



הגורמים הקובעים את פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית

גל עמדי¹

סדרת מאמרים לדיון 2023.12

יוני 2023

בנק ישראל – <http://www.boi.org.il>

¹ גל עמדי – חטיבת המחקר והאוניברסיטה העברית. דוא"ל : Gal.Amedi@boi.org.il

הכותב מודה למיכאל עמיאור ונעם זוסמן על הליווי המסור לאורך השלבים המוקדמים של פרויקט זה, לנעמי האוזמן וסיגל קפלן על התדיינות מועילה, לג'ונתן דינגל (Jonathan Dingel), ניק ציואנידיס (Nick Tsivanidis) ולמשתתפים בסמינרים וכנסים באוניברסיטת בר-אילן, מכון אלרוב לחקר הנדל"ן באוניברסיטת תל אביב, בנק ישראל, האיגוד הישראלי למדע האזור והאגודה הישראלית למחקר תחבורה עבור הערות והצעות מועילות. המחבר מודה גם לעדו קליין, שרית לוי וולדימיר סימון (משרד התחבורה), יעקב לב (רכבת ישראל בע"מ), יונתן בראון (צוות תכנית אב לתחבורה ירושלים), אמיר שלו (עדליא), יהושע שוקי כהן (מתת – מרכז תכנון תחבורה) ובובי לביא (אופיסופט) על סיפוק נתונים ומתן רקע מקצועי בנושאי תכנון עירוני ותחבורה בישראל.

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

The Determinants of the Transit Accessibility Premium

Gal Amedi

Abstract

Accessibility is a key factor in the utility from living in different areas. In urban models, accessibility is theoretically expected to be internalized by the residential market, creating an 'accessibility premium' in areas with better accessibility. Previous case-study literature found significant and largely unexplained variation in the transit accessibility premium in different urban contexts. This paper proposes a new approach to uncovering the determinants of this variation in a unified framework, utilizing a theoretically grounded measure of accessibility, and both causal machine learning and standard econometric methods applied to highly granular nationwide data on rents and the transportation network.

I find that high residential density, mixed-use zoning, and a demographic composition better reflecting typical transit users imply a larger transit accessibility premium. This premium is also higher in areas with a low level of services compared to a reasonable reference point, and positive only up to a threshold level of services. There is some evidence that proximity to rail systems implies a premium over and above the expected premium implied by a reduction in travel times alone. The estimated effect is usually modest.

JEL Codes: R40, R31, R23, R12

הגורמים הקובעים את פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית

גל עמדי

תקציר

נגישות תחבורתית היא אחד הגורמים המשמעותיים ביותר בקביעת התועלת ממגורים באזורים שונים. מודלים כלכליים-עירוניים צופים שנגישות זו תופנס על ידי שוק הדיור, כך שתיווצר 'פרמיית נגישות' באזורים עם רמת נגישות תחבורתית גבוהה. ספרות כלכלית נרחבת ניסתה לאמוד את פרמיית הנגישות בתחבורה ציבורית ומצאה שונות גדולה, שהיא ברובה בלתי מוסברת, בגובהה של פרמיית הנגישות בהקשרים אמפיריים שונים. מחקר זה מפתח גישה חדשה לחשיפת הגורמים שקובעים את גובהה של פרמיית הנגישות בתחבורה ציבורית, על ידי שימוש במדד נגישות מבוסס תיאורטית ושיטות מתחום למידת המכונה הסיבתית, יחד עם שיטות אקונומטריות רגילות שמיושמות על נתונים מפורטים של מחירי שכר דירה וכלל רשת התחבורה בישראל.

צפיפות מגורים גבוהה, עירוב שימושים והרכב דמוגרפי המשקף משתמשי תחבורה ציבורית אופייניים, מעלים את גובהה של פרמיית הנגישות בתחבורה ציבורית. כמו כן, הפרמיה גבוהה יותר באזורים בהם רמת השירות היא נמוכה בהשוואה לרמה הצפויה על פי מאפייני האזור, וחיובית רק עבור רמות נגישות הנמוכות מרף עליון מסויים. אני מוצא גם עדויות לכך, שקרבה למערכות תחבורה מסילתיות (רכבת ישראל והרכבת הקלה בירושלים) מעלה את פרמיית הנגישות מעבר לצפוי על-פי זמני הנסיעה ברכבת בלבד. פרמיית הנגישות שנאמדת בכלל המדגם לרוב קטנה.

מבוא

לפרמיית הנגישות התחבורתית - ההשפעה של נגישות לתחבורה ציבורית על דמי השכירות של דירות - יש פרשנות כלכלית חשובה: התועלת לתושבים פוטנציאליים הגלומה בשירותי תחבורה ציבורית בסמוך למקום מגוריהם, כפי שזו נתפשת על ידם. בתועלת זו צפויה שונות רבה בהתאם להקשרים גיאוגרפים, עירוניים ודמוגרפים, מה שהופך את ההשפעה הממוצעת בהקשר אמפירי מסוים, ללא אינפורמטיבית בהקשרים עירוניים אחרים, או אפילו בתתי-מדגם של ההקשר האמפירי המקורי.² בהתאם לכך, ספרות רחבה מאוד של מקרי בוחן (case-studies) בהקשרים אמפיריים שונים, וכן מספר מטא-אנליזות שהתבססו על ספרות זו, מצאו שונות גדולה וברובה בלתי מוסברת בגובה הפרמיה.

מאמר זה נועד לחשוף את הגורמים הקובעים את גובה פרמיית הנגישות לתחבורה הציבורית. אני מיישם שיטות למידת מכונה סיבתית (Causal Machine Learning) בנוסף לשיטות אקונומטריות מסורתיות על נתוני פנל ארציים ומפורטים בנושאי תחבורה ושכר דירה, על מנת לחשוף איך פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית תלויה במאפיינים עירוניים ודמוגרפיים שונים. סביר שלתלות זו יש תוקף חיצוני, עדיף על התוקף של גובה הפרמיה הממוצע במדגם יחיד. לכן היא יכולה לספק מידע טוב יותר למתכננים, לחוקרים ולקובעי מדיניות, בבואם לשקול חלופות שונות של הקצאת משאבים לתחבורה הציבורית.

אני משתמש בשונות הנובעת משיפור מהיר בשירותי התחבורה הציבורית בישראל בין השנים 2013 ל-2019, על מנת לאמוד את רמת ההשפעה של שירותי התחבורה הציבורית על גובה שכר הדירה. במהלך תקופה זו, פעילות הרכבות בארץ גדלה ב-47% ופעילות האוטובוסים גדלה ב-37%.³ שיפור בקנה מידה כזה ברמת ארצית הוא יוצא דופן, ומספק הזדמנות ייחודית לבחון השפעות של שירותי תחבורה ציבורית, תוך שימוש בשונות משמעותית בכלכלה מפותחת. אני מוצא שפרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית גבוהה יותר באזורים המאופיינים בצפיפות מגורים גבוהה, עירוב שימושים⁴ והרכב דמוגרפי דומה להרכב משתמשי התחבורה הציבורית. אני מוצא גם רף עליון לרמת השירותים שעדיין משפיעה על שכר הדירה, וכן פרמיה גדולה יותר, כאשר רמת השירותים נמוכה או (במידה פחותה) גבוהה באופן חריג מנקודת ייחוס סבירה. אני מוצא עדויות לכך שקרבה לתחנות רכבת יש משפיעה מעל ומעבר להשפעה המשתמעת מקיצור זמני הנסיעה בלבד. ההשפעה הנאמדת היא בדרך כלל שולית מבחינה כלכלית.

מאמר זה הוא חלק מגוף מחקר הולך וגדל המיישם שיטות שפותחו לאחרונה מתחום למידת המכונה הסיבתית, כדי לענות על שאלות בתחום הכלכלה העירונית. המאמר הוא אחד ממספר מאמרים שמשתמשים בנתוני מיקום סלולרים מפורטים בתחום הכלכלה העירונית.⁵ למיטב ידיעתי, זהו המאמר הראשון הבונה ומשתמש בפנל של נתוני תחבורה מפורטים, בנייתו כלל ארצי של פרמיית נגישות לתחבורה ציבורית.

² Redfearn (2009) מדגים באופן אמפירי את השונות הלא טריוויאלית הזו על ידי בחינת גובה הפרמיה במספר תתי מדגם בהקשר אמפירי יחיד.

³ רמת השירות מוגדרת כאן לצורכי המחשה כסך הנסועה כפי שדווחה בדוחות השנתיים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הניתוח בשאר המאמר מסתמך על מדד שונה, מבוסס תיאורטית, של נגישות. שיפורים בולטים נוספים בתקופה זו הם פתיחת מערכת הרכבת הקלה הראשונה בישראל (2011) ומערכת התחבורה המהירה באוטובוסים (2013). ראו עוד בסעיף ההקשר האמפירי.

⁴ מיזוג של שימושים שונים כמו מגורים, תעסוקה, חינוך ומסחר באותו אזור.

⁵ דוגמאות בולטות הן, Gupta et al. (2022), וכן Miyachi et al. (2021), Kreindler & Miyachi (2021), Hausman et al. (2023), Athey et al. (2021), Büchel et al. (2020).

תיאוריות כלכלה עירונית מייחסות חשיבות רבה לנגישות תחבורתית בקביעת האטרקטיביות ועלות הדיור באזורים שונים. עלות דיור גבוהה יותר נובעת מהתועלת שמקנה נגישות משופרת לשוק העבודה ולהזדמנויות נסיעה אחרות, מפני שהיא מאפשרת לחברות ולפרטים לנצל יתרונות לגודל ולהפחית את עלות צריכת השירותים בחלקים אחרים של העיר. במובן זה, שירותי תחבורה ציבורית ורשת כבישים מפותחת הם תחליפיים למגורים במרכז העיר.

הקשר בין עלות הדיור ונגישות תחבורתית הוא תוצאה עיקרית הן במודל הקנוני של העיר המונוצנטרית (AMM),⁶ שבו הנגישות התחבורתית נמדדת לפי המרחק למרכז עסקים ראשי (מע"ר) יחיד, והן במודלים עירוניים כמותיים מודרניים שבהם נגישות תחבורתית מוגדרת בצורה גמישה יותר על ידי גורמי משיכה עירוניים ועלויות נסיעה.⁷ האגרגציה של זמני הנסיעה לחלקים שונים של העיר לכדי מדד נגישות יחיד במודלים אלה אינה טריוויאלית. אני מסתמך על תוצאת 'סטטיסטי מספיק' (sufficient statistic) שפותחה לאחרונה על ידי Tsivanidis (2019). הוא מראה שבמגוון רחב של מודלים עירוניים כמותיים כגון קונספט יחיד, 'נגישות יוממים' (Commuter Market Access – CMA), מספיק על מנת לסכם את ההשפעה של רשת התחבורה כולה על תוצאות המודל בשיווי משקל כללי.

בחינה אמפירית של השפעת התחבורה על תופעות כלכליות טומנת בחובה קושי מובנה בזיהוי: אנדוגניות אפשרית בהקצאת משאבי תחבורה. גישות נפוצות להתמודדות עם בעיית הזיהוי כוללות שימוש בטיעונים מוסדיים, השוואת תשתית תחבורתית שהוקמה בפועל עם תשתית מתוכננת או היסטורית,⁸ או הגבלת הניתוח לאזורים עירוניים שקיבלו הקצאה באופן מקרי, בגלל מיקומם בין מוקדי משיכה משמעותיים.⁹ בספרות על פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית, הגישה הסטנדרטית היא שימוש בהפרש הפרשים או רגרסיות הדוניות על נתוני חתך הבוחנות את ההשפעה של קרבה לפרויקט תחבורה יחיד על שווי הנכסים הסמוכים לו.¹⁰ הטיעון לזיהוי מסתמך לרוב על ידע מוסדי או שלא נעשה מפורשות. במאמר זה אני מיישם את גישת הפרש הפרשים, ומעלה טיעון מוסדי לאקסוגניות של עיתוי ההקצאה של התחבורה ציבורית בישראל.

הספרות האמפירית מוצאת בדרך כלל פרמיה חיובית וקטנה לנגישות לתחבורה ציבורית. לרוב, הטיפול מוגדר על ידי קרבה גיאוגרפית לתחנות, וההשפעה נאמדת באמצעות המחירים של נכסי המגורים הסמוכים. קרבה לתחנות של מערכת אוטובוסים מהירה (BRT), רכבת קלה או רכבת כבדה, גורמת לעלייה של 12%, 4% או 6% במחירים של נכסי המגורים, בהתאמה.¹¹ עם זאת, יש שונות ניכרת בין מחקרים, כולל מחקרים רבים שמוצאים השפעה אפסית או אפילו השפעה שלילית משמעותית. שונות גדולה זו נדונה ומטופלת בסקירות תוך שימוש ברגרסיה מטא-אנליטית על פרמיות נאמדות ממאמרים רבים. סקירות שונות המשתמשות בגישה זו מוצאות דפוסים משותפים מעטים: השפעה חזקה יותר

⁶ Alonso (1964), Mills (1967), Muth (1969).

⁷ ראו Ahlfeldt et al. (2015), Albouy & Lue (2015), Diamond (2016), Ahlfeldt & Feddersen (2017), Monte et al. (2018), Dingel & Tintelnot (2021), Severen (2021), Hausman et al. (2022). Gaigné et al. (2023), וכן.

⁸ ראו סקירה אצל Redding & Turner (2015). דוגמאות בולטות נוספות הן Baum-Snow (2007, 2010), Duranton & Turner (2011, 2012), Duranton et al. (2014), Baum-Snow et al. (2019) Brooks & Lutz (2021) Severn, וכן (2017) Turner. יש להשתמש בנתיבים היסטוריים כאמצעי לבחירת מדגם, ולא כמשתנה עזר.

⁹ לדוגמה, Mayer & Trevien (2000), Chandra & Thompson (2017), וכן Banerjee et al. (2020). גישה פחות נפוצה היא בחינה של זעזועים אקסוגניים בעליל לתחבורה. דוגמה מרכזית היא החלוקה והאיחוד מחדש של ברלין. ראו Redding & Sturm (2008), וכן Ahlfeldt et al. (2015).

¹⁰ גישה פחות נפוצה מאפשרת גם תלות מרחבית בין יחידות. ראו Diao et al. (2017).

¹¹ ערכי חציון מהמאמרים הכלולים בלוחות 2 עד 4 ב- Ingvardson & Nielsen (2018). ראו Wardrip (2011), Ingvardson & Nielsen (2018), Zhang & Yen (2013), et al. (2020) ורנרט (2022) לסקירות עדכניות.

למערכות הסעת המונים מאשר לשירותי אוטובוסים רגילים, השפעה גדלה והולכת עם הגידול בקרבה לתחנות, והשפעה ממתנת של נגישות תחבורתית גבוהה לרכב פרטי. הספרות חסרה אנליזות הבודקות באופן שיטתי את חשיבותם היחסית של גורמים שונים בקביעת גובה הפרמיה במסגרת אחידה.

בהקשר הישראלי יש כמה מאמרים שבוחנים את השפעות התחבורה על הבחירה של מקומות מגורים ושל תעסוקה: Leck et al. (2008) מוצאים ששירותי הרכבת הפחיתו את פערי השכר בין הפריפריה למרכז בדרומה של ישראל ובמרכזה. ישראל וכהן-בלנקשטיין (Israel & Cohen-Blankshtain) (2010) מוצאים ששירותי רכבת בתחום המטרופולין של תל אביב הובילו לפירוור (suburbanization) ולהיפוך של תהליך העיור (counter-urbanization) בשולי המטרופולין. פריש וצור (Frish & Tsur) (2010) מוצאים שתשתיות כבישים ומסילות חדשות הגדילו את תופעות היוממות למרחקים גדולים בארץ. בלייך (Bleikh) (2018) מציג מגמות ארוכות טווח בתחום היוממות בישראל.

מאמרים בולטים נוספים כוללים את עידה וטלית (Ida & Talit) (2018), שמתארים ובוחנים את השפעת הרפורמה המתמשכת בתפעול האוטובוסים בישראל, וסופר וסוחוי (Soffer & Suhoy) (2019), שמתמשים בנתוני סקר על מנת לבנות מדדי נגישות יחסיים לפי אמצעי תחבורה, ולבחון גורמים שונים המשפיעים על בחירת אמצעי תחבורה. הם מצאו שימוש מוגבר ברכבת בשנים האחרונות בקרב כל קבוצות ההכנסה. כמה מאמרים¹² בוחנים את ההשפעות על תעסוקה והשכלה ביישובים ערביים, עקב חדירה או שיפור גדול בשירותי אוטובוסים, בעקבות החלטות ממשלת ישראל מס' 1539 (2009) ו-922 (2015), שמטרתן להגביר את הפיתוח הכלכלי באותם יישובים. מחקרים אלה מוצאים השפעה חיובית אך זניחה על התעסוקה.

מאמר זה ממשיך באופן הבא: חלק 1 מתאר את הנתונים ששימשו לניתוח, חלק 2 מתאר את מושג 'נגישות היוממים' (Commuter Market Access – CMA) ואמידתו, חלק 3 מתאר את ההקשר האמפירי, חלק 4 מתאר את המתודולוגיה, חלקים 5 ו-6 מציגים ודנים בתוצאות וחלק 7 מסכם.

1. נתונים

חלק זה מתאר את מסד הנתונים לפי נושאים עיקריים: תחבורה, מודעות להשכרה, מטריצת מוצא - יעד מבוססת מיקום סלולרי ונתונים נוספים. סיכום מסדי הנתונים מופיע בלוח נספח א1.

