



**ביזור הכנסות, פיקוח ממשלתי וכלכלת בחירות:  
לקחים מהשלטון המקומי בישראל**

טושיאנתאן באסקרן (אוניברסיטת זיגן)\*  
סבסטיאן בלס (אוניברסיטת פרנקפורט והבונדסבנק)\*\*  
עדי ברנדר (בנק ישראל)\*\*\*  
יניב ריינגוורץ (אוניברסיטת חיפה)\*\*\*\*

סדרת מאמרים לדיון 2016.07  
אפריל 2016

בנק ישראל; <http://www.boi.org.il>

\*טושיאנתאן באסקרן, אוניברסיטת זיגן גרמניה, [baskaran@vwl.nui-siegen.de](mailto:baskaran@vwl.nui-siegen.de) טל' – 49-271-740-3642 +  
\*\* סבסטיאן בלס, אוניברסיטת פרנקפורט והבונדסבנק גרמניה, [blesse@zew.de](mailto:blesse@zew.de) טל' – 49-0621-1235-394 +  
\*\*\* עדי ברנדר, חטיבת המחקר, בנק ישראל - [adi.breder@boi.org.il](mailto:adi.breder@boi.org.il), טל' – 02-6552618  
\*\*\*\* יניב ריינגוורץ, המחלקה למינהל ומדיניות ציבורית, בית הספר למדע המדינה, אוניברסיטת חיפה,  
[yanivrein@poli.hifa.co.il](mailto:yanivrein@poli.hifa.co.il) טל' - 04-8249089

גירסה של מאמר זה פורסמה באנגלית בכתב העת *European Journal of Political Economy*. המחברים מבקשים להודות לאבי בן-בסט, אסטבן קלור ומומי דהן על עצות בשלב מוקדם של העבודה, ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל, לשני שופטים אנונימיים בכתב העת *European Journal of Political Economy* ול-Toke Aidt על הערותיהם המועילות ולדורית אתר על תרגום העבודה מאנגלית. באסקרן מבקש להודות גם לקרן המחקר הגרמנית (DFG (Grant No. DFG BA 4967/1-1 על תמיכתה במחקר.

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

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

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

## תקציר

עבודה זו בוחנת אם ביזור הכנסות ופיקוח חיצוני ישיר על התנהלותן הכספית של רשויות מקומיות משפיעים על שכיחותם ועוצמתם של מחזורי תקציב פוליטיים ("כלכלת בחירות"), באמצעות פאנל נתונים מישראל בשנים 1999-2009. אנו מוצאים כי תלות גבוהה בהעברות כספים מהשלטון המרכזי – המשתקפת בשיעור נמוך של הכנסות מגבייה מקומית בתקציב הרשות המקומית – מחמירה את מחזורי התקציב הפוליטיים, בשעה שמעקב הדוק – המתבצע דרך מינוי חשב מלווה על ידי הממשלה לרשויות מקומיות שצברו חובות – מונע מחזורים אלה. אנו מוצאים עוד כי דפוס זה משקף הגדלה של הוצאות הפיתוח בשנות הבחירות. התוצאות מראות כי מחזורי תקציב פוליטיים יכולים להיגרם מכך שהמבנה הפיסקלי יוצר מגבלת תקציב גמישה: דהיינו, מצב שבו מנהיגים מכהנים ומצביעים רציונליים יכולים לצפות לכך שהרחבת ההוצאות לפני הבחירות תכוסה בחלקה מאוחר יותר על ידי השלטון המרכזי.

**מילות מפתח:** מחזורי תקציב פוליטיים; מגבלת תקציב גמישה; שלטון מרכזי; ביזור

## Abstract

This paper examines whether revenue decentralization and direct external financial supervision affect the incidence and strength of political budget cycles, using a panel of Israeli municipalities during the period 1999-2009. We find that high dependence on central government transfers - as reflected in a low share of locally raised revenues in the municipality's budget - exacerbates political budget cycles, while tight monitoring - exercised through central government appointment of external accountants to debt accumulating municipalities - eliminates them. We also find that this pattern is predominantly accounted for by development expenditures. These results suggest that political budget cycles can result from fiscal institutions that create soft budget constraints: that is, where incumbents and rational voters can expect that the costs of pre-election expansions will be partly covered later by the central government.

**Keywords:** Political budget cycles; soft budget constraint; local governments; decentralization  
**JEL codes:** D72, H72, H74, E62

## 1. הקדמה

בספרות העוסקת בכלכלה פוליטית קיים דיון נרחב בשאלת קיומם של מחזורי תקציב פוליטיים – המוגדרים באופן כללי כמניפולציה של המדיניות הפיסקלית על ידי פוליטיקאים מכהנים, ובפרט צבירת גירעונות בהתקרב מועדן של בחירות - ובגורמים האפשריים להם (Alesina et al., ; Alesina, 1989 ; Drazen, 2008). מבחינה תיאורטית נטען כי מניפולציה של המדיניות הפיסקלית לפני בחירות יכולה להיות אפקטיבית בהקשרים שבהם המצביעים אינם רציונליים לחלוטין (Nordhaus, 1975) או סובלים מחוסר מידע (Brender and Drazen, 2005 ; Shi and Svensson, 2006 ; Alt and Lassen, 2006), או כאשר מחזורים כלכליים הנגרמים ממניפולציה פיסקלית יכולים לאותת על יכולותיה של ההנהגה המכהנת (Rogoff and Sibert, 1988 ; Cukierman and Meltzer, 1986). רוגוף (Rogoff, 1990) מציג מודל שבו שינויים תקציביים לפני בחירות מאפשרים לפוליטיקאים מכהנים לחשוף את כישוריהם, מבלי לגרום למחזורים כלכליים. בכל המודלים הללו נטען כי תמיכת המצביעים בפוליטיקאי המכהן תגדל כתוצאה מאותם שינויים קצרי טווח במדיניות התקציב.<sup>1</sup> מאחר שעיוותים של המדיניות הפיסקלית מסיבות אלקטורליות עלולים להיות כרוכים במחירים כלכליים משמעותיים, חשוב להבין באילו תנאים קיימת סבירות גבוהה שתבצע מניפולציה כזאת.

גורם שמוזכר רבות כמשפיע על נטייתם של פוליטיקאים לייצר מחזורי תקציב פוליטיים הוא היעדר מידע מדויק בזמן אמת ברשות המצביעים בנוגע למצב התקציב ולמצב הכלכלה בכלל (Eslava, ; Drazen, 2008). הרלוונטיות של מידע זה מבוססת על הטענה שאם המצביעים מודעים למניפולציה, הם עשויים "להעניש" את הפוליטיקאי המכהן בקלפי, מתוך הכרה בחוסר היעילות שנגרם מהמניפולציה שלו. רעיון זה נתמך בראיות האמפיריות (לדוגמה : Brender and Drazen, 2008 ; Brender, 2003).

בעבודה זו אנו בוחנים את האפשרות, שאם ניתן להסיט חלק מעלותן של המניפולציות האלקטורליות אל מחוץ לתחום השיפוט המקומי, כגון אל השלטון המרכזי, הדבר עשוי להשפיע על עמדות המצביעים לגבי המניפולציה, ובהתאם לכך, על נטייתם של קובעי מדיניות מקומיים לייצר מחזורי תקציב פוליטיים. אפשרות זו עשויה להסביר מדוע מחזורי תקציב פוליטיים מופיעים באופן שכיח יותר בבחירות מקומיות

<sup>1</sup> שינויים במדיניות הפיסקלית יכולים להתבטא בהגדלת ההוצאות (Sakurai and Menezes-Filho 2011), בהפחתות מס (Foremny and Riedel, 2014), או בשינויים בהרכב ההוצאות (Vergne, 2009 ; Brender and Drazen, 2013).

מאשר בבחירות לשלטון המרכזי.<sup>2</sup> אנו בודקים אפוא כיצד ביזור ההכנסות, המשתקף בשיעורן של ההכנסות המבוססות על גבייה מקומית מתוך הכנסות הרשות המקומית, משפיע על שכיחותם של מחזורי תקציב פוליטיים. לצורך זה אנו עורכים ניתוח דינמי של פאנל נתונים מהרשויות המקומיות בישראל בין השנים 1999-2009. אנו מתמקדים בשני מאפיינים מוסדיים שהיו נוכחים בו-זמנית במהלך תקופה זו: רמת ביזור ההכנסות, והאם הרשות המקומית הייתה נתונה לפיקוח צמוד באמצעות חשב מלווה שמונה על ידי הממשלה.

רמת המימון העצמי משתנה במידה רבה בין רשות מקומית אחת לרעותה בישראל. בשעה שחלק מהן מממנות את הוצאותיהן בעיקר באמצעות הכנסות מגבייה מקומית, רבות מסתמכות במידה ניכרת על העברות כספים מהממשלה. השערת המחקר היא שהתמריצים להיכנס לגירעון מסיבות אלקטורליות הם נמוכים יותר ברשויות מקומיות שמסתמכות במידה רבה על הכנסות מגבייה מקומית, ככל הנראה מפני שהמצביעים יודעים שמשמעות הגירעונות היא העלאת מסי ארנונה או פגיעה בשירותים עירוניים בעתיד. הפוליטיקאים המקומיים באותן רשויות מקומיות יכולים אפוא לצפות לכך שגירעון לא יוביל לגמול אלקטורלי (Brender, 2003). לעומת זאת, פוליטיקאים ומצביעים ברשויות מקומיות המסתמכות על העברות כספים מהממשלה יכולים לצפות לכך שגירעונות יגרמו להעברות של סכומים מוגדלים בעתיד (Meloni and Tommasi, 2012). האפשרות שהממשלה, כלומר ציבור משלמי המסים במדינה, תכסה גירעונות, עשויה לעודד הוצאות-יתר ובאופן ספציפי היא יכולה לגרום למחזורי תקציב פוליטיים (Weingast et al., 1981). טיעון זה עולה בקנה אחד עם ממצאיהם של איידט ומוני (Aidt and Mooney, 2014), שהראו כי המעבר ממערכת פוליטית בה הייתה זכות הצבעה רק למשלמי המסים לכזאת בה זכות ההצבעה היא אוניברסלית, השפיע באופן מובהק על צורתם של מחזורי התקציב הפוליטיים, בכך שהמוקד בהתנהגותם המניפולטיבית של פוליטיקאים מכהנים סביב מועדי בחירות עבר מקיצוצי מס וצמצום הוצאות שוטפות לשינויים בהרכב ההוצאות.

באשר לפיקוח מצד השלטון המרכזי, החל מ-2003 ואילך מינתה ממשלת ישראל חשבים מלווים למספר רשויות מקומיות בעלות חוב גבוה ולכאלה שנמצאה בהן התנהלות כספית לקויה. לחשבים חיצוניים אלו מוקנית סמכות מיוחדת לעקוב אחר מהלכים במדיניות הפיסקלית, ובפרט לעצור תשלומים במקרה שהם מכניסים את הרשות לגירעון. סביר לשער כי פיקוח ממשלתי באופן זה מגביל את יכולתן של רשויות

---

<sup>2</sup> מחקרים שבחנו סוגיה זו ברמה המקומית כוללים: Blais and Nadeau (1992), Galli and Rossi (2002), Khemani (2004), Akhmedov and Zhuavskaya (2004), Coelho et al. (2006), Veiga and Veiga (2007), Cole (2009), Aidt et al. (2011), Dahlberg and Mörk (2011), Foremny et al. (2014), Tepe and Vanhuyse (2014), Baskaran et al. (2015)

מקומיות לייצר מחזוריים במדיניות הפיסקלית סביב מערכות בחירות, או לפחות מגדיל את הסיכויים שניסיונות כאלה ייחשפו בזמן אמת. אנו מנטרלים אפוא את האפקט הזה בבדיקה שלנו, מפני שהוא עשוי להיות מתואם שלילית עם גודל מחזורי התקציב הפוליטיים, וכן עם שיעור הגבייה המקומית מכלל הכנסות הרשות המקומית.<sup>3</sup> אולם, נוכח הצלחתם המוגבלת של אמצעים אחרים בעבר, כמו האיסור לקחת הלוואות בנקאיות ללא אישור משרדי הממשלה, דרישות דיווח ותכניות הבראה, קיימת גם אפשרות שרשויות מקומיות יתחמקו מהפיקוח ויצברו גירעונות בשנת בחירות למרות הפיקוח הממשלתי.

התוצאות האמפיריות שלנו מצביעות על קיומם של מחזורי תקציב פוליטיים משמעותיים בבחירות המקומיות בישראל: כאשר מנטרלים את השפעתם של משתנים מסבירים אחרים, הגירעונות המוניציפליים גבוהים ב-8 נקודות האחוז בממוצע בשנים שבהן מתקיימות בחירות מקומיות מאשר בשנים אחרות. ניתוח נוסף מראה שהמחזוריים פחות בולטים ברשויות מקומיות המסתמכות בעיקר על הכנסות מגבייה מקומית, ואינם קיימים באלה שנתונות לפיקוחם של חשבים מלווים שמונו על ידי השלטון המרכזי. ממצאים אלה משתמע שככל הנראה, גירעונות מזוהים עם מחירים אלקטורליים עבור פוליטיקאים מקומיים, אם הגירעון מוביל להעלאת מסים בעתיד. תמיכה אמפירית לממצאים אלה הוצעה בעבר על ידי ברנדר (Brender, 2003) ודרייזן ואסלאבה (Drazen and Eslava, 2010), שמצאו כי גירעונות אכן מובילים להפסדים אלקטורליים בבחירות מקומיות בישראל ובקולומביה, בהתאמה. אנו מוצאים, ראשית, כי שיעור נמוך של העברות כספים מהממשלה ממתן את מחזורי התקציב הפוליטיים, אך הם נותרים משמעותיים. שנית, אכיפת ביקורת על ידי השלטון המרכזי באמצעות חשב מלווה הופכת את מחזורי התקציב הפוליטיים לחסרי מובהקות סטטיסטית. תוצאותינו מרמזות אפוא שפיקוח מרכזי משמעותי או ביזור הכנסות משמעותי יכולים להפחית התנהגות אופורטוניסטית מצד אנשי השלטון המקומי. הסביבה המוסדית המועדת ביותר למניפולציה של התקציב סביב מערכות בחירות היא ככל הנראה כאשר קיים שילוב של אוטונומיה תקציבית מקומית נרחבת עם הסתמכות משמעותית על העברות מהממשלה. אנו מוצאים עוד כי ההשפעות הללו מוסברות על ידי הוצאות פיתוח, בהתאם לממצאיהם של אידט ומוני (Aidt and Mooney, 2014), ובהתאם לתוצאה של ברנדר (Brender, 2003) שלפיה מצביעים ישראלים נוטים לגלות תמיכה רבה יותר בהוצאות פיתוח לקראת שנת בחירות מאשר בגירעונות שוטפים במהלכה.

