

האם וכיצד צריך לקבוע את מדיניות מחירי הדלק?

ראיות אמפיריות מנתונים מאקרו-כלכליים, עירוניים וקמעונאיים בארה"ב וישראל

סמינר מדיניות כלכלית

מגישים:

ברק בוטא (ת.ז 206965485)

עוז אקסלרוד (ת.ז 318781739)

מנחה: טלי רגב

יוני 2026

תוכן העניינים

1 שאלת המדיניות ומטרות הנייר **2**

2 עיקרי ההמלצות **3**

3 מבוא - האם וכיצד צריך לקבוע את מדיניות מחירי הדלק? **4**
3.1 חשיבות הנושא 4
3.2 מטרות המחקר 5
3.3 שיטת המחקר 5

4 סקירת ספרות **7**

5 נתונים **9**
5.1 בסיס - סדרה זמנית חודשית לאומית 9
5.2 חוסן - פאנל עירוני 9
5.3 חוסן - פאנל קטגוריות קמעונאיות 9
5.4 הרחבה - השוק הישראלי ונתוני הלמ״ס 10

6 עיצוב המחקר / אסטרטגיה אמפירית **11**
6.1 מפרט הבסיס 11
6.2 פאנל עיר-שנה 12
6.3 חוסן קטגוריות 12
6.4 התאמת המפרט לשוק הישראלי 13

7 תוצאות וממצאים **14**
7.1 דפוסים תיאוריים וסטטיסטיקה תיאורית 14
7.2 אומדני בסיס חודשיים 15
7.3 תוצאות משתנים אינסטרומנטליים 16
7.4 חוסן ברמת העיר 17
7.5 חוסן ברמת הקטגוריה 18
7.6 תוצאות ישראל: הוצאה פרטית, בנזין 95 ופדיון ענפי 19

8 מסקנות והמלצות מדיניות **22**
8.1 מגבלות 22
8.2 מסקנות מרכזיות 22
8.3 המלצות מדיניות 23

ביבליוגרפיה **24**

נספחים **26**

1 שאלת המדיניות ומטרות הנייר

שאלת המדיניות

כיצד על הממשלה בישראל להגיב לזעזועים במחירי הדלק - ובאילו כלים? מאחר שמחיר הבנזין לצרכן בישראל בנוי במידה רבה ממסים (בלו ומע"מ), מחיר הדלק אינו רק תוצר של שוק האנרגיה העולמי אלא גם כלי מדיניות שהממשלה אוחזת בו בפועל. כאשר מחירים מזנקים - מטעמי היצע גלובליים או מאילוצים גיאופוליטיים כמו מתיחות אזורית וחסימת מובילי נפט - נדרשת הכרעה מעשית: להפחית בלו באופן רוחבי, להקפיא התייקרויות, למקד סיוע באוכלוסיות ובענפים פגיעים, או להימנע מהתערבות. לכל חלופה עלות פיסקלית ותועלת חברתית שונה, וההכרעה ביניהן תלויה בשאלה אמפירית: עד כמה - ובאיזה אופן - תנודות במחיר הדלק באמת פוגעות בצריכה הפרטית.

מטרות הנייר

הנייר נועד לתת לקובעי המדיניות בסיס ראייתי להכרעה זו, סביב שלוש מטרות. הראשונה היא לכמת את עוצמת ההשפעה המצרפית קצרת-הטווח של שינויים במחירי הדלק על הצריכה הפרטית - כלומר האם עליית מחיר דלק מצמצמת באופן מהותי את הצריכה הכוללת בטווח המיידי, או שהשפעתה זניחה ברמה המצרפית. השנייה היא לזהות היכן הפגיעה מתרכזת: אילו ענפים וקטגוריות הוצאה רגישים במיוחד לעליית מחירי דלק ואילו כמעט אינם מושפעים, מתוך הנחה שמדיניות יעילה צריכה למקד את משאביה בנקודות הרגישות. השלישית היא לבחון עד כמה הדפוסים שעולים מהשוק האמריקאי - שעליו נשען הניתוח העיקרי בשל עושר הנתונים - באים לידי ביטוי גם בשוק הישראלי, כדי לבסס המלצה רלוונטית למקבלי ההחלטות המקומיים.

מבחינת היקף, הנייר מתמקד בהשפעות קצרות-טווח (חודשיות ורבעוניות) בהן מדיניות פיסקלית מתבקשת לפעול במהירות בעת זינוקי מחירים, ואינו עוסק בהשפעות מבניות ארוכות-טווח כגון מעבר לרכבים חשמליים, אלא מזכירן בקצרה כמרכיב משלים בהמלצות. ההכרעה המדיניותית שבמוקד אינה "האם דלק חשוב" אלא "האם כלי רוחבי כמו הפחתת בלו הוא התגובה הנכונה, או שעדיף מענה ממוקד".

2 עיקרי ההמלצות

הניתוח האמפירי - סדרה לאומית חודשית בארה"ב, פאנל עירוני, פאנל קטגוריות קמעונאיות, והרחבה ישראלית רבעונית וענפית - מוביל למסקנה מדיניותית מרכזית אחת: ההשפעה המצרפית של עליית מחירי הדלק על הצריכה הפרטית מתונה, אך הפגיעה מרוכזת בענפים ובאוכלוסיות מסוימים. מכאן עולה שהפחתת בלו רוחבית תהיה יקרה למדינה ולא בהכרח אפקטיבית, בעוד סיוע ממוקד יכול להיות חסכוני ומדויק יותר. על בסיס זה, ההמלצות המרכזיות למשק הישראלי הן:

העדפת מענה ממוקד על פני הפחתת מס רוחבית. מכיוון שההשפעה הכוללת של עליית מחירי הדלק על הצריכה המצרפית מתונה בעוד ענפים ספציפיים נפגעים משמעותית, עדיף לזהות את הקטגוריות והאוכלוסיות הנפגעות ביותר ולמקד בהן את ההתערבות, במקום הפחתת בלו גורפת שעלותה הפיסקלית גבוהה ותועלתה מפוזרת. מבנה המיסוי הישראלי על דלק מעניק לממשלה כלים מדויקים לכך.

מיקוד בענף התחבורה והאחסון. ענף זה נמצא רגיש באופן מובהק לעליות במחיר הדלק, ומהווה מועמד טבעי להתערבות נקודתית בעת זינוקי מחירים.

פיצוי ממוקד לאוכלוסיות תלויות-רכב. משקי בית התלויים מאוד ברכב פרטי, במיוחד באזורי פריפריה שבהם חלופות התחבורה הציבורית מוגבלות, חשופים יותר לזעזועי מחירי דלק. עבורם עדיפה מדיניות פיצוי ממוקד - מענקים ישירים למשקי בית תלויי-רכב מתחת לרף הכנסה מסוים, או סבסוד מוגבר של תחבורה ציבורית באזורים הרלוונטיים - על פני הקלה רוחבית.

סיוע לענפים קמעונאיים רגישים. עליית מחירי הדלק פוגעת באופן לא פרופורציונלי בענפים מסוימים, במיוחד מסחר אלקטרוני, שירותי מזון ומשקאות, חנויות בריאות וטיפוח אישי ומוצרי ספורט ותחביבים. עבורם ניתן לשקול סיוע ממוקד, כגון סבסוד עלויות משלוח לעסקי מסחר אלקטרוני קטנים בתקופות זינוק או הקלות מס זמניות לעסקים בענפי שירותי מזון.

איסוף נתונים מפורט יותר והיערכות ארוכת-טווח. נדרש איסוף נתונים מפורט יותר ברמת משקי בית, אזורים וסוגי הוצאה כדי לזהות טוב יותר מי נפגע מעליות דלק ומתי. במקביל, מדיניות המקדמת חלופות תחבורה, יעילות אנרגטית ומעבר לרכבים חשמליים עשויה לרכך את חשיפת משקי הבית לזעזועי מחירי דלק בטווח הארוך ולהפחית את הצורך בהתערבות פיסקלית חוזרת.

3 מבוא - האם וכיצד צריך לקבוע את מדיניות מחירי הדלק?

3.1 חשיבות הנושא

מחירי הדלק הם אחד המחירים הבולטים והמורגשים ביותר עבור משקי הבית. בניגוד למוצרים רבים אחרים, דלק נרכש בתדירות גבוהה ומהווה רכיב משמעותי בתקציב החודשי של משקי הבית, במיוחד עבור אלה התלויים ברכב פרטי לצורכי עבודה ויומיום. תנודות במחירי הדלק מתרחשות לעיתים קרובות ולעיתים הן חדות יחסית. מבחינה כלכלית, עלייה במחירי הדלק פועלת בדומה למס עקיף: היא מצמצמת את ההכנסה הפנויה של משקי הבית ועלולה לחייב אותם להתאים את דפוסי ההוצאה שלהם. התאמות אלו יכולות להתבטא בצמצום צריכה בתחומים מסוימים, בדחיית רכישות או בשינוי בהרכב ההוצאות. מנגד, ייתכן כי בטווח הקצר משקי הבית סופגים את העלייה מבלי לשנות באופן משמעותי את רמת הצריכה הכוללת.

הבנת ההשפעה קצרת הטווח של תנודות במחירי הדלק חשובה מכיוון שהוצאות הדלק הן אחד המרכיבים המיידיים והבלתי נמנעים ביותר בתקציבי משקי הבית. שינויים חודשיים חדים במחירי הדלק יכולים לשנות במהירות את ההכנסה הפנויה, במיוחד עבור משקי בית עם גמישות פיננסית מוגבלת. שינויים אלה עשויים להשפיע לא רק על הצריכה הכוללת אלא גם על התזמון וההרכב של ההוצאות בין קטגוריות שונות. זיהוי האם התאמות כאלה מתרחשות ברמה החודשית חיוני לפרשנות התנהגות צרכנית בזמן אמת ולהבנת האופן שבו זעזועי אנרגיה מתפשטים דרך הכלכלה.

חשיבות השאלה מתחדדת במיוחד לאור המציאות הגיאופוליטית העכשווית. מלחמות ועימותים צבאיים, כגון אלה שחווה המזרח התיכון בשנים האחרונות, יוצרים זעזועים חריפים בשווקי האנרגיה העולמיים. חסימת מייצרי נפט מרכזיים, כפי שראינו לאחרונה במתיחות מול איראן, עלולה להוביל לזינוקים פתאומיים במחירי הדלק שאינם נובעים מדינמיקה כלכלית רגילה של היצע וביקוש, אלא מאילוצים ביטחוניים ומדיניים. עבור מדינה כמו ישראל, הנמצאת במוקד גיאופוליטי רגיש ותלויה בייבוא אנרגיה, הבנת האופן שבו זעזועי מחירי דלק, בין אם נובעים ממלחמה, מסנקציות או מחסימות ימיות, משפיעים על הצריכה הפרטית ועל הכלכלה היא קריטית לגיבוש מדיניות אנרגיה ותקציב עמידה ומותאמת למציאות.

יתרה מכך, הצריכה הפרטית היא המרכיב המשמעותי ביותר בתוצר המקומי הגולמי ברוב המשקים המפותחים, היא מהווה כשני שלישים מהתוצר בארצות הברית ואף יותר ממחצית במשקים רבים אחרים. הצריכה היא המנוע שמניע את הפעילות הכלכלית: היא מייצרת ביקוש לסחורות ושירותים, תומכת בתעסוקה ומזינה את מחזור הצמיחה. אולם מעבר לנתונים המאקרו-כלכליים, הצריכה הפרטית היא גם הביטוי הישיר ביותר לרווחת האזרחים ולאיכות חייהם. יכולתם של משקי בית לצרוך, לאכול מחוץ לבית, לרכוש מוצרים, לבלות ולהשקיע ברווחתם, היא מדד מרכזי לאושר ולרווחה. לפיכך כל גורם שפוגע בצריכה הפרטית ולו באופן מתון פוגע ישירות באיכות החיים של האזרחים ובכושר הצמיחה של המשק כולו. הבנת הקשר בין מחירי הדלק לצריכה אינה אפוא שאלה אקדמית גרידא, היא שאלה מעשית עם השלכות ישירות על מדיניות כלכלית וחברתית.

בהקשר הישראלי, חשיבות השאלה מקבלת ממד נוסף. בישראל, מחיר הבנזין לצרכן מורכב במידה רבה ממסים, הבלו (מס קבוע לליטר) ומס ערך מוסף מהווים חלק משמעותי מהמחיר הסופי שהצרכן משלם בתחנת הדלק. משמעות הדבר היא שמחירי הדלק בישראל אינם רק שיקוף של שוק האנרגיה העולמי, אלא גם כלי מדיניות פיסקלי וחברתי בידי הממשלה. בנוסף בישראל כבר קיימת היסטוריה של צעדי מדיניות נקודתיים בתחום, כגון הפחתת בלו זמנית (הפחתת מיסים על דלק) או הקפאת התייקרויות בדלק שנועדו להקל על יוקר המחיה בתקופות של לחץ על מחירי האנרגיה. לפיכך הבנת השפעת מחירי הדלק על הצריכה הפרטית אינה רק שאלה תיאורטית אלא שאלה בעלת השלכות ישירות על קביעת מדיניות המיסוי והתערבות ממשלתית בישראל.

עבור קובעי מדיניות, להבנת הקשר הזה יש משמעות ישירה. מחירי הדלק מושפעים ממדיניות מיסוי, משינויים בשווקים העולמיים ומהחלטות רגולטוריות. אם לשינויים במחירי הדלק יש השפעה משמעותית על הצריכה הפרטית, הרי שמדובר בערוץ חשוב שדרכו מדיניות אנרגיה משפיעה על הפעילות הכלכלית ועל יוקר המחיה. לעומת זאת אם ההשפעה על הצריכה הכוללת מתונה, ייתכן שהשפעת המדיניות תתבטא בעיקר בשינויים בהרכב ההוצאות ולא ברמת הפעילות הכוללת.

