0)	0.001 (0.0)	0.001 (0.0)	0.006 (0.0)	0.000 (0.0)	Elect
-0.043 (0.0)***	-0.041 (0.0)***	-0.004 (0.0)***	-0.043 (0.0)***	-0.040 (0.0)***	Residuals (-1)
-0.090 (0.0)***	-0.092 (0.0)***	-0.087 (0.0)***	-0.089 (0.0)***	-0.101 (0.0)***	dlog(GDP)
				0.002 (0.0)*	crisis*legal
			0.004 (0.0)***		crisis*elast
		0.000 (0.0)***			crisis* house_num
	0.011 (0.0)***				crisis* bottom40
0.010 (0.0)***					crisis*top10
0.23	0.22	0.24	0.23	0.21	AdjR ²
2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	D.W.

⁽¹⁾ הניתוח עושה שימוש בסחר העולמי (עם פיגור אחד ושני פיגורים) כמשתנה עזר לתמ"ג ובערכים קודמים (עם שני פיגורים) כמשתני עזר לחוב ולהוצאה הממשלתית; הרגרסיה כוללת את המשתנים ELAST ו-LEGAL, אך הם לא היו מובהקים ואינם מופיעים משיקולי מקום.

מבחינת החוק. בשתי הרגרסיות הבאות הסקתי כי בעת משבר מעלים את המסים באפיקי מס גמישים ובעלי מספר רב של משקי בית, היות שהם מאפשרים לגבות יותר הכנסות. בשתי הרגרסיות האחרונות הסקתי כי ההכנסות הנגבות בעת משבר משפיעות באופן דומה על 40 האחוזים התחתונים ועל 10 האחוזים העליונים של התפלגות ההכנסות – כלומר השינויים שעורכים בעתות משבר אינם פרוגרסיביים.

5. סיכום ומסקנות

מאמר זה מנתח את מחזוריותם של שיעורי המס בישראל תוך שימוש בנתונים שמשקפים 87 אחוזים מן ההכנסות ממסים. מצאתי כי בשעה שמסים ישירים אינם מגיבים למחזור הכלכלי, מסים עקיפים (ובייחוד המע"מ) משתנים באופן פרו-מחזורי. ניתוח פסאודו-פאנלי, המבוסס על סוגי מיסוי שונים, מראה כי הסיבה העיקרית לשינויים במסים הסטטוטוריים היא משברים כלכליים, להבדיל משיקולים כלכליים כגון גידול באוכלוסייה או בהוצאות הממשלה, שיקולי חקיקה כגון הקושי לשנות מסים סטטוטוריים, ושיקולים הנוגעים להתחלקות ההכנסות כגון משקלם של עשירוני ההכנסה התחתונים בבסיס המס.

ניתוח פאנל של מקורות המיסוי העקיפים מאשש את מובהקותם של משברים כלכליים ושל המחזור הכלכלי כמשתנים המסבירים את התנהגותם של המסים העקיפים.

כדאי להוסיף ולחקור אם הדפוס שמצאתי בישראל לגבי מקורות מיסוי ישירים ועקיפים מופיע גם בדגימת רוחב של מדינות, ואם יש הבדל בין כלכלות מפותחות ומתפתחות. לשם כך יש צורך לאסוף נתונים על שיעורי המסים הסטטוטוריים לאורך זמן. הניסיון הראשון בכיוון זה מתבסס על נתונים שנתיים, והוא נעשה לאחרונה ע"י Vegh and Vuletin (2012).

