

**האם מידע בריאותי יכול לשנות את טעמי  
הצרכנים? הצהרת ארגון הבריאות העולמי על  
בשר מעובד כמסרטן**

ד"ר אדם דביר

בהנחיית: פרופ' ישראל פינקלשטיין, המחלקה לכלכלת סביבה וניהול

פרופ' עדו קן, המחלקה לכלכלת סביבה וניהול

פרופ' בטי שוורץ, המחלקה לביוכימיה מדעי המזון ותזונה

האוניברסיטה העברית בירושלים

אפריל 2023

מחקר זה מומן על ידי המוסד לביטוח לאומי

## 1. תמצית המחקר

האם מידע תזונתי מבוסס מדעית, המופץ בתקשורת, יכול לשנות את העדפות הצרכנים לעבר צריכת מזון בריא יותר? אם כן, באילו תנאים? ואילו אוכלוסיות עלולות לא להגיב? על אף המחקר המקיף בנושא, החוקרים עדיין חלוקים לגבי מידת האפקטיביות של הפצת מידע תזונתי ותרומתו לעיצוב מחדש של העדפות הצרכנים לעבר צריכת מזון בריא יותר. מחלוקת זו מעלה שאלות כבדות משקל לגבי הצורך בהתערבות רגולטורית, שמירה על בריאות הציבור ופגיעה אפשרית ברווחה. במידה והציבור ככלל, או אוכלוסיות מסוימות אינם מגיבים למידע, עשויה להידרש התערבות רגולטורית בכדי לשמור על בריאות הציבור. בעבודה זו, אני חוקר את מידת היעילות של הפצת מידע בריאותי בתקשורת ככלי לעיצוב מחדש של העדפות הצרכנים כלפי תזונה בריאה יותר.

מבחינה כלכלית, מכירת מזון העלול לפגוע בבריאות הצרכנים, שאינם מודעים להשלכות הבריאותיות, יוצרת השפעה חיצונית שלילית. מצד אחד, היצרנים אינם לוקחים בחשבון את העלות החברתית הכוללת של המוצרים שהם מוכרים, ומאידך, הצרכנים אינם משקללים את התועלת השלילית הנובעת מהנזק הבריאותי העקיף, כתוצאה מצריכת המזון המסוכן. הפצת המידע הבריאותי בכלי התקשורת הינה דרך יעילה וזולה לעדכן את הציבור בדבר הסכנות הבריאותיות הכרוכות בצריכת המזון המסוכן. בתאוריה, המידע יגרור שינוי בהעדפות הצרכנים, שיפנימו את ההשפעה החיצונית השלילית, ויוביל לשיווי משקל חדש בשוק. אך האם זה עובד? בכדי לענות על שאלה זו, אני מנצל את ההודעה הדרמטית שהוציא ארגון הבריאות העולמי באוקטובר 2015. על פי ההודעה, מוצרי בשר מעובד יסווגו מעתה כ"מסרטנים לבני אדם" ואילו הצריכה של בשר אדום, תסווג כ"ככל הנראה מסרטנת לבני אדם". בשבועות שחלפו מרגע ההודעה, החלו ערוצי התקשורת להפיץ את המידע לציבור הרחב, כאשר הם מהדהדים את המסר בעולם כולו. מכיוון שבישראל אזהרת ארגון הבריאות העולמי לא הובילה להתערבות רגולטורית כלשהי, ניתן לבדוד ולחקור את השפעת המידע בלבד. לצורך כך, אני נעזר במספר מסדי נתונים שנאספו בישראל: פאנל קניות של צרכנים, נתוני קופות אגרגטיביים, הוצאות הפרסום של היצרנים והפרסומים באמצעי התקשורת לגבי הסכנה הבריאותית הכרוכה בצריכת בשר. כל הנתונים זמינים הן עבור התקופה שלפני ההודעה והן עבור התקופה שלאחריה.

עם זאת, איני הראשון לחקור את השפעת הודעת ארגון הבריאות העולמי על צריכת הבשר המעובד והאדום. מחקרים אחרים, שבוצעו במדינות שונות, מצאו עד כה שהשפעת ההודעה על הצריכה זניחה. אולם, אף לא אחד ממחקרים אלה התבסס על נתוני פאנל, כך שלא ניתן היה לשלוט על ההטרואגניות הבלתי נצפית של הפרטים, דבר העלול להוביל להטיית האומדים. בנוסף, בניגוד למחקרים קודמים, פאנל הצרכנים שברשותי כולל הן כמויות והן מחירים, כך שניתן לשלוט על שינויי מחיר שעלולים לחבל ביכולת לאמוד את השפעת ההודעה על הצריכה לאורך זמן. תרומתה העיקרית של עבודה זו נובעת משילוב של שלוש גישות אמפיריות שונות, אחת לכל פרק, הבוחנות את השפעת ההודעה על צריכת בשר מעובד ואדום, כאשר כל שיטה משלימה את רעותה ומאפשרת נקודת מבט שונה להשפעת המידע על הצריכה. התוצאות שהתקבלו מהשיטות השונות עקביות ודומות. אי לכך, אני מסיק שבניגוד למדינות אחרות, בישראל המסר אכן עבר.

בפרק הראשון, אני מיישם שלוש שיטות שונות של ניסויים טבעיים, בכדי: 1) לאמוד את ההשפעה הסיבתית של ההודעה על צריכת בשר מעובד ואדום בישראל; ו- 2) לבחון האם ההשפעה משתנה עם המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים של בתי האב. בהינתן התוצאות, אני בודק האם הצרכנים הפנימו את הנזק הבריאותי העקיף הכרוך בצריכת בשר מעובד, כך שהם מאזנים בין התועלת לבין עלות הנזק. התוצאות מראות שהשפעת ההודעה על כמויות שיווי המשקל של בשר מעובד הינה שלילית, משמעותית, מובהקת סטטיסטית ומתמשכת לאורך זמן. כמויות שיווי המשקל ירדו בכ- 18% בעקבות ההודעה וההשפעה נמשכה לפחות שנתיים, זמן רב לאחר שהסיקור התקשורתי פג. זאת ועוד, אני מוצא שהצרכנים אכן הפנימו את העלות הבריאותית העקיפה הכרוכה בצריכת בשר מעובד ושיווי המשקל לאחר ההודעה אופטימלי מבחינה כלכלית. אולם, לא כל הצרכנים הגיבו באופן זהה. בתי אב בעלי הכנסה נמוכה ועולים ממדינות חבר העמים לא הגיבו באופן מובהק לאזהרה. התגובה של משקי בית בעלי השכלה יסודית בלבד לא נמשכה זמן רב.

בפרק השני, אני אומד מודל ביקוש מבני לבשר בישראל, בהתבסס על הגישה החדשנית של Dubois, Griffith and Nevo (2014), המשלבת בין שתי הגישות המובילות לאמידת ביקוש, מודלים ממרחב המוצר ומודלים ממרחב תכונות המוצר. מודל זה מתאים לנתונים שברשותי ככפפה ליד. מצד אחד, הוא אינו סובל מבעיית ריבוי מוצרים (dimensionality) ויכול להתמודד עם מספר רב של מוצרים מובחנים ללא צורך באגרסיה. מאידך, המודל מאפשר לאמוד ביקוש לכל הבשרים יחד, כך שאיני מוגבל לאמידת ביקוש נפרדת לכל קטגוריה (כמו במודלים ממרחב תכונות המוצר). אני מסתמך על עבודת ההמשך של Ferrer and Perrone (2023), שהוסיפו למודל הביקוש גורם שתופס את השפעת השינוי בתפיסת הבטיחות על התועלת. אני מוסיף אינטראקציות של גורם זה עם מאפיינים דמוגרפיים של בתי האב, כך שתגובת הצרכנים נאמדת בדיוק רב יותר. בהלימה לתוצאות הפרק הראשון, אני מוצא שהשינוי בתפיסת הבטיחות של בשר מעובד גרם לשינוי טעמים ולירידה בתועלת המתקבלת מצריכתו בהשוואה לבשרים אחרים, בעקבותיה ירדה הכמות שנקנתה בכ- 11.5%. זאת ועוד, התוצאות מראות שעצמת התגובה של הצרכנים מתואמת עם הטעמים שלהם כלפי בשר מעובד. ככל שהטעמים חזקים יותר, עצמת התגובה נמוכה יותר.

בפרק השלישי, אני בוחן, באופן לא-פרמטרי, האם הודעת ארגון הבריאות העולמי השיגה את מטרתה - שינוי טעמי הצרכנים הרחק מבשר מעובד. לצורך כך, אני נעזר בשיטת ההעדפות הנגלות ובגישה החדשנית של Adams, Blundell, Browning, and Crawford (2015), שמרחיבה את אקסיומות ההעדפות הנגלות לתועלת התלויה בזמן ומאפשרת בחינה לא פרמטרית של שינוי טעמים לאורך זמן. על אף שאקסיומות ההעדפות הנגלות מאפשרות זיהוי של שינויי טעמים בצורה פשוטה ולא פרמטרית, הספרות חלוקה לגבי היישום של יכולת זו, בגלל עצמת המבחן המוטלת בספק. מכיוון שבפרק השני מצאתי (באופן פרמטרי) שטעמי הצרכנים השתנו בעקבות ההודעה, התרומה העיקרית של פרק זה היא בבחינת היכולת של שיטת ההעדפות הנגלות לזהות שינוי זה, תוך ניצול ההודעה הייחודית שלשם כך באה. אני מוצא, שבממוצע, טעמי הצרכנים כלפי בשר מעובד השתנו בעקבות ההודעה והינם נמוכים באופן מובהק סטטיסטית בהשוואה לתקופה שלפני ההודעה. בנוסף, שינוי הטעמים מושפע מהמאפיינים הדמוגרפיים של בתי האב,

באופן התואם את הממצאים בפרק הראשון. בהלימה עם הממצאים הקודמים, הסימולציות שערכתי מראות ששינוי הטעמים גרם לירידה מתמשכת ומובהקת של כ- 18% בכמויות הבשר המעובד שנקנו.

## 2. רקע

המחקר הנ"ל בוחן את יכולותן של המלצות תזונתיות, מבוססות מדע, לשנות את העדפות הצרכנים לעבר מזונות בריאים יותר. על אף המחקר הרב בספרות, הדעות עדיין חלוקות לגבי היעילות שבהפצת מידע דרך ערוצי התקשורת בשינוי העדפות הצרכנים. מחלוקת זו מעלה שאלות כבדות משקל לגבי הצורך בהתערבות ממשלתית, שמירה על בריאות הציבור והרווחה הכלכלית. למשל, האם נדרשת התערבות ממשלתית לריסון הצריכה של מזונות הידועים כפוגעים בבריאות? או, אולי די בפירסום המידע לגבי ההשלכות הבריאותיות בכדי שהציבור יפנים את הנזק ויפעל בהתאם? ואם כן, באילו נסיבות הפצת המידע מספיקה? ואילו אוכלוסיות עשויות שלא להגיב? חשיבות הנושא חורגת מהשאלות הכלכליות לכשלעצמן, שכן יש ביכולתו להשפיע על חיי אדם.

מידע חדש לגבי ההשלכות הבריאותיות של צריכת מזונות מסויימים עשוי להשפיע על הביקוש שלהם. בספרות ניתן למצוא עדויות רבות למקרים כאלה עבור מזונות שונים, כגון: ביצים (Brown and Schrader, 1995; Ippolito and Mathios, 1990; Ippolito and Mathios, 1995), שמנים וחמאה (Chern et al., 1995; Shimshack et al., 2007; Shimshack and Ward, 2010), דגים (Mathios, 2000), ובעיקר בשר (Rophe, 1992; Kinnucan et al., 1997; Kaabia et al., 2001; Rickertsen et al., 2003; Tonsor and Olynk, 2011; Malone and Lusk, 2017). הביקורת המרכזית על על מחקרים אלה היא שהתוצאות מושפעות מההנחה של הצורה הפונקציונאלית של הביקוש. מחקרים אחרים, שהסתמכו על שיטת ההעדפות הנגלות, שהינה שיטה א-פרמטרית, לא מצאו עדות מובהקת להשפעה של מידע בריאותי על צריכת בשר (Chalfant and Alston, 1988; Burton and Young, 1991; Rophe, 1992). עם זאת, העצמה של שיטת ההעדפות הנגלות עבור נתונים אגרגטיביים נותרה עדיין נושא פתוח (Beatty and Crawford, 2011).