1.1 תחבורה

קיימים ברשותי נתונים המתארים את כלל רשת התחבורה בישראל לאורך כל תקופת המדגם (שנים 2013 עד 2019) כולל מידע מפורט על כבישים, לוחות זמנים, מסלולים וזמני נסיעה. נתונים אלה מאפשרים לי לחשב זמני נסיעה בפועל בתחבורה ציבורית ובכלי רכב פרטיים בין כל שני מיקומים בארץ בכל שעה לאורך כל תקופת המדגם. זמני נסיעה אלה כוללים מעברים אפשריים בין קווים ואמצעי תחבורה, נסיעה בפועל, הליכה וזמן המתנה. ראו נספח א' לתיאור מעמיק של הנתונים, הגדרה מפורטת של זמני הנסיעה ותיאור התהליכים אשר יושמו לצורך חישובם.

1.2 מודעות להשכרה

מסד הנתונים (RENTS) נאסף על ידי חברה פרטית הסורקת ושומרת מודעות להשכרה מכל האתרים הפופולריים בישראל. RENTS נמצא בשימוש שוטף על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל,

¹² Abu-qarn & Lichtman-Sadot (2018), Greenwald et al (2022) Barak, (2019) וכן Avivi et al (2021).

בנק ישראל וארגונים ציבוריים נוספים וכולל מודעות שפורסמו משנת 2013 ואילך. RENTS מכיל את תאריך פרסום המודעה, שכר הדירה המבוקש, כתובת ומאפיינים נוספים.¹³ RENTS עשוי להכיל מספר גרסאות של אותה מודעה אם זו עודכנה או שונתה. אני משתמש בגרסא האחרונה של מודעה על מנת להפחית רעש משגיאות ואמונות אידיאליסטיות על שווי השוק בפועל. אני שומר רק מודעות עבורן בוצע עיגון מוצלח במרחב.¹⁴ כמו כן, אני משמיט מודעות באזורים ללא גישה לתחבורה ציבורית כלל¹⁵ או מודעות להן נתונים חסרים, חריגים או שגויים בעליל.¹⁶ תהליך זה מביא למסד נתונים סופי של 760,568 מודעות ב-147,283 כתובות ייחודיות.

1.3. מטריצת מוצא - יעד

מסד הנתונים OD_MAT שהתקבל ממשרד התחבורה הישראלי, הוא תוצר של פרויקט רחב היקף שמנטר באופן רציף את מיקומם של כמחצית מכלל הטלפונים הניידים בישראל.¹⁷ OD_MAT מבוסס על נתונים מ-3.77 מיליון טלפונים סלולריים ייחודיים וכ-2.75 מיליארד ימי אדם. לאחר שקלול מתאים, OD_MAT מתאר בסך הכל 15.76 מיליון נסיעות ביום חול ממוצע - בערך 2.1 נסיעות יומיות לאדם בכל האוכלוסייה הישראלית הבוגרת. מכיוון ש-OD_MAT נאסף באמצעות נתוני מיקום סלולרי, גודל הפוליון האפשרי נקבע על ידי צפיפות פריסת האנטנה הסלולרית באזור, ונע בין 0.12 ל-1,079 קמ"ר. גודל הפוליון החציוני הוא כמעט שני קמ"ר והכיל בשנת 2018 6,244 תושבים. הפוליונים באזורים עירוניים קטנים יותר מאשר באזורים כפריים, כפי שמוצג באיור נספח א1. שלוש הערים הגדולות בישראל - ירושלים, תל אביב וחיפה - מחולקות ל-83, 63 ו-69 פוליונים בהתאמה. מספר הנסיעות הממוצע בימי השבוע בשנים 2018 עד 2019 נצפה במרווחים של חצי שעה בין 1,250 הפוליונים במסד הנתונים.

אין דרך ישירה להסיק מהנתונים את מטרת הנסיעות או את קיומן של נסיעות הלוך ושוב בין פוליונים על ידי אותו פרט. לכן, יש לבחור שעות ביום שמייצגות קרוב לוודאי נסיעות לגורמי משיכה, כגון יוממות בין מקום המגורים למקום העבודה. אני מגדיר את זרם הנסיעות המתחילות בין השעות 6:30 ל-9:30 בבוקר כמייצג נסיעות לגורמי משיכה אלה.¹⁸

אני משתמש גם בסך הנסיעות שמתחילות בין השעות 19:30 ל-21:00 בערב. אני מניח שנסיעות המתחילות בשעות אלה מכוונות בעיקרן לצריכת פעילות פנאי, ומשתמש בהן על מנת לייצג גורמי משיכה נוספים בפוליון. שיטה דומה לאמידת גורמי משיכה פותחה ובוססה על ידי Hausman et al (2023).

¹³ אני משתמש במאפיינים שאינם חסרים בלמעלה מ-90 אחוז מהמודעות במסד הנתונים: שכר דירה מבוקש, גודל, מספר חדרים, קומה, מספר קומות בבניין, מספר חדרי שירותים ומשתני דמי עבור מצב שיפוץ והימצאות מיזוג אוויר, מעלית בבניין, חניה, מרפסת, מחסן, מטבח חדש, וחלונות מסורגים.

¹⁴ אני מבצע עיגון במרחב (Georeferencing) של המודעות על ידי שימוש במערך הנתונים ADDRESSES (ראו נספח לוח 1A), ובממשקי API של Google maps ו-Open Street Map במידה והעיגון באמצעות ADDRESSES נכשל. העיגון הצליח ב-97 אחוזים מהמודעות במסד הנתונים.

¹⁵ אני בוחן את ההשפעה במונחים של גמישות. במודעות ללא גישה לתחבורה ציבורית בשלב ההתחלתי, שיפורים צנועים בשירותים יופיעו כשינויים עצומים במונחי נקודות לוג.

¹⁶ דירות עם פחות מחדר אחד או יותר מ-6.5 חדרים או דירות עם שכר דירה למ"ר מבוקש שאינו בטווח של 10 עד 200 ש"ח. אני מבצע סינון עדין יותר על ידי השוואת שכר הדירה המבוקש וגודל הדירה לערך החציוני המקביל של 100 הדירות הדומות הקרובות ביותר מבחינה גיאוגרפית, ושומר רק מודעות שבהן היחס בין הנתון במודעה לערך החציוני הוא בטווח של 0.5 עד 1.5.

¹⁷ מצגת של הפרויקט מופיעה ב-Matat (2021). כמעט 3 אחוזים מכל הנסיעות לא מופיעות במטריצה מטעמי ביטחון מידע.

¹⁸ על פי מפקד האוכלוסין הישראלי לשנת 2008, מסד הנתונים המתאים ביותר הכולל מידע על התפלגות הנסיעות לעבודה לאורך היום בישראל, טווח זה מכסה שני שליש מכלל הנסיעות לעבודה.

1.4 נתונים נוספים

אני משתמש גם בנתונים השנתיים הבאים מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס): ספירת אוכלוסייה, מעמד חברתי - כלכלי,¹⁹ שיעור הלא-יהודים, חרדים (יהודים אדוקים), גברים וכל אחת מקבוצות הגיל הבאות: 0–19, 20–39, 40–59 ומעל 60 בכל אזור סטטיסטי.²⁰ נתונים נוספים כוללים את תאריכי כל מכרזי האוטובוסים בישראל מאז תחילת הרפורמה, המשמשים לבניית משתנה העזר שיתואר בהמשך, וסקרי כוח אדם (הסקר החברתי ומפקדי האוכלוסין) שמשמשים לכיול המודל ולסטטיסטיקה תיאורית.

2. נגישות יוממים

2.1 המסגרת

אני מאמץ את המושג 'נגישות יוממים' (Commuter Market Access - CMA) שפותח על ידי Tsivanidis (2019), כדי להגדיר נגישות תחבורתית. CMA עבור פוליגון מוגדר על ידי RCMA (Residential Commuter Market Access), שמייצג את הגישה של תושבי הפוליגון לגורמי משיכה עירוניים (למשל, מעסיקים אפשריים) ו-FCMA (Firm Commuter Market Access), שמייצג את זמינות גורמי המשיכה נמצאים בפוליגון לתושבים באזורים אחרים (למשל, עד כמה קל לעובדים להגיע למקומות העבודה בפוליגון). Tsivanidis (2019) מראה שבמגוון רחב של מודלים עירוניים כמותיים, CMA הוא סטטיסטי מספיק לצורך הסיכום של השפעת עלויות הנסיעה על תוצאות שיווי המשקל הכללי. בהמשך פרק זה, אני מתאר את ה-CMA במונחים של שוק העבודה, אם כי הפרשנות של גורמי המשיכה העירוניים בהקשר שלי היא רחבה יותר.

קבוצת המשוואות הבאה מגדירה נגישות יוממים (CMA):

$$(1) \quad RCMA_o = \sum_d \frac{LF_d}{FCMA_d} \kappa_{od}$$

$$(2) \quad FCMA_o = \sum_d \frac{LR_d}{RCMA_d} \kappa_{do}$$

LF_d ו- LR_d הם מספר העובדים והתושבים בפוליגון d , בהתאמה. κ_{od} הוא מדד לקישוריות בין הפוליגונים o ו- d . החיבור לפוליגון d תורם יותר ל- $RCMA_o$ כאשר הנסיעה מפוליגון o לפוליגון d היא קצרה, מספר העובדים ב- d גבוה, וכן כאשר d אינו נגיש בקלות לעובדים מאזורים אחרים.

2.2 הגדרת קישוריות

בעקבות Dingel & Tintelnot (2021), אני משתמש בזמני הנסיעה, כהגדרתם בנספח א', להגדרות עלויות נסיעה כך:

$$(3) \quad \delta_{od}^m \equiv \frac{H}{H - t_{od}^m}$$

¹⁹ אני משתמש ברמת המדד ב-2017 עבור המדגם כולו.

²⁰ היחידה המרחבית הקטנה ביותר בישראל, אשר דומה למערכות מפקד האוכלוסין בארה"ב. האזור הסטטיסטי הממוצע בשנת 2019 הכיל 3,016 תושבים.

כאשר t_{od}^m הוא זמן הנסיעה הלוך ושוב בין פוליגונים o ו- d באמצעי התחבורה m .²¹ m יכול לקבל אחד משלושה ערכים: "PT" עבור תחבורה ציבורית "car", עבור כלי רכב פרטיים או "all" עבור הגדרה מאוחדת של אמצעי התחבורה השונים. בפרט, t_{od}^{all} מוגדר כממוצע זמני הנסיעה בתחבורה ציבורית ובכלי רכב פרטיים, משוקלל לפי השיעור הארצי של היוממים שמשתמשים בכל אחד מאמצעי התחבורה.²² H מייצג את סך השעות היומיות שעובד מקצה לעבודה וליוממות. לפיכך, δ_{od}^m , עלות הנסיעה בין הפוליגונים o ו- d באמצעי תחבורה m מוגדרת בתוך המספר ההופכי לחלק הזמן שעובד שמבצע יוממות זו מקדיש לעבודה במהלך יום עבודה. עובדים במשרה מלאה בישראל עובדים בממוצע 8.7 שעות מדי יום, ובנוסף מקדישים 30.7 דקות לנסיעה בכל כיוון, מה שמוביל ל- $H = 9.7$ אמפירי.²³ לצורך עקביות עם מחקרים קודמים, אני מניח $H = 9$.²⁴

מדד הקישוריות בין פוליגונים o ו- d באמצעי תחבורה m מוגדרת במשוואה (4). ϵ^m היא גמישות היוממות לעבודה ביחס לעלות הנסיעה. מכיוון ש- ϵ^m הוא שלילי, κ_{ij}^m מוגבל ב-0 וב-1 כך שזמן נסיעה אפס גורר מדד קישוריות של 1.

$$(4) \quad \kappa_{od}^m \equiv [\delta_{od}^m]^{\epsilon^m}$$

2.3 אמידה של נגישות יוממים

אני אומד את גמישות היוממות ביחס לעלות הנסיעה באמצעות מודל גרביטציה סטנדרטי בשיטת Pseudo Poisson Maximum Likelihood.²⁵

$$(5) \quad Flow_{od} = \exp(\epsilon^m * RCMA_{od}^m + \gamma_o + \omega_d) + v_{od}$$

$Flow_{od}$ הוא מספר הנסיעות מפוליגון o לפוליגון d במהלך זמני תנועת השיא של הבוקר, γ_o ו- ω_d מייצגים השפעות קבועות (Fixed Effects) של מוצא ויעד, בהתאמה. מכיוון שמסד הנתונים OD_MAT מציג את הערכים הממוצעים בשנים 2018 עד 2019, אני משתמש באמידה בזמני הנסיעה הממוצעים בשנים אלה בלבד. תוצאות שמשתמשות בזמני נסיעה לפי אמצעי התחבורה השונים מוצגות בלוח 2, ומדדי הקישוריות המשתמעים, $\kappa_{od}^m(t_{od}^m) = [\delta_{od}^m]^{\epsilon^m}$, מוצגים באיור נספח A2. הגמישויות הנאמדות דומות לאלה שדווחו ב- Dingel & Tintelnot (2021).²⁶ המודל הנאמד עם עלות הנסיעה הכללית, t_{od}^{all} , הוא בעל ההלימה הטובה ביותר (Goodness of Fit) לנתונים בפועל, דבר התומך בהחלטה להשתמש בו בהמשך בהגדרת מדד הקישוריות.

²¹ בכל פעם ש- $t_{od}^m > H$, אני מגדיר את זמני הנסיעה כ-539 דקות - דקה אחת פחות מ-9 שעות.
²² שיעור משתמשי הרכב הפרטי בשנים 2014 עד 2019, כפי שחושב על בסיס הסקר החברתי הוא 67.7%.
²³ ערכים ממוצעים מסקר כוח העבודה הישראלי בשנים 2018 עד 2019. זמן הנסיעה ארוך יחסית לממוצע OECD של כ-20 דקות (OECD, 2011).
²⁴ אמידות שבהן הנחתי $H = 10$ או $H = 8$ הניבו מדדי קישוריות כמעט זהים.
²⁵ באופן ייחודי, אני משתמש בפקודה PPMLHDFE אשר זמינה ב-Stata (Correia et al., 2019). ראו Silva & Tenreiro (2006) לדיון בחסרונות של אמידה של משוואות כוח כבידה עם שיטת הריבועים הפחותים Ordinary Least Squares (OLS) וכן Dingel & Tintelnot (2021) לדיון על הגדרות מפורטות.
²⁶ Tintelnot & Dingel (2021) מדווחים על גמישות שנעה בין -7.99 לבין -19.81.

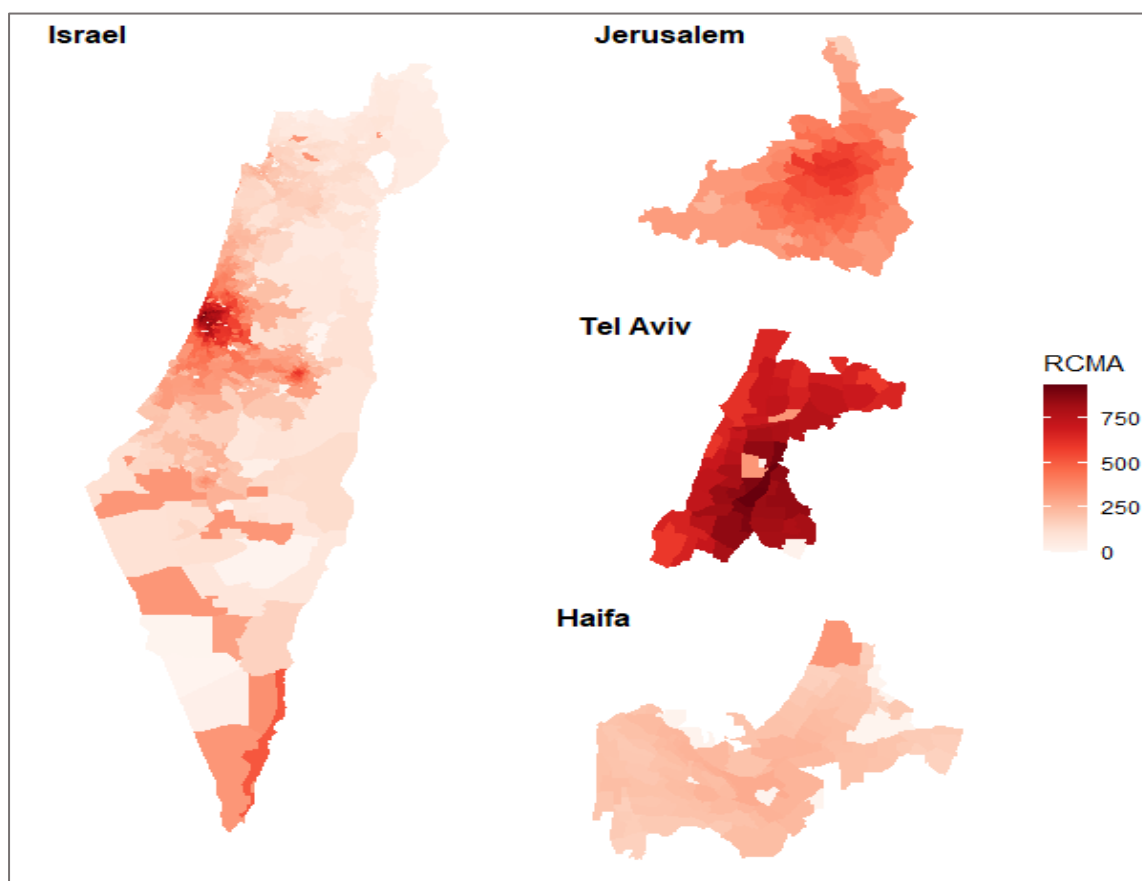
לוח 1
אמידות של הגמישויות של היוממות

עלות נסיעה מאוחדת (all)	תחבורה ציבורית (PT)	כלי רכב פרטי (CAR)	
-10.96*** (0.228)	-9.182*** (0.445)	-10.17*** (0.247)	גמישות
0.728	0.639	0.701	$Pseudo R^2$
1,464,100			צמדי פוליגונים
2,592,630			מספר יוממים

הערה: שגיאות תקן מופיעות בסוגריים.

