

פונקציית הצריכה הפרטית בישראל

ארנון ברק¹

סדרת מאמרים לדיון 2017.04
יוני 2017

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

¹ חטיבת המחקר, בנק ישראל, arnon.barak@boi.org.il, טל' – 02-6552659.

תודה לעופר ליברמן, איל ארגוב, יובל מזר, שי צור, אלון בנימיני, גלעד כהן ולמשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר בבנק ישראל על הערותיהם המועילות. תודה מיוחדת לאיתמר כספי על הייעוץ האקונומטרי ולאדם רוזנטל על עזרתו במלאכת איסוף הנתונים ועיבודם.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

פונקציית הצריכה הפרטית בישראל

ארנון ברק

תקציר

מטרת מחקר זה היא לזהות ולכמת את הגורמים המשפיעים על הצריכה הפרטית בישראל. לשם כך נאמדה פונקציית הצריכה הפרטית המצרפית בישראל לשנים 1995–2015 באמצעות מודל סטנדרטי של תיקון טעות (error-correction), העושה שימוש בנתונים רבעוניים, שיתרונם הוא בזיהוי השפעות קצרות טווח. כדי לאפיין את הקשר ארוך הטווח ללא תלות בדרגת הסטציונריות של המשתנים נאמד מודל אקונומטרי מסוג Autoregressive Distributed Lag (ARDL), ונערך מבחן גבולות (bounds test).

הממצאים העיקריים הם כי בטווח הארוך הצריכה הפרטית נקבעת בעיקר על ידי ההכנסה מעבודה והנכסים הפיננסיים, וכי יש חשיבות גם לערך הדירות ולסחר העולמי (מעבר להשפעתו דרך ההכנסה). גמישות הצריכה בטווח הארוך נאמדת בכ-0.3 ביחס להכנסה מעבודה ובכ-0.2 ביחס לתיק הנכסים הפיננסיים נטו. לעומת זאת בטווח הקצר הצריכה הפרטית מושפעת לחיוב בעיקר משינויים בנכסים הפיננסיים, וגמישותה ביחס אליהם נאמדת בכ-0.15; להכנסה השוטפת יש השפעה בעיקר דרך ההכנסה מתשלומי העברה (גמישות של 0.1), בעוד המקדם של ההכנסה מעבודה בטווח הקצר אינו שונה מאפס באופן מובהק. לבסוף, שינוי בריבית משפיע על הצריכה ישירות לאחר שנה (אך לא בתוך רבעון), ובאופן מפתיע לא נמצאה עדות להשפעה של המצב הביטחוני.

The private consumption function in Israel

Arnon Barak

Abstract

The objective of this study is to identify and quantify the factors affecting private consumption in Israel. For that purpose, an aggregate private consumption function in Israel was estimated for the years 1995 to 2015, through a standard model with error correction, using quarterly data, which has the advantage of being able to identify short-term effects. In order to specify the long-term connection independent of the stationarity of the variables, we estimate an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) econometric model, and carry out a bounds test.

The main findings are that in the long term, private consumption is determined mainly by income from labor and by financial assets, and that home values and global trade (beyond its effect through income) are also important. The elasticity of consumption in the long term is estimated at about 0.3 relative to the return on labor and about 0.2 relative to the net financial assets portfolio. In contrast, in the short term, private consumption is positively affected mainly by changes in financial assets, and its elasticity relative to them is estimated at about 0.15. Current income, excluding income from transfer payments, does not have an effect on private consumption (elasticity of about 0.1), while the coefficient of the return on labor in the short term is not significantly different from zero. Finally, the interest rate has a direct effect on consumption after one year (although not within the quarter), and surprisingly, we did not find evidence of the security situation having an effect.

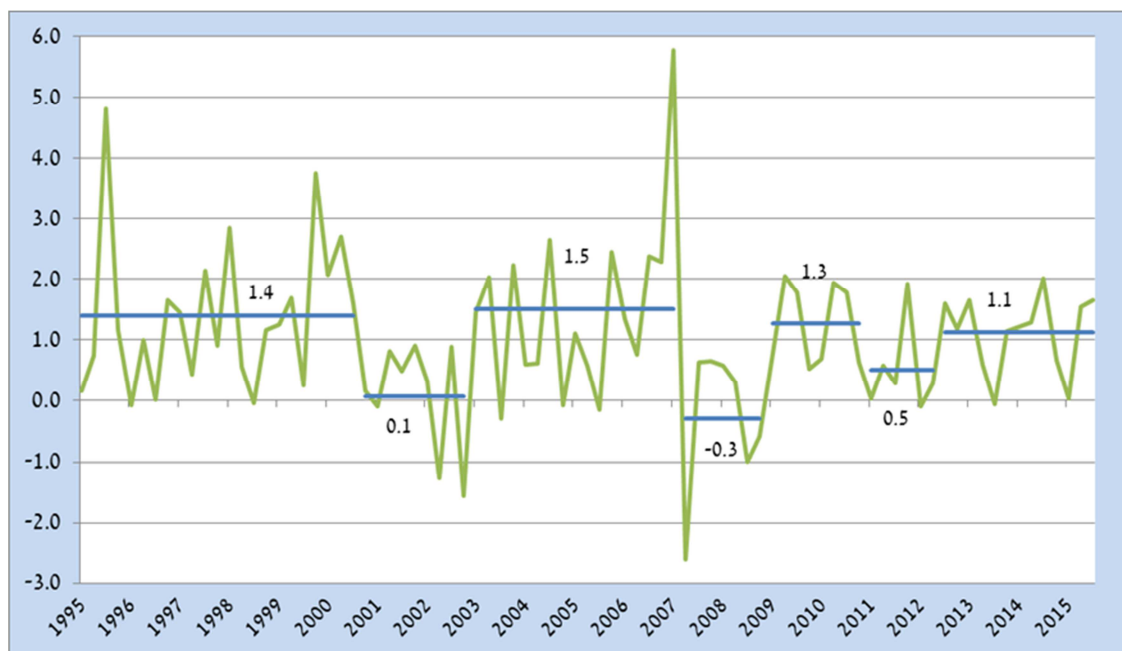
1. מבוא

הצריכה הפרטית¹ היא הרכיב הגדול ביותר בתוצר המקומי וערכה על פני עשרים השנים האחרונות נע סביב 55–60 אחוזים מסך התוצר. לפיכך יש לצריכה הפרטית חלק חשוב בתחזיות וניתוחים מקרו-כלכליים. כדי לחזק את התשתית לעבודות כלכליות מעין אלו המחקר הנוכחי בא לזהות ולכמת את הגורמים המשפיעים על הצריכה הפרטית המצרפית.

באיור 1 מוצגים השינויים בסך הצריכה הפרטית בתקופת המדגם (1995–2015) וניתן להתרשם כי למרות התנודתיות ברמה הרבעונית ישנן תקופות ממושכות שבהן רכיב זה גדל בקצב נאה, ולעומתן גם תקופות של התכווצות. במהלך עבודה זו ננסה לתאר את הגורמים המרכזיים שהובילו את השינויים הללו ואת החשיבות של כל אחד מהם בתקופות השונות. לשם כך נסתייע בתיאוריה הכלכלית ובמחקר האמפירי, המלמדים שההכנסה והעושר של משקי הבית הם הגורמים המרכזיים הקובעים את הצריכה הפרטית. עם זאת נדגיש שאף כי התיאוריה והאינטואיציה הכלכלית הנחו אותנו בבחירת המודל והמשתנים ובפרשנות הממצאים, המוקד של עבודה זו הוא אמפירי. בסופו של דבר התוצאות המוצגות אינן תואמות במדויק למודל תיאורטי כזה או אחר; אלה התוצאות שהוכתבו על ידי הנתונים, בהימצאן מובהקות ועמידות למגוון רחב של מבחנים ובדיקות רגישות.

איור 1 – שיעור השינוי הרבעוני בצריכה הפרטית, 1995 עד 2015

(במחירים קבועים, מנוכה עונתיות)



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי בנק ישראל.

¹ הצריכה הפרטית, כפי שהיא מוגדרת בחשבונאות הלאומית, מורכבת בעיקרה מצריכת משקי הבית המקומיים, בתוספת צריכת המלכ"רים והצריכה של ישראלים בחו"ל, פחות צריכתם של הזרים בארץ. בשנת 2015 סווגו כ-85% מהצריכה של משקי הבית המקומיים כצריכה שוטפת (כגון שירותים, מזון ודלק), 10% כצריכת בני קיימא (כגון מכוניות, מוצרי חשמל ורהיטים) ו-5% כצריכת בני קיימא למחצה (כגון הלבשה והנעלה).

המחקר מבוסס על אמידה של פונקציית הצריכה הפרטית המצרפית בישראל לשנים 1995–2015 באמצעות מודל סטנדרטי של תיקון טעות (error-correction), בדומה לעבודות של לביא (1998) ובנק ישראל² (2015). ואולם ישנם הבדלים חשובים בין המחקר הנוכחי לעבודות הקודמות הן בבחירת מסד הנתונים והן בשיטת האמידה.

ראשית, כדי לאפיין היטב את התפתחות הצריכה בישראל על פני זמן הפרדנו את משתני ההכנסה והעושר לתת-רכיבים, כמו אצל Jaramillo & Chailloux (2015)³. זאת משום שהנטייה השולית לצורך (נש"צ) מההכנסה מעבודה צפויה להיות שונה מהנש"צ מתשלומי העברה, וכן ייתכן הבדל בנש"צ בין נכסים פיננסיים לריאליים. נבדקו בעבודה גם השפעות של משתנים נוספים, שלא נדונו במחקרי עבר, ובראשם ההשפעה של כניסות תיירים לארץ, המשמשות מדד למצב הביטחוני⁴.

שנית, מוצגות כאן לראשונה תוצאות המבוססות על נתוני החשבונאות הלאומית בתדירות רבעונית, הקיימים משנת 1995. נתונים אלו עדיפים על נתונים בתדירות שנתית לצורך זיהוי של השפעות קצרות טווח. שימוש בנתונים בתדירות גבוהה יותר גם מאפשר להגדיל את מספר התצפיות על פני תקופה נתונה, וכך להסתפק בבחינה של תקופה קצרה יחסית. היתרון בתקופת מדגם קצרה שראשיתה בשנת 1995 היא שנקודת ההתחלה היא לאחר שינויים מבניים מרכזיים במשק - תכנית הייצוב הכלכלית (1985), גל העלייה מברית המועצות לשעבר (1989), תכנית החשיפה ליבוא (1991) והמעבר ליעד אינפלציה (1992)⁵.

שלישית, מבחינה מתודולוגית נעשה כאן שימוש במבחן הגבולות (bounds test), שבאמצעותו ניתן לבחון אם מתקיים קשר ארוך טווח (קואינטגרציה) בין המשתנים ללא תלות בשאלה אם הם סטציונריים או בעלי שורש יחידתי (Pesaran, Shin and Smith, 2001). לאחר שנמצא כי מתקיים קשר ארוך טווח נאמד מודל אקונומטרי מסוג Autoregressive Distributed Lag (ARDL), המאפשר בדיקת השערות לגיטימית אפילו כאשר המשתנים הם בעלי שורש יחידתי, וכך ישנה משמעות למובהקות המקדמים במשוואת הטווח הארוך (Pesaran & Shin, 1999)⁶. בפרקים הבאים נראה שלפי מבחן הגבולות אכן מתקיים קשר ארוך טווח בין הצריכה הפרטית למשתנים המסבירים, ובאמצעות השימוש במודל ARDL הצלחנו לבסס אמפירית פונקציית צריכה פרטית מצרפית בטווח הארוך. פונקציה זו מורכבת בראש ובראשונה מההכנסה מעבודה, וכן מהשפעות עושר מנכסים פיננסיים וריאליים ומרמת הסחר העולמי. ניווכח כי השימוש בנתונים רבעוניים ומעודכנים, תוך הבחנה בין סוגים שונים של הכנסה, מביא למסקנה שבטווח הקצר הצריכה הפרטית אינה מושפעת מהשינוי בהכנסה השוטפת מעבודה, אבל מושפעת מתשלומי ההעברה. תוצאה זו שונה מאלו של לביא ובנק ישראל,

² ב"סקירת ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים" נותחה הסוגיה "הצריכה הפרטית וגורמים פיננסיים" בידי צליל קובץ.

³ להלן J&C.

⁴ נבדקו משתנים נוספים, שלא יוצגו במסמך זה מפני שהם לא נמצאו משמעותיים להסבר הצריכה הפרטית: שיעור האבטלה, מדד ג'יני, יחס התלות, הצריכה הציבורית, גירעון הממשלה, שער החליפין הריאלי, תנאי הסחר.

⁵ פרט לתכנית הייצוב, מדובר כמובן בתהליכים הדרגתיים, שחלקם המרכזי הסתיים במהלך שנות ה-90. לפיכך נראה שלגבי מרבית שנות המדגם אין סיבה לחשוש משבר מבני הנגרם בשל תהליכים אלו.

⁶ לנקודה האחרונה התייחסו גם בבנק ישראל (2015), ולכן השתמשו במודל מסוג Fully-Modified OLS (FMOLS), אך מודל ARDL עדיף בדרך כלל כשהמדגמים קטנים (Pesaran & Shin).

המדווחים על מקדם של כ-0.5 להכנסה השוטפת משכר. אנו ניחס את הפער בין הממצאים הן להקלה במגבלת הנזילות בעקבות השתכללות שוק ההון בשנות המדגם, והן להבדל במשך תגובת הצריכה (רבעון ולא שנה) עקב תדירות הנתונים. השימוש בנתונים בתדירות רבעונית יאפשר לנו גם לזהות הבדלים בין תגובה מיידית חלשה יחסית של הצריכה לשינוי בריבית, לבין תגובה חזקה יותר לאחר שנה – תופעה שלא היה ניתן לאבחן במחקרים קודמים.

המשך העבודה בנוי כדלקמן: פרק 2 סוקר את הספרות הרלוונטית העוסקת בהשפעות של הכנסה ועושר על הצריכה הפרטית. פרק 3 עוסק במתודולוגיה וכולל הסבר קצר על מודל תיקון טעות ולאחר מכן דן בהיבטים שונים הקשורים בשימוש במודל ARDL. פרק 4 מפרט את מסד הנתונים, פרק 5 מציג את התוצאות המרכזיות של האמידה, ופרק 6 מציג לגביהן מספר בדיקות עמידות. פרק 7 מראה את התרומה של כל אחד מהרכיבים להסבר התנודות בצריכה הפרטית, ופרק 8 מסכם.