יש תיעוד נרחב בספרות לכך שהצרכנים לא תמיד מגיבים ומפנימים מידע בריאותי לגבי צריכת מזונות שאינם בריאים. ישנן מספר סיבות לכך: הטרוגניות ברמת שנת הסיכון (Viscusi et al., 1986). זמינות מוצרים תחליפיים (van Ravenswaay, 1990; Ferrer and Perrone, 2023), טעמים חזקים למוצר המסוכן (Ferrer and Perrone, 2023) והטרוגניות ביכולת לרכוש ולהפנים את המידע, שעשויה להיות במתאם עם ההשכלה (Goode et al., 1996; Shimshack et al., 2007; Verbeke and Ward, 2001). כמו כן, לתקשורת יש תפקיד חשוב בהשפעה על תגובת הצרכנים למידע בריאותי. הכיסוי התקשורתי מתואם לרוב עם חומרת האיום ועם גילויים של ממצאים חדשנים (Mazzocchi, 2006). ככל שהסיקור נרחב יותר, סביר שיותר צרכנים יחשפו למידע. מצד החוקר, מדידת ההשפעה הסיבתית עשויה להיות מורכבת, כיוון שהיא מושפעת ממשנתנים רבים שלא ניתן לשלוט בהם בקלות. לכן, על אף המחקר הרב בספרות, ההשפעה של הפצת מידע בריאותי בכלי התקשורת על הביקוש למוצרים בעלי הסיכון הבריאותי עדיין אינה ברורה.

מבחינה כלכלית, הפצת מידע על מזון לא בטוח לצרכנים שאינם מודעים להשלכות הבריאותיות הכרוכות בצריכתו, יוצרת השפעות פנימיות (internality), שהינן עלויות נוספות לצרכן הנובעות מקבלת החלטות שאינה יעילה. חוסר היעילות מתבטא בכך שההחלטות שמקבל הפרט אינן ממקסמות את התועלת שלו על פני כל תקופת חייו. ההשפעה הפנימית, בתורה, יוצרת גם השפעה חיצונית (externality), שהיא עלות נוספת המועברת לכלל החברה כתוצאה מגידול בתחלואה, הגורמת לעומס על מערכת הבריאות, אבדן ימי עבודה וכו'. לפיכך, המידע הבריאותי החסר יוצר כשל שוק, הנובע מכך שהצרכנים אינם לוקחים בחשבון את התועלת השלילית הנובעת מההשלכות הבריאותיות הכרוכות בצריכת המוצר המסוכן בעוד הפירמות אינן לוקחות בחשבון את העלות האמיתית של המוצרים שהן מוכרות. הפצת המידע הבריאותי דרך ערוצי התקשורת עשויה להוות פתרון יעיל וזול לבעיית המידע. בעקרון, המידע הבריאותי יגרור שינויים בהתנהגות הצרכנים, שיובילו להפנמה של הסכנה הבריאותית ולשינוי משקל חדש. אך האם זה עובד?

בכדי לענות על שאלה זו, אני עושה שימוש בהודעה הייחודית של ארגון הבריאות העולמי באוקטובר 2015. לפי ההודעה, מוצרי בשר מעובד יסווגו מעתה כ"מסרטנים לבני אדם" (תחת קבוצה 1 של החומרים המסרטנים) ובשר אדום יסווג כ"ככל הנראה מסרטן לבני אדם". המומחים טוענים שכל 50 גרם של בשר מעובד הנאכלים מדי יום, מגדילים את הסיכון לסרטן המעי הגס ומערכת העיכול (CRC) בכ- 18%. ממשלות וגופים בינלאומיים הונחו לבצע הערכות סיכונים, על מנת לאזן בין הסיכון לתועלת שבצריכת בשר מעובד.<sup>1</sup> בשבועות שחלפו, ערוצי התקשורת עסקו בהרחבה באזהרה והדהדו את המסר ברחבי העולם. מכיוון שבישראל האזהרה לא הובילה להתערבות ממשלתית בשוק הבשר, ניתן לבדוק את ההשפעה הבלעדית של המידע על צריכת הבשר המעובד והאדום.

עם זאת, איני הראשון לחקור את ההשפעה של הודעת ארגון הבריאות העולמי על צריכת הבשר המעובד והאדום. המכנה המשותף למחקרים שנערכו עד כה, הוא שכולם מצאו שהשפעת האזהרה על הצריכה זניחה. במחקר של Lehman (2016) נמצא שההודעה לא השפיעה על ערך המניות של חברות המזון המהיר בארה"ב. החוקרים He and Lusk (2022) השתמשו בשיטת ה-Synthetic Control בכדי לאמוד את ההשפעה הסיבתית של ההודעה בארה"ב, באמצעות נתוני המכירות של רשתות המזון. הם לא מצאו עדות לירידה מובהקת בצריכה של בשר חזיר, בייקון ונקניקיות בעקבות האזהרה. המחקר שלי אולי קרוב ביותר למחקר של Carrieri and Principe (2022), שחקרו את השפעת ההודעה באיטליה, באמצעות נתוני חתך חוזרים של הוצאות משקי הבית, בהשוואה של התקופה שלפני ההודעה לתקופה שלאחריה. בעוד הם עשו שימוש במתודולוגיה של ניסויים טבעיים, כמוני, השיטה והנתונים שלהם שונים בתכלית. הם מצאו שההודעה גרמה לירידה של 5% בהוצאה הכספית על בשר מעובד שנמשכה רק חודש אחד. עם זאת, כיוון שלא היו ברשותם של נתוני פאנל, הם לא היו יכולים לשלוט בהטרוגניות הבלתי נצפית, הקבועה על פני זמן, של הצרכנים, שעשויה להוביל להטיה באומדים. בנוסף, הנתונים שלהם כוללים הוצאה כספית, בעוד הנתונים שלי כוללים כמויות ומחירים. הבדל זה חשוב, כיוון שהתמקדות בהוצאה כספית בלבד עלולה

<sup>1</sup> The World Health Organization, International Agency for Research on Cancer (2015).

להטות את השפעת המידע. במידה והמחירים יורדים בתגובה לירידה בכמות, הכמות עשויה לעלות בחזרה ובכך להטות את אמידת ההשפעה. הסתמכות על המחירים והכמויות בו זמנית, מאפשרת לשלוט בשינויי המחיר, להם השפעה משמעותית על הצריכה.

### 3. נתונים

כאמור, אחד היתרונות העיקריים של עבודה זו נובע מהנתונים עליהם היא נסמכת. המחקר עושה שימוש בבסיסי מידע ייחודיים המתארים את תגובות הצרכנים בישראל להודעת ארגון הבריאות העולמי, שמתפרשים על פני התקופה שלפני ולאחר ההודעה. האינטגרציה בין בסיסי הנתונים הללו מאפשרת ניתוח מעמיק של השפעת ההודעה. מצד אחד, ניתן ליישם שיטות אקונומטריות חדשניות, תוך שליטה על המאפיינים הבלתי נצפים של בתי האב ועל משתנים מסבירים נוספים, כגון מחירים ופרסום. מצד שני, ניתן להשוות ולאמת את התוצאות שהתקבלו על בסיס נתונים שונים. הממצאים המוצגים בעבודה זו מבוססים על הנתונים הבאים:

**1. פאנל צרכנים.** בסיס המידע העיקרי. הנתונים נאספו על ידי חברת נילסן וכוללים מדגם מייצג של 2,290 בתי אב יהודיים בישראל.<sup>2 3</sup> לטובת בניית בסיס הנתונים, הצרכנים מעבירים את קבלות הקנייה שלהם מרשתות המזון והמכולות, לתקופה של 11/2014 עד 11/2017. הקבלות כוללות את הברקוד, המחיר והכמות של המוצרים שנקנו, כמו גם היכן ומתי בוצעה הרכישה. הנתונים, אם כן, מפורטים ברמת הפריט והקנייה. בנוסף, הנתונים כוללים מידע עשיר לגבי המאפיינים הסוציו-דמוגרפיים של בתי האב, כגון: הכנסה, השכלה, מספר הנפשות, מספר וגיל הילדים, רמת הדתיות והמוצא האתני. בנוסף, קיים מידע מפורט לגבי מאפייני הפריט, כגון: משקל קטלוגי, מותג, שיוך קטלוגי וכו'. בנוסף לנתוני הקניות של בשר מעובד ואדום הנתונים כוללים גם קניות של קטגוריות נבחרות נוספות, כגון: ביצים, שימורי טונה וגבינה צהובה. ראוי לציין מספר יתרונות לנתוני הפאנל שברשותי: (1) הנתונים כוללים את הרכישות בפועל של בתי האב, כולל מחירים וכמויות; (2) הנתונים כוללים את כל הרכישות של בשר מעובד ואדום, ללא תלות בחנות או ברשת; ובעיקר, (3) הנתונים כוללים נתוני משקל עבור הפריטים השקילים, כמו נקניק במעדניה ובשר בקצבייה, שהינם הכרחיים לטובת הניתוח.

טבלה 1 מציגה תיאור סטטיסטי של נתוני הפאנל בשלוש השנים הרציפות, המסומנות כ-1, 1 ו-2, ביחס לתאריך בו פורסמה האזהרה. למרות ירידה של כ-5% במספר הרכישות בפאנל בשנה השנייה שלאחר ההודעה, נראה כי הפאנל מאוזן על פני השנים. בית אב בפאנל מבצע רכישת מזון כ-79 פעמים בשנה, שהם בערך רכישה וחצי בממוצע לשבוע.

<sup>2</sup> על פי נילסן, הנתונים מייצגים באופן סטטיסטי את האוכלוסייה היהודית בישראל, שמהווה כ-75% מכלל האוכלוסייה לפי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

<sup>3</sup> בהתאם להמלצות של נילסן, השארתי במדגם רק בתי אב שביצעו רכישות רציפות (ללא קשר לפריטים שנרכשו). הווי אומר, בתי אב שביצעו לפחות רכישה אחת בלפחות 33 מתוך 38 החודשים שבפאנל. זאת, במטרה להוציא את הצרכנים ה"נוטשים", או הצרכנים החושדים בדיווח חסר של הקניות שלהם.

טבלה 1: תיאור סטטיסטי של נתוני הפאנל

	Year -1	Year 1	Year 2	Year 1 vs. -1 (Pct. Chg.)	Year 2 vs. -1 (Pct. Chg.)
Num. obs.	714,067	701,035	661,564	-0.02	-0.07
Num. of households	2,290	2,290	2,290	0.00	0.00
Num. of purchases	182,030	181,435	173,537	-0.00	-0.05
Num. of purchases per household	79.5 (38.3)	79.2 (37.7)	75.8 (36.0)	-0.00	-0.05

כל התקופות זהות באורכן. שנה -1 מוגדרת כשנה הרציפה הראשונה לפני ההודעה של ארגון הבריאות העולמי. 26/10/2014-25/10/2015. שנה 1 היא השנה הרציפה הראשונה לאחר ההודעה 26/10/2015-25/10/2016. שנה 2 היא השנה השנייה לאחר ההודעה (26/10/2016-25/10/2017).

טבלה 2 מציגה תיאור סטטיסטי של כמויות הבשר המעובד הממוצעות לבית אב, לפי מאפיינים דמוגרפיים. כפי שניתן לראות בביורו, במרבית האוכלוסיות ניכרת ירידה בכמויות הבשר המעובד שנרכשו בשנה הראשונה והשנייה בהשוואה לשנה שלפני ההודעה. כמו כן, נראה שהירידה בכמויות נשמרת ואולי אף מחריפה בשנה השנייה.