3.2 מטרות המחקר

מחקר זה בוחן האם תנודות חודשיות במחירי הדלק מובילות לשינויים מיידיים בצמיחת הוצאות הצרכנים, ובכך מספק פרספקטיבה בתדירות גבוהה על האופן שבו זעזועי מחירי אנרגיה מועברים לביקוש משקי הבית. באמצעות התמקדות בדינמיקה מהירה בטווח הקצר, המחקר משלים את הספרות הקיימת שרובה מסתמכת על נתונים רבעוניים או חוקרת את השפעות זעזועי האנרגיה על פני אופקי זמן ארוכים יותר. לפיכך ניתוח אמפירי של הקשר בין מחירי דלק לצריכה פרטית תורם להבנת האפקטיביות של מדיניות בתחום האנרגיה ולגיבוש החלטות מבוססות נתונים.

בהשראת הממצאים האמריקאיים מחקר זה מבקש לבחון האם התייקרות בנזין משפיעה בעיקר על הצריכה הכוללת בטווח הקצר, או בעיקר על קטגוריות הוצאה מסוימות. על בסיס ממצאים אלה תגובש המלצת מדיניות המותאמת לעוצמת ההשפעה ולענפים הנפגעים. ההרחבה הישראלית נועדה לבחון האם הדפוסים שעולים מהשוק האמריקאי מקבלים הד גם בשוק המקומי, כבסיס להמלצה רלוונטית למקבלי ההחלטות בישראל. לשם כך העבודה מתמקדת בשני ניתוחים מרכזיים: ניתוח מצרפי חודשי הבוחן האם עליית מחירי דלק פוגעת בצריכה הכוללת, וניתוח קטגוריות הבוחן באילו ענפי הוצאה הפגיעה חזקה יותר ולפיכך היכן מדיניות יכולה למקד סיוע או התערבות.

3.3 שיטת המחקר

הניתוח האמפירי מתחיל ברגרסיית בסיס של ריבועים פחותים רגילים (OLS) באמצעות נתונים חודשיים לאומיים. המשתנה התלוי הוא השינוי האחוזי החודשי בהוצאות צריכה ריאליות המיוצג על ידי מכירות קמעונאיות ריאליות ושירותי מזון (Real Retail and Food Services Sales) או הוצאות צריכה אישיות ריאליות (Real PCE), בעוד שהמשתנה המסביר הוא השינוי האחוזי החודשי במחירי הדלק הקמעונאיים. מקדם שלילי ומובהק סטטיסטית יצביע על כך שמחירי דלק גבוהים יותר מפחיתים את צמיחת הוצאות הצרכנים באותו חודש.

לחיזוק האמינות נוספו שתי בדיקות חוסן. ראשית, רגרסיית פאנל עיר×שנה באמצעות הוצאות מסעדות ברמה מטרופולינית מסקר הוצאות הצרכן (CEX) עם שינויים מקומיים במדד המחירים לצרכן לדלק, המאפשרת השוואות בתוך-עיר תוך התחשבות בזעזועים קבועים מקומיים ולאומיים. שנית, הניתוח מפרק את ההוצאה הכוללת לפי קטגוריות, תוך שילוב סקרי הוצאות של הלשכה לסטטיסטיקה, תת-מרכיבי PCE ונתוני צריכת אנרגיה לאומיים. הדבר מאפשר זיהוי קטגוריות המגיבות בחוזקה (כגון בידור ואכילה מחוץ לבית), בחולשה (כגון דיור ושירותי בריאות) או כלל לא, ובכך מציע תמונה ברורה יותר של האופן שבו זעזועי מחירי דלק מסוננים דרך סוגי צריכה שונים. יחד עיצוב זה מבסס בסיס לאומי מוצק תוך הוספת חוסן באמצעות שונות ברמת העיר וניתוח ספציפי לקטגוריות. כהרחבה נוספת הניתוח האמפירי מיושם גם על השוק הישראלי באמצעות נתוני הלמ"ס: רגרסיה רבעונית של ההוצאה הפרטית מול מחיר בנזין 95 ובדיקת חוסן ענפית של פדיון רשתות השיווק. הרחבה זו אינה מהווה ניתוח עצמאי-מלא אלא בדיקה משלימה השואלת האם הדפוסים האמריקאיים נצפים גם בשוק המקומי.

המחקר מסתמך כולו על מאגרי נתונים זמינים לציבור ומאומתים שכל אחד מהם הורד כקובץ CSV והותאם לתדירות חודשית ככל האפשר. מחירי הדלק התקבלו מ-FRED. מדדי ההוצאה מגיעים ממכירות קמעונאיות ריאליות והוצאות

צריכה אישיות ריאליות (PCE). משתני הבקרה כוללים את מדד המחירים לצרכן (CPI) לכל הפריטים מלשכת סטטיסטיקת העבודה (BLS) וצמיחת שכר ריאלי שנבנתה מנתוני סטטיסטיקת התעסוקה הנוכחית (CES). עבור פאנל העיר×שנה, הוצאות מסעדות ברמה מטרופולינית נלקחו מסקר הוצאות הצרכן (CEX) והותאמו עם בקרות לאומיות של דלק ו-CPI. לבדיקת חוסן הקטגוריות, שולבו סקרי הוצאות של הלשכה לסטטיסטיקה האמריקאית, נתוני צריכת אנרגיה ותת-מרכיבי PCE. המדגם העיקרי משתרע על השנים 2006-2025 עם בדיקות חוסן שאינן כוללות את השנים 2019-2021 (קורונה) .

4 סקירת ספרות

הספרות הכלכלית העוסקת בזעזועי אנרגיה מצביעה על כך שההשפעה המאקרו-כלכלית תלויה באופי הזעזוע ובערוצי ההעברה למשקי הבית. חוקרים מרכזיים בתחום מבחינים בין "ערוץ ההכנסה הישיר" שבו עלייה במחיר הדלק מצמצמת את התקציב הפנוי לצריכה אחרת (Kilian, 2008), לבין "ערוץ ציפיות" עקיף שבו מחירי הדלק, בשל בולטותם הגבוהה בחיי היום-יום, משפיעים על האופן שבו צרכנים מעריכים את האינפלציה והתנאים הכלכליים העתידיים. Hamilton (2009), בהשוואה בין 2007-2008 לאפיזודות מוקדמות יותר, מראה כי הבחנה בין שיבושי היצע לבין עליות מונעות ביקוש חיונית לפרשנות ההשלכות קצרות הטווח על תקציבי משקי הבית והפעילות המצרפית.

סוגיה מרכזית נוספת העונה על שאלת ה"כיצד" היא ההטרוגניות בתגובת הצריכה לפי קטגוריות שונות. נמצא כי הצריכה הפרטית משמשת כמנגנון תמסורת מרכזי שדרכו זעזועי נפט מחלחלים לכלל הכלכלה, אך התגובה אינה אחידה בכלל ענפי המשק (Hamilton, 2009). Edelstein ו-Kilian (2009) מזהים הפתעות במחירי אנרגיה קמעונאיים כדי לשחזר תגובות סיבתיות ב-PCE, ומתעדים כי תנודות בלתי צפויות במחירי אנרגיה קשורות קשר הדוק לשינויים באכילה מחוץ לבית, בידור, מוצרי בני-קיימא ורכישות כלי רכב. מחקרים מצביעים על כך שרכיבי צריכה "גמישים" נוטים להגיב בצורה חדה ומהירה יותר לשינויי מחירים מאשר הוצאות קשיחות על דיור או בריאות. תובנה זו מדגישה כי התשובה לשאלת המחקר תלויה במידה רבה בהרכב סל הצריכה של משק הבית וביכולתו לדחות או להחליף הוצאות מסוימות בתגובה לשינוי בכוח הקנייה.

מעבר לספרות על מחירי אנרגיה, D'Acunto, Hoang ו-Weber (2021) מראים כי שינויים במחירים ובציפיות אינפלציה יכולים לייצר התאמות מיידיות בביקוש משקי הבית, תוך הדגשת מנגנון רחב יותר שדרכו שינויים בכוח הקנייה מתורגמים לתגובות צריכה בטווח הקצר. מסגרת זו משלימה את ערוצי ההכנסה והציפיות המודגשים בספרות על מחירי דלק ומחזקת את הרלוונטיות של בחינת התאמות בתדירות גבוהה בהוצאות הצרכנים.

תגובות צריכה מצרפיות עשויות להיות מרוככות על ידי כוחות מקזזים במקומות אחרים בכלכלה. Baumeister ו-Kilian (2016) מעריכים כי קריסת מחירי הנפט ב-2014-2016 הפחיתה את הוצאות הדלק של משקי הבית והעלתה במידה מתונה את הצריכה הפרטית, אולם השפעות שליליות עקיפות, במיוחד השקעה ותעסוקה חלשות יותר בסקטור האנרגיה האמריקאי, קיזזו חלק מרווחים אלה. עובדה זו מחזקת את הצורך בבחינת שאלת המחקר ברמת הקטגוריה והמגזר ולא רק ברמה הלאומית המצרפית.

למרות העושר המחקרי, הספרות מצביעה על מגבלות. ניתוחים רבים מסתמכים על נתונים רבעוניים ועל מדדי הוצאה רחבים שהם פחות אינפורמטיביים להבנת התאמות צרכניות בטווח הקצר. בנוסף חלק ניכר מהעדויות מדגיש אגרגטים לאומיים עם תשומת לב מוגבלת לשונות בין ערים או לקטגוריות הוצאה ספציפיות שעשויות להגיב בגמישות רבה יותר לשינויים בהכנסה הפנויה. יתרה מכך, מחקרים מצרפיים מתעלמים מהעובדה שאזורים מטרופוליניים שונים עשויים לחוות זעזועי מחירי דלק בדרכים שונות, למשל בשל דפוסי נסיעה לעבודה מגוונים או הבדלים במבנה המקומי של ההוצאות. פער מחקרי משמעותי מזוהה בכך שרוב המחקר הקיים מתבסס על נתונים לאומיים ברמה רבעונית, בעוד שהעבודה הנוכחית מבקשת לתרום להבנת הנושא על ידי בחינת השאלה בתדירות חודשית ובפירוט גיאוגרפי ומגזרי.

מחקר זה תורם תרומה ייחודית על ידי התייחסות למגבלות אלה והצעת גישה אמפירית רב שכבתית. רגרסיית הבסיס, המסתמכת על נתונים חודשיים לאומיים, מספקת פרספקטיבה חדה ומיידית יותר על תגובות הצרכנים. עיצוב בתדירות גבוהה זה מאפשר זיהוי התאמות בטווח הקצר שאחרת היו מוסתרות בנתונים גסים יותר. פאנל העיר×שנה מהווה צעד נוסף לקראת אמינות ודיוק, על ידי שילוב שונות בין אזורים מטרופוליניים כגון ניו יורק, לוס אנג'לס, שיקגו ואזורים נוספים, המחקר בוחן האם דפוסי צריכה מקומיים, מבני נסיעה לעבודה או הבדלים ביוקר המחיה מתנים את

עוצמת הקשר בין מחירי דלק להוצאות משקי הבית. חשובה באותה מידה בדיקת החוסן מבוססת-הקטגוריות, הבוחנת האם זעזועי מחירי דלק משפיעים באופן לא פרופורציונלי על צורות הוצאה גמישות או אנרגטיות אינטנסיביות. עיצוב זה מאפשר לפרק את צריכת משקי הבית הכוללת לקטגוריות בעלות משמעות כגון מזון בבית, מזון מחוץ לבית, תחבורה, בילוי, אנרגיה ושירותי דיור, ובכך לחשוף אילו סוגי הוצאות מתכווצים בחדות הרבה ביותר בתגובה לעליית עלויות הדלק ואילו נותרים יציבים יחסית. לבסוף הכללת משתני בקרה כגון צמיחת שכר ריאלי מבטיחה שההשפעות המוערכות של מחירי הדלק אינן מבולבלות על ידי שינויים מקבילים בתנאי שוק העבודה. בנוסף המחקר תורם פרספקטיבה ישראלית מקבילה: בדיקת חוסן רבעונית וענפית על השוק המקומי המאפשרת להעריך עד כמה הדפוסים שזוהו בארה"ב חוזרים גם בנתונים ישראליים מצומצמים יותר ובכך לתמוך או לאתגר את ההכללה לתנאים מקומיים.

5 נתונים

המחקר מסתמך על ארבעה מאגרי נתונים משלימים המציגים את אותה תופעה מזוויות שונות: סדרה זמנית חודשית לאומית בארה"ב, פאנל עירוני שנתי, פאנל קטגוריות קמעונאיות חודשי, וכן הרחבה ישראלית רבעונית וענפית מנתוני הלמ"ס. בכל מאגר נתונים הנתונים מיושרים עם משתנים מאקרו-כלכליים מרכזיים, מחרוזות מעוצבות מומרות למספרים נקיים והניתוח עובד עם לוגריתמים והפרשי לוגריתמים להשוואת שיעורי צמיחה בין סדרות הטרוגניות. עבור כל מאגר נתונים מתועדים יחידת התצפית, מספר התצפיות והמשתנים, ההתאמה למטרה והבעיות העיקריות.

5.1 בסיס - סדרה זמנית חודשית לאומית (FRED)

הבסיס הלאומי הוא סדרה זמנית חודשית הכוללת מכירות קמעונאיות ריאליות (עם Real PCE כחלופה), מחירי דלק קמעונאיים ומדד המחירים לצרכן. יחידת התצפית היא החודש והמדגם מכיל 224 חודשים עוקבים. כל הסדרות הומרו ללוגריתמים ולהפרשי לוגריתמים חודשיים כך שמקדמי הרגרסיה ניתנים לפרשנות כגמישויות. הסדרות מיושרות לאותו חודש קלנדרי כך שתצפית ההפרש הראשון הראשונה נמחקת וגרפים ומתאמים נבחנים. הדפוסים החקרניים אינטואיטיביים כלכלית: מחירי הדלק תנודתיים מאוד, ה-CPI נוטה כלפי מעלה לאורך זמן ומכירות קמעונאיות ריאליות נוטות כלפי מעלה עם זעזועים בולטים סביב 2008 ו-2020. מאגר נתונים זה מתאים היטב למשימה מכיוון שהוא רציף, בתדירות הנכונה ומאפשר להעריך ישירות את התנועה המשותפת בין שינויים במחירי הדלק לשינויים בפעילות קמעונאית ריאלית. יחד עם זאת, מדובר בתמונה לאומית ממוצעת ללא הטרוגניות גיאוגרפית או מגזרית ועירמת יותר מדי משתני בקרה מאקרו-כלכליים עלולה ליצור קרבה סטטיסטית; בהתאם לכך מערכת הבקרה נשמרת רזה והמיקוד הוא בתוצאות ריאליות כדי להפחית תנועה משותפת נומינלית. מבחינת משתנים, הניתוח משתמש בשלוש סדרות עיקריות: שינוי לוגריתמי במכירות קמעונאיות ריאליות, שינוי לוגריתמי במחירי דלק ושינוי לוגריתמי ב-CPI.