אני ממשיך בהגדרת מדדי נגישות יוממים באמצעות הגורמים הקבועים ($RCMA^{all}, FCMA^{all}$) כפי שחושבו באמצעות משוואות (1) ו-(2), עם κ_{od}^{all} כמדד הקישוריות. איור 1 מצג את ההתפלגות המרחבית של $FCMA^{all}$ ו- $RCMA^{all}$ הנאמדים. כצפוי, הן ברמה הארצית והן ברמה המטרופולינית, הנגישות גבוהה יותר בסמוך למרכזים כלכליים חשובים.²⁷

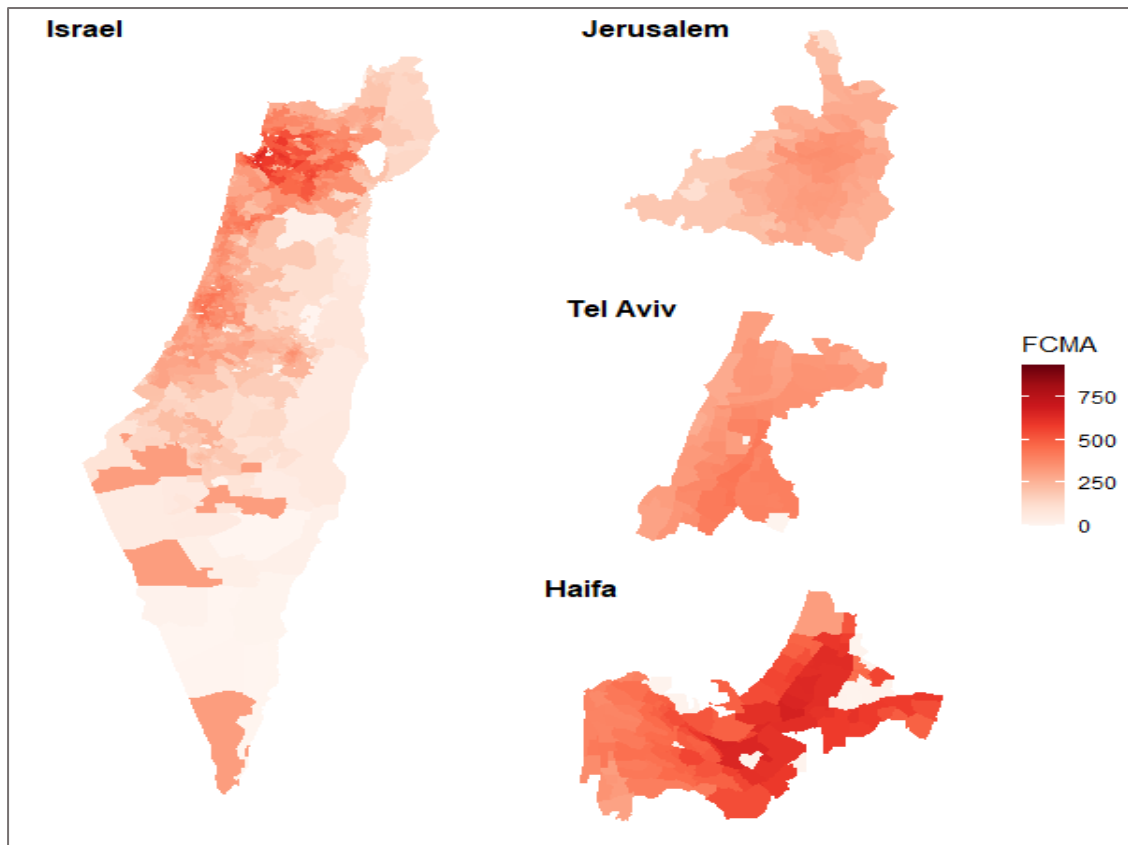
איור 1.א – נגישות היוממים לגורמי משיכה $RCMA^{all}$



הערה: לא התקבלו נתונים עבור זרימות מ- ואל 40 פוליגונים עקב סוגיות של סודיות. אזורים אלה משורטטים עם הערך הממוצע של נגישות היוממים לגורמי משיכה באזורים סמוכים לפוליגון שלהם.

²⁷ יש לשים לב גם לנגישות גבוהה של גורמי משיכה לעובדים פוטנציאליים במזרח חיפה, שעשויה להיות קשורה לתוצאות המופיעות בהמשך בנוגע לקרבה למטרופוליט ולנגישות גבוהה של יוממים המתגוררים ליד אילת לגורמי משיכה. תוצאה זו עשויה לנבוע מנסיעות פנאי לאילת שמקורן בשעות העומס של הבוקר, שאינן ניתנות להבדלה מנסיעות היוממות במסד הנתונים שלי. תופעה זו לא אמורה להשפיע על התוצאות, שכן אין כמעט מודעות להשכרה באזורים המתאימים לנסיעה לאילת במסד הנתונים RENTS.

איור 3.1 – נגישות גורמי משיכה לעובדים פוטנציאליים $FCMA^{all}$



הערה: לא התקבלו נתונים עבור זרימות מ-40 מצולעים עקב סוגיות של סודיות. אזורים אלה משורטטים עם הערך הממוצע של הגישה של יוממים למוקדי המשיכה באזור.

לבסוף, אני משתמש בממד $FCMA_d^{all}$ (המחושב על בסיס מדד עלות הנסיעה המאוחד) על מנת לחשב מדד נגישות יוממים באמצעי תחבורה m עבור כל כתובת j שמופיעה במסד הנתונים בתקופה t באמצעות המשוואה הבאה:

$$(6) \quad RCMA_{jt}^m = \sum_d \frac{LF_d}{FCMA_d^{all}} k_{jdt}^m$$

כאשר k_{jdt}^m היא הקישוריות מכתובת j לאזור d בתקופה t באמצעי תחבורה m . יש לשים לב ש- $FCMA_d^{all}$ וכן LF_d הינם קבועים לאורך תקופת המחקר ובשימוש באמצעי התחבורה השונים. לפיכך, השונות ב- $RCMA_{jt}^m$ היא תוצאה של שוני בזמני הנסיעה בלבד ואינה משקפת דינמיקה במאפייני המשיכה של יעדי נסיעה לאורך התקופה.

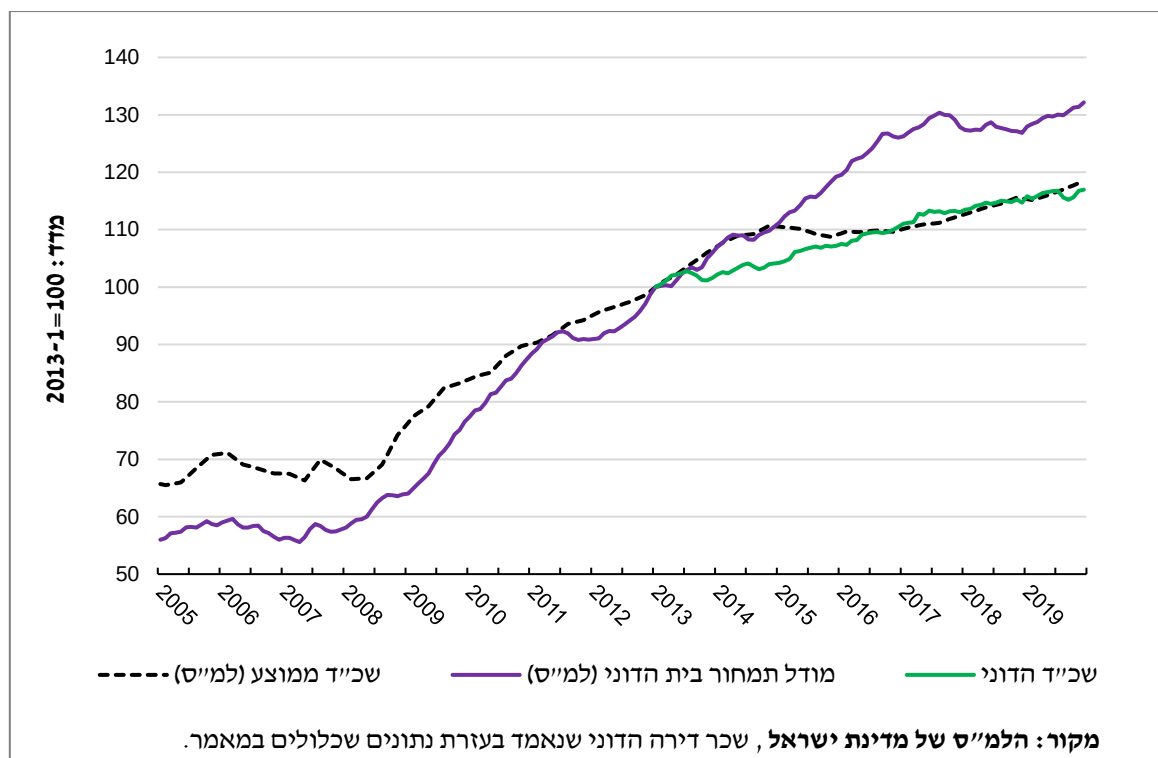
3. הקשר אמפירי

3.1 דיור ושכר דירה

הפעילות הכלכלית והאוכלוסייה בישראל מרוכזים סביב שלושה אזורים מטרופוליטניים. בסדר יורד של חשיבות כלכלית הם: תל אביב, ירושלים וחיפה. שכר הדירה ומחירי הדיור, כפי התיאוריה צופה,

גבוהים יותר באזורים המטרופוליניים, בעיקר במטרופולין תל אביב. עלויות המגורים טיפסו בעיקר לפני, אך גם לאורך תקופת המדגם (בשנים 2013 עד 2019).²⁸ מחירי הדירות עלו בתקופת המדגם ב-27% ושכר הדירה עלה באופן מדוד יותר, ב-12.9%, כפי שמוצג באיור 2.²⁹

איור 2 - מדדי עלות מגורים, 2005-2019



3.2 תחבורה במדינת ישראל

שיפורים ברמת החיים לצד מדיניות תכנונית המעודדת שימוש ברכב פרטי, הביאו עלייה עקבית ומשמעותית ברמת המינוע ובנסיעות ברכב פרטי (איור 3).³⁰ עד סוף שנות ה-90, תשתית הרכבת לא פותחה בהתאם לצרכי האוכלוסייה, ושירותי האוטובוסים הופעלו כמעט אך ורק על ידי שני קואופרטיבים לתחבורה.³¹ כוח השוק של המפעילים, מלווה באסדרה חלשה, הוביל לתלות מוחלטת בקואופרטיבים לתחבורה, אשר, בתורה, הובילה לירידה הדרגתית באיכות השירות. בעקבות החלטת הממשלה מס' 1301 (1997), הזכות להפעיל קווי אוטובוס העוברה בהדרגה לחברות חדשות בעקבות מכרזי הפעלה במודל דומה לזה שרווח במדינות רבות באירופה. רפורמת האוטובוסים לוותה בהשקעות

²⁸ כמה מאמרים בדקו האם עלייה זו מייצגת בועת מחירים והגיעו למסקנה שלא כך הדבר. Yakhin & Gamrasni (2021) טוענים כי רמת המחירים 2019 גבוהה רק ב-5.5% ממחיר שיווי המשקל לטווח הארוך. ראו גם Dovman et al (2012), Caspi (2016) וכן Arestis & Gonzalez-Martinez (2017) לניתוח העלויות הגדולות בתקופה המוקדמת.

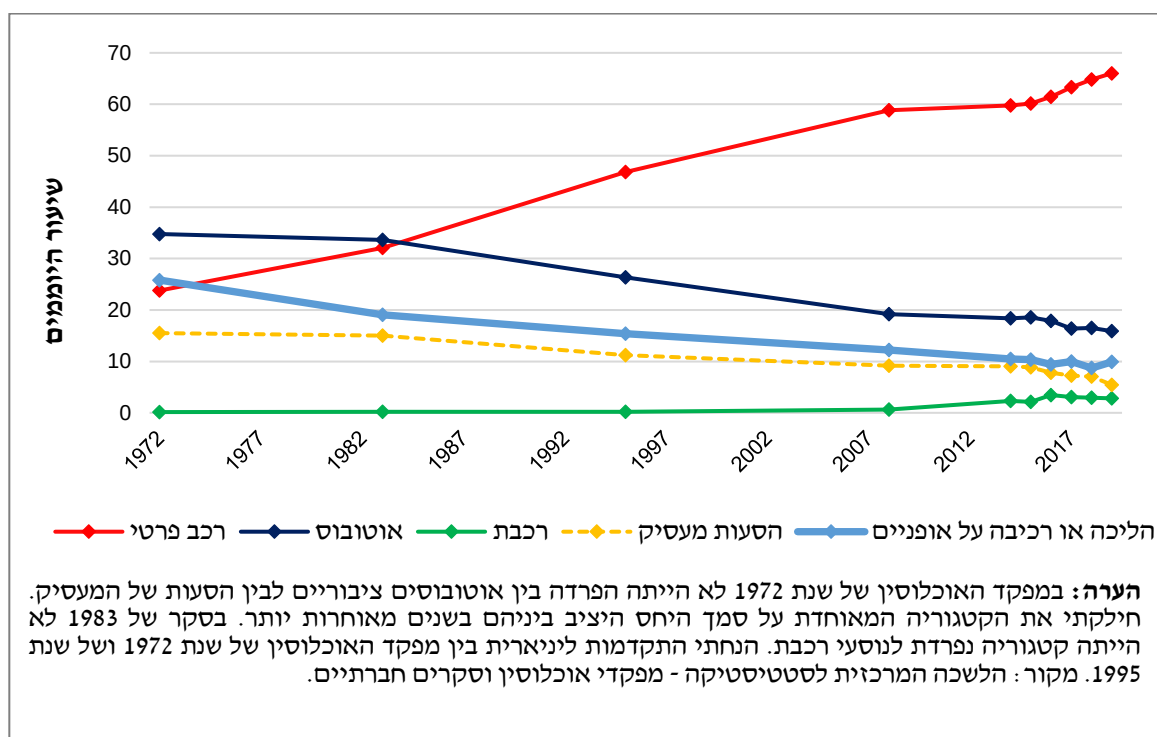
²⁹ מדד שכר הדירה ההדוני שמחושב על ידי הלמ"ס מוטה מכיוון שהוא אינו כולל שוכרים חדשים באמידה (Raz-Dror, 2019). לכן, אני מציג את מדד דמי שכר הדירה הממוצע שמדווח על ידי הלמ"ס, ומדד הדוני אשר נאמד בעזרת הנתונים שלי במודל הכולל השפעות קבועות אזוריות ואת כל המשתנים הפיזיים והמרחביים אשר מתוארים להלן.

³⁰ מגמות אלה בשני העשורים האחרונים נדונות ב-Friedmann (2019).

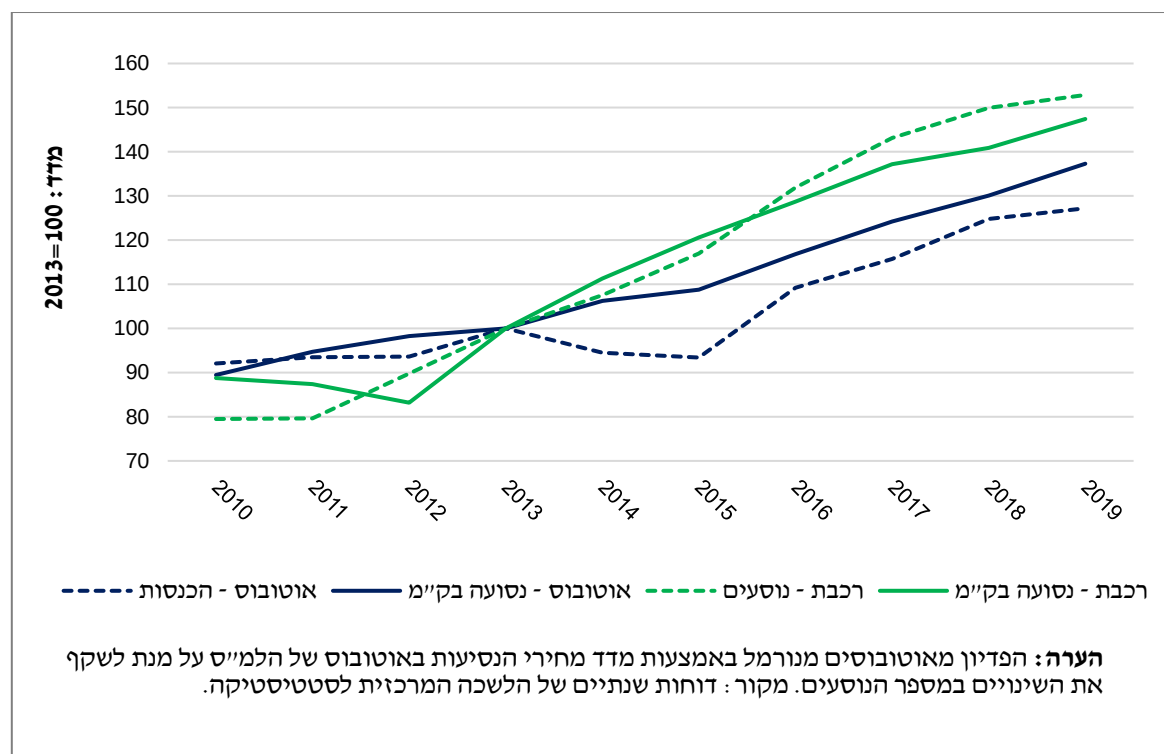
³¹ אגד ודן סיפקו 95% מכלל נסיעות הנוסעים באוטובוס בישראל בשנת 1997 (Shiftan & Sharaby, 2006).