טבלה 2: כמויות הבשר המעובד לפי מאפיין דמוגרפי

Demographic	Description	Portion	Year -1	Year 1	Year 2
			<i>Avg. quantity conditional on purchase (kg/household)</i>		
All	All Households	1	11.50	9.56	9.20
Low income	Households with a monthly income lower than NIS 4,000	0.08	6.28 (7.69)	5.72 (7.7)	4.96 (7.61)
Russian Immigrant	Households immigrated from the former Soviet Union	0.16	12.02 (13.77)	11.02 (13.75)	10.99 (13.2)
Academic Educ.	At least one collage graduate parent in the household	0.44	11.78 (12.13)	9.90 (11.1)	9.83 (11.27)
Elementary Educ. Only	No high school graduate parent in the household	0.02	9.51 (9.21)	9.67 (17.12)	7.17 (6.93)
Has Kids	At least one child under the age of 18 lives in the household	0.31	15.49 (15.7)	12.90 (13.87)	12.16 (13.01)
Periphery	Households residing in areas: North, Haifa or South	0.34	12.57 (13.52)	10.78 (12.66)	10.16 (11.94)
Orthodox Jew	A household that defines itself as belonging to the ultra-Orthodox sector	0.11	10.28 (12.37)	8.59 (9.79)	8.34 (9.93)
Num. obs.			54,326	44,032	42,547

מקור הנתונים: הפאנל של נילסן. סטיית התקן מצוינת בסוגריים.

**2. נתוני קופות אגרגטיביים.** נתונים אלה, שנאספו גם כן על ידי חברת נילסן, כוללים את המכירות והכמויות השבועיות של קטגוריות המזון בישראל בשוק מוצרי המזון והמשקאות (FMCG).<sup>4</sup> הנתונים מפורטים ברמת הפריט וערוץ המכירה (היפרמרקטים, סופרים, מינימרקטים פרטיים, חנויות נוחות), הנבדלים בעיקר בגודל החנות. הנתונים מתבססים על מכירות של מדגם של חנויות כאשר באמצעות מודל סטטיסטי של נילסן מתבצעת אקסטרפולציה של המכירות של כל פריט לרמת סך המכירות של הפריט בכל ערוץ מכירה בשוק ה-FMCG בישראל.<sup>5</sup> חשוב להדגיש שבנוסף למכירות הכספיות, הכמויות במשקל של הפריטים השקילים נכללים בנתונים.

**3. נתוני פרסום.** הנתונים נאספו על ידי חברת יפעת מחקרי שוק. הם כוללים את כל הקמפיינים הפרסומיים של יצרני הבשר המעובד והקטגוריות הנוספות. בנוסף לשם הקמפיין, קיים מידע על התאריכים, העלות והערוצים בהם פעל הקמפיין.

**4. מדד מדיה.** הנתונים נאספו על ידי יפעת מחקרי שוק וכוללים את כל הפרסומים בערוצי המדיה המרכזיים בישראל הקושרים בין צריכת בשר לסכנה בריאותית. עבור כל ידיעה במדיה, נתון: הערכת החשיפה, תאריך הפרסום, ערוץ המדיה (עתונות, טלוויזיה, רדיו, אינטרנט), כותרת המאמר ועוד.

#### 4. ההשפעה הסיבתית של האזהרה על קניות הבשר המעובד בישראל

##### 4.1 מתודולוגיה

בכדי לאמוד את ההשפעה הסיבתית של אזהרת ארגון הבריאות העולמי על כמויות הבשר המעובד הנרכשות, אני מיישם את המתודולוגיה רגרסיה של אי רציפות בזמן (Regression Discontinuity in Time) או בקיצור RDIT. בכדי לאמת את התוצאות, שתי מתודולוגיות נוספות מיושמות – רגרסיה של הפרש הפרשים (Difference in Differences (DID)) ורגרסיה של מחקר אירוע (Event Study).

המתודולוגיה של RDIT היא סוג של רגרסיית אי-רציפות (RD), כאשר זמן הוא המשתנה הרץ ונקודה יחידה בזמן מבדילה בין תצפיות ה"טיפול" לתצפיות שאינן בקבוצת הטיפול. למרות הקירבה לרגרסיה של אי-רציפות על בסיס נתוני חתך רוחב, קיימים מספר הבדלים להם חשוב לשים לב. ראשית, RD על נתוני חתך רוחב מסתמכת על ההנחה שהתצפיות בתוך תחום צר מסביב לנקודת אי-הרציפות דומות, כך שאפשר להתייחס למדגם כאל "טוב כמו מדגם רנדומלי". אולם, לא סביר לחשוב על זמן כאילו הוא נדגם באופן רנדומלי בתחום הצר שמסביב לנקודת אי-הרציפות. על אף שהטיפול יכול לקרות בכל נקודה בזמן, התצפיות שמסביב לנקודת אי-הרציפות עשויות להיות מתואמות עם הזמן, כיוון שסדרות עתיות ובמיוחד נתוני מכירות עשויים להיות מושפעים מעונתיות. לכן, יש לבדוד את השפעת הטיפול מכל השפעה עונתית, בדגש על חגים ועונות. שנית, עקב מיעוט הנתונים בסדרות עתיות, בניתוח על בסיס RDIT, החוקרים עושים שימוש לעתים רבות גם תצפיות שנמצאות הרחק מנקודת אי-הרציפות. דבר זה עלול להפר את ההנחה שהמדגם

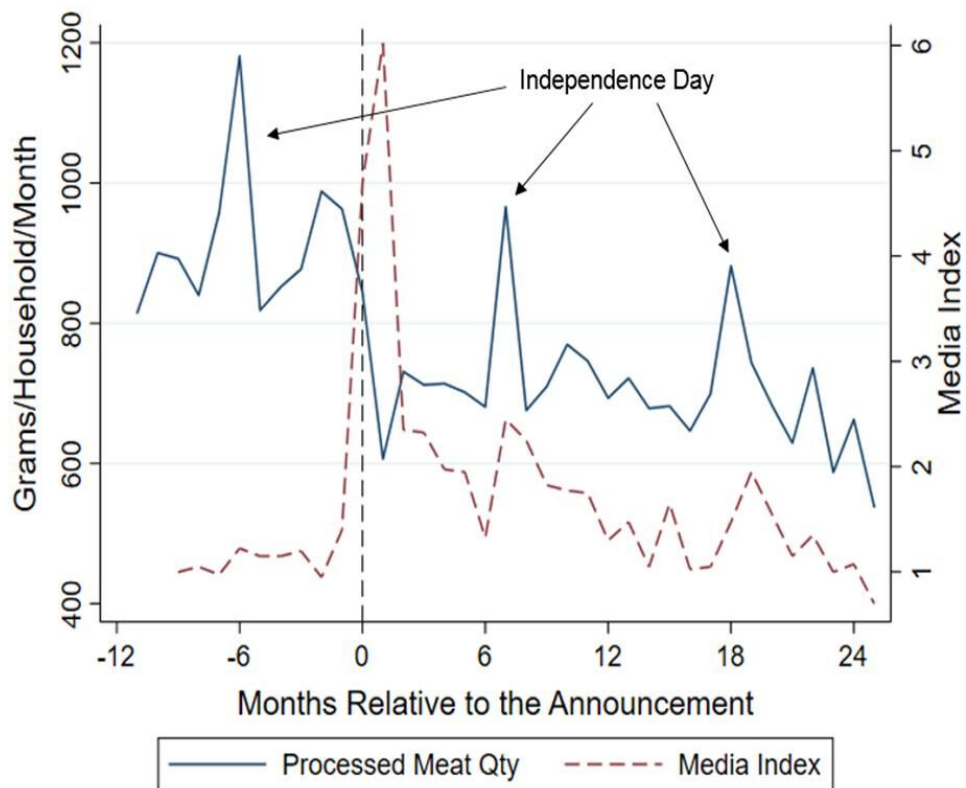
<sup>4</sup> שוק ה-FMCG בישראל כולל את רשתות המזון, היפרמרקטים, חנויות המכולות הפרטיות וחנויות הנוחות. לא נכללים: שווקים, בתי מרקחת, חנויות מתמחות (מאפיות, מעדניות, חנויות יין, קצביות), שוק מוסדי (בתי חולים, מלונות וכו'), קיוסקים, מסעדות, בתי קפה וחנויות המגזר הערבי.

<sup>5</sup> האקסטרפולציה נעשית על ידי נילסן ובאחריותה. הנתונים שברשותנו הינם לאחר האקסטרפולציה.



"טוב כמדגם רנדומלי" (Hausman and Rapson, 2018). עם זאת, מכיוון שבמקרה זה הזיהוי נסמך בעיקר על השונות בחתך הרחוב (בין בתי האב) מאשר על אורך התקופה, עניין זה פחות מטריד, שכן התקופה יכולה להתקצר.

ההנחה העומדת בבסיס הניתוח היא שהודעת ארגון הבריאות העולמי הייתה אקסוגנית לחלוטין לשוק הבשר המקומי בישראל. למרות שלא ניתן לבחון זאת באופן אמפירי, יש מספר עובדות התומכות בהנחה זו. ראשית, כפי שטענו Ferrer and Perrone (2023), עלייה חדה במדד המדיה בהלימה עם האירוע (ולא לפניו) עשויה ללמד שהאירוע היה בלתי צפוי. המגמה החודשית של כמות הבשר המעובד שנרכשה (בגרם למשק בית) בהשוואה למדד המדיה מוצגת בתרשים 1. מיד לאחר ההודעה, בחודשים נובמבר ואוקטובר 2015, ניתן לראות עלייה חדה במדד המדיה שמלווה בירידה חדה בכמות הבשר המעובד שנרכשה. העלייה החדה במדד המדיה מיד לאחר ההודעה וחשוב מכך לא לפניו, מרמזת כי ההודעה אכן הייתה אקסוגנית. שנית, ההודעה יצאה מארגון הבריאות העולמי, שהינו גוף בינלאומי העוסק בבריאות הציבור, שאינו קשור בשום אופן לשוק הבשר המקומי בישראל. אי לכך, לא סביר שדליפה מוקדמת של מידע התרחשה.



תרשים 1: מגמה חודשית של כמות הבשר המעובד שנרכשה אל מול מדד המדיה

כאמור, נתוני מכירות נוטים להיות עונתיים ומושפעים מאוד מחגים. לדוגמא, למרות שמאי ויוני הינם חודשים צמודים, צריכת הבשר המעובד במאי גבוהה משמעותית מהצריכה ביוני, בגלל יום העצמאות שחל לרוב בחודש זה ומאופיין בצריכת בשר. בכדי להתמודד עם העונתיות, אני מיישם את שיטת ה-

Hausman and Rapson (2018) Augmented Local Linear Regression Discontinuity (ARD) שיטת ה-ARD כוללת שני שלבים, המיועדים להתמודד עם הכשלים האפשריים של RDIT המתוארים למעלה, העונתיות והצורך להסתמך על תצפיות הרחוקות מנקודת אי הרציפות. בשלב הראשון, כל תקופת המדגם מנוצלת לטובת ניכוי העונתיות וההשפעה של משתנים מסבירים נוספים העלולים להטות את התוצאות. כמויות הבשר שנרכשו מוסברות באמצעות משתני דאמי של חגים וחודשים, מדד המחירים, הוצאות פירסום והשפעות קבועות (fixed effects) ברמת קטגוריה-משק בית. מכיוון שהנתונים אינם יכולים להיות שליליים (הכמויות הנרכשות הן חיוביות או אפס), הרגרסיה של השלב הראשון נאמדת באמצעות אומד של Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML), כפי שיוסבר בהמשך. בשלב השני, רגרסיה של ARD נאמדת באמצעות OLS בתוך תחום צר של תצפיות מסביב לנקודת אי-הרציפות, כאשר הטעויות מהשלב הראשון הן המשתנה המוסבר והזמן (בחודשים) הינו המשתנה הרץ. בכדי לקבל סטיות תקן עקיבות, השונות של השלב הראשון נלקחת בחשבון באמידה של השלב השני, באמצעות תהליך Bootstrap. בכדי לתפוס את השפעת ההודעה על הקטגוריות והקבוצות הדמוגרפיות השונות, רגרסיית ה-ARD המיושמת במחקר זה כוללת אינטרקציות עם קטגוריות הבשר ועם משתנים סוציו-דמוגרפיים של בתי האב. באפן פורמלי, אני מריץ את הרגרסיות הבאות:

$$(1a) \quad q_{ijt} = \xi_{jt}x_{jt} + \eta_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

$$(1b) \quad \hat{\varepsilon}_{ijt} = \alpha_{jd}^l cat_j \times dem_d + \beta_{jd}^l (m_t - m_0) \times cat_j \times dem_d + \tau_{jd} D \times cat_j \times dem_d + (\beta^r - \beta^l)_{jd} D \times (m_t - m_0) \times cat_j \times dem_d + \eta_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