2. סקירת ספרות

Keynes היה הראשון שניסח, בשנת 1936, את פונקציית הצריכה המצרפית במסגרת תיאוריית ההכנסה האבסולוטית שלו, אשר לפיה הצריכה תלויה בהכנסה הפנויה, והנש"צ יורדת עם ההכנסה של הפרטים ובממוצע היא קרובה ל-1. בתגובה פיתח Dusenberry (1949) תיאוריה חלופית, תיאוריית ההכנסה היחסית, הגורסת כי הצריכה של הפרט תלויה בהכנסתו ביחס לאחרים יותר מאשר ברמת ההכנסה האבסולוטית שלו.

ביקורות מאוחרות יותר התמקדו במקדם ההכנסה בפונקציית הצריכה וטענו כי הוא נמוך מ-1 במידה משמעותית. גישות אלו מבוססות על תיאוריית מחזור החיים של Modigliani & Brumberg (1954) ותיאוריית ההכנסה הפרמננטית של Friedman (1957), שלפיהן משקי הבית שואפים להחליק את צריכתם על פני זמן, ולכן הצריכה של משק בית מייצג תלויה בממוצע ההכנסות (הצפויות) שלו על פני זמן, ולא בהכנסתו השוטפת, החשופה לזעזועים זמניים. בעקבות ביקורת של Lucas (1976) על העדר התייחסות לאופן היקבעות הציפיות במודל, הוסיף Hall (1978) לתיאוריית ההכנסה הפרמננטית רכיב של ציפיות רציונליות. התוצאה שהתקבלה הייתה שלמידת חוסר הוודאות אין השפעה על החלטות הצריכה של הפרטים והשינוי בצריכה אינו ניתן לחיזוי. ואולם תיאוריות אלו לא התיישבו עם שלל מחקרים אמפיריים שמצאו קשר מובהק בין השינוי בהכנסה השוטפת לשינוי בצריכה. כיום התפיסה המקובלת, על סמך התוצאות האמפיריות, היא שתיאוריית ההכנסה הפרמננטית מיטיבה לתאר את התפתחות הצריכה של משקי בית בעלי עושר ממוצע ומעלה. משקי בית אחרים, בעיקר בעלי הכנסה נמוכה, קובעים את צריכתם בהתאם להכנסתם השוטפת, כך שהנש"צ שלהם גבוהה יותר מהנש"צ של משקי הבית בעלי ההכנסות הגבוהות.⁷ סקירה מקיפה של הספרות העוסקת בקשר שבין צריכה להכנסה מובאת אצל Jappelli & Pistaferri (2010), המסבירים כי בסיכומו של דבר הצריכה אמנם מגיבה לזעזועים זמניים בהכנסה פחות מאשר לזעזועים קבועים, אך עדיין מעל ומעבר לתחזיות של מודלים המבוססים על החלקת צריכה. ההסברים המקובלים לתוצאות אלו הם מגבלות

⁷ בעבודה מפורסמת מצאו Mankiw & Campbell (1989) כי בארה"ב שיעור האוכלוסייה הקובעת את צריכתה על פי ההכנסה השוטפת הוא כ-50%. לביא (1998) יישם את הבדיקה שלהם על ישראל וקיבל תוצאות דומות.

נזילות, המונעות מפרטים ללוות כנגד הכנסה עתידית, וכן חיסכון מטעמי זהירות, המניע התנהגות דומה של פרטים שאמנם יכולים ללוות אך בוחרים שלא לעשות זאת, בשל חשש מזעזוע שלילי להכנסתם.

לפי התיאור של Carroll (2001) בעקבות העבודה של Hall ועבודות נוספות משנות ה-70 וה-80, הפרשנות המקובלת באותה התקופה לתיאוריית ההכנסה הפרמנטית הייתה שהנש"צ מתוך ההכנסה השוטפת לא צפויה לעלות על 5%. ואולם מודלים אלו התבססו על הנחות מחמירות, ואילו התפתחות של כלים מתמטיים וחישוביים אפשרה ל-Carroll לבנות מודל המבוסס על הנחות מציאותיות יותר. הוא קיבל פונקציית צריכה קעורה, המאופיינת בנש"צ היורדת עם ההכנסה של משק הבית, ובממוצע היא בערך $1/3$. לטענתו, תוצאה זו מתאימה למרבית הממצאים האמפיריים בספרות, המלמדים על נש"צ⁸ בטווח 0.2–0.6 (Carroll et al., 2015). תוצאה זו אף דומה לפרשנות של פרידמן עצמו, שסבר כי זו התוצאה הצפויה כאשר מביאים בחשבון לא רק מגבלות נזילות וחיסכון מטעמי זהירות, אלא גם אופק תכנון מוגבל של משקי הבית. חשוב לציין כי התוצאות דלעיל מתבססות על מחקרים המשתמשים בנתוני מיקרו, וכפי שכבר הראו Attanasio & Weber (1993) אלו עשויות להיות שונות מאוד מתוצאות המתקבלות מניתוח של סדרות מקרו, בעיקר בשל חוסר ליניאריות⁹ ומשתנים דמוגרפיים מושמטים, שעל פי רוב אינם נצפים בנתונים מצרפיים.

מחקרים אחרים בחנו את ההשפעה של משתני עושר על הצריכה מעבר להשפעת ההכנסה. סקירות ממצות של המחקרים שנסבו על משקים מפותחים מצויות אצל Davis (2010) ואצל Kerdrian (2011), המציגים מגוון רחב של תוצאות הנוגעות לנש"צ מתוך נכסים פיננסיים ונדל"ן. רוב התוצאות מעידות כי גידול של שקל במשתני העושר מביא לגידול של 2–8 אגורות בצריכה בטווח הארוך. כן נמצא כי בדרך כלל השפעת העושר של נכסים פיננסיים חזקה מזו של נדל"ן. Kerdrian בדק בעצמו את השפעות העושר בגוש האירו, בארה"ב וביפן וטען כי הנש"צ הממוצעת מנכסים פיננסיים היא 5%–6%, והנש"צ הממוצעת מנדל"ן היא 1%–1.5%. לעומת זאת הוא לא מצא השפעה מובהקת של ההכנסה מכל המקורות.

מחקר חדש של שני חוקרים מקרן המטבע (J&C) משתמש בנתונים מצרפיים בתדירות רבעונית (1998–2013) ובוחן את ההשפעות השונות של רכיבי ההכנסה והעושר ב-14 משקים מפותחים. החוקרים מפרקים את ההכנסה הפנויה להכנסה מעבודה ולמשתנים פיסקליים בדמות תשלומי העברה לציבור ומסים ישירים; את משתני העושר של משקי הבית הם מחלקים לנכסים פיננסיים, לנכסי דיור ולחוב. אנו נלך בדרכם ונבדוק את התפקיד של תת-הרכיבים הללו בפונקציית הצריכה הפרטית המצרפית בישראל.

פונקציית הצריכה בישראל נאמדה בעבר על ידי לביא (1998) באמצעות מודל תיקון טעות ונתונים שנתיים לשנים 1963–1993. הוא מצא כי השינוי בהכנסה השוטפת ושיעור התשואה על מניות תורמים להסבר השינוי בצריכה הפרטית. עבודה של בנק ישראל (2015) חזרה על האמידה עם נתונים מעודכנים עד שנת 2014 והדגישה את החשיבות של המשתנים הפיננסיים בהסבר

⁸ הכותבים מציינים כי הכוונה בנש"צ היא לגודל שבו הצריכה עולה בתוך השנה שאחרי זעזוע זמני בהכנסה.

⁹ הלוגריתם של הממוצע המתקבל בנתונים מצרפיים אינו שווה לממוצע של לוגריתמים בנתוני פרט.

הצריכה הפרטית. היא הפרידה את העושר של משקי הבית לרכיבים פיננסיים וריאליים, והוסיפה אותם למשוואת הצריכה יחד עם תנאי האשראי בהתאם למחקר של Muelbauer (2010). בעבודה זו נמצא כי הנש"צ מתוך ההכנסה משכר גבוהה מ-0.5, וכי יש השפעה חיובית לנכסים הפיננסיים ולתנאי האשראי בטווח הארוך. כמו כן נמצאה בה השפעה מובהקת של ערך הנדל"ן רק החל משנת 2003, תוצאה המתיישבת עם הממצאים של קהן וריבון (2013), שמצאו השפעה חיובית של מחירי הדירות והשכירות על בסיס נתוני מיקרו מתוך סקר ההוצאות לשנים 2003–2011.¹⁰

3. מתודולוגיה

3.1 מודל תיקון טעות

בהתאם לתיאוריה ולספרות הכלכלית שסקרנו לעיל נאפיין את הקשר בין הצריכה למשתני ההכנסה והעושר בישראל. לשם כך נאמץ מודל של תיקון טעות (Error Correction Model) לפונקציית הצריכה המצרפית, כפי שהציעו לראשונה Davidson et al. (1978), ומאז הוא יושם במחקרים רבים נוספים. מודל זה מתאר קשר בין רמת הצריכה לרמת המשתנים המסבירים, ואליו נתייחס כאל קשר ארוך טווח. בטווח הקצר תיתכן סטייה מהמגמה ארוכת הטווח, וזו תתוקן בהדרגה עד לחזרה לשיווי המשקל. לפיכך יש לאמוד את שתי המשוואות הבאות:

$$(1) \quad c_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 W_t + \beta_3 X_t + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \Delta c_t = \gamma_1 \Delta Y_t + \gamma_2 \Delta W_t + \gamma_3 \Delta X_t + \delta * \varepsilon_{t-1} + v_t$$

כאשר c_t היא הצריכה, Y_t כולל את רכיבי ההכנסה, W_t כולל את משתני העושר, X_t היא קבוצה של משתנים נוספים ו- ε_{t-1} היא השארית (בפיגור), הנאמדת ממשוואת הטווח הארוך (1). השימוש במודל תיקון טעות רצוי רק כאשר מתקיימת קואינטגרציה, כלומר כשיש קשר ארוך טווח בין רמת המשתנה המוסבר לרמת המשתנים המסבירים. כדי לבדוק הנחה זו פיתחו Pesaran, Shin and Smith (2001) את מבחן הגבולות (bounds test) המאפשר לבדוק אם יש קואינטגרציה בין המשתנים ללא תלות בשאלה אם הם סטציונריים או בעלי שורש יחידתי.¹¹ תשובה חיובית לשאלה זו מאשרת את חשיבותו של רכיב תיקון הטעות במשוואת הטווח הקצר (2), המתבטא בכך ש- $\delta < 0$, ומשמעותו היא שהשינוי בצריכה תלוי לא רק בשינוי של משתני ההכנסה והעושר, אלא גם בסטייה של רמת הצריכה מהרמה של אותם המשתנים.

¹⁰ מחקרים נוספים בישראל התמקדו בהשפעות של המדיניות הפיסקלית על הצריכה הפרטית. לביא וסטרבצ'ינסקי (2003) ניתחו את התחלופה בין הצריכה הציבורית לפרטית בשנים 1960–2000. הם מצאו כי התחלופה מוגבלת ונאמדת בכ-20%, וכן שלמיון של ההוצאה הציבורית במיסוי ישיר יש השפעה שלילית על הצריכה הפרטית. מזר (2010) השתמש בנתונים רבעוניים מ-1995 ועד 2012Q1, ובאמצעות טכניקת VAR בדק את התגובה קצרת הטווח (עד שלוש שנים) של הצריכה הפרטית לזעזועים בצריכה הציבורית ובמסים. הוא מדווח על תגובה חיובית של הצריכה הפרטית לגידול של הצריכה הציבורית, לעומת תגובה שלילית להעלאות מסים ישירים ועקיפים.

¹¹ בשיטה זו אנו נמנעים מהבעיה שעליה מצביעים Cavanaugh et al. (1995), אשר עניינה שימוש במבחנים מקדימים לבדיקת דרגת הסטציונריות של המשתנים.

3.2 אמידה

העדר סטציונריות אפשרי של הסדרות העתיות מעלה חשש שאמידה בשיטת הריבועים הפחותים (OLS) לא תאפשר בדיקת השערות תקפה במשוואה (1). על בעיה זו ניתן להתגבר באמצעות שימוש במודל מסוג Autoregressive Distributed Lag (ARDL), כפי שהראו Pesaran & Shin (1999). למעשה הם מציעים לאמוד משוואה יחידה, שבה מקובצים הרמה והשינוי של המשתנים. אנו נאמוד מודל מסוג ARDL(1,1,1), שבו הפיגור המרבי הוא 1, כך שמשוואת האמידה היא:

$$(3) \Delta c_t = \sum_{i=0}^1 (\gamma'_1 \Delta Y_{t-i} + \gamma'_2 \Delta W_{t-i} + \gamma'_3 \Delta X_{t-i}) + \delta(c_{t-1} - \beta_0 - \beta'_1 Y_{t-1} - \beta'_2 W_{t-1} - \beta'_3 X_{t-1}) + v_t$$

זוהי בעצם הרחבה של מודל תיקון טעות, שבו אנחנו אומדים בו-זמנית את שתי המשוואות, וכך לא מגבילים את המקדמים של משוואה (1) בעת האמידה של מקדמי משוואה (2). את משוואה (3) נאמוד בשיטת OLS, משום שהיא מורכבת מהפרשים של המשתנים ומהשארית של משוואה (1), ולכן סביר שכל הרכיבים במשוואה זו הם סטציונריים. במסגרת עבודה זו בחרנו לאמוד את משוואת הטווח הקצר בנפרד, תוך שימוש ברכיב תיקון טעות המבוסס על אומדני הטווח הארוך ממודל ARDL. בהנחה שאף אחד מהמשתנים אינו בדרגת סטציונריות גבוהה מ-I(1), אין בעיה של העדר סטציונריות במשוואה (2), ולכן אפשר לאמוד אותה בנפרד, כפי שנעשה במודל תיקון טעות. לפיכך לא ברור שיש עדיפות לאומדני הטווח הקצר המתקבלים מאמידה בו-זמנית של משוואות הטווחים הקצר והארוך, כפי שנעשה במשוואה (3), אשר נועדה לתת מענה לבעיית האמידה של מקדמי הטווח הארוך. העדפנו את האמידה הנפרדת של משוואת הטווח הקצר, מפני שהיא מאפשרת לבדוק בפשטות השפעות של משתנים בפיגור, בלי לשנות את משוואת הטווח הארוך. אמנם בשיווי משקל לא אמור להיות הבדל בין ההשפעה של משתנה בתקופה הנוכחית להשפעתו בפיגור, אבל כיוון שמדובר במדגם סופי (וקצר), תוצאות הטווח הארוך מושפעות בכל זאת מבחירת התזמון של המשתנים. השימוש במודל ARDL נועד, כאמור, לאפשר בדיקת השערות לגיטימית גם כשאין ודאות לגבי הסטציונריות של המשתנים. ואולם, כדי שהתכונות הרצויות של המודל יתקיימו לפחות מבחינה אסימפטוטית, חייבים להתקיים מספר תנאים. תנאים אלו וחשיבותם מפרט Giles (2013). המתבסס על שני המאמרים דלעיל (Pesaran & Shin, 1999; Pesaran, Shin and Smith, 2001). נתייחס עתה בקצרה לעיקרי הדברים:

1. אנו מניחים כי כל המשתנים הם סטציונריים I(0) או בעלי שורש יחידתי I(1).
2. נבחן שלוש חלופות מקובלות לקביעת הפיגורים במודל, ונראה כי מקדמי הטווח הארוך אינם רגישים לבחירת מבנה הפיגורים. החלופות יכללו את קריטריון האינפורמציה של Akaike (AIC), את הקריטריון הבייסיאני של Schwarz (BIC) ופיגור אחד קבוע לכל משתנה. בסופו של דבר נעדיף את המבנה האחרון מסוג ARDL(1,1,1), כי במקרה הנדון הוא המתאים יותר למודל המורחב של Pesaran & Shin, אשר נועד למקרים שבהם יש חשש לאנדוגניות.
3. לגבי כל אחת מהחלופות האמורות נדחה את האפשרות של מתאם סדרתי ונוודא כי המודל יציב דינמית כנדרש, כלומר שכל השורשים הרלוונטיים נמצאים בתוך מעגל היחידה.

