

חטיבת המחקר



בנק ישראל

קשיחות וסנכרון: ניתוח דינמיקת מחירים בחנויות מקוונות ופיזיות¹

טים גינקר* אלכס אילק אביחי שניר*****

סדרת מאמרים לדיון 2025.10

אוגוסט 2025

בנק ישראל – <http://www.boi.org.il>

¹ אנו מודים לאלון אייזנברג על תובנותיו והצעותיו המועילות, לסיגל ריבון על סקירתה המעמיקה ועצותיה, ולמשתתפי הסמינר של בנק ישראל על שאלותיהם והערותיהם המעוררות מחשבה. אנו מודים גם ליוליה נודלמן על הסיוע החיוני בסוגיות הקשורות לנתונים.

* בנק ישראל, מחלקת המידע והסטטיסטיקה. דוא"ל: ginker.tim@boi.org.il

** בנק ישראל, חטיבת המחקר. דוא"ל: alexei.ilek@boi.org.il

*** המחלקה לכלכלה, אוניברסיטת בר אילן, רמת גן 5290002. דוא"ל: avichai.snir@gmail.com

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

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

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

קשיחות וסנכרון: ניתוח דינמיקת מחירים בחנויות מקוונות ופיזיות

טים גינקר, אלכס אילק ואביחי שניר

תקציר

אנו משתמשים בנתוני פאנל של מחירים רגילים המפורסמים על ידי חנויות מקוונות ופיזיות. אנו בוחנים את קשיחות המחירים ואת סנכרון המחירים הן בתוך והן בין הקמעונאים, במסחר מקוון ופיזי. התוצאות במחקר מצביעות על כך, שראשית, לעלות הפיזית של התאמת מחירים יש השפעה חלשה, אם כי מובהקת סטטיסטית, על קשיחות המחירים. שנית, המחירים דומים יותר בתוך רשתות קמעונאיות מאשר בין רשתות קמעונאיות. שלישית, המחירים דומים יותר בין חנויות מקוונות מאשר בין חנויות פיזיות. עם זאת, סנכרון שינויי המחירים אינו גבוה יותר בין חנויות מקוונות מאשר בין חנויות פיזיות. רביעית, נמצא שמידת סנכרון המחירים בין הרשתות מתואמת עם שיעור האינפלציה הכללי במשק. ממצא זה מדגיש את החשיבות של שמירה על יציבות המחירים, מכיוון שסנכרון גבוה מעלה סיכון להיווצרות תהליך אינפלציוני שמזין את עצמו כתוצאה מתגובת שרשרת בה הפירמות מעלות מחירים כתגובה לעליית המחירים של מתחריהן.

מילות מפתח: עלויות תפריט, קשיחות מחירים, נתונים בתדירות גבוהה, סנכרון שינויי מחירים, השוואת מחירים פיזיים ומקוונים.

סיווג JEL: D22, E31

Rigidity and Synchronization: Analyzing Online and Offline Price Dynamics

Tim Ginker* Alex Ilek** Avichai Snir***

Abstract

We use panel data of regular prices posted by on- and offline stores. We study on- and offline price rigidity and price synchronization both within and across retailers. Our results suggest that, first, the physical cost of price adjustment has a small, albeit statistically significant effect on price rigidity. Second, prices are more similar within retailers than across retailers. Third, prices are more similar across online stores than across offline stores. However, price change synchronization is not higher across online stores than across offline stores. Fourth, our results suggest that the likelihood of pricing cascades is positively correlated with inflation. This underscores the importance of maintaining price stability in order to avoid coordination dynamics that may exacerbate the inflationary process.

Key words: Menu costs; Price rigidity; High-frequency data; Price change synchronization; Price comparison between physical and online stores.

JEL Codes: D22, E31

Bank of Israel - <http://www.boi.org.il>

¹ We thank Alon Eizenberg for his valuable insights and suggestions, Sigal Ribon for her thorough review and advice, and the seminar participants at the Bank of Israel for their engaging questions and comments. We are also grateful to Yulia Nudelman for her indispensable help with data-related issues. The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the Bank of Israel.

* Bank of Israel, Information and Statistics Department. Email: ginker.tim@boi.org.il

** Bank of Israel, Research Department. Email: alexei.ilek@boi.org.il

*** Department of Economics, Bar-Ilan University Ramat-Gan 5290002, Israel.
Email: avichai.snir@gmail.com

1. הקדמה

במודלים עם מחירים קשיחים, קשיחות של מחירים נומינליים ממלאת תפקיד מרכזי בהגברת זעזועים מקרו-כלכליים.¹ כלכלנים, מ-Carlton (1986), Cecchetti (1986), Lach and Tsiddon (1992, 1996), Kashyap (1995), Levy et al. (1997), Blinder et al. (1998), ועד Slade (1998) חקרו את התדירות ואת הגודל של שינויי מחירים, וכן את התגובתיות של מחירים נומינליים לזעזועים כלכליים.²

אחד ההסברים המובילים לקשיחות מחירים הוא קיומן של עלויות תפריט (menu costs) (Anderson et al. 2015). עלויות אלה יכולות להיות פיזיות, כמו עלות ההדפסה של תגי מחיר, או לא-פיזיות, כמו המאמץ הניהולי הנדרש כדי לעבד מידע, לתאם החלטות תמחור בין חנויות שונות, ולנהל את תגובות הלקוחות. מודלים של עלויות תפריט מנבאים שפירמות יתאימו את מחיריהן לעתים רחוקות, וכי כאשר הן עושות זאת, שינויי המחירים ייטו להיות גדולים.

עבודה זו מציגה עדות אמפירית חדשה לקשיחות מחירים וסנכרון מחירים באמצעות נתוני פאנל בעלי תדירות גבוהה מענף רשתות המזון בישראל. הנתונים כוללים את מחיריהם של מוצרים זהים הנמכרים בחנויות מקוונות ובחנויות פיזיות על ידי אותם קמעונאים. אנו משתמשים בנתונים הללו כדי להשוות את התדירות, הגודל והסנכרון של שינויי מחירים בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות.

חשוב לציין כי בחנויות מקוונות, עלויות התפריט הפיזיות של התאמת מחירים מסתכמות כמעט באפס. בנוסף, בתוך כל רשת קמעונאית, יתר העלויות של התאמת מחירים, כמו עלויות ניהול, הן דומות בין חנויות מקוונות לפיזיות. כתוצאה מכך, יש באפשרותנו להשתמש בנתונים אלה כדי לבחון באיזו מידה קשיחות המחירים הנומינלית הנצפית מיוחסת לעלויות תפריט פיזיות באופן ספציפי, כאשר יתר העלויות נותרות קבועות.

בנוסף לקשיחות המחירים, אנו בוחנים את הסנכרון בין שינויי מחירים – מאפיין הממלא תפקיד מרכזי במודלים מודרניים של אי-ניטרליות מוניטרית והתפשטות אינפלציונית (Konieczny; Carvalho, 2006; Baley and Blanco, 2021; and Rumler, 2006). בפרט, Nirei and Scheinkman (2024) סבורים כי הסנכרון עשוי להגביר לחצים אינפלציוניים באמצעות שרשראות של שינויי מחירים (repricing cascades) – מנגנונים שבהם מחירים על ידי פירמה אחת מובילים לשינויי מחירים על ידי המתחרים שלה, ובדרך זו מעצימים את התהליך האינפלציוני.

¹ לסקירות עדכניות יותר, ראו: Klenow and Malin (2010), Leahy (2011), ו-Nakamura and Steinsson (2013).
² ראו לדוגמה: Dutta et al. (1999, 2002), Fisher and Konieczny (2000, 2006), Edén (2001, 2018), Nakamura (2003), Chevalier et al. (2004), Bils and Klenow (2004), Dhyne et al. (2006), Knotek (2008), Nakamura (2011), Midrigan (2011), and Steinsson (2008), Kehoe and Midrigan (2015), Beradi et al. (2015), Anderson (2017), et al. (2015, 2017), Alvarez et al. (2016), Sudo et al. (2018), ו-Bonomo et al. (2022).

בסיס הנתונים החדש שלנו מציע מספר יתרונות. החשוב שבהם העובדה שהוא מכיל, עבור חנויות מקוונות ופיזיות כאחד, את המחירים היומיים הרגילים כפי שהם מתפרסמים על ידי החנויות – ללא מחירי מבצע. בשל כך, אין לנו צורך להשתמש בפילטרים של מבצעים כדי לזהות את המחירים הרגילים, וכך אנו מצמצמים את הבעיה של שגיאות מדידה (Eichenbaum et al., ; Nakamura and Steinsson, 2008; 2014; Kehoe and Midrigan, 2015). עובדה זו מהווה יתרון, מכיוון שרוב משמעותי של ספרות מחקרית הראה כי פירמות מגיבות לזעזועים על ידי התאמת מחיריהן הרגילים, המשקפים מחירי יסוד. שינויי מחירים זמניים ("מבצעים"), מאידך, ממלאים תפקיד מועט או לא ממלאים תפקיד כלל בתהליך ההתאמה (Anderson et al., 2017; Alvarez et al., 2016; Nakamura and Steinsson, 2008). יתרון נוסף של בסיס הנתונים שלנו טמון בהיותו מייצג, שכן הרשתות הקמעונאיות שנכללות בו מחזיקות יחד בנתח שוק של כ-3.45%.