כאשר  $q_{ijt}$  הינו כמות הבשר בגרמים שנרכשה על ידי משק בית  $i$  מקטגוריה  $j$  בחודש  $t$ ;  $x_{jt}$  הינו וקטור של משתני בקרה עבור כל שילוב של קטגוריה  $j$  וחודש  $t$ , הכוללת את הוצאות הפירסום, מדד המחירים ומשתני דאמי לחודשים וחגים;  $\eta_{ij}$  הוא ההשפעה הקבועה (fixed effect) ברמת משק בית-קטגוריה; ו- $\varepsilon_{ijt}$  הוא הטעות הסטטיסטית של השלב הראשון. בשלב השני, המשתנה המוסבר הוא  $\hat{\varepsilon}_{ijt}$ , הטעות שנאמדה בשלב הראשון. משתנה זה הינו שארית כמות הבשר הנמכרת בניכוי השפעות עונתיות, מחירים ופרסום. המשתנים המסבירים כוללים אינטראקציות של  $cat_j$  ו- $dem_d$ , משתני דאמי של קטגוריה ומאפיינים סוציודמוגרפיים של בתי האב, בהתאמה, עם  $(m_t - m_0)$  המייצג את הזמן בחודשים שחלף עד לחודש  $m_t$  מחודש אי-הרציפות  $m_0$ , וההשמה לטיפול  $D$ , השווה ל-1 בחודשים שלאחר ההודעה ו-0 אחרת. המקדמים הנאמדים כוללים את  $\alpha_{jd}^l$ , החותר עבור קטגוריה  $j$  וקבוצה דמוגרפית  $d$ ,  $\beta_{jd}^l$  מייצג את השיפוע בתקופה שלפני ההודעה, כאשר  $(\beta^r - \beta^l)_{jd}$  מייצג את השיפוע בתקופה שלאחר ההודעה. המקדם שבו אנו מתעניינים הוא  $\tau_{jd}$ , שתופס את ההשפעה הסיבתית הממוצעת של הודעת ארגון הבריאות העולמי על כמות הבשר המעובד שנקנתה מקטגוריה  $j$  על ידי קבוצה דמוגרפית  $d$ . לבסוף,  $\varepsilon_{ijt}$  הוא הטעות של השלב השני. בהתאם לספרות של RD, אני עושה שימוש בפונקציות קרנל שונות ותחומים באורכים שונים מסביב לנקודת אי-הרציפות בספסיפיקציות השונות של הרגרסיה.

בכדי לאמוד את משוואה 1 באמצעות נתוני הפאנל של נילסן, הכמויות נסכמות לרמה של משק בית-קטגוריה-חודש, בעיקר בכדי להפחית את מספר התצפיות באפס. הבשר המעובד כולל ארבע קטגוריות: נקניקים ופסטרמה, נקניקיות, מוצרי בשר על האש ושניצלים. כל קטגוריה כוללת פריטים רבים, לכל פריט תכונות שונות המשפיעות על איכותו ומחירו. לכן, השונות של המחיר בתוך כל קטגוריה גדולה. בנוסף, הנתונים כוללים רק את הפריטים שנקנו על ידי בתי האב בפאנל. אי לכך, בשלב הראשון של רגרסיית ה-ARD אני מסתמך על מדד המחירים במקום על המחיר הממוצע עצמו. מבחינה אקונומטרית, מדד המחירים ברמת הקטגוריה הינו אקסוגני, מכיוון שבתהליך חישובו נשמרת הכמות קבועה ברמת הפריט-ערוץ המכירה, לכן האיכות קבועה ואינה נמצאת בקורלציה עם השגיאה. המשתנים המסבירים בשלב הראשון כוללים את מדד המחירים בקטגוריה, הוצאות הפירסום בכל קטגוריה, משתני דאמי לכל חודש ושל החגים שעשויים להשפיע על צריכת הבשר (יום העצמאות, פסח, ראש השנה ושבועות).

על אף שהמשוואות לינאריות, תהליך האמידה אינו רגיל ממספר סיבות. ראשית, המשתנה המוסבר אינו שלילי, מכיוון שבית אב אינו יכול לקנות כמות שלילית של בשר. לכן אמידה באמצעות OLS תהיה מוטה (Tobin 1958). שנית, למרות שהנתונים נסכמו לרמת משק בית-קטגוריה-חודש, הם עדיין כוללים נתח נכבד של כ-80% תצפיות באפס. מדובר, אם כן, בהתפלגות בעלת זנב ארוך בעלת מסה של תצפיות באפס. בכדי להתמודד עם מספר התצפיות הרב באפס, אני עוקב אחר (Silva and Tenreyro's (2006, 2011) שמציעים להשתמש באומד ה-PPML. בניגוד לדיעה הרווחת, בכדי לאמוד רגרסיה באמצעות PPML אין הכרח שהמשתנה המוסבר יהיה בעל התפלגות פואסון וגם לא שיורכב מנתוני ספירה (count). האומד עקיב ככל שהתוחלת המותנת מוגדרת כראוי. אומד ה-PPML מאפשר לחשב את סטיות התקן בתוך קבוצות (clustering) ובניגוד ל-Tobit לנתוני פאנל הוא מאפשר לשלב השפעות קבועות (fixed effects). יתרה מזאת, התוצאות עמידות להטרוסקדסטיות והאומד מהווה את הפתרון הטבעי להתמודדות עם נתונים שאינם שליליים כאשר ישנן תצפיות רבות באפס.<sup>6</sup>

#### 4.2 תוצאות

אני מתחיל עם ניתוח פשוט של כמויות הבשר המעובד שנרכשו בתקופה שלפני ולאחר הודעת ארגון הבריאות העולמי. טבלה 3 מציגה השוואה של גדלים המרכיבים את רכישות הבשר המעובד על פני שלוש השנים ביחס להודעה. שני ממצאים מעניינים העולים מטבלה 3 ראויים לציון. ראשית, סך כמות הבשר (בק"ג) ירדה בכ-19% במהלך השנה הראשונה שלאחר ההודעה והמשיכה לרדת בכ-3% נוספים בשנה שלאחריה. זאת, בעוד מדד המחירים נשאר יציב במהלך התקופה (ואפילו ירד במקצת). שנית, נראה כי הירידה אינה נובעת מנטישה של בשר מעובד, או מירידה ניכרת בכמות הבשר לרכישה, (2%- ו 4%- בשנה הראשונה והשנייה, בהתאמה) אלא בעיקר בעקבות ירידה משמעותית במספר הרכישות שבוצעו על ידי בתי אב שהמשיכו לקנות בשר מעובד (17%- ו 19%- בשנה הראשונה והשנייה לאחר ההודעה, בהתאמה).

<sup>6</sup> Silva and Tenreyro (2011) הראו שאומד ה-PPML מתנהג יפה גם כאשר החלק היחסי של המשתנים באפס גדול מאוד (מעל 0.8).

טבלה 3: סיכום רכישות הבשר המעובד

	Year -1	Year 1	Year 2	Year 1 vs. -1 (Pct. Chg.)	Year 2 vs. -1 (Pct. Chg.)
Total quantity (kg)	24,713	19,929	19,211	-0.19	-0.22
Num. of households that made a purchase	2,148	2,085	2,088	-0.03	-0.03
Num. of purchases	35,998	29,744	29,009	-0.17	-0.19
Quantity per household conditional on purchase (kg)	11.50 (13.0)	9.56 (11.8)	9.20 (11.1)	-0.17	-0.20
Num. of purchases per household conditional on purchase	16.8 (14.1)	14.3 (13.5)	13.9 (12.9)	-0.15	-0.17
Quantity per purchase (kg)	0.686 (0.72)	0.670 (0.77)	0.662 (0.66)	-0.02	-0.04
<i>Other variables*</i>			<i>Average per month</i>		
Price Index (01/2015=100)	101.43 (1.18)	100.81 (1.05)	101.47 (0.65)	-0.01	0.00
Advertising Expenditures (\$ million)	0.35 (0.35)	0.29 (0.19)	0.23 (0.23)	-0.16	-0.35

מקור הנתונים: הפאנל של נילסן. כל התקופות זהות באורכן. שנה 1- מוגדרת כשנה הרציפה הראשונה לפני ההודעה של ארגון הבריאות העולמי. 26/10/2014-25/10/2015. שנה 1 היא השנה הרציפה הראשונה לאחר ההודעה 26/10/2015-25/10/2016. שנה 2 היא השנה השנייה לאחר ההודעה (26/10/2016-25/10/2017). סטיות תקן מתוארות בסוגריים. \* עבור משתנים אלה, שנה מוגדרת מחודש נובמבר עד לחודש אוקטובר בשנה הבאה.

התוצאות העיקריות של המחקר מתבססות על נתוני הפאנל של נילסן, המאפשר לתפוס את ההשפעה של המשתנים הדמוגרפיים על התגובה לאזהרה. טבלה 4 מציגה את התוצאות העיקריות של אמידת ה-ARD לפי משוואה 1. ספסיפיקציה (1) בטבלה 4 כוללת את המשתנים המסבירים הבאים בשלב הראשון של פרוצדורת ה-ARD: מדד מחירים, הוצאות פרסום ומשתני דאמי לכל חודש ולחגים. ספסיפיקציה (2) כוללת רק משתני דאמי לכל חודש ולחגים. מספר ממצאים מעניינים עולים מהתוצאות שבטבלה 4. ראשית, ההשפעה הסיבתית של הודעת ארגון הבריאות העולמי על כמויות הבשר המעובד שנרכשו היא שלילית ומובהקת בשתי הספסיפיקציות. שנית, הכמויות הנרכשות מכל ארבע קטגוריות הבשר המעובד הושפעו באופן שלילי ומובהק מההודעה, עדות לכך שהציבור התייחס באופן נרחב לפרשנות של בשר מעובד ולא לקטגוריה ספציפית. מעתה ואילך, אני מתרכז בספסיפיקציה (1), הכוללת שליטה במחירים ובהוצאות הפרסום. אני מוצא שאזהרת אירגון הבריאות העולמי גרמה לירידה מובהקת ממוצעת של 164 גרם למשק בית לחודש בצריכת בשר מעובד, ירידה השווה ל 18%- מבחינת קטגוריות, הקטגוריות הנפגעות ביותר (באחוזים) הן נקניקיות ומוצרי בשר על האש (25%- ו 23%- בהתאמה). קטגוריות הפסטרמה והנקניקים והשניצלים נפגעו פחות (12%- ו 17%- בהתאמה). כמו כן, הכמויות של בשר אדום ירדו גם כן באופן מובהק בעקבות ההודעה, אולם בהלימה עם עצמת האזהרה, ההשפעה היתה נמוכה יותר (5.6%-).

טבלה 4: תוצאות מרכזיות (ARD)

Treatment Effects	(1)		(2)	
	g/month	Pct.	g/month	Pct.
Processed Meat	-163.894***	-0.180***	-200.177***	-0.220***
Pastrami & Sausages	-45.625***	-0.124***	-67.679***	-0.184***
Hot Dogs	-42.690***	-0.251***	-53.358***	-0.314***
BBQ Products	-48.453***	-0.230***	-47.994***	-0.227***
Schnitzel	-27.125***	-0.168***	-31.146***	-0.193***
Red Meat	-40.963**	-0.056**	-36.775*	-0.050*
Fresh Red Meat	-48.050***	-0.094***	-59.526***	-0.116***
Frozen Red Meat	7.087	0.033	22.751*	0.105*
Observations	508,380		508,380	
Controls: Months & Holidays	YES		YES	
Controls: Price Ix & Advertising	YES		NO	
Household-Category FEs	YES		YES	
Bandwidth	12 Months		12 Months	
Kernel	Epanechnikov		Epanechnikov	

המקדמים המוצגים בטבלה מתארים את ההשפעה הסיבתית של האזרה על כמויות הבשר המעובד והאדום שנרכשו בגרמים למשק בית לחודש, לפי קטגוריה. האומדים נאמדו באמצעות רגרסיות ARD לפי משוואה 1. השלב הראשון נאמד באמצעות PPML והשני באמצעות OLS. ספסיפיקציה (1) כוללת את המשתנים המסבירים של מדד המחירים והוצאות הפירסום בשלב הראשון של ה-ARD, שלא נכללים בספסיפיקציה (2). סטיות תקן רובסטיות חושבו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות.  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\* מקור הנתונים: הפאנל של נילסן.