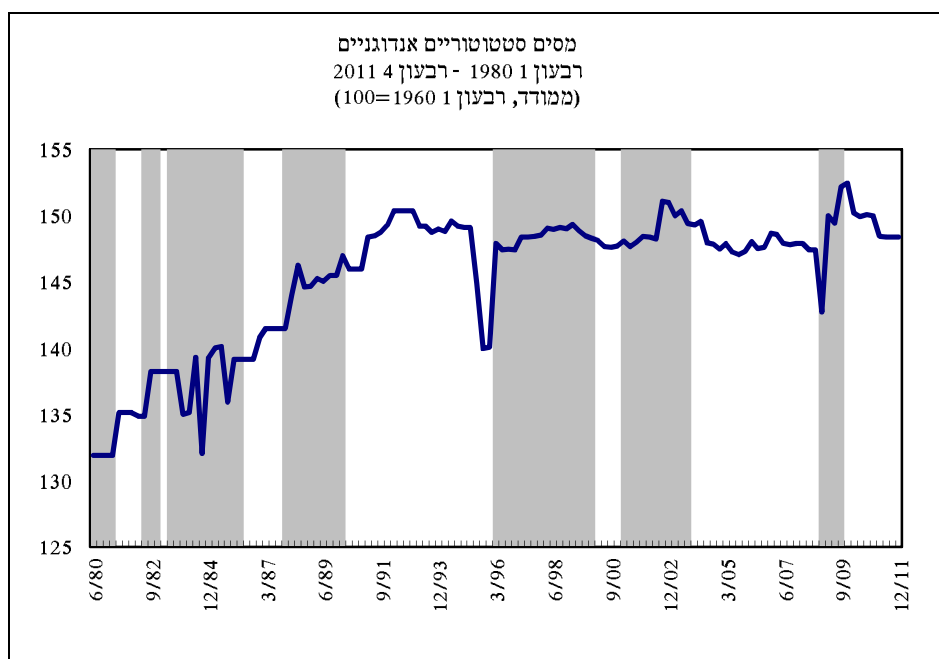
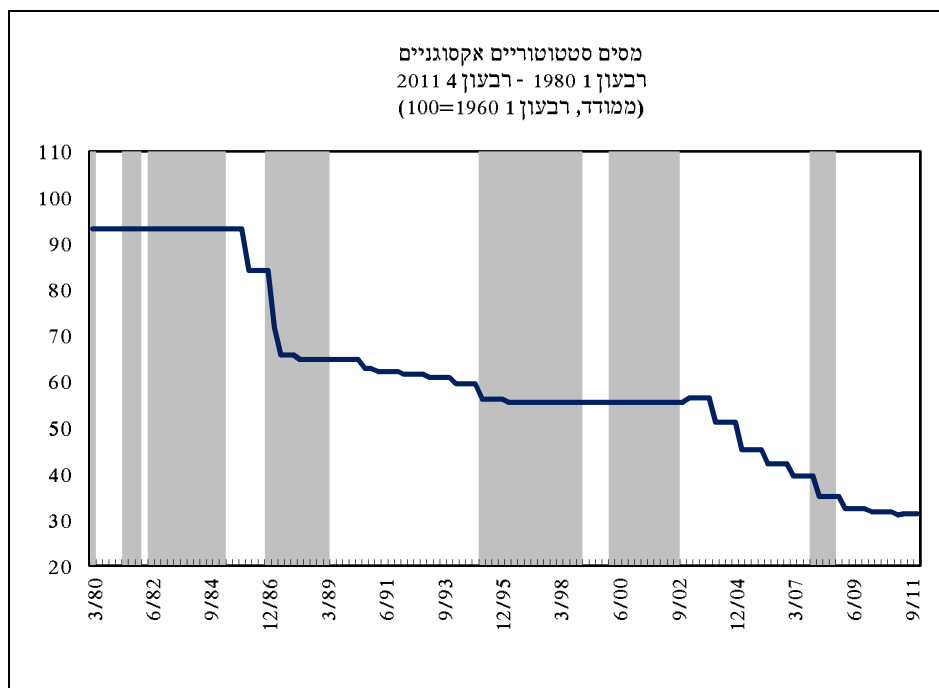
נספח א' – מתודולוגיית (Romer and Romer 2010)

בעקבות גישתם של Romer and Romer (2010) סיווגתי את שינויי המסים הסטטוטוריים לשתי קטגוריות: אקסוגניים ואנדוגניים. כדי לבצע מטלה זו ניתחתי את דו"ח ההכנסות ממסים של משרד האוצר (מינהל הכנסות המדינה) ואת העיתונים בתקופה שבה התקבלה ההחלטה, ובחנתי את ההסברים שנתנו קובעי המדיניות. אם הציגו את השינוי כרפורמה או שינוי מבני, והכריזו עליו מראש (בניגוד להחלטה שהתקבלה סמוך למועד היישום של השינוי), השינוי נחשב לאקסוגני; בשאר המקרים הוא נחשב לאנדוגני.