למיטב ידיעתנו, זהו המחקר הראשון שמנתח נתוני פאנל של מחירים רגילים של מוצרים זהים הנמכרים בו-זמנית בחנויות מקוונות ובחנויות פיזיות השייכות לאותם קמעונאים.⁴ נקודה זו חשובה, מפני שהעלויות הפיזיות של התאמת המחירים המקוונים עומדות על אפס למעשה, ועל כן, לפי תיאוריית עלויות התפריט, המחירים אמורים להיות גמישים יותר בזירה המקוונת מאשר בחנויות פיזיות. יתר על כן, עלויות החיפוש והמעבר בשווקים מקוונים מרמזים כי הסנכרון בין פירמות מקוונות צפוי להיות גבוה יותר מאשר בין פירמות פיזיות (Gorodnichenko and Talavera, 2017). אך העדויות האמפיריות אינן חד משמעיות.

Gorodnichenko and Talavera (2017) ו-Gorodnichenko et al. (2018) מצאו כי מחירים מקוונים משתנים באופן תדיר יותר ממחירי חנויות פיזיות. עם זאת, הסנכרון בין חנויות מקוונות מצומצם. לעומתם, Cavallo and Rigobon (2016) ו-Cavallo (2018) מדווחים כי מחיריהן המקוונים של רשתות קמעונאיות המפעילות ערוצים מקוונים ופיזיים כאחד, מגלים קשיחויות הדומות לאלה שנצפות בחנויות הפיזיות. Cavallo (2017) מוצא כי המחירים בחנות המקוונת ובחנות הפיזית של קמעונאי נתון יהיו על פי רוב זהים.

הנתונים שלנו מאפשרים להרחיב את הספרות הקיימת בשלוש דרכים. ראשית, המבנה של פאנל מאפשר להשוות את קשיחות המחירים באופן ישיר בין פורמטים מקוונים ופיזיים של מוצרים זהים הנמכרים על ידי אותן רשתות. שנית, אנו בוחנים את הסנכרון של שינויי המחירים הן בתוך רשת

³ אומדן נתח השוק מבוסס על דירוגי החברות של BDI, הזמינים בכתובת https://www.bdicode.co.il/en/category/eng_commerce/eng_commerce_supermarket/ כפי שנצפו ביוני 2024.

⁴ Bonomo et al. (2022) השתמשו גם הם בקובץ נתונים המכיל מחירים של חנויות מקוונות ופיזיות בישראל. הם חקרו את הסנכרון בין שינויי המחירים בתוך חנות.

קמעונאית והן בין רשתות קמעונאיות, תוך השוואת הסביבה המקוונת לסביבה הפיזית. שלישית, תקופת המדגם כוללת שינוי משמעותי באינפלציה: האינפלציה ב-12 חודשים הייתה נמוכה מ-1% במהלך המחצית הראשונה של 2021, ואז עלתה לרמה של מעל 5% בשנים 2022-2023. שינוי זה מאפשר לנו לבדוק את המתאם בין סנכרון בתזמון של שינויי מחירים וקצב האינפלציה.

קבוצת הממצאים הראשונה שלנו עומדת בקו אחד עם התוצאות של מחקרים קודמים. ראשית, בתוך רשת קמעונאית מסוימת, המחירים נוטים להיות אחידים בין החנויות. השיעור היומי הממוצע של מחירים זהים נע בין 0.44 ל-0.95, לפי הקמעונאי, בדומה לממצאים של DellaVigna and Cavallo (2017) ו-Gentzkow (2019). בין הקמעונאים, עם זאת, אנו מוצאים שונות מחירים משמעותית: שיעור המחירים הזהים הוא 0.25–0.34 עבור חנויות מקוונות ו-0.17–0.25 עבור חנויות פיזיות. מכאן, שאף כי המחירים בתוך כל רשת קמעונאית אחידים במידה רבה, השונות בין הרשתות היא משמעותית.

שנית, סנכרון שינויי המחירים בין הרשתות הקמעונאיות הוא מוגבל. גם בתדירות חודשית, רק 31% מהחנויות המקוונות מעדכנות את מחיריהן בתגובה לשינויים אצל מתחרה, בהתאמה להערכות שדווחו אצל Gorodnichenko and Talavera (2017). נתון זה דומה לרמות הסנכרון בין חנויות פיזיות, מה שמצביע על האפשרות שעלויות חיפוש נמוכות בסביבות מקוונות לא בהכרח מניבות סנכרון חזק יותר.

שורת הממצאים השנייה שלנו מהוות חידוש לעומת הספרות הקיימת. ראשית, אנו מוצאים כי מרווח הזמן בין שינויי המחירים בחנויות מקוונות קצר יותר במידה מועטה בלבד – ב-6.2% בממוצע – מאשר בחנויות פיזיות. במדגם שלנו, המחירים המקוונים הרגילים משתנים, בממוצע, כל 256 עד 338 יום, בהשוואה ל-273 עד 410 יום בחנויות הפיזיות. שנית, שינויי מחירים קטנים הם מעט שכיחים יותר בחנויות מקוונות מאשר בפיזיות.

כאשר מסתכלים על הממצאים יחד, הם תומכים בתיאוריית עלויות התפריט: היעדר עלויות פיזיות מעלה את התדירות של שינויי מחירים ומגדיל את הסיכוי לשינויי מחירים קטנים. אולם, האפקט הזה מוגבל מבחינה כמותית. בממוצע, הסרת העלויות הפיזיות מקצרת את מרווחי הזמן בין שינויי המחירים ב-6.2% בלבד.

עוד אנו מוצאים, כי סנכרון שינויי מחירים בתוך רשת קמעונאית מתרחש בעיקר במרווחים שבועיים או חודשיים. מדד הסנכרון שהוצע על ידי Gorodnichenko and Talavera (2017) נע מ-0.20 עד 0.33 בין קמעונאים כאשר אנחנו מודדים את הסנכרון בתדירות יומית. מדד זה עולה לרמה של 0.29–0.64 ברמה השבועית ולרמה של 0.58–0.79 ברמה החודשית, מה שמעיד כי התיאום פועל לאורך אופקי זמן ארוכים יותר.

לסיום, אנו מתעדים קשר חיובי בין אינפלציה לסנכרון, התואם מודלים של האצה באינפלציה (inflation cascades) (Nirei and Scheinkman, 2024). כאשר האינפלציה ל-12 חודשים עמדה על סביבות 3%, מדד הסנכרון בין הרשתות הקמעונאיות היה 0.10 בקירוב. כאשר האינפלציה עלתה ליותר מ-5%, המדד עלה לרמה גבוהה מ-0.20. התוצאות הללו רומזות על כך שבסביבת אינפלציה גבוהה פירמות מגיבות מהר יותר לשינויי מחירים של המתחרים.

המשך המאמר מסודר כדלקמן. בפרק השני אנו מתארים את בסיס הנתונים שלנו, בפרק השלישי אנו מציגים את הניתוח האמפירי, ובפרק הרביעי אנו מציגים את מסקנותינו.

2. הנתונים

מתאריך 20.5.2015 ואילך, כל רשתות המזון הגדולות הפועלות בישראל נדרשות, על פי חוק, לפרסם באופן מקוון את מחירי כל המוצרים המוצעים בכל אחת מחנויותיהן. אם רשת קמעונאית משנה מחיר, עליה לעדכן את בסיס הנתונים המקוון בתוך שעה אחת. נתונים אלה נאספים ונשמרים על ידי החטיבה לטכנולוגיית המידע של בנק ישראל (ב"י) על בסיס יומי.

בהתבסס על מאגר נתונים זה, אנו משתמשים בתצפיות של מחירי המוצרים המוצעים על ידי רשתות קמעונאיות, העונות על הקריטריונים הבאים: (1) רשתות עם חנות מקוונת, ו- (2) ב"י אסף לפחות שלוש שנות נתונים על החנות המקוונת שלהן. שלוש רשתות קמעונאיות מקיימות תנאים אלה: שופרסל, ויקטורי, וגלובל ריטייל.⁵ לפי BDI, קבוצת המידע העסקי הגדולה בישראל, בשנת 2023 שלוש רשתות קמעונאיות אלה החזיקו יחד בנתח שוק של 45%.⁶

בשונה ממרבית בסיסי הנתונים של מחירים (לדוגמה, Cavallo, 2018), שבהם זמינים רק מחירי עסקאות ("מדף"), ב"י אוסף את המחירים הרגילים, כפי שהם מתפרסמים על ידי החנויות (Bonomo et al., 2022). דהיינו, ב"י אסף את המחיר הרגיל, כפי שפורסם על ידי החנות, ולא את מחירי העסקאות (שיכולות גם לכלול "מבצעים").

המדגם שלנו כולל נתוני מחיר יומיים עבור כל המוצרים (לא כולל פירות וירקות) המוצעים על ידי חנויות מקוונות של שלוש רשתות המזון ב-10 החנויות הפיזיות הגדולות ביותר של כל רשת.