<sup>3</sup> שיעורן הממוצע של ההכנסות מגבייה מקומית מתוך סך ההכנסות ברשויות מקומיות עם חשב מלווה היה 51% וברשויות ללא חשב מלווה הוא עמד על 61%. קיים טווח רחב של חפיפה בין שתי הקבוצות ביחס לשיעור ההכנסות מגבייה מקומית.

תרומתנו לספרות היא בחקירת תפקידם של הביזור הפיסקלי ושל מגבלת תקציב גמישה כגורמים שעשויים לקבוע את מחזורי התקציב הפוליטיים. מספר גורמים אחרים עם פוטנציאל השפעה על מחזורי תקציב אלה נידון בעבר בספרות. ברנדר ודרייזן (Brender and Drazen, 2005), לדוגמה, בדקו אם יש הבדל בין דמוקרטיה חדשה לדמוקרטיה מבוססת בשכיחותם של מחזורי תקציב פוליטיים. תוצאותיהם מלמדות כי צבירת ניסיון בשיטה הפוליטית הדמוקרטית ואיכות המידע, כמו גם הפצת המידע, הם תנאים חשובים להחלשתם של המחזורים הללו. בנוסף, נמצא שכללים פיסקליים חשובים לעוצמתם של מחזורי התקציב הפוליטיים (Rose, 2006). גורם נוסף שעשוי להשפיע על שכיחותם של מחזורי תקציב פוליטיים הוא קיומה של מגבלה על כהונתם על פוליטיקאים נבחרים (Klein and Sakurai, 2015), אם כי מגבלה זו אינה קיימת בישראל. בעוד שגורמים אלה המשפיעים על מחזורי התקציב הפוליטיים נידונו בספרות<sup>4</sup>, השפעתם של ביזור פיסקלי ופיקוח ממשלתי, שהם המוקד העיקרי במחקר שלנו, טרם נחקרה באופן משמעותי.<sup>5</sup>

הענף השני של הספרות שלו אנו תורמים בעבודתנו הוא תחום הביזור הפיסקלי, העוסק בין היתר בקשר בין העברות מהשלטון המרכזי למקומי לבין גירעונות בדרג תת-לאומי. רבים מהתיאורטיקנים בנושא טוענים כי ההסתמכות על העברות כספים מן הממשלה יוצרת תמריצים בלתי רצויים לגופי שלטון מקומי ועשויה לגרום להם להפריז בלקיחת הלוואות. ובפרט, אם השלטון המקומי מצפה לכך שגירעונות בתקופה הנוכחית יגרמו לשלטון המרכזי להגדיל את העברות הכספים בעתיד, התמריצים לנהל מדיניות תקציבית זהירה יפחתו, והדבר יוביל למגבלת תקציב גמישה וללקיחת הלוואות מופרזת ברמה המקומית (Kornai, 1979); בכך שהן מראות כי ברשויות מקומיות בישראל המסתמכות על העברות כספים קיים סיכוי גבוה יותר של כניסה לגירעון באופן כללי (כאשר מנטרלים את השפעתם של מאפיינים מקומיים שעשויים להסביר העברות גדולות וגירעונות כאחד), ובנוסף סיכוי זה גבוה גם מסיבות אלקטורליות. התוצאות שלנו מוסיפות אפוא לממצאים אמפיריים קודמים לגבי הקשר בין העברות כספים מהשלטון המרכזי למקומי לבין מגבלת תקציב גמישה במערכות פיסקליות אנכיות. פטרסון-לידבום (Pettersson-Lidbom, 2010), לדוגמה, הראה

---

<sup>4</sup> לעיון בגורמים אפשריים נוספים ראו עבודתם של ניא ועמיתים (Nie et al., 2013), שמצאו כי סדר הגודל של כל מחזור אלקטורלי תלוי בין היתר בחשיפה תקשורתית, ושניידר (Schneider, 2010) הטוען כי יש חשיבות לרמת השקיפות התקציבית. דה האן וקלומפ (De Haan and Klomp, 2013) מציגים סקירה של הספרות המחקרית מהשנים האחרונות על הגורמים למחזורי עסקים פוליטיים.

<sup>5</sup> מלוני וטומאסי (Meloni and Tommasi, 2012) הראו במחקר בנושא קשור עבור ארגנטינה, כי ההסתמכות על העברות כספים מהשלטון המרכזי גורמת למצביעים לדרוש הגדלה של ההוצאות (ממצא שחזר גם בתוצאות שלנו בהמשך, שלפיו הכנסות גבוהות יותר מגבייה מקומית קשורות לרמה נמוכה יותר של גירעונות לנפש). עם זאת, הם אינם מתמקדים בהשפעות הגומלין בין תלות תקציבית לבין מחזורי תקציב פוליטיים, אלא משתמשים בטיעון זה כדי להסביר את הממצא שגירעונות גבוהים יותר מביאים לרווחים אלקטורליים בארגנטינה.

שהציפייה להעברות כספים עתידיות עשויה לגרום לאשראי-יתר של השלטון המקומי בשוודיה. באסקרן (Baskaran, 2012) הגיע למסקנה דומה לגבי המדינות הפדרליות (Länder) בגרמניה. סולה ופאלומבה (Sola and Palomba, 2015) מצאו שתמחור פרמיות הסיכון של השלטון המקומי בשוק ההון מתחשב פחות בנתוני הבסיס התקציביים כאשר קיימת מגבלת תקציב גמישה, בצורת שיעור מוגבר של העברות כספים מהשלטון המרכזי. ואולם, מחקרים אלה אינם מתמקדים בבחירות ואינם קושרים בין מגבלת תקציב גמישה למחזורי תקציב פוליטיים. לפיכך, ככל שידוע לנו, עבודתנו היא הראשונה אשר מראה באופן אמפירי כי מוסדות פיסקליים שאינם מעוצבים כהלכה יכולים להחמיר את המניפולציות התקציביות בזמן בחירות.

המשך עבודה זו מסודר באופן הבא. החלק הבא מתאר את המוסדות הפיסקליים והפוליטיים ברמה המקומית בישראל. חלק 3 מתאר את המסגרת האמפירית לעבודה זו ואת הנתונים שבהם השתמשנו. התוצאות מוצגות בחלק 4, וחלק 5 מסכם.

## 2. המבנה המוסדי

הניתוח האמפירי שלנו עוסק ברשויות השלטון המקומי בישראל בשנים 1999-2009. בשנת 2009 היו בישראל כ-200 רשויות מקומיות<sup>6</sup>, מתוכן 120 כללו בעיקר תושבים יהודים וב-80 היה רוב של תושבים ערבים.<sup>7</sup> סיווג זה חשוב מאחר שהרשויות המקומיות היהודיות והערביות שונות מאוד מבחינה כלכלית ופוליטית גם יחד. ראשית, רשויות מקומיות ערביות הן בדרך כלל עניות בהרבה מהיהודיות (Reingewertz, 2015), ועל כן מסתמכות במידה משמעותית יותר על העברות כספים מהממשלה. הן נוטות גם לצבור רמות חוב גבוהות יותר ועל כן נחשפות לפיקוח מחמיר יותר של הממשלה, לרבות מינוים של חשבים מלווים (Ben Bassat et al., 2013). שנית, נמצא כי ציבור המצביעים ברשויות הערביות נוטה להצביע במקרים רבים בהתאם להשתייכות חמולתית (Ben Bassat and Dahan 2012; Reingewertz, 2015; Hillman et al., 2015) ולא על פי הצלחתו הביצועית של השלטון המקומי. משום כך, הרשויות המקומיות הערביות עשויות להיות פחות

---

<sup>6</sup> הניתוח אינו כולל 54 מועצות אזוריות. הסיבה לכך היא שהמערכת הפוליטית במועצות אזוריות פועלת בצורה שונה מזו שברשויות העירוניות. מועצות אזוריות מורכבות ממספר ישובים, שכל אחד מהם מקבל מושב במועצה. בנוסף, מספר המועצות המקומיות השתנה ב-2003 בשל הרפורמה לאיחוד רשויות מקומיות בהנהגת הממשלה המרכזית (Reingewertz, 2012). בניתוח האמפירי הוצאנו את שש הרשויות היהודיות שאוחדו ב-2003 (מודיעין, יהוד-מונסון, בנימינה-גבעת עדה, קדימה-צורן, כוכב יאיר, סביון).

<sup>7</sup> הנתונים שלנו אינם כוללים רשויות מקומיות פלסטיניות בגדה המערבית, מכיוון שאלה אינן כפופות לחקיקה הישראלית בעניינים מוניציפליים. ההפרדה בין רשויות מקומיות יהודיות לערביות בישראל מבוססת על דתם של מרבית התושבים בישוב, כאשר ישובים עם רוב מוסלמי, דרוזי או נוצרי מסווגים כישובים ערביים. בכל הרשויות המקומיות עם אוכלוסייה מעורבת קיים רוב יהודי מובהק.

רלוונטיות לשאלות שאנו חוקרים.<sup>8</sup> לכן התמקדנו ב- 120 הרשויות היהודיות, מתוכן 6 הוצאו מהמחקר מכיוון שחלו בהם שינויים בהרכב האוכלוסייה כתוצאה מאיחוד רשויות. לפיכך, המדגם הסופי שלנו כולל 114 רשויות מקומיות.

האוכלוסייה המוניציפלית הממוצעת במדגם שלנו עומדת על 31,000, אך גודל האוכלוסייה משתנה משמעותית ונע בטווח שבין 1,300 ל-748,000 תושבים. הרשויות המקומיות בישראל, בדומה למצב במרבית הכלכלות המפותחות, מספקות שירותים עירוניים שונים, כגון איסוף אשפה, תאורת רחוב, וביוב. בנוסף, הרשויות המקומיות בישראל אחראיות על שירותי חינוך (במימון משמעותי של העברות מתוקצבות מהממשלה), תחזוקת כבישים, ובאופן חלקי, רווחה. אין הבדלים מובהקים בתחומי אחריותן של הרשויות המקומיות על פי גודלן. ב-2007, הוציאה ישראל 7% מהתמ"ג באמצעות הרשויות המקומיות, שהם כ-15% מכלל ההוצאות הציבוריות. כ-65% מהכנסות השלטון המקומי באו ממיסוי וממקורות מקומיים אחרים. ה-35% הנותרים היו מענקים מהממשלה. מידת הסתמכותה של הרשות המקומית על מענקים תלויה במידה רבה במצבה הסוציו-אקונומי: רשויות בעלות סטטוס סוציו-אקונומי נמוך נוטות להסתמך על העברות כספים במידה רבה יותר ממקבילותיהן העשירות. מאחר שהסטטוס הסוציו-אקונומי של ישובים שונים אינו משתנה כמעט לאורך זמן, אנו מנטרלים את השפעת מאפייני הישוב על ידי שימוש באפקט קבוע (FE) עבור הרשות המקומית באמידה האקונומטרית שלנו בהמשך.

המערכת הפוליטית המקומית קשורה רק באופן חלקי לזו הלאומית. מועמדים מקומיים אינם קשורים בדרך כלל באופן הדוק למפלגות ארציות; הנושאים שעל סדר היום בבחירות המקומיות אינם מתמקדים על פי רוב בנושאים לאומיים-מפלגתיים אלא בעניינים מקומיים. יתרה מכך, תוצאות הבחירות המקומיות אינן משקפות את התוצאות הארציות (Diskin and Eden, 1999). הבחירות מתקיימות אחת ל-5 שנים בנובמבר בשתי הצבעות נפרדות: אחת לראש העיר, שאין הגבלה על מספר הכהונות להן הוא יכול להיבחר, והשנייה למפלגה במועצה המקומית. מערכת זו יוצרת שיטה "נשיאותית", שבה ראש העיר מכין את התקציב אך המועצה מאשרת אותו. ראש העיר מחזיק בסמכויות נרחבות, אך המועצה המקומית פועלת כבעלת זכות וטו עם הכוח לחסום הצעות תקציב (Diskin and Eden, 1999). ראשי ערים שמפלגותיהם זוכים לייצוג נמוך במועצה נדרשים אפוא להתקשר בהסכמי קואליציה פורמליים או לעסוק במשא ומתן בעניינים ספציפיים עם חברי מועצה כדי להבטיח רוב להצעות התקציב שלהם.<sup>9</sup>

<sup>8</sup> בסעיף 4.2.3 אנו מדווחים, כבדיקת עמידות (Robustness), על רגרסיות הכוללות את הרשויות הערביות.  
<sup>9</sup> לא קיים מידע שיטתי על הרכב המועצות המקומיות, אך אנו מדווחים בנספח לעבודה זו על מבחני עמידות עם בקרה על חלקה של מפלגת ראש העיר בהצבעה ועל הפער האלקטורלי בבחירות לראשות העיר.



הקשרים בין גופי השלטון בישראל מתאפיינים בריכוזיות רבה. השלטון המרכזי קובע את השינוי השנתי הכללי של שיעור המסים המקומיים, מאשר כל החלטה מקומית לגבי סטייה משיעור זה, ומאשר את התקציב המקומי. בנוסף, כפי שצוין, רבות מן הרשויות המקומיות תלויות במימון ממשלתי. אולם בפועל, יכולת הפיקוח של משרד הפנים ברמת הישוב הספציפי היא מוגבלת, כך שהרשות המקומית נהנית מאוטונומיה משמעותית דה-פקטו, במיוחד כאשר אינה נזקקת לסיוע כספי מיוחד מהשלטון המרכזי. רפורמות משמעותיות שהונהגו החל מאמצע שנות ה-90 עיגנו את העברות הכספים בהליכים פורמליים, הקובעים את היקפן בהתאם לקריטריונים אובייקטיביים שאינם קשורים לביצועים התקציביים של הרשות המקומית בטווח הקצר (Brender, 2003).<sup>10</sup> היה בכך שינוי משמעותי לעומת הגישה אשר הייתה נהוגה בעבר, כאשר השינויים השנתיים בהעברות התבססו במידה רבה על גירעונות קודמים. אף על פי כן, גם היום, הממשלה מסייעת לעתים במקרה של גירעון. כאשר רשויות מקומיות נקלעות למצוקה כספית וזקוקות לסיוע ממשלתי, השלטון המרכזי נוטה במקרים רבים לחייב אותן ליישם "תכניות הבראה", שעשויות להיות תובעניות, בתמורה לסיוע. תכניות הבראה מותאמות לכל רשות מקומית באופן ספציפי, והן כוללות שני מרכיבים עיקריים: הגדלת היקף הכספים המועבר מהממשלה לטובת הקטנת החוב המוניציפלי, והצבת יעדים פיסקליים, כגון שמירה על תקציב מאוזן באמצעות קיצוצי תקציב והגברת גביית המסים המקומיים. למרות יעדים שאפתניים אלה, בן בסט ועמיתים מוצאים כי בפועל אין לתכניות הבראה השפעות תקציביות משמעותיות, למעט הפחתת החוב עקב העברות הכספים מהממשלה (Ben Bassat et al., 2013).