גדולות בתשתיות של מסילות ורכבות, שגרמו להמשך שיפור מהותי בשירותים וביעילות (למרות שאלה עדיין נמוכים בהשוואה בין-לאומית).³²

איור 3 - אופני היוממות בישראל, 1972 עד 2019



איור 4 – היצע ושימוש בשירותי תחבורה ציבורית לפי אמצעי, 2010-2019



³² הליך המכרזים של כל שירותי האוטובוס טרם נגמר ונמשך זמן רב מאשר היה צפוי במקור. המכרזים שהתקיימו נחשבו מוצלחים והביאו לשיפור ברמת השירות והוזלת עלויות. סקירה מעמיקה ניתן למצוא ב-Ida & Ta (2018)

תוצאות הרפורמה המתמשכת ניכרות במשך תקופת המדגם: גידול ניכר בהיצע שירותי התחבורה הציבורית ובמידה פחותה גם במספר הנוסעים (איור 4). שיפורים בשירותי הרכבות נראים יעילים יותר, כאשר מספר הנוסעים ברכבות גדל בעשור האחרון בהרבה יותר מאשר הגידול במספר הנוסעים באוטובוסים. השיפורים ברשת האוטובוסים ובשירותי הרכבות היו גדולים יותר בחיפה ובסביבתה, ביהודה ושומרון ובאזור אשדוד רבתי (איור 6). מתוך 68 תחנות רכבת כבדה שפעילות בישראל, נחנכו בתקופת המדגם 15: תחנות לאורך קו "רכבת העמק" החדש, שמחבר בין חיפה לעמק יזרעאל ובית שאן, מסילת הרכבת לכרמיאל, מסילת הרכבת הדרומית החדשה, תחנה חדשה בירושלים³³ ומספר תחנות פרבריות במרכז הארץ.

3.3 תהליך ההקצאה של שירותי תחבורה הציבורית

על מנת לזהות את פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית אני מסתמך על האקסוגניות של עיתוי הקצאת שירותי התחבורה הציבורית. בחלק זה אטען כי העיתוי של הקצאת שירותי האוטובוסים והרכבות הוא אכן אקסוגני.³⁴

שירותי אוטובוס³⁵

התכנון של כלל רשת האוטובוסים בישראל הוא באחריות הרשות הארצית לתחבורה ציבורית.³⁶ רשת האוטובוסים מחולקת לאשכולות תפעוליים בגדלים שונים.³⁷ השירותים מופעלים על ידי חברות פרטיות, המתחרות ביניהן במכרזים ציבוריים על זכויות בלעדיות להפעלת אשכול תפעולי לתקופה של 12 שנים.³⁸ בסוף שנת 2019 כלל רשת האוטובוסים הייתה מחולקת ל-71 אשכולות, מתוכם 18, שמהווים 44% מכלל הפעילות של רשת האוטובוסים בימי חול, יצאו למכרזים שמומשו במהלך תקופת המדגם (2013-2019).

הסכם תפעול חדש מבשר בדרך כלל על שיפור מיידי, וגורר אחריו עלייה מתמשכת באיכות השירותים באשכול. איור 5 מציג את הממוצע בהבדלים (בנקודות לוג) בפעילות התחנה לפי מספר שנים מכניסת הסכם תפעול חדש לתוקף.³⁹ משך הזמן הארוך של הסכמי התפעול גורם לכך שהעיתוי שבו ישתפר השירות, נקבע מראש למעלה מעשור לפני שהשיפור יתרחש בפועל.

³³ ירושלים מחוברת לתשתית רכבת מאז שנת 1892, אך מיקומה של הרכבת והתחנה הישנה לא אפשרה נסיעה מהירה למרכזים כלכליים מרכזיים. מסילות חדשות רבות עוקבות אחר נתיב המסילות ההיסטוריות שנבנו על ידי מעצמות אזוריות בעבר כהרחבה של המסילה החגיגאית ולמטרות צבאיות בריטיות.

³⁴ אני לא דן בנפרד ברכבת הקלה בירושלים. הרכבת מופעלת על ידי גוף פרטי בפקוח צוות תכנית אב לתחבורה בירושלים. לא חל שינוי במסילות שלה מאז חנוכתה בשנת 2011, אם כי התדירות וזמני הנסיעה השתפרו עקב שינויים בתדירות ברמזורים.

³⁵ סעיף זה נשען במידה רבה על Ida & Talit (2018) ועל שיחות עם גורמים במשרד התחבורה ובעדליא - חברת ייעוץ המספקת שירותים לרשות הארצית לתחבורה ציבורית.

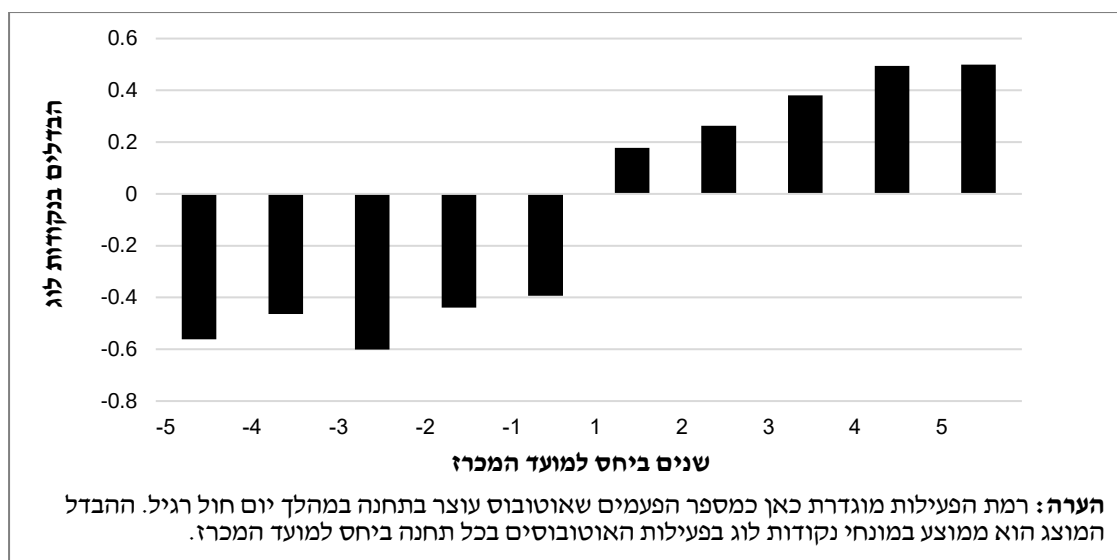
³⁶ רשות חדשה יחסית באחריות משרד התחבורה הוקמה בשנת 2012 כתוצאה מהחלטת ממשלה מס' 3988 (2011).

³⁷ אשכול כולל בדרך כלל נתח מכלל השירותים באזור מטרופוליני, כל השירותים ביישוב גדול, קבוצת יישובים קרובים, אזור כפרי, או קישור בין-עירוני חשוב.

³⁸ רשמית, הזוכה יתפעל את האשכול למשך שש שנים. בתום שש השנים הראשונות, הרשות הארצית לתחבורה ציבורית יכולה להאריך את תקופת המכרז פעמיים למשך שלוש שנים. הרשות הארצית לתחבורה ציבורית מעולם לא בחרה שלא להאריך את תקופת ההפעלה. לקראת תום תקופת המחקר שינתה הרשות הארצית לתחבורה ציבורית את תקופת ההפעלה במכרזים חדשים לתקופה קבועה של 10 שנים, ללא הארכות.

³⁹ איור נספח א.4 מציג את השינוי ב-RCMA^{PT} באזור המושפע בעקבות כל אירוע תחבורה מרכזי במהלך תקופת המחקר.

איור 5 - הבדלים ברמה הממוצעת של פעילות האוטובוסים בהשוואה למועד המכרז (בנקודות לוג)



משמעותו של הפיגור הארוך בשיפור בשירות היא, שמתכנני התחבורה הציבורית כמעט אינם מסוגלים לתזמן שינויים גדולים ברשת האוטובוסים, כך שיתאימו לאירועים מרחביים אחרים החלים באשכול.

רכבת

פיתוח הרכבת בישראל מתוכנן במשותף על ידי רכבת ישראל והרשות הארצית לתחבורה ציבורית. החלטות תפעול ותזמון הן באחריות רכבת ישראל, ובפיקוח הרשות הארצית לתחבורה ציבורית. כמו פרויקטים תחבורתיים דומים בעולם, חולף זמן רב בין תחילתו של תהליך התכנון של תחנה חדשה לבין חנוכתה המתוכננת. בנוסף לזמן התכנון הארוך, יש אי ודאות רבה לגבי לוח הזמנים של ביצוע הפרויקט. בנק ישראל (2010) אמד גבול תחתון של 72% בהיקף החריגה הממוצעת כלפי מעלה שקורית בלוח הזמנים של הפרויקטים של רכבת בישראל.⁴⁰ משמעות הדבר היא שאין יכולת לתזמן ביעילות שיפורים ברשת הרכבות, כך שיתאימו להתפתחויות אחרות במרחב.

4. מתודולוגיה

אני מתמקד בשכר דירה במקום במחיר המכירה על מנת להפחית את הסכנות לזיהוי שנובעים מציפיות.⁴¹ מאחר שתקופת המדגם היא קצרה יחסית וארגון מחדש של המרחב העירוני הוא תהליך איטי, ההשפעה הנאמדת לא תכלול תועלת שנובעת מהשפעות מרחביות ארוכות טווח של הקצאת תחבורה ציבורית כמו הפרדת שימושים, מיון, ציפוף או ג'נטריפיקציה. ככזו, יש לפרש את ההשפעה הנאמדת כפרמיית נגישות לתחבורה ציבורית בטווח הקצר שמייצגת את התועלת מהשירות, כפי שהוא נתפש על ידי תושבים פוטנציאליים ומוטמעת בדמי שכר הדירה.

4.1 מודלים ליניאריים

אני אומד מודל רגרסיה ליניארית סטנדרטי עם גורמים קבועים לכתובת ותקופת זמן (Two Way Fixed Effects model) של השפעות קבועות על מנת לאמוד את ההשפעה הממוצעת, במונחי נקודות לוג, של שינויים ב- $RCMA_{jt}^{PT}$ על דמי השכירות המבוקשים. גישה זו משתמשת בשונות בין מודעות שונות

⁴⁰ מידע נוסף על אי הוודאות בתכנון פרויקטים תחבורתיים גדולים ניתן למצוא בבנק ישראל (2015).

⁴¹ דיון יסודי בפרשנויות השונות של ההשפעה על דמי שכר הדירה וערכי הנכסים מופיע ב-Gupta et al (2022).

המתייחסות לאותה כתובת ברמת הנגישות ודמי השכירות על פני זמן, ומותנית במגמות ייחודיות למחוז, על מנת לזהות השפעה סיבתית. אני מפקח על משתנים מתערבים מרחביים שהם ייחודיים לדירות והינם בעלי ערכים שמשתנים על פני זמן, תוך שימוש במספר גישות גמישות אשר נדונות בהמשך. עבור מודעת שכירות i , אשר ממוקמת בכתובת j , שנמצאת באזור r , בשנה t , המודלים הליניארים הנאמדים מקבלים את הצורה הבאה:

$$(7) \quad \log(\text{rent})_{ijrt} = \alpha + \tau * \log(RCMA_{jt}^{PT}) + \mu_j + \psi_{rt} + \beta X_{ijrt} + u_{ijrt}$$

כאשר μ_j מייצג גורמים קבועים לכתובות, ψ_{rt} מערך של משתני דמי עבור שנה-מחוז, X_{ijrt} מערך של מאפיינים ייחודיים לדירות.⁴² u_{ijrt} מייצג שגיאה (משתנה שרירי) שהיא ייחודית למודעה.

אני אומד את המודל הזה הן עם שיטת הריבועים הפחותים (Ordinary Least Squares (OLS) והן על ידי הכנסת משתנה עזר עבור $\log(RCMA_{jt}^{PT})$ הכולל מידע על אירועי תחבורה משמעותיים. בפרט, אני מגדיר אירוע תחבורתי משמעותי כקיום מכרז אוטובוס⁴³ או כפתיחת תחנת רכבת חדשה בקרבת התחנה.⁴⁴ משתנה העזר הוא משתנה בינארי שמציין שהדירה ממוקמת באזור המושפע מאירוע כגון זה. גישה זו אומדת את ההשפעה הממוצעת של ההתערבות (LATE - Local Average Treatment Effect) תוך ניצול שונות בין מודעות המתייחסות לאותה כתובת בלבד, ומותנית בשירותי תחבורה ציבורית ובדמי שכר הדירה. מילוי תנאי ה-Rank Condition - תלויה במתאם בין משתנה העזר המותנה לבין משתני ההתערבות. מתאם זה מוצג באיור 5 לעיל. באופן פורמלי יותר, מבחני-F מהשלב הראשון של המודלים הנאמדים עולים על 1,000 (לוח נספח א2). ראוי גם לציין שלמרות שתוצאות מבחני-F גבוהות, טיב ההלימה הכללי של המודל (GOF - Goodness of Fit) של השלב הראשון הוא ירוד, מה שמוביל לאומדן לא מדויק של השפעות בשלב השני.

כפי שנטען בפרק ההקשר האמפירי, יש יסוד סביר לחשוב על העיתוי של אירועי תחבורה משמעותיים כאקסוגני. לכן, במהלך תקופת המדגם ארוכה מספיק, מגבלת אי ההכללה (exclusion restriction) תתקיים. מאחר שתקופת המדגם שלי נמשכת רק 7 שנים, שבהן רק 44% מכלל הפעילות ברשת האוטובוסים יצאה למכרזים,⁴⁵ ייתכן שיש מתאם מקרי בין המגמה של דמי שכר הדירה לבין האזורים שמושפעים על ידי המכרזים, תוך הטיית האומדן של משתני העזר (ה-IV) לכיוון שהוא לא ידוע. החיסרון הזה, לצד אומדנים אשר נגועים בפועל ברעשי רקע, מוביל אותי לייחס חשיבות נמוכה למודל משתנה העזר (IV), ואני רואה בו רק ראיה משלימה התומכת ברעיון שההשפעה הממוצעת היא חסרת משמעות כלכלית.

בחירת סט משתני הבקרה והצורות הפונקציונליות שלהם איננה ברורה מאליה. בחירה שגויה של צורות פונקציונליות עלול להוות איום לזיהוי בהקשר שלי, שכן מגמות השכירות ושכר הדירה יכולות להיות פונקציה לא טריוויאלית של מאפייני הדירות. אם הניתוח יבוצע בצורה שגויה, מתאם מקרי אפשרי בין

⁴² כולל $\log(RCMA_{jt}^{car})$, צפיפות אוכלוסין, מספר הקומות בבניין, קומת הדירה, מספר חדרים וחדרי שירותים, גודל הדירה במ"ר, היחס בין גודלה לגודל דירות סמוכות דומות ומשתני דמה עבור מטבח חדש, מיזוג אוויר, חניה, חלונות מסורגים, מרפסת, חדר ביטחון (ממ"ד) ומצב שיפוץ.

⁴³ בפרט, חלקן של עצירות אוטובוסים בתחנות אוטובוס ברדיוס של קילומטר אחד מהכתובת שנמסרה מתחילת תקופת המדגם עולה על 50%.

⁴⁴ ברדיוס של עד קילומטר מהדירה.

⁴⁵ מכרזים במהלך תקופת המדגם התקיימו בהקשרים עירוניים רבים ושונים אך לא בתל אביב, חיפה או ירושלים, אשר מהווים חלק גדול מהמודעות במערך הנתונים.

שינויים בנגישות לתחבורה לבין השכיחות של מאפיינים מסוימים באזור בו קרו השינויים יטה את ההשפעה הנאמדת. אני מטפל בבעיה זו תוך שימוש בשתי גישות: (1) הסתמכות על טיעון ה'קירוב הליניארי הטוב ביותר'⁴⁶ ואמידת מודל ליניארי עם כל המאפיינים המרחביים הייחודיים למודעה ואשר משתנים על פני זמן כמשתני בקרה. וכן (2) הרחבה של מערך הנתונים עם כל האינטראקציות הדו-כיווניות האפשריות, בין מאפיינים ייחודיים למודעה לבין מאפיינים מרחביים המשתנים על פני זמן, ויישום של בחירה אוטומטית של סט משתני בקרה, באמצעות שיטות הבחירה הכפולה והמשולשת של LASSO (Belloni et al, 2014; Chernozhukov et al, 2015).

4.2 מודל יער סיבתי

בהקשר שלי, קשה לחשוף הטרוגניות בהשפעה תוך שימוש בשיטות מסורתיות. רגרסיות ליניאריות, סוס העבודה הכמעט בלעדי בספרות, מאפשרות רק בחינה שטחית של הטרוגניות על פני מספר קטן של מאפיינים שנקבעו מראש. על מנת לחקור טוב יותר את ההטרוגניות בפרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית, אני אומד מודל יער סיבתי⁴⁷ - מודל סטנדרטי של למידת מכונה אשר נועד לאמוד השפעות הטרוגניות.

אני אומד את המודל עם מערך של משתנים מרחביים אשר אינם משתנים על פני זמן⁴⁸ ואותו מערך של משתנים אשר כן משתנים על פני זמן ותוארה לעיל. אני מיישם תהליך חדש שפותח על מנת לשלב השפעות קבועות בתוך המודל. התהליך הזה נועד לשלב מידע על מגמות תלויות מיקום ומחוז תוך פיקוח על משתנים מתערבים, ותוך שמירה על היכולת לאמוד את התפקיד של מאפיינים, אשר אינם משתנים על פני זמן בקביעת ההטרוגניות. ניתן לראות את התהליך בהרחבה לאומדן של הפרש ההפרשים הסמי פרמטרי אשר מוצג ב-Abadie (2005)⁴⁹ עבור נתונים עם ריבוי תקופות וקבוצות.

תהליך האמידה:

נסמן את מערך משתני הבקרה ב- X , Y הוא המשתנה התלוי (נקודות לוג של דמי שכירות), ו- W הוא משתנה הטיפול. $(\log(RCMA^{PT}))$.

1. חילוק המטריצה X לתכונות שמשתנות על פני זמן ושאינן משתנות על פני זמן, X^{var} וכן $X^{constant}$ בהתאמה.

2. ניכוי של ממוצע המדגם (demeaning) מ- X^{var} , Y , W לפי מזהה כתובת והשתייכות לקבוצת זמן ומחוז⁵⁰, וסימון $X^{var,demeaned}$, $Y^{demeaned}$ וכן $W^{demeaned}$ בהתאמה.