אנו מגדירים את גודל החנות כמספר ממוצע של מוצרים ביום. נספח א מכיל מפה של מיקומי החנויות הפיזיות. בממוצע, חנות מקוונת (פיזית) במדגם שלנו מחזיקה 11,110.7 (8,757.6) מוצרים, כאשר מוצר

⁵ עד 2023, גלובל ריטייל הייתה מוכרת בשם "יבנות ביתן".

⁶ מקור: https://www.bdicode.co.il/en/category/eng_commerce/eng_commerce_supermarket/, כניסה בתאריך 22.9.2024.

מוגדר על ידי הברקוד שלו (UPC). בניתוח המובא להלן, כאשר אנו משווים מחירים בין חנויות, אנו מתמקדים ב-1,903 מוצרים שנמכרים בכל החנויות. הנתונים זמינים עבור התקופה מ-1.1.2021 עד 31.12.2023.

3. ניתוח אמפירי

3.1 תדירות שינויי המחירים

תיאוריית עלויות התפריט קובעת כי מחירים לא משתנים באופן רציף מפני ששינויי מחירים כרוכים בהוצאות (Alvarez et al., 2016). ההוצאות הללו יכולות להיות פיזיות, או לא פיזיות, כמו עלויות ניהול, דרגות מחיר וכו' (DellaVigna and Gentzkow, 2019, Knotek, 2024). אם החסם העיקרי לשינויי מחירים הוא עלויות תפריט פיזיות, אזי ניתן לנבא כי מחירים מקוונים ישתנו לעתים תדירות יותר ממחירים פיזיים, שכן העלויות הפיזיות של שינוי מחירים מקוונים הן זניחות (Lee et al., 2009; Gorodnichenko; Cavallo, 2018; and Talavera, 2017). אולם, אם החסמים העיקריים לשינויי מחירים הם עלויות כדוגמת עלויות ניהוליות (Zbaracki et al., 2004), או עלויות מוניטין (Rotemberg, 2005), אזי תדירות שינויי המחירים בתוך רשת מסוימת אמורה להיות דומה בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות.

כדי לחקור את קשיחות המחירים בחנויות מקוונות ופיזיות, אנו מחשבים את משך הזמן שחולף בין שינויי המחיר עבור מוצר בחנות כ- $-\left[\ln(1 - \bar{f}_{i,s})\right]^{-1}$, כאשר $\bar{f}_{i,s}$ הוא התדירות הממוצעת של שינויי מחיר המוצר i בחנות s (Nakamura and Steinsson, 2008). לוח 1 מציג את הממוצעים עבור כל המוצרים.

בממוצע, חנויות מקוונות משנות את מחיריהן אחת ל-286.1 יום, בהשוואה ל-304.4 יום בחנויות פיזיות.⁷ כאשר משווים בין חנויות מקוונות לפיזיות, ההבדל במרווחי הזמן הממוצעים בין חנויות מקוונות לפיזיות הוא אפוא 6.2%. עם זאת, קיימת שונות משמעותית בין הרשתות הקמעונאיות. עבור שתיים מהרשתות הקמעונאיות, קשיחות המחיר המקוון נמוכה ב-4.9%–6.4% לעומת קשיחות המחיר הפיזי. עבור הרשת השלישית, הפער הוא 19.4%. על כן, אף שההבדל הממוצע בין מרווחי הזמן בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות אינו גדול, עבור אחת מהרשתות הקמעונאיות, מדובר בהבדל ניכר.

לשם השוואה, (Gorodnichenko and Talavera, 2017) השתמשו במחיריהם של קמעונאים שמפעילים חנויות מקוונות בלבד ומצאו כי המחירים המקוונים משתנים בתדירות גבוהה יותר ממחירים בחנויות פיזיות. בנתונים שלהם, המחירים משתנים, בממוצע, כל 3 שבועות. (Cavallo, 2018) שמשמש

⁷ השוואת התוצאות שלנו לאלה של Ribon and Sayag (2013), שהשתמשו בנתונים הנאספים לחישוב מדד המחירים לצרכן, מעלה כי המחירים בישראל נעשו קשיחים יותר לאורך זמן. (Ribon and Sayag, 2013) מדווחים כי לאורך השנים 1999–2011, המחירים השתנו כל 6–9 חודשים בממוצע, כאשר מחירי המזון השתנו כל 8 חודשים. אנו מוצאים כי בין השנים 2021–2023, המחירים השתנו כל 8.5–13.7 חודשים.

בנתונים על מחירים מקוונים שמוצעים על ידי רשתות מזון המציעות חנויות מקוונות ופיזיות גם יחד, מוצא כי המחירים המקוונים הרגילים משתנים אחת ל-7.6 חודשים. הוא טוען כי נתון זה דומה לקשיחות המחירים שדווחה עבור חנויות פיזיות.

לוח 1. מספר ימים ממוצע בין שינויי מחירים

רשת קמעונאית	מקוון	פיזי	הפרש	סטטיסטי-t
שופרסל	256.11	273.16	-6.4%	4.17***
ויקטורי	337.87	410.11	-19.4%	17.78***
גלובל ריטייל	266.46	279.87	-4.9%	2.77***
סה"כ	286.06	304.39	-6.2%	7.08***

הערות: הלוח מציג את מספר הימים הממוצע שחולף בין שינויי מחירים בחנויות מקוונות ובחנויות פיזיות, כאשר מספר הימים הממוצע בין שינויי המחירים מחושב כ- $-\left[\ln(1 - \hat{f}_{i,s})\right]^{-1}$, וכאשר $\hat{f}_{i,s}$ הוא התדירות הממוצעת של שינויי מחיר המוצר i בחנות s . עמודת ההפרש מספקת את לוג ההפרש בין העמודה של החנות המקוונת לעמודה של החנות הפיזית. העמודה עבור סטטיסטי-t נותנת את הנתונים הסטטיסטיים של מבחן-t להשוואת ההתפלגויות בחנויות המקוונות והחנויות הפיזיות. *** - $p < 0.01$.

התוצאות שלנו תומכות אפוא באלה של (Gorodnichenko and Talavera 2017), ומראות שהמחירים בחנויות מקוונות משתנים לעתים תכופות יותר מאשר בחנויות פיזיות. עם זאת, בדומה לממצאיו של (Cavallo 2018), המחירים בחנויות מקוונות קשיחים כמעט כמו בחנויות פיזיות. בנתונים שלנו, מחירים מקוונים השתנו, בממוצע, כל 8.5–11.3 חודשים בתקופה שבה האינפלציה עמדה על 3.4%.

התוצאות שלנו מצביעות אפוא על כך שהעלויות הפיזיות של שינויי מחירים משפיעות באופן מוגבל בלבד על קשיחות המחירים. תוצאה זו מפתיעה במיוחד, מכיוון שהעלות הפיזית של שינוי מחיר בחנות פיזית בישראל היא משמעותית בשל חוק סימון המחירים.⁸ העלות הפיזית של שינוי מחיר של מוצר בחנות מקוונת, מאידך, היא כמעט אפס (Gorodnichenko and Talavera 2017).

התוצאה מפתיעה גם מפני שבמהלך תקופת המדגם שלנו, מספר רשתות שיווק שפתחו חנויות מקוונות צמצמו את הפעילות המקוונת שלהן, בטענה ששולי הרווח בשוק המקוון נמוכים יותר מאשר בשוק הפיזי. שולי רווח קטנים אמורים לאלץ קמעונאים לבצע שינויי מחירים רבים יותר כדי לשמור על מחירים תחרותיים. לפיכך, אפשר לצפות כי המחירים המקוונים ישתנו יותר מהמחירים הפיזיים גם אם עלויות התפריט בזירה המקוונת ובזירה הפיזית זהות. לכן, סביר לשער כי ההפרש של 6.2% במרווח הזמן שבין שינויי המחירים בחנויות מקוונות ופיזיות מהווה גבול עליון להשפעת הסרתן של עלויות התפריט הפיזיות על קשיחות מחירים.

⁸ במדינה עם חוקי סימון מוצרים, קמעונאים חייבים לפרסם תג מחיר על כל מוצר המוצע למכירה. Bergen et al. (2008) מצאו כי חוקים מסוג זה מעלים את המחירים ב-\$0.20 בקירוב, ומכאן שיש להם השפעה משמעותית על העלות של התאמות מחירים.

בסיכום הדברים, התוצאות שלנו מראות כי למעלה מ-90% ממשך הזמן שחולף בין שינויי המחירים מוסבר ככל הנראה על ידי גורמים שאינם עלויות פיזיות של התאמות מחירים, כמו למשל יצירת אנטגוניזם בקרב צרכנים (Rotemberg, 2005), חוזים משתמעים (Levy and Young, 2004), עלויות מידע (Reis, 2006), עוגני מחיר (Knotek, 2024), ועלויות ניהול (Zbaracki et al., 2004; DellaVigna and Gentzkow, 2019). בנוסף, התוצאות של Strulov-Shlain (2021) מעלות את האפשרות שקמעונאים ישראלים, כמו מקביליהם האמריקאים, לא מגיבים באופן אופטימלי לשינויים בתנאי השוק.