אחד המנגנונים המשמשים את משרד הפנים להסדרת פעילותן של רשויות מקומיות שנקלעו למצוקה כלכלית או שהתנהלותן הכספית לקויה הוא מינוי חשב מלווה (Ben Bassat et al., 2013). באחריות החשב המלווה לפקח על מדיניות הפיסקלית של הרשות המקומית כאשר המטרה היא לאזן את התקציב, לא להכתיב הוצאות ספציפיות או תכניות להגדלת ההכנסות.<sup>11</sup> מינוי חשב מלווה הוא כלי חדש יחסית בידי הממשלה והונהג באמצעות תיקוני חקיקה שאומצו ב-2003. המדגם שלנו כולל 24 רשויות מקומיות יהודיות שהייתה בהן נוכחות של חשב מלווה. נוכחותם של חשבים מלווים הוכחה ככלי אפקטיבי לריסון תקציבי (Steklov, 2008 ; Ben Bassat et al., 2013), אם כי השפעתם בשנות בחירות טרם נחקרה.

<sup>10</sup> נוסחת מענק האיזון מבוססת בעיקרה על הסטטוס הסוציו-אקונומי של אוכלוסיית הישוב ועל המבנה העסקי של הישוב.  
<sup>11</sup> במקרים הקיצוניים ביותר, הממשלה מעבירה מתפקידה את ההנהגה המקומית הנבחרת וממנה במקומה ועדה קרואה, שהיא אורגן ביורוקרטי שמחליף את ראש הרשות.

### 3. הנתונים ומבנה המחקר האמפירי

#### 3.1 הנתונים

אנו משתמשים בנתונים פוליטיים, תקציביים וסוציו-אקונומיים של רשויות מקומיות בישראל מ-1999 עד 2009. עקב הסיבות שתוארו לעיל, התמקדנו ברשויות מקומיות יהודיות.<sup>12</sup> הנתונים התקבלו מפרסומים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס) ומנתונים מנהליים שנמסרו ממשרד הפנים (דוח נתונים כספיים מבוקרים – רשויות מקומיות, שנים שונות). בלוח 1 אנו מדווחים על רשימת המשתנים העיקריים והגדרותיהם. נתוני הבחירות נאספו גם הם ממשרד הפנים (היחידה לפיקוח על הבחירות). בחירות מקומיות נערכות בארץ אחת לחמש שנים, כאשר 2003 ו-2008 היו שנות בחירות במדגם שלנו. מסיבות שונות, מספר רשויות מקומיות קיימו בחירות בתאריכים אחרים.<sup>13</sup> ההסתמכות על בחירות המתקיימות ברובן באותו הזמן בכל הרשויות המקומיות היא מגבלה של המחקר שלנו – במיוחד לאור זאת שהנתונים שלנו כוללים רק שתי מערכות בחירות – היות שקשה להפריד בין השפעות הבחירות להשפעות הכלליות של הזמן (Sjahrir et al. 2013). אולם, כדי להפיג חשש זה במידת מה, אנו כן מראים להלן שהתוצאות שלנו אינן תלויות במערכת בחירות ספציפית. אנו מאמינים כמו כן שמגבלה זו פחות משמעותית מכיוון שהמחקר מתמקד בגורמים שמשפיעים על מחזורי התקציב הפוליטיים, ולא על קיומם של מחזורי התקציב הפוליטיים עצמם, ובכך שאנו מבצעים בקרה על גודל ההעברה הממשלתית – הערוץ הפוטנציאלי העיקרי להשפעות הזמן הכלליות, לאור אופיין הלא-מחזורי של ההכנסות מגבייה מקומית.

#### לוח 1: הגדרת המשתנים

משתנה	הגדרה	מקור
גירעון	הפרש ראשון של לוג החוב לנפש	משי הפנים
בחירות	משתנה דמה עבור שנת בחירות	משי הפנים
הכנסה עצמית	חלקה של הכנסה מגבייה מקומית מתוך סך ההכנסות	משי הפנים
חשב	משתנה דמה המשקף אם היה חשב מלווה ברשות המקומית בשנה נתונה	משי הפנים
אוכלוסייה	אוכלוסייה (באלפים)	למ"ס
אבטלה	מספר המובטלים לכל 1,000 תושבים	למ"ס
חוב גבוה	משתנה דמה=1 אם החוב מעל החוב החציוני (3,046) במדגם המשמש ברגרסיות, אחרת הוא 0	משי הפנים
העברות לנפש	העברות לנפש (10,000 ש"ח)	משי הפנים

הערה: הנתונים התקבלו ממשרד הפנים ומהלמ"ס.

<sup>12</sup> כפי שמוצג בלוח 6, התוצאות אינן מושפעות מבחינה כמותית כאשר אנו מנתחים רשויות יהודיות וערביות במשותף.  
<sup>13</sup> חלק מן הרשויות המקומיות נוהלו על ידי ועדה קרואה. באותם מקרים התקיימו בחירות בסיום כהונתה של הוועדה הקרואה ולא בתאריך של הבחירות הכלליות לשלטון המקומי. בסך הכול יש לנו 7 מערכות בחירות במדגם הרשויות המקומיות היהודיות שהתקיימו מחוץ למחזור הבחירות הרגיל – ארבע בשנת 2000 ושלוש ב-2001. בעמודה (VII) בלוח 1 בנספח, אנו מראים שהוצאת הנתונים הללו מן המדגם לא השפיעה מהותית על התוצאות שלנו.

המשתנה התלוי הוא הגירעון השנתי לנפש, המוגדר כאחוז השינוי בחוב לנפש. המשתנים הבלתי תלויים העיקריים שמעניינים אותנו הם משתני הדמה המייצגים בחירות מקומיות, והאינטראקציות שלהם עם משתני הביזור וקיומו של חשב מלווה. שתי מערכות הבחירות לרשויות המקומיות התקיימו בנובמבר 2003 ו-2008, דהיינו לקראת סוף שנת הכספים.<sup>14</sup> המשתנים החשובים האחרים הם רמת ביזור ההכנסות, המחושבת כשיעור ההכנסות מגבייה מקומית מתוך סך הכנסות הרשות המקומית (מכאן ייקראו הכנסות) ומשתנה בינארי המציין אם היה לרשות המקומית חשב מלווה.

היות שמשתנים מסבירים נוספים עשויים להשפיע הן על המשתנים העיקריים שמעניינים אותנו והן על הגירעונות, אנו תמיד כוללים את מספר התושבים ברשות המקומית, את שיעור האבטלה המקומית, משתנה דמה המציין אם היה גירעון גבוה באותה רשות מקומית (רמת חוב לנפש גבוהה מזו של הרשות המקומית החציונית), והיקף ההעברות מהממשלה לנפש. אנו גם כוללים במשוואות את המשתנה התלוי בפיגור.<sup>15</sup>

פאנל א' בלוח 2 מציג את הממוצעים, סטיות התקן וערכי המינימום והמקסימום של המשתנים העיקריים בניתוח. לרשויות מקומיות עודף ממוצע של 0.024, דהיינו הן מפחיתות את החוב לנפש ב-2.4 אחוזים בשנה בממוצע, אך סטיית התקן היא 0.154, מה שמצביע על שונות גדולה ברמת הגירעון בין רשויות מקומיות שונות. כדי לטפל בנתונים החריגים בקצוות, אנו מוציאים מהחישובים הסטטיסטיים את ה-1% הגבוה והנמוך עבור משתנה הגירעון, דהיינו כל התצפיות מתחת לאחוזון ה-1 ומעל לאחוזון ה-99. אנו משמיטים נתוני קצוות אלה גם בניתוח הרגרסיה המוצג להלן. המדגם שלנו אינו מאוזן בשל תצפיות חסרות, אך עמודה (V) בלוח 1 בנספח מראה שהתוצאות שלנו עמידות (Robust) כאשר אנו משתמשים בפאנל מאוזן לחלוטין.

---

<sup>14</sup> מודל (IV) בלוח 1 בנספח מציג מבחן עמידות להכללת משתנים בינאריים עבור השנים שלפני ואחרי בחירות. התוצאות מצביעות על כך שאין התפתחויות פיסקליות משמעותיות בשנים הללו.

<sup>15</sup> מבחני עמידות ביחס להגדרות של משתנים אלה מדווחים בלוח 7.

לוח 2: סטטיסטיקה תיאורית

Max	Min	Std.Dev	Mean	N	
<b>פאנל א' משתנים עיקריים</b>					
0.703	-0.575	0.154	-0.024	1212	גירעון
1.000	0.000	0.392	0.190	1202	בחירות
1.000	0.000	0.265	0.076	1212	חשב
0.953	0.128	0.170	0.595	1212	הכנסה עצמית
0.773	0.001	0.087	0.047	1212	אוכלוסייה (מיליונים)
43.553	1.923	6.779	12.829	1212	אבטלה (לכל 1,000 תושבים)
1.000	0.000	0.500	0.515	1212	חוב גבוה
0.741	0.000	0.105	0.093	1212	העברות לנפש (10,000 ש"ח)
1.890	0.003	0.265	0.357	1212	חוב לנפש (10,000 ש"ח)
<b>פאנל ב התפלגות הגירעונות</b>					
0.703	-0.575	0.155	-0.019	1120	ללא חשב מלווה
0.241	-0.435	0.131	-0.086	92	עם חשב מלווה
0.577	-0.508	0.165	-0.006	303	הכנסה עצמית נמוכה
0.703	-0.542	0.154	-0.027	606	הכנסה עצמית בינונית
0.386	-0.575	0.141	-0.036	303	הכנסה עצמית גבוהה
0.702	-0.575	0.167	-0.047	606	חוב נמוך
0.659	-0.484	0.136	-0.001	606	חוב גבוה

הערה: לוח זה מציג סטטיסטיקה תיאורית עבור הרשויות המקומיות היהודיות. פאנל א' מציג את המשתנים העיקריים ואילו פאנל ב' מציג את התפלגות הגירעונות בין הרשויות המקומיות (עודף מצוין על ידי סימן שלילי). המדגם כולל 114 רשויות מקומיות במהלך תקופה של 11 שנים. חלק מהתצפיות חסרות עקב חוסר נתונים. הרגרסיות בלוחות הבאים כוללות פחות תצפיות בעיקר בשל פיגורים, וחלקית בשל תצפיות חסרות עבור חלק מהמשתנים.

לוח 2 מראה בנוסף כי בכ-8 אחוזים מהתצפיות היה חשב מלווה בתקופת המדגם. שיעורה הממוצע של ההכנסה העצמית עמד על כ-60 אחוזים, אך שוב יש שונות מובהקת בין הרשויות השונות – השיעור הגבוה ביותר של הכנסה עצמית במדגם שלנו הוא 95 אחוזים, ואילו הנמוך ביותר הוא 13 אחוזים. משמע שחלק מהרשויות המקומיות הן עצמאיות כמעט לחלוטין מהשלטון המרכזי מבחינה כלכלית, ואילו אחרות תלויות בו במידה ניכרת. קיימים פערים גם בשיעורי האבטלה ובקבלת תשלומי רווחה לנפש בין הרשויות המקומיות.

פאנל ב' בלוח 2 מציג את התפלגות הגירעונות בין הרשויות. ראשית, אנו משווים תצפיות עם חשב מלווה לאלה ללא חשב מלווה. תקופות עם חשב מלווה מתאפיינות בעודף גדול יותר בתקציבי הרשויות המקומיות. רשויות מקומיות עם חשב מלווה הקטינו את חובן ב-8.6% בשנה, בהשוואה ל-1.9% בלבד ברשויות ללא חשב מלווה. שנית, אנו מחלקים את המדגם לרשויות מקומיות בעלות רמה נמוכה, בינונית וגבוהה של הכנסה עצמית. ניתן לראות כי הכנסה עצמית גבוהה יותר מתואמת עם גירעונות נמוכים יותר: לרשויות מקומיות בעלות רמה גבוהה של הכנסה עצמית יש עודף תקציבי של 3.6% בממוצע, בהשוואה ל-2.7% ברשויות

מקומיות עם הכנסה עצמית בינונית ו-0.6% עם הכנסה עצמית נמוכה. לסיום, אנו משווים בין רשויות מקומיות בעלות רמת חוב גבוהה לאלה שרמת החוב שלהן נמוכה. לרשויות מקומיות בעלות רמת חוב נמוכה יש עודף של 4.7% בממוצע, ואילו לרשויות בעלות רמת חוב גבוהה יש עודף ממוצע של 0.1%. בכל המקרים חשוב לשים לב לשונות הגבוהה, המלמדת שגם אם לרשות המקומית הממוצעת בכל קבוצה יש עודף, הרי שרבות מהרשויות המקומיות נתונות בגירעון. פרטים נוספים בנוגע להתפלגות החוב בין הרשויות המקומיות מוצגים בלוח 4 בנספח.

### 3.2 המודל האמפירי

אנו בוחנים את הקשר בין גירעון בתקציב הרשות המקומית לבחירות על ידי ניתוח נתוני פאנל של רשויות מקומיות יהודיות לשנים 1999-2009. המודל הבסיסי הוא כדלקמן:

$$(1) \quad \Delta \log(debt)_{i,t} = \Delta \log(debt)_{i,t-1} + \beta Election_{i,t} + \delta External_{i,t} + \varphi Own\ revenues_{i,t} + \epsilon_1 X_{i,t} + \epsilon_2 I_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

כאשר  $\Delta \log(debt)_{i,t}$  הוא ההפרש הראשון של לוג החוב לנפש של רשות מקומית  $i$  בשנה  $t$ , שהוא במהותו הגירעון;  $\Delta \log(debt)_{i,t-1}$  הוא ערך הגירעון בפיגור;  $Election_{i,t}$  הוא משתנה דמה עבור השנה שבה התקיימו הבחירות המקומיות;  $External_{i,t}$  הוא משתנה דמה עבור רשויות מקומיות שיש בהן חשב מלווה, ו- $Own\ revenues_{i,t}$  הוא היחס בין הכנסות מגבייה מקומית לסך ההכנסות. כאמור, הווקטור  $X_{i,t}$  כולל משתני בקרה נוספים, ובפרט מספר התושבים, שיעור האבטלה המקומי, דמה עבור חוב גבוה, ומענקי איזון מהממשלה (לנפש), ואילו  $I_t$  הוא משתנה מגמה הנכלל לצורך בקרה על התפתחויות משותפות בנוגע לגירעון.<sup>16</sup> הם אפקטים קבועים (FE) של הרשות המקומית.

