

השפעות דיפרנציאליות של מדיניות מוניטרית על הצריכה של משקי הבית בישראל

סיגל ריבון¹*

תקציר

הנייר בוחן את ההשפעה הדיפרנציאלית של המדיניות המונטרית על הצריכה של משקי הבית בישראל, בהתבסס על מידע מסקר הוצאות משקי הבית לשנים 2003 עד 2018. הניתוח, שנעשה באמצעות מדדי התפלגות צריכה מצרפיים, פסאודו-פאנל ונתונים פרטניים על משקי הבית, תוך שימוש בגישה של תחזיות מקומיות (local projections) שהציע (Jorda (2005), מוצא ששינויים (בלתי צפויים) במדיניות המונטרית משפיעים בעיקר על ההוצאות של משקי הבית לרכישת בני-קיימא. השפעה זו ניכרת בעיקר בחמישוני ההכנסה הגבוהים, ופחות בחמישוני הנמוכים. לא נמצאה השפעה מובהקת של המדיניות המונטרית על הצריכה השוטפת. ממצאים אלו תומכים בקיומה של השפעת תחלופה בין-זמנית והשפעת רכוש שלילית של הריבית, ובמידה פחותה בחשיבות ההשפעה של הריבית על שער החליפין, שייסוף שלו כתוצאה מעליית הריבית היה צפוי לפעול לגידול בצריכת בני-קיימא (מיובאים). הממצאים אינם תומכים בקיומה של השפעה עקיפה חזקה של המדיניות המונטרית על ההכנסה מעבודה, שאמורה הייתה להשפיע על הצריכה הכוללת, בפרט בחמישוני ההכנסה הנמוכים, המאופיינים בנטייה שולית גבוהה יותר לצרוך.

מילות מפתח: מדיניות מונטרית, צריכה, אי-שיוון, local projections

1. מבוא

היעד העיקרי של מדיניות מוניטרית הוא לשמור על יציבות מחירים, תוך מזעור הפגיעה בפעילות לאורך זמן. צמצום האי-שוויון או השפעה כללית על חלוקת ההכנסה נחשבו באופן מסורתי לעניין נורמטיבי ולתפקידה של המדיניות הפיסקלית. למרות זאת, בשנים האחרונות ובפרט לאחר המשבר הפיננסי העולמי, קיימת התעניינות גוברת והולכת בהשפעות החלוקתיות של המדיניות המוניטרית. לימוד השפעות אלה חשוב לשם הבנת האפיקים שבהם פועלת המדיניות, כמו גם יכולת

* ברצוני להודות למשתתפים בסמינר של חטיבת המחקר, וכן לאנה סמארינה מ-DNB ולמעיר אנונימי עבור הערותיהם המועילות.

סיגל ריבון, בנק ישראל, חטיבת המחקר – דוא"ל: sigal.ribon@boi.org.il

המדיניות להשיג את מטרתה העיקרית². למרות זאת, חשוב לציין כי מדיניות מוניטרית עשויה להשפיע על האי-שוויון בטווח הקצר, או אפילו בטווח הבינוני, אך הגורמים החשובים ביותר אשר קובעים את האי-שוויון בטווח הארוך הם מאפייני יסוד של הכלכלה, כמו השכלה והשקעה.

אחד המנגנונים שבאמצעותם מדיניות מוניטרית עשויה להשפיע על דינמיקת מחירים ולהשיג את המטרה של שמירה על יציבות מחירים, הוא באמצעות השפעה על הביקוש המצרפי. צריכה פרטית היא מרכיב מרכזי של הביקוש המקומי. מכאן החשיבות של הבנת הקשר בין מדיניות מוניטרית לבין צריכה. בפרט, ההשפעה על התנהגות מגורים שונים של משקי בית ורכיבי צריכה שונים עשויה לתרום להבנה טובה יותר של ההשפעה הכללית. בחינת ההשפעה הייחודית של מדיניות מוניטרית על משקי בית בעלי מאפיינים שונים תעזור להבין את אפיקי הפעולה והאפקטיביות של המדיניות.

הספרות בתחום זה התפתחה בשני כיוונים עיקריים. הראשון בהם הוא נקודת המבט התאורטית, עם מודלים שסוטים מההנחה שקיים סוכן מייצג ובדרך כלל בוחנים – במסגרת מודל מאקרו-כלכלי ניאו-קינסיאני – את ההשפעה של הכללת סוכנים הטרוגניים על התוצאות של מודלים אלה. המאמר של Gali (2018) מציין כי הטרוגניות, לצד העניין הרחב כיום בנושאים של גבול תחתון אפס לריבית, נמצאת במרכז הדיון המאקרו-כלכלי הניאו-קינסיאני. בין התרומות הבולטות לספרות זו ניתן לציין את המאמר (2016) Gornemann, Kuester and Nakajima אשר מציע מודל DSGE ניאו-קינסיאני עם סוכנים הטרוגניים וחוסר שכלול של שוק הנכסים, הטרוגניות בהעדפות ובכישורים, שוק עבודה עם חיכוכים ומחירים קשיחים, ואת המאמר (2018) Kaplan, Moll and Violante שמראה, באמצעות מודל תאורטי עם סוכנים הטרוגניים, כי ההשפעות העקיפות של מדיניות מוניטרית בשל תגובת שוק העבודה עולה על ההשפעות הישירות שלה. (2018) Hintermaier and Koeniger מציגים מודל מכויל (calibrated) עם שווקים לא-מושלמים, ואילו Slacalek, Tristani and Violante (2020) משתמשים במודל קטן ובנתוני מיקרו מסקר משקי בית כדי להראות שבעוד שמשקי בית עשירים יותר (שאינם חיים מהיד אל הפה) רגישים להשפעה הישירה של שיעורי ריבית דרך אפיק התחלופה הבין-זמני, הרי שמשקי בית עניים יותר, בעלי נזילות מוגבלת, ישנו את הצריכה שלהם עקב ההשפעה הישירה של שינויים זמניים בהכנסתם.³

מספר מחקרים מציעים סיווגים שונים של אפיקי ההשפעה של המדיניות המוניטרית על שינויים בהתפלגות המשתנה הנחקר. המאמר Ampudia, et al. (2018) מציע לסווג את ההשפעה לאפיקים ישירים ואפיקים עקיפים. ההשפעות

² חוק בנק ישראל החדש משנת 2010 כולל "צמצום פערים חברתיים" בין יעדי הבנק.
³ ראו גם את המאמר (2017) Auclert אשר מתאר את האפיקים התאורטיים הצפויים שבאמצעותם מדיניות מוניטרית עשויה להשפיע באופן שונה על ההוצאה המצרפית של משקי בית בעלי נטייה שולית שונה לצריכה.

הישירות הן אלה שמשפיעות באופן ישיר על התנהגות משק הבית, כגון השפעות של תחלופה בין-זמנית עקב שינוי בשיעורי הריבית אשר משתקפים בנטייה לחסוך, ובהכנסה הפיננסית של משקי הבית. ההשפעות העקיפות הן אלה שנובעות משינויים במצב המאקרו-כלכלי הכללי – התגובה של מחירים, תעסוקה ושכר. הם מצאו, על סמך ניתוח אמפירי של גוש האירו, כי אפיק ההכנסה העקיף הוא בעל חשיבות גדולה יחסית לאפיקים האחרים. Bunn, Pugh and Yeates (2018), Colciago, et al. (2019) בסקירת הספרות שלהם, ו-Samarina and Nguyen (2019) בניתוח האמפירי שלהם לגבי השפעת המדיניות המוניטרית על אי-שוויון בהכנסות בגוש האירו, מציעים סיווגים חלופיים של אפיקי ההשפעה של המדיניות המוניטרית.

הענף השני בספרות הוא הענף האמפירי, אשר בוחן היבטים שונים של הקשר בין מדיניות מוניטרית לבין אי-שוויון בעושר או בהכנסה (ברוב המחקרים) או בצריכה (בחלק מהמאמרים). הבחינה האמפירית של השפעת המדיניות המוניטרית על התפלגות משתנים כלכליים עיקריים זכתה להתעניינות בספרות המוניטרית בשנים האחרונות, אם כי המסקנות לגבי שאלות אלה הן עדיין לא-ברורות במידה רבה, כאשר ניתוחים שונים מגיעים למסקנות שונות שאינן חד-משמעיות. המאמר של Deutsche Bundesbank (2016) מציין כי הספרות הקיימת מוצאת רק השפעה חלשה יחסית של המדיניות המוניטרית על ההתפלגות, וכי הפחתת הריבית עשויה להביא רק לצמצום קטן באי-שוויון. O'Farrell, et al. (2016) בוחנים את המגמות באי-שוויון בהכנסה ובעושר במדינות OECD נבחרות, וגם הם מגיעים למסקנה כי בפועל השפעות המדיניות המוניטרית על אי-שוויון בהכנסה ובעושר קטנות. הם מוצאים כי הבדלים בין מדינות בגודל ובהתפלגות הנכסים הפיננסיים של משקי הבית הם הגורם הרלבנטי להסבר הבדלים באפקטיביות של המדיניות המוניטרית.

בהקשר של בחינת ההשפעה של מדיניות מוניטרית על העושר, מאמר מאת Domanski, Scatigna and Zabai (2016) תומך בעמדה לפיה מדיניות מוניטרית משפיעה על אי-שוויון בעושר בעיקר עקב עליית מחירי המניות, במידה פחותה עקב עליית מחירי הבתים, ויש לה השפעה זניחה בלבד עקב שינויים בשיעורי הריבית ובמחירי האג"ח.

מאמרים רבים אחרים בחרו לבחון את השפעת המדיניות המוניטרית על אי-שוויון בהכנסה, ורבים מהם עושים זאת באמצעות בחינה של מספר מדדי אי-שוויון – מדד Gini וכן מדד של התפלגות, כגון היחס בין אחוזון 75 לבין אחוזון 25, או יחס 90/10. לגבי התמסורת של המדיניות המוניטרית, השפעות שונות על ההכנסה במגזרים שונים צפויות להשפיע על הצריכה שלהם. בהנחה שמשקי בית בעלי הכנסות נמוכות יותר הם בעלי נטייה גבוהה יותר לצריכה, אם מדיניות מוניטרית (מרחיבה) היא בעלת השפעה חזקה יותר על משקי בית בעלי הכנסות נמוכות יותר, ההשפעה על הצריכה

הכוללת תהיה גדולה יותר לעומת המקרה שבו מושפעת ההכנסה של משקי בית בעלי הכנסה גבוהה יותר. המסקנות בספרות לגבי ההשפעה על ההכנסה אינן חד-משמעיות. (2018) Park עבור קוריאה, ו-(2017) Mumtaz and Theophilopoulou עבור בריטניה, מוצאים כי מדיניות מוניטרית מרסנת מגדילה את האי-שוויון בהכנסה⁴. לעומת זאת, המאמר של (2019) Kronick and Villarral עבור קנדה והמאמר של (2017) Hafemann, Rudel and Schmidt עבור ארה"ב, קנדה ונורווגיה, מוצאים כי מדיניות מוניטרית מרחיבה תורמת לגידול באי-שוויון בהכנסה. Inui, Sudo, and Yamada (2017), אשר חקרו גם את ההשפעה של זעזועים במדיניות המוניטרית על משקי בית ביפן באמצעות נתונים ברמת מיקרו, מצאו אפקט פרו-מחזורי – אי-שוויון גבוה יותר בהכנסה עבור מדיניות מוניטרית מרחיבה רק לפני שנות ה-2000 (באמצעות נתונים החל משנת 1981). הם מצאו כי התמסורת מאי-שוויון בהכנסה לאי-שוויון בצריכה היא מינורית.

מאמר חדש יחסית מאת Hauptmeier, et al. (2020) מנתח את ההטרונגניות בדפוסים אזוריים של תמסורת המדיניות המוניטרית, באמצעות שימוש בנתונים מפורטים לגבי הפעילות ברמת העיר והמחוז בגוש האירו. הם מצאו כי ההשפעה על הפעילות מודגשת ומתמשכת יותר בטווחים הנמוכים יותר של התפלגות ההכנסה. לפיכך, הידוק המדיניות מגדיל את האי-שוויון בין אזורים ואילו מדיניות מרחיבה נוטה לצמצם אותו.

סיכום של הספרות לגבי מדיניות הבנק המרכזי ואי-שוויון בהכנסה ובעושר ניתן למצוא במאמר (2019) Colciago, et al.⁵

מאמרים מעטים יותר מתמקדים בניתוח השפעת מדיניות מוניטרית על אי-שוויון בצריכה. אם כי אי-שוויון בהכנסה ובעושר נפוצים יותר ומהווים מדד רחב יותר, הרי שעל מנת להבין את ההשפעה בסופו של דבר של מדיניות מוניטרית על פעילות ועל מחירים, מה שחשוב הם התגובה של הביקוש – ובפרט בצריכת משקי הבית וההטרונגניות שלה. מספר מאמרים מתייחסים לאי-שוויון בצריכה לצד מדדי אי-שוויון בהכנסה או בעושר. ביניהם: (2017) Mumtaz and Theophilopoulou וכן (2017) Coibion, et al. אשר נזכרים לעיל. המאמר (2019) Loukoianova, et al. מוצא, עבור נתונים מאוסטרליה, כי משקי בית עם רמת חוב גבוהה יותר נוטים לצמצם את הצריכה וההוצאות שלהם על מוצרים בני-קיימא במידה רבה יותר מאשר משקי בית אחרים בתגובה לזעזוע מרסן במדיניות המוניטרית. המאמר (2019) Berg, et al. מציג עדויות לאפקט עושר של הפתעות מדיניות מוניטרית על הצריכה, בכך שמצא כי

⁴ Israel and Latsos (2019) בודקים את השפעת מדיניות מוניטרית לא-קונבנציונלית ביפן על אי-שוויון בהכנסה, ומוצאים כי מדיניות מרחיבה נוטה לצמצם את האי-שוויון בין המגדרים ורמות ההשכלה בהכנסה מעבודה.

⁵ טבלה 1 במאמר זה מסכמת את הממצאים של כ-20 מאמרים אמפיריים שבחנו את ההשפעה על אי-שוויון בהכנסה ובעושר, החל משנות ה-90 של המאה ה-20, אך בעיקר מהשנים האחרונות. טבלה 2 במאמר זה מציגה סיכום של מחקרים אשר מתייחסים להשפעת מדיניות מוניטרית לא-קונבנציונלית.

הצריכה של משקי בית מבוגרים יותר מגיבים באופן חזק יותר להפתעות מדיניות מוניטרית מאשר הצריכה בקרב משקי בית יותר צעירים ופחות עשירים. המאמר Gelos, et al. (2019) מוצא כי מידת התגובה של צריכת משקי הבית פחתה לאחר המשבר הפיננסי העולמי.

חלק מהמאמרים שפורסמו בשנים האחרונות מתמקדים בהערכת ההשפעה של מדיניות מוניטרית לא-קונבנציונלית, ובפרט הקלה כמותית, על האי-שוויון⁶. ביניהם מחקר מאת Lenza and Slacalek (2018), שמצא כי הקלה כמותית בגוש האירו הביאה לכיווץ התפלגות ההכנסות, כי משקי בית רבים באחוזוני ההכנסה הנמוכים יותר מצאו תעסוקה. ההשפעה של הקלה כמותית זו על האי-שוויון בעושר בגוש האירו הייתה זניחה. המאמר Casiraghi, et al. (2016) מוצא כי השפעות ההקלה הכמותית בגוש האירו על האי-שוויון בקרב משקי בית באיטליה היו זניחות.

בישראל, מאמר שלא פורסם, Zaban (2015) מוצא כי זעזוע שלילי (מרחיב) למדיניות המוניטרית תורם להגדלת האי-שוויון, ומייחס השפעה זו לאפיק הנכסים – משקי בית עשירים יותר נוטים להשקיע בנדל"ן ונהנים מתשואות גבוהות יותר על נכסים אלה בעת ששיעור הריבית נמוך יותר. ככל הידוע לי, אין מחקרים אקדמיים נוספים אשר בחנו את הקשר בין מדיניות מוניטרית לבין אי-שוויון בישראל.

מחקרים אמפיריים משתמשים בשיטות ובסוגי נתונים שונים לניתוח הקשר בין מדיניות מוניטרית לבין אי-שוויון. חלקם בוחנים מדדי אי-שוויון מצרפיים – עבור מדינה או קבוצת מדינות, בעוד שאחרים בוחנים לבחון נתונים פרטניים הלקוחים בדרך כלל מסקרי הוצאות. השיטות הן שונות, אך בין השיטות הנפוצות ביותר ניתן למצוא סימולציות המבוססות על כיול ההשפעות הצפויות (למשל: Domanski, Scatigna and Zabai, 2016), רגרסיות פנל (ראו למשל: Cloyne, Ferreira and Surico, 2018, וכן Loukoianova et al., 2019), ומערכות SVAR קטנות אשר כוללות מדדי אי-שוויון (למשל: Mumtaz and Theophilopoulou, 2017), (Park (2018) Hafemann, Rudel and Schmidt, וכן Kronick and Villarral (2019).