5.2 חוסן - פאנל עירוני (CEX + מאקרו שנתי)

לחקירת הטרוגניות מרחבית הורכב פאנל עיר-שנה עבור אזורים מטרופוליניים מרכזיים בארה"ב מ-2005 עד 2022. יחידת התצפית היא עיר-שנה ומאגר הנתונים מכיל 306 תצפיות בפאנל מאוזן. התוצאות כוללות הוצאות משק בית כוללות ומזון מחוץ לבית ברמת עיר-שנה, לצד משתנים מאקרו-כלכליים שנתיים למחירי דלק ו-CPI. באופן מכריע, נכללות גם הוצאות דלק של משקי בית ברמת עיר-שנה, ברמות ובחלקן מההוצאה הכוללת וכן הכנסת משק בית כפי שדווחה ב-CEX. כל המשתנים הומרו ללוגריתמים ולהפרשי לוגריתמים שנה-על-שנה בתוך העיר; ניקוי מספרי ויישור קלנדרי הוחלו. ניכר כי הנתונים חושפים הבדלים משמעותיים בין ערים, כאשר מזון מחוץ לבית גמיש יותר מהוצאות כוללות. כבדיקת חוסן לסדרה הלאומית, מאגר נתונים זה שואל האם מקומות מגיבים באופן שונה לאותו זעזוע דלק לאחר שאפקטים קבועים של עיר ושנה סופגים מאפייני מיקום מתמשכים וזעזועי זמן משותפים. המגבלות העיקריות הן האופי הלא-מאוזן של הפאנל וערכים חריגים מקומיים האופייניים לנתוני סקר; ערימות בקרה מאקרו צפופות יכולות גם ליצור קרבה סטטיסטית. מבחינת משתנים, הניתוח מסתמך על שישה משתנים מרכזיים: שינוי לוגריתמי בהוצאות כוללות או במזון-מחוץ-לבית, שינוי לוגריתמי בהוצאות דלק של משקי בית, שינוי לוגריתמי בהכנסת משק בית, שינוי לוגריתמי במחירי דלק, שינוי לוגריתמי ב-CPI ואפקטים קבועים של עיר ושנה.

5.3 חוסן - פאנל קטגוריות קמעונאיות (MRTS לפי NAICS)

למיפוי הטרוגניות מגזרית משמשים נתוני MRTS לפי קטגוריות NAICS. יחידת התצפית היא קטגוריה-חודש, ישנן בדיוק אחת-עשרה קטגוריות על פני 192 חודשים (2024-2018, 2022-2006) ולאחר אובדן תצפית ההפרש הראשון

בכל קטגוריה גודל המדגם האפקטיבי הוא 2,453. מאגר נתונים זה מתאים היטב לשאלה האם רגישות לדלק משתנה בין מגזרים ולאיתור היכן ההשפעות מרוכזות. מבחינת משתנים, הניתוח משתמש בשלוש סדרות עיקריות: שינוי לוגריתמי במכירות הקטגוריה, שינוי לוגריתמי במחירי דלק ושינוי לוגריתמי ב-CPI.

שלושת מאגרי הנתונים משלימים זה את זה. הסדרה הלאומית מספקת בסיס נקי בתדירות גבוהה לגמישות בו-זמנית, פאנל הערים מביא הטרוגניות מרחבית ומשלב במפורש הוצאות דלק של משקי בית והכנסה ופאנל הקטגוריות ממפה הטרוגניות מגזרית ומזהה היכן רגישות הדלק בולטת והיכן לא.

5.4 הרחבה - השוק הישראלי ונתוני הלמ"ס

כדי לבחון האם הדפוסים שנמצאו בארצות הברית מתקיימים גם בישראל, נבנה בסיס נתונים ישראלי מקביל ככל האפשר על בסיס קבצי הלמ"ס שסופקו. מאחר שסדרת ההוצאה לצריכה פרטית בישראל זמינה בקובץ כנתון רבעוני, בעוד מחירי הדלק, מדד המחירים לצרכן, השכר והפדיון הענפי זמינים בתדירות חודשית, הסדרות החודשיות הומרו לממוצעים רבעוניים לצורך רגרסיית הבסיס. בחירה זו שומרת על עקביות תדירות בין המשתנה התלוי למשתני ההסבר ואינה מייצרת תצפיות חודשיות מלאכותיות.

מחיר הדלק בישראל מיוצג על ידי מחיר בנזין 95 אוקטן בתדלוק עצמי, קוד 160927, בשקלים לליטר. המשתנה התלוי הוא הוצאה לצריכה פרטית ריאלית, משורשרת במחירי 2020 ומנוכת עונתיות. משתני הבקרה כוללים את מדד המחירים לצרכן הכללי ושכר ריאלי למשרת שכיר. המדגם האפקטיבי לרגרסיית הבסיס מתחיל ב-2012Q2, משום שסדרת השכר הריאלי מתחילה ב-2012, ומסתיים ב-2025Q4.

בנוסף לרגרסיית הבסיס המצרפית נבנתה בדיקת חוסן ענפית חודשית באמצעות מדדי פדיון ריאליים לענפי מסחר קמעונאי, מסחר סיטוני וקמעונאי ותיקון כלי רכב, תחבורה ואחסנה, ושירותי אירוח ואוכל. בדיקה זו אינה זהה לפאנל הקטגוריות האמריקאי, אך היא מספקת מקבילה ישראלית סבירה לשאלה האם תגובת הפעילות הכלכלית למחירי דלק מרוכזת בענפים מסוימים.

6 עיצוב המחקר / אסטרטגיה אמפירית

הניתוח חוקר כיצד שינויים חודשיים במחירי הדלק קשורים לשינויים בהוצאות הצרכנים בארצות הברית ולאחר מכן בודק האם אותו קשר מופיע כאשר עוברים מאגרגטים לאומיים לערים ולקטגוריות קמעונאיות. הניתוח עובד עם הפרשי לוגריתמים כך שמקדמים מתפרשים כגמישויות: השינוי האחוזי בתוצאה עבור שינוי של 1% במחירי הדלק תוך שמירה על משתני בקרה קבועים. בכל הגדרה, סדרות מיושרות לתקופה ותדירות משותפות, ערכים מומרים למספרים והשינוי הלוגריתמי dlog מחושב כהפרש בין לוג הערך בתקופה הנוכחית ללוג הערך בתקופה הקודמת (חודש בבסיס ובקטגוריות, שנה בפאנל הערים).

6.1 מפרט הבסיס

במפרט הבסיס המשתנה התלוי הוא השינוי החודשי ב-Real PCE. הרגרסור העיקרי הוא השינוי החודשי במחירי דלק קמעונאיים. בקרה מתבצעת עבור CPI כדי לנטרל תנועות מחירים כלליות, עבור שכר ריאלי כדי ללכוד כוח קנייה ותנאי הכנסה מעבודה, ועבור מדד מכירות קמעונאיות ושירותי מזון (RRSFS) כמשתנה מקורב לפעילות ריאלית רחבה. כל משתני הבקרה הללו זמינים בתדירות חודשית, מנוכי עונתיות. הזיהוי נובע מתנועות חודשיות במחירי הדלק ביחס לתנועות באותה תקופה ב-Real PCE, בתנאי אינפלציה, הכנסה וביקוש רחב.

הרגרסיה היא:

$$\Delta\log(\text{Real PCE_t}) = \beta_{\text{gas}}\,\Delta\log(\text{GasPrice_t}) + \beta_{\text{cpi}}\,\Delta\log(\text{CPI_t}) + \beta_{\text{w}}\,\Delta\log(\text{RealWage_t}) + \beta_{\text{r}}\,\Delta\log(\text{RRSFS_t}) + \text{e_t}$$

כאן β_{gas} היא הגמישות באותו חודש של צריכה ריאלית ביחס למחירי דלק. לדוגמה, $\beta_{\text{gas}} = -0.03$ מרמז כי עלייה של 10% במחירי הדלק קשורה לצמיחה חודשית נמוכה בכ-0.3% ב-Real PCE, בהינתן שאר התנאים.

כדי לעבור מעבר למתאם, ננסה לתכשר שינויים חודשיים במחירי הדלק באמצעות הפתעות היצע נפט גלובליות חודשיות. משתנה אינסטרומנטלי (IV) תקף דורש שני תנאים. הראשון הוא רלוונטיות: זעזועי היצע גלובליים חייבים לייצר שונות שיטתית במחירי הדלק בארה"ב. זה סביר כלכלית ויוערך באמצעות סטטיסטיקת F של השלב הראשון. השני הוא אקסוגניות: זעזועי היצע חייבים להשפיע על Real PCE חודשי רק דרך מחירי הדלק, לא דרך ערוצים מאקרו אחרים. ללא IV, אומדני OLS עלולים לסבול מאנדוגניות הנובעת מזעזועי ביקוש מצרפי, משתנים מאקרו שהושמטו או שגיאת מדידה במחירי הדלק.

השלב הראשון והשני הם:

$$\Delta\log(\text{GasPrice_t}) = \pi_1 \text{Z_t} + \gamma' \cdot \text{Controls_t} + \nu_t$$

$$\Delta\log(\text{Real PCE_t}) = \beta_{\text{gas}}^{\text{IV}} \cdot \Delta\log(\text{GasPrice_t}) + \gamma' \cdot \text{Controls_t} + \text{e_t}$$

באופן פורמלי, מפרט הבסיס ניתן על ידי מודל הרגרסיה הבא:

$$\Delta\log(\text{Spend_t}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta\log(\text{GasPrice_t}) + \text{X'_t}\,\gamma + \varepsilon_t \qquad (1)$$

6.2 פאנל עיר-שנה

לבדיקת חוסן בין מקומות, משמשות טבלאות גיאוגרפיות של BLS CEX ברמה מטרופולינית. היחידה היא עיר-שנה. התוצאות הן ה-dlog השנתי בתוך-העיר של הוצאות כוללות (TE) ובמפרט שני של מזון מחוץ לבית (FAH). כל עיר מקושרת לאזור המפקד שלה ומשמשת סדרת מחירי הדלק ברמת האזור המתאימה לאותה שנה. נכללים שני משתני בקרה ברמת עיר-שנה: dlog הכנסת משק בית ו-dlog הוצאות דלק של משק בית. הכנסה נחוצה להפרדת ערוץ הדלק משינויים בכוח הקנייה המקומי, ו-CPI עירוני סופג אינפלציה מקומית. אפקטים קבועים של עיר מסירים הבדלים בלתי משתנים בזמן, אפקטים קבועים של שנה מסירים זעזועים ארציים ושגיאות תקן מקובצות לפי עיר.

$$\Delta\log(TE_c,y) = \beta_{gas}\,\Delta\log(Gas_r(c),y) + \beta_{cpi}\,\Delta\log(CPI_c,y) + \beta_{inc}\,\Delta\log(Income_c,y) + \alpha_c + \tau_y + \varepsilon_{c,y} \quad (2)$$

$$\Delta\log(FAH_c,y) = \beta_{gas}^{FAH}\,\Delta\log(Gas_r(c),y) + \beta_{cpi}^{FAH}\,\Delta\log(CPI_c,y) + \beta_{inc}^{FAH}\,\Delta\log(Income_c,y) + \alpha_c + \tau_y + \varepsilon\text{^}FAH_c,y \quad (3)$$

בפאנל זה, β_{gas} היא גמישות שנתית בתוך-העיר ביחס למחירי דלק אזוריים לאחר הסרת הבדלים קבועים של עיר וזעזועי שנה משותפים. השוואה בין TE ל-FAH מעריכה האם הוצאות שיקולית מחוץ-לבית רגישות יותר לעלויות דלק מאשר תקציבים כוללים.

הבדיקה ברמת האזורים המטרופוליניים חשובה במיוחד מכמה סיבות. ראשית, ניתוח לאומי מצרפי עלול להסתיר הבדלים מהותיים בין אזורים שונים. ערים שתלויות מאוד ברכב פרטי, כגון לוס אנג'לס, עשויות להגיב אחרת לעליית מחירי דלק מאשר ערים עם תשתיות תחבורה ציבורית מפותחות כמו ניו יורק. שנית, דפוסי הנסיעה לעבודה, מרחקי הנסיעה והתלות ברכב משתנים מאוד בין אזורים מטרופוליניים ומשפיעים על חלקו של הדלק בתקציב משק הבית. אזור שבו משקי הבית מוציאים 8% מהכנסתם על דלק יגיב בהכרח אחרת מאזור שבו החלק הזה עומד על 3%.

שלישית, יתרון מתודולוגי מרכזי של פאנל הערים הוא היכולת לנטרל גורמים בלתי נצפים הקבועים לאורך זמן עבור כל עיר, כגון מבנה התעסוקה המקומי, רמת ההכנסה הממוצעת ותרבות הצריכה, באמצעות אפקטים קבועים של עיר. במקביל אפקטים קבועים של שנה מנטרלים זעזועים מאקרו-כלכליים ארציים המשפיעים על כל הערים באותה שנה. כך, הזיהוי מתבסס על שונות "נקייה", השינוי בהוצאות בתוך עיר מסוימת בשנה שבה מחירי הדלק באזורה עלו, ביחס לשנים אחרות ולערים אחרות. בדיקה זו מספקת שכבת אמינות נוספת מעבר לניתוח הלאומי ומאפשרת לבחון האם הקשר בין מחירי דלק להוצאות הוא תופעה כללית או שהוא משתנה בהתאם למאפיינים המקומיים של כל אזור.