3. ביצוע אורתוגונליזציה של המשתנים התלויים ומשתנה הטיפול באמצעות התערבויות לאחר הניכוי של ממוצע המדגם עם יערות רגרסיה נפרדים, תוך שימוש ב- $X^{var,demeaned}$:

$$\hat{W}_i^{demeaned} = g(X_i^{var,demeaned}) \quad \hat{Y}_i^{demeaned} = f(X_i^{var,demeaned})$$

⁴⁶ Angrist & Pischke (2008).

⁴⁷ Wager & Athey (2018), Athey et al (2019).

⁴⁸ משתנים מרחביים מוגדרים כערכים הממוצעים של המשתנה ברדיוס של 500, 1500 או 5000 מטר מסביב לדירה. המשתנים בשנים 2018 עד 2019 ברמת משתנה הזמן מקורם ב-OD_MAT וכוללים את צפיפות הנסיעות הנכנסות והיוצאות בבוקר אשר מייצגות את צפיפות האוכלוסייה ואת העובדים ויוממים חוזרים בערב. משתנים שנתיים משתני זמן מקורם ב-CBS_DATA וכוללים צפיפות אוכלוסיין, מצב חברתי - כלכלי, חלקים של אוכלוסיות לא יהודיות, גברים, חרדים וקבוצות גיל 0 עד 19, 20 עד 39, 40 עד 59, 60 ומעלה. המרחק לחוף הקרוב כלול גם כן.

⁴⁹ יישום הפרשים מסדר ראשון של יערות סיבתיים תוך שימוש בטיעונים דומים מופיע ב-Wang (2019).

⁵⁰ אני מיישם את התהליך אשר זמין בחבילה 'fixest' של שפת התוכנה R (Berge, 2018).

4. אמידה של יער סיבתי תוך שימוש במשתנים התלויים המקוריים והחזויים $(Y_i^{demeaned}, \hat{Y}_i^{demeaned})$ ומשתנה הטיפול המקורי והחזוי $(W_i^{demeaned}, \hat{W}_i^{demeaned})$ ומטריצת המאפיינים המקורית, שאינה מנוכה בממוצע המדגם, X .

תהליך זה מאפשר אמידה סמי פרמטרית של השפעות הטרוגניות. מידע על כתובות ומגמות ייחודיות למחוזות נכנסים למודל באופן ליניארי. הפיקוח על משתנים מתערבים אשר משתנים על פני זמן ואמידה של תפקיד כל המאפיינים בקביעת ההטרוגניות בהשפעה, מתבצעת באופן א-פרמטרי כמו ביערות סיבתיים סטנדרטיים. בנוסף, אני מכיר בכך שכתובות יכולות לכלול מידע על הטרוגניות על ידי בחירת אשכולות שלמים של כתובות בתהליכי הדגימה והאמידה של היער הסיבתי.

לוח נספח 3 מציג נתונים מסכמים עבור אמידת מודל היער הסיבתי (CF).⁵¹ אני בוחן את התאמת המודל באמצעות מבחן האומניבוס שפותח על ידי Chernozhukov et al. (2018).⁵² תוצאות המבחן מראות שהמודל אומד באופן די טוב את ההשפעה הממוצעת של ההתערבות (ATE) ואת הטרוגניות ההשפעה. גודל ההשפעה של נגישות לתחבורה ציבורית על שכירות הוא בדרך כלל קטן, כפי שמוצג באיור נספח 4. רק עבור 16.4% מהתצפיות הגמישות בערך מוחלט גדולה מ-0.25.⁵³

4.3 קשיים באמידה

טעות מדידה⁵⁴

אני אומד את פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית כפי שזו משתקפת בדמי שכר הדירה המבוקשים. דמי שכר הדירה המבוקשים מבטאים את הערכות בעלי הבתים לגבי שווי השוק של הדירות בנכס המגורים המתפרסם שלהם, שהם פרוקסי רועש של שווי השוק בפועל (המשקף טוב יותר את התועלת המשתמעת עבור התושב הממוצע). לכן ניתן לראות את הבעיה הזו כשגיאת מדידה של המשתנה התלוי.⁵⁵ גודל הטיית ההערכה האישית עשוי להיות קטן יותר באופן שיטתי בשווקים גדולים בהם מתפרסמות מודעות רבות. מכיוון שסביר להניח ששיפורים בתחבורה הציבורית נמצאים במתאם חיובי עם שינויים ברמת הפעילות בשוק, הם יכולים להקטין את השונות של המחיר המבוקש של דמי שכר הדירה באזור מסוים, מה שמעורר חשש לשגיאת מדידה לא קלאסית במשתנה התלוי שתייצר הטיה כלפי מעלה של τ .

גישה אפשרית לטפל בחשש זה היא לכלול מדד לגודל השוק במודלים הנאמדים, וכך לפקח על המתאם האפשרי בין שיפורים בתחבורה הציבורית לבין גודל טעות המדידה. עם זאת, כפי שנמצא במחקרים קודמים, יש לגודל השוק מתאם חיובי עם מחירי הדיר, ⁵⁶ לכן הוא גם משתנה מתווך, והכללתו תטה

⁵¹ אני משתמש ביישום בחבילת grf של שפת התוכנה R (Tibshirani et al., 2021). פרמטרים נבחרו באמצעות כלל ההחלטה שפותח על ידי Nie & Wager (2021), כפי שמיושם בחבילת grf של R.

⁵² Athey & Wager (2019) דנים במבחן זה במיוחד עבור יעירות סיבתיים.

⁵³ משמעות גמישות בגובה זה הוא שינוי של 0.057 נקודות לוג בדמי שכר הדירה המבוקשים עבור השיפור הממוצע הארצי בנגישות ($RCMA^{PT}$) בין השנים 2013-2019.

⁵⁴ גישה כללית יותר להתמודדות עם טעות מדידה היא אומדן באמצעות משתני עזר. גם גישה זו מניבה השפעה ממוצעת קטנה מבחינה כלכלית, אך האמידה לא מדויקת דיה לביצוע ניתוח אמין של הטרוגניות, שהוא לב ליבו של מאמר זה.

⁵⁵ אני מפחית את החשש הזה על ידי שימוש בהופעה האחרונה של מודעה במסד הנתונים על מנת לקבוע את דמי שכר הדירה המבוקש של נכס. צעד זה אמור להפחית את הרעש מהאמונות האישיות (האידיאליסטיות) הקודמות של בעלי הבית לאחר חיכוך ראשוני עם השוק.

⁵⁶ עבודות מוקדמות כוללת את Stein (1995) ואת Genesove & Mayer (1997, 2001). מחקרים עדכניים יותר כוללים את Andersen et al. (2022) ואת DeFusco et al. (2022). למיטב ידיעתי, אף מאמר לא בודק את הקשר הזה במיוחד עבור שוק השכירות.

את τ כלפי מטה. מצד שני, כפי שנדון לעיל ועקב הטיה כלפי האפס (attenuation bias), אי הכללתו באמידה תגרום להטיה כלפי מעלה של τ .

בהנחה שגודל השוק משפיע רק על ההיקף של הטיית התפיסה ולא על כיוונה, ניתן למצוא חסמים לגודל ההשפעה האמיתית על ידי אמידה של מודלים עם או ללא משתנה גודל השוק.⁵⁷ אני מוצא ראיות תומכות להנחה זו על ידי בחינת המתאם בין גודל השוק לבין ההפרש בדמי שכר הדירה המבוקש בין ההופעה הראשונה ולבין ההופעה האחרונה של מודעה במסד הנתונים. הפרש זה משקף את גודל ההתאמה לתפיסה של בעלי הבית למחיר השוק לאחר צבירת זמן וניסיון בו. למרות שיש טיעונים סבירים לצפות לנטייה גבוהה יותר של בעלי בתים בשווקים גדולים או קטנים להעריך יתר על המידה את הנכס שלהם, אני לא מוצא מתאם בין גודל השוק לבין ההתאמה לדמי השכירות המבוקשים.⁵⁸ ממצא זה מעניק אמינות לפירוש של הגבולות העליון והתחתון אשר הוצגו לעיל.

בפועל, הכללת משתנה גודל השוק באמידה מפחיתה עוד יותר את ההשפעה הממוצעת של תחבורה ציבורית על דמי שכר הדירה המבוקשים, וזו נשארת קטנה מהבחינה הכלכלית בכל המודלים הנאמדים. למשתנה זה לא הייתה השפעה חשובה אחרת על התוצאות. תוצאות האמידה, כולל משתנה גודל השוק, זמינות לפי בקשה.

סוגים אחרים של אנדוגניות

תהליך ההקצאה המתואר בפרק ההקשר האמפירי תומך בטענה שמתכננים אינם יכולים לתזמן ביעילות הקצאות משמעותיות של שירותי תחבורה ציבורית, כך שיתאימו לאירועים אחרים במרחב. העיתוי של הסכמי הפעלה חדשים של אוטובוסים נקבע מראש כעשור לפני גיבוש המכרז. הטיעון בעד שירותי הרכבת נועץ בטעמים דומים. אלה נתמכים גם בחריגות גדולות בלוחות הזמנים לחנוכת תחנות חדשות. טיעון זה לא שולל אפשרות לשינויים קלים ברשת האוטובוסים, אשר יהיו מתואמים עם אירועים אחרים שאינם נצפים. אני מכיר בכך שכיוון עדין זה לרשת האוטובוסים אפשרי בהקשר המוסדי שלי, אבל הוא בקנה מידה קטן. לכן לא סביר שהוא ישפיע על דמי שכר הדירה. ככל שנותרת הטיה כלשהי, היא נלקחת בחשבון במודל של משתנה העזר, על ידי ניצול השונות הנובעת אך ורק מתזמון אירועי תחבורה משמעותיים.

ציפיות

שוק הדיור יכול להגיב לשינויים הצפויים בשירותי התחבורה הציבורית שנים לפני התרחשותם.⁵⁹ אני נמנע מבעיית זיהוי זו על ידי אמידת ההשפעה על דמי שכר הדירה ולא על מחירי המכירה.⁶⁰ הדיירים לא משיאים תועלת נוספת ממגורים ליד פרויקט תחבורה לא פעיל. לפיכך, הם לא יהיו מוכנים לשלם יותר עבור מגורים ליד אותם פרויקטים. בחירה זו מפחיתה את הבעיה במידה רבה, אם כי אינה מבטלת אותה. ייתכנו השפעות מסוימות של ציפיות עקב עליית מחירי הדירות, שיתמצו משא ומתן קשוח יותר על ידי בעלי דירות, או על ידי משקי בית שמעוניינים להתיישב באזור בו צפוי שיפור בהקצאות של

⁵⁷ מספר הדירות בגודל דומה אשר פורסמו באותו חודש של תאריך הפרסום האחרון של המודעה וממוקמות במרחק של עד 500 מטרים ממנה.

⁵⁸ מקדמי המתאם נעים בין (0.003 ל-0.017) תוך שימוש בנקודות לוג או ערכים גולמיים עבור כל משתנה. לא מצאתי גם מתאם (0.014) בין משתנה בינארי למודעות בהן שכר הדירה מותאם לכל כיוון לבין משתנה גודל השוק.

⁵⁹ ראו, למשל, Hoogendoorn et al (2018), Liang et al. (2018), Agostini & Palmucci (2008), Yiu & Wong (2005), (2019), ו-Gupta et al (2022).

⁶⁰ ראו טיעון דומה של Gupta et al (2022).

שירותי תחבורה, ומוכנים לספוג שירותים פחות טובים בתחילת תקופת השכירות. כמו כן, דמי שכר דירה בדירות שנמצאות בסמוך לפרויקטים גדולים שעדיין לא פעילים, יכולים להיות נמוכים יותר עקב רעש או מאפיינים שליליים אחרים שנובעים ממגורים ליד אתר בנייה. טיעון זה מתאים בעיקר לפרויקטים של רכבות. בהקשר שלי, בעיה זו לא צפויה להיות משמעותית, שכן רוב תחנות הרכבת שנפתחו במשך תקופת המדגם ממוקמות בפאתי האזור העירוני, ולא גרמו להפרעות משמעותיות במהלך בנייתן. בנוסף, מאפיינים שליליים כגון מטרדים במשך הבנייה בולטים בעיקר בשלבים המוקדמים של הבנייה (Gupta et al., 2022) ואלה אינם נכללים בתקופת המדגם שלי.

5. תוצאות

5.1 סטטיסטיקה תיאורית וגודל ההשפעה הממוצעת

בלוח 2 מדווחים ערכים ממוצעים ושגיאות תקן עבור מאפיינים חשובים של המדגם. המדגם כולל מודעות להשכרה שנגרדו (scrapped) מדפי רשת באתרי אינטרנט גדולים ואינו מייצג את כל שוק הדירות הישראלי. מכיוון שהתרגיל האמפירי נועד לזהות דפוסי הטרוגניות וקיימת שונות ניכרת לאורך כל הממדים של התצורה העירונית במדגם, אני לא רואה הבדלים אלה כבעייתיים. חשוב לציין שההשפעה הממוצעת המדווחת כאן לא מייצגת את שוק הדירות הישראלי כולו.

לוח 2
סטטיסטיקה תיאורית

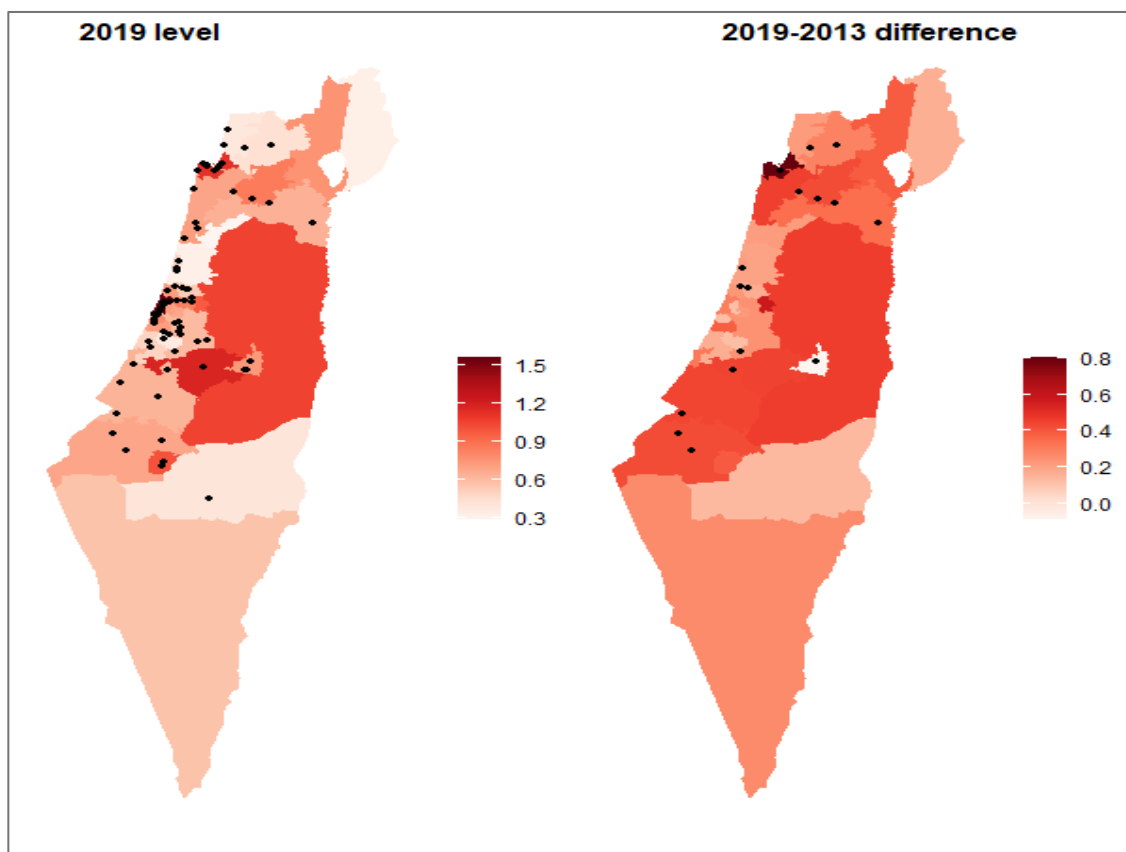
ממוצע ארצי	ממוצע המדגם	התערבות נמוכה	התערבות גבוהה
$RCMA^{PT}$ (2013)	347.58 (251.06)	472.46 (257.27)	566.08 (240.93)
$RCMA^{PT}$ (2013-2019 log difference)	0.23 (0.31)	0.13 (0.13)	0.18 (0.13)
$RCMA^{Car}$ (2013)	643.51 (437.56)	838.85 (487.25)	1025.27 (487.47)
$RCMA^{Car}$ (2013-2019 log difference)	0.02 (0.19)	0.02 (0.11)	0 (0.1)
שכירות חודשית למ"ר (ש"ח, 2013 עד 2019)		55.28 (17.27)	60.24 (17.05)
מדד המעמד החברתי - כלכלי (הלמ"ס, 2015)	0.01 (1.16)	0.45 (0.84)	0.61 (0.86)
צפיפות אוכלוסייה (אנשים לקמ"ר, סקר סלולרי, 2018 עד 2019)	2233.6 (2041.8)	3198.19 (2063.32)	3436.97 (2057.59)
צפיפות תעסוקה (אנשים לקמ"ר, סקר סלולרי, 2018 עד 2019)	1862.04 (2299.43)	3038.99 (3100.8)	3228.76 (3266.26)
מדד איכות השירותים (אנשים לקמ"ר, סקר סלולרי, 2018 עד 2019)	956.14 (930.83)	1383.66 (971.72)	1482.65 (938.42)

הערה: שגיאות תקן מופיעות בסוגריים. הערכים מחושבים ברמת האזור הסטטיסטי או ברמת פוליגון התחבורה, על מנת לשמור על העקביות עם המדגם הארצי.