מאמרים רבים שפורסמו לאחרונה בוחנים לבחון את השפעת המדיניות על האי-שוויון באמצעות גישת התחזיות המקומיות (Local Projections), כפי שהוצע במאמר של Jorda (2005). ביניהם ניתן למצוא את Coibion et al. (2017) שנוכר לעיל, את Furceri, Lougani and Zdzenicka (2018) אשר מצא עבור פאנל של 32 מדינות OECD השפעות א-סימטריות של מדיניות מוניטרית על אי-שוויון בהכנסות. בעוד מדיניות מרסנת מגדילה את האי-שוויון בהכנסות, ההשפעה של

⁶ ניתן למצוא סיכום של המחקרים האמפיריים שמתייחסים למדיניות מוניטרית לא-קונבנציונלית במאמר Colciago, et al. (2018). ראו טבלה 2 שם.

מדיניות מרחיבה תלויה במצב המחזור העסקי. המאמר (Gelos et al. (2019), נוקט גם הוא בגישה של Jorda (2005) על מנת לחקור את התגובה בצריכה. אני בחרתי לחקור את השפעת המדיניות המוניטרית על הצריכה, מאחר שזהו המשתנה החשוב עבור מנגנון התמסורת של המדיניות המוניטרית. כמו כן, סביר להניח כי המידע לגבי צריכת משקי הבית שהתקבל מסקר הוצאות משקי הבית הוא באיכות גבוהה יותר לעומת המידע לגבי הכנסות משקי הבית, ובפרט הכנסות שאינן משכר (אלא משוק ההון), אשר ידועות כבעייתיות ביותר בסקר מעין זה. בדומה למחקרים רבים אחרים, בחרתי במסגרת התחזית המקומית של Jorda (2005) כדי לנתח את ההשפעה של שינויים בלתי-צפויים במדיניות מוניטרית על הצריכה – של מוצרים בני-קיימא ואחרים (למעט הוצאות דיור), על סמך נתונים מתוך סקר הוצאות משקי הבית בישראל בשנים 2003 עד 2018.

מצאתי כי מדיניות מוניטרית משפיעה רק על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, ואילו השפעתה על צריכת מוצרים אחרים היא בדרך כלל לא מובהקת. זאת ועוד, השפעה זו היא בדרך כלל חזקה יותר עבור משקי בית בעלי הכנסות גבוהות יותר, מה שעולה בקנה אחד עם קיום אפקט העושר, כפי שנמצא במספר מאמרים אחרים. לפיכך, מדיניות מוניטרית מרסנת, אשר מקטינה את ההוצאות של משקי הבית בעלי ההכנסות הגבוהות יותר במידה רבה יותר מאשר את ההוצאות של משקי הבית בעלי ההכנסות הנמוכות יותר, נוטה לצמצם את התפלגות הצריכה, ואילו מדיניות מרחיבה תגדיל את הפיזור. הממצאים שלנו תומכים בקיום אפקט תחלופה בין-זמנית חזק יותר ואפקט עושר שלילי של שיעור הריבית, לעומת השפעה קטנה יותר לייסוף שערי החליפין שנוטה להגדיל את הצריכה של מוצרים בני-קיימא (מיובאים). הממצאים אינם תומכים בקיום השפעה עקיפה חזקה של מדיניות מוניטרית על ההכנסות מעבודה, שהייתה צפויה להשפיע על הצריכה המצרפית, ובפרט בחמישונים נמוכים יותר בעלי נטייה שולית גבוהה יותר לצריכה.

במאמר זה ארבעה חלקים. לאחר הדיון והסקירה הקצרה של הספרות בחלק הראשון, סעיף 2 מתאר את הנתונים. האמידה והתוצאות מוצגות בסעיף 3, והסיכום מובא בסעיף 4.

2. הנתונים

המקור העיקרי לנתונים בניתוח שלנו הוא מידע שנאסף במסגרת סקרי הוצאות משקי בית שנתיים שעורכת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כמו כן, נרצה לזהות את החלק הבלתי-צפוי במדיניות המוניטרית, על מנת לזהות את ההשפעה האקסוגנית של המדיניות על המשתנים שיש לנו בהם ענין. סעיף זה מתאר בקצרה את שני מקורות הנתונים האלה.

א. סקר הוצאות משקי הבית ונתונים מאקרו-כלכליים אחרים

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל עורכת מדי שנה סקר הוצאות משקי בית, אשר כולל למעלה מ-8,000 משקי בית בכל שנה⁷. הסקר כולל מידע מפורט לגבי ההכנסות וההוצאות של משקי הבית, כמו גם נתונים דמוגרפיים, כמו אזור המגורים, מצב משפחתי ומאפיינים הקשורים לצריכת שירותי דיור – מגורים בנכס בבעלות או בנכס שכור, ומספר החדרים בנכס האמור. הסקר אינו כולל מידע לגבי נכסים או חוב של משקי הבית, למעט מידע לגבי בעלות על בית והאם משק הבית שוכר או גר בבית בבעלותו. טווח הזמנים עבור המדגם שלנו הוא בין השנים 2003 עד 2018. הסקר הוא שנתי, אך דגימת משקי הבית נערכת לאורך השנה כולה. באמצעות תאריך הראיון של משק הבית, אנו מחלקים את המדגם לנתונים רבעוניים⁸. לשם חקירת השפעת המדיניות המוניטרית, לדעתנו חיוני לנתח את תגובת משקי הבית בתדירות רבעונית. כמו כן, המדגם המצומצם – רק 16 שנים – אינו מאפשר לבצע ניתוח על בסיס שנתי. למרות שהמדגם הרבעוני אינו מדגם מייצג, והתפלגות הדגימות לאורך השנה אינה אחידה, הרי שהנתונים הרבעוניים כן כוללים מידע חשוב לגבי צריכה והכנסות בתקופת הדגימה⁹.

על פי הסיווג שלנו הוצאות על מוצרים בני-קיימא כוללות רהיטים, מכשירי חשמל, טלוויזיות, מכשירי DVD ומחשבים. כלי רכב לא נכללים בהגדרה הבסיסית עבור המדגם השלם, כי בעבר סקרי הוצאות משקי בית כללו רק את ההוצאות הנאמדות עבור שירותי רכב, ולא את שווי הרכב עצמו. נתונים לגבי רכישת כלי רכב זמינים רק החל משנת 2007. אנו מגדירים מדד חלופי עבור הוצאה על מוצרים בני-קיימא, עבור תת-מדגם החל משנת 2007, אשר כולל רכישת כלי רכב.

אנו מנתחים את תגובת משקי הבית לזעזוע מדיניות לפי אחוזוני הכנסה. כמו כן, אנו בוחנים את תגובת משקי הבית לזעזוע מוניטרי בהתאם למצב הבעלות על דירה – האם הדירה בבעלות משק הבית והאם משק הבית משלם החזר הלוואה. אין לנו מידע לגבי היקף החוב של משק הבית, אך אנו יודעים אם הוצאותיו כוללות תשלומים עבור החזר הלוואה. כמו כן נבחן את השפעת ההשתייכות לקבוצת גיל מסוימת – כאשר (ראש) משק הבית מבוגר יותר¹⁰ לעומת משקי בית אחרים.

⁷ עד שנת 2011 כלל הסקר כ-5,000 משפחות.

⁸ תשלומים שנתיים, כמו תשלומי ארנונה או שכר לימוד, מדווחים במועד (ברבעון) בו הם משולמים.

⁹ המאמרים (2017) Cloyne and Sorico וכן (2017) Mumtaz and Theophilopoulou מסווגים גם הם את משקי הבית לרבעונים שונים במסגרת הסקר השנתי, בהתאם לתאריך הראיון במסגרת הסקר.

¹⁰ אנו מגדירים משקי בית מבוגרים יותר כמשקי בית שבהם העומד בראש משק הבית הוא בן 50 ומעלה. קבוצה זו כוללת גם אנשים שפרשו מעבודתם.

אנו מציגים מדדים סטטיסטיים שמתארים את המאפיינים העיקריים של הנתונים. מטבלה 1 עולות מספר תובנות. התובנה הראשונה היא כי הצריכה ביחס להכנסה הפנויה, כפי שזו נמדדת מתוך סקר הוצאות משקי הבית, עולה על 1 בחמישון התחתון¹¹ ויורדת בחמישונים הגבוהים יותר. בנוסף, על פי ההגדרה שלנו, הוצאה על מוצרים בני-קיימא מהווה רק חלק קטן מההכנסה הפנויה, 4% לערך; כולל רכישת כלי רכב, ההוצאה על מוצרים בני-קיימא היא יציבה יחסית בין החמישונים בשיעור של 7% לערך. החלק הממוצע של מוצרים בני-קיימא מתוך כלל הצריכה (למעט דיור) דומה בין החמישונים, עם שיעור של 3.3% בחמישון התחתון ושל 4% לערך בכל שאר החמישונים. נתון זה עולה בקנה אחד עם סדר הגודל בנתוני החשבונות הלאומיים, למעט רכישת כלי רכב, בדומה להגדרת מוצרים בני-קיימא אצלנו. ההוצאה המוחלטת על מוצרים בני-קיימא בחמישון האמצעי גדולה פי 1.7 לערך מאשר בחמישון התחתון, וגדולה פי 3 כמעט בחמישון העליון.

טבלה 1

נתח הצריכה (למעט דיור) וההוצאה על מוצרים בני-קיימא מתוך ההכנסה הפנויה ונתח מוצרים בני-קיימא מתוך הצריכה, לפי חמישון, 2003-2018 (באחוזים)

הוצאה על מוצרים בני-קיימא	הוצאה על מוצרים בני-קיימא* 2007-2018	הוצאה על מוצרים בני-קיימא*	צריכה (למעט דיור)	
מתוך הצריכה (למעט דיור)	מתוך ההכנסה הפנויה			
3.3	6.4	4.7	120	1
3.8	7.3	4.4	96	2
3.8	7.1	3.7	83	3
3.9	7.1	3.4	76	4
4.0	7.2	3.1	66	5
3.8	7.0	3.9	88	סה"כ

מקור: חשובי המחברת על בסיס סקר הוצאות משפחה של הלמ"ס

* למעט רכישת כלי רכב

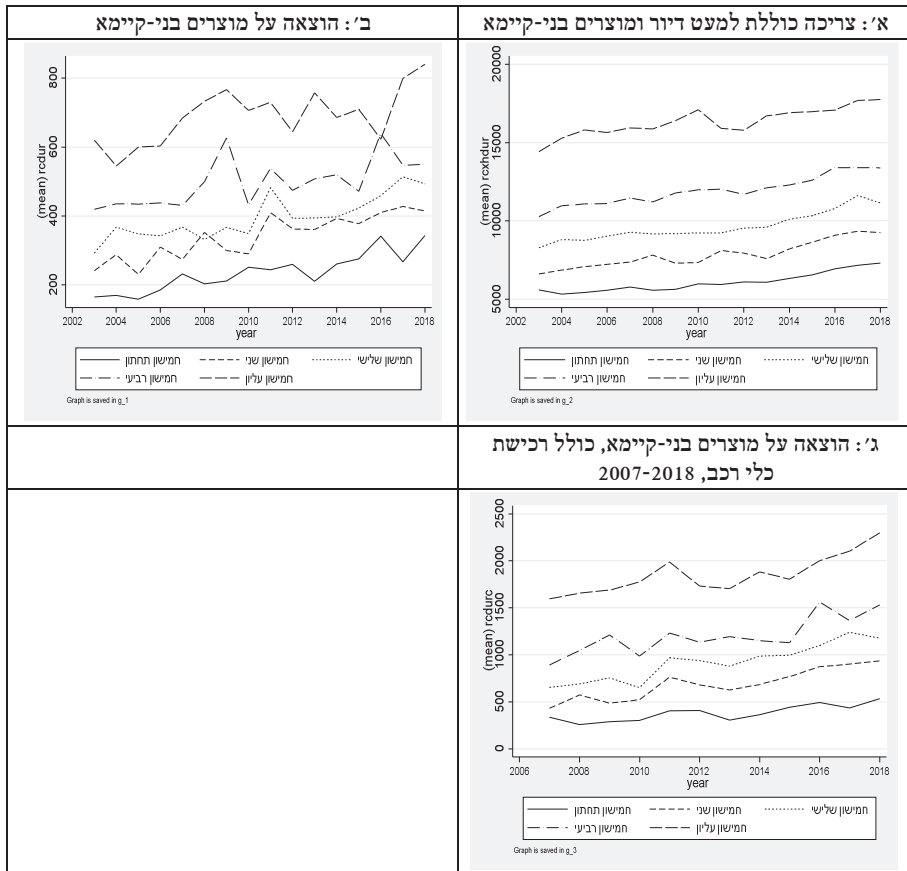
** כולל רכישת כלי רכב

מתוך בחינת התפתחות הצריכה (במונחים ריאליים, בניכוי השינוי במחירים העצמיים) לפי חמישון לאורך שנות המדגם (תרשימים א1-ג1), עולה כי ההוצאה על מוצרים בני-קיימא היא תנודתית יותר מאשר ההוצאה על רכיבי צריכה אחרים. תנודתיות גבוהה יותר זו עשויה לשקף רגישות גבוהה יותר לזעזועים, ובפרט לזעזועים של מדיניות מוניטרית.

¹¹ זוהי תופעה ידועה בנתונים בישראל. ייתכן כי היא משקפת קיום הכנסה שאינה מדווחת.

תרשים 1

צריכה לפי המישונים, 2003-2018



המקור: סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס ועיבודי המחברת.

בחלוקה חלופית של מדגם משקי הבית נרצה להתייחס למצב הבעלות על דירה – האם הדירה נמצאת בבעלות משק הבית והאם משק הבית מדווח על תשלום החזר הלוואה.

טבלה 2
שיעור דירות בבעלות ותשלום החזר הלוואה לפי חמישון,
(באחוזים) 2003-2018

חמישון	בעלות	החזר הלוואה
1	49.4	14.8
2	68.0	29.5
3	74.7	37.4
4	81.3	40.0
5	85.7	36.2
סה"כ	72.0	31.7

שיעור הבעלות גדל, כצפוי, בחמישונים בעלי הכנסות גבוהות יותר. שיעור הבעלות הממוצע הוא 72%, אולם בחמישון התחתון רק למחצית משקי הבית יש דירה בבעלותם, ואילו בחמישון העליון שיעור זה עולה על 85% (טבלה 2). מתוך שלישי ממשקי הבית שמשלמים החזר הלוואה כלשהו, שיעורם בחמישונים העליונים גבוה יותר מאשר בשני החמישונים התחתונים. לרוב משקי הבית המשלמים החזר הלוואה יש דירה בבעלותם (לא מוצג), אולם יותר ממחצית בעלי הדירה אינם משלמים החזר הלוואה (במועד הדגימה).

אם נבחן את התפלגות הגילים – תוך הבחנה בין משקי בית מבוגרים יותר (גיל 50 ומעלה) ומשקי בית צעירים יותר, נמצא כי משקי בית מבוגרים יותר נוטים להיות בחמישונים גבוהים יותר ולהיות בעלי דירות (טבלאות 3,4).

טבלה 3
שיעור משקי בית מבוגרים בחמישונים השונים,
(באחוזים) 2003-2018

חמישונים	גיל 50 ומעלה
1	29.7
2	37.0
3	37.9
4	41.4
5	50.3
סה"כ	39.3

טבלה 4
שיעור משקי בית מבוגרים בקבוצות הבעלות,
2003-2018 (באחוזים)

גיל 50 ומעלה	בעלות
44.8	יש דירה בבעלותם
25.4	אין דירה בבעלותם
39.3	סה"כ

ב. הפתעות בריבית

בהתאם לספרות, אנו מזהים את השפעת המדיניות המוניטרית באמצעות בחינת התגובה של מדדים כלכליים שונים להפתעה במדיניות מוניטרית. אנו מודדים את המרכיב הלא-צפוי של מדיניות מוניטרית כהפרש בין גובה הריבית הצפוי ערב ההחלטה המוניטרית לבין שיעור הריבית שנקבע בפועל. השיעור הצפוי ניתן לאמידה באמצעות ציפיות בשוק, או שניתן לבסס אותו על תחזיות שפורסמו על ידי חזאים מקצועיים. מכשירים קצרי-טווח בשוק המשמשים לגידור שינויים בשיעור הריבית קיימים בישראל רק מאז שנת 2007, והם נחשבים למהימנים רק מאז שנת 2010 לערך, עם הפיכת שוק התלבור (ריבית בין-בנקאית) למוסדי. עובדה זו מקצרת באופן דרמטי את תקופת המדגם הזמינה, ולכן נעדיף להשתמש כאן בסטייה של שיעור הריבית בפועל מתחזיות החזאים. עורכי התחזיות מפרסמים את התחזיות שלהם במועדים שונים במהלך החודש; על מנת לחשב את ההפתעות המוניטריות, אנו מחשבים את ההפרש בין שיעור הריבית בפועל במועד ההכרזה לבין ממוצע התחזיות לגבי שיעור הריבית, כפי שהיה ביום הקודם, ומשתמשים בהפתעה זו עבור התקופה העוקבת, עד למועד ההחלטה הבא. על מנת ליצור אינדיקטור רבעוני עבור הפתעות מוניטריות, אנו פועלים על פי המאמר (Gertler and Karadi (2015), ומיישמים שיטה דומה לזו ששימשה את Sandstrom (2018) על מנת ליצור מדד לעוצמת ההפתעה, תוך התחשבות בעיתוי ההחלטה על שיעור הריבית במהלך הרבעון. אנו עושים זאת תחילה באמצעות צבירת ההפתעות על פני המדגם כולו. הזעזוע המצטבר עבור סדרת ההפתעות מיום $t=1$ ועד לתאריך d יהיה:

$$(1) \quad cum_shock_t = \sum_{i=1}^d surprise_i$$

אנו מניחים כי ההפתעות הרלבנטיות בכל נקודת זמן הן ההפתעות שהצטברו במהלך 90 הימים הקודמים.

$$(2) \quad dcum_shock_t = cumshock_t - cumshock_{t-90}$$

מאחר שהניתוח שלנו מתייחס לצריכה במהלך הרבעון, המדד הרלבנטי הוא הממוצע של $dcum_shock_t$ במהלך הרבעון.