בעוד שהמודל המנוסח במשוואה (1) יכול לשמש להערכת קיומם של מחזורי תקציב פוליטיים, העניין העיקרי שלנו הוא להבין אם מחזורים אלה בולטים יותר במבנים פיסקליים מסוימים, בפרט כאשר הרשות המקומית מאופיינת בשיעור גבוה של הכנסה עצמית או כפופה לפיקוח חיצוני הדוק. לפיכך, הספציפיקציה העיקרית שלנו כוללת ביטויי אינטראקציה בין משתנה הדמה עבור בחירות, לבין משתני הדמה עבור חשב מלווה והמשתנה של ההכנסה העצמית:

<sup>16</sup> כאמור, איננו יכולים לכלול משתני דמה עבור השנה מפני שהבחירות המקומיות במדגם שלנו התקיימו בכל הרשויות המקומיות באותו תאריך.

$$(2) \Delta \log(debt)_{i,t} =$$

$$\Delta \log(debt)_{i,t-1} + \beta Election_{i,t} + \delta_1 External_{i,t} + \delta_2 Election_{i,t} \times External_{i,t} + \varphi_1 Own\ revenues_{i,t} + \varphi_2 Election_{i,t} \times Own\ revenues_{i,t} + \epsilon_1 X_{i,t} + \epsilon_2 I_{i,t} + \alpha_i + \epsilon_{i,t},$$

כאשר כל המשתנים מוגדרים כאמור לעיל.<sup>17</sup>

### 3.3 שיטת האמידה

המודלים הנ"ל כוללים אפקטים קבועים (FE) של רשות מקומית. נמצא שאומד האפקטים הקבועים הסטנדרטי מוטה כאשר המודל כולל משתנה תלוי בפיגור (Nickell, 1981). אף שההטיה נעלמת בפאנלים גדולים של נתונים ( $T > 30$ ), הפאנל שלנו מכסה כ-10 שנים בלבד. ג'דסון ואוון (Judson and Owen, 1999) מציעים ראיות דרך סימולציה, לכך שאומד System-GMM מתאים היטב במדגמים כאלה (Blundell and Bond, 1998 ו-Blundell and Bond, 2000). לפיכך, אנו משתמשים באומדן System-GMM כאומד העיקרי; אם כי אנו בוחנים בהמשך גם את עמידות התוצאות לשימוש בשיטות אמידה אחרות. המאפיין העיקרי של אומד System-GMM הוא שהמשתנה התלוי בפיגור משתמש בפיגורים נוספים של המשתנה התלוי. בנוסף, הוא אומד את משוואה (2) הן ברמות והן בהפרשים ראשוניים כדי להגדיל יעילות. לצורך בדיקת ההשערות שלנו, אנו משתמשים תמיד בסטיות תקן מאושכלות עמידות להטרוסקדסטיות. יחידת האישיכול היא רשות מקומית נתונה.

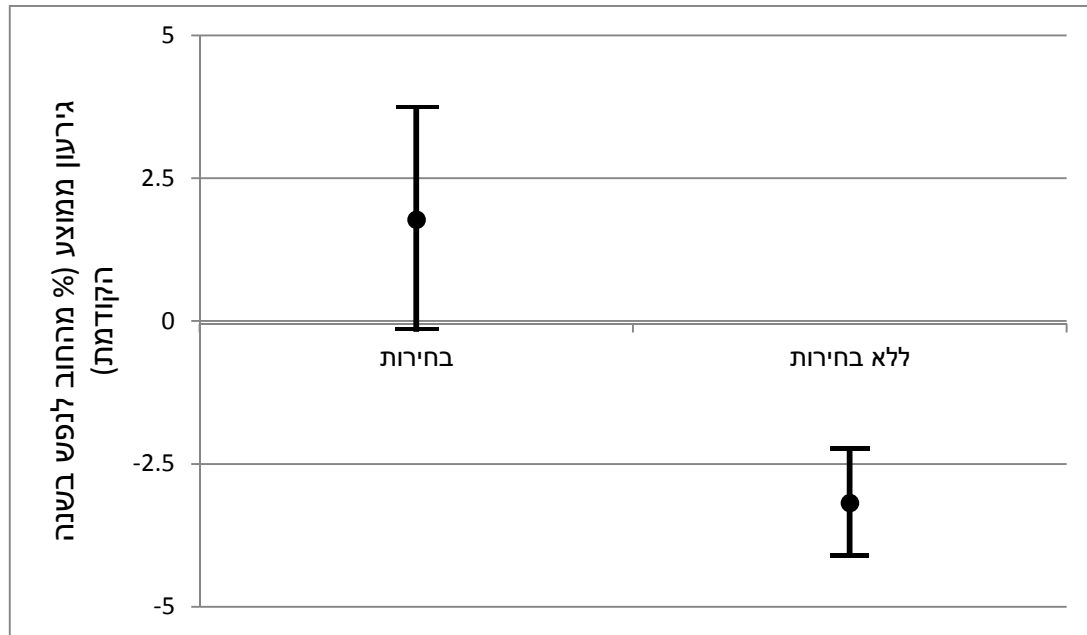
## 4. התוצאות

### 4.1 תוצאות בסיסיות

איור 1 מציג עדויות תיאוריות לקיומם של מחזורי תקציב פוליטיים ברשויות מקומיות בישראל. בהשוואה בין הממוצעים הגולמיים, אנו רואים שהגירעונות הממוצעים גדולים יותר, בחמש נקודות האחוז בקירוב, בשנות בחירות מאשר בשנים אחרות. עם זאת, יש לבחון אם תוצאה זו תעמוד בבדיקות מחמירות יותר.

<sup>17</sup> לדיון על הטיה אפשרית עקב התהליך הבלתי אקראי של מינוי חשב מלווה, ראו סעיף 4.2.5 להלן.

איור 1. גירעון מוניציפלי ממוצע בשנות בחירות ובשנים אחרות<sup>א</sup>: 1999-2009



הערה: הגירעונות הממוצעים הם ממוצעים פשוטים של השינוי בחוב של השנה הקודמת בכל הרשויות המקומיות במדגם שלנו. הקווים האופקיים העליונים והתחתונים מייצגים רווחי סמך של 95%.

עמודה (I) בלוח 3 אומדת גרסה של משוואה (1). בהתאם לעדויות הגרפיות המוצגות לעיל, אנו רואים השפעה חיובית מובהקת של הבחירות על גירעונות. שיעור גידול החוב לנפש גבוה בכ-8 נקודות אחוז בממוצע בשנת בחירות מאשר בשנים אחרות. אנו מוצאים גם שחשבים מלווים מובילים לגירעונות נמוכים יותר: ברשויות מקומיות שיש בהן חשב מלווה הגירעון נמוך יותר בכ-8 נקודות האחוז בממוצע. לסיום, אנו מוצאים שעלייה בשיעור ההכנסות מגבייה מקומית בנקודת אחוז אחת בממוצע, מקטינה את הגירעון ב-0.18 נקודות האחוז. לפיכך, עלייה בשיעור ההכנסה העצמית מ-25% ל-75% תקטין את הגירעון בממוצע בכ-9 נקודות האחוז מהחוב של השנה הקודמת.

בעמודה (II) אנו מציגים את האינטראקציה בין משתנה הדמה עבור חשבים מלווים לבין משתנה הדמה עבור הבחירות. השפעת האינטראקציה היא מובהקת ושלילית; מה שמצביע על כך שהמחזור האלקטורלי פחות בולט ברשויות מקומיות עם חשב מלווה שמונה על ידי הממשלה. אנו מפרשים את השפעת האינטראקציה הזאת ביתר פירוט בהמשך. אך תחילה, אנו מדווחים בעמודה (III) על תוצאות האינטראקציה בין משתנה ההכנסה העצמית למשתנה הדמה עבור הבחירות. שוב אנו רואים השפעה שלילית מובהקת של האינטראקציה. במודל (IV) אנו כוללים את שתי האינטראקציות. התוצאות דומות לאלה שבעמודות (II) ו-(III), בהתאמה, והמקדמים של שתי האינטראקציות אינם מושפעים מהותית מהכללתם המשותפת במשוואה.

לוח 3: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, רגרסיות בסיס

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.188***	0.171***	0.094***	0.081***	בחירות
[0.039]	[0.037]	[0.011]	[0.011]	
-0.051***		-0.048***	-0.083***	חשב
[0.015]		[0.014]	[0.014]	
-0.140***		-0.137***		בחירות x חשב
[0.027]		[0.029]		
-0.123**	-0.109**		-0.179***	הכנסה עצמית
[0.050]	[0.051]		[0.052]	
-0.157***	-0.145**			בחירות x הכנסה עצמית
[0.061]	[0.058]			
0.002***	0.002**	0.002***	0.002**	אבטלה
[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.001]	
0.011	0.018	-0.010	0.010	אוכלוסייה
[0.047]	[0.044]	[0.053]	[0.046]	
0.073***	0.064***	0.069***	0.074***	חוב גבוה
[0.011]	[0.011]	[0.011]	[0.011]	
-0.280***	-0.291***	-0.095	-0.315***	העברות לנפש
[0.086]	[0.092]	[0.063]	[0.085]	
0.002	0.002	0.002	0.002	מגמה
[0.002]	[0.002]	[0.002]	[0.002]	
0.154***	0.173***	0.163***	0.163***	y(t-1)
[0.038]	[0.039]	[0.038]	[0.038]	
1083	1083	1083	1083	N
114	114	114	114	רשויות מקומיות
281.238	213.644	246.823	273.610	Chi <sup>2</sup>
0.332	0.273	0.252	0.282	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.000	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.607	0.607	0.682	0.729	AR(2)-test(p-val.)
65	63	63	63	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). כל המודלים נאמדו באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

מבחני הדיאגנוסטיקה עולים יפה יחסית בכל המודלים. מבחן Hansen-J לזיהוי-יתר לא נדחה באף אחד מהמקרים, וגם אין עדויות למתאם סדרתי מסדר שני. מתאם סדרתי מסדר ראשון הוא צפוי ואינו שולל את תוקפם של האומדנים.

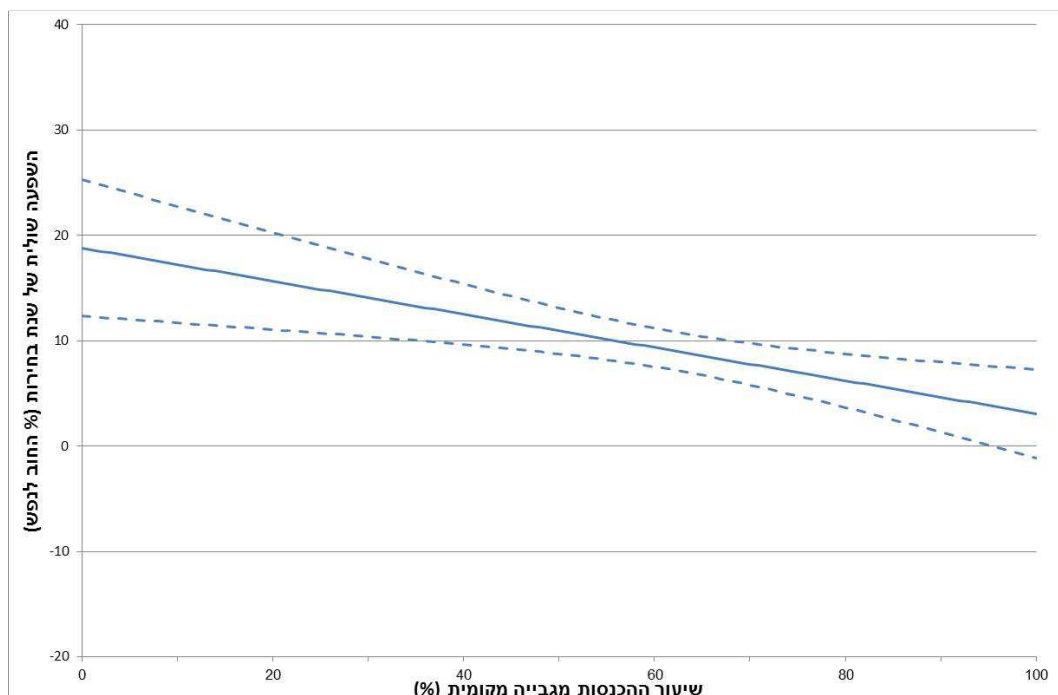
כדי לפרש את לוח 3 (מודל IV) ביתר פירוט, אנו משרטטים באיור 2 את ההשפעה השולית של הבחירות על אחוז השינוי בחוב של רשויות מקומיות עם וללא חשבים מלווים, בהתאם לשיעור ההכנסות מגבייה מקומית



מתוך כלל ההכנסה (הכנסה עצמית).<sup>18</sup> תת-איור (א) מצביע על כך שלבחירות יש השפעה חיובית על הגירעונות ברשויות מקומיות ללא חשב מלווה, בכל הרמות הסבירות של הכנסה עצמית – אם כי ההשפעה פוחתת ככל שההכנסה העצמית גדלה. לדוגמה, ברשויות מקומיות עם הכנסה עצמית בשיעור המינימלי במדגם שלנו, העומד על כ-13%, הגירעונות גבוהים יותר בשנות בחירות ב-17 נקודות אחוז בממוצע. לעומת זאת, ברשויות מקומיות שבהן נמצא השיעור הגבוה ביותר של הכנסה עצמית, כ-95%, השפעת הבחירות היא כ-4 נקודות האחוז בלבד. לפיכך, אנו רואים כי ביזור ההכנסות יכול למתן את מחזורי התקציב הפוליטיים באופן משמעותי, גם אם לא לבטל אותם לחלוטין. תת-איור (ב) מצביע על כך שכאשר ממנים חשב מלווה, מחזור התקציב הפוליטי למעשה אינו קיים, היות שההשפעה השולית אינה גדולה במובהק מאפס בכל רמה של הכנסה עצמית. ובפרט, אף שהשפעת הבחירות בהכנסה עצמית מינימלית עומדת על כ-3 נקודות אחוז (אומד שאינו שונה באופן מובהק מאפס מבחינה סטטיסטית), היא עומדת על 10- בקירוב ברמה המקסימלית.

אף שהכנסה עצמית וחשב מלווה מקטינים גירעונות במיוחד בשנת בחירות, התוצאות מראות כי שני הגורמים הללו ממתנים את הגירעון גם באופן כללי. כלומר, גם בשנים אחרות ההשפעה ה"בסיסית" של שני המשתנים היא שלילית מובהקת במודל (IV).