6.3 חוסן קטגוריות (Census MRTS)

לחקירת הטרוגניות מגזרית ודינמיקה בתדירות גבוהה יותר משמשים נתוני Census MRTS לפי קטגוריות NAICS בתדירות חודשית. עבור כל קטגוריה k וחודש t, מחושב $\Delta\log$(Sales_k,t) ומותאמים $\Delta\log$(GasPrice_t) ו-$\Delta\log$(CPI_t) לאומיים לאותו חודש. אפקטים קבועים של זמן (חודש ושנה) סופגים עונתיות וזעזועים מאקרו ספציפיים-לחודש. הרגרסיה המאוחדת עם שיפועים ספציפיים-לקטגוריה:

$$\Delta\log(Sales_k,t) = \beta_{gas,k}\cdot\Delta\log(GasPrice_t) + \beta_{cpi,k}\cdot\Delta\log(CPI_t) + \lambda_k + \mu_t + e_k,t \quad (4)$$

OLS נפרד לכל קטגוריה עם אותם משתני בקרת זמן:

$$\Delta\log(Sales_k,t) = \beta_{gas}^{k}\cdot\Delta\log(GasPrice_t) + \beta_{cpi}^{k}\cdot\Delta\log(CPI_t) + \mu_t + e_k,t \quad (5)$$

המקדמים המרכזיים הם גמישויות של הוצאות ביחס למחירי דלק. מקדם שלילי ומובהק סטטיסטית משמעותו שכאשר מחירי הדלק עולים, צמיחת ההוצאות מאטה. העיצוב עונה על שאלת המחקר בשלושה צעדים משלימים. הבסיס

החודשי מכמת האם מחירי הדלק חשובים להוצאות צרכנים כוללות. פאנל הערים בוחן האם הקשר מתקיים גם בין מקומות וניתוח הקטגוריות חושף היכן הרגישות חזקה או חלשה ביותר.

6.4 התאמת המפרט לשוק הישראלי

המפרט הישראלי שומר על אותו עיקרון זיהוי בסיסי: בחינת הקשר בין שינוי לוגריתמי במחיר הדלק לבין שינוי לוגריתמי בצריכה, תוך בקרה על תנאי מאקרו כלליים. ההבדל המרכזי הוא תדירות הנתונים. בארצות הברית נבחן מודל חודשי, ואילו בישראל רגרסיית הבסיס היא רבעונית משום שההוצאה הפרטית זמינה כאן ברבעונים.

המפרט הנאמד הוא: כל המשתנים מוגדרים כהפרשים ראשונים של לוגים טבעיים, ולכן המקדמים ניתנים לפרשנות כגמישויות קצרות טווח. שגיאות התקן מחושבות בשיטת HC1 כדי לצמצם רגישות להטרוסקדסטיות במדגם קטן יחסית.

$$\Delta\log(\text{PrivateConsumption_t}) = \beta_{\text{gas}} \cdot \Delta\log(\text{Gas95_t}) + \beta_{\text{cpi}} \cdot \Delta\log(\text{CPI_t}) + \beta_{\text{w}} \cdot \Delta\log(\text{RealWage_t}) + \text{e_t} \quad (6)$$

לבחינת הטרוגניות ענפית, נאמדת רגרסיה חודשית נפרדת לכל ענף j (מסחר קמעונאי, סיטונאי+קמעונאי+תיקון רכב, תחבורה ואחסון, אירוח ושירותי מזון), בהתאם לזמינות נתוני פדיון רשתות השיווק של הלמ"ס:

$$\Delta\log(\text{SectorTurnover_j,t}) = \beta^{j}_{\text{gas}} \cdot \Delta\log(\text{Gas95_t}) + \beta^{j}_{\text{cpi}} \cdot \Delta\log(\text{CPI_t}) + \beta^{j}_{\text{w}} \cdot \Delta\log(\text{RealWage_t}) + \text{e_j,t} \quad (7)$$

שגיאות התקן HC1, ללא אפקטים קבועים נוספים נוכח אורך הסדרה הקצר יחסית.

בניגוד לחלק האמריקאי, לא נאמדה בישראל רגרסיית IV מקבילה, משום שבקבצים הקיימים אין משתנה אינסטרומנטלי ברור המקביל לזעזועי היצע נפט גלובליים. מבחינה מתודולוגית עדיף להציג זאת כמגבלת נתונים מאשר להשתמש בכלי חלש או בלתי מזוהה. לכן ההשוואה לישראל מתבססת על OLS מבוקר ועל בדיקות חוסן ענפיות.

7 תוצאות וממצאים

7.1 דפוסים תיאוריים וסטטיסטיקה תיאורית

המחקר משתמש בנתונים מאקרו-כלכליים חודשיים אמריקאיים לבחינת האופן שבו צריכת משקי הבית נעה עם מחירי הדלק. פאנל הבסיס כולל את Real PCE (הוצאות צריכה אישיות ריאליות), מחירי דלק קמעונאיים, CPI (מנוכה עונתיות), שכר ריאלי ומכירות קמעונאיות ושירותי מזון (RRSFS). כדי להתמקד בדינמיקה קצרת טווח ולהציב משתנים עם יחידות שונות על סולם משותף, הניתוח עובד עם הפרשים ראשונים של לוגריתמים טבעיים ($\log\Delta$) שניתנים לפרשנות כשינויים אחוזיים משוערים.

Table 1. Summary Statistics for Monthly Macroeconomic Variables

Variable	Mean	SD	Min	Max	N
Real PCE	13,109	1,666	11,068	16,408	224
Gas Price	3.010	0.631	1.690	5.060	224
CPI (SA)	250.000	32.800	203.000	323.000	224
Real Wage	26.700	4.480	20.700	36.300	224
RRSFS	189,783	22,859	151,831	228,772	224
$\Delta\log$(Real PCE)	0.002	0.012	-0.117	0.079	222
$\Delta\log$(Gas Price)	0.002	0.064	-0.389	0.183	222

Notes. *Table reports means, standard deviations, minima, maxima, and sample sizes for all monthly variables used in the baseline regression. All series are seasonally adjusted. Growth rates are computed as first differences of natural logs. Sample spans 2006-2024.*

טבלה 1 מסכמת הן את הרמות והן את סדרות ה-$\log\Delta$ הנכנסות לרגרסיות הבסיס. Real PCE גדול ויציב יחסית (ממוצע 13,109; סטיית תקן 1,666; N = 224). לעומת זאת מחירי הדלק נעים הרבה יותר מחודש לחודש (ממוצע 3.010; סטיית תקן 0.631; N = 224). CPI ושכר ריאלי מציגים פיזור מתון. עבור שינויים חודשיים, $\Delta\log$(Real PCE) קרוב לאפס בממוצע (0.002) עם טווח צר (סטיית תקן 0.012; N = 222) בעוד $\Delta\log$(Gas Price) בעל ממוצע דומה (0.002) אך תנודות חודשיות גדולות בהרבה (סטיית תקן 0.064; N = 222). טווחי מינימום-מקסימום מדגישים ניגוד זה: צמיחת צריכה נעה בין -0.117 ל-+0.079, לעומת צמיחת מחיר דלק מ--0.389 ל-+0.183. מבחינה כלכלית, הדבר חשוב מכיוון שזעזועי מחירי דלק תכופים ומשמעותיים ביחס לצמיחת צריכה טיפוסית - דבר המספק שונות לבדיקה האם עלויות דלק גבוהות יותר קשורות לצריכה ריאלית איטית יותר באופן זמני.

איור 1 ($\Delta\log$(Real PCE) מול $\Delta\log$(Gas Price) עם משתני בקרה) ממחיש את המתאם המרכזי. הוא מציג את השאריות של $\Delta\log$(Real PCE) מול שאריות $\Delta\log$(Gas Price) לאחר ניכוי $\Delta\log$(CPI), $\Delta\log$(Real Wage) ו-$\Delta\log$(RRSFS). הקו המותאם נוטה כלפי מטה בהתאמה לגמישות קצרת טווח של $\approx$ -0.03 בבסיס עם משתני

בקרה: עלייה חודשית של 10% במחירי הדלק קשורה לירידה של כ-0.3% בצמיחת הצריכה הריאלית באותו חודש, בהינתן תנאי מאקרו קבועים.

7.2 אומדני בסיס חודשיים (OLS)

Table 2. Baseline Monthly Regressions: Δlog(Real PCE) on Δlog(Gas Price)

	(1) No controls	(2) CPI, Real Wage, Retail Sales	(3) IV (no CPI; z0-z3)
Δlog(Gas Price)	0.045†	-0.030***	0.036**
	(0.026)	(0.008)	(0.012)
Δlog(CPI)	-	0.550*	-
		(0.236)	
Δlog(Real Wage)	-	-0.124	-0.076†
		(0.080)	(0.045)
Δlog(RRSFS)	-	0.540***	0.501***
		(0.067)	(0.019)
Observations	220	220	217
R^2	0.059	0.872	0.868

Notes. *Dependent variable is monthly Δlog(Real PCE_t). Column (1) includes only Δlog(Gas Price_t). Column (2) adds controls for Δlog(CPI_t), Δlog(Real Wage_t), and Δlog(RRSFS_t). Column (3) reports 2SLS estimates instrumenting Δlog(Gas Price_t) with global oil supply shocks (z0-z3) and excluding CPI as a control. Standard errors in parentheses. Significance levels: † p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.*

ניתוח הבסיס משתמש בפאנל מאקרו חודשי בהפרשי לוגריתמים כך שכל המקדמים ניתנים לפרשנות כגמישויות. עמודה (1) מציגה קשר דו-משתני חיובי חלש ($R^2 \approx 0.045$) נמוך, עקבי עם הטיית משתנה חסר כאשר הביקוש המצרפי חזק. עמודה (2) מוסיפה את משתני הבקרה המאקרו ומניבה את תוצאת הבסיס המרכזית: המקדם על Δlog(Gas Price) שלילי ומדויק (≈-0.030), מה שמרמז כי עלייה של 10% במחירי הדלק קשורה לירידה של כ-0.3% בצמיחת הצריכה הריאלית באותו חודש, בתנאי CPI, שכר ריאלי ומכירות קמעונאיות; התאמת המודל עולה בחדות.

עמודה (3) מיישמת בדיקת משתנים אינסטרומנטליים באמצעות זעזועי היצע נפט גלובליים (השהיות t-1 עד t-3) ככלים עבור Δlog(Gas Price). מכיוון ש-CPI הכללי כולל מכנית אנרגיה, עמודת ה-IV מסירה את Δlog(CPI). השלב הראשון מראה שלזעזועי היצע נפט גלובליים יש כוח הסבר משותף לצמיחת מחירי הדלק (F כולל ≈56), אם כי סטטיסטיקת F החלקית על הכלים המודרים לבד צנועה (F_partial ≈ 1.64). אומדן ה-2SLS קטן וחיובי (≈+0.036), שגיאת תקן 0.012), מה שמצביע על כך שתנועות מחירים מונעות היצע אינן מייצרות ירידה בו-זמנית גדולה בצריכה. יחד, עמודות (2) ו-(3) תוחמות את הגמישות החודשית לטווח צר (≈-0.03 עד ≈+0.04). הבסיס עם משתני בקרה מראה קשר שלילי קטן ובדיקת ה-IV מאשרת שאין ירידה סיבתית גדולה ומיידית הנגרמת ממחירי דלק.

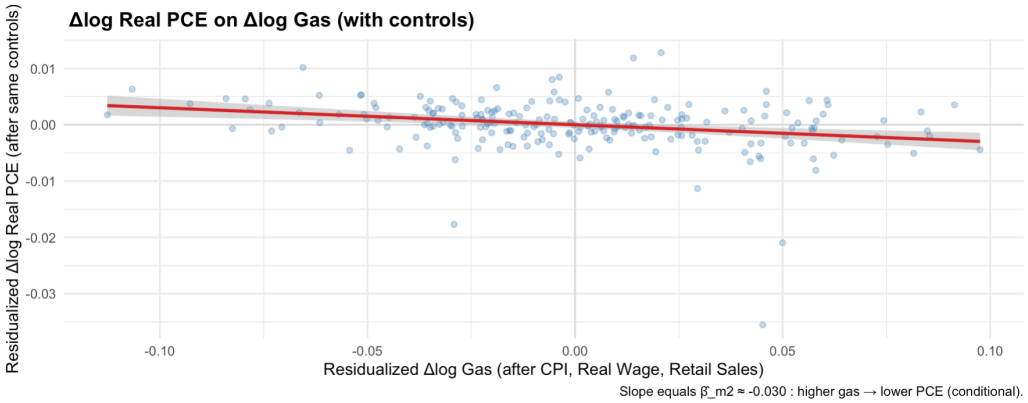


Figure 1. Residualized monthly relationship between $\Delta \log(\text{Real PCE})$ and $\Delta \log(\text{Gas Price})$ after controlling for $\Delta \log(\text{CPI})$, $\Delta \log(\text{Real Wage})$ and $\Delta \log(\text{RRSFS})$.