ככלל, ההפתעות בתקופת המדגם היו גם חיוביות וגם שליליות, עם הטיה מסוימת לעבר הפתעות שליליות, אשר בלטה במיוחד בתחילת המשבר הפיננסי העולמי. כמו כן ראוי לציין כי בשנים האחרונות ההפתעות היו למעשה אפס, לאור שיעור הריבית בפועל שהיה קרוב לאפס (0.1% מאז שנת 2015 ו-0.25% ברבעון האחרון לשנת 2018), בהינתן הציפייה כי בנק ישראל לא יקבע שיעורי ריבית שליליים.

בשנים שחלפו מאז המשבר הפיננסי העולמי, המדיניות המוניטרית בישראל, כמו גם בכללות מפותחות רבות אחרות, התאפיינה בשיעורי ריבית נומינלית נמוכים ביותר. כמו כן, בשל המגבלה על המשך ההרחבה של המדיניות המוניטרית בסמוך לגבול התחתון האפקטיבי, בנקים מרכזיים הוסיפו מכשירים נוספים, כמו רכישת נכסים, התערבות בשוק המט"ח, הכוונה קדימה (Forward guidance) ושיעורי ריבית שלילית. בישראל בחר בנק ישראל לחדש את ההתערבות בשוק המט"ח בשנת 2008 – תחילה בסכומים קבועים ולאחר מכן לפי שיקול דעת, כמכשיר מוניטרי נוסף; הכוונה קדימה שימשה גם היא כמכשיר מדיניות מוניטרית¹². במאמר זה איננו עוסקים בהשפעות האפשריות של מרכיבים אלה של המדיניות המוניטרית על התפלגות הצריכה, ולכן תיתכן הערכת-יתר של השפעת שיעור הריבית, והערכת-חסר של ההשפעה הכוללת של כלל מכשירי המדיניות.

הנתונים שמשמשים אותנו מייצגים הפתעות. גישה חלופית היא לבחון זעזועים מבניים למדיניות המוניטרית שנובעים ממודל מבני¹³. זעזועים אלה, אם יזוהו נכונה, מייצגים שינויים בלתי-צפויים בשיעור הריבית של הבנק המרכזי שנובעים רק מזעזוע למדיניות עצמה, ואילו ההפתעות שנגזרות בהתאם לתחזיות של אנשי מקצוע או על פי השוק ומיוצגות על ידי סטייה של שיעור הריבית בפועל מזה החזוי – כוללות שגיאות של עורכי התחזית או זעזועים למשתנים כלכליים אחרים (אם התממשו בתקופה הרלבנטית). כבדיקת עמידות, אנו אומדים כמה מפונקציות התגובה תוך שימוש בזעזועים שנגזרים ממודל DSGE של בנק ישראל¹⁴. תרשים 2 מציג הן את ההפתעות כפי שחושבו על פי תחזיות החזאים והן את הזעזועים שנגזרים ממודל DSGE. הפערים בין שני האינדיקטורים נראים לעין עם מתאם של 0.58, אשר יורד עד 0.3 כאשר משמיטים מן המדגם את שתי התצפיות במהלך המשבר הפיננסי העולמי (2008q4 ו-2009q1).

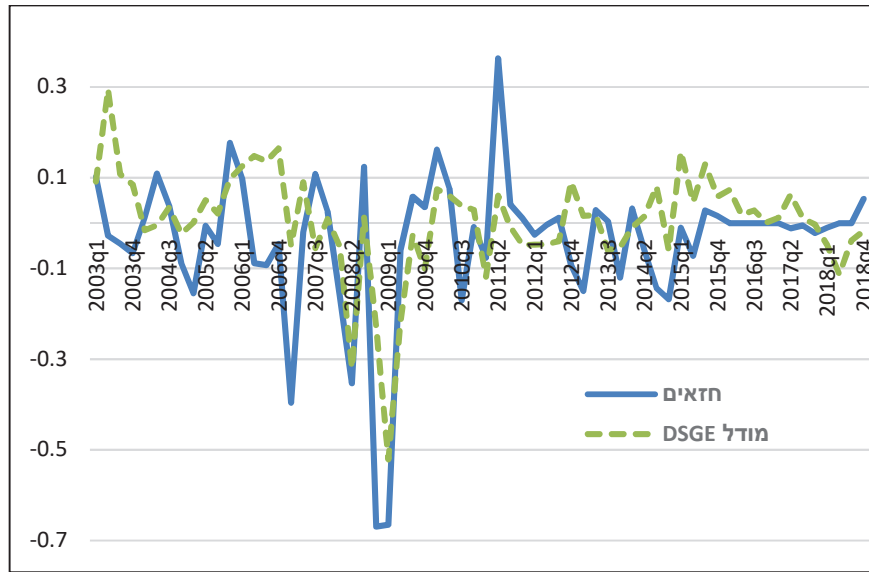
¹² ראו פרק ג' ברוח השנתי של בנק ישראל עבור שנים שונות.

¹³ מדד חלופי אפשרי נוסף עבור החלק הבלתי-צפוי במדיניות מוניטרית, שלא השתמשנו בו כאן, ניתן לאמידה באמצעות השארית מאמידה של כלל Taylor.

¹⁴ ראו Argov, et al. (2012) ובו גרסה מוקדמת יותר של המודל. אני מודה ליחידת המודלים בחטיבת המחקר של בנק ישראל עבור העזרה עם נתונים אלה.

תרשים 2

הפתעות במדיניות מוניטרית, 2003-2018

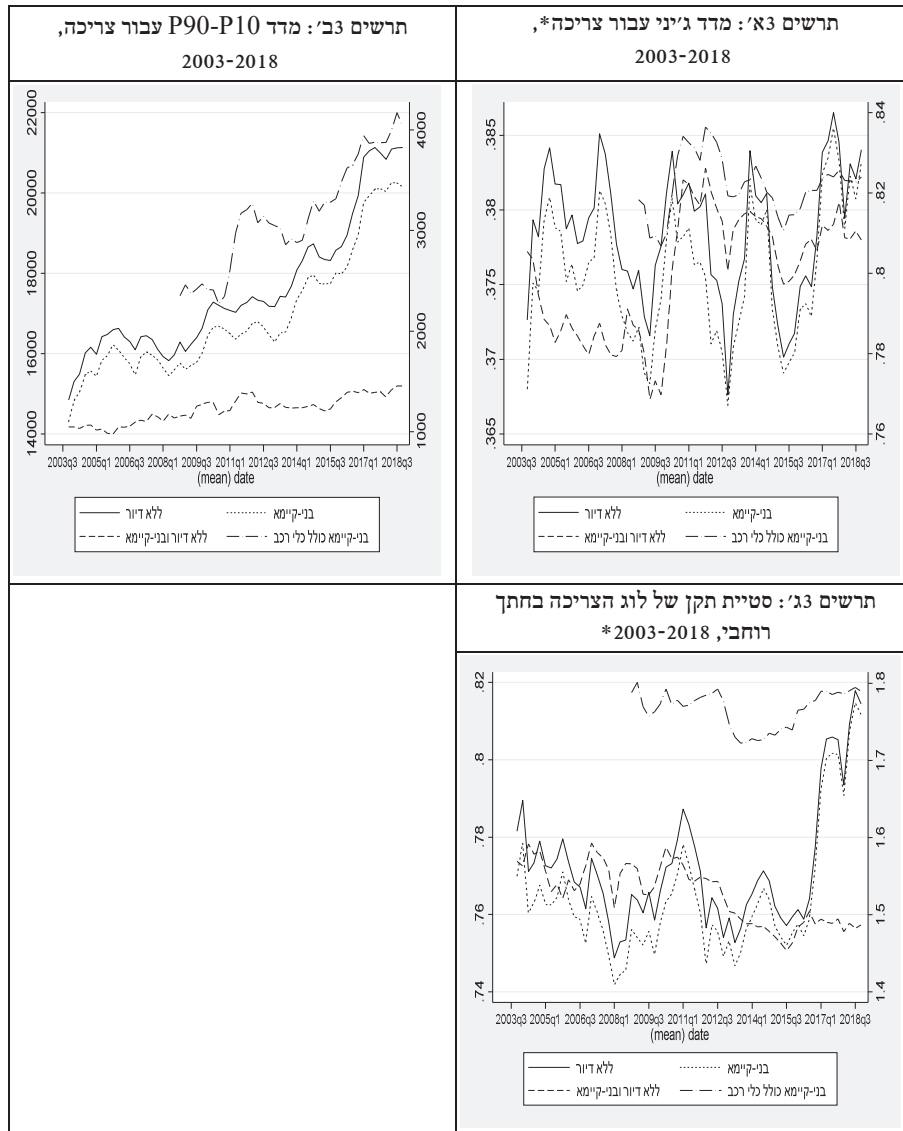


ג. מדדי אי-שוויון

ראשית בחרנו לנתח את השפעת (המרכיב הבלתי-צפוי של) המדיניות המוניטרית על מדדי אי-שוויון מצרפיים, בדומה לגישה במאמר של Coibion, et al. (2017)¹⁵. כפי שניתן לראות בתרשים 3, מדד ג'יני שאותו בנינו הוא יחסית תנודתי. האי-שוויון בצריכה הכוללת למעט דיור (exh) ולמעט מוצרים בני-קיימא (exhdur) הוא נמוך יחסית לאי-שוויון בצריכת מוצרים בני-קיימא (cdur)¹⁶ אשר מוצג בציר Y הימני. אם מביטים בשני מדדי הפיזור החלופיים – ההפרש בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10 (p90-p10) וסטיית התקן של לוג הצריכה בחתך רוחבי – נגלה כי הדינמיקה של שני מדדים אלה, ובפרט המדד p90-p10, שונה מזו של מדד ג'יני. תופעה זו – שינויים בכיוונים שונים של אינדיקטורים חלופיים – עשויה להתרחש כאשר יש שינויים בהתנהגות בחלק המרכזי של ההתפלגות. (ראו נספח 1 ובו דוגמה מספרית פשוטה).

¹⁵ במאמר, Coibion, et al. (2017) אומדים את השינוי במדד ולא את רמתו בתקופות עתידיות.
¹⁶ עבור המדגם החלקי, החל משנת 2007, אנו מגדירים מוצרים בני-קיימא כולל כלי רכב (cdure).

תרשים 3 מדדים לאי-שוויון בצריכה, 2003-2018



המקור: סקר הוצאות משק הבית של הלמ"ס ועיבודי המחברת.
* ממוצע נע על פני 4 רבעונים. הוצאה על מוצרים בני-קיימא בציר הימני.

3. המתודולוגיה והתגובות (Impulse Responses)

אנו בוחנים את ההשפעה ההטרוגנית של המרכיב הבלתי-צפוי במדיניות מוניטרית על צריכת משקי הבית באמצעות נתונים משלושה סוגים שונים. הסוג הראשון של מידע הוא אינדיקטורים מאקרו-כלכליים עבור אי-שוויון – סדרה עתית שמייצגת מדד אי-שוויון, למשל מדד ג'יני או מדד p90-p10. הסוג השני של נתונים הוא פסאודו-פאנל שאותו בנינו על סמך מאפיינים משותפים של משקי בית, למשל חמישון ההכנסה. בהמשך נרחיב בעניין זה. הסוג השלישי של נתונים הוא נתונים מפורטים עבור משקי בית. כל סוגי הנתונים האלה מבוססים על סקר הוצאות משקי בית שעורכת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. באופן מיטבי, היינו רוצים לקבל מידע מפאנל של משקי בית, כלומר נתונים עבור קבוצה מסוימת, קבוצה לאורך זמן, של משקי בית מזוהים. לצערנו, הנתונים מסקר הוצאות משקי הבית הם עבור מדגם משתנה של משקי בית, ופירוש הדבר שאיננו יכולים לעקוב אחר משק בית מסוים לאורך זמן. בסעיף הבא נראה איך התמודדנו עם קושי זה.

השיטה אותה אימצנו עבור הניתוח היא מתודולוגיית התחזית המקומית (LP) שהוצגה על ידי Jorda (2005). בניגוד לגישה הסטנדרטית של VAR, כאן אנו מזהים את תגובת המשתנה שאנו מתעניינים בו לאחר k תקופות שאינן תלויות בתחזית מרובת-תקופות. היתרונות העיקריים של שיטה זו הם שפונקציות התגובה ניתנות לאמידה בקלות באמצעות משוואה יחידה, והן עמידות יותר בפני ניסוח שגוי (misspecification).

א. ניתוח ראשוני: תגובות אימפולסיביות עבור צריכה

לפני שננתח את השפעת המדיניות המוניטרית (הבלתי-צפויה) על האי-שוויון, נרצה לראות האם יש לה השפעה כלשהי על הצריכה המצרפית. באמצעות המתודולוגיה של Jorda (2005), נוכל להגדיר את המשוואה עבור צריכה מצרפית:

$$(3) \quad \text{cons}_{t+h} - \text{cons}_{t-1} = a^h + b^h m_t + c^h v_t + \varepsilon^h \\ \text{for } h = 1, \dots, H$$

כאשר m_t הוא המרכיב הבלתי-צפוי של המדיניות המוניטרית, ואילו v_t משתני בקרה לשם התאמה בגין שינויים בצריכה. בהגדרה שלנו זו רק הסטייה בפיגור של שיעור האבטלה לעומת מגמת HP-filter שלה, תוך בקרה בגין שינויים בסביבה המאקרו-כלכלית ומשתני-דמה רבעוניים עבור עונתיות¹⁷. אנו משתמשים באומדן

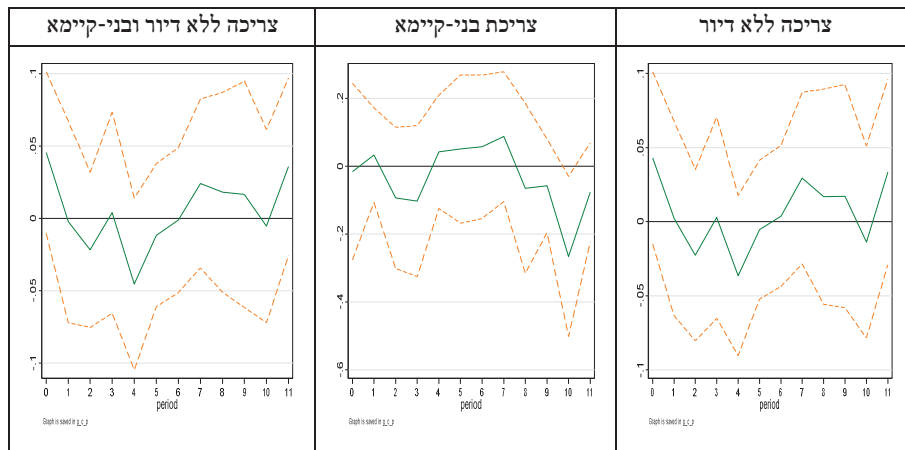
¹⁷ אנו משתמשים בהפרש בערכו של משתנה דמה רבעוני בין תקופה $t+h$ לבין תקופה $t-1$.

עמיד עבור מטריצת השונות המשותפת. באמצעות שימוש בנתונים מצרפיים מתוך סקר הוצאות משקי הבית, אנו משתמשים בניסוח של משוואה (3) עבור הלוג של שלושה מצרפי צריכה – צריכה כוללת למעט דיור (rexh), הוצאות על מוצרים בני-קיימא (redur) וצריכה למעט דיור ומוצרים בני-קיימא (rexhdur) – כולם במונחים ראליים.

ככלל, ההשפעה של מדיניות מוניטרית בלתי צפויה שניתנת לזיהוי באמצעות נתונים מצרפיים היא חלשה (תרשים 4א). איננו יכולים לראות השפעה מובהקת כלשהי על הצריכה הכוללת, אך ישנה השפעה שלילית לא-מובהקת מסוימת על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, שהיא בכיוון המצופה¹⁸.