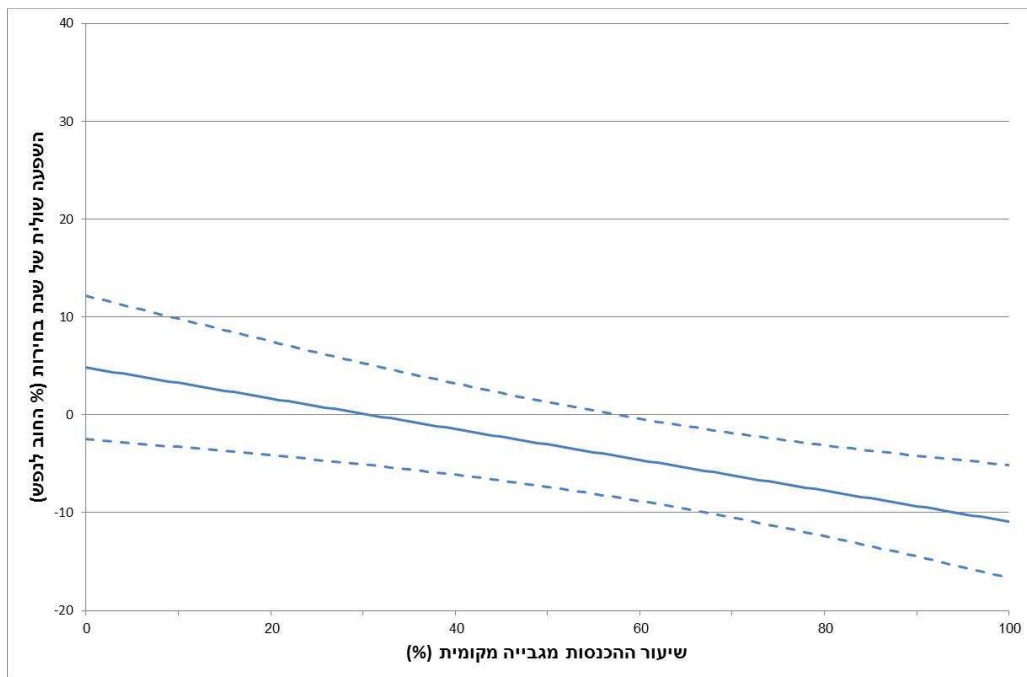
**איור 2א. ההשפעה של שנת בחירות ושיעור ההכנסות מגבייה מקומית על גירעונות ברשויות המקומיות: ללא חשב מלווה (אחוזים מהחוב לנפש בשנה הקודמת)**



הערה: הקווים האופקיים העליונים והתחתונים מייצגים רווחי סמך של 90%.

<sup>18</sup> לדיון על ההצגה והפרשנות של מודלים של אינטראקציה, ראו ברמבור ועמיתים (Brambor et al., 2006).

**איור 2. ההשפעה של שנת בחירות ושיעור ההכנסות מגבייה מקומית על גירעונות ברשויות המקומיות:  
 עם חשב מלווה (אחוזים מהחוב לנפש בשעה הקודמת)**



הערה: הקווים האופקיים העליונים והתחתונים מייצגים רווחי סמך של 90%.

## 4.2 מבחני עמידות

### 4.2.1 שיטות אמידה אחרות

בלוח 4 אנו מדווחים על תוצאותיו של המודל הבסיסי בשיטות אמידה אחרות מלבד System-GMM, עם קבוצת משתני עזר מלאה: אומד האפקטים הקבועים (FE) הסטנדרטי, אנדרסון-הסיוא (Anderson and Hsiao, 1981), Difference-GMM (Arellano and Bond, 1991) ו-System-GMM עם מערך משתני עזר לא מלא.

לוח 4: בדיקות עמידות של שיטות אמידה שונות

(VI)	(V)	(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.184***	0.182***	0.176***	0.166***	0.170***	0.212***	בחירות
[0.037]	[0.041]	[0.040]	[0.038]	[0.039]	[0.042]	
-0.045***	-0.052***	-0.057***	-0.073***	-0.039	-0.062***	חשב מלווה
[0.017]	[0.014]	[0.014]	[0.024]	[0.027]	[0.021]	
-0.145***	-0.128***	-0.125***	-0.125***	-0.108***	-0.165***	בחירות x חשב
[0.026]	[0.027]	[0.026]	[0.028]	[0.027]	[0.028]	
-0.155**	-0.121**	-0.130***	-0.05	0.023	-0.163	הכנסה עצמית
[0.061]	[0.050]	[0.050]	[0.224]	[0.211]	[0.175]	
-0.163***	-0.148**	-0.144**	-0.122**	-0.133**	-0.208***	בחירות x הכנסה עצמית
[0.059]	[0.062]	[0.062]	[0.059]	[0.061]	[0.065]	
0.002**	0.002***	0.002***	0.005***	0.009***	0.002	אבטלה
[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.002]	[0.002]	[0.001]	
0.021	0.012	0.011	-1.057	-1.364	-0.299	אוכלוסייה
[0.050]	[0.048]	[0.049]	[1.337]	[1.251]	[0.677]	
0.080***	0.073***	0.074***	0.133***	0.133***	0.078***	חוב גבוה
[0.012]	[0.011]	[0.011]	[0.021]	[0.020]	[0.016]	
-0.332***	-0.276***	-0.290***	-0.706**	-0.719**	-0.450*	העברות לנפש
[0.098]	[0.086]	[0.090]	[0.294]	[0.342]	[0.231]	
0.002	0.003	0.004**	0.003		-0.002	מגמה
[0.002]	[0.002]	[0.002]	[0.004]		[0.003]	
-0.015	0.160***	0.179***	0.114**	0.087	0.047	y(t-1)
[0.117]	[0.041]	[0.042]	[0.045]	[0.158]	[0.036]	
System GMM	System GMM 3 - N Lag	System GMM Lag 1-2	Difference GMM מוגבל	Anderson-Hsiao קבוצת משתני עזר מלאה	Within FE פיגור שני של ההפרש	שיטת אמידה סוג משתנה העזר
1083	1083	1083	968	854	1083	N
114	114	114	113	113	114	רשויות מקומיות
204.360	251.554	280.561	189.287			Chi <sup>2</sup>
				16	22	F
	0.292	0.04	0.108	0.242		Hansen-test(p-val.)
	0.002	0.000	0.000	0.000		AR(1)-test(p-val.)
	0.334	0.580	0.479	0.997		AR(2)-test(p-val.)
	46	37	21	55	1	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). מודל (I) נאמד עם האומדן הסטנדרטי של FE. מודל (II) נאמד עם Anderson-Hsiao תוך שימוש כמשתנה עזר עבור ההפרש הראשון של המשתנה התלוי בפיגור, בפיגור השני של ההפרש הראשון. מודל (III) נאמד באמצעות Difference-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. מודל (IV) נאמד באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המצומצמת. מודל (V) נאמד באמצעות System-GMM תוך שימוש עד הפיגור השני של המשתנה התלוי בפיגור כמשתנה עזר. מודל (VI) נאמד עם כל הפיגורים החל מהשלישי כמשתני עזר. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכחות ועמידות להטרוסקדסטיות.

אף שהן פחות יעילות מ-System-GMM, היתרון בשיטות האמידה של אנדרסון-הסיאו ו-Difference-GMM טמון בכך שהן פחות מועדות לבעיה של "יותר מדי משתני עזר" (Roodman, 2008). ובפרט, בעיית ריבוי משתני העזר משקפת את העובדה שככל שמספרם גדל, הסטטיסטיים של Hansen-J נחלשים ומאבדים אמינות, וגורמים לדחיית-יתר של המבחן לגבי תוקף משתני העזר המשותפים. באופן דומה, אומד האפקטים הקבועים (FE) אינו מושפע מבעיית ריבוי משתני העזר, מפני שהוא לא משתמש במשתני עזר כלל. אף שאומד זה מוטה, הוא יכול להיות אינפורמטיבי מפני שהוא שומר על עקביות כאשר תקופת המדגם היא ארוכה. לסיום, אסטרטגיה נוספת להתמודדות עם ריבוי משתני העזר היא להפחית את מספר משתני העזר בגישת System-GMM על ידי כיווץ קבוצת משתני העזר או הגבלת משך הפיגור.

עמודה (I) בלוח 4 מדווחת על התוצאות עבור אומד האפקטים הקבועים (FE). אנו מוצאים שהתוצאות דומות, הן מבחינת סדר הגודל והן במובהקות הסטטיסטית, לממצאים הבסיסיים. עמודה (II) מציגה את התוצאות של אנדרסון-הסיאו. מודל ההפרשים הראשוניים של אנדרסון-הסיאו דומה למודל האמפירי שנוסח במשוואה (2), אך הוא משתמש בפיגור השני של ההפרש הראשון כמשתנה עזר עבור ההפרש הראשון של המשתנה התלוי בפיגור.<sup>19</sup> וכך, אומד אנדרסון-הסיאו משתמש במשתנה עזר אחד בלבד. שוב, אנו מוצאים שהתוצאות תואמות את התוצאות הבסיסיות. האינטראקציות בין משתנה הדמה עבור הבחירות לבין ההכנסה העצמית וכן לגבי משתנה הדמה עבור חשב מלווה, הן שליליות ומובהקות.

אומד Difference-GMM משתמש רק בגרסת הפרשים אחת של משוואה (2) כדי לאמוד את המקדמים שבהם אנו מעוניינים. התוצאות של Difference-GMM מוצגות בעמודה (III) בלוח 4. באמידה זו מספר משתני העזר קטן מזה של רגרסיות System-GMM, מאחר שרק משתנים בהפרשים, ולא ברמות, משמשים כמשתני עזר. התוצאות, עם זאת, דומות: יש בממוצע מחזור של גירעונות בהתאם למערכות הבחירות, והוא פחות בולט ברשויות מקומיות שיש להן הכנסה עצמית גבוהה ו/או חשב מלווה.

---

<sup>19</sup> גרסה נוספת של אומד אנדרסון-הסיאו משתמשת, בתור משתנה עזר, בפיגור השני של רמת המשתנה התלוי שבפיגור. אנו מקבלים תוצאות דומות עם אומד אלטרנטיבי זה מסוג אנדרסון-הסיאו.

לאחר מכן, אנו מציגים בעמודה (IV) גרסיות System-GMM עם קבוצת משתני עזר מצומצמת. עמודה (V) מציגה תוצאות System-GMM שבהן משך הפיגור מוגבל לפיגור השני של המשתנה התלוי. שלישית, למרות ההצלחה במבחני Hansen-J והמתאם הסדרתי, משתני העזר עבור המשתנים התלויים בפיגור עשויים לאבד את תוקפם אם קיים מתאם סדרתי (מסדר שני ומעלה) בהפרעה המקרית. אחת הדרכים לאמת את התוצאות היא להשתמש במספר פיגורים גדול אף יותר של המשתנה התלוי בפיגור כמשתני עזר. לכן, אנו מראים בעמודה (VI) גרסיות System-GMM שבהן אנו משתמשים רק בפיגורים שמתחילים מהפיגור השלישי כמשתני עזר. ככלל, תוצאות System-GMM עם קבוצות משתני עזר חלופיות אלה שוב תואמות את האומדנים הבסיסיים.

#### 4.2.2 הבדלים בין מערכות הבחירות

המדגם שלנו כולל שתי שנות בחירות: 2003 ו-2008, מה שמעלה את החשש שהתוצאות מושפעות מההתפתחויות בשנה אחת בלבד מתוך השנים הללו, שאינן קשורות ישירות לתופעה שאנו בודקים. הדבר חשוב במיוחד מכיוון ש-2003 הייתה שנה עמוסת אירועים בכלכלה הישראלית, כאשר הממשלה אימצה תכנית קונסולידציה פיסקלית עם קיצוצים בהעברות לרשויות מקומיות שהוחזרו מאוחר יותר באותה שנה, המיסוי המקומי עלה, בעיקר על ידי הפחתת פטורים ממס, והשכר ברשויות המקומיות קוצץ על פי החלטת הממשלה. ייתכן כי צעדים אלה השפיעו בדרכים שונות על הגירעונות של רשויות שונות, ללא קשר למחזורי הבחירות.

כדי להכניס לחישוב את האפשרות שהתוצאות שלנו מושפעות רק מההתפתחויות שהיו ב-2003, ולא ב-2008, אנו בודקים את האינטראקציה של המקדמים בהם המחקר מתמקד עם משתנה דמה עבור 2003. אם תוצאות הרגרסיה הושפעו רק מהבחירות של 2003, אנו אמורים לראות את הדפוסים שתיארנו רק עבור אותם משתנים עם האינטראקציה. השפעת מערכת הבחירות האחרת (ב-2008), מאידך, והאינטראקציות שלה עם ההכנסה העצמית אמורות להיות בלתי מובהקות.<sup>20</sup> התוצאות מוצגות בלוח 5. תחילה אנו רואים שהמחזורים ב-2003 לא היו גדולים במובהק מאשר ב-2008. אנו מוצאים עוד שהאינטראקציה בין הכנסה עצמית לשנות בחירות שומרת על מובהקותה הסטטיסטית ומשמרת את גודלה באופן כללי – וכי אין הבדל מובהק סטטיסטית בגודל שלה ב-2003. לפיכך, התוצאות העיקריות שלנו – שהגירעונות בשנות בחירות

<sup>20</sup> האינטראקציה בין החשבים המלווים לבין שנת הבחירות 2003 הושמטה בשל מספרם הקטן של חשבים מלווים ברשויות מקומיות יהודיות ב-2003.

קטנים יותר כאשר שיעור גדול יותר מההכנסות המוניציפליות מבוסס על גבייה מקומית או כאשר יש בישוב חשב מלווה – לא נגרמו ממערכת בחירות אחת בלבד במדגם.

לוח 5: הבחירות של 2003

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.120**	0.103**	0.147***	0.109**	בחירות
[0.054]	[0.047]	[0.056]	[0.046]	
0.142	0.072	0.002	0.095	בחירות x 2003
[0.093]	[0.095]	[0.098]	[0.091]	
-0.063***	-0.068***	-0.042	-0.058***	חשב מלווה
[0.021]	[0.024]	[0.027]	[0.014]	
-0.117***	-0.073**	-0.077***	-0.084***	בחירות x חשב
[0.030]	[0.029]	[0.029]	[0.028]	
-0.164	-0.029	0.039	-0.120**	הכנסה עצמית
[0.176]	[0.221]	[0.209]	[0.049]	
-0.142*	-0.105	-0.157*	-0.124*	בחירות x הכנסה עצמית
[0.080]	[0.072]	[0.082]	[0.072]	
				בחירות x הכנסה עצמית
-0.083	0.039	0.111	0.014	2003 x
[0.137]	[0.144]	[0.147]	[0.141]	
-0.403	-1.275	-1.662	0.016	אוכלוסייה
[0.664]	[1.380]	[1.330]	[0.045]	
0.001	0.005***	0.007***	0.002***	אבטלה
[0.001]	[0.002]	[0.002]	[0.001]	
0.073***	0.128***	0.129***	0.068***	חוב גבוה
[0.016]	[0.020]	[0.020]	[0.010]	
-0.374*	-0.525*	-0.605*	-0.245***	העברות לנפש
[0.220]	[0.286]	[0.351]	[0.083]	
0.001	0.007		0.005***	מגמה
[0.003]	[0.004]		[0.002]	
0.055	0.131***	0.106	0.163***	y(t-1)
[0.036]	[0.046]	[0.156]	[0.039]	
Within FE	Difference	Anderson-Hsiao	System-GMM ,	סוג משתנה העזר
	GMM קבוצת ,		קבוצת משתני עזר	
	משתני עזר מלאה		מלאה	
1083	968	854	1,083	N
	212.520		310.122	Chi <sup>2</sup>
19.893		14.718		F
	0.262		0.385	Hansen-test(p-val.)
	0.000		0.000	AR(1)-test(p-val.)
	0.802		0.875	AR(2)-test(p-val.)
	57	1	67	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). מודל (I) נאמד עם אומדן ה-System-GMM. מודל (II) נאמד עם אומדן Anderson-Hsiao תוך שימוש בפיגור השני של ההפרש הראשון כמשתנה עזר עבור המשתנה התלוי בפיגור. מודל (III) נאמד באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. מודל (IV) נאמד עם האומדן הסטנדרטי של FE. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-10% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

### 4.2.3 רשויות מקומיות יהודיות וערביות

כפי שצוין, המדגם ששימש אותנו להשגת התוצאות המתוארות לעיל כולל רשויות מקומיות יהודיות בלבד. אולם, מספר משמעותי של רשויות מקומיות הן ערביות. אף שכאמור, אין טעם לנתח את שתי קבוצות הרשויות במשותף מפני שהן שונות בכמה ממדים מכריעים, אנו בודקים את עמידות התוצאות במדגם שכולל את שני סוגי הרשויות המקומיות. תוצאות המודל הבסיסי עבור מדגם זה מדווחות בלוח 6. השוואת תוצאות אלה לתוצאות המדווחות בלוח 3 מראה שאומדני המשתנים שאנו בודקים אינם תלויים בהיותן של הרשויות המקומיות הערביות מחוץ למדגם או בתוכו.<sup>21</sup> אף על פי כן, כפי שתואר לעיל, הרשויות המקומיות הערביות פחות רלוונטיות להקשר שלנו ולכן לא כללנו אותן ברגרסיות הבסיסיות.