לבסוף, חשוב לציין שבאופן כללי בחירה באמידת משוואה יחידה מעין זו, ולא במערכת משוואות (למשל VAR), טומנת בחובה יתרון ברור, אבל כרוכה במחיר: היא מאפשרת לנו פרשנות בהירה של התוצאות, אך מחייבת אותנו לקבוע את מבנה הקשר בין המשתנים. לצורך זה אנו מסתמכים כאמור על התיאוריה הכלכלית המתארת את התלות של הצריכה במשתני ההכנסה והעושר, כפי שמפורט בסקירת הספרות.

4. המשתנים

המשתנה המוסבר במשוואת האמידה הוא הצריכה הפרטית במחירים קבועים של 2010, מנוכה עונתיות, במונחי לוג לנפש (כמקובל בספרות). לפי התיאוריה הכלכלית המקובלת הצריכה נקבעת בהתאם להכנסה הפרמננטית מכל המקורות. כיוון שנתון כזה אינו בנמצא, מקובל להשתמש בהכנסה השוטפת מכל המקורות, בהנחה שלאורך זמן היא בבחינת קירוב טוב להכנסה הפרמננטית. ואולם ספק אם כדאי להסתפק בניסוח מצומצם זה, מכמה סיבות: ראשית, מודל ההכנסה הפרמננטית צופה שיעור חיסכון קבוע על פני זמן – תוצאה שלא בהכרח מתקיימת במציאות. שנית, ייתכנו הבדלים בין הנש"צ מההכנסה מעבודה לבין הנש"צ מההכנסה מתשלומי העברה או מההכנסה מהון, ובפרט הבדלים בין הנש"צ מנכסים פיננסיים לזו מנכסים ריאליים. לפיכך משוואת הצריכה במחקר זה כוללת מספר משתנים מסבירים, בדומה לניסוח אצל J&C, שבו נכללים משתני ההכנסה והעושר ושיעור הריבית. התייחסנו גם לשני גורמים בעלי חשיבות מיוחדת בישראל – המצב הביטחוני והסחר העולמי (בשל משקל היצוא הישראלי בתוצר ורגישות לתנודות בסחר העולמי). להלן פירוט המשתנים המרכזיים:

1. משתני ההכנסה (Y)

- א. התמורה לעבודה – התמורה לעבודת השכירים בכלל המשק.
 - ב. המסים הישירים – הניכויים מהשכר של מס ההכנסה, מס הבריאות וההפרשות לביטוח לאומי¹².
 - ג. תשלומי ההעברה – תשלומי ההעברה נטו לציבור.
- בהתאם לתיאוריה ולממצאים האמפיריים הנפוצים ההשערה היא שגידול של הכנסת משקי הבית ישפיע לחיוב על הצריכה הפרטית בטווח הארוך, ובמידה פחותה גם בטווח הקצר. כיוון שתשלומי ההעברה ממוקדים באוכלוסייה ענייה יחסית, ולכן סובלת יותר ממגבלות נזילות, נצפה שבטווח הקצר תגובתה של הצריכה הפרטית לשינוי בהכנסה מתשלומי העברה תהיה חזקה מתגובתה לשינוי בהכנסה מעבודה. באופן דומה הפחתת מסים ישירים מיטיבה בדרך כלל עם בעלי ההכנסות הגבוהות, ולכן סביר שעוצמת השפעתו של שינוי במסים על הצריכה הפרטית תהיה פחותה.

2. משתני עושר (W)

- א. הנכסים הפיננסיים נטו – תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור¹³ פחות החוב של משקי הבית.

¹² שינויים במסים העקיפים עשויים להשפיע על השינוי הכמותי בצריכה הפרטית דרך שינויים במחיר, והשפעה זו באה לידי ביטוי במודל בכך שהמשתנים המסבירים מנוכים במחירי הצריכה הפרטית.

¹³ תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור, הכולל גם את הנכסים של המגזר העסקי הלא-פיננסי, משמש אומדן לנכסים הפיננסיים שבידי משקי הבית. אין ברשותנו נתונים רבעוניים על תיק הנכסים הפיננסיים המאפשרים להפריד בין משקי הבית למגזר העסקי.

ב. ערך הדירות למגורים¹⁴ (אומדן) – מכפלה של מדד מחירי הדירות שבבעלות הדיירים במלאי הדירות למגורים. מלאי הדירות למגורים על פני זמן חושב באמצעות תוספת גמר הבנייה של דירות למלאי הדירות למגורים ב-1995, כפי שנמצא על פי מפקד האוכלוסין. משתנים אלו צפויים להשפיע חיובית על הצריכה הפרטית מפני השפעת העושר: משקי הבית מעלים את שיעור צריכתם מתוך הכנסתם הפנויה, משום שערך הנכסים שבבעלותם הוא תחליפי לחיסכון. על פי רוב השפעת העושר של משתנים ריאליים פחותה מזו של משתנים פיננסיים בשל הקושי לממש נכסים ריאליים.

3. משתנים נוספים (X)

- א. הסחר העולמי – מדד הסחר העולמי בסחורות ושירותים. עלייה של מדד הסחר העולמי משקפת שיפור אקסוגני בסביבה הכלכלית של משקי הבית בישראל, ויכולה להביא לגידול הצריכה דרך עלייה באופטימיות של משקי הבית. אמנם הציבור ברובו לא עוקב אחר התפתחות הסחר העולמי עצמו, אבל הוא עשוי להיות מושפע ממנו בעקיפין דרך תחזיות וניתוחים של גופים שונים ופרסומים בתקשורת.
- ב. כניסות התיירים – מספר הכניסות של בעלי דרכון זר ששהו בארץ לפחות לילה אחד. מספר כניסות התיירים משמש אומדן למצב הביטחוני בישראל ומתואם אתו באופן שלילי. יש לצפות למקדם חיובי, מפני שמצב ביטחוני רעוע מרתיע את משקי הבית מיציאה לאזורי המסחר, ובכך פוגע בצריכה הפרטית.
- ג. שיפוע עקום התשואה – הסטייה של הריבית הקצרה מהריבית הארוכה. הריבית הקצרה מיוצגת על ידי התשואה הריאלית לשנה, והריבית הארוכה – על ידי התשואה הריאלית ל-10 שנים¹⁵.

שיפוע זה אמור לשקף את הסטייה של הריבית בפועל מהריבית ה"טבעית" וצפוי להשפיע לשלילה על הצריכה הפרטית, עקב השפעת התחלופה של הריבית על משקי הבית.

להוציא את שיפוע עקום התשואה, שנתון בנקודות אחוז, המשתנים מנוכים במחירי הצריכה הפרטית, מנוכים מעונתיות ונתונים במונחי לוג לנפש. היוצא מן הכלל הוא מדד הסחר העולמי, שהתקבל מהמקור במונחים ריאליים ולא חולק בגודל האוכלוסייה. אנו מניחים, כאמור, שכל המשתנים הם סטציונריים $I(0)$ או בעלי שורש יחידתי $I(1)$. תמיכה להנחה זו אפשר למצוא בלוח נ-3. שם מוצגות תוצאות התומכות בהשערה שאין, לפי המבחנים המקובלים, משתנים מדרגת סטציונריות גבוהה יותר. ואולם איכות המבחנים הללו מוטלת בספק (כפי שמראים למשל Reed & Smith, 2016), ולכן נכון להתייחס לקיומו של התנאי האמור כאילו השערה שאינה ניתנת לבדיקה ברמת ודאות מספקת. כמובן, לו ידענו בוודאות את דרגת הסטציונריות של המשתנים, ספק אם היינו מעדיפים מלכתחילה את מודל ARDL על פני מודל תיקון טעות סטנדרטי.

¹⁴ אין ברשותנו נתונים זמינים בתדירות רבעונית על ערך הנדל"ן שברשות הציבור, ולכן השתמשנו באומדן. ¹⁵ בחלק המציג את התוצאות נראה כי מבחינה אמפירית אין הבדל בין הצבה של שיפוע עקום התשואה לבין הצבה של הריבית לשנה.

5. תוצאות האמידה

ישנו קשר ארוך טווח בין רמת הצריכה ומשתני ההכנסה והעושר, כפי שניתן להסיק מתוצאות מבחני הגבולות (לוח 1). המשתנה החשוב ביותר לקיומו של הקשר הזה הוא הנכסים הפיננסיים נטו. ראיה לכך אפשר למצוא בפער הגדול בין סטטיסטי המבחן בעמודה הראשונה לזה שבועמודה השנייה. בעמודה 1 מתקבלת תוצאה לא מובהקת (0.329) בעקבות הרצה של משתני ההכנסה בלבד, ואילו בעמודה 2, בעקבות התוספת של הנכסים הפיננסיים נטו, קופץ ערכו של סטטיסטי המבחן (8.341)¹⁶ והמשמעות היא שמתקיים קשר ארוך טווח ברמת מובהקות של אחוז אחד אפילו אם כל המשתנים ברגרסיה הם בעלי שורש יחידתי¹⁷. בלוח נ-4 אפשר לראות כי התוצאות בלוח 1 אינן רגישות לבחירת מבנה הפיגורים, וכי אין חשש למתאם סדרתי (לפי מבחן Breusch-Godfrey)¹⁸.

5.1 השפעות ההכנסה והעושר

מבין משתני ההכנסה **התמורה לעבודה** היא הגורם בעל ההשפעה ארוכת הטווח החזקה ביותר, והמקדם שלה הוא כ-0.3¹⁹. מקדם זה מייצג את גמישות הצריכה להכנסה מעבודה, והנש"צ הנגזר ממנה היא של כ-35 אגורות מכל שקל²⁰. תוצאה זו נמוכה מהתוצאות של לביא ובנק ישראל לגבי ישראל, וכן מהתוצאות של J&C לגבי מדינות מתקדמות בעולם – מחקרים שדיווחו על נש"צ מתוך ההכנסה מעבודה בטווח של 0.5-0.7²¹. הנש"צ שקיבלנו ודאי נמוכה ביחס לנש"צ הצפויה ממודל ההכנסה הפרמננטית, וחלק משמעותי מהפער הזה נובע מהפיקוח שיש ברגרסיה על הנכסים הפיננסיים וערך הדירות. לפיכך, משמעות הנש"צ היא שמשקי הבית צורכים 35 אגורות מכל שקל בהינתן ששאר המשתנים נשארים קבועים, אבל מכיוון שערך הנכסים עולה על פני זמן משקי הבית צורכים בפועל יותר²². ייתכן שעלייה של ההכנסה מעבודה ללא גידול נלווה של העושר אינה נחשבת בעיני משקי הבית לגידול בר קיימא. חיזוק להשערה זו אפשר למצוא בתוצאות **שבלוח נ-5**, שם כאשר משמיטים את משתני העושר, או מחליפים אותם במשתנים המייצגים את התשואה העודפת מהם – הנכסים הפיננסיים כאחוז תוצר וערך הדירות בניכוי צמיחת התוצר – מתקבל שגמישות הצריכה להכנסה מעבודה היא כ-0.5. בטווח הקצר המקדם של התמורה לעבודה אמנם לא מובהק, אך הוא דומה בערכו (0.1) לזה שמצאו J&C, המדווחים על נש"צ מתוך ההכנסה מעבודה בסביבות 0.15. לעומת זאת נש"צ זו

¹⁶ כאשר תיק הנכסים הפיננסיים נטו הוא משתנה מסביר יחיד הערך של מבחן הגבולות הוא 7.503, כך שמתקיים קשר ארוך טווח ברמת מובהקות של 2.5%.

¹⁷ את תוצאות מבחני הגבולות יש לפרש באמצעות הערכים הקריטיים המופיעים בלוח נ-2.

¹⁸ לגבי כל אחת מהחלופות וידאנו כי המודל יציב דינמית.

¹⁹ שימוש במשתנה ההכנסה נטו מעבודה (ההפרש בין התמורה לעבודה למסים הישירים) במקום הצבה של כל אחד מהמשתנים בנפרד הניב תוצאה דומה מבחינת הנש"צ. הבחירה בהצגה נפרדת של המשתנים הועדפה כדי לאפשר את השוואת התוצאות לאלו שקיבלו J&C לגבי מדינות אחרות.

²⁰ הנש"צ ממשתנה y עבור גמישות β (גודל המקדם) מתקבל באמצעות הכפלת הגמישות ביחס שבין ערך המשתנה לערך הצריכה (הערך הממוצע על פני המדגם). תוצאה זו מתקבלת על פי החישוב:

$$\beta = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln y} = \frac{\partial c}{\partial y} * \frac{y}{c} \rightarrow \frac{\partial c}{\partial y} = \beta \frac{c}{y}$$

²¹ יחד עם זאת נציין כי הנש"צ שקיבלנו נמצאת בתוך טווח התוצאות של המחקרים המבוססים על נתוני מיקרו.

²² משקי הבית צורכים גם על חשבון הכנסה ממקורות אחרים, ובפרט ההכנסה מהון. משתנה זה אינו מופיע ברגרסיה מכיוון שאין נתונים על ההכנסה מהון של משקי בית, אבל הוא צפוי להיות מתואם עם ערך הנכסים.

נמוכה ביחס לתוצאות של לביא ובנק ישראל, כ-0.5. פער זה נובע ככל הנראה משתי סיבות: ראשית, במחקר הנוכחי אנו מתארים את תגובת הצריכה לשינוי בהכנסה בתוך רבעון (כמו J&C), ואילו תוצאות המחקרים הקודמים משקפות את תגובת הצריכה במהלך שנה; שנית, העבודות הקודמות בישראל כללו בתקופות המדגם נתונים מלפני 1995, כך שההבדל בגמישות עשוי לשקף שוק הון משוכלל יותר, שבו שיעור קטן יותר של האוכלוסייה סובל ממגבלת נזילות.