טבלה 5 מציגה את תוצאות אמידת ה-ARD על בסיס נתוני המכר האגרטיבי של נילסן. הספסיפיקציה הראשונה מציגה תוצאות שנאמדו על בסיס OLS. אולם, כיוון שהמחיר חשוד באנדוגניות, התוצאות בספסיפיקציה (2) נאמדו בשיטת הריבועים הפחותים בשני שלבים (2SLS). על מנת להתמודד עם החשש מאנדוגניות של המחיר, אני מנצל את העובדה שאני צופה במחיר הממצע של כל פריט בכל שבוע בארבעת ערוצי המכירה, בכדי לייצר משתני עזר כפי שהציע Nevo (2000). המחיר בכל הצטלבות של פריט-שבוע-ערוץ מכירה נאמד באמצעות משתנה עזר שנבנה כממוצע הפשוט של המחיר של הפריט בכל ערוצי המכירה האחרים באותו שבוע. ערוצי המכירה נבדלים בעיקר בגודל החנות. הרשתות הארציות קובעות פעמים רבות את התמחור ואסטרטגיית המחירים ברמת תת הרשת, החופפת במקרים רבים להגדרת ערוצי המכירה של נילסן.<sup>7</sup> לכן, אני מאמין שמחיר הפריט בערוצי המכירה האחרים יכול להוות משתנה עזר טוב למחיר הממוצע הנצפה, כיוון שהוא מתואם עם המחיר דרך העלות השולית, אך אינו מתואם עם תנודות מקומיות או ערוציות במחירים, שעשויות לנבוע מאסטרטגיות תמחור או מבצעים שונה בין הערוצים. אתמקד מעתה בספיקציה (2) של טבלה 5, שנאמדה באמצעות 2SLS.

<sup>7</sup> כך נאמר לי על ידי נילסן ועל ידי אנשי הסחר ברשתות הארציות.

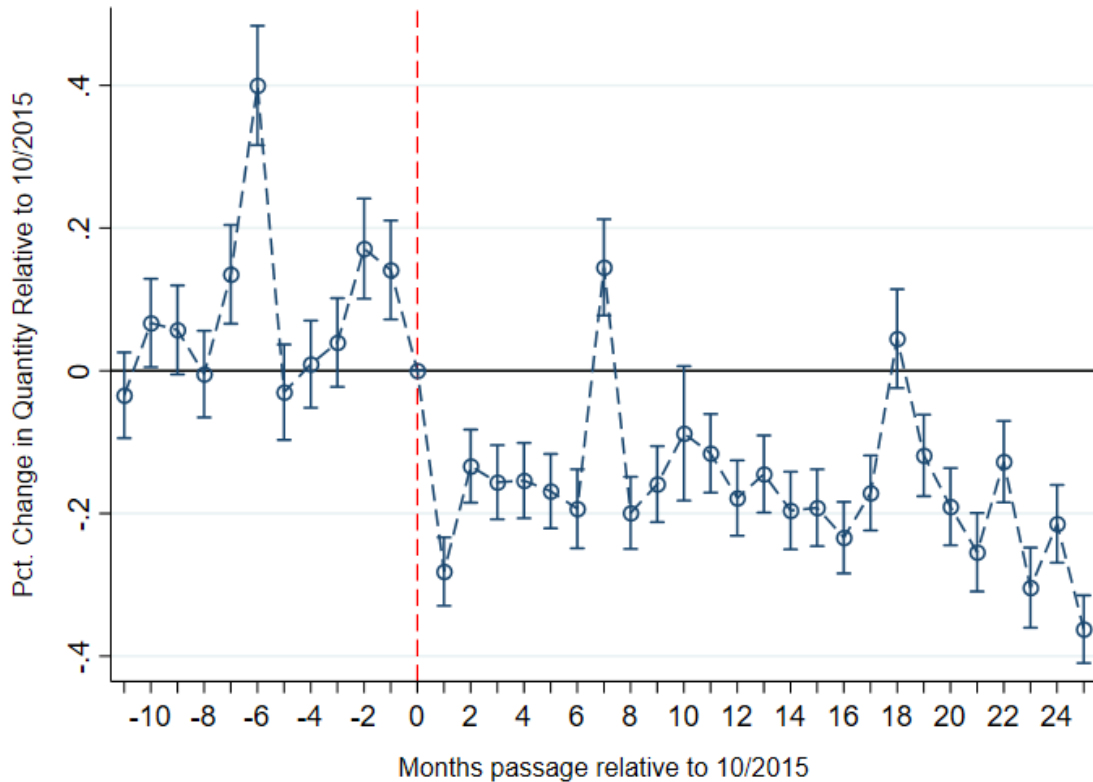
טבלה 5: תוצאות עיקריות לפי קטגוריה – נתוני כלל השוק (ARD)

<i>Treatment Effects (Pct.)</i>	OLS	2SLS
Processed Meat Total	-0.170***	-0.181***
Pastrami & Sausages	-0.154***	-0.160***
Hot Dogs	-0.223***	-0.232***
BBQ Products	-0.202***	-0.234***
Schnitzel	-0.0992***	-0.101***
Red Meat Total	-0.0244	-0.0129
Fresh Red Meat	-0.0855	-0.0820
Frozen Red Meat	0.149	0.163
Num. Obs. (first stage)	561,302	561,302
Bandwidth	35 weeks	35 weeks
Controls: Price, Advertising & Holidays	YES	YES
Week FE	YES	YES
UPC-Channel FE	YES	YES

המקדמים המוצגים בטבלה מתארים את ההשפעה הסיבתית של האזהרה על כמויות הבשר המעובד והבשר האדום שנרכשו בגרמים למשק בית לחודש, לפי קטגוריה. האומדים נאמדו באמצעות רגרסיות ARD לפי משוואה 1. בספסיפיקציה (1) שני השלבים של ה-ARD נאמדו באמצעות OLS. סטיות תקן רובסטיות חושבו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות. בספסיפיקציה (2), השלב הראשון נאמד באמצעות 2SLS והשלב השני באמצעות OLS. סטיות תקן רובסטיות חושבו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות.  $p < 0.01$ ,  $p < 0.05$ ,  $p < 0.1$ . \* מקור הנתונים: נתונים אגרטיביים של רשתות המזון (נילסן).

כפי שניתן לראות בטבלה 5, התוצאות מנתוני הקופות ברמת כלל השוק דומות מאוד לתוצאות שהתקבלו מנתוני הפאנל שבטבלה 4. בסך הכל, ההשפעה הסיבתית של האזהרה על כמויות הבשר המעובד הינה שלילית ומובהקת ועומדת על 18.1%. כל ארבע קטגוריות הבשר המעובד הושפעו באופן שלילי ומובהק מההודעה. בדומה לתוצאות שבטבלה 4, הקטגוריות שהכי הושפעו הן הנקניקות ומוצרי הבשר על האש (23% כל אחת), בעוד קטגוריות הנקניקים והפסטרמות והשניצלים הופעו פחות (16% ו 10%, בהתאמה). עם זאת, בניגוד לתוצאות על בסיס נתוני הפאנל, התוצאות המבוססות על נתוני כלל השוק אינן מצביעות על ירידה מובהקת בכמות הקניה של הבשר האדום בעקבות ההודעה.

נדבר חשוב נוסף של השפעת ההודעה שיש לבחון נוגע בהשפעתה לאורך זמן. תרשים 2 מציג את התוצאות של רגרסיית Event study על בסיס נתוני הפאנל של נילסן. ההפרש הממוצע בכמויות הנמכרות של בשר מעובד בכל אחד מהחודשים, לפני ולאחר ההודעה (באחוזים), מוצג בהשוואה לחודש ההודעה (אוקטובר 2015), שהושמט מהרגרסיה. רווחי סמך של 95% מוצגים על ידי הקווים האנכיים. התוצאות ברורות. בעוד כמויות הבשר המעובד בחודשים שלפני ההודעה שוות (לא מובהקות סטטיסטית) או גבוהות מהכמויות בחודש ההודעה, בחודשים שלאחר ההודעה הכמויות נמוכות באופן מובהק סטטיסטית בהשוואה לכמות בחודש ההודעה (פרט לחודשים מאי 2016 ואפריל 2017, בהם חל יום העצמאות). ניתן, אם כן, להסיק כי ההשפעה של אזהרת הארגון העולמי נמשכה לפחות שנתיים, הרבה לאחר שהכיסוי התקשורתי דעך.



**תרשים 2: ניתוח Event Study של השפעת האזהרה על כמויות הבשר המעובד**

התרשים מתאר את המקדמים שנאמדו באמצעות רגרסיית Event Study, באמצעות אומדן PPML ושגיאות תקן רובסטיות, כאשר חודש 10/2015 הושמט מהרגרסיה. כל נקודה מתארת את ההפרש (באחוזים) בכמות הנרכשת מבשר מעובד בהשוואה לכמות שנרכשה ב-10/2015, ערב ההודעה. רווח סמך של 95% מוצג לכל נקודה באמצעות קווים אנכיים.

**4.3 הטרוגניות**

טבלה 6 מציגה את תוצאות ה-ARD של ספסיפיקציה (1) בטבלה 4 ביתר פירוט. שתי העמודות הראשונות מראות את ההשפעה הסיבתית של ההודעה לפי משתנה דמוגרפי, בגרמים ובאחוזים. זוגות העמודות הבאים מציגים ההשפעה הסיבתית הממוצעת בכל קטגוריה. השורה העליונה מציגה את סך ההשפעה הסיבתית של ההודעה בכל קטגוריה. מתחת לה, כל קבוצה של שלוש שורות מציגה את ההשפעה הסיבתית הממוצעת של האזהרה עבור כל משתנה דמוגרפי והקבוצה הדמוגרפית המשלימה (ביחד שתי הקבוצות כוללות את כל בתי האב), השורה השלישית מציגה את ההפרש בהשפעה הסיבתית הממוצעת בין הקבוצות.

ניכר שקיימת הטרוגניות לא מעטה בתגובה לאזהרה. ראשית, בניגוד לבתי אב אמידים יותר, בתי אב בעלי הכנסה נמוכה לא הגיבו באופן מובהק להודעה (7.5%, לא מובהק). הקטגוריה היחידה בה ניתן למצוא תגובה מובהקת של בעלי הכנסה הנמוכה להודעה היא נקניקיות (-50.3%). תוצאות אלה נמצאות בהלימה עם התאוריה. בהתאם לתחזית של מודל ה"ביקוש לבריאות טובה" של Grossman's (1972),

עלייה בהכנסה תגרוור גידול בביקוש לבריאות לאורך החיים. הסיבה נובעת מכך שבפונקציית הייצור של "הון בריאותי" ההכנסה הינה גורם ייצור שמשפיע באופן חיובי על התוצר (בריאות). לכן, מכיוון שבעלי ההכנסה הנמוכה מייצרים פחות "הון בריאותי", אין זה מפתיע שהם מגיבים פחות לאזהרות בריאותיות. שנית, ההשפעה משתנה בהתאם למוצא האתני. עולים מברה"מ לשעבר לא הגיבו באופן מובהק לאזהרה (3.5%, לא מובהק), בניגוד לבתי אב שלא עלו מברה"מ לשעבר (-22.4%, מובהק). הסיבה נובעת כנראה מהבדלים תרבותיים שעשויים להתבטא בטעמים חזקים יותר לבשר מעובד. שלישיית, בתי אב עם ילדים הפחיתו את צריכת הבשר המעובד שלהם באופן מובהק יותר מבתי אב ללא ילדים (245g- לעומת 127g- , בהתאמה), אולם התגובה באחוזים אינה שונה באופן מובהק. בסך הכל, איני מוצא עדות רבה לכך שבתי אב הגרים בפריפריה הגיבו באופן שונה מבתי אב שגרים במרכז (הם הגיבו באופן חלש יותר רק בקטגוריית הפסטרמה והנקניקים). תוצאה זו עשויה לרמוז על כך שהאזהרה הייתה דרמטית מספיק בכדי להיות מדווחת בערוצי התקשורת המרכזיים, הזמינים לכולם ובכל מקום.