לוח א.1: שינויי המס האקסוגניים העיקריים בישראל

שנה	השינוי הסטטוטורי
1964	הפחתת מס ההכנסה ליחידים בעלי הכנסה נמוכה
1974	הנהגת מס רכישה על נדל"ן (לפני כן היה קיים מס דומה)
1976	הנהגת מס ערך מוסף
1981	ביטול מס העיזבון על דיור, בניינים מסחריים ורכוש חקלאי
1986-1988	הפחתת מס ההכנסה ומס החברות
1990-1994	הפחתת מס החברות
1991-1993	הפחתת המס על כלי רכב
1994-1996	הפחתת מס ההכנסה ומס החברות, הנהגת שיעור מס מופחת עבור בעלי הכנסה נמוכה בתשלומים לביטוח לאומי
2000	ביטול מס רכוש
2003	הנהגת מס על רווחי הון
2004 ואילך	הפחתת מס ההכנסה ומס החברות
200-2006	הפחתת המע"מ
2006-2009	הפחתת המס על כלי רכב
2009	רפורמת המיסוי הירוק (עלייה במיסוי על כלי רכב)

האירורים הבאים מציגים את השינויים הסטטוטוריים האנדוגניים והאקסוגניים בישראל. בשעה שהמסים האנדוגניים שונו בשני הכיוונים, המסים האקסוגניים הופחתו בדרך כלל. מהאירור ברור כי ההפחתה שחלה במס ההכנסה מאז 2004 הייתה אקסוגנית. עוד ברור כי את המסים האנדוגניים העלו בתקופות מיתון (ראו 2001–2003 ו-2009–2010).



נספח ב'

איני מבקש לבחון כיצד המסים האקסוגניים משפיעים על התמ"ג, משום שסוגיה זו דורשת מחקר נפרד. אך אני עורך מבחני סיבתיות של גרינג'ר כדי לנתח את הסיווג למסים אנדוגניים ואקסוגניים. אני צופה כי מבחן זה יראה שהמסים האקסוגניים משפיעים על התמ"ג והתמ"ג משפיע על המסים האנדוגניים.

מבחני הסיבתיות של גרינג'ר (שני פיגורים)

תוצאה	סטטיסטיקת F	התקופה	השערת האפס
המסים הסטטוריים האקסוגניים והתמ"ג			
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	2.2	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	Statutory_Tax_FULL does not Granger Cause log(GDP_SA)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.9	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	log(GDP_SA) does not Granger Cause Statutory_Tax_FULL
אנו יכולים לדחות את השערת האפס	3.2*	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	Statutory_tax_EXOG does not Granger Cause log(GDP_SA)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.9	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	log(GDP_SA) does not Granger Cause Statutory_tax_EXOG
המסים הסטטוריים האנדוגניים והתמ"ג			
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.9	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(Statutory_Tax_ENDO) does not Granger Cause dlog(GDP_SA)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.3	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(GDP_SA) does not Granger Cause dlog(Statutory_Tax_ENDO)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.0	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(Statutory_Tax_ENDO_INDIRECT) does not Granger Cause dlog(GDP_SA)
אנו יכולים לדחות את השערת האפס	3.0	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(GDP_SA) does not Granger Cause dlog(Statutory_Tax_ENDO_INDIRECT)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.9	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(Statutory_Tax_ENDO_DIRECT) does not Granger Cause dlog(GDP_SA)
איננו יכולים לדחות את השערת האפס	0.1	רב' 1' 1960 – רב' 4' 2011	dlog(GDP_SA) does not Granger Cause dlog(Statutory_Tax_ENDO_DIRECT)

התוצאות מראות כי התמ"ג משפיע בעיקר על מיסוי אנדוגני עקיף.

נספח ג' – המשוואות ארוכות הטווח

לוח ג.1: המסגרת הבסיסית

log(stat_ total)	log(stat_ total)	log(stat_ total)	תקופה: רב' 2 1987 – רב' 4 2011
(3)	(2)	(1)	
6.4 (0.6)***	3.1 (0.3)***	6.0 (0.4)***	C
0.1 (0.2)		0.8 (0.2)***	log(HP_ Government spending)
-0.1 (0.3)		-0.7 (0.2)***	log (population)
-0.1 (0.1)*		-0.3 (0.1)***	log (capital stock)
-1.3 (0.1)***		-1.2 (0.1)***	log (Productivity)
	1.9 (0.2)**		HP_Gov. Sp. / GDP
0.9 (0.3)***	0.5 (0.3)*		Immigrants
-0.1 (0.06)**	0.2 (0.04)***		log(Debt)
	0.9 (0.3)***		Gini
	-0.04 (0.02)**		Log (FW)
0.02 (0.006)***	0.02 (0.005)***		Trade_Partners_Income
	-0.01 (0.001)***		Gov_Time
0.91	0.91	0.89	AdjR ²
0.9	0.9	0.6	D.W.
-5.2**	-4.8*	-4.1*	ADF