תרשים 4א

השפעת המדיניות המוניטרית על (לוג של) הצריכה המצרפית, 2003-2018



* הרצועה מייצגת רווח בר-סמך של 90%.

אנו מבצעים פעולה דומה, תוך שימוש בנתונים הפרטניים מתוך סקר הוצאות משקי הבית, כדי לבחון את השפעת המדיניות המוניטרית על (הלוג של) הצריכה¹⁹. כאן ניתן לראות השפעה שלילית מובהקת על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא. (תרשים 4ב). ההשפעה על צריכת מוצרים אחרים היא חיובית, אך קטנה במונחי אחוזים²⁰.

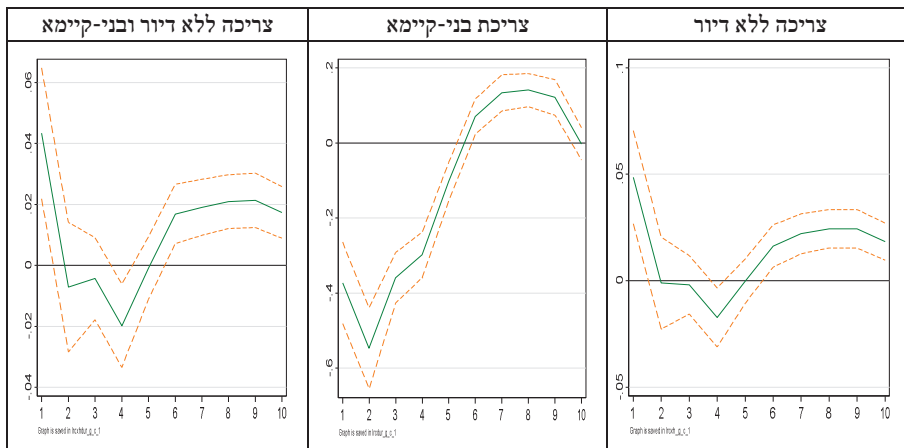
¹⁸ במאמר Barak (2017) שחוקר את הצריכה בישראל, לא נמצאה השפעה שלילית מובהקת של שיעור הריבית, במספר הגדרות על פונקציית הצריכה המצרפית. עבור הגדרות מסוימות המאמר מצא כי ההשפעה חיובית – תוצאה זו עולה בקנה אחד עם אפקט תחלופה הגדול מאפקט ההכנסה. המאמר Kahn and Ribon (2014) מצא תגובה שלילית קטנה של הצריכה לשינויים בתשואה הראלית של אג"ח לשנה אחת. כמו כן הוא מצא כי ההשפעה השלילית על מוצרים בני-קיימא היא גדולה יותר מאשר על צריכת מוצרים אחרים.

¹⁹ ראו תיאור מפורט יותר של השיטה ששימשה עבור הנתונים הפרטניים בהמשך הסעיף.
²⁰ צריכת מוצרים שאינם ברי-קיימא (למעט דיור) גדולה בממוצע יותר מפי עשרה מההוצאה על מוצרים ברי-קיימא. (ראו טבלה 1).

ההוצאה על מוצרים בני-קיימא מאופיינת בדרך כלל ברכישות חד-פעמיות גדולות שאינן ניתנות לחלוקה, אך מספקות שירותי צריכה למשך פרק זמן ארוך. לפיכך, ייתכן שיהיה קל יותר לדחות את ההוצאה או לבטלה כלל. כמו כן, חלק מהמוצרים האלה הם מוצרי מותרות בעלי גמישות מחיר גבוהה יחסית, שגם היא עשויה לבוא לידי ביטוי בתגובה חזקה יותר למדיניות מוניטרית. ככלל, השפעה חזקה יותר על הוצאה על מוצרים בני-קיימא עולה בקנה אחד עם התנודתיות הגבוהה יותר של מרכיב זה, ועם רגישותו הרבה יותר לשינויים בהכנסה ובעושר, בהשוואה להתפתחות החלקה יותר של צריכת מוצרים אחרים.

תרשים ב'4

השפעת המדיניות המוניטרית על הצריכה המצרפית – נתונים פרטניים



* רצועה זו מייצגת רווח בר-סמך של 90%.

השלב הבא הוא לפרק את ההשפעה המצרפית של מדיניות מוניטרית, באמצעות בחינת ההשפעה הספציפית על משקי בית בעלי מאפיינים שונים. הדבר עשוי לעזור לנו להבין טוב יותר את התמסורת של המדיניות המוניטרית ואת השפעותיה על ההתפלגות של הצריכה.

ב. התגובה של מדדי האי-שוויון

כעת נפנה לעניין העיקרי שלנו, ובאמצעות אותה מתודולוגיה נגדיר את המשוואה עבור מדד האי-שוויון ineq:

$$(4) \text{ineq}_{t+h} - \text{ineq}_{t-1} = a^h + \sum_{j=1}^J b_j^h m_t + c^h v_t + \varepsilon^h$$

for $h = 1, \dots, H$

על פי גישתו של (Coibion, 2017), אנו בוחנים שלושה מדדים חלופיים של אי-שוויון בצריכה – מדד ג'יני, מדד סטיית התקן של לוג הצריכה בחתך רוחבי, וההפרש בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10 בצריכה.

אנו בוחנים את השפעת המדיניות המוניטרית על מדדי האי-שוויון עבור שלושת מצרפי הצריכה שאותם אנו מנתחים – צריכה כוללת למעט דיור, הוצאות על מוצרים בני-קיימא וצריכה למעט דיור ומוצרים בני-קיימא. אנו בוחנים גם את המדדים עבור מוצרים בני-קיימא כולל רכישת כלי רכב החל משנת 2007. כפי שהסברנו לעיל, אנו משתמשים במשתנה m_t – המרכיב הבלתי-צפוי של שיעור הריבית במדיניות המוניטרית כאינדיקטור עבור המדיניות המוניטרית.

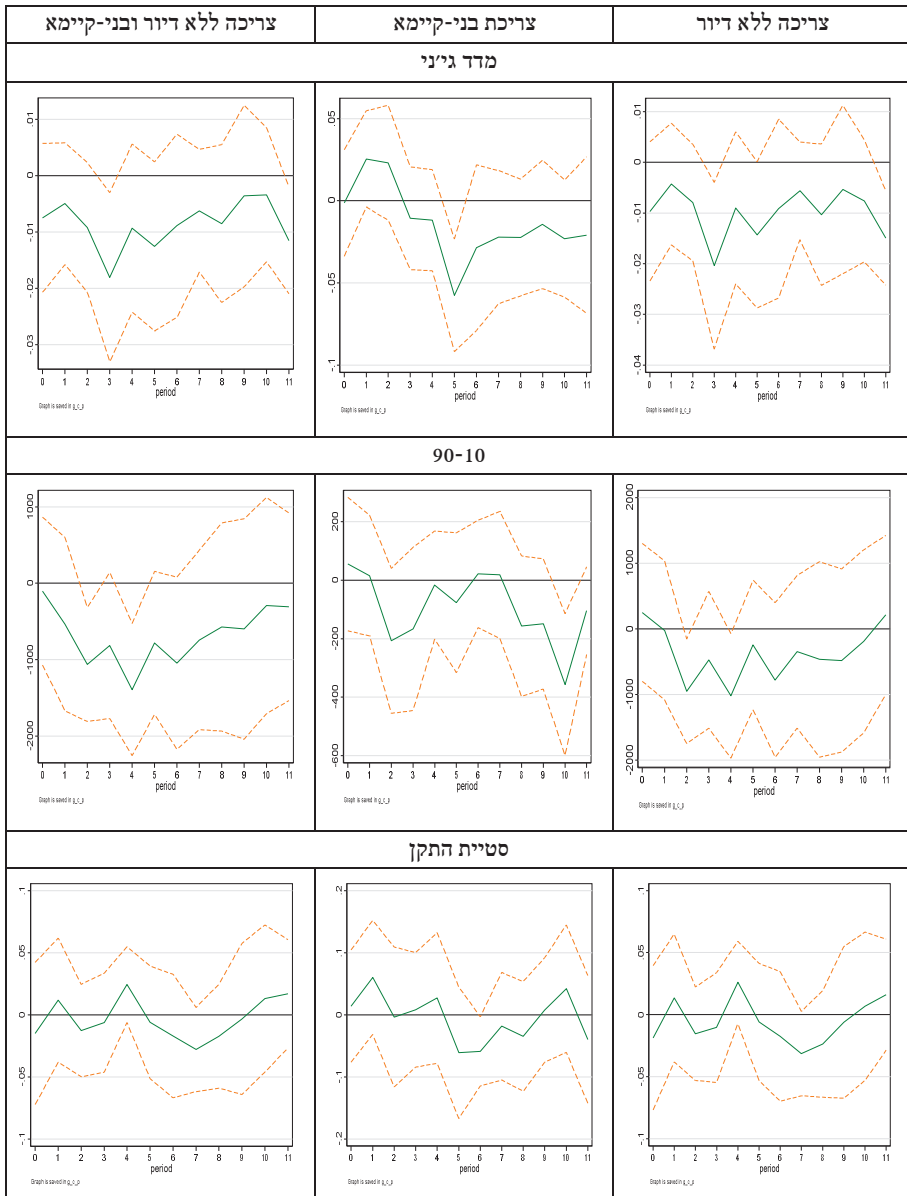
כמו קודם, אנו אומדים את משוואה (4) תוך בקרה עבור שיעור האבטלה בפיגור (בניכוי המגמה) ומשתני-דמה עבור עונתיות, ותוך שימוש באומדן עמיד עבור מטריצת השונות המשותפת.

התוצאות מראות כי זעזוע מוניטרי נוטה להפחית במידת-מה את פיזור הצריכה, אם כי ההשפעה ברוב התקופות אינה מובהקת. (תרשים א'5). חלה ירידה מסוימת בכל שלושת האינדיקטורים עבור שינויים בהוצאה על מוצרים בני-קיימא, בעוד שההשפעה על הפיזור של צריכת מוצרים אחרים היא חלשה יותר. ככלל, לא חייב להתקיים קשר מונוטוני בין המדדים. ייתכן כי בשל זעזוע מוניטרי שנוטה להקטין את הצריכה, הפיזור שנמדד באמצעות מדד ג'יני יגדל, בעוד שסטיית התקן תקטן²¹. הדבר עשוי להתרחש, כפי שניתן לראות בנספח 1, כאשר התגובה השלילית של משקי בית בעלי הכנסה בינונית חזקה יותר מזו של משקי בית בחמישון העליון או התחתון. אם נבחן את המדגם החל משנת 2007, כאשר מוצרים בני קיימא כוללים רכישת כלי רכב, ההשפעה על מדדי אי-שוויון אינה מובהקת עבור התקופות הראשונות, אך מאוחר יותר מדד ג'יני, ההפרש בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10, ובמידה מסוימת גם סטיית התקן יורדים כולם. (תרשים ב'5).

²¹ ניתן לראות זאת גם בתרשימים א'1-ג', שם למרות שמדד ג'יני עבור הוצאה על מוצרים בני-קיימא עולה, שני המדדים האחרים יורדים על פני התקופה הנבדקת.

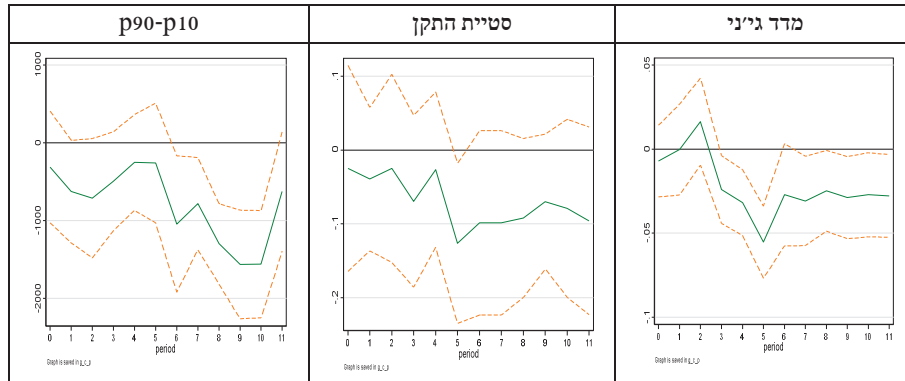
תרשים 5א'

השפעת הפתעות במדיניות המוניטרית על מדדי אי-שוויון



* הרצועה מייצגת רווח בר-סמך של 90%.

תרשים 5ב'
השפעת הפתעות במדיניות המוניטרית על הוצאה על מוצרים
בני-קיימא, 2007-2017



* הרצועה מייצגת רווח בר-סמך של 90%.

ג. פסאודו-פאנל

גישה מקובלת חלופית, כאשר הנתונים אינם מאפשרים ניתוח פאנל, היא לקבץ נתונים פרטניים עבור משקי בית לקטגוריות על פי מאפיינים רלבנטיים, ליצירת תאים אחידים ביחס לאותם מאפיינים, שאליהם ניתן להתייחס כאילו היו תצפיות פאנל עם אותו "משק בית ממוצע מייצג" לאורך זמן. הדבר מאפשר לנסח אמידה בהתאם לשיטה הרגילה של התחזית המקומית הצופה פני עתיד של Jorda (2005), כפי שמוגדר במשוואה (1) למעלה. על פי שיטה זו ניתן, כמובן, לקבץ את הנתונים על פי מאפיינים שונים, ליצירת פאנלים שונים.

כדי ליצור תאים הומוגניים, המקובצים על פי מאפיינים שמזערים את השונות בתוך כל תא, רצוי להגדיר את התאים לפי מאפיינים רבים ככל האפשר. מנגד, בשל המספר המוגבל של תצפיות עבור כל פרק זמן (רבעון), הבטחת מספר מזערי של תצפיות בכל תא מגבילה את מספר הממדים לפיהם ניתן לסווג את הנתונים. ראשית, אנו בוחרים לחלק את התאים שלנו לפי חמישון הכנסה נטו²².

עבור כל תא, $k=1, \dots, K$ בפסאודו-פאנל, ועבור כל תקופה h , אנו אומדים:

$$(5) \quad y_{k,t-1+h} - y_{k,t-1} = a^h + \sum_{k=1}^K b_k^h D_k m_t + c^h z_{k,t-1} + \varepsilon^h$$

²² אפשרות נוספת, אותה נבחן בהמשך המאמר, היא לחלק על פי בעלות על דירות, עם או ללא תנאי על תשלומים להחזר הלוואה, ולחלק לפי קבוצת גיל.