3.2 גודל שינויי המחירים

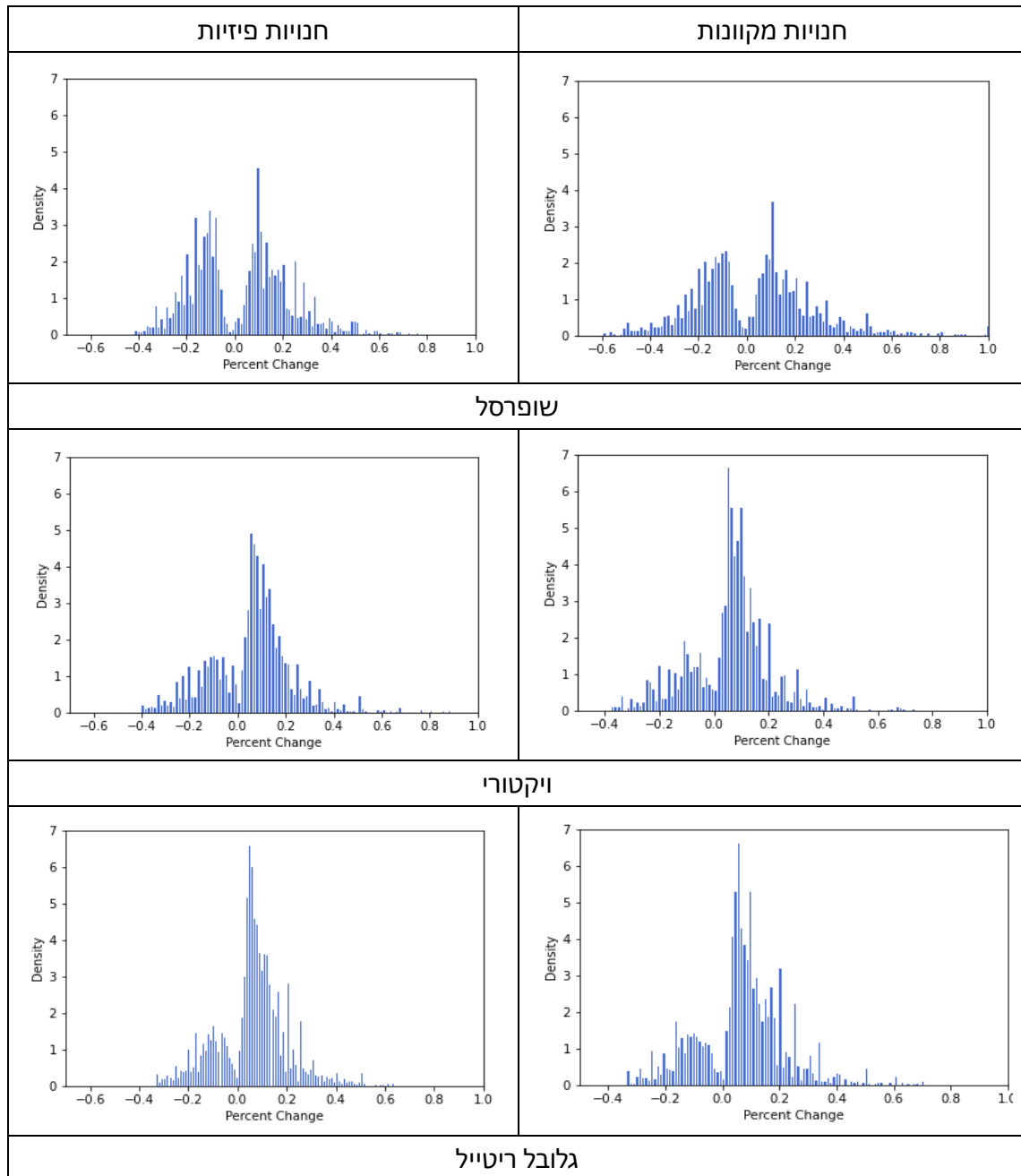
תיאוריית עלויות התפריט מנבאת שרשתות קמעונאיות יימנעו משינויי מחירים קטנים. עם זאת, בחנויות מקוונות, שבהן העלויות הפיזיות של התאמות המחיר הן נמוכות, ניתן לצפות למספר גדול יותר של שינויי מחירים קטנים מאשר בחנויות פיזיות. על סמך התוצאות המתוארות למעלה, המראות כי המחירים המקוונים גמישים רק במעט יותר מהמחירים בחנויות הפיזיות, ניתן לשער כי ההבדלים בין שיעורם של שינויי מחירים קטנים בחנויות מקוונות ופיזיות אמורים להיות קטנים.

איור 1 מציג את ההתפלגויות של שינויי המחירים, המחושבים כלוג הפרשים, לפי רשת קמעונאית. הפאנל השמאלי (ימני) מציג את ההתפלגויות של שינויי המחירים בחנויות מקוונות (פיזיות). לוח 2 מציג סטטיסטיקה מסכמת של ההתפלגויות.⁹

שלושה דברים בולטים לעין. ראשית, כפי שניתן לצפות בהינתן האינפלציה החיובית בתקופת המדגם, ההתפלגות מוטית לימין. בקרב כל שלוש החנויות, ממוצע שינויי המחירים בחנויות המקוונות (פיזיות) הוא 4.8% (3.8%), ומקדם אסימטריות (skewness) הוא 1.1 (0.4). שנית, מספרם של שינויי המחירים הקטנים הוא מועט מאוד. בחנויות מקוונות ופיזיות כאחד, שיעורם של שינויי מחיר הקטנים מ-1% עומד על 1%, לכל היותר. שיעורם של שינויי מחיר הקטנים מ-5% עומד על 5.7%–18.9%, בהתאם לקמעונאי. נתונים אלה עולים בקנה אחד עם ממצאיהם של Cavallo and Rigobon (2016), Cavallo (2018) ו-Giullietti et al. (2020), אך הם קטנים בהרבה מאלה שדווחו על ידי Midrigan (2011) ו-Beradi et al. (2015), בין היתר. לשם השוואה, Gorodnichenko and Talavera (2017) מדווחים כי במדגם של מחירים מקוונים מארה"ב וקנדה, 50% משינויי המחיר היו קטנים מ-3% ו-4%, בהתאמה.

⁹ כדי לחשב את גבנויות ההתפלגות, אנו פועלים בעקבות Alvarez et al. (2016) ומשתמשים בשינויי המחירים המנורמלים.

איור 1: היסטוגרמות של לוג הפרשי המחירים



הערות: האיור מציג התפלגויות של הגודל של לוג הפרשי המחירים. הצד השמאלי (ימני) מציג את ההתפלגויות של שינויי המחירים בחנניות מקוונות (פיזיות).

שלישית, שינויי מחיר קטנים שכיחים יותר בחנניות מקוונות מאשר בחנניות פיזיות. עבור שניים משלושת הקמעונאים, שיעורם של שינויי מחיר הקטנים מ- 1%–5% גבוה יותר בחנניות מקוונות מאשר בחנניות פיזיות. רק בגלובל ריטייל, שהיא הרשת הקטנה מבין השלוש, אנחנו מוצאים תוצאה הפוכה. אנו מסכמים כי התוצאות לגבי גודלם של עליות מחירים תואמות לתוצאות לגבי התדירות של שינויי המחירים. שינויי

מחיר קטנים שכיחים יותר בחנויות מקוונות מאשר בחנויות פיזיות. עם זאת, ההפרשים בין שיעור השינויים הקטנים בין חנויות מקוונות לפיזיות, הם קטנים.

לוח 2. סטטיסטיקה תיאורית של גודל שינויי המחירים

רשת קמעונאית	מקוון	פיזי	סטטיסטי- t/F
שופרסל	ממוצע	2.82%	27.59***
	סטיית תקן	20.36%	13842.87***
	ממוצע השינוי המוחלט	17.30%	119.27***
	מקדם אסימטריות	0.42	
	גבנויות ההתפלגות	2.91	
	פחות מ-1%	0.72%	0.38
	פחות מ-2%	1.30%	5.21***
	פחות מ-3%	1.73%	17.05***
	פחות מ-4%	2.70%	24.64***
	פחות מ-5%	5.16%	26.84***
	KS (מתוקנן)	5.71%	0.10***
גלובל ריטייל	ממוצע	6.33%	4.05***
	סטיית תקן	14.93%	43.51***
	ממוצע השינוי המוחלט	12.78%	8.43***
	מקדם אסימטריות	0.217	
	גבנויות ההתפלגות	4.103	
	פחות מ-1%	1.10%	2.51**
	פחות מ-2%	3.41%	2.86***
	פחות מ-3%	7.05%	3.84***
	פחות מ-4%	12.49%	6.75***
	פחות מ-5%	18.92%	5.27***
	KS (מתוקנן)	16.64%	0.03***
ויקטורי	ממוצע	6.13%	1.74*
	סטיית תקן	18.10%	179.03***
	ממוצע השינוי המוחלט	14.80%	11.26***
	מקדם אסימטריות	0.515	
	גבנויות ההתפלגות	5.111	
	פחות מ-1%	0.99%	1.45
	פחות מ-2%	3.04%	0.58
	פחות מ-3%	6.32%	0.29
	פחות מ-4%	9.18%	1.97**
	פחות מ-5%	13.06%	4.19***
	KS (מתוקנן)	14.52%	0.04***

הערות: העמודה t/F נותנת את סטטיסטיקות המבחן להשוואה הסטטיסטית בין חנויות המקוונות לחנויות הפיזיות עבור כל רשת קמעונאית. אנו משתמשים בסטטיסטי- t כדי להשוות בין הממוצע, הממוצע של שינויי המחירים המוחלטים, ושיעורן של התצפיות הקטנות מ-1%-5%. אנו משתמשים בסטטיסטי- F כדי להשוות בין סטיות התקן של ההתפלגויות. השורה KS נותנת את הסטטיסטי קולמוגורוב-סמירנוף להשוואת התפלגות הגדלים של שינויי המחירים המתוקננים בין חנויות מקוונות לפיזיות. $p < 0.01$ ***, $p < 0.05$ **, $p < 0.10$ *.