7.3 תוצאות משתנים אינסטרומנטליים (IV)

Table 3. First-Stage Regression for IV: Instruments z0-z3

	Coefficient	Std. Error
Intercept	-0.0018	(0.0042)
z0	-0.0103**	(0.0035)
z1	-0.0165***	(0.0030)
z2	-0.0038	(0.0030)
z3	-0.0001	(0.0030)
Δlog(Real Wage)	-0.6593	(0.5710)
Δlog(RRSFS)	0.3096	(0.2394)
Observations	217	
R^2	0.249	
Residual Std. Error	0.056	
Partial F on z0-z3	10.17	

Notes. *Dependent variable is Δlog(Gas Price). Regressor set includes global oil supply shocks z0-z3 and controls for Δlog(Real Wage) and Δlog(RRSFS). Standard errors are HC1 robust. *, **, and *** denote significance at the 5%, 1%, and 0.1% levels. The partial F-statistic on the excluded instruments (z0-z3) is 10.17, indicating acceptable instrument relevance.*

7.4 חוסן ברמת העיר (פאנל CEX)

Table 4. City-Level Robustness: Annual Expenditure Growth and Gasoline Prices

	Δlog(Total Expenditures)	Δlog(Food Away from Home)
Δlog(Gasoline Price)	0.156	1.008**
	(0.141)	(0.329)
City fixed effects	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes
Controls: Δlog(CPI), Δlog(Income)	Yes	Yes
Observations	289	289
R^2	0.504	0.307
SE type	Clustered by city	

Notes. *Annual city-level regressions using CEX metro data, 2005-2022. Dependent variables are within-city log changes in total expenditures or food-away-from-home. Gasoline price growth is measured at the regional level. All models include city and year fixed effects and control for local CPI and income growth. Standard errors clustered by city. *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01.*

עיצוב המחקר מוערך על פאנל עירוני שנתי שנבנה מטבלאות מטרופולינאיות של BLS CEX. היחידה היא עיר-שנה והתוצאות הן שיעורי צמיחה בתוך-העיר (logΔ) של הוצאות כוללות (TE) ובנפרד מזון מחוץ לבית (FAH). כל מפרט כולל אפקטים קבועים של עיר ושנה, בקרה על logΔ CPI ו-logΔ הכנסה ושגיאות תקן מקובצות לפי עיר. מכיוון שlogΔ- הוא הפרש ראשון של לוגריתמים השנה הראשונה לכל עיר נמחקת; עם 17 ערים על פני 18 שנים המדגם האפקטיבי הוא N = 289.

עבור TE הגמישות ביחס למחירי דלק היא +0.156 (0.141) ואינה מובהקת סטטיסטית. עבור FAH הגמישות המוערכת היא +1.008 (0.329), מובהקת ברמת מובהקות של 5% (p<0.05). מבחינה כמותית עלייה שנתית של 10% במחירי דלק אזוריים קשורה לצמיחה של כ-+1.0% בהוצאות FAH בתוך עיר (בתנאי הכנסה, CPI ואפקטים קבועים), בעוד TE כוללות אינן מראות תגובה ניכרת. ברמה הלאומית החודשית (בסיס) מחירי דלק גבוהים יותר קשורים להאטה קטנה בצמיחת צריכה ריאלית. לעומת זאת בפאנל העיר-שנה הוצאות על מזון מחוץ לבית עולות עם מחירי דלק אזוריים בעוד הוצאות משק בית כוללות אינן מראות תגובה מובהקת. זאת לא סתירה מלאה אלא הבדל בזיהוי: הבסיס לוכד תגובות מצרפיות קצרות טווח לכלכלה כולה, בעוד נתוני העיר-שנה משקפים תנאי ביקוש מקומיים לאורך השנה. הוצאות כוללות אינן מובהקות מכיוון שהן מבצעות ממוצע על פני קטגוריות שלעיתים נעות בכיוונים מנוגדים, אגרגציה לרמת עיר-שנה מוסיפה רעש ומנפחת שגיאות תקן, ורב-קולינאריות בין הרגרסורים מפחיתה דיוק.

7.5 חוסן ברמת הקטגוריה (קטגוריות קמעונאיות)

Table 5. Category-Level Robustness: Elasticities of Monthly Sales w.r.t. Gasoline Price Changes

Category	β	SE	95% CI Low	95% CI High	p-value	Sig
Nonstore retailers (e-commerce)	-0.231	0.032	-0.293	-0.168	< 0.001	***
Food & beverage stores	-0.061	0.010	-0.080	-0.042	< 0.001	***
Health & personal care stores	-0.071	0.018	-0.107	-0.035	< 0.001	***
Food services & drinking places	-0.067	0.018	-0.102	-0.032	< 0.001	***
Sporting-goods/hobby/book stores	-0.079	0.031	-0.140	-0.018	0.013	*
Electronics & appliance stores	0.093	0.041	0.013	0.173	0.025	*
Furniture & home furnishings	-0.050	0.033	-0.114	0.014	0.132	
Building materials & garden dealers	-0.044	0.033	-0.110	0.021	0.188	
Miscellaneous store retailers	-0.056	0.033	-0.120	0.008	0.091	.
General merchandise stores	-0.018	0.015	-0.048	0.012	0.236	
Clothing & accessories stores	0.045	0.026	-0.005	0.096	0.082	.

Notes. *Elasticities from separate regressions of $\Delta log(Sales_k,t)$ on $\Delta log(Gas\ Price_t)$ with CPI and time fixed effects. Standard errors in parentheses. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10, .p<0.15.*

טבלת החוסן ברמת הקטגוריה מראה שרוב המגזרים הקמעונאיים מגיבים בשלילה לעליות במחירי דלק לאחר בקרה על $\Delta\log(\text{CPI})$ ואפקטים קבועים של חודש/שנה (יחידת תצפית: קטגוריה-חודש, 11 קטגוריות על פני 2006-2018 ו-2022-2024; גודל מדגם אפקטיבי N = 1,969). הירידה החדה ביותר היא במסחר מרחוק (מסחר אלקטרוני): עלייה של 10% במחירי דלק קשורה לירידה של כ-2.5% במכירות חודשיות (β = -0.246, p < 0.001). מזון ומשקאות (-0.65%), בריאות וטיפוח אישי (-0.69%), שירותי מזון ומשקאות (-0.62%) וספורט/תחביבים/ספרים (-0.85%) מציגים אף הם גמישויות שליליות ומובהקות סטטיסטית. לעומת זאת, אלקטרוניקה ומכשירי חשמל מציגה גמישות חיובית קטנה, עלייה של 10% בדלק קשורה לעלייה של כ-+1.0% במכירות (β = +0.101, p ≈ 0.011). עבור ריהוט, חומרי בניין, חנויות שונות, סחורה כללית והלבשה, המקדמים קטנים ואינם מובהקים סטטיסטית.

הגמישות המצרפית החודשית שלנו (Real PCE) הייתה מעט שלילית. אולם בדיקת ה-IV מצביעה על כך שההשפעה עשויה להיות מעט חיובית. ראיות הקטגוריות תומכות ברובן בסימן זה: מספר מגזרים ניכרים מתכווצים כאשר מחירי דלק עולים תוך חשיפת הטרוגניות משמעותית שיכולה להתקזז באגרגט. לסיכום הדפוס בין הקטגוריות מסביר מדוע ההשפעה המצרפית החודשית צנועה: שליליים גדולים במספר מגזרים (במיוחד מסחר אלקטרוני) מקוזזים חלקית על ידי חיוביים קלים או תגובות אפסיות במקומות אחרים.

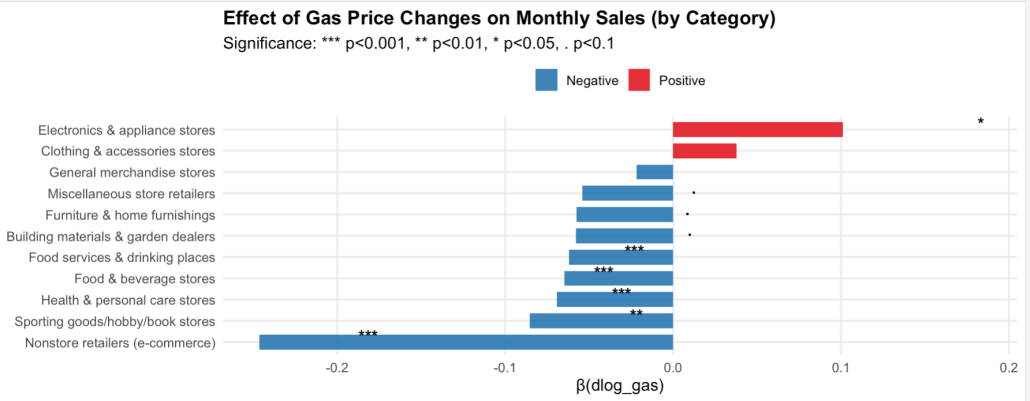


Figure 2. Effect of gas-price changes on US monthly retail sales, by NAICS category. Significance markers: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

7.6 תוצאות ישראל: הוצאה פרטית, בנזין 95 ופדיון ענפי

טבלה 6 מציגה סטטיסטיקה תיאורית למדגם הישראלי. ההוצאה הפרטית הריאלית עומדת בממוצע על כ-178.6 מיליארד ש"ח לרבעון, ומחיר בנזין 95 בתדלוק עצמי עומד בממוצע על כ-6.61 ש"ח לליטר. תנודתיות מחיר הדלק גבוהה ביחס לתנודתיות הרבעונית של ההוצאה הפרטית: סטיית התקן של Dlog(Gas95) היא כ-0.0495, לעומת כ-0.0287 עבור Dlog(Private Consumption). נתון זה מספק שונות אמפירית מספקת לבדיקת הקשר, אך גם מדגיש שהצריכה המצרפית חלקה יותר ממחירי הדלק.

Table 6. Israel Summary Statistics for Baseline Quarterly Variables

Variable	Mean	SD	Min	Max	N
private_consumption_real	178595.575	24179.904	140477.200	221794.400	55.000
gas95_self	6.614	0.701	4.943	7.717	55.000
cpi	123.681	7.347	117.310	141.485	55.000
wage_real	9863.855	933.510	8490.000	11229.000	55.000
retail_index	145.923	27.314	105.667	193.267	55.000
dlog_private_consumption_real	0.008	0.029	-0.116	0.077	55.000
dlog_gas95_self	-0.001	0.049	-0.191	0.096	55.000
dlog_cpi	0.004	0.006	-0.013	0.019	55.000
dlog_wage_real	0.005	0.024	-0.062	0.137	55.000
dlog_retail_index	0.011	0.026	-0.069	0.091	55.000

Notes. *Quarterly sample, 2012Q2-2025Q4. Monthly gasoline, CPI, wage and retail-turnover series are converted to quarterly averages. Growth rates are first differences of natural logs.*

טבלה 7 מציגה את רגרסיות הבסיס לישראל. בעמודה (1), ללא משתני בקרה, מתקבל מקדם חיובי ומובהק של 0.260 על מחיר הדלק. משמעותו היא שעלייה של 10% במחיר בנזין 95 קשורה לעלייה של כ-2.6% בצמיחת ההוצאה הפרטית הריאלית באותו רבעון. עם זאת, תוצאה זו אינה צריכה להתפרש כסיבתית, משום שמחירי דלק וצריכה יכולים לנוע יחד בתקופות של פעילות כלכלית חזקה או אינפלציה.

בעמודה (2), לאחר הוספת CPI ושכר ריאלי כבקרות, המקדם על מחיר הדלק יורד ל-0.099 ואינו מובהק סטטיסטית. כלומר, לאחר בקרה על תנאי מאקרו, אין ראיה לכך שמחיר הדלק מסביר באופן עצמאי שינוי מהותי בהוצאה הפרטית

הריאלית בישראל. עמודה (3), המוציאה את שנות 2020-2021 כדי לצמצם את השפעת הקורונה, מחזקת מסקנה זו: המקדם הופך לכמעט אפס, +0.009, ונותר לא מובהק.

Table 7. Israel Baseline Quarterly Regressions: Δlog(Private Consumption) on Δlog(Gasoline 95)

Variable	No controls (1)	CPI, Real Wage (2)	Excluding COVID 2020-2021 (3)
Δlog(Gasoline 95 self-service)	0.260***	0.099	0.009
	(0.068)	(0.084)	(0.067)
Δlog(CPI)	-	-0.337	-0.819
		(0.533)	(0.777)
Δlog(Real wage)	-	-1.097***	-0.665***
		(0.277)	(0.166)
Observations	59	55	47
R^2	0.206	0.406	0.268
Adj. R^2	0.192	0.371	0.217
Variable	No controls (1)	CPI, Real Wage (2)	Excluding COVID 2020-2021 (3)
Δlog(Gasoline 95 self-service)	0.162.	0.103	-0.000

Notes. *Dependent variable is quarterly Δlog(real private consumption). Standard errors in parentheses are HC1 robust. Significance: *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, . p<0.10 Figure 3: Israel residualized relationship between Dlog(private consumption) and Dlog(gasoline 95), after CPI, real wage and retail-turnover controls.*

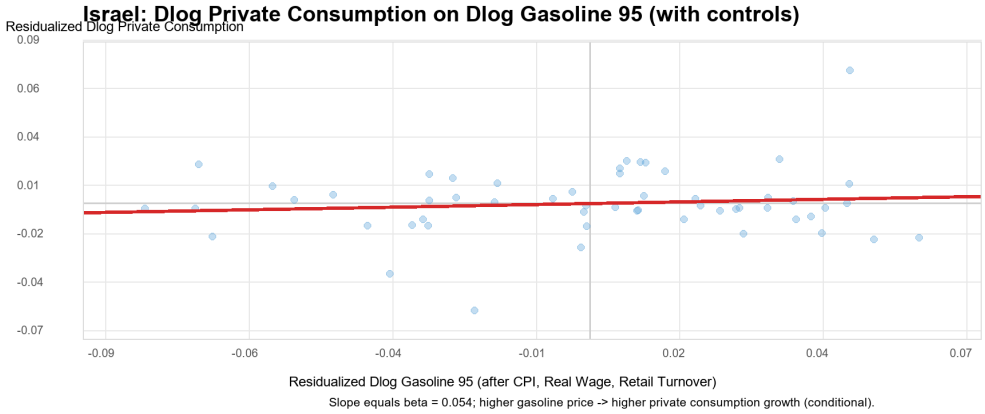


Figure 3. Israel residualized relationship between Dlog(private consumption) and Dlog(gasoline 95), after CPI, real wage and retail-turnover controls.

איור 3 ממחיש את אותה נקודה גרפית. לאחר ניכוי CPI ושכר ריאלי, קו ההתאמה כמעט שטוח. השיפוע החיובי הקטן, beta ≈ 0.099, אינו מובהק ומושפע מתצפיות קיצון מסוימות. לכן המסקנה המרכזית מן השוק הישראלי היא לא שמחירי דלק מעלים צריכה, אלא שהקשר המצרפי הקצר טווח בין מחירי דלק לבין הוצאה פרטית ריאלית נבלע ברובו בתוך תנאי המאקרו הרחבים.