לוח 2.ג: מחזוריותם של שיעורי המסים הסטטוריים: משוואה ארוכת טווח

ר'ב 4' 1988 – ר'ב 4' 2011						תקופה
משתנה תלוי						
log(stat_ endo_ ind)	log(stat_ endo_ dir)	log(stat_ endo_ total)	log(stat_ ind)	log(stat_ dir)	log(stat_ total)	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
2.6 (0.9)***	5.1 (0.4)***	4.5 (0.3)***	3.6 (0.8)***	9.8 (0.7)***	7.4 (0.5)***	C
-1.1 (0.2)***	-0.2 (0.2)	-0.5 (0.1)***	-1.0 (0.3)***	-1.1 (0.3)***	-1.1 (0.2)***	log(HP_ Government spending)
4.1 (0.6)***	-0.1 (0.2)	0.9 (0.1)***	3.1 (0.4)***	-1.2 (0.3)***	0.5 (0.2)**	log (population)
-0.1 (0.1)	0.2 (0.05)***	0.06 (0.04)*	-0.2 (0.1)*	1.0 (0.1)***	0.5 (0.1)***	log (capital stock)
-1.5 (0.3)***	-0.02 (0.1)	-0.3 (0.1)***	-0.9 (0.2)***	-0.3 (0.2)**	-0.6 (0.1)***	log (GDP)
-0.2 (0.08)**	-0.1 (0.03)**	-0.1 (0.03)***	-0.1 (-0.07)*	-0.09 (0.06)	-0.1 (0.04)**	log (Debt)
-0.04 (0.007)***	-0.01 (0.003)***	0.003 (0.002)	-0.04 (0.006)***	0.008 (0.005)	0.02 (0.004)***	log (Immigration)
-0.5 (0.6)	-0.3 (0.2)	-0.005 (0.2)	0.7 (0.5)	3.8 (0.4)***	2.5 (0.3)***	Gini
0.03 (0.006)***	0.005 (0.003)	0.008 (0.002)***	0.03 (0.006)***	0.02 (0.005)***	0.03 (0.004)***	Trade Partners Inc.
0.84	0.83	0.40	0.86	0.96	0.96	AdjR ²
1.7	0.8	1.1	1.6	0.8	1.1	D.W.
-8.2***	-4.6	-6.1***	-7.6***	-4.7	-5.9***	ADF

לוח ג.3: מסים עקיפים ספציפיים: משוואה ארוכת טווח

רב' 4 1988 – רב' 4 2011				תקופה
משתנה תלוי				
log(gasoline_endo)	log(vat_endo)	log(gasoline)	log(vat)	
(4)	(3)	(2)	(1)	
7.7 (2.4)***	1.8 (0.6)***	6.6 (2.4)***	0.5 (0.8)	C
1.6 (0.9)*	-0.9 (0.3)***	0.7 (0.9)	-0.6 (0.3)*	log(HP_Government Spending)
5.6 (1.3)***	2.9 (0.3)***	6.2 (1.3)***	2.2 (0.4)***	log (population)
0.3 (0.3)	-0.1 (0.08)*	0.5 (0.3)	0.002 (0.1)	log (capital stock)
-5.7 (0.7)***	-0.8 (0.1)***	-5.5 (0.7)***	-0.9 (0.2)***	log (GDP)
-1.8 (0.2)***	-0.2 (0.05)***	-1.8 (0.2)	-0.2 (0.1)**	log (Debt)
0.06 (0.02)***	0.03 (0.005)***	0.06 (0.02)***	0.03 (0.006)***	log (Immigrants)
-3.7 (1.6)**	-0.06 (0.4)	-3.4 (1.6)**	1.5 (0.5)***	Gini
0.03 (0.02)*	0.01 (0.005)***	0.03 (0.02)*	0.02 (0.006)***	
0.76	0.78	0.73	0.71	AdjR ²
1.4	0.9	1.4	0.8	D.W.
-7.1***	-5.2**	-7.0***	-4.6	ADF