3.3 פיזור מחירים וסנכרון שינויי המחירים

כפי שציינו (Gorodnichenko and Talavera (2017), קל יותר לקונים לעבור בין חנויות מקוונות מאשר בין חנויות פיזיות. בנוסף לכך, העלות של השוואת מחירים בין חנויות מקוונות נמוכה יותר לעומת השוואת מחירים בין חנויות פיזיות. (Gorodnichenko and Talavera (2017 מעלים אפוא את ההשערה שפיזור המחירים בין חנויות מקוונות צפוי להיות נמוך, ואילו הסנכרון של שינויי המחירים צפוי להיות גבוה. ואולם, הם מוצאים, כי קיים פיזור מחירים ניכר בין חנויות מקוונות, וכי סנכרון המחירים בין חנויות מקוונות מצומצם יחסית. בפרק זה נוכל להרחיב את ממצאיהם על ידי השוואה של פיזור המחירים והסנכרון בין חנויות מקוונות לפיזיות, בתוך כל רשת קמעונאית ובין רשתות קמעונאיות שונות.

נתחיל בפיזור המחירים. פאנל א של לוח 3 מציג את תוצאותיו של מדד ששימש את DellaVigna and Gentzkow (2019) כדי למדוד את פיזור המחירים היומי במדגם שלנו. המדד של DellaVigna and Gentzkow (2019) מוגדר כשיעור המוצרים (המזוהים על ידי הברקוד – UPC – שלהם) שעבורם לוג ההפרש במחיר נמוך מ-1% בערך מוחלט. ניתן אפוא לפרש את הערכים בלוח 3 כשיעורים הממוצעים של מחירים שווים.¹⁰

כדי שנוכל להשוות את התוצאות בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות, חישבנו את שיעור המחירים השווים עבור כל צמד חנויות, ולאחר מכן לקחנו את הממוצע עבור כל הצמדים הרלוונטיים. צד שמאל (ימין) של פאנל א מציג את התוצאות כאשר אנו משווים בין (בתוך) רשתות קמעונאיות.

אנו מעלים שלושה ממצאים: ראשית, בהתאמה ל-DellaVigna and Gentzkow (2019), אנו מוצאים שהמחירים היומיים דומים יותר בין חנויות השייכות לאותן רשתות קמעונאיות מאשר בין חנויות השייכות לרשתות קמעונאיות שונות. שיעורי המחירים הזהים בתוך כל רשת הם 0.95, 0.57, ו-0.44 עבור שופרסל, ויקטורי וגלובל ריטייל, בהתאמה. וכך, הפיזור של המדד דומה לזה שעליו דיווחו DellaVigna and Gentzkow (2019) בארה"ב. המדדים בין הרשתות קמעונאיות הם: 0.34, 0.25, ו-0.26, אם אנו משווים בין חנויות מקוונות, ו-0.25, 0.21, ו-0.17 אם אנו משווים בין חנויות פיזיות. דומה אפוא שהקמעונאים הישראליים, כמו מקביליהם האמריקאים, נוטים לנהוג לפי מדיניות של מחירים אחידים, אך קיים פיזור מחירים ניכר בין הרשתות הקמעונאיות השונות.

שנית, המחירים דומים יותר בין חנויות מקוונות השייכות לרשתות קמעונאיות שונות מאשר בין החנויות הפיזיות של אותן רשתות. שיעור המחירים הזהים בין החנויות המקוונות נע מ-0.25 עד 0.34 (ממוצע

¹⁰ DellaVigna and Gentzkow (2019) רואים במחירים הסוטים ב-1% זה מזה כשווים, מפני שהם משתמשים בנתוני סורק ולכן המחירים במדגם שלהם נמדדים עם רעש. תצפיות המחירים שלנו מדווחות על ידי הקמעונאים. ועל כן, בנתונים שלנו, המדד של DellaVigna and Gentzkow (2019) הוא שווה-ערך למדידת שיעורם של מחירים שווים.

0.29), בהשוואה ל-0.17 עד 0.25 (ממוצע 0.22) בין החנויות הפיזיות. לפיכך, שיעור המחירים השווים בין החנויות המקוונות גבוה רק במקצת מזה שבין החנויות הפיזיות.

שלישית, פיזור המחירים בין חנויות מקוונות הוא עדיין ניכר. לאור עלויות המעבר הנמוכות בין חנויות מקוונות, בולטת העובדה כי 66%–75% מהמחירים בין החנויות הם שונים. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם זו של (Gorodnichenko and Talavera, 2017), ועולה ממנה כי ייתכן שאין די בעלויות החיפוש הנמוכות ובעלויות המעבר הנמוכות בין חנויות כדי להביא לשוויון מחירים בין חנויות.¹¹

לוח 3: מדדי פיזור מחירים וסנכרון

א. המדד של DellaVigna and Getznkow (2019) למחירים יומיים שווים					
בין רשתות קמעונאיות			בתוך רשתות קמעונאיות		
מקוון		פיזי	רשת קמעונאית		
שופרסל-ויקטור		0.34	0.25	שופרסל	0.95
שופרסל-גלובל ריטייל		0.25	0.21	ויקטורי	0.57
ויקטורי-גלובל ריטייל		0.26	0.17	גלובל ריטייל	0.44
סה"כ		0.29	0.22	סה"כ	0.83
ב. המדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) לסנכרון בשינויי המחירים					
בין רשתות קמעונאיות			בתוך רשתות קמעונאיות		
תדירות	מקוון	פיזי	שופרסל	ויקטורי	גלובל ריטייל
יומי	0.07	0.10	0.33	0.22	0.07
מדד ייחוס	0.00	0.00	0.10	0.10	0.10
שבועי	0.19	0.21	0.64	0.48	0.29
מדד ייחוס	0.03	0.03	0.15	0.12	0.13
חודשי	0.31	0.36	0.77	0.58	0.48
מדד ייחוס	0.09	0.10	0.27	0.15	0.18

הערות: פאנל א מציג את המדד של DellaVigna and Getznkow (2019) לדמיון מחירים בין חנויות שונות. המדד מחושב עבור כל צמד חנויות, ואז מחושב ממוצע של כל החנויות הרלוונטיות. הפאנל משמאל מציג את התוצאות בין רשתות קמעונאיות. הפאנל מימין מציג את התוצאות בתוך רשתות קמעונאיות. הסה"כ מייצג את הממוצע המשוקלל של הפדיון. פאנל ב מציג את המדד של Gorodnichenko and Talavera לסנכרון בשינויי המחירים. המדד מחושב בתדירות יומית, שבועית וחודשית. השורות של מדד הייחוס מספקות ערכי ייחוס (benchmark), שהם המדדים הצפויים בתנאים של אי-תיאום. הפאנל משמאל מציג את התוצאות בין רשתות קמעונאיות. הפאנל מימין מציג את התוצאות בתוך רשתות קמעונאיות.

¹¹ בישראל, העלות של השוואת מחירים בין קמעונאים מקוונים גם היא נמוכה. כפי שתואר בפרק הנתונים, מאז 2015, כל רשתות המזון הגדולות מפרסמות את מחירי כל המוצרים שהן מציעות באופן מקוון. נתונים אלה נאספים ועומדים לרשות הקונים דרך אפליקציות מתמחות שניתן להוריד בחינם. (Ater and Rigbi, 2023) מראים כי מאז שנחנו המחירים הללו נעשו זמינים, פיזור המחירים בין החנויות פחת. בהתאמה לממצאינו, הם מדווחים כי מרבית הירידה בפיזור המחירים הייתה בתוך כל אחת מהרשתות הקמעונאיות.

כדי לבחון את הסנכרון בין שינויי מחירים, אנו משתמשים במדד הסנכרון של Gorodnichenko and Talavera (2017)¹². המדד מחושב כשיעור הממוצע של חנויות שמתאימות את מחירו של מוצר, בתגובה לשינוי במחירו של מוצר זהה בחנות אחרת.

צד שמאל של פאנל ב, לוח 3, מספק את התוצאות בין הרשתות הקמעונאיות, וצד ימין מספק את התוצאות בתוך כל רשת קמעונאית. כל המדדים מחושבים בתדירות יומית, שבועית וחודשית.