לוח 1 – משוואת הצריכה הפרטית: ספסיפקציות שונות

(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
מקדמי הטווח הארוך						
0.306*** (0.078)	0.302*** (0.075)	0.218*** (0.080)	0.166* (0.093)	0.289*** (0.077)	1.155* (0.680)	התמורה לעבודה
-0.090** (0.043)	-0.088** (0.037)	-0.041 (0.040)	-0.066 (0.049)	-0.158*** (0.030)	-0.367 (0.437)	המסים הישירים
0.058 (0.052)	0.054 (0.049)	0.117** (0.049)	0.127** (0.062)	0.202*** (0.051)	0.320 (0.772)	תשלומי ההעברה
0.182*** (0.044)	0.183*** (0.042)	0.145*** (0.047)	0.288*** (0.021)	0.260*** (0.016)		הנכסים הפיננסיים נטו
0.050** (0.020)	0.053*** (0.018)	0.036* (0.020)	0.050* (0.026)			ערך הדירות
0.095** (0.039)	0.095** (0.038)	0.133*** (0.041)				הסחר העולמי
-0.026** (0.010)	-0.027*** (0.010)					כניסות התיירים
0.000 (0.003)						שיפוע העקום
5.787	6.802	6.456	7.665	8.341	0.329	מבחן גבולות
***	***	***	***	***	אין קואינטגרציה	רמת מובהקות כאשר כל המשתנים הם I(0)
***	***	***	***	***	אין קואינטגרציה	רמת מובהקות כאשר כל המשתנים הם I(1)
מקדמי הטווח הקצר						
0.106 (0.081)	0.103 (0.078)	0.089 (0.077)	0.097 (0.074)	0.109 (0.074)	0.172** (0.081)	התמורה לעבודה
0.034 (0.032)	0.034 (0.031)	0.035 (0.031)	0.042 (0.033)	0.032 (0.033)	0.059 (0.045)	המסים הישירים
0.113*** (0.034)	0.112*** (0.033)	0.117*** (0.033)	0.111*** (0.035)	0.117*** (0.035)	0.092** (0.041)	תשלומי ההעברה
0.146*** (0.035)	0.147*** (0.035)	0.147*** (0.035)	0.155*** (0.037)	0.166*** (0.038)		הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.105* (0.053)	0.105** (0.053)	0.104* (0.052)	0.081 (0.052)			ערך הדירות
0.064** (0.031)	0.063** (0.031)	0.064** (0.031)				הסחר העולמי (t-1)
-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)					כניסות התיירים
-0.001 (0.001)						שיפוע העקום (t-1)
-0.647*** (0.132)	-0.653*** (0.131)	-0.571*** (0.139)	-0.475*** (0.148)	-0.479*** (0.140)	-0.098 (0.158)	רכיב תיקון טעות
82	82	82	82	82	82	מס' התצפיות
0.530	0.532	0.508	0.471	0.462	0.203	R ²
0.472	0.481	0.461	0.429	0.427	0.161	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10% ** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.

למסים הישירים יש השפעה שלילית מובהקת בטווח הארוך, והגמישות הנאמדת ביחס להם היא 0.1, בדומה לתוצאות שעליהן מדווחים J&C. יחד עם זאת הנש"צ מהם היא כ-0.6, גבוהה משמעותית (בערכה המוחלט) מזו של J&C, המדווחים על נש"צ שלילית בסביבות 0.2. הבדל זה מקורו ברמה הנמוכה של המסים הישירים בארץ יחסית למשקים המפותחים, שבגללה היחס בין הצריכה הפרטית לרכיב זה גדול פי שניים ויותר מאשר באותם משקים. משמעות הדמיון בין המקדמים היא שהגמישות של הצריכה לשינוי במס אינה תלויה ברמת המס.

כנגד זאת, **לתשלומי ההעברה** לא מצאנו השפעה מובהקת בטווח הארוך, אבל מצאנו השפעה בטווח הקצר. מכאן שהגדלת תשלומי ההעברה הממומנת בהעלאה של מס ההכנסה מביאה לעלייה של הצריכה בטווח הקצר, אך לירידתה בטווח הארוך. תוצאות אלו מעידות גם שתגובתה של הצריכה לשינוי בהכנסה מעבודה אכן שונה מתגובתה לשינוי במסים הישירים או בתשלומי ההעברה. כאמור, סביר להניח כי ההבדלים בעוצמת התגובות נובעים מהעובדה שהמסים הישירים נוגעים יותר לבעלי ההכנסות הגבוהות, ואילו תשלומי ההעברה ממוקדים באוכלוסייה הסובלת יותר ממגבלות נזילות.

הגמישות ארוכת הטווח של הצריכה ביחס **לנכסים הפיננסיים נטו** היא כ-0.2. משמע שרמת הצריכה עולה בכ-1.2 אגורות בעקבות גידול של שקל בתיק הנכסים²³; תוצאה זו נמצאת בקרבת הגבול התחתון של האומדנים המוכרים מהספרות. מקדם הטווח הקצר של הנכסים הפיננסיים חיובי ומובהק, ועוצמתו חזקה מזו של כל המשתנים האחרים. הצריכה הפרטית מגיבה חיובית גם **לערך הדירות למגורים**, אך עוצמת המובהקות פחותה מזו של תגובתה לנכסים הפיננסיים, במיוחד בטווח הקצר. תוצאה זו מתיישבת עם כיוון ההשפעה שהתקבל במחקרים קודמים בארץ (קהן וריבון, 2013; בנק ישראל, 2015), וכן תואמת לכך שעל פי רוב השפעת העושר של משתנים ריאליים פחותה מזו של משתנים פיננסיים בשל הקושי לממש נכסים מסוג זה. גם **הסחר העולמי** משפיע לחיוב על הצריכה הפרטית בישראל, וזאת מעבר להשפעתו העקיפה דרך משתני ההכנסה והעושר.

קצב ההתכנסות בחזרה לשיווי המשקל של הטווח הארוך שונה מאוד מהתוצאה של J&C ושל מחקרים אחרים בעולם, המצביעים על סדר גודל של עד 0.1 (Kim, Kerdrian, 2011); (Setterfield and Mei, 2014; Estrada et al. 2014). לעומת זאת המקדם של רכיב תיקון הטעות במחקר הנוכחי הוא כ-0.6, דומה לזה שהתקבל בבנק ישראל (2015)²⁴. קצב ההתכנסות גבוה אפוא ביחס לעולם, ונראה כמאפיין ייחודי לישראל.

כפי שטוענים J&C, סביר שהקשרים של הטווח הארוך יהיו דומים בין מדינות מתקדמות, ויחד עם זאת מתקבל על הדעת שהדינמיקה בטווח הקצר היא ייחודית לכל מדינה. בהתאם לכך נראה, שעל פי רוב בטווח הארוך משתני ההכנסה והעושר הקובעים את הצריכה הפרטית בישראל דומים לאלו שנמצאו משפיעים במדינות אחרות. לעומת זאת בטווח הקצר הדמיון בין הממצאים

²³ החישוב מבוסס על האמור בהערה 19. יש לציין כי השימוש במושג נש"צ במקרה זה עלול לבלבל, מפני שכאן הכוונה לגידול של זרם הצריכה הנובע מגידול של מלאי העושר (תיק הנכסים), ואילו ההקשר המקובל מתייחס לנטייה לצרוך מתוך גידול של זרם ההכנסה.

²⁴ מובן שהפרשנות של המקדם שונה בשל תדירות הנתונים: מחקר זה מדווח על סגירה של 60% מהסטייה מהמגמה ארוכת הטווח בתוך רבעון, ואילו על פי בנק ישראל התיקון הצפוי יתרחש רק בתוך שנה. עם זאת, בשני המקרים מדובר בקצב התכנסות מהיר למדי.

מתמזה בעיקר בחשיבות של הנכסים הפיננסיים²⁵. הממצאים דלעיל דומים לממצאי מחקרים אחרים גם בהבדל בגמישות משתני ההכנסה והעושר בין הטווח הארוך לטווח הקצר (Case, Quigley and Shiller 2013; Kim, Setterfield and Mei, 2014; Estrada et al. 2014).

5.2 השפעת הריבית

השפעה שלילית של הריבית על הצריכה היא תוצאה מקובלת ברמה המצרפית ומתיישבת עם התיאוריה הכלכלית. אמנם פרט מייצג שברשותו חיסכון מושפע מהריבית בכיוונים מנוגדים – ההכנסה והתחלופה – ולכן ברמת הפרט לא ברור מהו כיוון ההשפעה שיש לצפות לו. לעומת זאת ברמה המצרפית יש לצפות לקשר שלילי בין הריבית לצריכה, משתי סיבות: חלק ממשקי הבית הם לוויים נטו, ולכן השפעות ההכנסה והתחלופה של הריבית פועלות עליהם באותו הכיוון²⁶; יתר על כן, אותם משקי בית שהם לוויים (נטו) הם בדרך כלל גם עניים יחסית, ולכן בעלי נש"צ גבוהה יותר, כך שהתגובה של צריכתם לשינוי בריבית תהיה חדה יותר.

²⁵ אנו מצאנו השפעה חיובית של ההכנסה מתשלומי העברה ושל ערך הדירות בטווח הקצר, ואילו J&C הדגישו את החשיבות של ההכנסה מעבודה ושיעור האבטלה (האחרון נבדק במסגרת המחקר הנוכחי ולא נמצא מובהק).

²⁶ השפעת ההכנסה לא מתקזזת לגמרי, כי משקי הבית מלוויים גם לממשלה, למגזר העסקי ולחור"ל.

לוח 2 – הטווח הקצר: הגדרות שונות לריבית

(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	מקדמי הטווח הקצר
0.088 (0.084)	0.104 (0.075)	0.088 (0.077)	0.094 (0.074)	0.146* (0.081)	0.095 (0.083)	0.107 (0.081)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
0.034 (0.026)	0.029 (0.028)	0.022 (0.028)	0.026 (0.028)	0.017 (0.032)	0.031 (0.031)	0.033 (0.031)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.104*** (0.032)	0.108*** (0.033)	0.102*** (0.033)	0.105*** (0.033)	0.106*** (0.035)	0.111*** (0.034)	0.114*** (0.034)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
0.137*** (0.031)	0.149*** (0.035)	0.141*** (0.033)	0.144*** (0.033)	0.144*** (0.037)	0.149*** (0.036)	0.142*** (0.036)	0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.094* (0.047)	0.091* (0.046)	0.087* (0.046)	0.081* (0.045)	0.080 (0.048)	0.106** (0.053)	0.106** (0.053)	0.105* (0.053)	ערך הדירות
0.053* (0.031)	0.063** (0.028)	0.064* (0.037)	0.056 (0.034)	0.066** (0.032)	0.065** (0.031)	0.067** (0.032)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
-0.003 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
							-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
						-0.001 (0.001)		הריבית לשנה (t-1)
					0.001 (0.004)			זעזוע ריבית (t-1)
				-0.001 (0.002)				ריבית ארה"ב (t-2)
			0.004*** (0.001)					שיפוע העקום (t-4)
		0.003*** (0.001)						הריבית לשנה (t-4)
	0.006** (0.003)							זעזוע ריבית (t-4)
0.003 (0.002)								ריבית ארה"ב (t-4)
-0.753*** (0.112)	-0.716*** (0.111)	-0.696*** (0.137)	-0.712*** (0.124)	-0.611*** (0.128)	-0.649*** (0.135)	-0.646*** (0.133)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
78	78	78	78	80	82	82	82	מס' התצפיות
0.592	0.585	0.588	0.595	0.536	0.529	0.530	0.530	R ²
0.538	0.530	0.533	0.541	0.476	0.470	0.472	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מצוין מובהקות ברמת 10% ** מצוין מובהקות ברמת 5% *** מצוין מובהקות ברמת 1%.

המקדם שקיבלנו עבור הריבית הוא אכן שלילי, אך בדרך כלל לא מובהק מבחינה סטטיסטית. יתר על כן, הגודל של המקדם נמוך, משמע שעלייה של נקודת אחוז בריבית תביא לירידה של 0.1 אחוז בלבד בצריכה הפרטית ברבעון העוקב. במקרה זה יש חשש לאנדוגניות, כי אף על פי שהריבית בגרסיה נמצאת בפיגור, היא מושפעת מציפיות וממדיניות הצופה פני עתיד. במצב זה ייתכן שהמקדם שקיבלנו מוטה כלפי האפס, משום שקשה להפריד בין השפעה שלילית של העלאת ריבית שמקורה בהשפעת התחלופה לבין השפעה חיובית של העלאה כזאת כמשקפת אופטימיות לגבי המצב הכלכלי העתידי. מענה חלקי לבעיה זו אפשר לראות ביציבות התוצאות בעמודות 1-4 בלוח 2 גם כשהצבנו בגרסיה זעזוע ריבית²⁷ או את הריבית בארה"ב. חשוב לציין כי המקדם

²⁷ זעזוע הריבית מיוצג על ידי השארת למשוואת הריבית ממודל ה-DSGE של חטיבת המחקר בבנק ישראל.

הנדון משקף את ההשפעה הישירה של הריבית על הצריכה, ואינו כולל השפעות עקיפות אפשריות, למשל דרך שינויים בתיק הנכסים ובערך הדירות.

לביא (1998) ובנק ישראל (2015) דיווחו על מקדמים חיוביים לריבית, אבל הפיגור אצל שניהם הוא פיגור של שנה, ולכן גם הם מפרשים את התוצאה כעדות לחוזקה של השפעת התחלופה. לדבריהם, עליית ריבית בתקופה קודמת גורמת למשקי הבית לדחות צריכה בשנה, ולכן אנו עדים לצריכה גבוהה יותר בתקופה הנוכחית. גם אם נחליף ברגסיה את הפיגור של רבעון לפיגור של 4 רבעונים בריבית נקבל מקדם חיובי (עמודות 5-8 בלוח 2), תוצאה המתיישבת היטב עם זו של לביא ובנק ישראל²⁸. במקרה זה יש יתרון לשימוש בנתונים בתדירות רבעונית, שכן את ההשפעה השלילית הישירה של הריבית (בפיגור של רבעון אחד) לא היה ניתן לבדוק על פי נתונים בתדירות שנתית.