לוח 4.ג: ניתוח פסאודו-פאנלי: משוואה ארוכת טווח (סטיית התקן מופיעה בסוגריים)

רב' 1997 – רב' 2009						תקופה
משתנה תלוי						
log(stat_ endo_ind)	log(stat_ endo_dir)	log(stat_ endo_total)	log(stat_ ind)	log(stat_ dir)	log(stat_total)	
(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
9.843 (0.2)***	4.591 (0.1)***	5.128 (0.1)***	5.322 (0.2)***	5.783 (0.4)***	5.529 (0.3)***	C
0.006 (0.0)	0.004 (0.0)***	0.008 (0.0)***	0.020 (0.0)***	0.018 (0.0)***	0.019 (0.0)***	Crisis
0.653 (0.1)***	-0.090 (0.0)***	0.011 (0.0)*	0.400 (0.0)***	0.533 (0.0)***	0.500 (0.0)***	log(debt)
0.015 (0.0)	0.004 (0.0)	-0.012 (0.0)	-0.134 (0.0)***	-0.313 (0.0)***	-0.240 (0.0)**	log(G)
-0.002 (0.0)	-0.001 (0.0)	-0.001 (0.0)	0.000 (0.0)	0.017 (0.0)	0.010 (0.0)	Elast
0.002 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	-0.001 (0.0)	-0.013 (0.0)*	-0.009 (0.0)*	log(house_ num)
0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	Legal
0.048 (0.0)***	-0.013 (0.0)***	-0.006 (0.0)***	-0.005 (0.0)	0.016 (0.0)***	0.008 (0.0)*	macro_index
0.030 (0.0)***	-0.001 (0.0)	0.004 (0.0)***	0.003 (0.0)	0.001 (0.0)	0.001 (0.0)	Elect
-0.029 (0.0)	-0.008 (0.0)	-0.010 (0.0)	-0.013 (0.0)	0.170 (0.1)*	0.101 (0.1)	top10
-0.026 (0.0)	-0.007 (0.0)	-0.009 (0.0)	-0.013 (0.0)	0.145 (0.1)*	0.083 (0.0)	bottom40
0.004 (0.0)***	0.001 (0.0)***	0.000 (0.0)**	-0.005 (0.0)***	-0.016 (0.0)***	-0.012 (0.0)***	gov_time
-0.401 (0.0)***	0.054 (0.0)***	-0.004 (0.0)				log(GDP)
0.84	0.91	0.45	0.84	0.88	0.90	AdjR ²
1.1	0.8	0.9	1.1	0.9	0.9	D.W.

נספח ד' – ניתוח פאנל של שיעורי המסים האנדוגניים העקיפים

הראיתי כי המסים האנדוגניים הישירים והעקיפים מתנהגים אחרת כלפי המחזור. לכן ניתוח פאנל בלתי מוגבל מביא להתנהגות בלתי מובהקת כלפי המחזור ולערך נמוך של R^2 .

לכן בנספח זה אני עורך ניתוח פאנל שמבוסס על שיעורי המסים האנדוגניים העקיפים בלבד; כלומר המשתנה התלוי נוצר ע"י שבע הקטגוריות של מיסוי עקיף, כמוצג בלוח 1. שימו לב שבניתוח פאנל מקורות המיסוי אינם בלתי תלויים, ולכן נדרש תיקון במסגרת הקואינטגרציה, לפי הקווים שהתווה Pesaran (2006). על מנת להעשיר את הניתוח ההיסטורי, בחרתי בכל המשתנים התלויים האפשריים שמתחילים ברבעון הראשון של 1961.

בשלב זה אני מריץ משוואת פאנל ארוכת טווח, תחילה בהנחה שמסים הינם בלתי תלויים (ראו משוואה 1), ולאחר מכן עם תיקון לתלות, בעזרת המתודולוגיה שהציע Pesaran (2006) (ראו משוואה 2). תיקון זה דורש להוסיף את הערכים הממוצעים של המשתנים התלויים והבלתי תלויים, כפי שהסבירו Eberhardt and Bond (2009). לאחר שאני מקבל את היחסים ארוכי הטווח אני מריץ משוואות קצרות טווח שכוללות את השינוי באותם משתנים, בתוספת 2 פיגורים, ואת השארית עם פיגור אחד.