באופן אולי לא צפוי, אני מוצא רק עדות מוגבלת להשפעה של השכלה על התגובה לאזהרה. בתי אב עם לפחות הורה אחד עם תואר אקדמי אחד הגיבו באופן דומה לבתי אב ללא תואר אקדמי (15.4%- לעומת 20.1%- , בהתאמה. ההפרש אינו מובהק). תוצאה זו עומדת בעינה גם כאשר בודקים כל קטגוריה בנפרד. באופן דומה, התגובה לאזהרה של בתי אב בעלי השכלה יסודית בלבד אינה שונה באופן מובהק מהתגובה של בתי אב בעלי השכלה גבוהה יותר (50.7%- בהשוואה ל 17.5%- , ההפרש אינו מובהק). אני מוצא שני הסברים אפשריים לתוצאות אלה. ראשית, יתכן שהתוצאות קשורות לכיסוי התקשורתי הנרחב שיתכן ועזר לגשר על הפער ברכישת המידע והטמעתו. שנית, יתכן והתוצאות נכונות בעיקר לטווח הזמן הקצר ופחות לטווח הזמן הארוך, שאינו מכוסה על ידי ה-ARD, שנסמך על תחום של 12 חודשים מסביב לנקודת אי-הרציפות. במילים אחרות, יתכן ומשקי הבית בעלי ההשכלה היסודית הגיבו לאזהרה כל עוד הכיסוי התקשורתי היה נרחב, אך עם הירידה בכיסוי התקשורתי הם חזרו בהדרגה להרגלם הקודמים. עדות לכך ניתן למצוא מניתוח Event Study עבור משקי הבית בעלי ההשכלה היסודית בלבד. מהניתוח עולה כי אכן משקי בית אלו חזרו בהדרגה להרגלים הישנים.<sup>8</sup> התחזיות של המודל התיאורטי (Grossman's (1972) תומכות בתוצאות במידה מסויימת. בדומה לגורם הטכנולוגי בפונקציית הייצור של פירמה, המודל מניח שהשכלה מגדילה את יעילות הייצור של "הון בריאותי", בהינתן כמות קבועה של תשומות. בתי אב משכילים יותר הינם יצרנים יעילים יותר של "הון בריאותי" ולפיכך סביר יותר שיגיבו לאזהרות בריאותיות ממקור מוסמך. אכן, אני מוצא שתחזית זו נכונה עבור בתי אב בעלי השכלה יסודית בלבד, אך אינה נכונה לבעלי השכלה אקדמאית. הסבר אפשרי לכך הוא שההשפעה השולית של השכלה פוחתת. הווי אומר, ההשפעה של המעבר מהשכלה יסודית לתיכונית גבוהה יותר מההשפעה של המעבר מהשכלה תיכונית לאקדמית. לפיכך, השכלה תיכונית של לפחות אחד מההורים הינה תנאי סף לרכישת המידע, הפנמתו והפחתת הצריכה של מזון לא בריא לאורך זמן.

<sup>8</sup> תוצאות ניתוח ה-Event Study זמינים לפי דרישה.



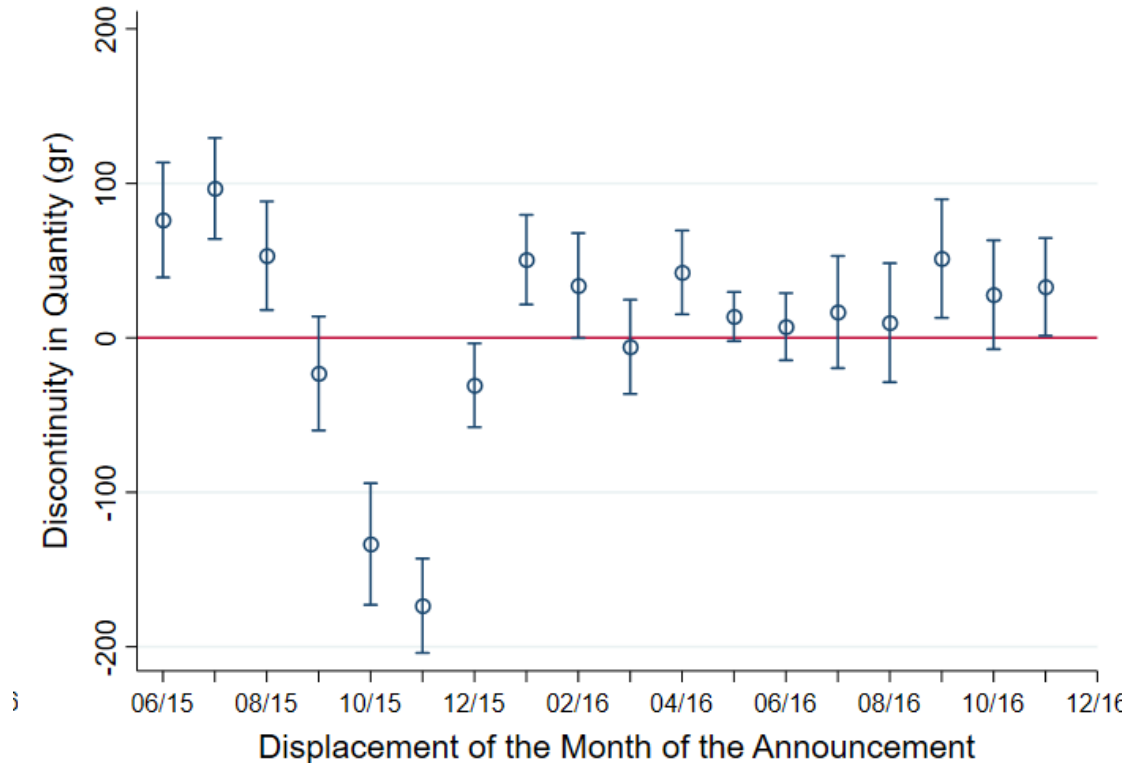
טבלה 6: תוצאות ARD לפי קטגוריה ותכונה דמוגרפית

<i>Average Treatment Effects</i>	Processed Meat									
	Total		Pastrami & Sausages		Hot Dogs		BBQ Products		Schnitzel	
	g/month	Pct.	g/month	Pct.	g/month	Pct.	g/month	Pct.	g/month	Pct.
All	-163.894***	-0.180***	-45.625***	-0.124***	-42.690***	-0.251***	-48.453***	-0.230***	-27.125***	-0.168***
Low Income	-36.436	-0.075	23.025	0.133	-55.214***	-0.503***	17.365	0.116	-21.612	-0.423
Medium and High Income	-175.691***	-0.185***	-51.979***	-0.135***	-41.531***	-0.236***	-54.545***	-0.252***	-27.636***	-0.161***
Difference	139.255**	0.110	75.004***	0.267**	-13.683	-0.266	71.910**	0.368	6.024	-0.262
Russian Immigrant	33.859	0.035	43.573	0.096	3.548	0.017	16.701	0.098	-29.964	-0.207
Non-Russian Immigrant	-201.390***	-0.224***	-62.538***	-0.178***	-51.458***	-0.315***	-60.807***	-0.278***	-26.587***	-0.161***
Difference	235.248***	0.259***	106.111***	0.274***	55.005**	0.332***	77.509***	0.376***	-3.376	-0.046
Academic Educ.	-144.582***	-0.154***	-43.464***	-0.114***	-36.892***	-0.214***	-29.369**	-0.148**	-34.856***	-0.185***
No Academic Educ.	-178.864***	-0.201***	-47.300***	-0.132***	-47.185***	-0.280***	-63.247***	-0.286***	-21.132**	-0.150**
Difference	34.283	0.048	3.836	0.018	10.293	0.066	33.878	0.138	-13.724	-0.035
Elementary Educ. Only	-368.239**	-0.507**	-202.883	-0.810	-106.028*	-0.557*	-31.667	-0.158	-27.660	-0.325
Educ. Higher than Elementary	-159.891***	-0.175***	-42.544***	-0.115***	-41.449***	-0.244***	-48.782***	-0.231***	-27.115***	-0.166***
Difference	-208.348	-0.332	-160.339	-0.695	-64.579	-0.313	17.115	0.073	-0.546	-0.159
Has Kids	-245.089***	-0.197***	-53.321***	-0.125***	-81.900***	-0.322***	-76.732***	-0.243***	-33.136**	-0.133**
Has No Kids	-126.733***	-0.167***	-42.103***	-0.123***	-24.745***	-0.188***	-35.511***	-0.218***	-24.375***	-0.201***
Difference	-118.356***	-0.029	-11.218	-0.002	-57.155***	-0.134	-41.222*	-0.025	-8.761	0.068
Lives in the Periphery	-158.225***	-0.157***	-15.843	-0.038	-40.377***	-0.194***	-69.432***	-0.296***	-32.573***	-0.224***
Lives in the Center	-166.851***	-0.194***	-61.159***	-0.179***	-43.897***	-0.292***	-37.511***	-0.189***	-24.284***	-0.143***
Difference	8.626	0.036	45.316**	0.141***	3.521	0.098	-31.922	-0.107	-8.289	-0.082
Orthodox Jew	-236.614***	-0.328***	-50.304**	-0.316**	-93.465***	-0.557***	-84.207*	-0.246*	-8.639	-0.166
Non-Orthodox Jew	-154.741***	-0.166***	-45.036***	-0.114***	-36.300***	-0.213***	-43.953***	-0.226***	-29.452***	-0.168***
Difference	-81.873	-0.162*	-5.268	-0.202	-57.165**	-0.344**	-40.254	-0.020	20.813	0.001

*Notes:* The coefficients in this table are the average treatment effects of the WHO announcement on the processed meat purchased quantities per household, by product categories and demographic groups. All coefficients are based on a single regression as specified in Eq. 1a and 1b and in Table 4 column (1). Robust standard errors were bootstrapped using 100 repetitions. The regression is weighted by an Epanechnikov kernel. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### 4.4 מבחני יציבות לתוצאות

מספר מבחני פלסיבו בוצעו בכדי לוודא שתוצאות ה-ARD אכן תופסות את ההשפעה הסיבתית של אזהרת ארגון הבריאות העולמי על הכמויות הנקנות של בשר מעובד, ולא כל השפעה אחרת שיכולה הייתה להתרחש במקביל. תרשים 3 מציג מקדמי פלסיבו של אי-הרציפות שמדמים חודש אזהרה מזוייף.



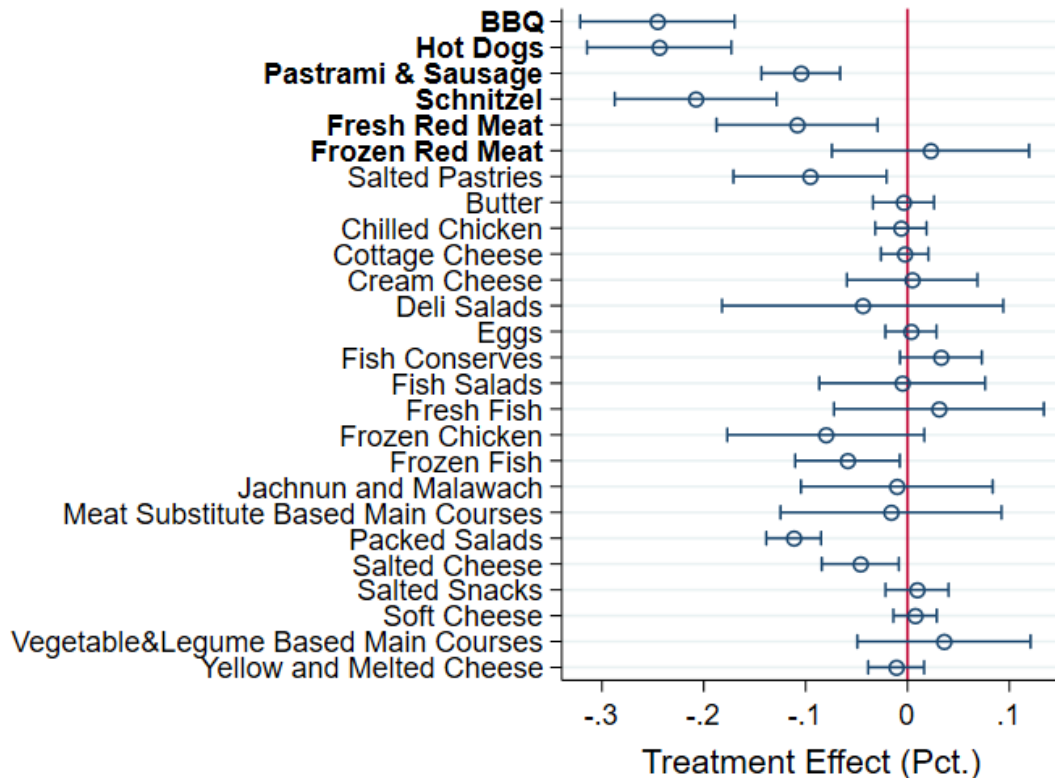
תרשים 3: מבחן פלסיבו – חודשי אזהרה מזוייפים

התרשים מתאר את המקדמים שנאמדו באמצעות ARD של אי-הרציפות במשתנה התלוי (בגרמים) בחודש 11/2015 (החודש הראשון לאחר ההודעה) ואי-הרציפויות שנאמדו בתזוזה של  $t$  חודשים מחודש זה. כל מקדם נאמד ברגרסיה נפרדת, לפי ספסיפיקציה (1) בטבלה 4. הרגרסיה משוקללת באמצעות פונקציית קרנל של אפנשניקוב עם רצועה של 8 חודשים מסביב לאי-הרציפות. שגיאות תקן רובסטיות התקבלו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות. הקווים האנכיים מייצגים רווח סמך של 95%.