### 4.2.4 מבחני עמידות נוספים

בלוח 7 אנו בוחנים את עמידות התוצאות שלנו לשינויים שונים בספציפיקציה. בעמודה (I) אנו מדווחים על התוצאות כאשר המשתנה התלוי הוא השינוי בחוב לנפש של כל רשות מקומית, במקום השינוי **בלוג** החוב לנפש, כדי להבטיח שהתוצאות שלנו אינן נגרמות משינויים גדולים באחוזי החוב של רשויות מקומיות שיש בהן חוב קטן לנפש. אנו מוצאים שהתוצאות אינן רגישות לשינוי זה בספציפיקציה. בעמודה (II) אנו מחליפים את המשתנה הבינארי עבור רמת החוב לנפש במשתנה רציף, ושוב אין לכך השלכות על התוצאות העיקריות שלנו. בעמודה (III) אנו מחליפים את שיעור ההכנסה מגבייה מקומית בערכה בפיגור, על מנת להביא בחשבון את האפשרות שהשלטון המקומי יפחית את מאמצי גביית המסים שלו בשנת בחירות, ובכך יפחית את שיעור הכנסתו העצמית. תוצאותינו אינן מושפעות משינוי זה. לסיום, בעמודה (IV), אנו מוסיפים אינטראקציה בין שיעור האבטלה המקומי לשנת בחירות, כדי להביא בחשבון את האפשרות שהתפתחויות כלכליות מחזוריות בשנת הבחירות משפיעות על הגירעונות. להוספה זו אין השפעה על התוצאות העיקריות שלנו. לפיכך, האינטראקציה עם ההכנסה העצמית למעשה מודדת את השפעת הביזור על מניפולציה בסביבת הבחירות, אך לא את השפעתם של הכנסה נמוכה או סטטוס סוציו-אקונומי. בנוסף לספציפיקציות הללו ניסינו גם לאמוד את המשוואות עם משתני דמה נוספים עבור השנה, בתור "שנות בחירות פלסבו"; אף אחת מהתוצאות בקשר לשנים אלה לא הייתה מובהקת סטטיסטית, וכך גם האינטראקציות שלהן עם המשתנים

---

<sup>21</sup> אנו משתמשים באותה ספציפיקציה של לוח 4 כדי לשמור על העקביות במבחן עמידות זה. שימו לב שמבחן זיהוי היתר של Hansen-J נדחה במדגם המלא, מה שמעלה את האפשרות שפיגורים קודמים הם משתני עזר בלתי מושלמים למשתנה התלוי בפיגור ככל שהדבר נוגע לרשויות מקומיות ערביות. אמדנו מודלים שבהם לא כללנו את חמשת הפיגורים הראשונים מקבוצת משתני העזר, ומצאנו שמבחן Hansen-J אינו נדחה בספציפיקציה המלאה ביותר, בשעה שהתוצאות העיקריות נותרו ללא שינוי. ניתן לקבל תוצאות אלה מהמחברים.

העיקריים (לוח 3 בנספח). זוהי עוד עדות תומכת לכך שאיננו מודדים השפעות ייחודיות שמטות את האומדנים שלנו. יתרה מכך, השמטת משתני הבקרה אינה משנה מהותית את הממצאים של רגרסיות הבסיס שלנו (עמודה (VI) בלוח 1 בנספח), וזהו אישור נוסף לכך שהטרוגניות בלתי נצפית לא אמורה להשפיע מהותית במקרה זה (Altonji et al., 2005). התוצאות שלנו עדיין שרירות גם כאשר אנו מוסיפים משתני דמה עבור השנים שלפני ואחרי בחירות (עמודה (IV) בלוח 1 בנספח).

**לוח 6: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות ישראליות, 1999-2009, שחזור עם כל הרשויות המקומיות (יהודיות וערביות)**

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.189***	0.156***	0.113***	0.088***	בחירות
[0.028]	[0.024]	[0.011]	[0.009]	
-0.065***		-0.040***	-0.095***	חשב מלווה
[0.012]		[0.012]	[0.012]	
-0.135***		-0.128***		בחירות x חשב
[0.024]		[0.024]		
-0.255***	-0.210***		-0.302***	הכנסה עצמית
[0.036]	[0.034]		[0.038]	
-0.156***	-0.122***			בחירות x הכנסה עצמית
[0.047]	[0.043]			
0.001*	0.001	-0.001	0.001	אבטלה
[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.001]	
0.012	0.029	-0.103	0.013	אוכלוסייה
[0.047]	[0.043]	[0.064]	[0.047]	
0.084***	0.070***	0.071***	0.089***	חוב גבוה
[0.010]	[0.010]	[0.011]	[0.010]	
-0.446***	-0.431***	-0.069	-0.486***	העברות לנפש
[0.086]	[0.088]	[0.058]	[0.087]	
-0.001	-0.006***	-0.005**	-0.001	מגמה
[0.002]	[0.002]	[0.002]	[0.002]	
0.148***	0.167***	0.166***	0.154***	y(t-1)
[0.031]	[0.031]	[0.031]	[0.031]	
1751	1751	1751	1751	N
188	188	188	188	רשויות מקומיות
494.136	372.597	377.938	467.646	Chi <sup>2</sup>
0.085	0.011	0.019	0.011	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.000	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.697	0.902	0.762	0.902	AR(2)-test(p-val.)
65	63	63	63	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). כל המודלים נאמדו באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.



לוח 7: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, בדיקות עמידות שונות

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.144***	0.197***	0.185***	688.129***	בחירות
(0.043)	[0.041]	[0.039]	[206.839]	
-0.053***	-0.051***	-0.061***	-346.418***	חשב מלווה
(0.015)	[0.015]	[0.014]	[80.572]	
-0.135***	-0.149***	-0.134***	-679.359***	בחירות x חשב
(0.028)	[0.029]	[0.026]	[189.210]	
-0.124**	-0.129	-0.171***	-980.547***	הכנסה עצמית
(0.050)	[0.080]	[0.054]	[335.425]	
-0.143**	-0.176***	-0.154***	-605.975**	בחירות x הכנסה עצמית
(0.059)	[0.063]	[0.060]	[304.018]	
0.013	0.021	-0.042	-86.92	אוכלוסייה
[0.048]	[0.042]	[0.049]	[164.180]	
0.002**	0.002***	0.001*	5.394*	אבטלה
(0.001)	[0.001]	[0.001]	[3.146]	
0.003				בחירות x אבטלה
(0.002)				
0.071***	0.072***		123.232***	חוב גבוה
(0.011)	[0.011]		[36.280]	
-0.276***	-0.283**	-0.432***	-2,001.021***	העברות לנפש
[0.085]	[0.134]	[0.107]	[523.738]	
		0.070***		חוב לנפש
		[0.010]		
0.003	0.003	0.001	3.134	מגמה
(0.002)	[0.002]	[0.002]	[6.394]	
0.153***	0.153***	0.149***	0.159*	y(t-1)
(0.038)	[0.038]	[0.037]	[0.092]	
1083	1083	1083	1083	N
114	114	114	114	רשויות מקומיות
285.698	263.773	268.040	153.381	Chi <sup>2</sup>
0.324	0.314	0.200	0.010	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.000	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.630	0.731	0.529	0.741	AR(2)-test(p-val.)
66	65	65	65	מס' משתני העזר

הערות: הלוח מציג תוצאות מארבע בדיקות עמידות. במודל (I) אנו משתמשים כמשתנה תלוי בהפרש השנתי בחוב לנפש. במודל (II) אנו מחליפים את משתנה הדמה עבור חוב גבוה בחוב הגולמי לנפש. במודל (III) אנו מחליפים את ההכנסה העצמית בהכנסה עצמית בפיגור. במודל (IV) אנו מכניסים בקרה נוספת עבור האינטראקציה בין משתנה הדמה של הבחירות לבין שיעור האבטלה. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

בלוח 2 בנספח אנו בוחנים גם מספר משתנים פוליטיים שעשויים להשפיע על יכולתם של ראשי ערים להגדיל את הוצאותיהם, ובפרט לעסוק במניפולציה של התקציב לקראת הבחירות. בעמודה (I) אנו מוסיפים את חלקה של מפלגת ראש העיר במועצת העיר, פרמטר שעשוי להיות חשוב לאור הצורך להבטיח רוב במועצה

לתקציב ולתכנית ההוצאות. בעמודה (II) אנו כוללים את מספר המועמדים בבחירות שבהן נבחר ראש העיר, ובעמודה (III) את מספר המפלגות (לנפש) שהתחרו על מושבים במועצה המקומית. לסיום, בעמודה (IV) אנו כוללים את הפער בין ראש העיר למתחרה הצמוד ביותר שלו. בשעה שגודל מפלגתו של ראש העיר משפיע חיובית על הגירעון, ומספר המפלגות מקטין את הגירעון, הרי שלאף אחד ממשתנים אלה אין השפעה איכותית על תוצאותינו העיקריות. כאשר אנו מוסיפים את האינטראקציות של משתנים אלה עם משתנה הדמה עבור הבחירות, אף אחד מהם אינו מובהק סטטיסטית, והם גם אינם משפיעים על התוצאות העיקריות (ניתן לקבל תוצאות אלה לפי בקשה). המסקנה היא שמניפולציה של התקציב לקראת בחירות אינה מותנית בגורמים פוליטיים במדגם שלנו.

#### 4.2.5 הליך המינוי של חשבים מלווים

בעיה פוטנציאלית במתודולוגיה שלנו היא ההליך הבלתי אקראי של מינוי חשבים מלווים. כפי שצוין, החשבים מתמנים על ידי משרד הפנים כדי לפקח על רשויות מקומיות עם בעיות תקציב. רשויות מקומיות אלה עשויות להיות שונות מרשויות מקומיות אחרות במדגם שלנו במגוון מאפיינים, שיכולים להיות מתואמים עם הנטייה לעסוק במניפולציות פיסקליות לקראת בחירות. חשוב מכך, יש חשש שתהליך הבחירה עצמו – או מדיניותו של משרד הפנים בקשר למינוי חשבים – משפיע על הגירעונות של הרשויות המקומיות הרלוונטיות בכלל, ובאופן פוטנציאלי גם בשנת בחירות.

אנו סבורים כי ברמה העקרונית המתודולוגיה שלנו מפחיתה את החששות לגבי האקסוגניות של ביטוי האינטראקציה. מאחר שיש לנו אפקטים קבועים (FE) ואינטראקציה עם שנות בחירות, הנחת הזיהוי היא שהשוואת הגירעונות בין שנים שיש בהן בחירות לשנים אחרות תהיה דומה עבור רשויות מקומיות עם חשב מלווה וללא חשב מלווה. לדעתנו זו הנחה הגיונית, ואנו מתקשים לחשוב על הסבר מדוע רשויות מקומיות במצוקה תקציבית יקטינו את הגירעון בשנות בחירות יותר מאשר רשויות מקומיות אחרות. למרות זאת, בנוסף לבקורות בספציפיקציה שלנו, לרבות האפקטים הקבועים (FE) לרשויות המקומיות, אנו בוחנים אפשרות זו על ידי הצעדים הבאים:

(1) בעמודה (I) בלוח 1 בנספח אנו בודקים אם ברשויות המקומיות עם חשבים מלווים הייתה נטייה להרחבות פיסקליות קטנות יותר בשנת בחירות לפני מינויו של החשב המלווה. הנתונים מראים את ההפך, כך שאין אינדיקציה לקיומם של מאפיינים בלתי נצפים כלשהם המכילים מניפולציות אלקטורליות בישובים אלה. במובן זה, ייתכן שהערכותינו לגבי השפעתם של החשבים המלווים לוקות בהערכת חסר;

2) כדי להביא בחשבון את האפשרות שמינוי חשב בא יחד עם העברות ממשלתיות מוגדלות, אנו יוצרים בקרה על גודלן של ההעברות מהממשלה. עמודה (VI) בלוח 1 בנספח מראה שהתוצאות שלנו אינן מושפעות מהותית מהכללה או הסרה של משתני הבקרה;

3) בנוסף לבקרה על רמת החוב בספציפיקציה העיקרית שלנו, בעמודה (II) בלוח 1 בנספח אנו מגבילים את המדגם שלנו רק לרשויות מקומיות בעלות חוב גבוה – הקבוצה שאליה משתייכות אלה שמונה להן חשב מלווה – ומראים שהתוצאות אינן מושפעות מהגבלה זו של המדגם. בשל מהלך זה גם פחות סביר שהימנעות מהגדלת הגירעון בשנת בחירות מושפעת מהגעה ל"תקרת" חוב כלשהי על ידי אותן רשויות מקומיות שיש בהן חשב מלווה;

4) לסיום, אנו בודקים אם מינוין של ועדות קרואות – החלופה הקיצונית יותר למינוי חשב מלווה – מוציא מן המדגם רשויות מקומיות בעלות נטייה חזקה לגירעונות בשנת בחירות, ובכך גורם לקבוצת הרשויות הנבחרת עם חשבים מלווים "להיראות טוב יותר". תחילה, נציין שמינוי ועדות קרואות ברשויות מקומיות יהודיות היה אירוע נדיר יחסית – רק 6 בהשוואה ל-24 להן מונה חשב מלווה. עמודה (III) בלוח 1 בנספח מראה שהגירעון בשנת בחירות לפני המינוי בישובים שמאוחר יותר היו בהם ועדות קרואות, לא היה שונה במובהק מזה של רשויות מקומיות אחרות. שוב, ממצאים אלה תומכים בכך שמינוי חשבים מלווים הוא אכן אקסוגני לצבירת גירעונות בשנות בחירות.