לוח ד.1 מציג את הרגרסיות ארוכות הטווח עם סטטיסטי ה-W של Pesaran, Im, Shin and IPS), אשר נמצאו מובהקות ב-1 אחוז. לוח ד.2 מציג את הרגרסיות קצרות הטווח. השארית בפיגור מובהקת. יש לציין גם כי דמה המשבר מובהק ב-1 אחוז וכי המקדם המעיד על מדיניות פרו-מחזורית ממשיך להיות מובהק בניתוח זה.

לוח 1.7 : ניתוח פאנל למסים עקיפים אנדוגניים : משוואה ארוכת טווח

ר'ב 2 1961 – ר'ב 4 2011		1827 תצפיות		תקופה
		משתנים תלויים		
log(endogenous indirect)	log(endogenous indirect)	log(endogenous indirect)	log(endogenous indirect)	
(4)	(3)	(2)	(1)	
2.1 (0.04)***	2.1 (0.2)***	2.1 (0.04)***	2.1 (0.2)***	C
		0.0 (0.0)	-0.1 (0.004)***	Crisis
0.004 (0.001)***	-0.04 (0.004)***			Crisis2
-0.03 (0.004)***	-0.1 (0.009)***	-0.03 (0.004)***	0.08 (0.009)***	log (Debt)
-0.03 (0.004)***	-0.005 (0.002)*	-0.03 (0.004)***	0.002 (0.002)	Macro Index
-0.02 (0.004)***	0.3 (0.03)***	-0.03 (0.008)***	0.3 (0.03)***	log (GDP)
-0.02 (0.004)***	-0.05 (0.02)**	-0.02 (0.004)***	-0.04 (0.02)*	log (world Trade)
0.02 (0.03)***	-0.01 (0.003)***	0.02 (0.03)***	-0.02 (0.003)***	Trade Partners Income
-0.03 (0.003)***	0.02 (0.008)***	-0.03 (0.003)***	0.007 (0.008)	War
0.6 (0.002)***		0.5 (0.002)***		Average Independent
0.4 (0.06)***		0.4 (0.06)***		Average Dependent
0.99	0.85	0.99	0.85	AdjR ²
0.1	0.1	0.1	0.1	D.W.
-5.5***	-3.8***	-5.1***	-3.8***	W Statistic (IPS)

לוח ד.2: ניתוח פאנל למסים עקיפים אנדוגניים: משוואה קצרת טווח¹

ר'ב' 1962 2 – ר'ב' 2011 4		1800 תצפיות		תקופה
		משתנים תלויים		
dlog(endogenous indirect)	dlog(endogenous indirect)	dlog(endogenous indirect)	dlog(endogenous indirect)	
(4)	(3)	(2)	(1)	
0.006 (0.1)***	0.006 (0.1)***	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	C
		0.01 (0.001)***	0.01 (0.001)***	Crisis
0.003 (0.0016)*	0.003 (0.0016)**			Crisis2
0.002 (0.03)	-0.06 (0.003)**	-0.04 (0.03)	-0.09 (0.03)***	dlog (Debt)
-0.008 (0.003)***	-0.005 (0.003)*	-0.006 (0.003)**	-0.005 (0.003)*	d(Macro Index)
-0.08 (0.03)***	-0.08 (0.03)***	-0.06 (0.03)**	-0.07 (0.03)**	dlog (GDP)
-0.07 (0.03)**	-0.07 (0.03)**	-0.06 (0.03)*	-0.06 (0.03)*	dlog (world Trade)
0.0005 (0.001)	0.0008 (0.0009)	-0.0001 (0.0)	-0.0004 (0.0)	d(Trade Partners Income)
-0.01 (0.003)***	-0.01 (0.003)***	-0.01 (0.003)***	-0.01 (0.003)***	War
0.02 (0.003)***	0.01 (0.003)***	0.01 (0.003)***	0.01 (0.003)***	War(-1)
-0.2 (0.05)***	-0.03 (0.006)***	-0.1 (0.005)***	-0.02 (0.007)***	Residual(-1)
0.04	0.05	0.06	0.06	AdjR ²
1.9	1.9	1.9	1.9	D.W.