מדד הסנכרון של Gorodnichenko and Talavera (2017) נוח לשימוש מפני שניתן לפרשו כמדד של תגובתיות. ואולם, מדד הסנכרון רגיש למספר החנויות הנכללות בחישוב, דבר שמקשה על ביצוע השוואות בין פורמט מקוון לפיזי, לאור העובדה שהמדגם שלנו כולל יותר חנויות פיזיות מאשר חנויות מקוונות. כמו כן, המדד משקף לא רק תגובות לשינויי מחירים של המתחרים אלא גם תגובות שכיחות לזעזועים כלכליים מצרפיים. כדי לטפל בזה, חישובנו ערכי הייחוס שאנחנו מגדירים כערכי המדד הצפויים תחת השערת האפס של אי-תיאום (כלומר, אי-תלות סטטיסטית) בין החנויות. אנו מחשבים את מדד הייחוס באופן הבא. אנו משתמשים בעובדה שהמדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) מייצג סכום מנורמל של משתנים בינאריים של שינוי במחיר של מוצר i בזמן t בחנות s . לפיכך, על פי השערת האפס של אי-תיאום, התוחלת של המדד ניתנת לחישוב על פי ההסתברות שיחול שינוי מחיר עבור כל מוצר בכל חנות. האלגוריתם זמין באינטרנט.¹³

ראשית, אנו מוצאים כי כאשר אנו משווים בין רשתות קמעונאיות, רמת הסנכרון של שינויי המחירים נמוכה למדי, אם כי היא גבוהה בהרבה מהצפוי בתנאים של חוסר-מתאם. המדדים הם 0.07–0.10, 0.19–0.21, ו-0.31–0.36 בתדירות יומית, שבועית וחודשית, בהתאמה. התדירויות השבועיות שעליהן אנו מדווחים דומות לאלה שדווחו על ידי Gorodnichenko and Talavera (2017) עבור חנויות מקוונות בארה"ב ובקנדה. כלומר, אפילו בתדירות חודשית, רק כשליש מהחנויות משנות את מחירו של מוצר כאשר מתחרה משנה את מחירו של מוצר זהה.

שנית, התוצאות שלנו מלמדות כי אין כמעט הבדלים בין הסנכרון של שינויי מחירים בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות. ההבדלים הקטנים שאנו מוצאים בין חנויות פיזיות ומקוונות מוסברים ברובם על ידי מספרן הגדול יותר של החנויות הפיזיות, מה שמוביל לערכי ייחוס גבוהים יותר במקצת לחנויות פיזיות מאשר לחנויות מקוונות. איננו מוצאים ראיות, אפוא, לכך שהקלות הרבה יותר שבה קונים יכולים לעבור

¹² עבור מוצר נתון i , זמן t , וחנות s , המדד מוגדר באופן הבא: $Synchronization_{i,s,t}$

$$\frac{\sum_S 1\{P_{i,t,s} - P_{i,t-1,s} \neq 0\} - 1}{\sum_S 1\{P_{i,t,s} \neq \text{missing} \cap P_{i,t-1,s} \neq \text{missing}\} - 1}$$
 ראו Gorodnichenko and Talavera (2017), עמ' 264.

¹³ github.com/timginker/Computing-benchmark-for-Gorodnichenko-and-Talavera-s-2017-index-of-price-synchronization.git

בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות משפיעה על סנכרון שינויי המחירים בין חנויות השייכות לרשתות קמעונאיות שונות.

שלישית, כאשר אנו בוחנים את המצב בתוך כל רשת קמעונאית, אנו מוצאים ששינויי המחירים מסונכרנים במידה חזקה בין החנויות, אך רק אם אנו מסתכלים על תדירות שבועית וחודשית. בתוך כל רשת קמעונאית, שיעור החנויות שמשנות את מחירו של מוצר בתגובה לשינוי במחירו של מוצר זהה בחנות אחרת הוא $0.07-0.33$, $0.29-0.64$ ו- $0.48-0.77$ בתדירות יומית, שבועית וחודשית, בהתאמה. וכך, בתוך חנויות השייכות לאותה רשת קמעונאית, הסנכרון של שינויי המחירים בתדירות יומית (שבועית) עומד על $14.6\%-42.9\%$ ($60.4\%-83.1\%$) מהסנכרון המתרחש בתדירות חודשית.

בעזרת קובץ נתונים אחר של רשתות מזון ישראליות, (Bonomo et al. (2022) הראו כי שיעור גדול משינויי המחירים מתרחשים ב"ימי שיא". התוצאות שלנו מראות שאפילו בתוך רשת מסוימת, העיתוי של ימי שיא משתנה בין חנויות, וייתכן כי הדבר נובע מהבדלים אידיוסינקרטיים בעלויות של התאמת מחירים.¹⁴ כאשר בוחנים את הסנכרון של שינויי מחירים, ייתכן אפוא שמוטב להתמקד בנתונים שבועיים או חודשיים במקום בנתונים יומיים.

3.4 סנכרון של שינויי מחירים לאורך המחזור האינפלציוני

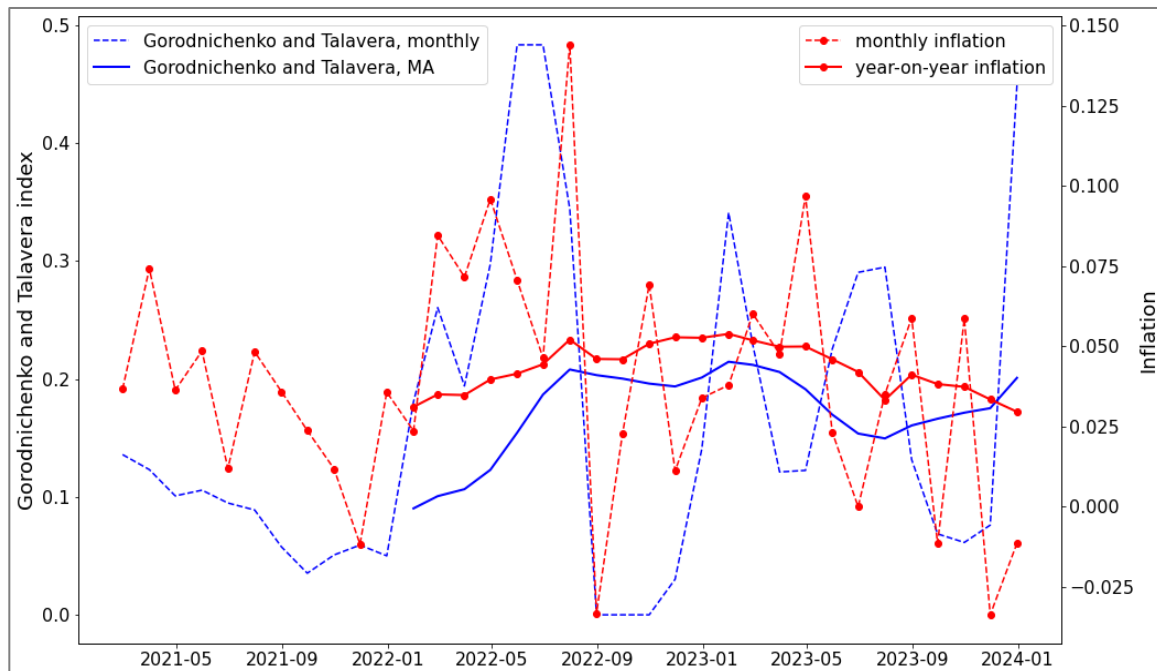
(Nirei and Scheinkman (2024 טוענים שכאשר האינפלציה עולה, יש לקמעונאים מוטיבציה גדולה יותר להגיב לשינויי מחירים של פירמות מתחרות. כתוצאה מכך, כאשר האינפלציה עולה ופירמה אחת משנה מחיר, סביר שחלק מהמתחרים ישנו את המחיר בעקבותיה, מה שיגרום לעוד פירמות לשנות את מחיריהן וכך יתפתחו מפולות של תמחור מחדש. המודל שלהם מנבא אפוא שהסנכרון בין שינויי מחירים מתואם עם שיעור האינפלציה.

כדי לבדוק זאת, אנו מחשבים עבור כל שבוע בנתונים את מדד סנכרון המחיר של Gorodnichenko and Talavera (2017). אנו משתמשים בתוצאות כדי לחשב לכל חודש את הערך הממוצע. איור 2 מציג את הערכים שהתקבלו (קו מקווקו כחול), יחד עם האינפלציה החודשית, מחושבת במונחים שנתיים (קו מקווקו אדום). אנו מוצאים כי המתאם בין שתי הסדרות הוא 0.31 . המתאם מובהק סטטיסטית ברמה של 10% .

¹⁴ לדוגמה, נניח שיש שתי חנויות השייכות לאותה רשת קמעונאית. בחנות א, הימים העסוקים ביותר הם ימי שני, שלישי ושישי. בחנות ב, הימים העסוקים ביותר הם ימי רביעי, חמישי ושישי. כפי שטענו (Levy et al. (2010, חנויות רוצות לעתים להימנע משינוי מספר רב של מחירים כאשר הביקוש גבוה, וכך חנות א עשויה להעדיף לשנות מחירים בימי רביעי וחמישי, בשעה שחנות ב תעדיף לעשות זאת בימי שני ושלישי.