5.3 השפעת המצב הביטחוני

בטווח הארוך המקדם של כניסות תיירים, המשמשות אומדן למצב הביטחוני, הוא שלילי ומובהק; בטווח הקצר המקדם הוא בסביבות אפס ולא חיובי, כפי שאפשר היה לצפות. נציין כי התוצאה לעיל אינה רגישה לבחירת משתנים שונים המייצגים את מצב התיירות, ואף שימוש במספר ההרוגים בידי פלסטינים בישראל מעיד כי אין השפעה ישירה של המצב הביטחוני על הצריכה הפרטית של משקי הבית (לוח נ"ו-6).

תוצאה זו מפתיעה, כי היא נוגדת את האינטואיציה, האומרת שמצב ביטחוני רעוע מרתיע את משקי הבית מיציאה לאזורי המסחר, וכך פוגע בצריכה הפרטית²⁹. בחינה נפרדת של רכיבי הצריכה הראשיים מגלה כי התוצאה דלעיל נותרת בעינה גם כאשר בוחנים את הצריכה הפרטית ללא בני קיימא או את הצריכה השוטפת ללא זרים (לוח 3). נציין כי בהקשר זה חשוב להתייחס לצריכה הפרטית של ישראלים בלבד, וזאת כדי לנכות את התנודות בצריכת התיירים הנובעות מהמצב הביטחוני. תנודות אלו אינן נרשמות בסופו של דבר בסך הצריכה הפרטית שכן הלמ"ס מפחיתה את הצריכה של זרים בארץ מסך הצריכה הפרטית; ואולם הלמ"ס לא עושה זאת לגבי רכיבי הצריכה השונים, ובפרט לגבי הצריכה השוטפת³⁰.

²⁸ לביא ובנק ישראל השתמשו בריבית הריאלית לשנה.

²⁹ תמיכה אמפירית לטיעון זה לגבי ישראל אפשר למצוא אצל טור סיני (2005), ובאופן חלקי גם אצל פלסנר ועוזיאלי (2009). מחקרים אלו התבססו על נתוני מיקרו בתקופת האינתיפאדה השנייה.

³⁰ להגדרת הצריכה הפרטית במסגרת החשבונאות הלאומית ראו הערה 2.

לוח 3 – משוואת הצריכה הפרטית: רכיבים ראשיים

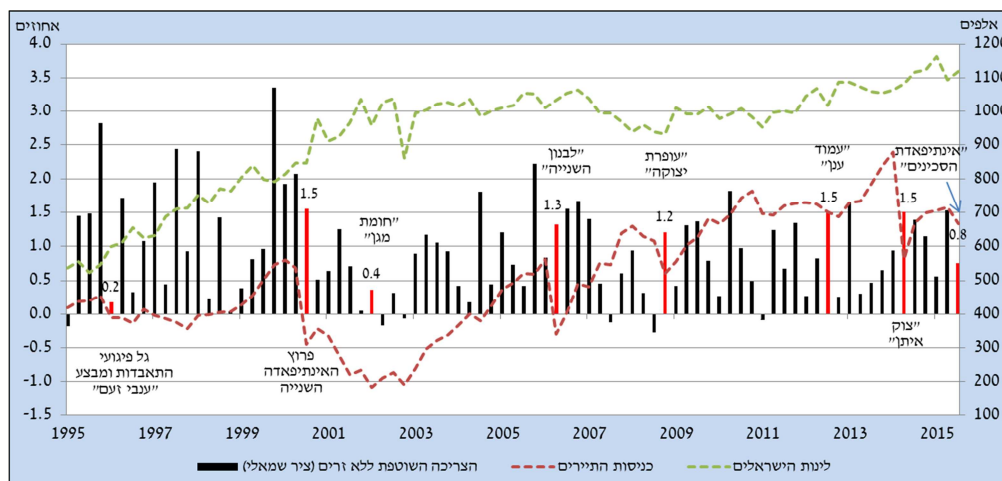
צריכת בני קיימא	צריכה שוטפת ללא זרים	צריכה שוטפת	ללא בני קיימא	סך הצריכה הפרטית	
מקדמי הטווח הארוך					
1.678*** (0.516)	0.165*** (0.061)	0.155** (0.063)	0.144* (0.076)	0.306*** (0.078)	התמורה לעבודה
-0.292 (0.290)	-0.083** (0.034)	-0.092** (0.035)	-0.068 (0.041)	-0.090** (0.043)	המסים הישירים
0.088 (0.341)	0.126*** (0.041)	0.136*** (0.042)	0.055 (0.050)	0.058 (0.052)	תשלומי ההעברה
0.364 (0.291)	0.150*** (0.035)	0.185*** (0.036)	0.169*** (0.043)	0.182*** (0.044)	הנכסים הפיננסיים נטו
0.002 (0.131)	0.045*** (0.016)	0.052*** (0.016)	0.059*** (0.019)	0.050** (0.020)	ערך הדירות
-0.031 (0.254)	0.100*** (0.030)	0.021 (0.031)	0.105*** (0.037)	0.095** (0.039)	הסחר העולמי
0.036 (0.067)	-0.024*** (0.008)	0.015* (0.008)	-0.030*** (0.010)	-0.026** (0.010)	כניסות התיירים
0.016 (0.017)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.003)	שיפוע העקום
4.825 ***	3.856 ***	4.197 ***	3.502 ***	5.787 ***	מבחן גבולות רמת מובהקות כאשר כל המשתנים הם I(0)
***	**	***	**	***	רמת מובהקות כאשר כל המשתנים הם I(1)
מקדמי הטווח הקצר					
0.293 (0.413)	0.106* (0.054)	0.074 (0.045)	0.082 (0.058)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
-0.086 (0.185)	0.035 (0.025)	0.033 (0.025)	0.047* (0.026)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.556*** (0.185)	0.050*** (0.015)	0.028* (0.015)	0.051*** (0.018)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
0.905*** (0.205)	0.042 (0.026)	0.051** (0.024)	0.051** (0.024)	0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.555* (0.285)	0.022 (0.034)	0.033 (0.033)	0.038 (0.039)	0.105* (0.053)	ערך הדירות
0.203 (0.198)	0.018 (0.034)	-0.004 (0.035)	0.047* (0.027)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
-0.014 (0.037)	-0.005 (0.004)	0.023*** (0.005)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
-0.005 (0.006)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
-0.578*** (0.142)	-0.576*** (0.125)	-0.635*** (0.134)	-0.420*** (0.146)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
82	82	82	82	82	מס' התצפיות
0.492	0.369	0.516	0.355	0.530	R ²
0.428	0.290	0.455	0.275	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

איור 2 ממחיש כי כניסות התיירים מתואמות היטב עם המצב הביטחוני, ואילו הצריכה השוטפת ללא זרים, ובפרט הלינות של ישראלים בבתי מלון³¹, אינן רגישות לאירועים ביטחוניים. כיצד ייתכן שעתות מלחמה וטרור אינן משתקפות בנתוני הצריכה הפרטית של ישראלים?

הסבר אחד הוא שהצריכה יורדת בטווח המידי, אבל לאחר מכן ישנו פיצוי עוד באותו הרבעון, כך שבסך הכול אין פגיעה בצריכה כפי שזו משתקפת בחשבונאות הלאומית. ואולם הסבר זה הוא חלקי בלבד, כי לא תמיד ניתן להשלים את מה שלא נצרך באותו הזמן (למשל חופשה שהתבטלה). הסברים משלימים יכולים להיות הנחות ומבצעים מיוחדים של בתי עסק, בייחוד של מלונות ובתי הארחה, הסטת חלק מהקניות לאינטרנט, ואף צריכה מלחמתית, המתבטאת למשל בצריכה מוגברת של מזון, ביגוד ומוצרי היגיינה שמשקי בית רוכשים עבור כוחות הביטחון³². תוצאות הטווח הקצר מלמדות כי ייתכן שתופעות אלו מקזזות את ההשפעה השלילית של מלחמות וטרור על הצריכה.

איור 2 – שיעור השינוי בצריכה השוטפת ללא צריכת זרים
(נתונים רבעוניים, מנוכחי עונתיות), 1995 עד 2015



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי בנק ישראל.

הסימן השלילי המובהק של המקדם בטווח הארוך עשוי לנבוע מאופי התגובה של כניסות התיירים למצב הביטחוני: הן יורדות חדה בעת מלחמה או גל טרור, אך עולות רק בהדרגה לאחר שיפור במצב הביטחוני. במצב זה ההשפעה השלילית הישירה של המצב הביטחוני על ישראלים כבר פגה, אך הביקוש הנמוך של התיירים לשירותים ומוצרים מקומיים עשוי להביא להמשך מבצעים והורדות מחירים, וכך לתמרץ במידה מסוימת את הצריכה של משקי בית ישראלים³³.

³¹ לניתוח מעמיק של השפעת הטרור על שוק בתי המלון בישראל תוך הבחנה בין תיירים לישראלים ראו שהרבני ומנשה (2011).

³² הסבר אחר מציעים Eckstein & Tsiddon (2004), הטוענים כי עלייה ברמת הטרור מקצרת את אופק התכנון של משק הבית, ובכך מביאה לעלייה של הצריכה בטווח הקצר על חשבון החיסכון, ולכן גם לירידה של הצריכה בטווח הארוך. אף כי הרישא של הטיעון מתיישבת עם תוצאות הטווח הקצר שקיבלנו, מובן כי תיאוריה זו אינה יכולה להסביר את ממצאי הטווח הארוך של המחקר הנוכחי.

³³ אין השפעה שלילית של כניסות תיירים על צריכת בני קיימא, משום שהביקוש של אוכלוסייה זו מופנה כמובן בעיקר לצריכה שוטפת.

תמיכה אמפירית לטיעון זה אפשר לראות בלוח 4, המציג את השינויים שהיו בכניסות התיירים ובסעיף מחירי המלונות ובתי הבראה במדד המחירים לצרכן בעקבות אירועים ביטחוניים בתקופת המדגם. התוצאות מעידות כי בדומה לכניסות התיירים, גם מחירי הלינה בשלושת החודשים שלאחר מלחמה, מבצע צבאי או גל טרור נותרים (ברוב המקרים) נמוכים יותר מאשר בשלושת החודשים שלפני אותו אירוע ביטחוני.

לוח 4 – כניסות התיירים ומחירי הלינה בעקבות עימותים צבאיים
(נתונים חודשיים, מנוכה עונתיות), 1995 עד 2015

תקופות	עימות צבאי	כניסות התיירים ¹	מחירי הלינה ^{1,2}
מארס-אפריל 1996	גל פיגועי התאבדות ומבצע "ענבי זעם"	-16.3%	5.8%
אוקטובר 2000	פרוץ האינתיפאדה השנייה	-41.1%	-3.1%
אפריל 2002	"חומת מגן"	-17.6%	-2.4%
יולי-אוגוסט 2006	מלחמת לבנון השנייה	-34.9%	0.6%
ינואר 2009	"עופרת יצוקה"	-14.1%	-1.3%
נובמבר 2012	"עמוד ענן"	-8.3%	-1.1%
יולי-אוגוסט 2014	"צוק איתן"	-27.4%	-1.3%

¹ שיעור שינוי בשלושת החודשים שלאחר העימות הצבאי ביחס לשלושת החודשים שקדמו לו.

² מחירי הלינה המוצגים הם על בסיס סעיף מחירי המלונות ובתי הבראה במדד המחירים לצרכן.

המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי בנק ישראל.

6. בדיקות עמידות

לוח 5 – הטווח הארוך: שיטות אמידה שונות

OLS	FMOLS	ARDL	מקדמי הטווח הארוך
0.358*** (0.049)	0.359*** (0.009)	0.306*** (0.078)	התמורה לעבודה
-0.066** (0.027)	-0.064*** (0.005)	-0.090** (0.043)	המסים הישירים
0.071*** (0.026)	0.078*** (0.006)	0.058 (0.052)	תשלומי ההעברה
0.099*** (0.032)	0.096*** (0.005)	0.182*** (0.044)	הנכסים הפיננסיים נטו
0.042*** (0.013)	0.040*** (0.003)	0.050** (0.020)	ערך הדירות
0.153*** (0.027)	0.156*** (0.005)	0.095** (0.039)	הסחר העולמי
-0.017*** (0.006)	-0.017*** (0.001)	-0.026** (0.010)	כניסות התיירים
-0.004** (0.001)	-0.004*** (0.000)	0.000 (0.003)	שיפוע העקום
84	83	83	מס' התצפיות

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מצייין מובהקות ברמת 10%

** מצייין מובהקות ברמת 5% *** מצייין מובהקות ברמת 1%

תוצאות הטווח הארוך המוצגות בלוח 1 מבוססות כאמור על אמידה בשיטת ARDL. התבוננות בלוח 5 תגלה כי הגודל והמובהקות של משתני ההכנסה, תיק הנכסים הפיננסיים והתיירות נשמרים גם כאשר משוואה (1) נאמדת בשיטת OLS או Fully-Modified OLS³⁴ (FMOLS). לעומת זאת באשר למובהקות המשתנים האחרים שיטות האמידה השונות לא מספקות תוצאות זהות. במקרה זה יש להעדיף את התוצאות המתקבלות בשיטת ARDL, משום שזו מתמודדת עם בעיית העדר הסטציונריות (בניגוד ל-OLS) ועדיפה על FMOLS לגבי מדגמים קטנים (Pesaran & Shin).

תוצאות הטווח הקצר התקבלו מאמידה בשיטת OLS, ולכן השפעה אפשרית של השינוי בצריכה על השינוי הבו-זמני ברכיבי ההכנסה מעלה חשש להטיה של האומדים³⁵. ואולם התוצאות המוצגות בעמודה 2SLS בלוח 6 מעידות כי מדובר בחשש שווא. כדי להתגבר על סימולטניות אפשרית אמדנו את משוואה (2) גם בשיטת משתני העזר (2SLS) תוך שימוש בשכר במגזר הציבורי ומדד מס ההכנסה הסטטוטורי, שבדרך כלל נקבעים בידי הממשלה בתקופה קודמת, ולכן אינם מושפעים מהשינוי הבו-זמני בצריכה. מחקרים קודמים בישראל (לביא, בנק ישראל) ובעולם (Case, Quigley and Shiller, 2013; Estrada et al., 2013) השתמשו בפיגורים של השינוי במשתנים המסבירים על סמך טענה דומה לגבי תכונת האקסוגניות; ואולם בעבודות אלו לא הייתה התייחסות למתאם עם המשתנים המסבירים, ואין סיבה להניח מראש שהוא חזק³⁶. Staiger & Stock (1997) מסבירים כי במקרה של מתאם חלש האומדים יכולים להיות מוטים במידה רבה אפילו במדגמים גדולים, ומצביעים על $F > 10$ של השלב הראשון (First Stage) ככלל אצבע למתאם חזק. המקרה שלנו אינו סטנדרטי, מפני שמדובר בטיפול בו-זמני בשני משתנים אנדוגניים (התמורה לעבודה והמסים הישירים בפועל), ולכן לא נציג את השלב הראשון, אלא נסתפק במטריצת המתאמים המובאת בתחתית לוח 6. מטריצה זו ממחישה את היתרון של שימוש בשכר במגזר הציבורי ובמדד מס ההכנסה הסטטוטורי כמשתני עזר, על פני פיגורים עצמיים של המשתנים האנדוגניים. מעמודה Lags ניתן להתרשם כי במקרה הנדון השימוש בפיגורים כמשתני עזר מטה חלק מהתוצאות, כך שהגמישות של תשלומי ההעברה ותיק הנכסים יורדת מעט, והמובהקות של הסחר העולמי נעלמת. כן גדל המקדם של המסים הישירים, תוצאה העומדת בסתירה להיגיון הכלכלי ובניגוד לתיקון ההטיה המתקבל מהשימוש במשתני העזר דלעיל, שכאמור מתואמים טוב יותר עם המשתנים האנדוגניים. בעמודה FD מוצגות התוצאות המתקבלות ללא רכיב תיקון טעות, וניכר כי התוצאות נותרו דומות, אך כוח ההסבר של הרגרסיה יורד במידה לא מבוטלת.