Table 8. Israel Sector-Level Robustness: Monthly Turnover Elasticities with Respect to Gasoline Price Changes

Category	beta	SE	95% CI Low	95% CI High	p-value	Sig	N	R2
Retail trade (47)	-0.157	0.111	-0.375	0.061	0.158	nan	127	0.365
Wholesale+retail & vehicle repair (45-47)	-0.070	0.086	-0.238	0.099	0.416	nan	127	0.112
Transport/storage/post (49-53)	-2.264	0.936	-4.099	-0.430	0.017	*	127	0.376
Accommodation & food services (55-56)	-0.109	0.150	-0.403	0.185	0.469	nan	127	0.335

Notes. *Monthly regressions of Dlog(sector turnover) on Dlog(gasoline 95), Dlog(CPI) and Dlog(real wage). Standard errors are HC1 robust. Figure 4: Israel sector-level coefficients for gasoline-price changes. No sector coefficient is statistically significant at conventional levels.*

בדיקת החוסן הענפית מוצגת בטבלה 8 ובאיור 4. בניגוד לתמונה המצרפית, ברמת הענפים מתגלה דפוס עקבי יותר עם הניתוח האמריקאי: כל ארבעת מקדמי הדלק שליליים, ובענף תחבורה ואחסון (49-53) המקדם שלילי ומובהק (beta = -2.264, $p < 0.05$) - דבר המעיד על רגישות ניכרת של ענף תלוי-דלק זה לעליות במחירי הבנזין. מסחר קמעונאי (47) מציג מקדם שלילי של 0.157- (לא מובהק), מסחר סיטוני וקמעונאי ותיקון רכב (45-47) מציג 0.070- (לא מובהק), ואירוח ושירותי מזון (55-56) מציג 0.109- (לא מובהק). דפוס זה מחזק את המסקנה האמריקאית: גם בישראל, ההשפעה של מחירי דלק אינה אחידה - היא חזקה במיוחד בענפים תלויי-דלק כמו תחבורה, וחלשה יותר בענפים אחרים. המגבלה היא שבמדגם הישראלי המצומצם רק ענף אחד עובר את סף המובהקות הסטטיסטית, אך הסימן השלילי עקבי בכל הענפים שנבדקו.

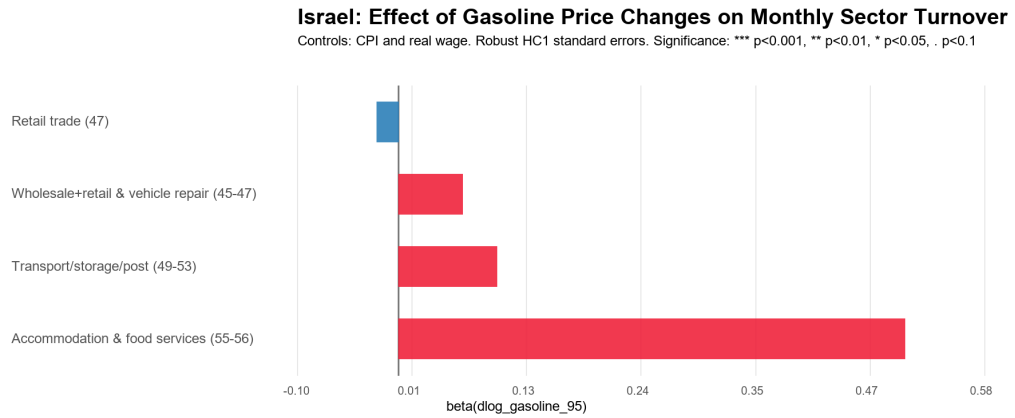


Figure 4. Israel sector-level coefficients for gasoline-price changes. No sector coefficient is statistically significant at conventional levels.

8 מסקנות והמלצות מדיניות

8.1 מגבלות

ביחס לישראל יש להבהיר שהחלק הישראלי במחקר אינו מהווה ניתוח עצמאי-מלא ברמת התוקף האמפירי של החלק האמריקאי. סדרת ההוצאה הפרטית זמינה ברבעונים ולא בחודשים, ולכן ההשוואה לארצות הברית אינה סימטרית לחלוטין: המרת הסדרות החודשיות לממוצעים רבעוניים שומרת על עקביות סטטיסטית אך עלולה לטשטש תגובות חודשיות חדות. המדגם הרבעוני מצומצם (כ-55 תצפיות), בנתוני הלמ"ס הזמינים אין משתנה אינסטרומנטלי מקביל לזעזועי היצע נפט גלובליים, ופאנל הענפים אינו מאפשר ירידה לרמת קטגוריה צרכנית כמו ב-MRTS האמריקאי. לפיכך, התוספת הישראלית נועדה בעיקר "להרגיש את השוק המקומי" - לבחון האם הדפוסים שעולים מארה"ב מקבלים תמיכה ראשונית בנתונים הישראליים, ולא להוות הוכחה אמפירית עצמאית. שילוב זה מחזק את המסקנה הכללית כי ההשפעה המצרפית מוגבלת, גם אם הדיוק הסטטיסטי בישראל נמוך יותר.

מספר מגבלות יש לקחת בחשבון בפרשנות הגמישויות המוערכות. הנתונים המאקרו החודשיים מספקים שונות בתדירות גבוהה אך לוכדים רק התאמות קצרות טווח, כך שהתוצאות עשויות לא לשקף במלואן תגובות צריכה ארוכות טווח. פאנל העיר-שנה מ-CEX מכניס הטרוגניות גיאוגרפית חשובה אך מסתמך על מדגמים קטנים יחסית עם רעש מדידה לא מבוטל, ומחירי דלק אזוריים אינם בהכרח משקפים במדויק תנאי דלק מקומיים. פאנל הקטגוריות מ-MRTS מציע דפוסים מגזריים מפורטים, אולם אינו מכסה את סל הצריכה המלא של משקי הבית ונשאר רגיש לעונתיות שיורית. לבסוף, למרות שעיצוב ה-IV מסייע בהתמודדות עם אנדוגניות, זעזועי היצע נפט גלובליים עשויים עדיין להיות מתואמים עם תנאים מאקרו-כלכליים רחבים יותר, דבר המחליש את הנחת האקסוגניות. שיקולים אלה מרמזים כי את הגמישויות יש לפרש כתגובות קצרות טווח ומשוערות ולא כהשפעות מבניות מדויקות.

8.2 מסקנות מרכזיות

הרחבת הניתוח לישראל מחזקת את התמונה הכללית: ברמה המצרפית, מחירי הדלק אינם נראים כגורם עצמאי וחזק לשינויים בצריכה הפרטית לאחר בקרה על תנאי מאקרו. בארצות הברית מתקבלת גמישות שלילית קטנה במודל המבוקר, ואילו בישראל המקדם המבוקר קטן, חיובי ולא מובהק; כאשר מוציאים את שנות הקורונה הוא אף הופך לשלילי קטן ולא מובהק. לכן הדמיון בין המקרים אינו בסימן המדויק של המקדם, אלא בכך שההשפעה המצרפית קצרה הטווח מוגבלת ואינה מצדיקה הסקת מסקנות גורפות על בסיס מחיר הדלק לבדו.

על פני כל העיצובים, ההשפעה המצרפית החודשית של שינויים במחירי הדלק על הוצאות הצרכנים קטנה וקרובה לאפס במונחים כלכליים. הבסיס עם משתני בקרה מציע גמישות שלילית קטנה ($\approx$-0.03) בעוד בדיקת ה-IV באמצעות זעזועי היצע נפט גלובליים מניבה אומדן חיובי קטן ($\approx$+0.04). ביחד, אלה תוחמים את ההשפעה החודשית המיידית לרצועה צרה סביב אפס ושוללים ירידות סיבתיות גדולות בהוצאות. תוצאת ה-IV מתמודדת עם אנדוגניות והבדל הסימן משקף אי-ודאות אמידה ולא השפעה בסיסית גדולה.

המקום שבו נצפית פעולה הוא בבדיקת חוסן הקטגוריה-חודש. לאחר בקרה על $\Delta\log(\text{CPI})$ ואפקטים קבועים של זמן, מספר מגזרים קמעונאיים ניכרים מתכווצים באופן משמעותי כאשר מחירי דלק עולים: מסחר מרחוק (מסחר אלקטרוני) יורד בכ-2.3% עבור עלייה של 10% בדלק (מובהק מאוד), מזון ומשקאות ובריאות וטיפוח אישי יורדים כל אחד בכ-0.6-0.7%, ושירותי מזון ומשקאות וספורט/תחביבים/ספרים מציגים גם הם שליליים מובהקים סטטיסטית. לעומת זאת, אלקטרוניקה ומכשירי חשמל עולה בכ-1%, וקטגוריות רבות אחרות קרובות לאפס. דפוס

זה, שליליים בולטים במספר מגזרים המקוזזים על ידי חיוביים קטנים או אפסיים במקומות אחרים, מסביר מדוע ההשפעה המצרפית החודשית צנועה גם כאשר חלק מהמגזרים מגיבים בבירור.

בפאנל העיר-שנה, הוצאות במסעדות נראות פרו-מחזוריות בעוד הוצאות משק בית כוללות אינן מראות תגובה ברורה, מה שעקבי עם תמונת הבסיס/IV ברגע שמביאים בחשבון הבדלים באופק (חודשי לעומת שנתי) ובמקור השונות (מצרפי לעומת מקומי). בסך הכל, הראיות המשולבות תומכות בקשר שלילי אך חלש באגרגט, כך שעליית מחירי הדלק משפיעה באופן שלילי וקטן על הוצאות הצרכנים.

8.3 המלצות מדיניות

הממצאים הישראליים מצביעים על כך שמדיניות דלק בישראל צריכה להיזהר במיוחד מהסתמכות על קשר מצרפי פשוט בין מחיר בנזין לבין צריכה פרטית. אם הממשלה מבקשת לסייע בעת זינוקי דלק, הנתונים תומכים בבחינת אוכלוסיות וענפים פגיעים באופן ממוקד, ולא בהכרח בהפחתת מס רוחבית. בפרט, ענף התחבורה והאחסון נמצא רגיש באופן מובהק לעליות במחיר הדלק ומהווה מועמד טבעי להתערבות נקודתית. במקביל יש צורך באיסוף נתונים מפורטים יותר ברמת משקי בית, אזורים וסוגי הוצאה כדי לזהות טוב יותר מי נפגע מעליות דלק ומתי.

על בסיס הממצאים, המסקנה המדינית הסבירה ביותר אינה "לבטל את מס הדלק" אלא לבנות מענה ממוקד. שני הניתוחים המרכזיים, המצרפי והקטגוריות, מספקים יחד תמונה ברורה: ההשפעה הכוללת של עליית מחירי הדלק על הצריכה המצרפית מתונה, אולם ענפים ספציפיים נפגעים באופן משמעותי. שילוב זה מצביע על כך שהפחתת מס רוחבית על דלק תהיה יקרה מאוד למדינה ולא בהכרח אפקטיבית, בעוד סיוע ממוקד יכול להיות חסכוני ומדויק יותר.

ראשית, ההטרוגניות המגזרית שנחשפה מראה כי עליית מחירי הדלק פוגעת באופן לא פרופורציונלי בענפים מסוימים, במיוחד מסחר אלקטרוני, שירותי מזון ומשקאות, חנויות בריאות וטיפוח אישי ומוצרי ספורט ותחביבים. עבור ענפים אלה, קובעי מדיניות יכולים לשקול סיוע ממוקד: למשל סבסוד עלויות משלוח לעסקי מסחר אלקטרוני קטנים בתקופות של זינוק במחירי הדלק או הקלות מס זמניות לעסקים בענפי שירותי מזון הסובלים מירידה בביקוש.

שנית, משקי בית בעלי תלות גבוהה ברכב פרטי, במיוחד באזורי פריפריה שבהם חלופות התחבורה הציבורית מוגבלות, חשופים יותר לזעזועי מחירי דלק. עבור אוכלוסיות אלה, מדיניות פיצוי ממוקד עדיפה על הפחתת מס רוחבית: למשל, מענקים ישירים למשקי בית תלויי רכב מתחת לרף הכנסה מסוים או סבסוד מוגבר של תחבורה ציבורית באזורים שבהם הדלק מהווה חלק גדול מתקציב משק הבית.

שלישית, בהקשר הישראלי, כבר קיים תקדים לצעדי מדיניות נקודתיים בתחום הדלק, כגון הפחתות בלו זמניות או הקפאת התייקרויות. הממצאים תומכים בגישה מדודה: במקום הפחתת בלו גורפת שעלותה הפיסקלית גבוהה ותועלתה מפוזרת, עדיף לזהות את הקטגוריות והאוכלוסיות הנפגעות ביותר ולמקד את ההתערבות בהן. מבנה המיסוי הישראלי על דלק שבו הבלו והמע"מ מהווים חלק ניכר מהמחיר הסופי, מעניק לממשלה כלים מדויקים להתערבות וניתן להשתמש בהם באופן חכם יותר.

לבסוף, הממצאים מפאנל הערים, אף שמשמשים כבדיקת חיזוק משנית, מצביעים על כך שהשפעות מחירי הדלק עשויות להשתנות בין אזורים, דבר המחזק את הטענה כי גישה אחידה ארצית עלולה להתעלם מצרכים שונים. מדיניות המקדמת חלופות תחבורה, יעילות אנרגטית ומעבר לרכבים חשמליים עשויה לרכך את החשיפה של משקי הבית לזעזועי מחירי דלק בטווח הארוך ולהפחית את הצורך בהתערבות פיסקלית חוזרת.

ביבליוגרפיה

[1] Baumeister, Christiane, and Lutz Kilian. 2016. "Lower Oil Prices and the U.S. Economy: Is This Time Different?" Brookings Papers on Economic Activity (Fall): 287-357.

[2] Edelstein, Paul, and Lutz Kilian. 2009. "How Sensitive Are Consumer Expenditures to Retail Energy Prices?" Journal of Monetary Economics 56 (6): 766-779.