אזורים עם דירות המפורסמות במדגם הינם בממוצע אמידים יותר, צפופים יותר, עירוניים ובעלי נגישות תחבורתית גבוהה יותר, וחוו בשירותי התחבורה הציבורית שיפור קטן יותר מהממוצע הארצי במהלך

תקופת המדגם. חיפה ומספר אזורים פריפריאליים אשר מהווים נתח קטן יחסית מהמדגם שלי, חוו את השיפורים המשמעותיים ביותר בפעילות האוטובוסים ובתחנות רכבת חדשות שנפתחו במהלך תקופת המדגם (איור 6). בתוך המדגם, דירות באזורים שחווים שיפורי נגישות משמעותיים יותר, מוקמו באזורים שהם בממוצע צפופים יותר, אמידים יותר ומרכזיים יותר, מאשר דירות עם עוצמת התערבות נמוכה יותר. למרות שיש הבדלים במאפיינים הממוצעים, יש שונות משמעותית בכל התכונות שמצוינות בשתי הקבוצות (כפי שעולה משגיאות התקן), מה שמאפשר בחינה של ההטרוגניות בהשפעת הנגישות לשירותי תחבורה ציבורית בהקשרים עירוניים שונים.

איור 6 - פעילות אוטובוסים ותחנות רכבת פעילות, הרמה בשנת 2019 ובשינוי במהלך התקופה



הערה: פעילות מוגדרת כמספר הפעמים ביום שבו אוטובוס עוצר בכל תחנה באזור ומוצגת במונחים לנפש.

לוח 3 מציג אומדנים של פרמיית הנגישות הממוצעת לתחבורה ציבורית שנאמדת באמצעות המודלים שתוארו לעיל. אומדני גמישות דמי שכר הדירה ביחס ל- $RCMA^{PT}$ נמצאות בתוך הטווח (0.027, -0.046), כאשר שני האומדנים הקיצוניים נובעים ממודלים של משתני עזר, שנאמדו בצורה לא מדויקת. טווח האומדנים ללא משתני עזר, אך הכולל הגדרות שונות למגמות הזמן תלויות המיקום,⁶¹ נמצא בתוך הטווח (0.017, -0.017). לפיכך, ההשפעה הממוצעת של ההתערבות אשר נאמדת במדגם היא תמיד זניחה מבחינה כלכלית. לשם המחשה, השיפור הממוצע הארצי ב- $RCMA^{PT}$ בין שנת 2013 לשנת 2019 הוא 0.23 נקודות לוג. לפיכך, ההשפעה הממוצעת אשר נאמדת במדגם היא תמיד זניחה מבחינה כלכלית.

⁶¹ התוצאות מדווחות בלוח נספח א.4.

לפיכך, בהחלת הגמישויות הנאמדות, ההשפעה של השיפורים בתחבורה הציבורית לאורך כל תקופת המדגם על המודעה הממוצעת במדגם חסומה ל- (0.39%, -0.39%) משכר הדירה שמפורסמת בה.

לוח 3

ההשפעה הממוצעת של ההתערבות (ATE) בנוגע לנגישות לתחבורה ציבורית על דמי שכר הדירה

CF	LASSO-IV	IV	LASSO	המודל הבסיסי	
0.017*** (0.006)	-0.043 (0.088)	0.031 (0.09)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	ההשפעה הממוצעת של ההתערבות (ATE)
	0.599	0.583	0.600	0.583	R ² (בתוך, מותאם)
731,564					מספר תצפיות
107,879					מספר כתובות ייחודיות

הערה: המודלים מתוארים בגוף המאמר. שגיאות תקן מקובצות לפי מזהה כתובת מוצגות בסוגריים.

5.2 דפוסי הטרוגניות והגורמים הקובעים אותה

למרות שהפרמיה הממוצעת של הנגישות לתחבורה ציבורית היא קטנה, יש הטרוגניות חשובה בהשפעה. אני חוקר דפוסים של הטרוגניות זו על ידי האמידה של ההשפעה על מספר קבוצות עניין תוך שימוש במודל הבסיסי⁶² ואומד עם עמידות כפולה (doubly robust estimator) עם מודל היער הסיבתי. לאחר מכן אני ממשיך לחקור את הגורמים הקובעים של חוסר האחידות הנצפית – כאשר כל שאר התנאים נותרים קבועים (Ceteris Paribus): מהי ההשפעה של מאפיינים ייחודיים של דירה או של הקשר עירוני על הפרמיה של הנגישות לתחבורה ציבורית? אני עורך את התרגיל הזה עם אומד עם עמידות כפולה של משתני עניין שונים על הפרמיה האידיוסיונקרטית, כפי שזו נאמדה על ידי מודל היער הסיבתי.

כפי שמוצג בלוח 4, דירות שממוקמות באזורים עם צפיפות מגורים גבוהה, ואף יותר מכך, צפיפות תעסוקה גבוהה, חוות השפעה גדולה יותר על שכר הדירה, מאשר דירות באזורים עם צפיפות מגורים נמוכה. מנגד, דירות שממוקמות באזורים בעלי נגישות תחבורתית גבוהה, הן ברכב והן בתחבורה ציבורית, חוות השפעה נמוכה יותר על דמי שכר הדירה בעקבות שיפור שחל בשירותי התחבורה הציבורית. בהמשך אדון בקשר הזה ביתר פירוט. המודלים חלוקים לגבי הפרמיה של הנגישות לתחבורה ציבורית לפי ערכי המדד החברתי-כלכלי ואני נמנע מפרשנות נוספת של תוצאה זו.

⁶² כולל מונח אינטראקציה בין משתנה ההתערבות לבין השתייכות לקבוצה:

$$\log(\text{rent})_{ijrt} = \alpha + \tau * \log(RCMA_{jt}^{PT}) + \gamma * (\log(RCMA_{jt}^{PT}) * \xi_i) + \mu_j + \psi_{rt} + \beta X_{ijrt} + u_{ijrt}$$

כאשר ξ_i מייצג השתייכות לקבוצה.

לוח 4

הטרוגניות בפרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית - תתי קבוצות

קבוצת העניין	המודל הבסיסי	צפיפות אוכלוסייה	צפיפות מועסקים	מעמד חברתי - כלכלי	RCMA ^{PT}	RCMA ^{Car}
דירות כלולות	כולן	רביע עליון	רביע עליון	רביע עליון	רביע עליון	רביע עליון
יער סיבתי : השפעת הבסיס	0.017*** (0.006)	0.012* (0.006)	0.008 (0.005)	0.013** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.027*** (0.006)
יער סיבתי : הבדל		0.021 (0.015)	0.036** (0.017)	0.014 (0.015)	-0.041** (0.017)	-0.039** (0.017)
מודל ליניארי : השפעת הבסיס	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	0.029*** (0.004)	0.006 (0.004)	0.005 (0.004)
מודל ליניארי : איבר אינטראקציה		0.019* (0.011)	0.083*** (0.012)	-0.101*** (0.007)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)
R ² (בתוך, מותאם)	0.58264	0.58264	0.58269	0.58285	0.58265	0.58264
מספר תצפיות בקבוצת אינטראקציה		182891	182894	182892	182891	182891
מספר תצפיות	731564					
מספר כתובות ייחודיות	107879					

הערה : שגיאות תקן מקובצות לפי מזהה כתובת מוצגות בסוגריים. אמידות של יער סיבתי מתקבלות באמצעות אומד עם עמידות כפולה.

לוח 5 מציג את ההשפעה הנאמדת עבור דירות שממוקמות בסמוך למערכות הסעת המונים.⁶³ חשוב לציין כי מודלים אלה אומדים את ההשפעה של השיפור בנגישות התחבורתית על דירות בקרבת מערכות הסעת המונים, ולא את השפעת השיפור בשירותי התחבורה הציבורית באותן מערכות הסעת המונים באופן מיוחד. דירות ליד הרכבת הקלה בירושלים חוות השפעה גדולה יותר משאר המדגם. המודל הליניארי מוצא גם השפעה חזקה על דירות הממוקמות ליד המטרונית בחיפה. עם זאת, המודלים חלוקים בנוגע לתוצאה זו - כנראה בגלל שהצורה הגמישה של היער הסיבתי מיטיבה לקלוט השפעה של שינויים אחרים באזור, האחראים לעלייה בדמי שכר הדירה בו. נראה כי דירות ליד תחנות רכבת חוות השפעה נמוכה יותר (או דומה) מאשר שאר המדגם. ממצא זה מהדהד את התוצאה הדומה לגבי קבוצת הדירות באזורים עם נגישות תחבורתית גבוהה אשר חופפת במידה רבה קבוצה זו.

בניתוח מקרה בוחן (Case-study) מסורתי שאינו מסתמך על עקרון נגישות היוממים - ה-CMA, אני מוצא פרמיה חיובית קטנה עבור הקרבה לתחנת רכבת, אשר הולכת ופוחתת באופן מונוטוני עם הגידול במרחק מהתחנה.⁶⁴ (ראו ניתוח בנספח ב'). הסיבה שההשפעה החיובית לא נמצאה בניתוח העיקרי עבור תחנות רכבת, עשויה להיות בגלל שתחנות הרכבת משפיעות על שוק שכירות הדירות בערוצים אחרים מלבד נגישות. קבוצת ההשוואה השונה (התמקדות בשונות התוך-עירונית בניתוח תחנות הרכבת החדשות מדגיש דפוסים של ארגון מחדש של המרחב העירוני),⁶⁵ הנראות הגבוהה של תחנות רכבת או ההקשרים הגיאוגרפיים השונים: תחנות רכבת חדשות מפוזרות לרוב על פני אזורי פריפריה ואזורים פרבריים ובעיקר בפאתי האזורים העירוניים. לעומת זאת, רוב תחנות הרכבת הקיימות שהשפיעו על התוצאות בניתוח הראשי נמצאות באזורים מרכזיים ובתוך ערים.

⁶³ קרבה מוגדרת כמיקום של הדירה עד 1,000 מטרים מתחנה פעילה, בהתאם לנוח המקובל בספרות (ראו Ingvardson & Nielsen, 2018).

⁶⁴ לא יכולתי לבצע ניתוח דומה לרכבת הקלה בירושלים או למערכת האוטובוסים המהירה (BRT) של חיפה (מטרונית) שכן הם נפתחו לפני או מעט אחרי תחילת תקופת המחקר שלי.

⁶⁵ דיון יסודי בצמיחה מול ארגון מחדש בהשפעת התחבורה על תופעות כלכליות מופיע ב-Redding & Turner (2015).

לוח 5

חוסר אחידות בפרמיה של הנגישות לתחבורה הציבורית, על ידי קרבה למערכות של הסעת המונים

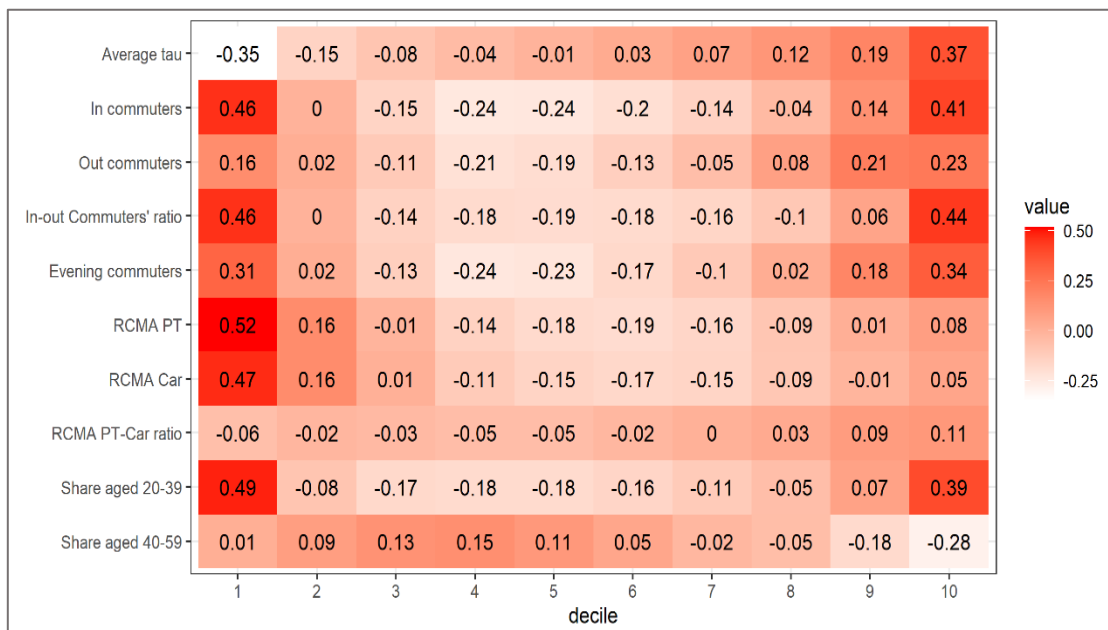
קבוצת חוסר האחידות	המודל הבסיסי	קרוב לרכבת	קרוב לרכבת קלה	קרוב למערכת אוטובוסים מהירה BRT – Bus Rapid (Transit)
הגדרה	כולן	0-1000m	0-1000m	0-1000m
יער סיבתי: השפעת הבסיס	0.017*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.015** (0.006)	0.019*** (0.006)
יער סיבתי: הבדל		-0.035** (0.018)	0.078* (0.041)	-0.022 (0.021)
מודל ליניארי: השפעת הבסיס	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	-0.003 (0.004)
מודל ליניארי: איבר אינטראקציה		-0.000 (0.001)	0.037 (0.024)	0.092*** (0.011)
R ² (בתוך, מותאם)	0.58264	0.58264	0.58264	0.58272
מספר תצפיות בקבוצת אינטראקציה		101006	20677	63583
מספר תצפיות			731564	
מספר כתובות ייחודיות			107879	

הערה: שגיאות תקן מקובצות לפי מזהה כתובת מוצגות בסוגריים. אמידות של יער סיבתי מתקבלות באמצעות אומד עם עמידות כפולה.

כעת אני בוחן את ההטרוגניות בפרמיה באמצעות מודל היער הסיבתי. איור 7 מציג את הרמה הממוצעת של מאפיינים שונים במדגם לפי עשירונים של הפרמיה האישית (האידיוסינקרטית) כפי שנאמדה עם מודל היער הסיבתי. האיור מציג את הפרמיה הממוצעת ואת הערכים המנורמלים של כמה מהגורמים הקובעים הנאמדים שלו בכל עשירון של פרמיה נאמדת זו.

איור 7

מאפיינים מנורמלים של מודעות לפי עשירונים של רמת ההשפעה הנאמדת



הערה: העמודות באיור תואמות לעשירונים של ההשפעה הנאמדת של ההתערבות. הערכים בשורה הראשונה מדווחים על ההשפעה הנאמדת הממוצעת בכל עשירון. הערכים בשורות אחרות מייצגים את הערך הממוצע של כל משתנה בעשירון ההתערבות המתאים במונחים של סטיית תקן מהממוצע במדגם.

ניתן למצוא דירות באזורים צפופים במיוחד בשני קצוות ההתפלגות של הפרמיה הנאמדת. דירות באזורים בעלי נגישות תחבורתית גבוהה נמצאות בחלקה התחתון של התפלגות הפרמיה הנאמדת, ממצא המהדהד תוצאות המדווחות בלוח 4. האיור מדווח גם על ערכי היחס $\frac{RCMA^{PT}}{RCMA^{Car}}$. דירות עם יחס גבוה יותר, שנהנות מנגישות לתחבורה ציבורית גבוהה ביחס לנגישות התחבורתית אשר מתאפשרת הודות למיקומן ולרשת הכבישים שבקרבתן, מציגות פרמיה נאמדת גבוהה יותר. גם לדירות באזורים בהם התפלגות הגילים משקפת באופן גבוה יותר משתמשי תחבורה טיפוסיים (נתח נמוך יותר של האוכלוסייה בגילי 40 עד 59, נתח גבוה יותר בגילי 20 עד 39) יש פרמיה נאמדת גבוהה יותר.

על מנת להבין את הגורמים הקובעים הטרוגניות זו, אני אומד את ההיטל הליניארי הטוב ביותר של משתני עניין על פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית באמצעות אומד עם עמידות כפולה (Augmented inverse probability weighting). הפרשנות של המקדמים דומה לפרשנות של רגרסיה ליניארית של הפרמיה האישית (אידייוסינקרטיב) אשר נאמדת על משתני לוואי נבחרים. אני משתמש באותו מערך של משתנים ששימש לאמידה של היער הסיבתי.⁶⁶ הוספתי גם את הרמה של $RCMA^{PT}$ ומשתני דמה עבור כתובות שנמצאות פחות מקילומטר מכל אחת מתחנות מערכת הסעת ההמונים. כל המשתנים מתוקננים על מנת לבצע השוואה משמעותית של גודלם. 15 המשתנים המובילים לפי הגודל המוחלט של המקדם מוצגים בלוח 6.