כפי שניתן לראות בתרשים 3, החודשים היחידים בהם נרשמה אי-רציפות שלילית ומובהקת הם אוקטובר, נובמבר ודצמבר 2015. בעוד שחודש אוקטובר 2015 הינו חודש ההודעה ונובמבר הוא החודש הראשון שלאחריה, העובדה שבדצמבר 2015 אנו רואים אי-רציפות שלילית (אמנם קטנה) ומובהקת קצת מוזרה. עם זאת, סביר שהתגובה תתפרש על פני זמן, שכן לא כל בתי האב קונים בשר מעובד בכל רכישה, כאשר חלקם אפילו לא קונים בשר מעובד בכל חודש. העובדה שאין עדות לאי-רציפות שלילית מובהקת לפני הודעת ארגון הבריאות העולמי מחזקת את ההשערה שאי-הרציפות השלילית המובהקת בכמויות הבשר המעובד שנרכשו שנרשמה מיד לאחר ההודעה באה בשל האזהרה.

לחילופין, ניתן לטעון שהירידה בכמויות הבשר המעובד שנצפתה החל מנובמבר 2015 אינה נובעת מהודעת ארגון הבריאות העולמי, אלא מסיבה אחרת. אם אכן כך, סביר שקטגוריות מזון נוספות היו נפגעות. בתרשים 4, מוצגת אמידת ARD של אי-הרציפות בחודש 11/2015 עבור כל קטגוריות המזון הזמינות בפאנל של

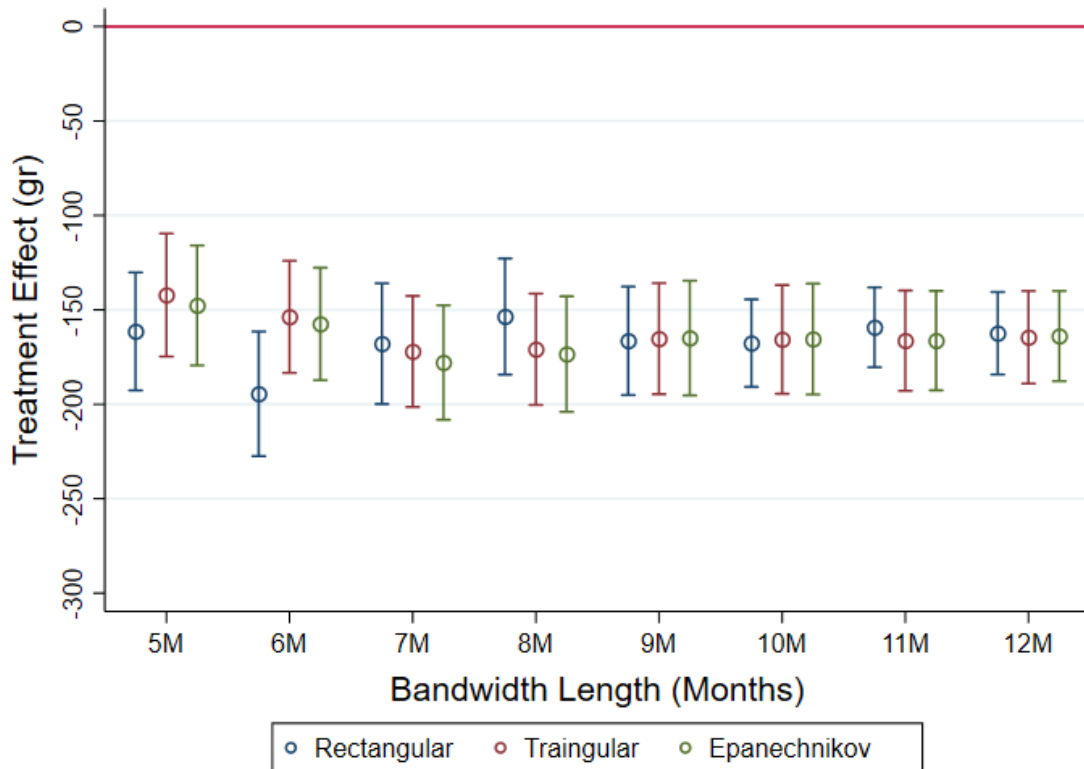
נילסן. כפי שניתן לראות בתרשים 4, פרט לקטגוריות הבשר המעובד והבשר האדום, ישנו רק קומץ קטגוריות עם אי-רציפות שלילית בחודש 11/2015. אחת מקטגוריות אלה היא סלטים ארוזים, שיתכן והושפעה בעיקפין מההודעה, שכן בישראל סלטים ארוזים (קטגוריה המורכבת מסלטי חומוס בעיקר) הינם מוצר משלים לבשר מעובד. מוצרי בשר מעובד וסלטים ארוזים נאכלים יחד במקרים רבים.



תרשים 4: מבחן פלסיבו – קטגוריות שונות

התרשים מתאר את המקדמים שנאמדו באמצעות ARD של אי-הרציפות במשתנה התלוי באחוזים בחודש 11/2015 (החודש הראשון לאחר ההודעה) עבור כל הקטגוריות הזמינות בפאנל. הרגרסיות נאמדו באמצעות ARD לפי ספסיפיקציה (1) בטבלה 4, עם טווח של 10 חודשים מסביב לנקודת אי-הרציפות. שגיאות תקן רובסטיות התקבלו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות. הרגרסיות שוקללו באמצעות פונקציית קרנל מסוג אפנישניקוב. רווחי סמך של 95% מוצגים על ידי הקווים האופקיים התוחמים כל נקודה.

לבסוף, תרשים 5 בוחן האם תוצאות ה-ARD, שנאמדו על בסיס נתוני הפאנל, עמידות לקונפיגורציות שונות, הכוללות תחומים שונים מסביב לנקודת אי-הרציפות ויישומן של פונקציות קרנל שונות. כפי שניתן לראות בביורר, התוצאות מכל הספסיפיקציות מאוד דומות. התוצאות, אם כן, עמידות ביותר לשינויי תחומים וספסיפיקציות.



#### תרשים 5: מבחן עמידות לתוצאות

התרשים מתאר את המקדמים שנאמדו באמצעות ARD של אי-הרציפות במשתנה התלוי בגרמים לבית אב בחודש 11/2015 (החודש הראשון לאחר ההודעה), באמצעות טווחים באורכים שונים מסביב לנקודת אי-הרציפות ושימוש בפונקציות קרנל שונות שנותנות משקל שונה של התצפיות בטווח. שגיאות תקן רובסטיות התקבלו באמצעות תהליך bootstrapping עם 100 חזרות. הקווים האנכיים מייצגים רווח סמך של 95%.

#### 5. סיכום ומסקנות

על אף המחקר הנרחב בספרות, עדיין קיימת מחלוקת לגבי רמת היעילות של הפצת מידע בריאותי מהימן לטובת שינוי העדפות הצרכנים כלפי של מזון בריא יותר. מחלוקת זו מעלה שאלות כבדות משקל הנוגעות לשמירה על בריאות הציבור, הצורך בהתערבות ממשלתית והשאת הרווחה החברתית. לכן, ישנה חשיבות רבה ליכולת לאמוד את ההשפעה הסיבתית של הפצת מידע בריאותי מהימן בערוצי התקשורת בכדי לשמר את היעילות בצריכה, כאשר השפעה פנימית (internality) שלילית נוכחת. לצורך כך, אני מנצל בעבודה זו את הניסוי הטבעי שנוצר כתוצאה מהודעת ארגון הבריאות העולמי באוקטובר 2015, שסיווגה את צריכת הבשר המעובד כמסרטנת לבני אדם ואת צריכת הבשר האדום כככל הנראה מסרטנת לבני אדם. המטרות של מחקר זה הן: (1) לאמוד את ההשפעה הסיבתית של האזהרה על צריכת הבשר המעובד והאדום בישראל; ו (2) לבחון האם ההשפעה משתנה עם המאפיינים הסוציודמוגרפיים של בתי האב. חשיבות המחקר חורגת מהאירוע הספציפי הנבחן בעבודה זו, שכן היא עוסקת בלב הויכוח הניטש בספרות לגבי היכולת של הפצת מידע בריאותי בלבד לשנות את טעמי הצרכנים כלפי צריכת מזון בריאותי יותר, ללא התערבות רגולטורית.

הממצאים מבוססים על שני בסיסי נתונים יחודיים, פאנל צרכנים מייצג ונתוני קופות אגרגטיביים של רכישות בשר בישראל. בכדי לאמוד את ההשפעה הסיבתית של אזהרת ארגון הבריאות העולמי, עשיתי שימוש במתודולוגיות של ניסויים טבעיים, הכוללת Regression Discontinuity in Time ו- Event Study. התוצאות מראות שההודעה גרמה להשפעה שלילית, מובהקת סטטיסטית, גדולה יחסית ומתמשכת על כמויות שיווי המשקל של בשר מעובד, שירדו בממוצע ב- 164 גרם למשק בית לחודש (-18%). ההשפעה נמשכה על פני תקופה של לפחות שנתיים מרגע האירוע, הרבה לאחר שהעיסוק התקשורתי בנושא דעך. בהתאם לחומרת האזהרה, הירידה בכמויות של הבשר האדום הייתה נמוכה יותר (-5.6%).

עם זאת, לא כל האוכלוסיות הגיבו באופן דומה. משקי בית בעלי הכנסה נמוכה ומשקי בית של עולים ממדינות בריה"מ לשעבר לא הגיבו באופן מובהק לאזהרה. התגובה של משקי בית בהם ההורים בעלי השכלה תיכונית בלבד לא נמשכה זמן רב. לפיכך, בהתאם ללממצאים בספרות, אני מוצא שלהשכלה, להכנסה ולמוצא האתני יש חשיבות מכרעת ביכולת של בתי האב להגיב ולפעול בהתאם להמלצות בריאותיות. באופן שאולי קצת מפתיע, איני מוצא עדות לכך שלהשכלה אקדמית, נוכחות של ילדים ומגורים בפריפריה יש השפעה על עצמת התגובה. הסבר אפשרי לממצאים אלה ניתן לתלות בחומרת האזהרה. יתכן ובשל כך היא הופצה באמצעות כלי התקשורת המרכזיים הזמינים לכולם בכל מקום, דבר שעזר, אולי, בגישור על הפערים ברכישת ובהטמעת המידע.