³⁴ שיטת אמידה נוספת שנועדה להתמודד עם בעיית העדר הסטציונריות ופותחה בידי Philips & Hansen (1990).

³⁵ שימוש בשיטת ARDL מאפשר לאמוד את המקדמים של הקשר ארוך הטווח ללא הטיה גם במקרה של אנדוגניות, וזאת בתנאי שבוחרים את מבנה הפיגורים כפי שמסבירים Pesaran & Shin.

³⁶ גם שימוש בסחר העולמי כמשתנה עזר אינו אידיאלי, שכן המתאם בינו לבין התמורה לעבודה (בשיעורי שינוי) נמוך יחסית; ומה עוד שמדד הסחר העולמי כבר נכלל כאן במשוואת הצריכה ונמצא מובהק סטטיסטית.

לוח 6 – הטווח הקצר: שיטות אמידה שונות

FD	Lags	2SLS	OLS	מקדמי הטווח הקצר
0.094 (0.082)	0.282 (0.297)	0.248 (0.210)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
0.045 (0.034)	0.158 (0.118)	-0.111 (0.187)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.114*** (0.037)	0.099*** (0.029)	0.114*** (0.035)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
0.144*** (0.035)	0.112** (0.045)	0.148*** (0.039)	0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.094 (0.068)	0.128* (0.066)	0.091* (0.050)	0.105* (0.053)	ערך הדירות
0.057 (0.035)	-0.003 (0.074)	0.102* (0.061)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
-0.000 (0.006)	-0.002 (0.007)	-0.001 (0.008)	-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
	-0.637*** (0.117)	-0.715*** (0.149)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
82	81	81	82	מס' התצפיות
0.375	0.390	0.461	0.530	R ²
0.307	0.313	0.392	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10%

** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.

מטריצת מתאמים

המסים הישירים	התמורה לעבודה	(המשתנים בשיעורי שינוי)
-0.030	0.003	פיגור עצמי (t-1)
0.229	0.240	פיגור עצמי (t-2)
0.277	0.596	משתנה עזר ¹

¹השכר במגזר הציבורי לגבי התמורה לעבודה ומדד מס ההכנסה הסטטוטורי לגבי המסים הישירים (בפועל)

בדיקות נוספות, המוצגות בלוח נ-7, נועדו להפיג חששות הנוגעים לתלות של התוצאות בשנות המדגם או להשפעות נקודתיות של המשברים הכלכליים בעשור הקודם. לפיכך החסרנו מהמדגם, בעמודות 2 ו-3, את חמש השנים הראשונות/האחרונות, ובעמודות 4 ו-5 החסרנו את הרבעונים שנכללו בתקופות השפל של תחילת שנות האלפיים והמשבר הכלכלי של 2008³⁷. ואכן תוצאות האמידה מלמדות כי מרבית הממצאים שהוצגו לעיל נותרים יציבים על פני תקופות המדגם השונות. היוצא מן הכלל הוא המקדם של ערך הדירות בטווח הארוך, שמתכווץ בחצי וכבר אינו

³⁷ משבר 2000 כולל את הרבעונים 2000Q4-2003Q2, ומשבר 2008 – את הרבעונים 2008Q2-2009Q2. לשם אבחון תקופות השפל במחזור העסקים שחזרנו עם נתונים מעודכנים את העבודה של Djivre & Yakhin (2011), וכן וידאנו שהתוצאות מתיישבות עם תקופות של ירידה בפער התוצר לפי המודל של חטיבת המחקר בבנק ישראל.

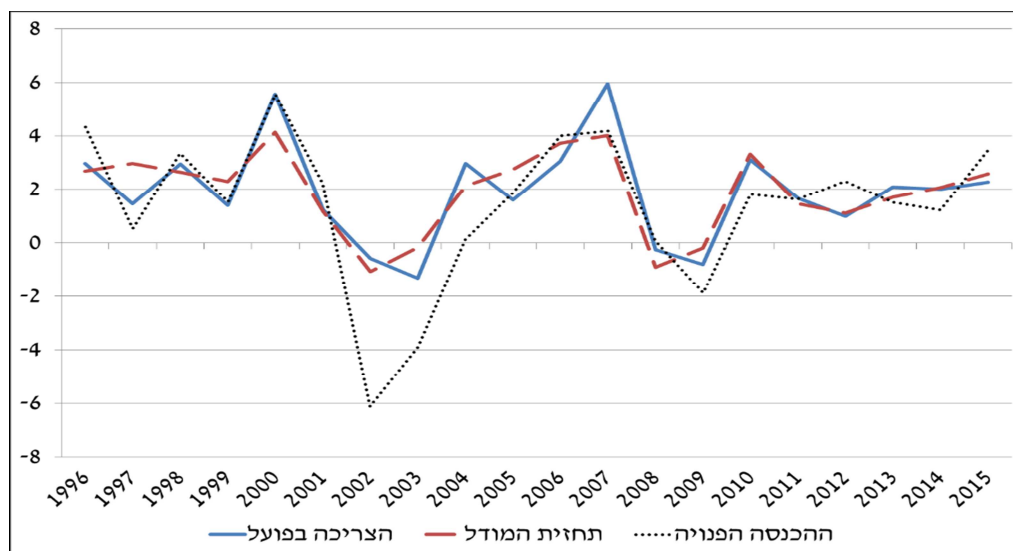
מובהק עבור תקופת המדגם 1995–2010. תוצאה זו מעידה שחלק ניכר מהשפעת העושר שמקורה בערך הדירות נובעת מעליית מחירי הדירות בשנים האחרונות. תוצאה דומה התקבלה בבנק ישראל (2015), שם נמצא כי השפעת ערך הנדל"ן על הצריכה מובהקת רק החל משנת 2003. כדי לאמוד השפעה אפשרית של שבר מבני על מקדמי הרגרסיה בדקנו (באמצעות מבחן ADF) לגבי כל אחד מהמשתנים באיזו נקודת זמן ישנה הסבירות הגבוהה ביותר לשבר מבני, ובעקבות תוצאותיה של בדיקה זו יצרנו משתנה דמי, שערכו אחת לאחר נקודת זמן זו, ואפס לפני. לאחר מכן יצרנו אינטראקציה (מכפלה) בין המשתנה עצמו למשתנה הדמי, ובכל אחת מהעמודות הוספנו אחד ממשתני האינטראקציה. כפי שאפשר לראות ב**לוח נ-8** לא מצאנו עדות להשפעות של שברים מבניים במשתנים על המקדמים ברגרסיה.

7. התפתחות הצריכה הפרטית על פני זמן

באיור 3 מוצגים שיעור השינוי השנתי בצריכה הפרטית לנפש ובהכנסה הפנויה מעבודה ומתשלומי העברה, וכן תחזית המודל. התבוננות באיור תגלה כי כוח ההסבר של ההכנסה הפנויה מוגבל ובדרך כלל נמוך מזה של תחזית המודל: לראיה, הסטייה הממוצעת (בערך מוחלט) של ההכנסה הפנויה³⁸ גבוהה מזו של הערך החזוי על פי המודל (1.22 לעומת 0.66), בפרט בתקופה האחרונה (0.87 לעומת 0.22 בשנים 2010–2015). השוואה זו ממחישה את החשיבות של משתנים נוספים מעבר להכנסה הפנויה³⁹ בפונקציית הצריכה – שלא כמו על פי תיאוריית ההכנסה הפרמנטית – ובראשם משתני העושר: הנכסים הפיננסיים וערך הדירות.

איור 3 – הצריכה הפרטית, תחזית המודל וההכנסה הפנויה¹, 1996 עד 2015

(במחירים קבועים, שיעור השינוי לנפש)



¹ ההכנסה הפנויה מעבודה ומתשלומי העברה.
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי בנק ישראל.

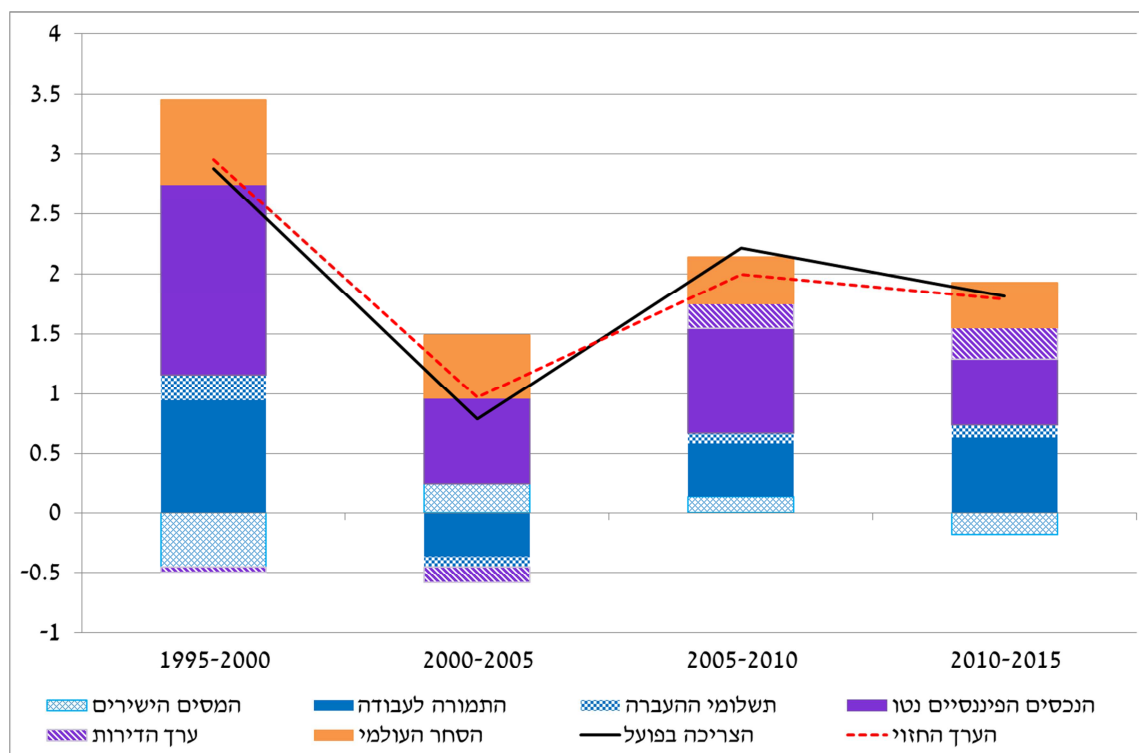
³⁸ גם בניכוי שנת 2002, שבה הפער בין גידול ההכנסה הפנויה לצריכה הפרטית היה חריג, הסטייה השנתית הממוצעת של ההכנסה הפנויה גדולה משמעותית מזו של תחזית המודל (0.99 לעומת 0.67).

³⁹ לא הזכרנו כאן את ההכנסה הפרטית הפנויה מכל המקורות משום שהיא כוללת גם את ההכנסות מהון של המגזר העסקי, והסטייה הממוצעת שלה גבוהה מזו של ההכנסה הפנויה מעבודה ומתשלומי העברה (1.46 לעומת 1.22).

איור 4 מציג את התרומות של הרכיבים העיקריים לגידול ארוך הטווח של הצריכה הפרטית. הקו השחור (הרצוף) מייצג את קצב הגידול השנתי הממוצע של הצריכה הפרטית לנפש בתקופות של חמש שנים, והקו האדום (המקווקו) את הערך החזוי על פי המודל. לכל תקופה משויכת עמודה, שגובהה מסמל את התרומה הממוצעת המצטברת של המשתנים המרכזיים להסבר התנודות בצריכה הפרטית⁴⁰. הצבעים השונים בעמודות מייצגים את התרומה השולית הממוצעת של כל אחד מהמשתנים באותה התקופה. תרומת ההסבר של כל משתנה שווה לשינוי בו כפול המקדם שלו ממשוואת הטווח הארוך. הפער בין הצריכה הפרטית בפועל לבין ערכה החזוי בכל תקופה מייצג את השארית הבלתי מוסברת ברגרסיה.

התמונה העולה מהאיור היא שערך הנכסים הפיננסיים, ההכנסה הפנויה מעבודה ומתשלומי העברה והסחר העולמי הם יחדיו הגורמים המאפשרים את גידולה של הצריכה הפרטית לאורך כל שנות המדגם. כמו כן, בעשור האחרון גם התרומה החיובית של ערך הדירות הולכת ומתחזקת.