¹ כל הרגרסיות כוללות פיגור אחד או שניים של dlog(gdp), dlog(world trade) ו-d(trade partners income)-1

ביבליוגרפיה

סטרבצ'נסקי, מ. וק. פלוג (2007), "צמיחה מתמשכת ומדיניות מקרו-כלכלית בישראל", סקר בנק ישראל 80, 73-101.

- Akitoby, B., B. Clements, S. Gupta, and G. Inchauste (2004), "The cyclical and long-term behavior of government expenditures in developing countries", *IMF Working Paper* 04.202.
- Barro, R. J. (1979), "On the determination of Public Debt", *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.
- Bender, A. and Drezen (2008), "How Do Budget Deficits and Economic Growth Affect Reelection Prospects? Evidence from a Large Panel of Countries", *American Economic Review*, vol. 98 No 5, 2003-2220.
- Bender, A. and G. Navon (2010), "Predicting Government Tax Revenues and Analyzing Forecast Uncertainty", *Israel Economic Review*, vol. 7 No 2, 81-111.
- Eberhardt, M. and S. Bond (2009), "Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator", *Nordic Econometric Conference*, Lund (available at the internet).
- Fatas and Mihov (2000), "Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation", mimeo, INSEAD.
- Galí J. and R. Perotti (2003), "Fiscal policy and monetary integration in Europe", *Fiscal Policy*, 533-572 (October)
- Gavin M. and R. Perotti (1997), "Fiscal policy in Latin America", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 12, 11-71.
- Gruber, J. and E. Saez (2000), "The elasticity of taxable income: evidence and implications", *NBER Working Paper* No. 7512.
- Gruber J., A. Sen and M. Stabile (2002), "Estimating price elasticities when there is smuggling: the sensitivity of smoking to price in Canada", *NBER Working Paper* No 8962.
- Hanushek E. and J. Quigley (1980), "What is the price elasticity of housing demand?", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 62, No. 3, 449-454.
- Hughes, J. E., C.P. Knittel and D. Sperling (2008), "Evidence of a shift in the short run price elasticity of gasoline demand", manuscript.

- Ilzetzki E. and C. Vegh (2008), "Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: truth or fiction", manuscript, University of Maryland, June 20.
- Jorgensen F. and J. Dargay (2006), "Inferring price elasticities of car use and moral costs of driving without a licence", Oxford University Centre for the environment, Working Paper No. 1019.
- Lane P. (2003), "The cyclical behavior of fiscal policy: evidence from the OECD", *Journal of Public Economics*, vol. 87 no 12, 2261-2675 (December).
- Lavi Y. and M. Strawczynski (2002): "Policy variables and growth: evidence from Israel", *Applied Economics Letters*, 9:2, 81-86.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical values for cointegration tests," Chapter 13 in *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger. Oxford, Oxford University Press.
- Pesaran, H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Econometrica* 74 (4), 967-1012.
- Romer C. and D. Romer (2010), "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks", *American Economic Review* 100, 763-801.
- Smets F. and R. Wouters (2007), "Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach", *American Economic Review*, vol. 97 (3), 586-606.
- Spilimbergo, Symansky, Blanchard and Cottarelli (2008), "Fiscal Policy for the crisis", IMF Staff Position Note, December.
- Strawczynski and Zeira (2007), "Cyclical policy of fiscal policy in Israel", *Israel Economic Review*, Vol. 5 (1), 47-66.
- Talvi E., and Vegh C. (2005), "Tax base variability and procyclical fiscal policy", *Journal of Economic Development*, 78 (1), 156-190.
- Vegh, C. and G. Vuletin (2011), "How do federal transfers systems affect fiscal policy cyclicity at the sub-national level?", manuscript.
- Vegh, C. and G. Vuletin (2012), "How is tax policy conducted over the business cycle?", NBER Discussion Paper.

- Wolswijk G. (2007), "Short and long-run tax elasticities: the case of Netherlands", European Central Bank Working Paper No. 763.
- Yitzhaki, S. and E. Schechtman (2004), "The Gini Instrumental Variable, or the "double instrumental variable" estimator", *International Journal of Statistics*, Vol. LXII, no 3, 287-313.