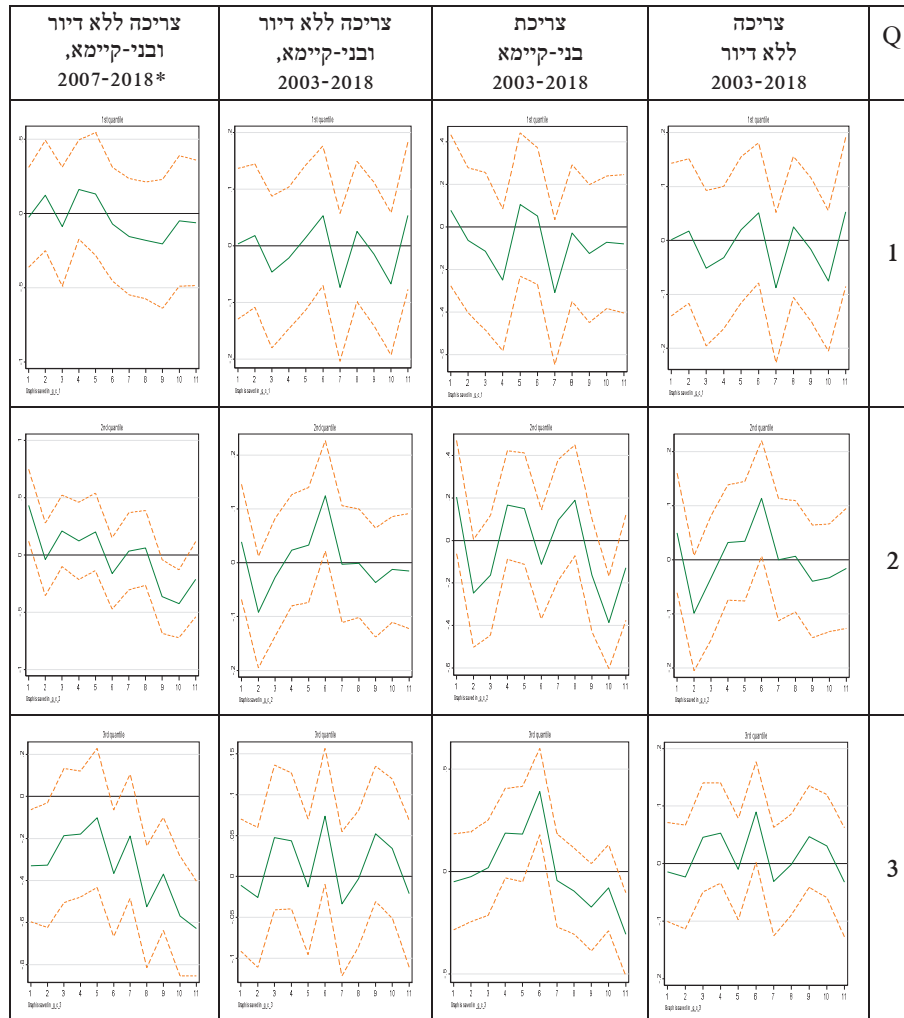
כאשר y הוא מדד לצריכה של משק הבית, m_t הוא הרכיב הבלתי-צפוי של המדיניות המוניטרית בזמן t , z_t הוא וקטור של משתני בקרה הידועים בזמן t , אשר במקרה שלנו כולל את שיעור האבטלה בניכוי המגמה (בפיגור של תקופה אחת) ואת ההפרש במשתנה הדמה העונתי בין זמן $t-l+h$ לבין $t-l$. בנוסף, אנו כוללים משתני בקרה דמוגרפיים (אקסוגניים) על מנת להתחשב בשינויים בהרכב של תאי הפסאודו-פאנל, אשר חולקו על פי חמישוני הכנסה. אנו כוללים את הגיל הממוצע של ראש משק הבית, ממוצע בתא של משתני דמה עבור משקי בית מבוגרים יותר וצעירים יותר, עבור מצב משפחתי, עבור עולים חדשים, מספר חדרים, גודל משק הבית והדירוג החברתי-כלכלי של הרשות המקומית בזמן $t-l+h$ שאנו מניחים כי כולם אקסוגניים לזעזוע המוניטרי. ε_h הוא רכיב שגיאה אידיוסINKרטי ואילו D_k הוא משתנה אינדיקטור עבור משקי בית שמשתייכים לתא k (למשל, חמישון הכנסה). לפיכך, b_k^h היא תגובת משקי הבית המשתייכים לקבוצה k לאחר h תקופות. ההפרש בין ה- $b_k^{h'}$ של קבוצות אוכלוסיה שונות מגדיר את ההשפעה הדיפרנציאלית של זעזוע מדיניות מוניטרית על המשתנה הנבחן. אנו משתמשים באמידה באמצעות iterated GLS אשר מאפשרת מבנה שגיאות הטרוסקדסטי ומתואם ותוך שימוש במבנה אוטורגרסיבי AR1 ספציפי לפאנל²³.

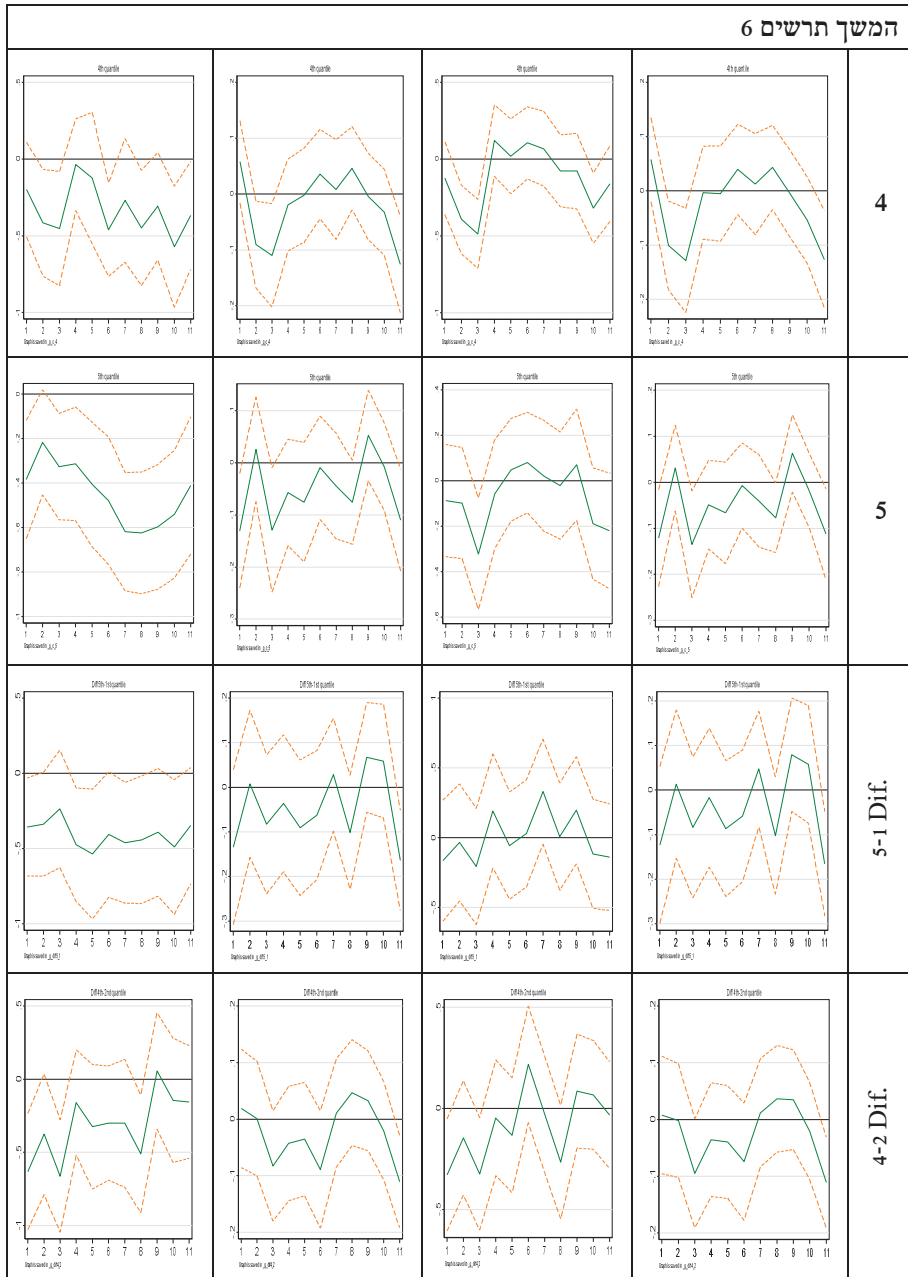
תרשים 6 מציג את תוצאות התרגיל הזה עבור צריכה כוללת (למעט דיור), הוצאה על מוצרים בני-קיימא – למעט כלי רכב עבור המדגם השלם, וכולל רכישת כלי רכב החל משנת 2007, ועבור צריכת מוצרים אחרים (למעט דיור). תוצאות הבדיקה מראות כי ההוצאה על מוצרים בני-קיימא היא זו שמגיבה למדיניות מוניטרית, ואילו ההשפעה על צריכת מוצרים אחרים (שאינם מוצרים ברי-קיימא) בדרך כלל אינה מובהקת, אם כי ניתן לזהות תגובה מסוימת בצריכה הכוללת בחמישוני הרביעי והחמישי. ההשפעה על מוצרים בני-קיימא בולטת יותר בטווח הקצר יותר (כולל רכישת כלי רכב) ונראית יותר בכירור בחמישוני העליונים. הדבר עולה בקנה אחד עם אפקט עושר שלילי שנובע, למשל, מירידת מחירי מניות או מחירי בתים, שהחמישוני העליונים נוטים להחזיק יותר מהחמישוני התחתונים. כמו כן ייתכן כי מלכתחילה ההוצאה של החמישוני התחתונים על מוצרים בני-קיימא היא נמוכה יותר, מרוכזת במוצרים חיוניים יותר באופן כללי, ולכן גמישות ההוצאה שלהם ביחס לשינויים בשיעור הריבית היא נמוכה יותר. אם בוחנים את ההפרש בתגובה של החמישוני העליונים ביחס לחמישוני התחתונים, אשר מוצג בשתי השורות האחרונות בטבלה, ניתן לראות את ההשפעה השלילית החזקה יותר על צריכת מוצרים בני-קיימא (כולל כלי רכב). ככלל, ההשפעה השלילית על הצריכה בחמישוני העליונים נוטה להיות גדולה יותר, אך ההפרש בדרך כלל אינו מובהק. האי-שוויון

²³ אנו משתמשים בפרוצדורה ב-STATA16 עם האפשרויות `xtgls corr(psar1) panels(cor)`.

בצריכת מוצרים בני-קיימא נוטה לקטון במקרה של זעזוע מרסן במדיניות מוניטרית. הדבר עולה בקנה אחד עם ההשפעה של הפתעות מדיניות על מדדי אי-שוויון כפי שהוצג למעלה (תרשים א' ותרשים ב'). קשה להגיע למסקנות חד-משמעיות מתוך הניתוח הזה לגבי אי-שוויון בצריכה הכוללת, בדומה לתמונה עבור מדדי האי-שוויון.

תרשים 6
תגובות עבור פסאודו-פאנל לפי חמישונים





* כולל רכישת כלי רכב.

ד. נתונים פרטניים עבור משקי הבית

אנו מתארים שוב את שיטת התחזיות המקומיות של Jorda (2005) עם מספר שינויים, על מנת להתאים למגבלות בנתונים הפרטניים אשר, כפי שצוין למעלה, אינם פאנל עם מדגם קבוע של משקי בית, אלא מדגם חוזר ונשנה של חתך רוחבי של משקי בית. באופן אידאלי היינו רוצים להגדיר עבור כל משק בית n ותקופה h למטה משוואה מהסוג הבא:

$$(6) \quad y_{n,t-1+h} - y_{n,t-1} = a^h + \sum_{j=1}^J b_j^h D_j m_t + c^h z_{n,t-1} + \varepsilon^h$$

for $h = 1, \dots, H; n = 1, \dots, N$

כאשר y הוא מדד לצריכה של משק הבית, m_t הוא זעזוע מדיניות מוניטרית בזמן t , z הוא וקטור של משתני בקרה הידועים בזמן t , ואילו ε_h הוא רכיב שגיאה אידיויסינקרטי. b_j^h הוא התגובה של משקי בית המשתייכים לקבוצה j (למשל, חמישון הכנסה, בית בבעלות כן/לא), לזעזוע מדיניות מוניטרית לאחר h תקופות. D_j הוא משתנה אינדיקטור עבור קבוצה j . לפיכך, ההפרש בין b_j^h של קבוצות אוכלוסייה שונות מגדיר את ההשפעה של זעזוע מדיניות מוניטרית על האי-שוויון ביחס למשתנה הנבחן.

לצערנו, כפי שצוין למעלה, אין ברשותנו פאנל – כל משק בית נצפה פעם אחת בלבד. אבל ניתן להניח שכל משק בית, גם כאשר אינו במדגם שלנו, חווה את הזעזוע למדיניות המוניטרית בכל התקופות בעבר. לכן, עבור כל משק בית שנצפה בתקופה t , ניתן לכתוב מחדש את משוואה (6), בפיגור של $h-1$ תקופות, ולקבל:

$$(7) \quad y_{n,t} - y_{n,t-h} = \tilde{a}^h + \sum_{j=1}^J \tilde{b}_j^h D_j m_{t-h+1} + \tilde{c}^h z_{n,t-h+1} + \tilde{\varepsilon}^h$$

for $h = 1, \dots, H; n = 1, \dots, N$

נסמן את הניסוח המתוקן הזה בשם "תחזית מקומית מותאמת". כפי שצוין למעלה, $y_{n,t-h}$ וכן $z_{n,t-h}$ עבור משקי בית במדגם של תקופה t אינם ניתנים לצפייה. לפיכך, כדי לאמוד את (7), ובהתאם למאמר Verbeek (2007)²⁴, נאמוד תחילה את הערך של $y_{n,t-h}$ תוך שימוש במידע לגבי ערכי y של משקי בית אחרים שנדגמו בתקופה $t-h$. אנו מניחים כי מאפיינים קבועים מראש של (ראש) משק הבית, כגון

²⁴ אני מודה לאיתמר כספי על שהפנה אותי לספרות זו.

תאריך לידה, אזור מגורים, מצב משפחתי, דת וכדומה אינם משתנים, או שהם משתנים לאט מאוד במדגם שלנו, ולכן ניתן להניח כי מאפיינים אלה בתקופה t דומים למאפיינים שהיו בתקופה $t-h$ עבור משק בית נתון. כמו כן, ייתכן כי התנאים המקרו-כלכליים שאולי השפיעו על התנהגות משקי הבית בתקופה $t-h$ עוזרים גם לבקרה על $y_{n,t-h}$.

לפיכך, אנו אומדים את השלב הראשון:

$$(8) \hat{y}_{n,t-h} = d_0 + d_1 z_{n,t-h} + d_2 q_{t-h} \quad \text{for } n = 1, \dots, N$$

כאשר, כמו קודם, z הוא וקטור של מאפיינים ספציפיים למשק הבית שהם קבועים או כמעט קבועים, ואילו q הוא וקטור של משתנים מקרו-כלכליים שמשפיעים על $y_{n,t-h}$. בהתבסס על (8) אנו יכולים להעריך את התנהגות משק הבית הספציפי בתקופה $t-h$, שאינה ניתנת לצפייה. לאחר שאמדנו את $\hat{y}_{n,t-h}$, נוכל כעת לחזור למשוואה (7) ולכתוב:

$$(9) y_{n,t} - \hat{y}_{n,t-h} = \hat{a}^h + \sum_{j=1}^J \hat{b}_j^h D_j m_{t-h} + \varepsilon^h$$

for $h = 1, \dots, H; n = 1, \dots, N$

בהינתן כי $\hat{y}_{n,t-h}$ נאמד תוך שימוש ב- $z_{n,t}$, המידע שנכלל במשתנים אלה כבר נכלל ב- $\hat{y}_{n,t-h}$ ולכן נשמיט אותו מהאומדן בשלב השני. אנו מוסיפים את משתנה הדמה עבור עונתיות לתקופה t לצורך בקרה על השפעות עונתיות ואת הסטייה באבטלה בתקופה $t-h$ מן המגמה שלה לצורך בקרה על השפעות מקרו-כלכליות נוספות על הצריכה בתקופה $t-h$. כעת באפשרותנו לאמוד את השפעת הזעזוע במדיניות המוניטרית לאורך זמן, באמצעות צפייה ברמה של $y_{n,t}$ בלבד.

ה. התגובה בהתבסס על נתונים פרטניים של משקי הבית

כפי שתואר למעלה, אנו אומדים את ההשפעה של הפתעות מוניטריות על הצריכה באמצעות תהליך דו-שלבי. ראשית אנו אומדים את רמת הצריכה החזויה ובשלב השני אנו מציבים את הצריכה החזויה במשוואת השלב השני כדי להעריך את השפעת ההפתעות במדיניות המוניטרית על הצריכה בכל אחד מהחמישונים שהגדרנו.

(1) משוואת שלב ראשון

מאחר שיש לנו רק תצפית אחת עבור כל משק בית, איננו יכולים לעקוב אחר מאפייניו לאורך זמן, ועלינו להניח כי הם נותרים ללא שינוי. ניתן להעריך בקירוב את הצריכה של משק בית מסוים בכל תקופה t באמצעות המאפיינים האישיים, ועל פי החמישון אליו משתייך משק הבית (בהנחה שרוב משקי הבית אינם עוברים בין חמישונים בטווח הקצר). אנו כוללים גם את שיעור האבטלה בפגור של רבעון אחד, כאינדיקטור עבור התנאים המאקרו-כלכליים, שאיננו מתואם עם הצריכה של משק בית מסוים. לצורך בקרה על מאפייני משק הבית שמשפיעים על רמת הצריכה שלו, אנו כוללים באומדן הצריכה בשלב הראשון (ראו פרטים בהמשך) גם מאפיינים ספציפיים למשק הבית, כמו גיל (של ראש משק הבית), אזור מגורים, מצב משפחתי, גודל משק הבית, מספר המפרנסים במשק הבית, מספר החדרים בבית, משתנה דמה עבור עולים חדשים ועבור דירוג חברתי-כלכלי של אזור המגורים. אנו כוללים גם את שיעור האבטלה כמשתנה בקרה מאקרו-כלכלי וכן משתני דמה רבעוניים לצורך בקרה על העונתיות. אנו מוצאים כי מאפיינים ספציפיים למשק הבית משפיעים על הצריכה. אנו מוצאים כי משקי בית ששייכים לחמישונים בעלי הכנסה גבוהה יותר צפויים לצרוך 20% עד 30% יותר מהחמישון שמתחת להם. אנו מוצאים גם שהצריכה קטנה עם הגיל, אבל משקי בית שראשיהם צעירים מאוד צורכים 10% פחות לערך בהשוואה למשקי בית אחרים. דירה בבעלות מקטינה את הצריכה באופן שולי בלבד. אבטלה נוטה להקטין את הצריכה, אבל בניגוד למצופה, אנו מוצאים השפעה חיובית, אם כי קטנה מאוד במונחים כלכליים, של אבטלה על צריכת מוצרים בני-קיימא. ראו נספח 2 ובו תוצאות מפורטות של האמידה.