לוח 6

ההיטל הליניארי הטוב ביותר של פרמיית הנגישות לתחבורה הציבורית, 15 התכונות המובילות לפי הגודל המוחלט של המקדם

שגיאת תקן עמידה	מקדם	
(0.019)	-0.11***	$RCMA^{PT}$
(0.034)	0.07**	צפיפות של יוממים יוצאים
(0.007)	-0.038***	ליד המטרונות
(0.01)	-0.038***	נתח האוכלוסייה בגילי 40-59
(0.044)	-0.035	יוממים בשעות הערב
(0.01)	0.033***	מעמד חברתי - כלכלי
(0.011)	-0.03***	הנתח של הגברים
(0.015)	0.02	נתח האוכלוסייה בגילי 20 עד 39
(0.006)	0.018***	גודל במטרים רבועים
(0.008)	0.018**	ליד הרכבת הקלה
(0.012)	-0.018	נתח האוכלוסייה בגילי 0 עד 19
(0.018)	0.015	Car
(0.019)	0.014	צפיפות של יוממים חוזרים
(0.011)	0.01	נתח של חרדים
(0.005)	-0.008	מצב השיפוע

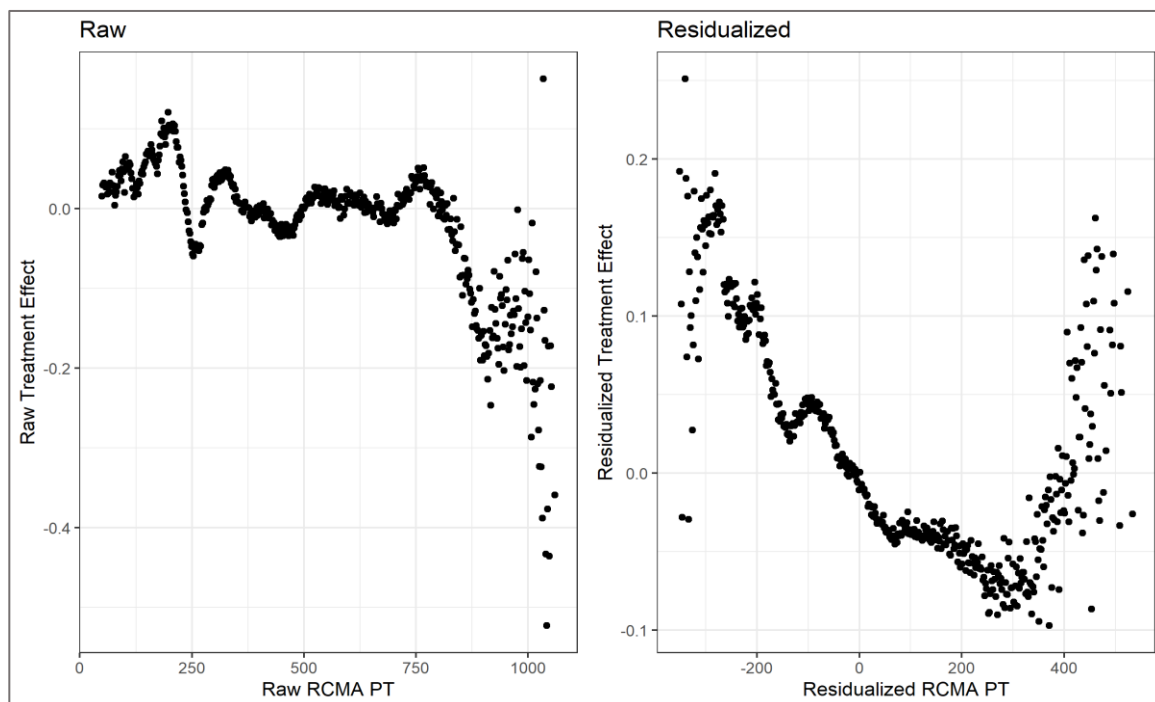
הערה: אמידה עם עמידות כפולה, כל המשתנים מתוקננים למוצא אפס ולשונו של 1.

⁶⁶ על מנת להפחית קולינאריות, אני משמיט את צפיפות האוכלוסין המוגדרת לפי אזורים סטטיסטיים של הלמ"ס, אחד משני מדדי חניה, מספר חדרים וחדרי שירותים ומשתנים מרחביים שאינם מוגדרים ברדיוס של 1500 מטר. אני גם משמיט משתנים שהפרשנות שלהם מעורפלת או ייחודית מדי להקשר האמפירי הנוכחי: קרבה לחוף, קומת דירה ומשתני דמה אשר מעידים על קיומו של מטבח חדש, מעלית בבניין, מרפסת פתוחה, מזגן וחדר ביטחון (ממ"ד).

שוק השכירות מפנים את התועלת שנובעת עבור התושבים באזורים בהם יש הרבה משתמשים אפשריים. גידול של סטיית תקן אחת בצפיפות המגורים⁶⁷ גורמת לעלייה של 0.068 נקודות לוג בגמישות דמי שכר הדירה ביחס ל- $RCMA^{PT}$. באופן דומה, הרכב אוכלוסייה המשקף סבירות גבוהה יותר לשימוש בתחבורה ציבורית (נתח גדול יותר של האוכלוסייה בגילי 20 עד 39, חרדים, נתח קטן יותר בגילי 40 עד 59, ילדים, גברים) תומך גם הוא בפרמיה גבוהה יותר לנגישות לתחבורה ציבורית, אם כי לא כל המקדמים מובהקים סטטיסטית.

רמת נגישות תחבורתית גבוהה יותר גורמת לפרמיה נמוכה משמעותית של נגישות לתחבורה ציבורית. ממצא זה משלים את התוצאות בלוח 4 ובאיור 7. הוא עשוי לרמוז על תשואה שולית פוחתת לנגישות תחבורתית, או על קיומו של גבול עליון לרמת הנגישות התחבורתית שעדיין משפיעה על דמי שכר הדירה. על מנת לבחון את הקשר הזה יותר לעומק, איור 8 מציג תרשים פיזור של היחסים הגולמיים והשיוריים (Residualized)⁶⁸ בין הנגישות התחבורתית באמצעות תחבורה ציבורית לבין ההשפעה הנאמדת של ההתערבות.

איור 8 - הקשר בין הרמה של ה- $RCMA^{PT}$ לבין ההשפעה של ההתערבות



הערה: ההתוויות מבוססות על כל (731,564) התצפיות במערך הנתונים, אשר מקובצות ל-500 נקודות על סמך הרמה של ה- $RCMA^{PT}$ שלהן. שיוריות באיור הימני מתבצעת באמצעות רגרסיות ליניאריות של רמת ה- $RCMA^{PT}$ ושל הפרמיה על אותם משתנים אשר משמשים עבור החיזוי הליניארי הטוב ביותר (לוח 6) למעט עבור $RCMA^{car}$.

הפרמיה יחסית קבועה לאורך רוב ההתפלגות של $RCMA^{PT}$ עד לסף ברור, ולאחריה הפרמיה יורדת. משמעות הדבר שקיים גבול עליון לרמת השירות שעדיין מוערכת על ידי התושבים. רק 9.3% מהמודעות במסד הנתונים ממוקמות באזורים הנהנים מרמת שירות שהיא מעל לרף זה ($RCMA^{PT}$ גדול מ-750).

⁶⁷ מדמה עבור שימוש במספר האנשים שיוצאים מהאזור ליוממות הבוקר שלהם.

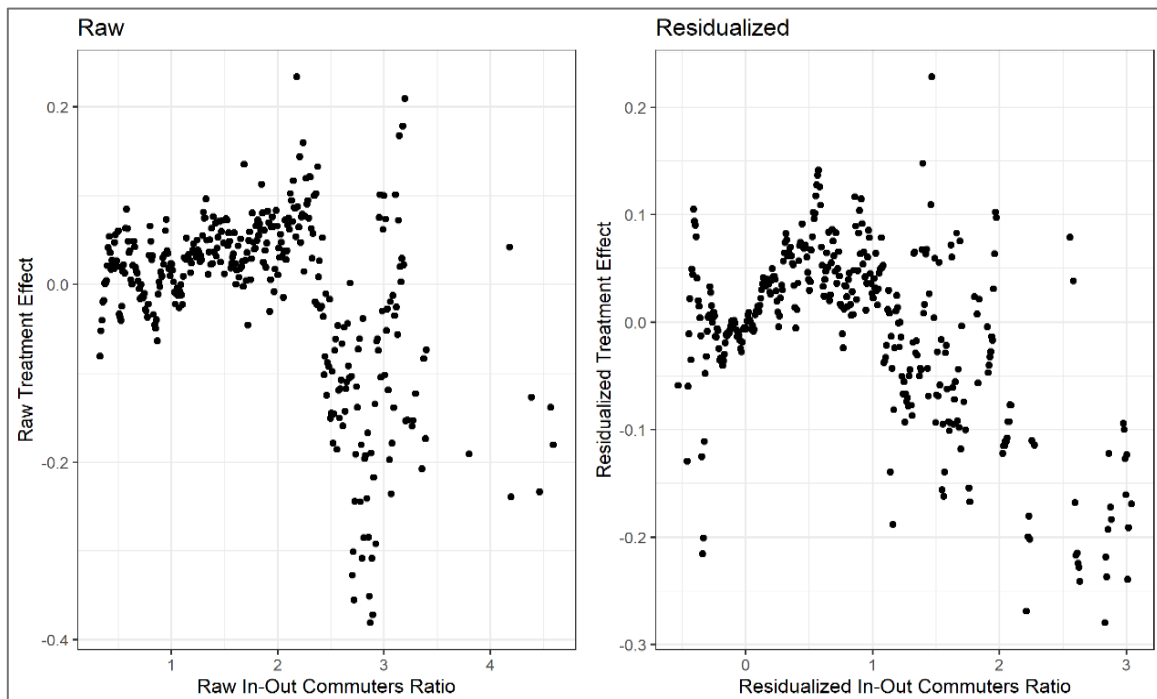
⁶⁸ השיוריות מבוצעת עם רגרסיה ליניארית של כל המשתנים אשר משמשים במודל ההטלה הליניארית הטובה ביותר אשר מופיעה בלוח 8 (למעט $RCMA^{car}$ הן על $RCMA^{PT}$ והן על הפרמיה הנאמדת. $RCMA^{car}$ לא נכלל כדי להתמקד בשכונות דומות תוך הזנחה של המיקום. הכללתו אינה משנה שום דבר חשוב בתוצאות.

לפיכך, רמת הנגישות התחבורתית המוחלטת במדגם שלי, אינה מהווה בדרך כלל מגבלה אוכפת על התועלת הנתפסת על ידי התושבים משירותים משופרים. הקשר בין τ לבין $RCMA^{PT}$ בצורה שיורית מציג צורת U ברורה. בהתחשב במאפייני האזור, התושבים מוכנים לשלם יותר עבור שירותי תחבורה משופרים, כאשר הם או נמוכים או (במידה פחותה) גבוהים מהצפוי. רמת שירות שהיא גבוהה מאותה נקודת התייחסות סבירה, אך אינה יוצאת דופן, אינה מוערכת על ידי התושבים.

הן הפרמיה הנמוכה יותר עבור מגורים ליד המטרופוליט והן הפרמיה הגבוהה יותר עבור מגורים ליד הרכבת הקלה בירושלים אשר מדווחת בלוח 5, מתקיימות גם לאחר התחשבות במאפיינים אחרים של האזור (לוח 6). ההשפעה של קרבה לתחנת רכבת היא קטנה ולכן אינה מוצגת כאן. זה עולה בקנה אחד עם תוצאות מהמודל הליניארי אשר מדווח בלוח 5 ותוצאת הסף המוחלטת אשר מדווחת באיור 8. משמעותן היא כי הפרמיה הנאמדת הנמוכה יותר עבור קבוצה זו, אינה נובעת מקרבה לתחנות אלא ממאפיינים אחרים של אזורים אלה.

גורם קובע חשוב נוסף להטרוגניות בפרמיה הוא סוג הפרדת השימושים (אזור) באזור. אני בוחן את רמת ההשפעה של ההתערבות ואת התפלגות היחס בין יוממים חוזרים ויוממים יוצאים. רמות קיצוניות של יחס זה מייצגות דירות באזורים עם אזור של הפרדת שימושים, כאשר ערכים נמוכים מייצגים אזורים מוכוונים מגורים, וערכים גבוהים מייצגים אזורים מוכוונים תעסוקה. באיור 9 אני מציג תרשימי פיזור של הקשר בין יחס היוממים החוזרים והיוצאים לבין הפרמיה הנאמדת של הנגישות התחבורתית.

איור 9 - הקשר בין יחס יוממים חוזרים ויוממים יוצאים לבין ההשפעה של ההתערבות



הערה: ההתוויות מבוססות על כל (731,564) התצפיות במערך הנתונים, אשר מקובצות ל-500 נקודות על סמך יחס היוממים החוזרים והיוצאים שלהם. שיוריות באיור הימני מתבצעת באמצעות רגרסיות ליניאריות של יחס היוממים החוזרים והיוצאים והפרמיה על אותם משתנים אשר משמשים עבור החיזוי הליניארי הטוב ביותר (לוח 6).

מערכת היחסים, הן בצורתה הגולמית והן בצורתה השיורית, חושפת את קיומו של יחס מיטבי בין מגורים לתעסוקה באזור, לגבי ההשפעה של התחבורה הציבורית על דמי שכר הדירה. משמעות הדבר

היא שיש תועלת נמוכה יותר לתושבים משירותי תחבורה ציבורית, באזורים עם אזור של הפרדת שימושים, כגון פרברים או מוקדי תעסוקה. ההשפעה הגבוהה ביותר נאמדת עבור אזורים עם אזור של עירוב שימושים, ממצא המדגיש את חשיבותו ביצירת רשת של תחבורה ציבורית יעילה.

גישת היער הסיבתי מאפשרת גם בחינה בדיעבד, לגבי מידת המתאם של עוצמת הטיפול בתקופת המדגם עם הפרמיה של הנגישות לתחבורה ציבורית. במילים פשוטות יותר, באיזו מידה כוונה ההקצאה של התחבורה הציבורית בתקופת המדגם לאזורים בהם ההשפעה הצפויה על שכר הדירה הייתה גבוהה יותר? אני לא מוצא קשר כזה. אני מחשב את ההבדלים בנקודות לוג ב- $RCMA_j^{PT}$ עבור כתובות שמופיעות במערך הנתונים בשנים 2013 ו-2019 בין שנים אלה, ואת הפרמיה הנאמדת הממוצעת עבור כל המודעות שמתייחסות לכתובות הללו, ומוצא מתאם גולמי של 0.007. לפיכך, אין ראיות לכך שההקצאה של התחבורה הציבורית כוונה לאזורים הצפויים לחוות פרמיה של נגישות לתחבורה ציבורית גבוהה יותר במהלך תקופת המדגם.

6. דיון

מאמר זה בוחן את הגורמים הקובעים את ההטרונות בפרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית - השפעת הנגישות לתחבורה ציבורית על דמי השכירות למגורים. תחת מסגרת ניתוח הדונית, השפעה זו מייצגת תועלת נתפסת עבור שוכרים פוטנציאליים משיפורים בתחבורה הציבורית. יש כמה אופנים חשובים שבהם השפעה זו שונה מרווחה חברתית. שוכרים אינם מדגם אקראי של האוכלוסייה. הם עשויים לייחס חשיבות שונה לתחבורה ציבורית מאשר בעלי בתים מייחסים לה. לשוכרים גם אין בהכרח הערכה טובה של הנגישות התחבורתית בפועל והשפעתה על התועלת שלהם, לפני שהם מעבירים את מגוריהם לאזור. לפיכך, ייתכן שיש הבדל בין היתרונות של התועלת הנתפסת שלהם, לבין התועלת שלהם בפועל. לבסוף, מסגרת זו אינה יכולה לשקול את ההיבטים החשובים של ההשפעות ארוכות הטווח של התחבורה הציבורית, השפעות חיצוניות ותועלות עבור מי שאינם תושבי האזור, שבמקרים מסוימים עלולים לעלות על התועלת של תושבי האזור בטווח הקצר.

משמעותם של סיוגים אלה היא שאין לפרש את התוצאות המדווחות כאן כהשפעה של התחבורה הציבורית על רווחת התושבים. אף על פי כן, תוצאות אלה עדיין מהוות אומדן חשוב הן למדיניות ציבורית והן למחקר עתידי. משמעותה של פרמיה גבוהה יותר היא, שתושבים פוטנציאליים רואים בהקצאה של תחבורה ציבורית באזור מגוריהם כתורמת יותר לצרכיהם. הפניית ההקצאה לאזורים עם פרמיה נאמדת גבוהה מצביעה אפוא על תועלת צפויה גבוהה יותר, אשר מהווה התוויה חשובה לקובעי מדיניות. בחינת המאפיינים שקשורים לפרמיה גבוהה וההשפעה הסיבתית של אותם מאפיינים על הפרמיה הנאמדת, מספקת ידע שימושי לאפשרות של פיתוח מכוון תחבורה ציבורית בהקשרים עירוניים שונים.

אני מוצא שש תוצאות מפתח: (1) הפרמיה של הנגישות לתחבורה הציבורית היא בדרך כלל צנועה; (2) קיים רף לרמה המוחלטת של שירותי תחבורה ציבורית שמשפיעה לטובה על דמי שכר הדירה; (3) הפרמיה גבוהה יותר כאשר השירותים הם או נמוכים או (במידה פחותה) גבוהים מהצפוי באופן חריג בהינתן נקודת התייחסות סבירה (רמת השירותים החזויה בהינתן מאפייני האזור); (4) יצירת צפיפות, ובעיקר צפיפות גבוהה יותר של משתמשים פוטנציאליים (כפי שניתן לראות לפי ההרכב הדמוגרפי של התושבים באזור) תוביל לפרמיה גדולה יותר; (5) אזור של עירוב שימושים מצביע על פרמיה גבוהה יותר; וכן (6) הפרמיה גבוהה יותר עבור דירות שממוקמות בסמוך למערכות של רכבות, במיוחד ליד

הרכבת הקלה בירושלים, בעוד שהראיות חלשות יותר לגבי דירות שממוקמות בסמוך לתחנות רכבת חדשות.⁶⁹

היחס בצורת ה-U בין רמת הנגישות השווייט לבין הפרמיה הנאמדת, מצביע על שתי פרשנויות של ההשפעה: בעיקר גמול שלילי על שירותים ברמה שהיא מתחת לרמה הצפויה, אך גם פרמיה קטנה כאשר רמת השירות יוצאת דופן לטובה בהשוואה לאזורים עם מאפיינים דומים. הגבול העליון של הרמה המוחלטת של השירותים שעדיין משפיעה לטובה על דמי שכר הדירה, יכול לנבוע מהשפעות שליליות על התושבים מקרבה למוקדי תחבורה חשובים, למשל, רעש, זיהום, צפיפות או תשתית נוספת שמוקדשת לתחבורה ציבורית על חשבון כלי רכב פרטיים.⁷⁰ הסתמכות על מערכות רכבת עירוניות, תכנון קפדני יותר של תשתיות אוטובוסים, או הסתמכות על מוקדי תחבורה קטנים רבים יותר, עשויים למתן את ההשפעות השליליות הללו.