איור 4 – תרומות הרכיבים השונים להסבר הצריכה הפרטית בטווח הארוך

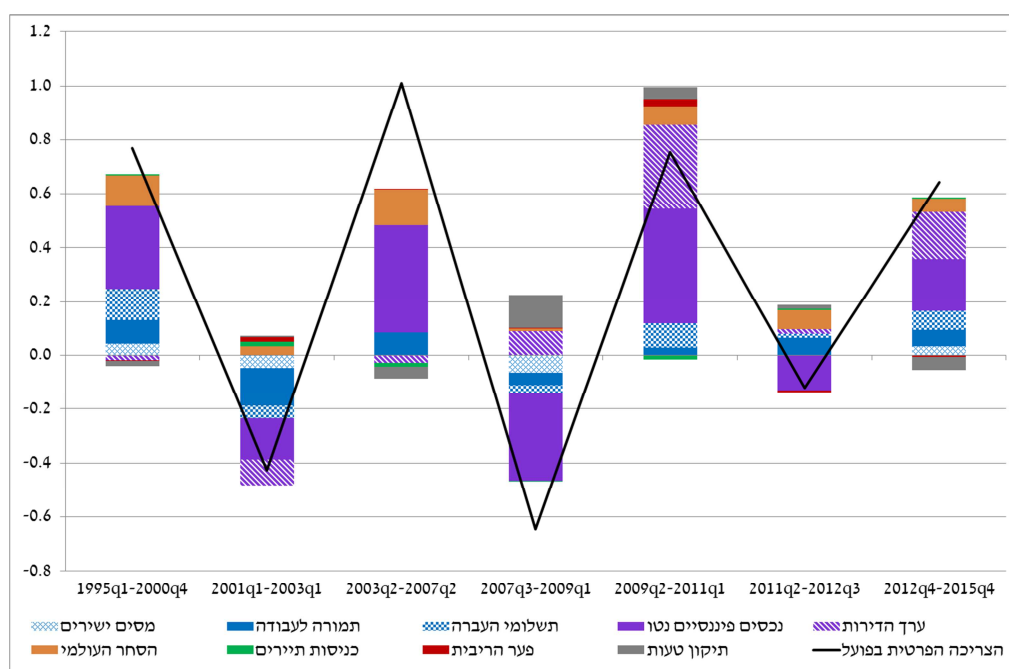


לעומת זאת באיור 5 אפשר לראות את התפתחות השינויים בצריכה הפרטית ואת תרומת ההסבר של כל משתנה לשינויים אלו בטווח הקצר. הקו השחור מייצג את קצב הגידול הרבעוני הממוצע של הצריכה הפרטית לנפש בתקופות של גאות ושפל, בהתאם למקטעים שהוצגו ב**איור 1**. באיור זה תרומת ההסבר של כל משתנה שווה לשינוי בו כפול המקדם שלו ממשוואת הטווח הקצר. הפער בין הצריכה הפרטית בפועל (הקו השחור) לבין תרומת ההסבר המצטברת בכל תקופה מייצג את השארית הבלתי מוסברת ברגרסיה.

⁴⁰ התרומות של כניסות תיירים ושל הריבית אינן מוצגות באיור, מפני שהתרומה הממוצעת שלהם קרובה לאפס.

ניכר כי המשתנה בעל התרומה הגדולה ביותר להסבר התגובה המיידית של הצריכה הפרטית הוא תיק הנכסים הפיננסיים נטו, וחשיבות הגורמים הנוספים משתנה על פני זמן. במחצית השנייה של שנות ה-90 גדלה הצריכה הפרטית בקצב נאה, בתמיכת גידולם של הסחר העולמי וההכנסה מעבודה ומתשלומי העברה, עד שבתחילת שנות ה-2000, עם התפרצות משבר ההייטק והאינפליציה השנייה, היא פחתה, בגלל צניחה בתמורה לעבודה. משנת 2003 התהפכה המגמה, והצריכה שבה וצמחה עד המשבר הפיננסי העולמי של 2008, שוב בתמיכת התרחבות הסחר העולמי, ובמידה פחותה גם בזכות גידול התמורה לעבודה. מאז המשבר ירדו תרומות הסחר העולמי והתמורה לעבודה להסבר, ולעומתן עלתה החשיבות של ערך הדירות. בשנים האחרונות משתני העושר – תיק הנכסים הפיננסיים וערך הדירות – הם שמסבירים את רוב התנודות בצריכה הפרטית. בשנים אלו ניכרת גם תרומה לא מבוטלת של השינויים בתשלומי ההעברה.

איור 5 – תרומות הרכיבים השונים להסבר הצריכה הפרטית בטווח הקצר



8. סיכום

בעבודה זו ניסינו לזהות ולכמת את הגורמים החשובים הקובעים את הצריכה הפרטית בישראל. לשם כך אמדנו את פונקציית הצריכה הפרטית המצרפית בישראל לשנים 1995–2015 באמצעות מודל סטנדרטי של תיקון טעות (error-correction). מצאנו שמתקיים קשר ארוך טווח בין רמת הצריכה למשתני ההכנסה והעושר, וכן שיש שוני בהשפעות שונות בין הטווח הארוך לטווח הקצר. תוצאות האמידה מלמדות שרמת הצריכה הפרטית מושפעת לחיוב בעיקר מההכנסה מעבודה ומערך הנכסים הפיננסיים, וכן ישנן עדויות להשפעת עושר גם של ערך הדירות למגורים. לעומת זאת לא מצאנו השפעה של השינוי בהכנסה השוטפת על השינוי בצריכה, להוציא את השינוי בהכנסה מתשלומי העברה. השינויים קצרי הטווח בצריכה מוסברים בעיקר על ידי השינויים בתיק הנכסים הפיננסיים, ומאז 2008 התחזקה גם ההשפעה של ערך הדירות, כך שבשנים האחרונות משתני העושר הם שמסבירים את רוב התנודות בצריכה הפרטית. כן ראינו שיש השפעה ישירה של הסחר העולמי על הצריכה הפרטית, וזאת מעבר להשפעתו דרך ההכנסה. לבסוף מצאנו שלריבית יש השפעה ישירה, אף כי לא גדולה, ולא מצאנו עדויות להשפעה של המצב הביטחוני.

מסקנות מחקר זה מצטרפות להסכמה הכללית השוררת, פחות או יותר, באשר למשתנים החשובים במשוואת הצריכה. ואולם הטווח הרחב של התוצאות בספרות הכלכלית באשר לעוצמת ההשפעה של המשתנים השונים צריך להרתיע אותנו מלאמץ אומדנים שהתקבלו לגבי מדינות אחרות. נדרשת אפוא אמידה נפרדת של פונקציית הצריכה הפרטית המצרפית המקומית. זאת ועוד, ההבדלים בתוצאות שקיבלנו ביחס לעבודות קודמות שנעשו בישראל – למשל לגבי ההשפעה של ההכנסה על הצריכה בטווח הקצר – מעידים כי חשוב לעדכן מחקרים מסוג זה מעת לעת, בעיקר בשל שינויים מבניים שעשויים להתרחש על פני זמן. לבסוף, יש מקום לבדוק את תוקפם של הממצאים דלעיל גם באמצעות מחקרים שיעשו שימוש בנתוני מיקרו של המשק הישראלי.

- בנק ישראל (2015). "הצריכה הפרטית וגורמים פיננסיים", ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים 140, אפריל עד ספטמבר 2015.
- טור-סיני, א' (2009). תהליכי הסתגלות והתנהגות צרכנית בתנאי אי ודאות ביטחונית. מוסד שמואל נאמן.
- לביא, י' (1998). "האם השינוי בהכנסה השוטפת תורם להסבר השינוי בתצרוכת בישראל? בחינה אמפירית של תיאוריית ההכנסה הפרמנטית עם ציפיות רציונליות". סקר בנק ישראל 71 [עמודים]
- לביא, י' ומ' סטרבצ'ינסקי (2003). "בחינה אמפירית של השפעת המדיניות הפיסקלית על הצריכה הפרטית בישראל עם דגש על גישת הציפיות הפיסקליות". מאמר לדיון, חטיבת המחקר של בנק ישראל.
- מזר, י' (2010). "השפעת המדיניות הפיסקלית ורכיביה על התוצר בישראל". סקר בנק ישראל 84 [עמודים]
- פלסנר, י' ושי' עוזיאלי (2009). "הנזק הכלכלי של אינתיפאדת אל-אקצה, 2000-2003". סדרת ניירות עבודה, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
- קהן, מ' וס' ריבון (2013). "השפעת מחירי הדירות והשכירות על הצריכה הפרטית בישראל – בחינה באמצעות נתונים מיקרו כלכליים". מאמר לדיון, חטיבת המחקר של בנק ישראל.
- שהרבני, ר' וי' מנשה (2011). "שוק בתי המלון בישראל". מאמר לדיון, חטיבת המחקר של בנק ישראל.
- Attanasio, O. P. & G. Weber (1993). Consumption growth, the interest rate and aggregation. *The Review of Economic Studies* 60(3), 631–649.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw (1989). "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence". In *NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4* (pp. 185–246). MIT Press.
- Case, K. E, J. M. Quigley & R. J. Shiller (2013). Wealth effects revisited: 1975-2012 (No. w18667). National Bureau of Economic Research.
- Carroll, C. D. (2001). A theory of the consumption function, with and without liquidity constraints. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 23–45.
- Carroll, C. D., J. Slacalek, & K. Tokuoka (2014). *The distribution of wealth and the marginal propensity to consume* (No. 1655). European Central Bank.
- Davidson, J. E., D. F. Hendry, F. Srba & S. Yeo (1978). Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 661–692
- Davis, E. P. (2010). *Asset prices and real economic activity* (No. 764). OECD publishing.

- Djivire, Y. & Y. Yakhin (2011). *Business Cycles in Israel, 1987–2010: The Facts*. Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel.
- Dusenberry, J. S. (1949). *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Eckstein, Z. & D. Tsiddon (2004). Macroeconomic consequences of terror: theory and the case of Israel. *Journal of Monetary Economics* 51(5), 971–1002.
- Estrada, Á., D. Garrote, E. Valdeolivas & J. Vallés (2014). Household debt and uncertainty: Private consumption after the Great Recession (No. 1415). Banco de Espana.
- Friedman, M. (1957). The permanent income hypothesis. In *A theory of the consumption function* (pp. 20–37). Princeton University Press.
- Giles, D. (2013). ARDL Models – part II – Bounds Tests. Retrieved from <http://davegiles.blogspot.co.il/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>
- Hall, R. E. (1981). Intertemporal substitution in consumption. *NBER Working Paper Series*, 720.
- Jappelli, T. & L. Pistaferri (2010). *The consumption response to income changes* (No. w15739). National Bureau of Economic Research.
- Jaramillo, L. & A. Chailloux (2015). It's Not All Fiscal: Effects of Income, Fiscal Policy, and Wealth on Private Consumption (No. 15-112). *International Monetary Fund*.
- Kerdrain, C. (2011). How Important is Wealth for Explaining Household Consumption Over the Recent Crisis? : An Empirical Study for the United States, Japan and the Euro Area (No. 869). *OECD Publishing*.
- Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, 51(2), 209–223.
- Kim, Y. K., M. Setterfield & Y. Mei (2014). Aggregate consumption and debt accumulation: an empirical examination of US household behaviour. *Cambridge Journal of Economics*, beu029.
- Lucas, R. E. (1976, December). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 1, pp. 19–46). North-Holland.
- Modigliani, F. & R. Brumberg (1954). Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. *Franco Modigliani*, 1.

- Muelbauer, J. (2010). Household decisions, credit markets and the macroeconomy: implications for the design of central bank models BIS Working Papers No 305. *Monetary and Economic Department*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- Pesaran, M. H. & Y. Shin (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.
- Pesaran, M. H., Y. Shin & R. J. Smith (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289–326.
- Phillips, P. C. & B. E. Hansen (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- Reed, W. R. & A. Smith (2016). A Time Series Paradox: Unit Root Tests Perform Poorly When Data Are Cointegrated (No. 16/19). *Manuscript Title. Unpublished title.*] University of Canterbury.
- Staiger, D. & J. H. Stock (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3), 557.

לוח נ'1 – רשימת המשתנים והמקורות

המשתנה	המקור
הצריכה הפרטית	הלמ"ס
התמורה לעבודת שכירים בכלל המשק	הלמ"ס
מס הכנסה שכירים	הלמ"ס
ההפרשות לביטוח לאומי (כולל מס הבריאות)	הלמ"ס
תשלומי ההעברה נטו לציבור	הלמ"ס
תיק הנכסים הפיננסיים של הציבור	בנק ישראל
חוב משקי הבית	בנק ישראל
מדד מחירי הדירות	הלמ"ס
גמר בנייה של דירות	הלמ"ס
מדד הסחר העולמי	OECD
כניסות התיירים	הלמ"ס
לינות התיירים	הלמ"ס
כניסות המבקרים	הלמ"ס
היצוא של שירותי תיירות	הלמ"ס
ההרוגים הישראליים בידי פלסטינים	בצלם
התשואה הריאלית לשנה	בנק ישראל
התשואה הריאלית ל-10 שנים	בנק ישראל
ריבית הבנק המרכזי של ארה"ב	בלומברג
השכר הריאלי למשרת שכיר- מגזר ממשלתי	הלמ"ס
מדד המס הסטטוטורי - מסים ישירים	בנק ישראל
האוכלוסייה	הלמ"ס

לוח נ'2 – ערכים קריטיים למבחן הגבולות

Table CI(iii) Case III: Unrestricted intercept and no trend

k	0.1		0.05		0.025		0.01		Mean		Variance	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	6.58	6.58	8.21	8.21	9.8	9.8	11.79	11.79	3.05	3.05	7.07	7.07
1	4.04	4.78	4.94	5.73	5.77	6.68	6.84	7.84	2.03	2.52	2.28	2.89
2	3.17	4.14	3.79	4.85	4.41	5.52	5.15	6.36	1.69	2.35	1.23	1.77
3	2.72	3.77	3.23	4.35	3.69	4.89	4.29	5.61	1.51	2.26	0.82	1.27
4	2.45	3.52	2.86	4.01	3.25	4.49	3.74	5.06	1.41	2.21	0.6	0.98
5	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68	1.34	2.17	0.48	0.79
6	2.12	3.23	2.45	3.61	2.75	3.99	3.15	4.43	1.29	2.14	0.39	0.66
7	2.03	3.13	2.32	3.5	2.6	3.84	2.96	4.26	1.26	2.13	0.33	0.58
8	1.95	3.06	2.22	3.39	2.48	3.7	2.79	4.1	1.23	2.12	0.29	0.51
9	1.88	2.99	2.14	3.3	2.37	3.6	2.65	3.97	1.21	2.1	0.25	0.45
10	1.83	2.94	2.06	3.24	2.28	3.5	2.54	3.86	1.19	2.09	0.23	0.41

המקור: Pesaran, Shin and Smith (2001)