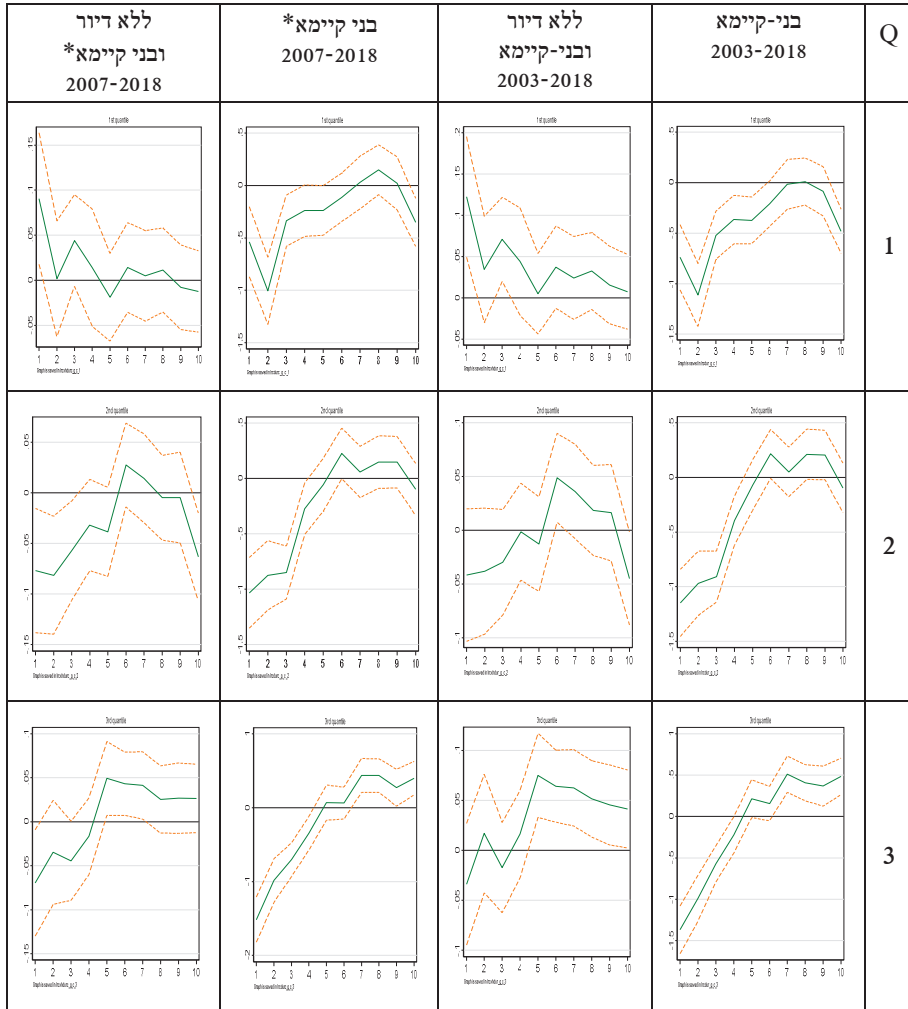
(2) שלב שני: התגובה של משק הבית

באמצעות הרמה החזויה של צריכת משק הבית בזמן $t-h$, כפי שנאמדה בשלב הראשון, אנו אומדים את ההשפעה של הפתעה במדיניות המוניטרית בזמן $t-h$ על הצריכה בזמן t .

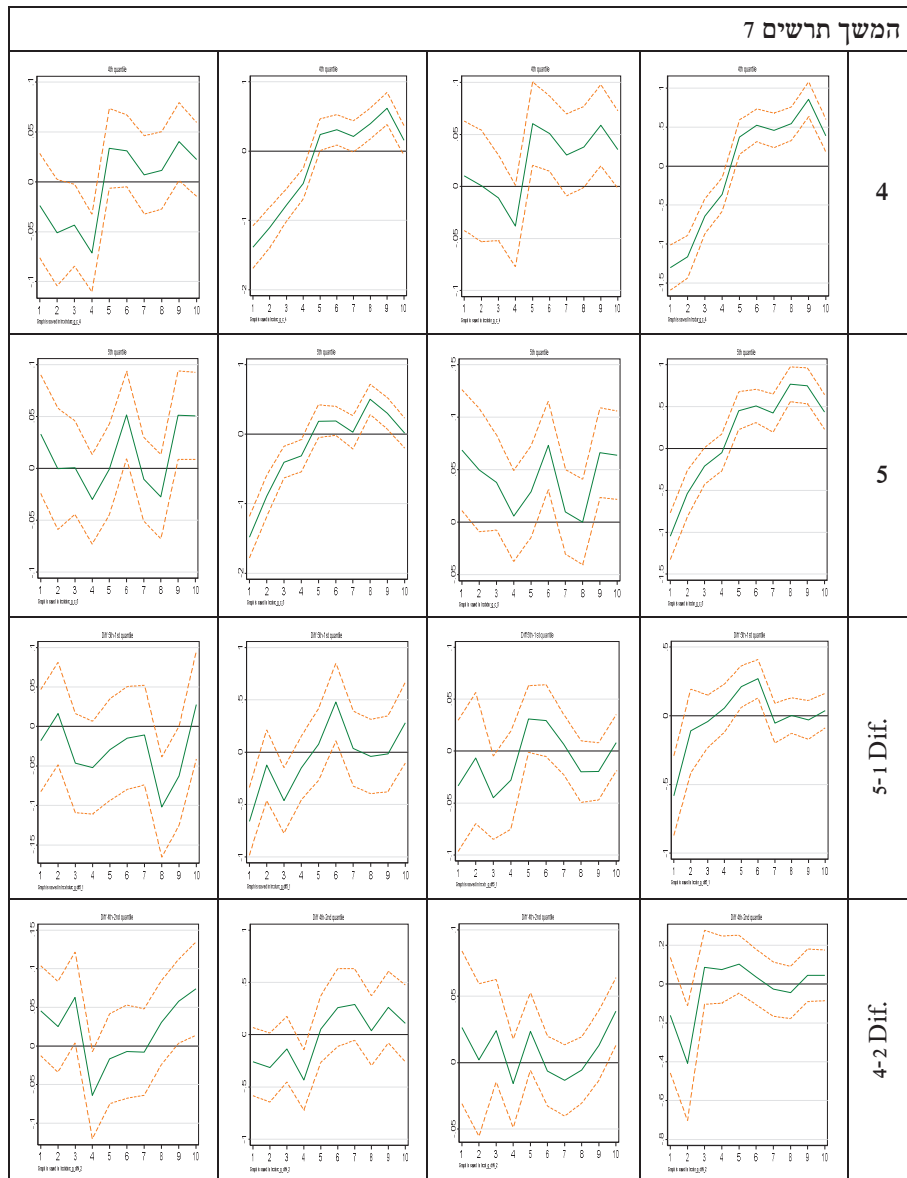
תרשים 7 מציג את התגובות עבור הצריכה המצרפית – של מוצרים בני-קיימא ושל מוצרים אחרים למעט מוצרים בני-קיימא, על פי הנתונים הפרטניים. קל לראות את ההשפעה השלילית על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, והשפעה חיובית קטנה על צריכת מוצרים אחרים, עבור החמישונים העליונים, והיא מובהקת רק לעתים. בחינה מקרוב של ההבדל בתגובה בין החמישונים העליונים והתחתונים (בשתי השורות האחרונות בטבלה) מראה כי ההשפעה השלילית על מוצרים בני-קיימא חזקה מעט יותר בחמישונים העליונים, לפחות בתקופות הראשונות לאחר הזעזוע. הדבר מוביל לירידה בפזור ההוצאה על מוצרים בני-קיימא בין חמישונים, בתגובה להפתעה מוניטרית חיובית (מרסנת). תוצאה זו עולה בקנה אחד עם המאמר Coibion, et al.

(2017) שגם מצא כי תגובות הצריכה במשקי בית בעלי רכוש נטו גבוה גדולות יותר מאלה במשקי בית עם רכוש נטו נמוך²⁵.

תרשים 7
התגובות עבור נתונים פרטניים



²⁵ אין לנו מידע לגבי השווי העצמי של משקי הבית, אלא רק לגבי הכנסותיהם.



* כולל רכישת כלי רכב.

השפעה חיובית של שיעורי ריבית גבוהים יותר על הצריכה עולה בקנה אחד עם אפקט הכנסה שעולה על אפקט התחלופה – אך מאחר שמשקי בית בחמישונים תחתונים יותר הם בדרך כלל לוויים ולא מלוויים, פרשנות זו היא פחות סבירה עבור חמישונים תחתונים יותר. הסבר אפשרי נוסף עשוי להתייחס להשפעת שיעורי הריבית

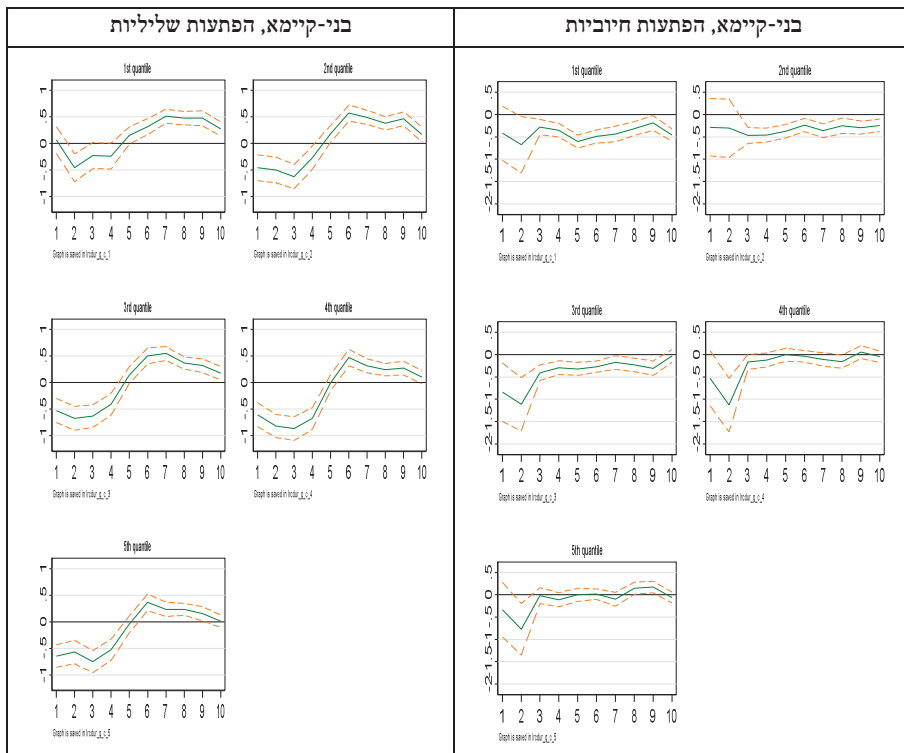
על שער החליפין. שיעורי ריבית מקומיים גבוהים יותר נוטים לחזק את הייסוף בשער המטבע המקומי, ולהוזיל באופן ישיר את המחירים של המוצרים הסחירים, ולפיכך להגדיל את הביקוש לצריכה למרות עליית הריבית²⁶.

ו. הבחנה בין הפתעות מוניטריות חיוביות ושליליות

אנו בוחנים הבדלים בהשפעה של הפתעות מוניטריות חיוביות (מרסנות) ושליליות (מרחיבות) על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, ומוצאים כי להורדת שיעורי הריבית יש השפעה חזקה יותר (בערך מוחלט) על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא לעומת העלאת שיעור הריבית המוניטרית. (תרשים 8).

תרשים 8

התגובה עבור נתונים פרטניים, הפתעות חיוביות ושליליות, לפי חמישון



²⁶ עלינו לציין כי ניתן היה לצפות שהשפעה זו תהיה חזקה יותר עבור מוצרים בני-קיימא, שם המשקל של המוצרים הסחירים גדול הרבה יותר מאשר עבור מוצרים שאינם בני-קיימא.

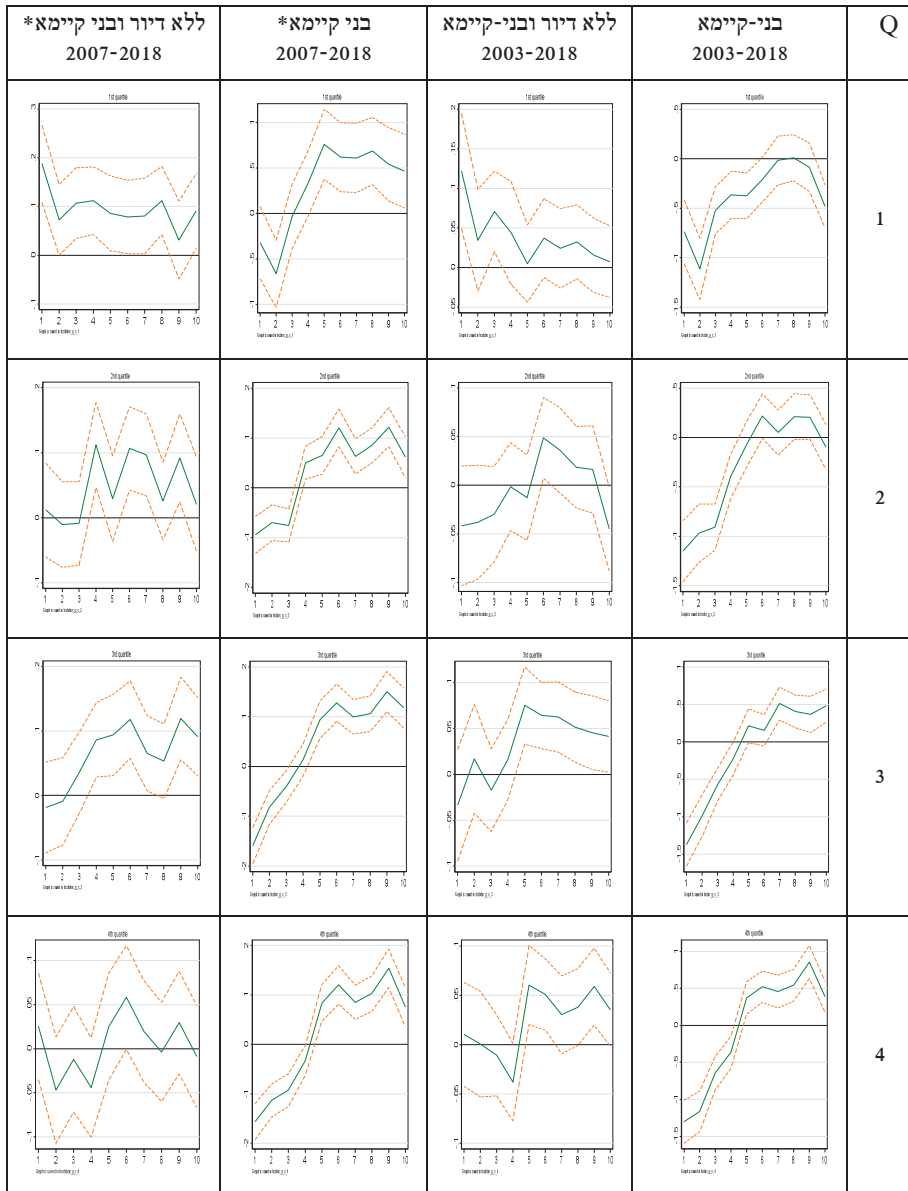
בשני המקרים, כמו גם במקרה הכללי, התגובה בחמישונים התחתונים היא חלשה יותר במידת מה. לפיכך, כשיעורי הריבית עולים, החמישונים התחתונים מפחיתים במידה קטנה יותר (באחוזים, ולפיכך גם בסכומים מוחלטים) את הוצאותיהם על מוצרים בני-קיימא, ולפיכך פיזור הצריכה קטן. כאשר המדיניות המוניטרית הופכת ליותר מרחיבה ושיעור הריבית יורד, החמישונים בעלי ההכנסה הגבוהה יותר מגיבים בצורה חזקה יותר (באחוזים, ולפיכך גם בסכומים מוחלטים) ומגדילים יותר את ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, ובכך תורמים לפיזור גדול יותר של הצריכה בין חמישונים.