#### 4.3 ההרכב של מחזור התקציב הפוליטי

כפי שנידון לעיל, מחזורי התקציב הפוליטיים שנמצאו בספרות לובשים צורות שונות במדינות שונות ובתקופות שונות, ובאים לידי ביטוי בהכנסות נמוכות יותר, בהגדלת ההוצאות השוטפות או בהשקעה גבוהה יותר. בלוח 8 אנו מחלקים את הגירעון לשלושת המרכיבים הללו, ובוחנים גם את ההכנסות ממס בנפרד.<sup>22,23</sup> עמודות (I-III) מראות שמחזורי התקציב הפוליטיים שאנו מזהים בקרב רשויות מקומיות בישראל, כמו גם ההשפעות המותנות של החשבים המלווים וההכנסות המקומיות, אינם משקפים הכנסות שוטפות או הוצאות שוטפות. עמודה (IV) משלימה את התמונה על ידי זיהוי ההשפעות המובהקות של כל המשתנים העיקריים שלנו על הוצאות הפיתוח.<sup>24</sup>

<sup>22</sup> ההשקעות ברשויות מקומיות בישראל מופנות בעיקר לתשתיות, ונקראות גם הוצאות פיתוח.  
<sup>23</sup> המשתנים התלויים מוצגים ברמות לנפש, כדי להקל על ההשוואה בין מרכיבים שונים של התקציב. נציין כי האומדן הנקודתי (point estimator) של הוצאות הפיתוח נטו שווה-ערך ל-83 אחוז מסך השינוי בחוב לנפש בשנות בחירות, כפי שמדווח בעמודה 1 בלוח 7.

<sup>24</sup> הוצאות הפיתוח מדווחות ללא הכנסות הנובעות מהשתתפות בעלויות על ידי המגזר הפרטי, כגון עבור תשתיות בפרויקטים חדשים למגורים או שיפור שכונות.

לוח 8: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, מקורות של מחזורי עסקים פוליטיים

(IV) הוצאות פיתוח נטו	(III) הוצאות שוטפות	(II) מסים	(I) הכנסות שוטפות	
567.569*** [178.831]	284.959 [188.629]	113.602 [98.451]	-198.913 [191.098]	בחירות
-318.855*** [79.625]	15.900 [105.720]	25.899 [45.243]	154.378* [92.650]	חשב מלווה
-517.474*** [155.210]	-245.276 [159.065]	-49.311 [51.082]	-109.440 [153.425]	בחירות x חשב
-334.072 [493.147]	3420.612*** [654.657]	2255.150*** [320.858]	3636.835*** [625.416]	הכנסה עצמית
-619.023** [260.377]	-374.248 [291.439]	-272.453 [166.089]	70.631 [277.269]	בחירות x הכנסה עצמית
5.559 [5.119]	16.145** [6.949]	15.467*** [2.877]	14.286** [6.388]	אבטלה
318.312 [287.112]	82.417 [562.500]	340.720 [350.189]	242.388 [577.947]	אוכלוסייה
-61.299 [44.712]	121.186 [80.781]	40.628 [32.361]	-8.161 [68.562]	חוב גבוה
-1500.000 [1039.806]	7956.765*** [1437.568]	1569.756*** [317.401]	7636.106*** [1246.480]	העברות לנפש
9.644 [8.339]	3.450 [10.671]	-21.090*** [4.741]	13.682 [9.233]	מגמה
-0.025 [0.068]	0.601*** [0.080]	0.742*** [0.021]	0.659*** [0.068]	y(t-1)
1083	1083	1077	1083	N
114	114	114	114	רשויות מקומיות
72.839	1281.174	5073.696	949.249	Chi <sup>2</sup>
0.030	0.000	0.001	0.005	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.007	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.598	0.409	0.150	0.652	AR(2)-test(p-val.)
75	65	65	65	מס' משתני העזר

הערות: המשתנה התלוי: במודל (I) הכנסות שוטפות לנפש, במודל (II) מסים לנפש, במודל (III) הוצאות שוטפות לנפש, במודל (IV) הוצאות פיתוח נטו לנפש. כל המודלים נאמדו באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

אף שניתוח מקיף של ההשפעות האלקטורליות על מחזורי התקציב הפוליטיים חורג מהמוקד של עבודה זו, ממצאינו עולים בקנה אחד עם התוצאות המדווחות על ידי ברנדר (Brender, 2003), שלפיהן מצביעים בבחירות המקומיות בישראל תומכים יותר בהוצאות פיתוח מאשר בגירעונות שוטפים (שעליהם הם למעשה "מענישים" את המנהיגים). דומה כי ראשי הרשויות המקומיות מודעים להעדפות של מצביעיהם ובוחרים במכשירי המניפולציה שלהם לקראת הבחירות בהתאם. אף שבשלב זה נוכל רק לשער בעניין, נראה כי

הבחירה בהוצאות פיתוח תואמת היטב את הנטייה המוגברת לגירעונות בשנת בחירות ברשויות מקומיות בעלות תלות רבה בהעברות מהשלטון המרכזי. ייתכן שהסיבה היא שקל יותר להשיג השתתפות ממשלתית בדיעבד בפרויקטים של פיתוח, בניגוד להוצאות שוטפות, מכיוון שהם מייצגים פעילויות שהתמיכה בהן עשויה להיות מוצדקות יותר כלכלית נוכח העובדה שחלק מהעלות השקועה כבר הוצאה במהלך שנת הבחירות.

## 5. מסקנות

המחקר בחן שני גורמים מוסדיים המשפיעים על קיומם ועל גודלם של מחזורי תקציב פוליטיים בשלטון המקומי. התוצאות שלנו מצביעות על כך שהסתמכות על העברות כספים מהשלטון המרכזי מגבירה את מחזורי התקציב הפוליטיים ואילו פיקוח הדוק מצד הממשלה המרכזית מפחית אותם. פוליטיקאים מקומיים מצמצמים גירעונות שנובעים ממוטיבציה אלקטורלית, אם קיימים סיכויים טובים לכך שבסופו של דבר הם ימומנו על ידי תושבי המקום, אך הם מרחיבים את הגירעונות אם הם יכולים לצפות באופן מתקבל על הדעת שהעברות עתידיות מהממשלה יכסו חלק משמעותי מהם. מתוצאות אלה עולה אפוא, כי היקפם של מחזורי התקציב הפוליטיים עשוי להחמיר בשל מוסדות פיסקליים שאינם מתוכננים כהלכה המובילים למגבלת תקציב גמישה. מגבלת תקציב גמישה עשויה להוביל מנהיגים מכהנים לשפר את השירותים המקומיים או לקדם מיזמי פיתוח, שככל הנראה מדברים ללב המצביע הישראלי, במהלך מסע הבחירות שלהם, מתוך השערה שהמצביעים יאמינו כי בחלק מהעלות יישאו תושביהם של ישובים אחרים.<sup>25</sup>

ממצאים אלה עולה כי פוליטיקאים לוקחים בחשבון את העובדה שהמצביעים מודעים למניפולציות שלהם בזמן בחירות ולחוסר היעילות של מנגנון זה. תצפית זו עולה בקנה אחד עם התפיסה שהמצביעים מגלים שמרנות פיסקלית (Brender and Drazen, 2008 ; Brender, 2003 ; Peltzman, 1992). זוהי אינדיקציה אפוא לכך שמחזורי תקציב פוליטיים מופיעים היכן שקיים חוסר מידע (לדוגמה: Shi and Svensson, 2006) או היכן שניתן להסיט חלק מהעלות לאחריהם. מסקנה נוספת היא שבכלכלות מתקדמות, שבהן המידע הוא באיכות גבוהה יותר מאשר בכלכלות מתפתחות, סביר יותר לשער שמחזורי תקציב פוליטיים יימצאו בבחירות מקומיות – לפחות היכן שמגבלות התקציב הן גמישות וחלק מהעלות צפויה לעבור לשלטון המרכזי – מאשר בבחירות ארציות.

---

<sup>25</sup> ברנדר (Brender, 2003) הראה כי כאשר מביאים בחשבון את השפעתם של מספר מדדי ביצוע, מתברר שהמצביעים אינם מתגמלים ראשי ערים שמגייסים יותר משאבים מהשלטון המרכזי במהלך כהונתם. אולם כאן, אנו בודקים את הנטייה להגדיל את הגירעון בשנת בחירות בלי בקרה על מדדי ביצוע – כך שאנו נותנים מקום לאפשרות שהגירעונות המוגדלים משמשים לשיפור השירותים המוניציפליים (העתידיים) במהלך מסע הבחירות.

התוצאות שלנו מספקות עדויות לכך שזרימת כספים בין השלטון המרכזי למקומי מעודדת את מקבלי הכספים (הרשויות המקומיות במקרה שלנו) לעשות מניפולציות על הממשלה, אלא אם כן קיים פיקוח על התנהלותו הכספית של המקבל. מכאן אפשר לטעון שיש להגביל את העברות הכספים בין השלטון המרכזי למקומי או להכפיף לפיקוח מחמיר שימנע מהמקבלים לצבור חוב שבסופו של דבר ייפרע על ידי הממשלה. יתר על כן, העובדה שככל הנראה המניפולציות מרוכזות בפרויקטים של פיתוח יוצרת אתגרים מיוחדים עבור מערכות מבוזרות. מצד אחד, יוזמה מקומית היא לרוב קריטית ליישום מוצלח של פרויקטים כאלה, ופיקוח מחמיר עלול לדכא אותה. מצד שני, מיזמי פיתוח כרוכים בדרך כלל בהתחייבויות לטווח בינוני שסדר הגודל שלהן לא בהכרח ידוע בטווח הקצר. אלה עשויים בסופו של דבר לחרוג מיכולתה של הרשות המקומית לשלם, ויאלצו את הממשלה להתערב בשלב מאוחר יותר ולהשתתף במימון הפרויקט. הניתוח שלנו מצביע אפוא על תחלופה בין היעילות הפוטנציאלית שמציע הביזור ובין עלותן של מניפולציות פיסקליות. הוא גם מעלה את האפשרות שהיכן שהעברות בין השלטון המרכזי למקומי הכרחיות, מינויו של חשב מלווה עשוי לספק מכשיר מועיל לאיזון בין שני ההיבטים הללו של תכנון המדיניות, היות שלחשב החיצוני אין את הסמכות להתערב כל עוד התקציבים מאוזנים, אך הוא יכול לחסום פרויקטים שיוצרים גירעונות.

- Aidt, T.S., Mooney, G., 2014. Voting suffrage and the political budget cycle: Evidence from the London Metropolitan Boroughs 1902–1937. *J. Pub Econ*, 112, 53-71.
- Aidt, T.S., Veiga, F. and Veiga, L., 2011. Election results and opportunistic policies: A new test of the rational political business cycle model. *Public choice*, 148(1-2), 21-44.
- Akhmedov, A., Zhuavskaya, E., 2004. Opportunistic political cycles: test in a young democracy setting. *Q. J. Econ.* 119, 1301–1338.
- Alesina, A., 1989. Politics and business cycles in industrial democracies. *Economic Policy* 4, 55–98.
- Alesina, A., Cohen, G.D., Roubini, N., 1993. Electoral business cycle in industrial democracies. *Eur. J. Polit. Econ.* 9, 1–23.
- Alt, J.E., Lassen, D.D., 2006. Transparency, political polarization, and political budget cycles. *Am. J. of Polit. Sci.* 50, 530–550.
- Altonji, J., Elder, T., Taber, C., 2005. Selection on observed and unobserved: assessing the effectiveness of Catholic schools. *J. Polit. Econ.* 113, 151–184.
- Anderson, T., Hsiao, T., 1981. Estimation of dynamic models with error components. *J. Am. Stat. Assoc.* 76, 589–606.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data. *Rev. Econ. Stud.* 58, 277–297.
- Baskaran, T., 2012. Soft budget constraints and strategic interactions in subnational borrowing: evidence from the German States, 1975-2005. *J. Urban Econ.* 71, 114–127.
- Baskaran, T., Min, B., Uppal, Y., 2015. Election cycles and electricity provision: Evidence from a quasi-experiment with Indian special elections. *J. Pub. Econ.* 126, 64-73.
- Ben Bassat, A., Dahan, M., 2012. Social identity and voting behavior. *Public Choice*, 151(1-2), 193-214.
- Ben Bassat, A., Dahan, M., Klor, E.F., 2013. Is centralization a solution to the soft budget constraint problem? Mimeo (Hebrew University of Jerusalem).
- Blais, A., Nadeau, R., 1992. The electoral budget cycle. *Public Choice* 74, 389–403.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *J. Econom.* 87(1), 115–143.
- Blundell, R., Bond, S., 2000. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. *Econometric Reviews* 19(3), 321–340.

- Brambor, T., Clark, W.R., Golder, M., 2006. Understanding interaction models: improving empirical analyses. *Political Analysis* 14(1), 63–82.
- Brender, A., 2003. The effect of fiscal performance on local government election results in Israel: 1989-1998. *J. Pub. Econ.* 87, 2187–2205.
- Brender, A., Drazen, A., 2005. Political budget cycles in new versus established democracies. *J. Monetary Econ.* 52, 1271–1295.
- Brender, A., Drazen, A., 2008. How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects? Evidence from a large panel of countries, *Am. Econ. Rev.* 98(5), 2203-2220.
- Brender, A., Drazen, A., 2013. Elections, leaders, and the composition of public spending. *J. Pub. Econ.* 97(1), 18-31.
- Coelho, C.F., Veiga, F., Veiga, L.G., 2006. Political business cycles in local employment: evidence form Portugal. *Economics Letters* 93, 82–87.
- Cole, S., 2009. Fixing market failures or fixing elections? Agricultural credit in India. *Am. Econ. J.: Applied Econ.* 1, 219–250.
- Cukierman, A., Meltzer, A.H., 1986. A positive theory of discretionary policy, the cost of a democratic government, and the benefits of a constitution. *Economic Inquiry* 24, 367–388.
- Dahlberg, M., Mörk, E., 2011. Is there an election cycle in public employment? separating time effects from election year effects. *CESifo Economic Studies* 57, 480–498.
- De Haan, J., Klomp, J., 2013. Conditional political budget cycles: a review of recent evidence. *Public Choice* 157, 387–410.
- Diskin, A., Eden, A., 1999. The rational voter in the municipal election in Israel. Floresheimer Studies Press.
- Drazen, A., 2008. Political budget cycles. *The New Palgrave Dictionary of Economics, Second Edition*. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume. Palgrave Macmillan.
- Drazen, A., Eslava, M., 2010. Electoral Manipulation via Voter-Friendly Spending: Theory and Evidence, *J. Dev. Econ.*, vol. 92(1), 39-52.
- Eslava, M., 2011. The political economy of fiscal deficits: a survey, *J. Econ. Surv.* 25(4), 645-673.
- Foremny, D., Freier, R., Moessinger M.D., Yeter, M., 2014. Overlapping Political Budget Cycles in the Legislative and the Executive, ZEW Discussion Paper No. 14-099, Mannheim.
- Foremny D., Riedel, N., 2014. Business taxes and the electoral cycle. *J. Pub. Econ.* 115, 48-61.
- Galli, E., Rossi, S., 2002. Political business cycles: the case of the Western German Länder. *Public Choice* 110, 283–303.