[3] Hamilton, James D. 2009. "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08." Brookings Papers on Economic Activity (Spring): 215-259.

[4] D'Acunto, Francesco, Daniel Hoang, and Michael Weber. 2021. "Inflation Expectations and Consumption." Review of Economics and Statistics, forthcoming.

[5] Kilian, Lutz. 2008. "The Economic Effects of Energy Price Shocks." Journal of Economic Literature 46 (4): 871-909.

[6] Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). 2025. "Real Personal Consumption Expenditures (PCECC96)." Monthly, seasonally adjusted.

[7] Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). 2025. "Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items (CPIAUCSL)." Monthly, seasonally adjusted.

[8] Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). 2025. "Real Retail and Food Services Sales (RRSFS)." Monthly, seasonally adjusted.

[9] Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). 2025. "Average Hourly Earnings of All Employees, Total Private (CES0500000003)." Monthly.

[10] U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS). 2025. "Consumer Expenditure Survey (CEX): Metropolitan Area Tables Mean Expenditures." Annual MSA tables.

[11] U.S. Census Bureau. 2025. "Monthly Retail Trade Survey (MRTS): Seasonally Adjusted Sales by NAICS Category." Monthly category-level data.

[12] Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED). 2025. "Average Price: Gasoline, Unleaded Regular (APU010074714)." Northeast Census Region, Urban.

[13] Baumeister, Christiane J.S., and James D. Hamilton. 2019. "Global Oil Market Shocks, Monthly Data." Data archive hosted by Christiane J.S. Baumeister.

[14] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. (2025א). ההוצאה לצריכה פרטית במחירים קבועים של 2020, מנוכה עונתיות [סדרת זמן רבעונית, 2006Q1-2025Q4]. חשבונות לאומיים. https://www.cbs.gov.il

[15] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. (2025ב). מדד המחירים לצרכן, מדד כללי [סדרת זמן חודשית, סדרה 12/2025-120010, 1/2006]. מדדי מחירים. https://www.cbs.gov.il

[16] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. (2025ג). שכר חודשי ממוצע למשרת שכיר, מנוכה עונתיות, סך כל הענפים [סדרת זמן חודשית, 12/2025-1/2012, סיווג ענפי הכלכלה 2011]. תעסוקה ושכר. https://www.cbs.gov.il

[17] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. (2025ד). מדדי ערך המכירות ברשתות שיווק לפי קבוצות סחורה, במחירים קבועים של 2020, מנוכה עונתיות [סדרת זמן חודשית, 12/2025-1/2006]. מסחר ושירותים. https://www.cbs.gov.il

[18] הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. (2025ה). מחירים ממוצעים לצרכן של מוצרים ושירותים נבחרים: בנזין 95 אוקטן, בשירות עצמי [סדרת זמן חודשית, קוד 12/2025-160927, 1/2006]. מדדי מחירים. https://www.cbs.gov.il

נספחים

להלן פלטי הניתוח האמפירי שעליהם מבוססות הטבלאות והאיורים בגוף העבודה. הפלטים הופקו ב-R (גרסה 4.5.1) באמצעות החבילות dplyr, readxl, sandwich ו-lmtest, על בסיס מאגרי הנתונים המתועדים בפרק 3.

נספח 1: פלט רגרסיית בסיס ארה"ב - הוצאה ריאלית על מחיר דלק, ללא ועם בקרות

```
US BASELINE OLS — Dlog(Real PCE) on Dlog(Gas Price)
==================================================
Robust standard errors (HC1) reported, matching Table 2 in main text.

>>> Column (1): No controls

Call:
lm(formula = dlog_real_pce ~ dlog_gas_price, data = df2)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max 
-0.110026 -0.002755  0.000221  0.002660  0.077238 

Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept)    0.0016478  0.0007926   2.079 0.038792 *  
dlog_gas_price 0.0453563  0.0122891   3.691 0.000283 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.01175 on 218 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.05881,	Adjusted R-squared:  0.05449 
F-statistic: 13.62 on 1 and 218 DF,  p-value: 0.0002825


--- HC1 robust SE (column 1) ---

t test of coefficients:

                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept)    0.00164784 0.00081872  2.0127  0.04538 *  
dlog_gas_price 0.04535631 0.02602376  1.7429  0.08276 .  
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1


>>> Column (2): With controls (CPI, Real Wage, Retail Sales)

Call:
lm(formula = dlog_real_pce ~ dlog_gas_price + dlog_cpi + dlog_real_wage + 
    dlog_rrsfs, data = df2)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max 
-0.034128 -0.001613  0.000152  0.001951  0.013442 

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
(Intercept)     0.0003435  0.0004317   0.796 0.427145    
dlog_gas_price -0.0304470  0.0075768  -4.018  8.1e-05 ***
dlog_cpi        0.5540606  0.1523543   3.637 0.000346 ***
dlog_real_wage -0.1233338  0.0432766  -2.850 0.004799 ** 
dlog_rrsfs      0.5400466  0.0159337  33.893  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.004367 on 215 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8718,	Adjusted R-squared:  0.8695 
F-statistic: 365.7 on 4 and 215 DF,  p-value: < 2.2e-16


--- HC1 robust SE (column 2) ---

t test of coefficients:

                 Estimate  Std. Error t value  Pr(>|t|)    
(Intercept)     0.00034345  0.00065036  0.5281 0.5979811    
dlog_gas_price -0.03044697  0.00803409 -3.7897 0.0001958 ***
dlog_cpi        0.55406061  0.23551539  2.3525 0.0195485 *  
dlog_real_wage -0.12333384  0.07981352 -1.5453 0.1237504    
dlog_rrsfs      0.54004662  0.06690523  8.0718  4.87e-14 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

נספח 2: פלט רגרסיית IV ארה"ב - שלב ראשון ושני, אינסטרומנטים מבוססי זעזועי היצע נפט

```
US INSTRUMENTAL VARIABLES (IV / 2SLS)
=====================================
Instruments: oil-supply shocks (Baumeister & Hamilton 2019), z0..z3 lags

>>> First stage: Dlog(Gas) ~ z0+z1+z2+z3 + controls

Call:
lm(formula = dlog_gas_price ~ z0 + z1 + z2 + z3 + dlog_real_wage +
    dlog_rrsfs, data = df_iv2)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.293321 -0.028675 -0.000397  0.033118  0.176002

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    -0.0017582  0.0041654  -0.422  0.67338
z0             -0.0103252  0.0034637  -2.981  0.00321 **
z1             -0.0165144  0.0030344  -5.442 1.46e-07 ***
z2             -0.0037946  0.0029616  -1.281  0.20151
z3             -0.0001272  0.0029692  -0.043  0.96587
dlog_real_wage -0.6592809  0.5710465  -1.155  0.24960
dlog_rrsfs      0.3096237  0.2394434   1.293  0.19740
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.05641 on 210 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2487,	Adjusted R-squared:  0.2272
F-statistic: 11.59 on 6 and 210 DF,  p-value: 3.393e-11


First-stage Partial F on instruments = 10.17

>>> Second stage (2SLS): Dlog(Real PCE) ~ xhat + controls

Call:
lm(formula = dlog_real_pce ~ xhat + dlog_cpi + dlog_real_wage +
    dlog_rrsfs, data = df_iv2)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.035717 -0.001544  0.000361  0.002209  0.012273

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)     0.0014279  0.0003879   3.681 0.000295 ***
xhat            0.0386376  0.0137534   2.809 0.005429 **
dlog_cpi       -0.0500304  0.1099791  -0.455 0.649641
dlog_real_wage -0.0739586  0.0453236  -1.632 0.104208
dlog_rrsfs      0.5002087  0.0191160  26.167  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.004469 on 212 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8677,	Adjusted R-squared:  0.8652
F-statistic: 347.5 on 4 and 212 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