1. Adams, Abi, et al. Prices versus preferences: taste change and revealed preference. No. W15/11. IFS Working Papers, 2015.
2. American Institute for Cancer Research, 2018. "Meat, Fish and Dairy Products and the Risk of Cancer". Retrieved from: <https://www.wcrf.org/sites/default/files/Meat-Fish-and-Dairy-products.pdf>.
3. Beatty, Timothy K. M., and Ian A. Crawford. "How demanding is the revealed preference approach to demand?." *American Economic Review* 101.6 (2011): 2782-2795.
4. Brown, Deborah J., and Lee F. Schrader. "Cholesterol information and shell egg consumption." *American Journal of Agricultural Economics* 72.3 (1990): 548-555.
5. Brown, Martin L., et al. "Obtaining long-term disease specific costs of care: application to Medicare enrollees diagnosed with colorectal cancer." *Medical care* (1999): 1249-1259.
6. Burton, Micheal, and Trevor Young. "The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain." *Applied Economics* 28.6 (1996): 687-693.
7. Carrieri, Vincenzo, and Francesco Principe. "WHO and for how long? An empirical analysis of the consumers' response to red meat warning." *Food Policy* 108 (2022): 102231.
8. Chalfant, James A., and Julian M. Alston. "Accounting for changes in tastes." *Journal of Political Economy* 96.2 (1988): 391-410.
9. Chern, Wen S., Edna T. Loehman, and Steven T. Yen. "Information, health risk beliefs, and the demand for fats and oils." *The Review of Economics and Statistics* (1995): 555-564.
10. Corral, Julieta, et al. "Long-term costs of colorectal cancer treatment in Spain." *BMC health services research* 16.1 (2016): 1-8.
11. Dahlgran, Roger A., and Dean G. Fairchild. "The demand impacts of chicken contamination publicity—a case study." *Agribusiness: An International Journal* 18.4 (2002): 459-474.
12. Delco, F., et al. "Hospital health care resource utilization and costs of colorectal cancer during the first 3-year period following diagnosis in Switzerland." *Alimentary pharmacology & therapeutics* 21.5 (2005): 615-622.
13. Dillaway, Robin, et al. "Do consumer responses to media food safety information last?." *Applied Economic Perspectives and Policy* 33.3 (2011): 363-383.
14. Dubois, Pierre, Rachel Griffith, and Aviv Nevo. "Do prices and attributes explain international differences in food purchases?." *American Economic Review* 104.3 (2014): 832-867.
15. Estève, Jacques, Ellen Benhamou, and Luc Raymond. 1994. "Descriptive Epidemiology" Lyon, France IARC Scientific Publications.
16. Etzioni, Ruth, et al. "The impact of including future medical care costs when estimating the costs attributable to a disease: a colorectal cancer case study." *Health economics* 10.3 (2001): 245-256.
17. Färkkilä, Niilo, et al. "Costs of colorectal cancer in different states of the disease." *Acta Oncologica* 54.4 (2015): 454-462.
18. Ferrer, Rosa, and Helena Perrone. "Consumers' Costly Responses to Product-Harm Crises." *Management Science* 69.5 (2023): 2639-2671.

19. Flake, Oliver L., and Paul M. Patterson. *Health, food safety and meat demand*. No. 371-2016-19204. 1999.
20. Gardner, John W., and Jill S. Sanborn. "Years of potential life lost (YPLL)—what does it measure?." *Epidemiology* (1990): 322-329.
21. Grossman Michael. "On the concept of health capital and the demand for health.", *J. Polit. Econom.* 80 (1972) 223–255.
22. Hausman, Catherine, and David S. Rapson. "Regression discontinuity in time: Considerations for empirical applications." *Annual Review of Resource Economics* 10 (2018): 533-552.
23. He, Xiaoyang, and Jayson L. Lusk. "Bacon causes cancer: Do consumers care?." *Agricultural and Resource Economics Review* 51.1 (2022): 130-155.
24. Howard, David H., et al. "The impact of detection and treatment on lifetime medical costs for patients with precancerous polyps and colorectal cancer." *Health Economics* 18.12 (2009): 1381-1393.
25. Imbens, Guido W., and Thomas Lemieux. "Regression discontinuity designs: A guide to practice." *Journal of econometrics* 142.2 (2008): 615-635.
26. Ippolito, Pauline M., and Alan D. Mathios. "Information and advertising: The case of fat consumption in the United States." *The American Economic Review* 85.2 (1995): 91-95.
27. Kaabia, Monia Ben, Ana M. Angulo, and Jose M. Gil. "Health information and the demand for meat in Spain." *European Review of Agricultural Economics* 28.4 (2001): 499-517.
28. Kerrigan, Matthew, et al. "Costs and survival of patients with colorectal cancer in a health maintenance organization and a preferred provider organization." *Medical care* (2005): 1043-1048.
29. Kinnucan, Henry W., et al. "Effects of health information and generic advertising on US meat demand." *American Journal of Agricultural Economics* 79.1 (1997): 13-23.
30. Kuchler, Fred, and Ababayehu Tegene. *Did BSE announcements reduce beef purchases?*. No. 1477-2016-121149. 2006.
31. Lehman, Scott B. "Stock Market Reactions to the IARC Announcement Linking Red Meat and Processed Meat to Cancer." *Journal of Environmental and Resource Economics at Colby* 3.1 (2016): 6.
32. Malone, Trey, and Jayson L. Lusk. "Taste trumps health and safety: Incorporating consumer perceptions into a discrete choice experiment for meat." *Journal of Agricultural and Applied Economics* 49.1 (2017): 139-157.
33. Maroun, Jean, et al. "Lifetime costs of colon and rectal cancer management in Canada." *Chronic Diseases and Injuries in Canada* 24.4 (2003): 91.
34. Marsh, Thomas L., Ted C. Schroeder, and James Mintert. "Impacts of meat product recalls on consumer demand in the USA." *Applied Economics* 36.9 (2004): 897-909.
35. Mathios, Alan D. "The impact of mandatory disclosure laws on product choices: An analysis of the salad dressing market." *The Journal of Law and Economics* 43.2 (2000): 651-678.
36. Mazzocchi, Mario. "No news is good news: Stochastic parameters versus media coverage indices in demand models after food scares." *American Journal of Agricultural Economics* 88.3 (2006): 727-741.

37. Mrozek, Janusz R., and Laura O. Taylor. "What determines the value of life? A meta-analysis." *Journal of Policy analysis and Management* 21.2 (2002): 253-270.
38. Nevo, Aviv. "A practitioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand." *Journal of economics & management strategy* 9.4 (2000): 513-548.
39. Piggott, Nicholas E., and Thomas L. Marsh. "Does food safety information impact US meat demand?." *American Journal of Agricultural Economics* (2004): 154-174.
40. Pozo, Veronica F., and Ted C. Schroeder. "Evaluating the costs of meat and poultry recalls to food firms using stock returns." *Food Policy* 59 (2016): 66-77.
41. Rickertsen, Kyrre, Dadi Kristofersson, and Solveig Lothe. "Effects of health information on Nordic meat and fish demand." *Empirical Economics* 28 (2003): 249-273.
42. Sasieni, P. D., et al. "What is the lifetime risk of developing cancer?: the effect of adjusting for multiple primaries." *British journal of cancer* 105.3 (2011): 460-465.
43. Schlenker, Wolfram, and Sofia B. Villas-Boas. "Consumer and market responses to mad cow disease." *American Journal of Agricultural Economics* 91.4 (2009): 1140-1152.
44. Shimshack, Jay P., and Michael B. Ward. "Mercury advisories and household health trade-offs." *Journal of health economics* 29.5 (2010): 674-685.
45. Shimshack, Jay P., Michael B. Ward, and Timothy KM Beatty. "Mercury advisories: information, education, and fish consumption." *Journal of Environmental Economics and Management* 53.2 (2007): 158-179.
46. Silva, JMC Santos, and Silvana Tenreiro. "Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator." *Economics Letters* 112.2 (2011): 220-222.
47. Silva, JMC Santos, and Silvana Tenreiro. "The log of gravity." *The Review of Economics and statistics* 88.4 (2006): 641-658.
48. The American Cancer Society. Retrieved from: <<https://www.cancer.org/cancer/cancer-basics/lifetime-probability-of-developing-or-dying-from-cancer.html>> (accessed January 27, 2021).
49. The State of Israel, Central Bureau of Statistics. "Deaths from Gastric and Colorectal cancer, by Age Group, Population Group and Sex for 2014-2018." Demography and Census Department, the unit of Health and Natural Movement Statistics. Special processing conducted on 11/25/2020 (available by demand).
50. The State of Israel, Central Bureau of Statistics. "Table 2.3: Population, by Population Group, Religion, Sex and Age." *Statistical Abstract of Israel 2017*. Retrieved from: <<https://www.cbs.gov.il/en/publications/Pages/2017/Population-Statistical-Abstract-of-Israel-2017-No-68.aspx>>.
51. The State of Israel, Central Bureau of Statistics. "Table 3.25: Life Expectancy at Selected Ages, by Sex and Population Group." *Statistical Abstract of Israel 2018*. Retrieved from: <<https://www.cbs.gov.il/en/publications/Pages/2018/Vital-Statistics-Statistical-Abstract-of-Israel-2018-No-69.aspx>>.
52. The State of Israel, Central Bureau of Statistics. "Table 3.26: Mortality Rates per 1,000 Residents, by Age, Population Group and Sex." *Statistical Abstract of Israel 2018*. Retrieved from: <<https://www.cbs.gov.il/en/publications/Pages/2018/Vital-Statistics-Statistical-Abstract-of-Israel-2018-No-69.aspx>>.



53. The State of Israel Ministry of Health. "Colorectal Cancer in Israel – Updated Mars 2020". Retrieved from: <[https://www.health.gov.il/PublicationsFiles/ICR\\_01032020.pdf](https://www.health.gov.il/PublicationsFiles/ICR_01032020.pdf)>. Data for 2014-2018 were obtained from the Cancer Registry Unit and are available upon demand.
54. The World Bank. "GDP per Capita". Retrieved from: <<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>>.
55. The World Health Organization, 2014. "Global Status Report on Non-communicable diseases". Retrieved from: <<https://www.who.int/nmh/publications/ncd-status-report-2014/en/>>.
56. The World Health Organization, International Agency for Research on Cancer, 2015. "IARC monographs evaluate consumption of red meat and processed meat", Press Release no. 240. Retrieved from: <[https://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2015/pdfs/pr240\\_E.pdf](https://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2015/pdfs/pr240_E.pdf)>.
57. Thomsen, Michael R., and Andrew M. McKenzie. "Market incentives for safe foods: an examination of shareholder losses from meat and poultry recalls." *American Journal of Agricultural Economics* 83.3 (2001): 526-538.
58. Tobin, James. "Estimation of relationships for limited dependent variables." *Econometrica: journal of the Econometric Society* (1958): 24-36.
59. Tonsor, Glynn T., and Nicole J. Olynk. "Impacts of animal well-being and welfare media on meat demand." *Journal of Agricultural Economics* 62.1 (2011): 59-72.
60. Variyam, Jayachandran N., James Blaylock, and David Smallwood. "A probit latent variable model of nutrition information and dietary fiber intake." *American Journal of Agricultural Economics* 78.3 (1996): 628-639.
61. Verbeke, Wim, Ronald W. Ward, and Jacques Viaene. "Probit analysis of fresh meat consumption in Belgium: Exploring BSE and television communication impact." *Agribusiness: An International Journal* 16.2 (2000): 215-234.
62. Viscusi, W. Kip. "The value of risks to life and health." *Journal of economic literature* 31.4 (1993): 1912-1946.
63. Viscusi, W. Kip, and Joseph E. Aldy. "The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world." *Journal of risk and uncertainty* 27 (2003): 5-76.
64. Viscusi, W. Kip, and Clayton J. Masterman. "Income elasticities and global values of a statistical life." *Journal of Benefit-Cost Analysis* 8.2 (2017): 226-250.
65. Viscusi, W. Kip, Wesley A. Magat, and Joel Huber. "Informational regulation of consumer health risks: an empirical evaluation of hazard warnings." *The Rand Journal of Economics* (1986): 351-365.
66. Zheng, Zhiyuan, et al. "Annual medical expenditure and productivity loss among colorectal, female breast, and prostate cancer survivors in the United States." *Journal of the National Cancer Institute* 108.5 (2016): djv382.

#### Hebrew Publications:

67. Rophe, Taniv. "Structural Changes in the Meat Demand in Israel." *The Hebrew University of Jerusalem MA thesis supervised by Finkelshtain I.* (1992).
68. עמיר, שמואל, and אסתי ניסן-אנגלצין. "A Preliminary Estimate of the Value of Statistical Life in Israel and its Implications to the Technological Update of the National Health

אמדן ראשוני של ערך חיי אדם בישראל והשלכותיו לגבי עדכון Insurance Package of Benefits/ סל השירותים של ביטוח הבריאות הממלכתי. "הרבעון לכלכלה (2008) : 467-487