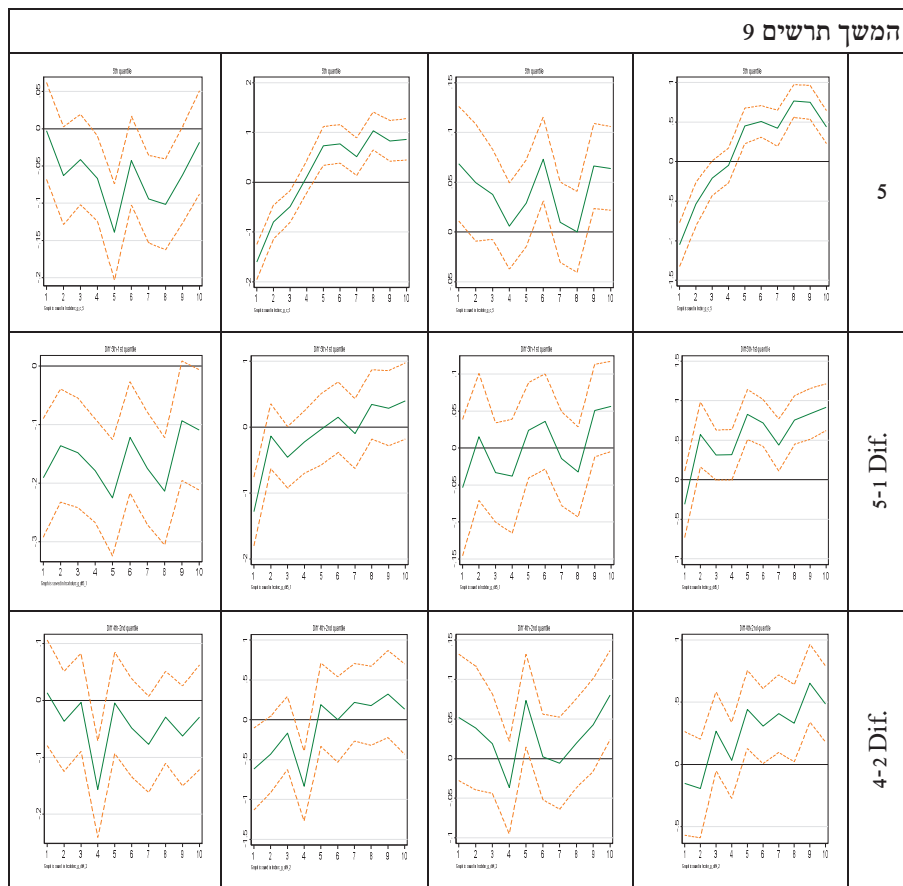
ככלל, התוצאות עם שימוש בזעזוע מוניטרי ממודל ה-DSGE דומות לאלה שהתקבלו עם הפתעות שנגזרו מנתוני התחזיות של החזאים המקצועיים. (תרשים 9). צריכת מוצרים בני-קיימא מושפעת לשלילה באופן מובהק, ואילו צריכת מוצרים אחרים אינה מגיבה באופן כלכלי מובהק לזעזוע²⁷. יחד עם זאת, התגובה של ההוצאה על מוצרים בני-קיימא חזקה יותר עבור חמישונים גבוהים יותר אך ורק במדגם הקצר יותר, שכולל כלי רכב, אך מראה תוצאה הפוכה עבור המדגם המלא.

²⁷ התגובה היא חיובית מבחינה סטטיסטית, אך עוצמתה קטנה פי 10 מזו של ההוצאה על מוצרים בני-קיימא.

תרשים 9

התגובות עבור נתונים פרטניים, עם שימוש בזעזוע מוניטרי ממודל DSGE





* כולל רכישת כלי רכב.

ז. התגובות עבור נתוני משק בית לפי בעלות על דיור ומצב הלוואה (נתונים פרטניים)

אנו מבחינים בין שלוש קבוצות של משקי בית – אלה שיש דירה (אחת או יותר) בבעלותם והצהירו כי יש להם הוצאות משכנתה²⁸, משקי בית שיש דירה בבעלותם אך אין להם הוצאות משכנתה ומשקי בית שאין דירה בבעלותם²⁹.

בחינת התגובה של משקי בית על פי מצב הבעלות על דירה אינה מצביעה על הבדל כלשהו בין שלוש הקבוצות. כל משקי הבית מקטינים את ההוצאה על מוצרים בני-קיימא בתגובה לזעזוע מוניטרי חיובי (עליית ריבית בלתי צפויה), ובדרך כלל אינם משנים את רכיבי הצריכה האחרים. למרות שעלייה בריבית מגדילה את הוצאות המשכנתה וניתן לצפות כי תפעל להפחתת הצריכה של משקי בית בעלי חוב משכנתה,

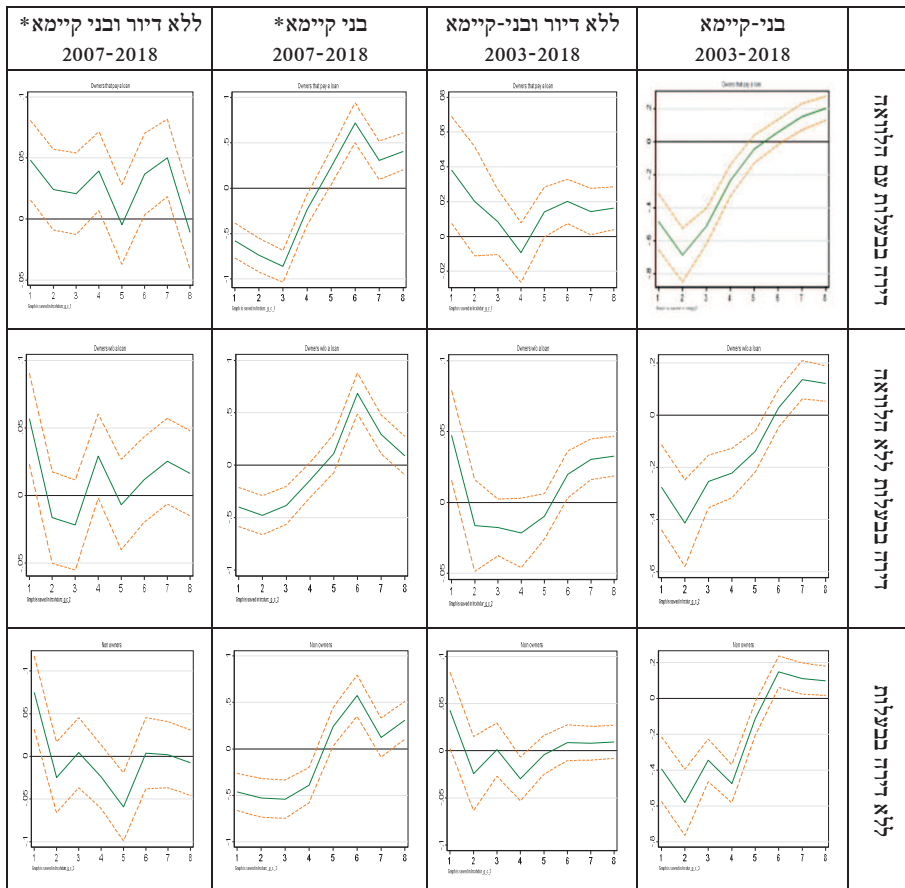
²⁸ אין לנו מידע לגבי מצב החוב של משקי הבית.

²⁹ מתוך אלה, שיעור משקי הבית שיש להם תשלומי משכנתה הוא נמוך ביותר. ראו טבלה 2.

התגובות של בעלי הבתים עם משכנתה וללא משכנתה הן דומות. ייתכן כי הדבר נובע מהעובדה שאין לנו מידע לגבי היקף החוב של משק הבית (אנו יודעים רק האם משק הבית מחזיר משכנתה, אבל לא את היקף החוב הנוכחי או ההיסטורי). זעזוע לשיעורי הריבית צפוי גם להשפיע על שווי הדירה, ולפיכך על (תפיסת) העושר של משקי הבית. למרות זאת, לא מצאנו הבדל כלשהו בתגובה של בעלי דירות לעומת משקי בית אחרים³⁰. (תרשים 10).

תרשים 10

התגובה עבור נתונים פרטניים, לפי בעלות על דירה ומצב הלוואה



* מוצרים בני-קיימא כולל כלי רכב.

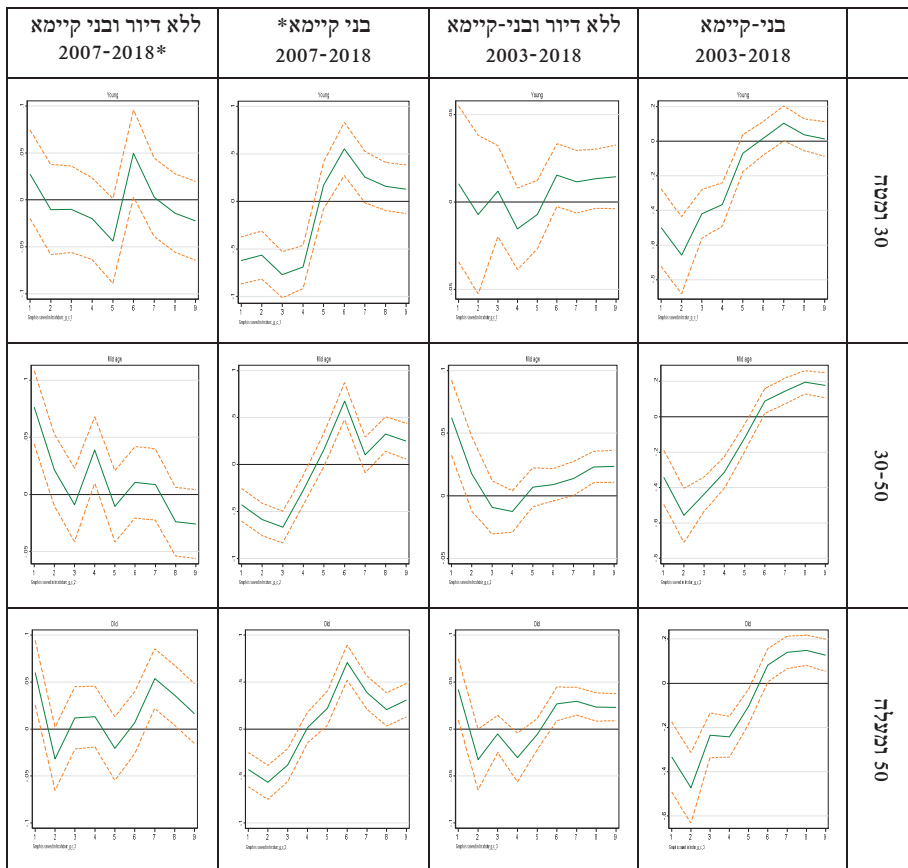
³⁰ תוצאה זו נשארת על כנה גם בחלוקה חלופית שבה אנו מבחינים בין שתי קבוצות בלבד – בעלי דירות וכל האחרים.

המאמר (Cloyne, Ferreira and Surico (2018) אומד את ההשפעה של הפתעות מוניטריות על הצריכה עבור נתונים מבריטניה ומארה"ב, באמצעות קיבוץ משקי בית לקבוצות לפי מצב הבעלות, כדי לקבל שלוש קבוצות-דמה של בעלי משכנתה, בעלי בתים ללא משכנתה ושוכרים. המאמר מצא כי בתגובה להפתחה בלתי-צפויה של הריבית, בעלי משכנתה הגדילו באופן מובהק את הצריכה, ואילו בעלי בתים אחרים לא הגיבו; שוכרים אמנם מגדילים את הצריכה, אך בשיעור קטן יותר ביחס לבעלי משכנתה. המאמר (Loukoianova, et al. (2019 מצא כי משקי בית באוסטרליה בעלי רמת חוב גבוהה הגיבו יותר מאשר משקי בית אחרים לעלייה לא צפויה של הריבית, וצמצמו את הצריכה הכוללת שלהם וכן את ההוצאה על מוצרים בני-קיימא.

ח. התגובות עבור משק בית לפי קבוצת גיל (נתונים פרטניים)

בחנו את ההשפעות הדיפרנציאליות של עלייה בריבית על קבוצות גיל שונות – (ראש) משק בית צעיר עד גיל 30, משקי בית בגיל 30 עד 50 ומעלה, ומשקי בית בגיל 30 עד 50. טבלה 3 מראה כי יש מתאם חיובי בין גיל לבין חמישון – בחמישונים גבוהים יותר נמצא בדרך כלל שיעור גבוה יותר של אנשים מבוגרים יותר. התוצאות האיכותיות דומות לאלה של סיווגים חלופיים לפי חמישון או בית בבעלות. (תרשים 11). ההשפעה על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא (באחוזים) היא שלילית ומובהקת, וגדולה יותר מאשר על צריכת מוצרים אחרים. ההבדלים בין הקבוצות הם קטנים יחסית, עם תגובה חלשה מעט יותר בהוצאה על מוצרים בני-קיימא בקרב משקי בית צעירים יותר. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם התוצאה שלנו, לפיה התגובה בחמישונים התחתונים, שבהם שיעור משקי הבית הצעירים גבוה יותר, היא חלשה מעט יותר מזו של משקי בית בחמישונים העליונים. (ראו תרשים 7). המאמר (Bunn, Pugh and Yeates (2018) בחן את השפעת המדיניות המוניטרית על הכנסה ועושר, ובדומה לתוצאות כאן, לא מצא הבדלים משמעותיים בהשפעה של המדיניות המוניטרית לפי קבוצות גיל. המאמר מצא כי בעוד שמדיניות מוניטרית מרחיבה תומכת יותר בהכנסות של הצעירים באופן עקיף, על ידי צמצום שיעור האבטלה והעלאת השכר, הרי שהמבוגרים יותר והעשירים יותר נהנו באופן ישיר מעליית מחירי הנכסים, כך שבסך הכול, רוב משקי הבית נהנו מהמדיניות המרחיבה. (Berg et al. (2019 מצאו גם כי הצריכה של משקי בית מבוגרים יותר מגיבה יותר מזו של משקי בית צעירים יותר לזעזוע במדיניות מוניטרית, וביניהם התגובה גדלה בהתאם להכנסה – עדות לאפקט העושר.

תרשים 11
התגובות עבור נתונים פרטניים, לפי קבוצת גיל



* מוצרים בני-קיימא כולל כלי רכב.

4. הערות לסיכום

אנו בוחנים את ההשפעה של המדיניות המוניטרית על התפלגות הצריכה, תוך שימוש בנתונים מתוך סקר הוצאות משקי בית בישראל בשנים 2003 עד 2017. אנו עושים שימוש בשיטת התחזית המקומית (Local Projection) כפי שהציע Jorda (2005) עבור שלושה עיבודים חלופיים של הנתונים. אנו בוחנים את ההשפעה על מדדי אי-שוויון מצרפיים, משתמשים בטכניקת פסאודו-פאנל כדי להתגבר על העובדה שאיננו

רואים את אותם משקי הבית לאורך זמן (אין לנו נתוני פאנל), וכן מנתחים את הנתונים הפרטניים באמצעות תהליך דו-שלבי כדי להתגבר על אותו הקושי.

אנו מוצאים כי מדיניות מוניטרית (בלתי-צפויה) משפיעה על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, אך אין לה השפעה ברורה או מובהקת על הצריכה הכוללת (ללא דיור). העלאה בלתי-צפויה בשיעור הריבית של בנק ישראל נוטה להגדיל את מקדם ג'יני עבור ההוצאה על מוצרים בני-קיימא, אך נראה כי היא מפחיתה את הפיזור כפי שנמדד על פי ההפרש בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10, או סטיית התקן של לוג ההוצאה כאמור. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם תוצאות שקיבלנו מניתוח התנהגות משקי בית על פי חמישון ההכנסה אליו הם משתייכים. ההשפעה של מדיניות מוניטרית על ההוצאה על מוצרים בני-קיימא נראית בעיקר בשלושת החמישונים העליונים, ופחות בחמישונים התחתונים. מצאנו עדויות מסוימות לכך שמשקי בית שבבעלותם דירות מגיבים למדיניות מוניטרית מרסנת, ואילו עבור שוכרים לא ראינו השפעה משמעותית כלשהי. ניתן להסיק כי המדיניות המוניטרית תרמה באופן שולי בלבד לצמצום האי-שוויון בצריכה הכוללת. ראוי לציין כי בישראל, שהיא כלכלה קטנה ופתוחה, שיעור גדול של המוצרים בני-הקיימא הם מוצרים מיובאים, ולפיכך גם אם יש השפעה מסוימת על הביקוש להוצאה על מוצרים בני-קיימא, השפעה זו על התוצר המקומי תהיה קטנה בהרבה.

הפתעה חיובית (מרסנת) במדיניות המוניטרית נוטה להביא לייסוף בערך המטבע המקומי. ייסוף זה מוזיל את המחיר במטבע מקומי של מוצרים מיובאים, ובפרט של מוצרים בני-קיימא ועשוי לקזז את ההשפעה המצמצמת של עליית הריבית. תגובה שלילית חזקה יותר בחמישונים העליונים לעליית ריבית תואמת השפעה חלשה יותר של הייסוף על עשירונים אלו.