לוח נ' 3 – מבחני שורש יחידתי

המשתנה	המבחן	הרמה / השינוי	חותך ומגמה	Zt	Cv (5%)	אינטגרציה
הצריכה הפרטית	ADF	Level	With I&T	-3.1	-3.47	I(1)
		Level	With I	-0.65	-2.9	I(1)
		Level	None	3.73	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-8.08	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.06	0.15	I(0)
		Level	With I	1.29	0.46	I(1)
התמורה לעבודה	ADF	Level	With I&T	-1.98	-3.47	I(1)
		Level	With I	-0.99	-2.9	I(1)
		Level	None	2.21	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-8.58	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.08	0.15	I(0)
		Level	With I	1.07	0.46	I(1)
המסים הישירים	ADF	Level	With I&T	-1.92	-3.47	I(1)
		Level	With I	-1.85	-2.9	I(1)
		Level	None	0.67	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-9.94	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.17	0.15	I(1)
		Level	With I	0.22	0.46	I(0)
תשלומי ההעברה	ADF	Level	With I&T	-3.58	-3.47	I(0)
		Level	With I	-2.81	-2.9	I(1)
		Level	None	0.89	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-13.07	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.14	0.15	I(0)
		Level	With I	0.66	0.46	I(1)
הנכסים הפיננסיים נטו	ADF	Level	With I&T	-1.74	-3.47	I(1)
		Level	With I	-1.42	-2.9	I(1)
		Level	None	3.85	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-5.65	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.19	0.15	I(1)
		Level	With I	1.26	0.46	I(1)
ערך הדירות	ADF	Level	With I&T	0.62	-3.47	I(1)
		Level	With I	1.62	-2.9	I(1)
		Level	None	1.98	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-6.31	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.31	0.15	I(1)
		Level	With I	0.44	0.46	I(0)
הסחר העולמי	ADF	Level	With I&T	-1.4	-3.47	I(1)
		Level	With I	-1.79	-2.9	I(1)
		Level	None	6.18	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-3.67	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.21	0.15	I(1)
		Level	With I	1.29	0.46	I(1)
כניסות התיירים	ADF	Level	With I&T	-2.31	-3.47	I(1)
		Level	With I	-1.98	-2.9	I(1)
		Level	None	-0.05	-1.95	I(1)
	kpss	1st	None	-10.25	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.17	0.15	I(1)
		Level	With I	0.45	0.46	I(0)
שיפוע העקום	ADF	Level	With I&T	-3.51	-3.47	I(0)
		Level	With I	-2.57	-2.9	I(1)
		Level	None	-2.14	-1.95	I(0)
	kpss	1st	None	-9.72	-1.95	I(0)
		Level	With I&T	0.1	0.15	I(0)
		Level	With I	0.92	0.46	I(1)

לוח נ' 4 – משוואת הצריכה הפרטית: קריטריונים שונים לקביעת מספר הפיגורים

BIC	AIC	Lag1	
מקדמי הטווח הארוך			
0.307***	0.274***	0.306***	התמורה לעבודה
(0.078)	(0.076)	(0.078)	
-0.049	-0.078*	-0.090**	המסים הישירים
(0.046)	(0.044)	(0.043)	
0.028	0.046	0.058	תשלומי ההעברה
(0.066)	(0.057)	(0.052)	
0.163***	0.192***	0.182***	הנכסים הפיננסיים נטו
(0.048)	(0.047)	(0.044)	
0.063***	0.059***	0.050**	ערך הדירות
(0.024)	(0.020)	(0.020)	
0.110**	0.090**	0.095**	הסחר העולמי
(0.042)	(0.041)	(0.039)	
-0.019*	-0.028**	-0.026**	כניסות התיירים
(0.011)	(0.011)	(0.010)	
-0.003	-0.000	0.000	שיפוע העקום
(0.002)	(0.002)	(0.003)	
(1,0,0,1,0,0,0,0)	(1,0,1,1,1,1,0,1,0)	(1,1,1,1,1,1,1,1,1)	מבנה פיגורים
7.604	7.406	5.787	מבחן גבולות
0.587	0.891	0.355	Breusch-Godfrey
מקדמי הטווח הקצר			
0.123	0.114	0.106	התמורה לעבודה
(0.079)	(0.079)	(0.081)	
0.028	0.032	0.034	המסים הישירים
(0.035)	(0.034)	(0.032)	
0.107***	0.111***	0.113***	תשלומי ההעברה
(0.034)	(0.035)	(0.034)	
0.116***	0.145***	0.146***	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
(0.037)	(0.036)	(0.035)	
0.105**	0.108**	0.105*	ערך הדירות
(0.052)	(0.053)	(0.053)	
0.078**	0.057*	0.064**	הסחר העולמי (t-1)
(0.031)	(0.033)	(0.031)	
-0.002	-0.003	-0.003	כניסות התיירים
(0.006)	(0.006)	(0.006)	
-0.000	-0.000	-0.001	שיפוע העקום (t-1)
(0.001)	(0.001)	(0.001)	
-0.592***	-0.604***	-0.647***	רכיב תיקון טעות
(0.150)	(0.142)	(0.132)	
82	82	82	מס' התצפיות
0.526	0.514	0.530	R ²
0.467	0.453	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10%

** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.

לוח נ' 5 – משוואת הצריכה הפרטית: הגדרות שונות של משתני העושר

(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
מקדמי הטווח הארוך					
0.475*** (0.105)	0.446*** (0.113)	0.498*** (0.109)	0.426*** (0.107)	0.306*** (0.078)	התמורה לעבודה
-0.094* (0.049)	-0.081 (0.067)	-0.146** (0.061)	-0.103 (0.063)	-0.090** (0.043)	המסים הישירים
0.111* (0.059)	0.105 (0.076)	0.159** (0.069)	0.132* (0.072)	0.058 (0.052)	תשלומי ההעברה
				0.182*** (0.044)	הנכסים הפיננסיים נטו
				0.050** (0.020)	ערך הדירות
		0.082 (0.052)	0.106* (0.060)		הנכסים הפיננסיים נטו
	-0.000 (0.032)		0.036 (0.036)		ערך הדירות בניכוי צמיחת התוצר
0.227*** (0.019)	0.236*** (0.035)	0.194*** (0.028)	0.226*** (0.032)	0.095** (0.039)	הסחר העולמי
-0.008 (0.014)	-0.007 (0.015)	-0.012 (0.014)	-0.017 (0.015)	-0.026** (0.010)	כניסות התיירים
-0.003 (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.000 (0.003)	שיפוע העקום
4.151	3.623	3.755	3.754	5.787	מבחן גבולות
מקדמי הטווח הקצר					
0.188** (0.081)	0.202** (0.077)	0.143 (0.087)	0.163* (0.085)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
0.036 (0.045)	0.047 (0.043)	0.031 (0.040)	0.047 (0.038)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.103*** (0.038)	0.101*** (0.037)	0.118*** (0.038)	0.115*** (0.037)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
				0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
				0.105* (0.053)	ערך הדירות
		0.093** (0.039)	0.091** (0.041)		הנכסים הפיננסיים נטו
	0.075 (0.049)		0.081 (0.050)		ערך הדירות בניכוי צמיחת התוצר
0.069 (0.068)	0.086 (0.072)	0.063 (0.046)	0.080 (0.053)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
0.009 (0.007)	0.008 (0.007)	0.002 (0.007)	0.003 (0.007)	-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
-0.430*** (0.135)	-0.395*** (0.139)	-0.478*** (0.127)	-0.415*** (0.139)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
82	82	82	82	82	מס' התצפיות
0.314	0.328	0.392	0.388	0.530	R ²
0.249	0.254	0.325	0.312	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10% ** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.

לוח נ' 6 – משוואת הצריכה הפרטית: אומדנים שונים לייצוג המצב הביטחוני

(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
מקדמי הטווח הארוך					
0.244*** (0.085)	0.310*** (0.078)	0.323*** (0.085)	0.295*** (0.082)	0.306*** (0.078)	התמורה לעבודה
-0.073 (0.049)	-0.096** (0.043)	-0.106** (0.049)	-0.083* (0.045)	-0.090** (0.043)	המסים הישירים
0.105* (0.055)	0.032 (0.055)	0.069 (0.053)	0.072 (0.053)	0.058 (0.052)	תשלומי ההעברה
0.160*** (0.050)	0.196*** (0.046)	0.177*** (0.045)	0.181*** (0.047)	0.182*** (0.044)	הנכסים הפיננסיים נטו
0.035 (0.022)	0.059*** (0.021)	0.051** (0.021)	0.036* (0.020)	0.050** (0.020)	ערך הדירות
0.121*** (0.043)	0.065 (0.043)	0.097** (0.040)	0.092** (0.042)	0.095** (0.039)	הסחר העולמי
0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)	שיפוע העקום
				-0.026** (0.010)	כניסות התיירים
			-0.054** (0.025)		לינות התיירים
		-0.021** (0.009)			כניסות המבקרים
	-0.025*** (0.009)				היצוא של שירותי תיירות
0.000 (0.000)					ההרוגים הישראלים בידי פלסטינים
5.076	6.029	5.665	5.505	5.787	מבחן גבולות
מקדמי הטווח הקצר					
0.097 (0.084)	0.096 (0.079)	0.104 (0.080)	0.097 (0.080)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
0.030 (0.032)	0.035 (0.031)	0.030 (0.032)	0.036 (0.032)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.118*** (0.035)	0.106*** (0.034)	0.114*** (0.034)	0.113*** (0.034)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
0.144*** (0.035)	0.154*** (0.033)	0.145*** (0.035)	0.150*** (0.035)	0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.104* (0.053)	0.110** (0.052)	0.105* (0.053)	0.098* (0.053)	0.105* (0.053)	ערך הדירות
0.068* (0.034)	0.063** (0.031)	0.065** (0.031)	0.062* (0.031)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
				-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
			-0.010 (0.014)		לינות התיירים
		-0.001 (0.006)			כניסות המבקרים
	-0.010* (0.006)				היצוא של שירותי תיירות
0.000 (0.000)					ההרוגים הישראלים בידי פלסטינים
-0.590*** (0.134)	-0.671*** (0.126)	-0.636*** (0.131)	-0.637*** (0.133)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
82	82	82	82	82	מס' התצפיות
0.511	0.545	0.526	0.528	0.530	R ²
0.450	0.488	0.467	0.469	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציין מובהקות ברמת 10% ** מציין מובהקות ברמת 5% *** מציין מובהקות ברמת 1%.

לוח נ' 7 – משוואת הצריכה הפרטית: תקופות נבחרות

2008 משבר	2000 משבר	1995-2010	2000-2015	1995-2015	
מקדמי הטווח הארוך					
0.291*** (0.085)	0.349*** (0.098)	0.282*** (0.093)	0.362*** (0.101)	0.306*** (0.078)	התמורה לעבודה
-0.093* (0.047)	-0.080 (0.050)	-0.096* (0.055)	-0.105* (0.056)	-0.090** (0.043)	המסים הישירים
0.059 (0.055)	0.054 (0.058)	0.077 (0.074)	0.014 (0.074)	0.058 (0.052)	תשלומי ההעברה
0.190*** (0.053)	0.179*** (0.048)	0.214*** (0.066)	0.167*** (0.052)	0.182*** (0.044)	הנכסים הפיננסיים נטו
0.051** (0.023)	0.050** (0.022)	0.023 (0.044)	0.066** (0.025)	0.050** (0.020)	ערך הדירות
0.090* (0.045)	0.085* (0.044)	0.054 (0.062)	0.089** (0.043)	0.095** (0.039)	הסחר העולמי
-0.026** (0.011)	-0.030** (0.014)	-0.025* (0.013)	-0.028** (0.011)	-0.026** (0.010)	כניסות התיירים
0.000 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	שיפוע העקום
5.149	4.727	4.247	4.454	5.787	מבחן גבולות
מקדמי הטווח הקצר					
0.092 (0.082)	0.174 (0.118)	0.138 (0.089)	0.157* (0.089)	0.106 (0.081)	התמורה לעבודה
0.035 (0.033)	0.031 (0.041)	0.045 (0.037)	0.026 (0.047)	0.034 (0.032)	המסים הישירים
0.129*** (0.038)	0.103*** (0.037)	0.121*** (0.041)	0.097** (0.041)	0.113*** (0.034)	תשלומי ההעברה
0.132*** (0.044)	0.137*** (0.041)	0.154*** (0.041)	0.135*** (0.042)	0.146*** (0.035)	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
0.105* (0.054)	0.099 (0.061)	0.114* (0.061)	0.089 (0.054)	0.105* (0.053)	ערך הדירות
0.064 (0.064)	0.048 (0.029)	0.056 (0.035)	0.059 (0.039)	0.064** (0.031)	הסחר העולמי (t-1)
-0.002 (0.006)	-0.000 (0.008)	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	כניסות התיירים
-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	שיפוע העקום (t-1)
-0.640*** (0.136)	-0.650*** (0.140)	-0.636*** (0.146)	-0.684*** (0.127)	-0.647*** (0.132)	רכיב תיקון טעות
77	71	62	64	82	מס' התצפיות
0.511	0.491	0.567	0.598	0.530	R ²
0.445	0.416	0.492	0.531	0.472	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10% ** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.

לוח נ' 8 – משוואת הצריכה הפרטית: שברים מבניים

(8)	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
מקדמי הטווח הקצר								
0.105	0.112	0.103	0.104	0.104	0.105	0.105	0.118	התמורה לעבודה
(0.082)	(0.081)	(0.081)	(0.083)	(0.081)	(0.082)	(0.082)	(0.098)	
0.034	0.041	0.034	0.035	0.033	0.034	0.032	0.031	המסים הישירים
(0.033)	(0.031)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.033)	
0.115***	0.112***	0.114***	0.113***	0.113***	0.113***	0.112***	0.112***	תשלומי ההעברה
(0.039)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.035)	
0.146***	0.144***	0.137***	0.145***	0.144***	0.145***	0.146***	0.144***	הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
(0.036)	(0.035)	(0.039)	(0.035)	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.037)	
0.106*	0.122**	0.111**	0.108*	0.104*	0.104*	0.106*	0.105**	ערך הדירות
(0.055)	(0.054)	(0.055)	(0.057)	(0.053)	(0.054)	(0.054)	(0.053)	
0.063**	0.067**	0.052	0.063**	0.063*	0.063*	0.065**	0.066**	הסחר העולמי (t-1)
(0.032)	(0.031)	(0.034)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.030)	
-0.003	-0.008	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.002	כניסות התיירים
(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	
-0.001	-0.000	-0.000	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	שיפוע העקום (t-1)
(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
מקדמי השבר המבני								
							0.000	התמורה לעבודה
							(0.001)	
						-0.000		המסים הישירים
						(0.000)		
					0.000			תשלומי ההעברה
					(0.000)			
				-0.000				הנכסים הפיננסיים נטו (t-1)
				(0.000)				
			0.001					ערך הדירות
			(0.001)					
		-0.001						הסחר העולמי (t-1)
		(0.001)						
	0.004***							כניסות התיירים
	(0.001)							
0.001								שיפוע העקום (t-1)
(0.002)								
רכיב תיקון טעות								
-0.646***	-0.646***	-0.651***	-0.644***	-0.643***	-0.644***	-0.645***	-0.645***	
(0.133)	(0.131)	(0.132)	(0.133)	(0.134)	(0.136)	(0.133)	(0.133)	
82	82	82	82	82	82	82	82	מס' התצפיות
0.531	0.544	0.533	0.531	0.531	0.530	0.531	0.531	R ²
0.465	0.480	0.467	0.465	0.465	0.464	0.465	0.465	R ² -Adjusted

בסוגריים מוצגות סטיות התקן. * מציינ מובהקות ברמת 10% ** מציינ מובהקות ברמת 5% *** מציינ מובהקות ברמת 1%.