- Hillman, A., Metsuyanin, K., Potrafke, N., 2015. Clan-based Democracy. *Eur. J. Polit. Econ.* (forthcoming).
- Judson, R., Owen, A.L., 1999. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters* 65, 9–15.
- Khemani, S., 2004. Political cycles in a developing economy: effect of elections in the Indian States. *J. Dev. Econ.* 73, 125–154.
- Klein, F., Sakurai, S.N., 2015. Term limits and political budget cycles at the local level: evidence from a young democracy. *Eur. J. Polit. Econ.* 37, 21–36.
- Kornai, J., 1979. Resource-constrained versus demand-constrained systems. *Econometrica* 801-819.
- Kornai, J., 1986. The soft budget constraint. *Kyklos* 39(1), 3–30.
- Meloni, O., Tommasi, M., 2012. Voters as fiscal liberals: incentives and accountability in federal systems. *Economics and Politics* 24, 135–156.
- Nickell, S. J., 1981. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica* 49(6), 1417–1426.
- Nie, H., Jiang, M., Wang, X., 2013. The impact of political cycle: evidence from coalmine accidents in china. *J. Comparative Econ.* 41, 995–1011.
- Nordhaus, W., 1975. The political business cycle. *Rev. Econ. Stud.* 42, 169–190.
- Peltzman, S., 1992. Voters as fiscal conservatives. *Q. J. Econ.* 107, 325–345.
- Pettersson-Lidbom, P., 2010. Dynamic commitment and the soft budget constraint: an empirical test. *Am. Econ. J.: Econ. Policy* 2, 154–179.
- Reingewertz, Y., 2012. Do municipal amalgamations work? Evidence from municipalities in Israel. *J. Urban Econ.*, 72(2), 240-251.
- Reingewertz, Y., 2015. Political fragmentation and fiscal status: evidence from Israeli municipalities. *Loc. Gov. Stud.* (forthcoming).
- Rodden, J., 2002. The dilemma of fiscal federalism: grants and fiscal performance around the world. *Am. J. Polit. Sci.* 46(3), 670–687.
- Rodden, J., Eskeland, G. Litvack, J., 2003. *Fiscal decentralization and the challenge of hard budget constraints.* MIT Press.
- Rogoff, K., 1990. Equilibrium political business cycles. *Am. Econ. Rev.* 80, 21-36.
- Rogoff, K., Sibert, A., 1988. Elections and macroeconomic policy cycles. *Rev. Econ. Stud.* 55, 1–16.
- Roodman, D., 2008. A note on the theme of too many instruments. Center for Global Development Working Paper.
- Rose, S., 2006. Do fiscal rules dampen the political business cycle. *Public Choice* 128, 207–431.

- Sakurai, S. N., Menezes-Filho, N., 2011. Opportunistic and partisan election cycles in Brazil: new evidence at the municipal level. *Public Choice*, 148(1-2), 233-247.
- Schneider, C. J., 2010. Fighting with one hand tied behind the back: political budget cycles in the West German states. *Public Choice* 142, 301–314.
- Shi, M., Svensson, J., 2006. Political budget cycles: do they differ across countries and why? *J. Pub. Econ.* 90, 1367–1389.
- Sjahrir, B.S., K. Kis-Katos, and G.G. Schulze (2013). Political budget cycles in Indonesia at the district level (2013) *Economics Letters*, 120 (2), 342-345.
- Sola, S., Palomba, G., 2015. Sub-National Government's Risk Premia: Does Fiscal Performance Matter?, IMF Working Paper WP/15/117.
- Steklov, O., 2008. Local authorities, regulation and in between them. Mimeo.
- Tepe, M., Vanhuysse, P., 2014. A vote at the opera? The political economy of public theaters and orchestras in the German states. *Eur. J. Polit. Econ.* 36, 254–273.
- Veiga, L. G., Veiga, F. J., 2007. Political business cycles at the municipal level. *Public Choice* 131, 45–64.
- Vergne, C., 2009. Democracy, elections and allocation of public expenditures in developing countries. *Eur. J. Polit. Econ.* 25(1), 63-77.
- Weingast, B., Shepsle, K., Johnsen, C., 1981. The political economy of costs and benefits: a neoclassical approach to distributive politics. *J. Polit. Econ.* 89(4), 642–664.

לוח נספח 1: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, הרחבות ובדיקות עמידות

(VII) ללא בחירות במועדים חריגים	(VI) ללא משתני בקרה	(V) פאנל מאוזן	(IV) השפעות לפני ואחרי שנת הבחירות	(III) ועדות ממונות	(II) בחירות ברשויות עם חוב גבוה	(I) חשבים מלווים אנדוגניים	
			0.011 [0.015]				שנה לפני הבחירות
0.217*** [0.042]	0.194*** [0.041]	0.196*** [0.045]	0.170*** [0.043]	0.162*** [0.039]	0.207*** [0.052]	0.131*** [0.040]	בחירות
			0.006 [0.009]				שנה לאחר הבחירות
						0.093*** [0.028]	בחירות x (2003) חשב
				0.065 [0.073]			בחירות x (2003) וועדה ממונה
-0.048*** [0.015]	-0.032** [0.014]	-0.049*** [0.015]	-0.038** [0.016]		-0.033* [0.017]		חשב מלווה
-0.147*** [0.027]	-0.144*** [0.027]	-0.121*** [0.030]	-0.132*** [0.029]		-0.159*** [0.029]		בחירות x חשב
-0.129** [0.052]	0.000 [0.034]	-0.043 [0.056]	-0.118** [0.053]	-0.110** [0.051]	0.155** [0.065]	-0.107** [0.052]	הכנסה עצמית
-0.201*** [0.063]	-0.168*** [0.063]	-0.160** [0.069]	-0.113* [0.066]	-0.133** [0.061]	-0.178** [0.079]	-0.096 [0.061]	בחירות x הכנסה עצמית
0.010 [0.046]		0.003 [0.041]	0.014 [0.045]	0.018 [0.044]	-0.015 [0.067]	0.020 [0.044]	אוכלוסייה
0.002*** [0.001]		0.003*** [0.001]	0.001 [0.001]	0.002** [0.001]	0.001 [0.001]	0.002** [0.001]	אבטלה
0.068*** [0.011]		0.049*** [0.011]	0.073*** [0.012]	0.063*** [0.011]		0.061*** [0.011]	חוב גבוה
-0.312*** [0.097]		-0.097 [0.112]	-0.277*** [0.087]	-0.291*** [0.093]	-0.250*** [0.070]	-0.279*** [0.093]	העברות לנפש
0.002 [0.002]		-0.003 [0.002]	-0.003 [0.003]	0.000 [0.002]	-0.003 [0.003]	0.000 [0.002]	מגמה
0.155*** [0.040]	0.183*** [0.034]	0.251*** [0.040]	0.136*** [0.044]	0.174*** [0.039]	0.177*** [0.061]	0.172*** [0.039]	y(t-1)
1066	1083	873	968	1083	582	1083	N
114	114	97	113	114	60	114	רשויות מקומיות
259.38	129.638	246.686	191.231	221.415	159.528	246.262	Chi <sup>2</sup>
0.256	0.269	0.46	0.247	0.266	0.43	0.239	Hansen-test(p-val.)
0	0	0	0	0	0	0	AR(1)-test(p-val.)
0.246	0.401	0.178	0.827	0.639	0.376	0.67	AR(2)-test(p-val.)
65	60	55	57	64	64	64	מס' משתני העזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). מודל (I) בודק אם מחזורי תקציב פוליטיים היו חזקים יותר בשנת 2003 ברשויות בהן מונו מאוחר יותר חשבים מלווים. מודל (II) בודק את קיומם של מחזוריים תקציביים פוליטיים ברשויות בהן החוב היה מעל החציון. מודל (III) בודק אם מחזורי תקציב פוליטיים היו חזקים יותר בשנת 2003 ברשויות בהן מונו מאוחר יותר וועדות ממונות. מודל (IV) בודק השפעות בשנה לפני ואחרי הבחירות. מודל (V) עושה שימוש במדגם המהווה פאנל מאוזן. מודל (VI) אומד את משוואת הרגרסיה ללא משתני הבקרה. מודל (VII) משמיט תצפיות בהן הבחירות התקיימו במועדים חריגים. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

לוח נספח 2: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, משתני בקרה פוליטיים

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.206***	0.224***	0.225***	0.236***	בחירות
[0.045]	[0.043]	[0.043]	[0.049]	
-0.049***	-0.041***	-0.046***	-0.045***	חשב
[0.016]	[0.016]	[0.015]	[0.016]	
-0.129***	-0.145***	-0.146***	-0.147***	בחירות x חשב
[0.027]	[0.027]	[0.027]	[0.027]	
-0.203***	-0.173***	-0.164***	-0.193***	הכנסה עצמית
[0.050]	[0.052]	[0.051]	[0.053]	
-0.200***	-0.211***	-0.212***	-0.228***	בחירות x הכנסה עצמית
[0.069]	[0.066]	[0.066]	[0.072]	
0.002**	0.003***	0.002**	0.003***	אבטלה
[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.001]	
0.033	0.009	0.017	0.066*	אוכלוסייה
[0.039]	[0.045]	[0.043]	[0.040]	
0.071***	0.070***	0.068***	0.071***	חוב גבוה
[0.012]	[0.012]	[0.011]	[0.012]	
-0.422***	-0.398***	-0.391***	-0.427***	העברות לנפש
[0.086]	[0.098]	[0.100]	[0.085]	
0.003	0.002	0.002	0.003*	מגמה
[0.002]	[0.002]	[0.002]	[0.002]	
			0.091***	גודל מפלגת ראש הרשות (אחוז במועצת הרשות)
			[0.034]	
		-0.002		מספר מועמדים לרשות הרשות
		[0.003]		
	-0.045**			מספר מפלגות בבחירות
	[0.020]			
0.023				פער אלקטורלי
[0.031]				
0.153***	0.136***	0.140***	0.161***	y(t-1)
[0.044]	[0.043]	[0.043]	[0.043]	
993	1019	1019	949	N
112	114	114	108	רשויות מקומיות
214.104	237.660	235.487	238.703	Chi <sup>2</sup>
0.321	0.480	0.499	0.198	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.000	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.477	0.402	0.385	0.402	AR(2)-test(p-val.)
66	66	66	66	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). כל המודלים נאמדו באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. המודלים מצבעים בקרה על מגוון משתנים פוליטיים ברשות המקומית. מודל (I) מבצע בקרה על גודל מפלגת ראש הרשות. מודל (II) מבצע בקרה על מספר המועמדים למשרת ראש הרשות בבחירות. מודל (III) מבצע בקרה על מספר המפלגות בבחירות המקומיות. מודל (VI) מבצע בקרה על פער הניצחון של ראש הרשות בבחירות. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

לוח נספח 3: מחזורי בחירות ברשויות מקומיות יהודיות 1999-2009, רגרסיות פלסבו

(IV)	(III)	(II)	(I)	
0.019	0.032	0.004	0.008	בחירות
[0.038]	[0.037]	[0.010]	[0.009]	
-0.096***		-0.087***	-0.092***	חשב
[0.014]		[0.014]	[0.014]	
0.033		0.041		בחירות x חשב
[0.029]		[0.028]		
-0.208***	-0.171***		-0.212***	הכנסה עצמית
[0.053]	[0.052]		[0.052]	
-0.023	-0.037			בחירות x הכנסה עצמית
[0.059]	[0.058]			
0.001	0.000	0.001	0.001	אבטלה
[0.001]	[0.001]	[0.001]	[0.001]	
0.009	0.015	-0.014	0.010	אוכלוסייה
[0.044]	[0.042]	[0.051]	[0.044]	
0.080***	0.070***	0.074***	0.081***	חוב גבוה
[0.011]	[0.011]	[0.011]	[0.011]	
-0.359***	-0.352***	-0.095	-0.356***	העברות לנפש
[0.083]	[0.088]	[0.059]	[0.084]	
0.003	0.000	0.003	0.003	מגמה
[0.002]	[0.002]	[0.002]	[0.002]	
0.135***	0.150***	0.142***	0.135***	y(t-1)
[0.043]	[0.044]	[0.043]	[0.043]	
1091.000	1091.000	1091.000	1091.000	N
115.000	115.000	115.000	115.000	רשויות מקומיות
171.303	130.867	149.634	168.355	Chi <sup>2</sup>
0.013	0.021	0.008	0.014	Hansen-test(p-val.)
0.000	0.000	0.000	0.000	AR(1)-test(p-val.)
0.471	0.390	0.439	0.453	AR(2)-test(p-val.)
65.000	63.000	63.000	63.000	מס' משתני עזר

הערות: המשתנה התלוי: שיעור הצמיחה בלוג החוב לנפש (גירעון). המודל מדווח רגרסיות פלסבו אשר מגדירות מחדש את משתנה הדמה של שנת הבחירות כך שהוא מוגדר כשנתיים לפני הבחירות. כל המודלים נאמדו באמצעות System-GMM עם קבוצת משתני העזר המלאה. הכוכביות מצביעות על רמת המובהקות ב-10% (\*), 5% (\*\*), ו-1% (\*\*\*). סטיות התקן מוצגות בסוגריים. כל המודלים עם סטיות תקן מאושכלות ועמידות להטרוסקדסטיות.

לוח נספח 4: סטטיסטיקה תיאורית לגבי התפלגות החוב (נמדד ב-10,000 ש"ח לנפש)

Max	Min	Std.Dev	Mean	N	
<b>חשבים מלווים</b>					
1.890	0.003	0.257	0.343	1120	ללא חשבים מלווים
1.768	0.210	0.299	0.534	92	עם חשבים מלווים
<b>הכנסות עצמיות</b>					
1.890	0.031	0.322	0.413	303	הכנסות עצמיות נמוכות
1.768	0.003	0.257	0.337	606	הכנסות עצמיות בינוניות
1.387	0.005	0.202	0.342	303	הכנסות עצמיות גבוהות

הערה: לוח זה מציג סטטיסטיקה תיאורית לגבי התפלגות החוב ברשויות מקומיות יהודיות. המדגם כולל 114 רשויות מקומיות לאורך 11 שנים.