איור 2: הממוצע של מדד סנכרון המחיר של Gorodnichenko and Talavera (2017) והאינפלציה

בישראל, 2023–2021



עם זאת, הנתונים החודשיים מושפעים הן מעונתיות האינפלציה והן מעונתיות המדד של Gorodnichenko and Talavera (2017), מה שמקשה להבחין בין מגמות במתאם לבין תנודות זמניות.¹⁵ אנו כוללים אפוא באיור 2 גם את הממוצע הנע ל-12 חודשים של המדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) (קו כחול יציב) ואת האינפלציה ל-12 חודשים (קו אדום יציב). המתאם בין הסדרות המוחלקות הוא 0.70, והוא מובהק סטטיסטית ברמה של 1%. נראה על כן, כי הגידול במתאם בין האינפלציה לסנכרון שינויי המחירים לא מונע מגורמים זמניים או עונתיים. אנו מסכמים כי התוצאות שלנו תומכות במנגנון שהוצע על ידי Nirei and Scheinkman (2024). ככל שהאינפלציה עולה, סביר יותר שקמעונאים יגיבו לשינוי מחיר על ידי מתחרה. בנתונים שלנו, בתחילת 2022, כאשר האינפלציה ל-12 חודשים עמדה על סביבות 3%, המדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) עמד על סביבות 0.1. בתחילת 2023, כאשר האינפלציה ל-12 חודשים עמדה על סביבות 5%, ערך המדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) כמעט הוכפל והיה 0.22. ממצא זה מדגיש את החשיבות של שמירה על יציבות המחירים, מכיוון שסנכרון גבוה מעלה סיכון להיווצרות תהליך אינפלציוני שמזין את עצמו כתוצאה מתגובת שרשרת בה הפירמות מעלות מחירים כתגובה לעליית המחירים של מתחריהן.

¹⁵ סיבה אפשרית לעונתיות במדד של Gorodnichenko and Talavera (2017) היא "עונות התמחור" (Zbaracki et al., 2004). אם היצרנים מנהלים משא ומתן על חוזים חדשים עם קמעונאים רבים בו-זמנית, סביר שנראה כי מספר קמעונאים משנים מחירים בערך באותו הזמן, מה שמוביל לעליית עונתיות במדד של Gorodnichenko and Talavera (2017). Nakmaura and Steinsson (2008) טוענים גם הם לקיומן של עונות תמחור. הם מוצאים כי שיעור גדול משינויי המחירים מתרחש בינואר, אפריל, יולי ואוקטובר.

4. מסקנות

תיאוריית עלויות התפריט מנבאת כי שינויי מחירים יתרחשו לעתים רחוקות, וכי שינויים קטנים במחיר יהיו נדירים. היא גם מנבאת שמאחר שבחנויות מקוונות העלויות הפיזיות של שינוי מחירים הן נמוכות, חנויות אלה ישנו את מחיריהן לעתים קרובות יותר, ויהיו בהן שינויי מחירים קטנים יותר מאשר בחנויות פיזיות.

באמצעות מאגר נתונים ייחודי הכולל תצפיות של מחירי מוצרים המוצעים בחנויות מקוונות ופיזיות השייכות לאותן רשתות קמעונאיות, אנו מוצאים ראיות התואמות את שני הניבויים. חנויות מקוונות משנות מחירים לעתים קרובות יותר, ושינויי מחירים קטנים שכיחים יותר בחנויות מקוונות מאשר בחנויות פיזיות. עם זאת, אנו מוצאים גם שההבדלים בקשיחות המחירים בין חנויות מקוונות לחנויות פיזיות הם קטנים. בממוצע, המחירים בחנויות מקוונות נותרים ללא שינוי רק 6.2% פחות ימים מאשר בחנויות פיזיות, והסבירות שיבוצעו שינויי מחירים קטנים בחנויות מקוונות גבוהה רק במקצת מזו שבחנויות פיזיות. התוצאות שלנו מצביעות אפוא על האפשרות שעלויות תפריט פיזיות הן רק חלק קטן מהעלות הכוללת של התאמות מחירים.

עוד אנו מוצאים כי הסבירות שנראה מחירים זהים גבוהה יותר בין חנויות מקוונות מאשר בין חנויות פיזיות השייכות לרשתות קמעונאיות שונות. ממצא זה עולה בקנה אחד עם העלויות הנמוכות המזוהות עם חיפוש ומעבר בין חנויות מקוונות. למרות האמור, סנכרון שינויי המחירים בין חנויות מקוונות השייכות לרשתות קמעונאיות שונות אינו גבוה מהסנכרון בין חנויות פיזיות מקבילות. בנוסף, אף שפיזור המחירים בין החנויות המקוונות נמוך יותר מאשר בין החנויות הפיזיות, הוא עדיין גבוה. בממוצע, רק 29% מהמחירים בין חנויות מקוונות הם זהים.

לסיום, אנו מוצאים כי בהתאם למודלים המנבאים שסנכרון של שינויי המחירים יהיה מתואם עם האינפלציה, אנו מוצאים כי הסבירות שנראה שינוי מחיר המותנה בכך שמתחרה משנה את מחירו של מוצר זהה, מתואם חיובית עם שיעור האינפלציה. התוצאות שלנו מציעות אפוא שכאשר האינפלציה עולה, שרשראות של שינויי מחירים עשויות להיות שכיחות יותר, מה שמעצים את התהליך האינפלציוני.

מקורות

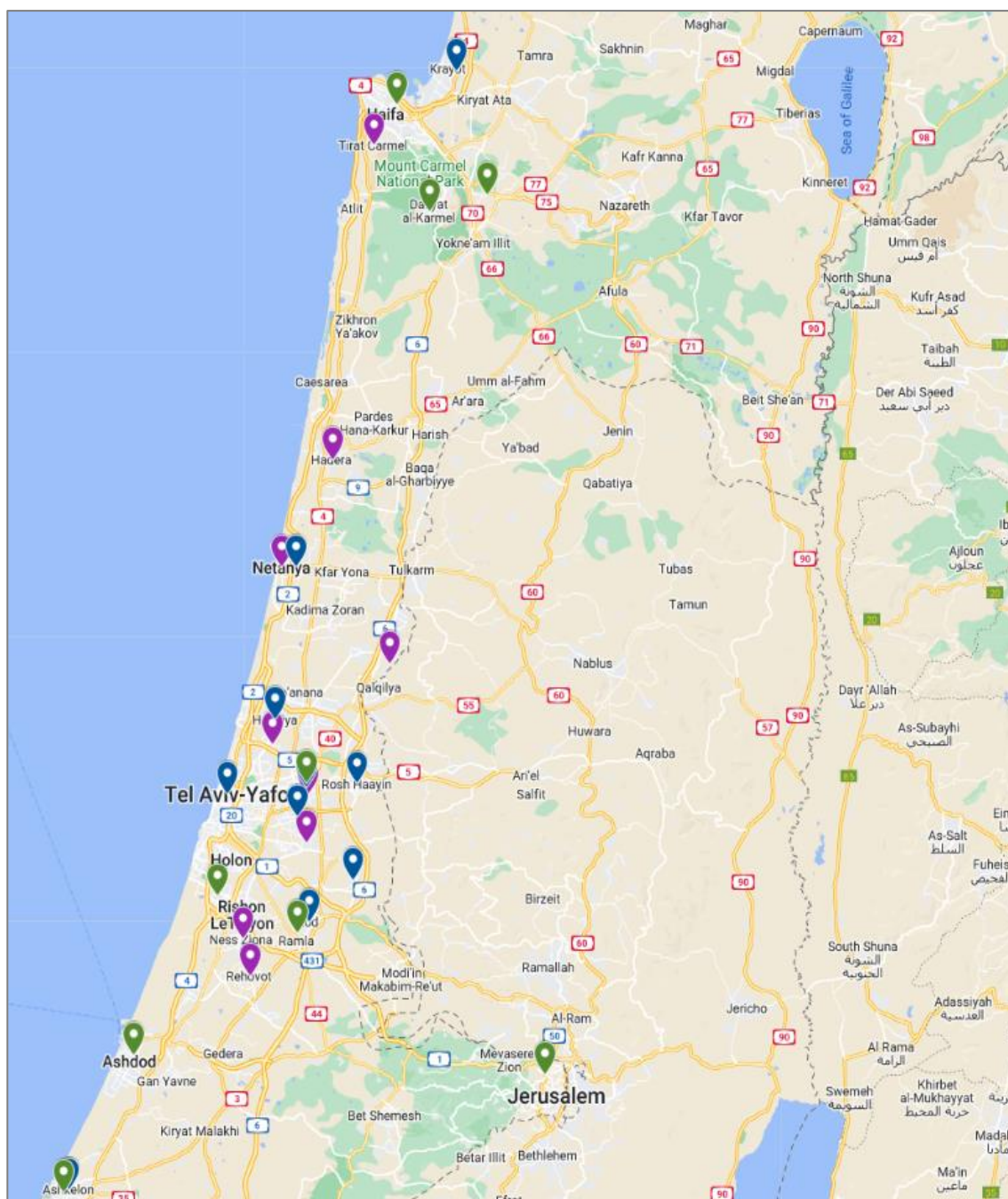
- Alvarez, F., H. Le Bihan, and F. Lippi (2016), "The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: A Sufficient Statistic Approach," *American Economic Review* 106(10), 2817–2851.
- Anderson, E., N. Jaimovich, D. Simester (2015), "Price Stickiness: Empirical Evidence of the Menu Cost Channel," *Review of Economics and Statistics* 97(4), 813–826.
- Anderson, E., B. Malin, E. Nakamura, D. Simester, and J. Steinsson (2017), "Informational Rigidities and the Stickiness of Temporary Sales," *Journal of Monetary Economics* 90, 64–83.
- Ater, I., and O. Rigbi (2023), "Price Transparency, Media, and Informative Advertising," *American Economic Journal: Microeconomics* 15(1), 1–29.
- Baley, I. and A. Blanco (2021), "Aggregate dynamics in lumpy economics," *Econometrica* 89 (3), 1235–1264.
- Beradi, N., E. Gautier, H. Le Bihan (2015), "More Facts about Prices: France Before and During the Great Recession," *Journal of Money, Banking, and Credit* 47, 1465–1502.
- Bergen, M.E., D. Levy, S. Ray, P.H. Rubin and B. Zelig (2008), "When Little Things Mean a Lot: On the Inefficiency of Item Pricing Laws," *Journal of Law and Economics* 51, 209–250.
- Bils, M., and P. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices," *Journal of Political Economy* 112, 947–985.
- Blinder, A., E. Canetti, D. Lebow, and J. Rudd (1998), *Asking about Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness* (NY, NY: Russell Sage Foundation).
- Bonomo, M., C. Carvalho, O. Kryvtsov, S. Ribon, and R. Rigato (2022), "Multi-Product Pricing: Theory and Evidence from Large Retailers," *Economic Journal* 133(651), 905–927.
- Carlton, D. (1986), "The Rigidity of Prices," *American Economic Review* 76, 637–658.
- Carvalho, C. (2006), "Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks," *Frontiers of Macroeconomics* 2(1).
- Cavallo, A. (2017), "Are Online and Offline Prices Similar? Evidence from Large Multi-Channel Retailers," *American Economic Review* 107(1), 283–303.