.5 רשימת קריאות

- Argov. E., E. Barnea, A. Binyamini, E. Borenstein, D. Elkayam and I. Rozenshtrom, (2012), "MOISE: A DSGE Model for the Israeli Economy", Bank of Israel Discussion Paper Series, 2012.06.
- Auclert A. (2017), "Monetary Policy and the Redistribution Channel", NBER WP 23451.
- Ampudia M., D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen and G. L. Violante, (2018), "Monetary Policy and Household Inequality", ECB Working Paper Series No 2170, July 2018.
- Barak A. (2017), "The Private Consumption Function in Israel", Bank of Israel Review, 89, July 2017.
- Berg K. A., C. C. Curtis, S. Lugauer and N. C. Mark (2019), "Demographics and Monetary Policy Shocks", NBER Working Paper Series, Working Paper 25970.
- Bunn P., A. Pugh and C. Yeates, (2018), "The Distributional Impact of Monetary Policy easing in the UK between 2008 and 2014", Bank of England Staff Working Paper 720.
- Casiraghi M., E. Gaiotti, L. Rodano and A. Secchi, (2016), "A Reverse Robin Hood"? The Distributional Implications of Non-standard Monetary Policy for Italian Households", Banca D'Italia Temi di Discussione (Working Papers) no. 1077.
- Cloyne, J., C. Ferreira and P. Surico, (2018), "Monetary Policy when Households Have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism", Banco de Spania Working Paper, No. 1815.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng and J. Silva (2017), "Innocent bystanders? Monetary policy and inequality", Journal of Monetary economics, 88, 70-89.
- Colciago A., A. Samarina and J. de Haan, (2019), "Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey", Journal of Economic Surveys, forthcoming.
- Deutsche Bundesbank, (2016), "Distributional Effects of Monetary Policy", Monthly Report, no. 13, September 2016.
- Domanski, D. M. Scatigna and A. Zabai (2016), "Wealth Inequality and Monetary Policy", BIS Quarterly Review, March 2016.

- Furceri, D. P. Lougani and A. Zdzienicka, (2018), "The Effects of Monetary Shocks on Inequality", *Journal of International Money and Finance*, 85, 168-186.
- Gali, J. (2018), "The State of New Keynesian Economics: A Partial Assessment", CEPR Discussion Paper Series, DP13095, July 2018.
- Gelos, G., F. Grinberg, T. Mancini-Griffoli, S. Khan, M. Narita and U. Rawat, (2019), "Has Higher Household Indebtedness Weakened Monetary Policy Transmission", IMF Working Paper WP/19/11.
- Gertler M. and P. Karadi (2015), "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity", *American Economic Journal Macroeconomics*, 7(1), 44-76.
- Gornemann, N., K. Kuester and M. Nakajima, (2016), "Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy", *International Finance Discussion Papers*, no. 1167, Board of Governors of the Federal Reserve.
- Hafemann L., P. Rudel and J. Schmidt, (2017), "Moving Closer or Drifting Apart: Distributional Effects of Monetary Policy", *Joint Discussion Paper Series in Economics by the Universities of Aachen, Gießen, Göttingen, Kassel, Marburg and Siegen*, No. 21-2017.
- Hauptmeier, S., F. Holm-Hadulla and K. Nikalixi, (2020), "Monetary Policy and Regional Inequality", *ECB Working Paper Series No. 2385*, March 2020.
- Hintermaier T. and W. Koeniger (2018), "Differences in Euro-Area Household Finances and their Relevance for Monetary Policy Transmission", *CESifo Working Papers*, no. 7088, May 2018.
- Inui, M. N. Sudo and T. Yamada, (2017), "Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan", *Bank of Japan Working Paper Series No. 17-E-3*, May 2017.
- Israel, K.-F. and S. Latsos, (2019), "The Impact of (Un)conventional Expansionary Monetary Policy on Income Inequality – Lessons from Japan", *Working Paper no. 163*, Universität Leipzig, Faculty of economics and management Science, Leipzig.
- Jordà, O. (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections", *American Economic Review*, 95(1), 161–182.

- Kahn M. and S. Ribon (2014). "The Effect of Home and Rent Prices on Private Consumption in Israel – a Micro Data Analysis", *Israel Economic Review*, Vol. 11 (1), 99-145.
- Kronick J. M. and F. G. Villarreal (2019), "Distributional Impacts of Low for Long Interest Rates", MPRA Paper no. 93483, posted on 26 April 2019.
- Kaplan G., B. Moll and G. L. Violante, (2018), "Monetary Policy According to HANK", *American Economic Review*, 2018, 108(1), 697-743.
- Lenza M. and J. Slacalek (2018), "How Does Monetary Policy Affect Income and Wealth Inequality? Evidence from Quantitative Easing in the Euro Area", *ECB Working Paper No. 2190*, Oct. 2018.
- Loukoianova E., Y. C. Wong and I. Hussiada (2019), "Household Debt, Consumption, and Monetary Policy in Australia", *IMF Working Paper WP/19/76*.
- Mumtaz, H. and A. Theophilopoulou (2017), "The Impact of Monetary Policy on Inequality in the U.K. An Empirical Analysis", *European Economic Review*, 98, 420-423.
- O'Farrell, R., L. Rawdanowicz and K. Inaba (2016), "Monetary Policy and Inequality", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1281, OECD Publishing, Paris.
- Park, J. (2018), "Monetary Policy and Income Inequality in Korea", *Bank of Korea Working Paper No. 2018-27*.
- Samarina A. and A. D. M. Nguyen (2019), "Does Monetary Policy Affect Income Inequality in the Euro Area", *DNB Working Paper*, No. 626, March 2019.
- Sandstrom, M. (2018), "The Impact of Monetary Policy on Household Borrowing – a High-Frequency IV Identification", *Sveriges Riksbank Working Paper Series 351*.
- Slacalek, J., O. Tristani and G.L. Violante (2020), "Household Balance Sheet Channels of Monetary Policy: A Back of the Envelope Calculation for the Euro Area", *NBER Working Paper Series*, Working Paper 26630, January 2020.

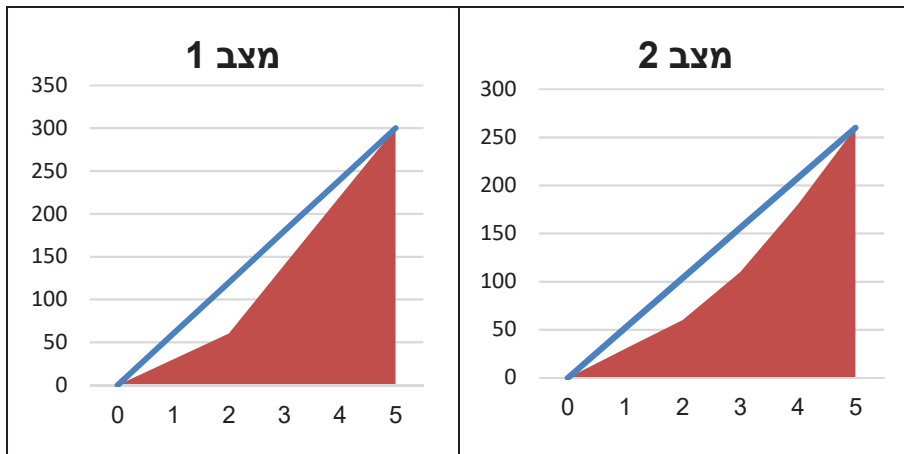
- Verbeek, M. (2007), "Pseudo Panels and Repeated Cross-Sections", in *Econometrics of Panel Data*, ed. László Mátyás and Patrick Sevestre, Springer.
- Zaban, R. (2015), "The Effect of Monetary Policy on Inequality in Israel", unpublished memo, The Hebrew University. (In Hebrew).

נספח 1

דוגמה פשוטה לשינויים לא-עקביים במדדי אי-שוויון שונים

מצב 2	מצב 1	חמישון
30	30	1
30	30	2
50	80	3
70	80	4
80	80	5
0.215	0.200	Gini
26.87	31.62	sd
0.517	0.527	sd/mean
0.412	0.481	sd(ln)
0.106	0.120	sd(ln)/mean(ln)
40.0	50.0	90-10
0.769	0.833	/(90-10)mean

עם המעבר ממצב 1 למצב 2, חמישונים 3 ו-4 מקטינים את הצריכה (למשל), בעוד שהחמישונים התחתון והעליון לא משנים את התנהגותם. מדד ג'יני גדל במצב 2, בעוד שסטיית התקן של הצריכה והלוג של הצריכה, כמו גם ההפרש בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10, בערכים מוחלטים וביחס לממוצע (אשר ירד) הם נמוכים יותר במצב 2.



נספח 2

משוואות צריכה בשלב ראשון

צריכה למעט שירותי דיוור

Linear regression		Number of obs = 107,967		F(29, 107937) = 3288.80		Prob > F = 0.0000		R-squared = 0.5672		Root MSE = .5129	
lrcxh	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]						
unemp_x	-.015636	.0006789	-23.03	0.000	-.0169667	-.0143053					
dum_f1	-1.144927	.0086357	-132.58	0.000	-1.161853	-1.128001					
dum_f2	-.8173534	.0068007	-120.19	0.000	-.8306828	-.8040241					
dum_f3	-.5722144	.0059563	-96.07	0.000	-.5838887	-.5605401					
dum_f4	-.3495578	.0055125	-63.41	0.000	-.3603622	-.3387535					
dum_f5	0 (omitted)										
downln	-.0422469	.0054707	-7.72	0.000	-.0529694	-.0315245					
downxln	-.0040805	.0055854	-0.73	0.465	-.0150277	.0068667					
dxown	0 (omitted)										
lage_x	-.2399997	.0134773	-17.81	0.000	-.266415	-.2135844					
dum_old	-.058831	.0071816	-8.19	0.000	-.0729069	-.0447552					
dum_young	-.1019977	.0086619	-11.78	0.000	-.1189749	-.0850204					
dum_mar	.2299295	.004964	46.32	0.000	.2202	.2396589					
mefarnes	.0598279	.002481	24.11	0.000	.0549652	.0646906					
pernum	.13591	.0017575	77.33	0.000	.1324653	.1393546					
olim	-.0730639	.0110185	-6.63	0.000	-.0946599	-.0514679					
rooms	.1209027	.0026573	45.50	0.000	.1156946	.1261109					
erank3	-.0211105	.0050945	-4.14	0.000	-.0310956	-.0111254					
erank4	.0461312	.0060888	7.58	0.000	.0341972	.0580653					
dezor1	-.1154495	.0137387	-8.40	0.000	-.1423771	-.0885219					
dezor2	-.087915	.0147957	-5.94	0.000	-.1169144	-.0589156					
dezor3	-.1297482	.0139849	-9.28	0.000	-.1571583	-.102338					
dezor4	-.1754898	.0134254	-13.07	0.000	-.2018033	-.1491762					
dezor5	-.1427445	.0131467	-10.86	0.000	-.1685118	-.1169772					
dezor6	-.1102632	.0131014	-8.42	0.000	-.1359417	-.0845846					
dezor7	-.1024743	.013353	-7.67	0.000	-.128646	-.0763025					
dezor8	-.0528213	.0131594	-4.01	0.000	-.0786136	-.027029					
dezor9	-.0802122	.0308724	-2.60	0.009	-.1407216	-.0197027					
dumq1	-.0252015	.0054549	-4.62	0.000	-.0358929	-.0145101					
dumq2	-.018478	.0052204	-3.54	0.000	-.0287099	-.0082461					
dumq3	0 (omitted)										
dumq4	.0109025	.0048623	2.24	0.025	.0013724	.0204326					
_cons	5.094375	.0543053	93.81	0.000	4.987938	5.200813					

הוצאה על מוצרים בני-קיימא

Linear regression						Number of obs	=	107,967
						F(29, 107937)	=	217.97
						Prob > F	=	0.0000
						R-squared	=	0.0654
						Root MSE	=	1.2709
lrcdur	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]			
unemp_x	.0039313	.0017542	2.24	0.025	.0004931	.0073696		
dum_f1	-.7234725	.0194716	-37.16	0.000	-.7616365	-.6853085		
dum_f2	-.5058412	.0164556	-30.74	0.000	-.5380939	-.4735884		
dum_f3	-.3821892	.0151537	-24.87	0.000	-.4123142	-.3520641		
dum_f4	-.2399606	.0151999	-15.79	0.000	-.2697523	-.210169		
dum_f5	0 (omitted)							
downln	.0562045	.0136551	4.12	0.000	.0294407	.0829683		
downxln	.0154437	.0126964	1.22	0.224	-.009441	.0403284		
dxown	0 (omitted)							
lage_x	-.1379893	.0309026	-4.47	0.000	-.1985579	-.0774207		
dum_old	-.0946268	.0172119	-5.50	0.000	-.1283619	-.0608917		
dum_young	-.0182933	.0239966	-0.76	0.446	-.0653263	.0287396		
dum_mar	.1221889	.0111783	10.93	0.000	.1002795	.1440982		
mefarnes	.0105533	.0058958	1.79	0.073	-.0010024	.0221091		
pernum	.0635416	.0038144	16.66	0.000	.0560654	.0710178		
olim	.0176455	.023843	0.74	0.459	-.0290864	.0643774		
rooms	.0556458	.0060166	9.25	0.000	.0438534	.0674382		
erank3	-.0540281	.0122394	-4.41	0.000	-.0780173	-.030039		
erank4	-.0756794	.0153473	-4.93	0.000	-.1057598	-.0455989		
dezor1	-.3126911	.032123	-9.73	0.000	-.3756517	-.2497305		
dezor2	-.188794	.0351444	-5.37	0.000	-.2576766	-.1199115		
dezor3	-.1171833	.0336064	-3.49	0.000	-.1830515	-.0513152		
dezor4	-.2257304	.032139	-7.02	0.000	-.2887225	-.1627384		
dezor5	-.1476338	.0316617	-4.66	0.000	-.2096903	-.0855774		
dezor6	-.0190283	.0316838	-0.60	0.548	-.081128	.0430714		
dezor7	-.1359942	.0321781	-4.23	0.000	-.1990629	-.0729255		
dezor8	-.0082813	.0316774	-0.26	0.794	-.0703686	.053806		
dezor9	.0264495	.0754884	0.35	0.726	-.1215067	.1744057		
dumq1	-.0306999	.0133107	-2.31	0.021	-.0567887	-.0046112		
dumq2	.0019838	.0126064	0.16	0.875	-.0227245	.0266922		
dumq3	0 (omitted)							
dumq4	.0300018	.0117838	2.55	0.011	.0069057	.0530979		
_cons	1.142464	.1236417	9.24	0.000	.9001277	1.3848		

צריכה למעט הוצאה על מוצרים בני-קיימא ושירותי דיוור

Linear regression		Number of obs = 107,967		F(29, 107937) = 3362.56		Prob > F = 0.0000		R-squared = 0.5708		Root MSE = .50618	
lrcxhdur	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]						
unemp_x	-.0160032	.0007117	-22.48	0.000	-.0173982	-.0146082					
dum_f1	-1.127058	.0085313	-132.11	0.000	-1.14378	-1.110337					
dum_f2	-.8080335	.006718	-120.28	0.000	-.8212007	-.7948662					
dum_f3	-.5644168	.0058991	-95.68	0.000	-.575979	-.5528546					
dum_f4	-.3451806	.0054546	-63.28	0.000	-.3558715	-.3344897					
dum_f5	0 (omitted)										
downln	-.0481753	.0054012	-8.92	0.000	-.0587617	-.037589					
downxln	-.0069113	.0055104	-1.25	0.210	-.0177117	.003889					
dxown	0 (omitted)										
lage_x	-.2061393	.0123603	-16.68	0.000	-.2303653	-.1819133					
dum_old	-.0604294	.0070104	-8.62	0.000	-.0741697	-.046689					
dum_young	-.1016855	.0085395	-11.91	0.000	-.1184229	-.0849482					
dum_mar	.2266386	.0049063	46.19	0.000	.2170224	.2362548					
mefarnes	.0626139	.0024506	25.55	0.000	.0578108	.067417					
pernum	.1357567	.0017422	77.92	0.000	.1323419	.1391714					
olim	-.0697569	.0108779	-6.41	0.000	-.0910774	-.0484364					
rooms	.1232131	.0026114	47.18	0.000	.1180947	.1283315					
erank3	-.0190686	.0050155	-3.80	0.000	-.0288989	-.0092384					
erank4	.051836	.0059806	8.67	0.000	.0401141	.0635579					
dezor1	-.1058823	.0134488	-7.87	0.000	-.1322418	-.0795227					
dezor2	-.0824163	.0144957	-5.69	0.000	-.1108277	-.054005					
dezor3	-.1323911	.0136618	-9.69	0.000	-.159168	-.1056142					
dezor4	-.1706271	.0131181	-13.01	0.000	-.1963384	-.1449158					
dezor5	-.1426729	.012839	-11.11	0.000	-.1678372	-.1175086					
dezor6	-.1178855	.0127843	-9.22	0.000	-.1429426	-.0928284					
dezor7	-.1011284	.0130418	-7.75	0.000	-.1266902	-.0755667					
dezor8	-.0600832	.0128382	-4.68	0.000	-.0852459	-.0349206					
dezor9	-.0825761	.0303679	-2.72	0.007	-.1420967	-.0230554					
dumq1	-.0247025	.0053881	-4.58	0.000	-.0352631	-.0141419					
dumq2	-.0190506	.0051573	-3.69	0.000	-.0291588	-.0089424					
dumq3	0 (omitted)										
dumq4	.0106102	.0047863	2.22	0.027	.0012291	.0199913					
_cons	4.914965	.0494039	99.49	0.000	4.818134	5.011796					