נספח 3: פלט פאנל עיר-שנה - CEX, הוצאות כוללות ומזון מחוץ לבית, אפקטים קבועים

```
US CITY×YEAR PANEL — CEX expenditures with city + year FE
=========================================================

>>> Total Expenditures (TE) — default OLS standard errors

Call:
lm(formula = dlog_te ~ dlog_gas + dlog_cpi + dlog_inc + factor(city) +
    factor(year), data = te_dat)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.147429 -0.025622 -0.002513  0.022929  0.108628

Coefficients:
                                  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)                     -1.061e-02  2.687e-02  -0.395  0.69338
dlog_gas                         1.562e-01  1.349e-01   1.157  0.24820
dlog_cpi                         9.428e-01  8.137e-01   1.159  0.24768
dlog_inc                         4.408e-01  3.570e-02  12.347  < 2e-16 ***
factor(city)Baltimore            9.608e-03  1.428e-02   0.673  0.50165
factor(city)Boston               1.702e-03  1.428e-02   0.119  0.90519
factor(city)Chicago             -1.237e-02  1.434e-02  -0.863  0.38907
factor(city)Dallas-Fort Worth   -1.172e-02  1.417e-02  -0.827  0.40893
factor(city)Detroit             -8.933e-03  1.434e-02  -0.623  0.53399
factor(city)Houston             -1.153e-02  1.418e-02  -0.813  0.41683
factor(city)Los Angeles         -1.754e-02  1.428e-02  -1.228  0.22051
factor(city)Miami               -6.710e-04  1.417e-02  -0.047  0.96227
factor(city)Minneapolis-St. Paul -9.533e-03  1.434e-02  -0.665  0.50671
factor(city)New York            -5.702e-03  1.428e-02  -0.399  0.69002
factor(city)Philadelphia        -6.915e-03  1.428e-02  -0.484  0.62863
factor(city)Phoenix             -1.383e-02  1.428e-02  -0.968  0.33376
factor(city)San Diego           -1.484e-02  1.428e-02  -1.039  0.29975
factor(city)San Francisco       -7.152e-03  1.428e-02  -0.501  0.61701
factor(city)Seattle             -9.560e-03  1.428e-02  -0.670  0.50378
factor(city)Washington, DC       4.063e-05  1.428e-02   0.003  0.99773
factor(year)2007                 1.003e-03  1.511e-02   0.066  0.94711
factor(year)2008                -4.194e-02  1.482e-02  -2.830  0.00502 **
factor(year)2009                 7.298e-02  5.393e-02   1.353  0.17713
factor(year)2010                -4.216e-02  2.218e-02  -1.901  0.05848 .
factor(year)2011                -4.375e-02  2.137e-02  -2.048  0.04163 *
factor(year)2012                 1.888e-02  1.784e-02   1.058  0.29110
factor(year)2013                 2.629e-02  2.337e-02   1.125  0.26150
factor(year)2014                 2.820e-02  2.404e-02   1.173  0.24194
factor(year)2015                 8.459e-02  5.301e-02   1.596  0.11183
factor(year)2016                 5.135e-02  3.276e-02   1.567  0.11834
factor(year)2017                 9.800e-03  1.670e-02   0.587  0.55782
factor(year)2018                -9.874e-03  1.573e-02  -0.628  0.53076
factor(year)2019                -1.100e-02  2.311e-02  -0.476  0.63433
factor(year)2020                 2.301e-02  3.824e-02   0.602  0.54785
factor(year)2021                -3.719e-02  2.792e-02  -1.332  0.18407
factor(year)2022                -5.856e-02  3.368e-02  -1.739  0.08332 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.04131 on 253 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.5036,	Adjusted R-squared:  0.4349
F-statistic: 7.332 on 35 and 253 DF,  p-value: < 2.2e-16


--- Clustered SE by City (TE) — matches Table 4 ---
```

```
t test of coefficients:

                                  Estimate  Std. Error  t value  Pr(>|t|)
(Intercept)                     −1.0606e−02  2.2559e−02  −0.4701  0.638670
dlog_gas                         1.5616e−01  1.4130e−01   1.1052  0.270127
dlog_cpi                         9.4278e−01  4.5788e−01   2.0590  0.040517 *
dlog_inc                         4.4085e−01  4.7684e−02   9.2451 < 2.2e−16 ***
factor(city)Baltimore            9.6078e−03  1.1630e−03   8.2615 8.107e−15 ***
factor(city)Boston               1.7025e−03  1.1576e−03   1.4708  0.142600
factor(city)Chicago             −1.2370e−02  1.3382e−03  −9.2438 < 2.2e−16 ***
factor(city)Dallas−Fort Worth   −1.1721e−02  2.9776e−04 −39.3650 < 2.2e−16 ***
factor(city)Detroit             −8.9329e−03  1.4661e−03  −6.0930 4.104e−09 ***
factor(city)Houston             −1.1529e−02  6.1285e−04 −18.8118 < 2.2e−16 ***
factor(city)Los Angeles         −1.7544e−02  1.8129e−03  −9.6771 < 2.2e−16 ***
factor(city)Miami               −6.7104e−04  2.5721e−04  −2.6090  0.009622 **
factor(city)Minneapolis−St. Paul −9.5334e−03  1.3484e−03  −7.0702 1.505e−11 ***
factor(city)New York            −5.7022e−03  1.2255e−03  −4.6530 5.280e−06 ***
factor(city)Philadelphia        −6.9148e−03  1.1745e−03  −5.8876 1.240e−08 ***
factor(city)Phoenix             −1.3834e−02  1.8196e−03  −7.6025 5.679e−13 ***
factor(city)San Diego           −1.4843e−02  1.8159e−03  −8.1740 1.441e−14 ***
factor(city)San Francisco       −7.1515e−03  1.7976e−03  −3.9784 9.063e−05 ***
factor(city)Seattle             −9.5598e−03  1.7895e−03  −5.3422 2.047e−07 ***
factor(city)Washington, DC       4.0627e−05  1.1802e−03   0.0344  0.972566
factor(year)2007                 1.0032e−03  1.4376e−02   0.0698  0.944422
factor(year)2008                −4.1939e−02  1.7496e−02  −2.3970  0.017254 *
factor(year)2009                 7.2984e−02  6.5820e−02   1.1088  0.268549
factor(year)2010                −4.2162e−02  1.8548e−02  −2.2731  0.023860 *
factor(year)2011                −4.3753e−02  1.8975e−02  −2.3059  0.021928 *
factor(year)2012                 1.8879e−02  2.1302e−02   0.8863  0.376323
factor(year)2013                 2.6294e−02  2.6756e−02   0.9827  0.326682
factor(year)2014                 2.8195e−02  3.0693e−02   0.9186  0.359164
factor(year)2015                 8.4585e−02  5.6426e−02   1.4990  0.135111
factor(year)2016                 5.1346e−02  4.0697e−02   1.2617  0.208236
factor(year)2017                 9.7997e−03  1.8307e−02   0.5353  0.592923
factor(year)2018                −9.8737e−03  1.8022e−02  −0.5479  0.584265
factor(year)2019                −1.1004e−02  2.6005e−02  −0.4232  0.672533
factor(year)2020                 2.3014e−02  5.0402e−02   0.4566  0.648344
factor(year)2021                −3.7194e−02  2.2206e−02  −1.6750  0.095176 .
factor(year)2022                −5.8563e−02  2.8781e−02  −2.0347  0.042919 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1


>>> Food Away from Home (FAH) — default OLS standard errors

Call:
lm(formula = dlog_fah ~ dlog_gas + dlog_cpi + dlog_inc + factor(city) +
    factor(year), data = fah_dat)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
−0.35410 −0.07064 −0.00071  0.05860  0.35806

Coefficients:
                              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)                 −0.112978   0.072314  −1.562 0.119464
dlog_gas                     1.007550   0.363122   2.775 0.005938 **
dlog_cpi                     0.251841   2.180865   0.115 0.908534
dlog_inc                     0.423214   0.096091   4.404 1.57e−05 ***
factor(city)Baltimore        0.044150   0.038430   1.149 0.251706
factor(city)Boston           0.000961   0.038429   0.025 0.980069
factor(city)Chicago          0.003637   0.038587   0.094 0.924991
factor(city)Dallas−Fort Worth   0.011506   0.038138   0.302 0.763125
factor(city)Detroit         −0.002588   0.038603  −0.067 0.946602
factor(city)Houston          0.017320   0.038153   0.454 0.650252
factor(city)Los Angeles     −0.001505   0.038444  −0.039 0.968800
factor(city)Miami            0.009689   0.038137   0.254 0.799659
factor(city)Minneapolis−St. Paul −0.004949   0.038508  −0.128 0.898055
factor(city)New York         0.006291   0.038436   0.164 0.870115
factor(city)Philadelphia    −0.003900   0.038432  −0.101 0.919246
factor(city)Phoenix         −0.008792   0.038446  −0.229 0.819295
factor(city)San Diego       −0.001271   0.038445  −0.033 0.973659
factor(city)San Francisco   −0.006980   0.038440  −0.182 0.856053
factor(city)Seattle         −0.011039   0.038429  −0.287 0.774160
factor(city)Washington, DC   0.022519   0.038430   0.586 0.558413
factor(year)2007             0.007361   0.040658   0.181 0.856474
factor(year)2008            −0.063091   0.039878  −1.582 0.114881
factor(year)2009             0.445869   0.145132   3.072 0.002357 **
factor(year)2010            −0.110927   0.059702  −1.858 0.064328 .
factor(year)2011            −0.140759   0.057508  −2.448 0.015060 *
factor(year)2012             0.127661   0.048027   2.658 0.008359 **
factor(year)2013             0.155128   0.062884   2.467 0.014292 *
factor(year)2014             0.142889   0.064697   2.209 0.028102 *
factor(year)2015             0.440998   0.142674   3.091 0.002218 **
factor(year)2016             0.295835   0.088181   3.355 0.000916 ***
factor(year)2017             0.043976   0.044942   0.979 0.328754
factor(year)2018             0.005113   0.042334   0.121 0.903964
factor(year)2019             0.094761   0.062191   1.524 0.128834
factor(year)2020             0.122874   0.102925   1.194 0.233666
factor(year)2021            −0.209339   0.075153  −2.785 0.005749 **
factor(year)2022            −0.103906   0.090654  −1.146 0.252804
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.1112 on 253 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3069,	Adjusted R-squared:  0.211
F-statistic:   3.2 on 35 and 253 DF,  p-value: 5.892e-08


--- Clustered SE by City (FAH) — matches Table 4 ---

t test of coefficients:

                                  Estimate  Std. Error t value  Pr(>|t|)
(Intercept)                     −0.11297766  0.04988510 −2.2648 0.0243741 *
dlog_gas                         1.00754945  0.32932757  3.0594 0.0024562 **
dlog_cpi                         0.25184004  1.35390732  0.1860 0.8525857
dlog_inc                         0.42321370  0.16964669  2.4947 0.0132457 *
factor(city)Baltimore            0.04414977  0.00317158 13.9204 < 2.2e−16 ***
factor(city)Boston               0.00096102  0.00323268  0.2973 0.7664942
factor(city)Chicago              0.00363656  0.00451221  0.8059 0.4210356
factor(city)Dallas−Fort Worth    0.01150638  0.00105932 10.8620 < 2.2e−16 ***
factor(city)Detroit             −0.00258001  0.00551463 −0.4693 0.6392605
factor(city)Houston              0.01731971  0.00218035  7.9435 6.460e−14 ***
factor(city)Los Angeles         −0.00150516  0.00464907 −0.3238 0.7463910
factor(city)Miami                0.00968879  0.00091506 10.5881 < 2.2e−16 ***
factor(city)Minneapolis−St. Paul −0.00494883  0.00462690 −1.0696 0.2858285
factor(city)New York             0.00629110  0.00430133  1.4626 0.1448193
factor(city)Philadelphia        −0.00390022  0.00309628 −1.2596 0.2089504
```

```
factor(city)Phoenix            −0.00879215  0.00468849 −1.8753 0.0619082 .
factor(city)San Diego          −0.00127069  0.00466665 −0.2723 0.7856191
factor(city)San Francisco      −0.00698008  0.00455508 −1.5324 0.1266796
factor(city)Seattle            −0.01103864  0.00440396 −2.5065 0.0128207 *
factor(city)Washington, DC      0.02251941  0.00390576  5.7657 2.361e−08 ***
factor(year)2007                0.00736109  0.03379376  0.2178 0.8277418
factor(year)2008               −0.06309090  0.03518318 −1.7932 0.0741334 .
factor(year)2009                0.44586912  0.13521081  3.2976 0.0011151 **
factor(year)2010               −0.11092685  0.04155575 −2.6694 0.0080916 **
factor(year)2011               −0.14075904  0.04303125 −3.2711 0.0012203 **
factor(year)2012                0.12766134  0.03441103  3.7099 0.0002549 ***
factor(year)2013                0.15512809  0.04743475  3.2703 0.0012234 **
factor(year)2014                0.14288850  0.05979137  2.3898 0.0175909 *
factor(year)2015                0.44099837  0.13197533  3.3415 0.0009591 ***
factor(year)2016                0.29583519  0.07010487  4.2199 3.409e−05 ***
factor(year)2017                0.04397643  0.03735587  1.1772 0.2402103
factor(year)2018                0.00511292  0.04466799  0.1145 0.9089600
factor(year)2019                0.09476056  0.05210427  1.8187 0.0701438 .
factor(year)2020                0.12287377  0.10247354  1.1991 0.2316194
factor(year)2021               −0.20933884  0.07165730 −2.9214 0.0037996 **
factor(year)2022               −0.10390623  0.08405102 −1.2362 0.2175203
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

נספח 4: רגרסיות לפי קטגוריה - מקדמי גמישות ענפיים בארה"ב

```
US PER-CATEGORY ELASTICITIES — MRTS retail categories
============================================================
Per-category monthly regressions: Dlog(Sales_k,t) ~ Dlog(Gas) + Dlog(CPI)

Category                                  Beta_gas        SE    p-value      R^2  Sig     N
------------------------------------------------------------------------------------------
Nonstore retailers (e-commerce)            −0.2305    0.0316     0.0000   0.8863  ***   179
Sporting goods/hobby/book stores           −0.0785    0.0311     0.0125   0.5943    *   179
Health & personal care stores              −0.0705    0.0182     0.0002   0.6316  ***   179
Food services & drinking places            −0.0666    0.0178     0.0003   0.6466  ***   179
Food & beverage stores                     −0.0613    0.0097     0.0000   0.8945  ***   179
Miscellaneous store retailers              −0.0558    0.0328     0.0912   0.5826    .   179
Furniture & home furnishings               −0.0498    0.0329     0.1317   0.3726        179
Building materials & garden dealers        −0.0442    0.0334     0.1875   0.6648        179
General merchandise stores                 −0.0182    0.0153     0.2362   0.5545        179
Clothing & accessories stores               0.0454    0.0259     0.0820   0.2222    .   179
Electronics & appliance stores              0.0925    0.0408     0.0249   0.1549    *   179

Signif: *** p<0.001  ** p<0.01  * p<0.05  . p<0.10
Total observations (category-months): 1969
```

נספח 5: פלט בסיס ישראל - רגרסיה ללא משתני בקרה (עמודה 1 בטבלה 7)

```
Call:
lm(formula = dlog_cons ~ dlog_gas, data = df_q)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.083444 -0.011293 -0.000543  0.015679  0.044104

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.008003   0.003252   2.461 0.016905 *
dlog_gas    0.259510   0.067500   3.845 0.000307 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.02498 on 57 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2059,    Adjusted R-squared:  0.192
F-statistic: 14.78 on 1 and 57 DF,  p-value: 0.0003066
```

נספח 6: פלט בסיס ישראל - עם בקרות CPI ושכר ריאלי (עמודה 2 בטבלה 7)

```
Call:
lm(formula = dlog_cons ~ dlog_gas + dlog_cpi + dlog_realwage,
    data = df_q2)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.08530 -0.01039  0.00263  0.01137  0.06803

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  0.012911   0.003737   3.455 0.001115 **
dlog_gas     0.099188   0.083892   1.182 0.242558
dlog_cpi    -0.337203   0.533099  -0.633 0.529865
dlog_realwage -0.664858   0.166216  -4.000 0.000205 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.0228 on 51 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4056,    Adjusted R-squared:  0.3706
F-statistic:  11.6 on 3 and 51 DF,  p-value: 6.56e-06

>
```

נספח 7: פלט בסיס ישראל - ללא שנות הקורונה (עמודה 3 בטבלה 7)

```
Call:
lm(formula = dlog_cons ~ dlog_gas + dlog_cpi + dlog_realwage,
    data = df_q3)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.037773 -0.010006  0.000757  0.009781  0.046369

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.016629   0.003576   4.650 3.15e-05 ***
dlog_gas      0.009163   0.066624   0.138 0.891256
dlog_cpi     -0.819254   0.466302  -1.757 0.086051 .
dlog_realwage -1.096763   0.276744  -3.963 0.000274 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.01613 on 43 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2684,    Adjusted R-squared:  0.2173
F-statistic: 5.257 on 3 and 43 DF,  p-value: 0.003525
```

נספח 8: פלט ענפי - מסחר קמעונאי (NAICS 47), חוסן חודשי

```
  Sector: Retail trade (47)


Call:
lm(formula = as.formula(paste(dv, "~ dlog_gas_m + dlog_cpi_m + dlog_rwage_m")),
    data = d)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.112325 -0.016579 -0.000246  0.016265  0.213288

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.006959   0.003610   1.928   0.0562 .
dlog_gas_m   -0.157368   0.110884  -1.419   0.1584
dlog_cpi_m   -1.041469   1.004427  -1.037   0.3018
dlog_rwage_m -1.186688   0.148284  -8.003 7.71e-13 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.03884 on 123 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3652,    Adjusted R-squared:  0.3498
F-statistic: 23.59 on 3 and 123 DF,  p-value: 3.958e-12
```

נספח 9: פלט ענפי - מסחר סיטוני וקמעונאי ותיקון רכב (45-47 NAICS)

```
  Sector: Wholesale+retail & vehicle repair (45-47)


Call:
lm(formula = as.formula(paste(dv, "~ dlog_gas_m + dlog_cpi_m + dlog_rwage_m")),
    data = d)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.129517 -0.012366  0.000198  0.013373  0.076000

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.0002407  0.0027922   0.086 0.931451
dlog_gas_m   -0.0699599  0.0857577  -0.816 0.416200
dlog_cpi_m   -0.0257736  0.7768227  -0.033 0.973586
dlog_rwage_m -0.4340941  0.1146829  -3.785 0.000239 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.03004 on 123 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1116,    Adjusted R-squared:  0.08989
F-statistic: 5.148 on 3 and 123 DF,  p-value: 0.002184
```

נספח 10: פלט ענפי - תחבורה ואחסון (49-53 NAICS), מקדם שלילי מובהק

```
  Sector: Transport/storage/post (49-53)


Call:
lm(formula = as.formula(paste(dv, "~ dlog_gas_m + dlog_cpi_m + dlog_rwage_m")),
    data = d)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.24939 -0.13111 -0.02908  0.06815  2.05690

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.05550    0.03046   1.822   0.0709 .
dlog_gas_m   -2.26384    0.93553  -2.420   0.0170 *
dlog_cpi_m   -7.69642    8.47430  -0.908   0.3655
dlog_rwage_m -10.51716    1.25107  -8.407 8.79e-14 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.3277 on 123 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3755,    Adjusted R-squared:  0.3603
F-statistic: 24.65 on 3 and 123 DF,  p-value: 1.469e-12
```

נספח 11: פלט ענפי - אירוח ושירותי מזון (NAICS 55-56)

```
  Sector: Accommodation & food services (55-56)


Call:
lm(formula = as.formula(paste(dv, "~ dlog_gas_m + dlog_cpi_m + dlog_rwage_m")),
    data = d)

Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.214167 -0.023486 -0.004079  0.017890  0.306841

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.009329   0.004886   1.909   0.0586 .
dlog_gas_m   -0.108982   0.150066  -0.726   0.4691
dlog_cpi_m   -1.835192   1.359351  -1.350   0.1795
dlog_rwage_m -1.459609   0.200682  -7.273 3.59e-11 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

Residual standard error: 0.05256 on 123 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.335,     Adjusted R-squared:  0.3188
F-statistic: 20.66 on 3 and 123 DF,  p-value: 6.627e-11
```