- Cavallo, A. (2018), "Scraped data and sticky prices," *Review of Economics and Statistics*, 100(1), 105–119.
- Cavallo, A. and R. Rigobon (2016), "The billion prices project: Using online prices for measurement and research," *Journal of Economic Perspectives* 30(2), 151–178.
- Cecchetti, S.G. (1986), "The Frequency of Price Adjustment: a Study of the Newsstand Prices of Magazines," *Journal of Econometrics* 31, 255–274.
- Chevalier, J., A. Kashyap, P. Rossi (2003), "Why Don't Prices Rise during Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data" *American Economic Review* 93, 15–37.
- DellaVigna, S., and M. Gentzkow (2019), "Uniform pricing in us retail chains," *Quarterly Journal of Economics* 134(4), 2011–2084.
- Dhyne, E., L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler, and J. Vilmunen (2006), "Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data," *Journal of Economic Perspectives* 20, 171–192.
- Dutta, S., M. Bergen, D. Levy, and R. Venable (1999), "Menu Costs, Posted Prices, and Multi-product Retailers" *Journal of Money, Credit and Banking* 31, 683–703.
- Dutta, S., D. Levy, and M. Bergen (2002), "Price Flexibility in Channels of Distribution," *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, 1845–900.
- Eden, B. (2001), "Inflation and Price Adjustment: An Analysis of Microdata," *Review of Economic Dynamics* 4(3), 607–636.
- Eden, B. (2018), "Price Dispersion and Demand Uncertainty: Evidence from US Scanner Data," *International Economic Review* 59(3), 1035–1075.
- Eichenbaum, M., Jaimovich, N., Rebelo, S., and Smith, J. (2014), "How Frequent Are Small Price Changes? *American Economic Journal: Macroeconomics* 6(2), 137–55.
- Fisher, T. and J. Konieczny (2000), "Synchronization of Price Changes by Multiproduct Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices," *Economics Letters* 68, 271–277.
- Fisher, T. and J. Konieczny (2006), "Inflation and Price Adjustment: Evidence from Canadian Newspaper Prices," *Journal of Money Credit and Banking* 38, 615–634.
- Giulietti, M., J. Otero, and M. Waterson (2020), "Rigidities and Adjustments of Daily Prices to Costs: Evidence from Supermarket Data," *Journal of Economic Dynamic and Control* 116, 1–27.

- Gorodnichenko, Y., V. Sheremirov, and O. Talavera (2018), "Price Setting in Online Markets: Does it Click?," *Journal of the European Economic Association* 16(6), 1764–1811.
- Gorodnichenko, Y. and O. Talavera (2017), "Price Setting in Online Markets," *American Economic Review* 107(1), 249–282.
- Kashyap, A. (1995), "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs," *Quarterly Journal of Economics* 110(1), 245–274.
- Kehoe, P. and V. Midrigan (2015), "Prices Are Sticky after all," *Journal of Monetary Economics* 75, 35–53.
- Klenow, P., and B. Malin (2010), "Microeconomic Evidence on Price Setting." In Friedman, B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Monetary Economics, Volume 3A* (North Holland: New York, NY), pp. 231–284.
- Knotek, E., II (2008), "Convenient Prices, Currency and Nominal Rigidity: Theory with Evidence from Newspaper Prices," *Journal of Monetary Economics* 55, 1303–1316.
- Knotek, E., II (2011), "Convenient Prices and Price Rigidity: Cross-Section Evidence," *Review of Economics and Statistics* 93(3), 1076–1086.
- Knotek, E. II (2024), "The roles of Price Points and Menu Costs in Price Rigidity," *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- Konieczny, J. and F. Rumler (2006), "Regular Adjustment: Theory and Evidence," Working Paper No. 669, European Central Bank.
- Lach, S. and D. Tsiddon, (1992), "The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Data," *Journal of Political Economy* 100(2), 349–389.
- Lach, S. and D. Tsiddon (1996), "Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms," *American Economic Review* 86, 1175–1196.
- Leahy, J. (2011), "A Survey of New Keynesian Theories of Aggregate Supply and their Relation to Industrial Organization" *Journal of Money Credit & Banking* 43, 87–110.
- Lee, D., R. Kauffman, and M. Bergen (2009), "Image Effects and Rational Inattention in Internet Based Selling," *International Journal of Electronic Commerce* 13(4), 127–165.
- Levy, D., M. Bergen, S. Dutta, and R. Venable (1997), "The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large US Supermarket Chains," *Quarterly Journal of Economics* 112(3), 791–824.
- Levy, D., and A. Young (2004), "The Real Thing: Nominal Price Rigidity of the Nickel Coke, 1886–1959," *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 765–799.

- Midrigan, V., (2011), "Menu Costs, Multiproduct Firms and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 79(4), 1139–1180.
- Nakamura, E., and J. Steinsson (2008), "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *Quarterly Journal of Economics* 123(4), 1415–1464.
- Nakamura, E., and J. Steinsson (2013), "Price Rigidity: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications," *Annual Review of Economics* 5(1), 133–163.
- Nirei, M., and J.A. Scheinkman (2024), "Repricing avalanches," *Journal of Political Economy* 132(4), 1327–1388.
- Ribon S., and D. Sayag (2013), "Price Setting Behavior in Israel –An Empirical Analysis Using Microdata," Bank of Israel Working Papers 2013.07, Bank of Israel.
- Reis, R. (2006), "Inattentive producers," *Review of Economic Studies* 73(3), 793–821.
- Rotemberg, J. J. (2005), "Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy," *Journal of Monetary Economics* 52(4), 829–852.
- Slade, M. (1998), "Optimal Pricing with Costly Adjustment: Evidence from Retail-Grocery Prices," *Review of Economic Studies* 65(1), 87–107.
- Strulov-Shlain, A. (2021), "Firms as Model-Free Decision Makers: Evidence from a Reform," Working Paper.
- Sudo, N., K. Ueda, K. Watanabe, T. Watanabe (2018), "Working Less and Bargain More: Macro implications of Sales during Japan's Lost Decades," *Journal of Money, Credit and Banking* 50(2-3), 449–478.
- Zbaracki, M., M. Ritson, D. Levy, S. Dutta, and M. Bergen (2004), "Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets," *Review of Economics and Statistics* 86(2), 514–533.

לוח א1: מפת מיקומים של חנויות פיזיות



הערות: הסמנים הסגולים מציינים את המיקומים של חנויות שופרסל. הסמנים הכחולים מציינים את המיקומים של חנויות ויקטורי. הסמנים הירוקים מציינים את המיקומים של חנויות גלובל ריטיל. ניתן להיכנס למפה בקישור: [https://www.google.com/maps/d/edit?mid=1pVQyI5bZ9kxkYk5i2jVm1XuxiLkU7Q&usp=](https://www.google.com/maps/d/edit?mid=1pVQyI5bZ9kxkYk5i2jVm1XuxiLkU7Q&usp=sharing)
[sharing](https://www.google.com/maps/d/edit?mid=1pVQyI5bZ9kxkYk5i2jVm1XuxiLkU7Q&usp=sharing)