הפרמיה הגבוהה משמעותית באזורים צפופים ועם אזור של עירוב שימושים, בשילוב עם הקשר המבוסס בין תשתיות עבור כלי הרכב הפרטיים ופרוור,⁷¹ מצביעה על כך ששיפור התשתית עבור כלי הרכב הפרטיים, דוחק את ההשקעות בתחבורה הציבורית. התוצאות שלי מראות שגם אם זמני הנסיעה בתחבורה הציבורית לא יושפעו, ההשפעות של התשתית עבור כלי הרכב הפרטיים על המבנה העירוני, יכולות להפחית מהערך של התחבורה הציבורית עבור התושבים, בנוסף להשפעה הישירה של שיפור החלופה המשמעותית לה.⁷² אפילו בהינתן השקעות כספיות גדולות, ערים שהן ממוקדות כלי רכב פרטיים יעמדו בפני קשיים משמעותיים. הן יהיו זקוקות לעזרה בפיתוח תחבורה ציבורית יעילה, בשל הצפיפות הנמוכה בדרך כלל, וההפרדה בין המגורים לבין השימושים האחרים. משמעותו של ממצא זה היא כי ערים אשר שואפות להגדיל את החלק של אמצעי התחבורה הציבורית בכלל הנסיעות עקב גודש, זיהום אוויר או סיבות אחרות, צריכות בדרך כלל להימנע מהשקעה גדולה במקביל בכבישים חדשים.

לבסוף, ההשפעה הנאמדת של הנגישות לתחבורה ציבורית על דמי שכר הדירה למגורים במאמר זה היא בדרך כלל קטנה מבחינה כלכלית. אני מעריך גמישות ממוצעת בתוך הטווח של (0.017, -0.017) וגמישות אידיאליסטית קטנה מ-0.25 בגודל מוחלט ב-83.6% מהמדגם שלי. גודל זה עולה בקנה אחד עם ספרות קודמת, שאומדת השפעות ייחודיות (לפרויקט של תחבורה ציבורית על עלויות של מגורים) וקטנות (בהשוואה לאמידות של השפעת סוגים אחרים של שירותי נוחות שכונתיים). מה שמאפשר לקובעי מדיניות להזניח שיקולי עלות דיור לטווח הקצר, כשהם בוחנים הקצאות שונות של תחבורה ציבורית.

7. סיכום

מודלים כלכליים עירוניים תיאורטיים מנבאים, ששוק השכירות למגורים יפנים תועלת מתחבורה ציבורית ליחידים באזור מגוריהם. פרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית צפויה להשתנות בהתאם להקשרים הגיאוגרפיים והעירוניים. מאמר זה משתמש בנתונים ארציים מפורטים ברזולוציה גבוהה, מדידה מבוססת תיאוריה של הנגישות התחבורתית והן למידת מכונה סיבתית והן שיטות אקונומטריות סטנדרטיות, על מנת לחקור את גורמי ההטרונגניות בפרמיית הנגישות לתחבורה ציבורית במסגרת

⁶⁹ עבור תחנות רכבת חדשות, ההשפעה נאמדת באמצעות קרבה ולא מדד הנגישות אשר משמש בשאר המאמר. השפעת הקרבה הנאמדת יורדת ככל שהמרחק מהתחנה גדל. השיפוע וגודלה הקטן של ההשפעה יכולים לתת מענה לדיונים מתמשכים במדיניות בנוגע לתכנית לכידת ערך הקרקע מהקרבה למערכת המטרו המתוכננת של ישראל.

⁷⁰ ראו ניתוח של השפעות כאלה ב-Gaduh et al (2022) או ההקשר הישראלי ב-Portnov et al (2009).

⁷¹ ראו Ostermeijer et al (2022), וכן Glaeser & Kahn (2004), Garcia-López (2019), Fretz et al (2022).

⁷² בכיוון ההפוך, צפיפות גבוהה יותר מפחיתה רק באופן שולי את הנהיגה (Duranton & Turner, 2018).

מאוחדת. מסגרת זו מציעה גישה חדשה לבחינת השונות המשמעותית בפרמיית הקרבה לתחבורה ציבורית כפי שתועדה, אך טרם נחקרה בצורה קוהרנטית בספרות רחבה של מקרי בוחן ובמטא-אנליזות שנערכו עליה.

אני מוצא פרמיה גדולה יותר באזורים בהם קיים מאגר גדול של משתמשים פוטנציאליים (צפיפות מגורים גבוהה יותר והרכב דמוגרפי אשר משקף יותר משתמשי תחבורה ציבורית) ובאזורים עם אזור של עירוב שימושים. אני מוצא גם רף עליון לרמת הנגישות התחבורתית, שמעליו שיפור השירותים של התחבורה הציבורית אינו טומן בחובו ערך מוסף לתושבים, ופרמיה גבוהה יותר באזורים עם רמת נגישות תחבורתית נמוכה במיוחד או גבוהה במיוחד ביחס לרמה הצפויה על פי מאפייני האזור. המשמעות של ממצא אחרון זה היא כי ההשפעה הנאמדת מהווה בדרך כלל גמול שלילי עבור שירותים ברמה שהיא מתחת למקובל או (במידה פחותה) פרמיה עבור שירותים שהם ברמה גבוהה במיוחד ביחס לרמת ייחוס סבירה. בהקשר שלי, יש עדויות לפרמיה גבוהה יותר עבור דירות אשר ממוקמות ליד מערכות רכבת, בעיקר הרכבת הקלה בירושלים. הפרמיה במדגם כולו היא צנועה בדרך כלל.

ממצאים אלה יכולים לספק מידע למתכננים ולחוקרים השוקלים את ההשפעה של הקצאות שונות באמצעי תחבורה ציבורית ובתוכניות פיתוח עירוני, בהשוואה לספרות קודמת של מקרי בוחן, אשר מתמקדת בפרמיה הממוצעת של הנגישות התחבורתית בהקשר יחיד.

רשימת מקורות

- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 1-19.
- Abu-Qarn, A., & Lichtman-Sadot, S. (2022). Can greater access to secondary health care decrease health inequality? Evidence from bus line introduction to Arab towns in Israel. *Economic Modelling*, 106, 105695.
- Agostini, C. A., & Palmucci, G. A. (2008). The anticipated capitalisation effect of a new metro line on housing prices. *Fiscal studies*, 29(2), 233-256.
- Ahlfeldt, G. M., Redding, S. J., Sturm, D. M., & Wolf, N. (2015). The economics of density: Evidence from the Berlin Wall. *Econometrica*, 83(6), 2127-2189.
- Ahlfeldt, G. M., & Feddersen, A. (2017). From periphery to core: measuring agglomeration effects using high-speed rail. *Journal of Economic Geography*, 18(2), 355-390.
- Albouy, D., & Lue, B. (2015). Driving to opportunity: Local rents, wages, commuting, and sub-metropolitan quality of life. *Journal of Urban Economics*, 89, 74-92.
- Alonso, W. (1964). *Location and land use*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Andersen, S., Cristian, B., Lu, L., Julie, M., & Tarun, R. (2022). Reference Dependence in the Housing Market. *American Economic Review*, 112 (10), 3398-3440.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics*. Princeton university press.
- Arestis, P., & Gonzalez-Martinez, R. A. (2017). Housing market in Israel: Is there a bubble?. *Panoeconomicus*, 64(1), 1-16.
- Athey, S., Tibshirani, J., & Wager, S. (2019). Generalized random forests. *The Annals of Statistics*, 47(2), 1148-1178.
- Athey, S., & Wager, S. (2019). Estimating treatment effects with causal forests: An application. *Observational Studies*, 5(2), 37-51.
- Athey, S., Ferguson, B., Gentzkow, M., & Schmidt, T. (2021). Estimating experienced racial segregation in US cities using large-scale GPS data. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(46), e2026160118.

- Avivi, H., Schlosser, A., & Weisburd, S. (2021). Evaluating the Impact of Increased Access to Public Bus Transportation on Segregated Minorities: Evidence from Israel. *Discussion paper (No. 21.06)*, Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel.
- Banerjee, A., Duflo, E., & Qian, N. (2020). On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China. *Journal of Development Economics*, 145, 102442.
- Bank of Israel (2010). Chapter 6. *Bank of Israel Annual report – 2009*, Jerusalem.
- Bank of Israel (2015). Chapter 6. *Bank of Israel Annual report – 2014*, Jerusalem.
- Barak, A. (2019). The effect of public transportation on employment in Arab society. *Discussion papers (No. 2019.03)*, Bank of Israel.
- Baum-Snow, N. (2007). Did highways cause suburbanization?. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 775-805.
- Baum-Snow, N. (2010). Changes in transportation infrastructure and commuting patterns in US metropolitan areas, 1960-2000. *American Economic Review*, 100(2), 378-82.
- Baum-Snow, N., Brandt, L., Henderson, J. V., Turner, M. A., & Zhang, Q. (2017). Roads, railroads, and decentralization of Chinese cities. *Review of Economics and Statistics*, 99(3), 435-448.
- Belloni, A., Chernozhukov, V., & Hansen, C. (2014). Inference on treatment effects after selection among high-dimensional controls. *The Review of Economic Studies*, 81(2), 608-650.
- Bleikh, H. (2018). Back and Forth: Commuting for Work in Israel. *Policy papers (No. 2018.05)*, Taub Center for Social Policy Studies in Israel.
- Brooks, L., & Lutz, B. (2019). Vestiges of transit: Urban persistence at a microscale. *Review of Economics and Statistics*, 101(3), 385-399.
- Büchel, K., Ehrlich, M. V., Puga, D., & Viladecans-Marsal, E. (2020). Calling from the outside: The role of networks in residential mobility. *Journal of urban economics*, 119, 103277.
- Caspi, I. (2016). Testing for a housing bubble at the national and regional level: the case of Israel. *Empirical Economics*, 51(2), 483-516.

- Chandra, A., & Thompson, E. (2000). Does public infrastructure affect economic activity?: Evidence from the rural interstate highway system. *Regional Science and Urban Economics*, 30(4), 457-490.
- Chernozhukov, V., Hansen, C., & Spindler, M. (2015). Post-selection and post-regularization inference in linear models with many controls and instruments. *American Economic Review*, 105(5), 486-90.
- Chernozhukov, V., Demirer, M., Duflo, E., & Fernandez-Val, I. (2018). Generic Machine Learning Inference on Heterogeneous Treatment Effects in Randomized Experiments, with an Application to Immunization in India, (No. w24678). National Bureau of Economic Research.
- DeFusco, A. A., Nathanson, C. G., & Zwick, E. (2022). Speculative dynamics of prices and volume. *Journal of Financial Economics*, 146(1), 205-229.
- Diamond, R. (2016). The determinants and welfare implications of US workers' diverging location choices by skill: 1980-2000. *American Economic Review*, 106(3), 479-524.
- Diao, M., Leonard, D., & Sing, T. F. (2017). Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values. *Regional Science and Urban Economics*, 67, 64-77.
- Dijkstra, E. W. (1959). A note on two problems in connexion with graphs. *Numerische mathematik*, 1(1), 269-271.
- Dingel, J. I., & Tintelnot, F. (2021). Spatial economics for granular settings. Working Paper 27287, National Bureau of Economic Research, January 2021.
- Dovman, P., Ribon, S., & Yakhin, Y. (2012). The Housing Market in Israel 2008-2010: Are House Prices a 'Bubble'?. *Israel Economic Review*, 10(1).
- Duranton, G., & Turner, M. A. (2011). The fundamental law of road congestion: Evidence from US cities. *American Economic Review*, 101(6), 2616-52.
- Duranton, G., & Turner, M. A. (2012). Urban growth and transportation. *Review of Economic Studies*, 79(4), 1407-1440.
- Duranton, G., Morrow, P. M., & Turner, M. A. (2014). Roads and Trade: Evidence from the US. *Review of Economic Studies*, 81(2), 681-724.

- Duranton, G., & Turner, M. A. (2018). Urban form and driving: Evidence from US cities. *Journal of Urban Economics*, 108, 170-191.
- Fretz, S., Parchet, R., & Robert-Nicoud, F. (2022). Highways, market access and spatial sorting. *The Economic Journal*, 132(643), 1011-1036.
- Friedmann, Y. (2019), Private transportation in Israel: An analysis of developments in the past two decades. *Selected Research and Policy Analysis Notes 2019(1)*, 50-61, *Bank of Israel*, Jerusalem.
- Frish, R. & Tsur, S. (2010), Investment in transport infrastructure, commuting and wages. *Bank of Israel survey*, 83, 7-34.
- Gaduh, A., Gračner, T., & Rothenberg, A. D. (2022). Life in the slow lane: Unintended consequences of public transit in Jakarta. *Journal of Urban Economics*, 128, 103411.
- Gagné, C., Koster, H. R., Moizeau, F., & Thisse, J. F. (2022). Who lives where in the city? Amenities, commuting and income sorting. *Journal of Urban Economics*, 128, 103394.
- Garcia-López, M. À. (2019). All roads lead to Rome... and to sprawl? Evidence from European cities. *Regional Science and Urban Economics*, 79, 103467.
- Genesove, D., & Mayer, C. J. (1997). Equity and Time to Sale in the Real Estate Market. *American Economic Review*, 87(3), 255-269.
- Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The quarterly journal of economics*, 116(4), 1233-1260.
- Glaeser, E. L., & Kahn, M. E. (2004). Sprawl and urban growth. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 4, pp. 2481-2527). Elsevier.
- Greenwald, D., Grossman G., & Levi, A. (2018). Does greater public transit access increase employment for the Israeli-Arab Population? A Preliminary Analysis. *M-RCBG Associate Working Paper Series* (No. 95).
- Gupta, A., Van Nieuwerburgh, S., & Kontokosta, C. (2022). Take the Q train: Value capture of public infrastructure projects. *Journal of Urban Economics*, 129, 103422.
- Hausman, N., Samuels, P., Cohen, M. C., & Sasson, R. (2023). Urban Pull: The Roles of Amenities and Employment. *Working paper*.

- Hoogendoorn, S., van Gemeren, J., Verstraten, P., & Folmer, K. (2019). House prices and accessibility: evidence from a quasi-experiment in transport infrastructure. *Journal of economic geography*, 19(1), 57-87.
- Ingvardson, J. B., & Nielsen, O. A. (2018). Effects of new bus and rail rapid transit systems—an international review. *Transport Reviews*, 38(1), 96-116.
- Ida, Y., & Talit, G. (2018). What we can learn 17 years after the reform in public bus transportation in Israel. *Case Studies on Transport Policy*, 6(4), 510-517.
- Israel, E., & Cohen-Blankshtain, G. (2010). Testing the decentralization effects of rail systems: Empirical findings from Israel. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 44(7), 523-536.
- Kreindler, G. E., & Miyauchi, Y. (2021). Measuring commuting and economic activity inside cities with cell phone records. *The Review of Economics and Statistics*, 1-48.
- Leck, E., Bekhor, S., & Gat, D. (2008). Equity impacts of transportation improvements on core and peripheral cities. *Journal of Transport and Land Use*, 1(2), 153-182.
- Liang, X., Liu, Y., Qiu, T., Jing, Y., & Fang, F. (2018). The effects of locational factors on the housing prices of residential communities: The case of Ningbo, China. *Habitat International*, 81, 1-11.
- Matat. (2021). The scope and split of journeys in Israel in the years 2018-2019 – concluding report.
- Mayer, T., & Trevien, C. (2017). The impact of urban public transportation evidence from the Paris region. *Journal of Urban Economics*, 102, 1-21.
- Mills, ES. (1967). An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. *American Economic Review* 57: 197-210
- Miyauchi, Y., Nakajima, K., & Redding, S. J. (2021). The economics of spatial mobility: Theory and evidence using smartphone Data (No. w28497). National Bureau of Economic Research.
- Mohammad, S. I., Graham, D. J., Melo, P. C., & Anderson, R. J. (2013). A meta-analysis of the impact of rail projects on land and property values. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 158-170.

- Monte, F., Redding, S. J., & Rossi-Hansberg, E. (2018). Commuting, migration, and local employment elasticities. *American Economic Review*, 108(12), 3855-90.
- Muth, R. (1969). *Cities and housing*. Chicago: University of Chicago Press
- Nie, X., & Wager, S. (2021). Quasi-oracle estimation of heterogeneous treatment effects. *Biometrika*, 108(2), 299-319.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2011). *How's life?: measuring well-being*. Paris: Oecd.
- Ostermeijer, F., Koster, H. R., van Ommeren, J., & Nielsen, V. M. (2022). Automobiles and urban density. *Journal of Economic Geography*, 22(5), 1073-1095.
- Portnov, B., Genkin, B., & Barzilay, B. (2009). Investigating the effect of train proximity on apartment prices: Haifa, Israel as a case study. *Journal of Real Estate Research*, 31(4), 371-395.
- Raz-Dror, O. (2019). The changes in rent in Israel during the years of the housing crisis 2008–2015. *Israel Economic Review*, 17(1).
- Redding, S. J., & Sturm, D. M. (2008). The costs of remoteness: Evidence from German division and reunification. *American Economic Review*, 98(5), 1766-97.
- Redding, S. J., & Turner, M. A. (2015). Transportation costs and the spatial organization of economic activity. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 5, pp. 1339-1398). Elsevier.
- Redfearn, C. L. (2009). How informative are average effects? Hedonic regression and amenity capitalization in complex urban housing markets. *Regional Science and Urban Economics*, 39(3), 297-306.
- Rennert, L. (2022). A meta-analysis of the impact of rail stations on property values: Applying a transit planning lens. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 163, 165-180.
- Severen, C. (2021). Commuting, Labor, and Housing Market Effects of Mass Transportation: Welfare and Identification. *Review of Economics and Statistics*, 1100, 21.
- Shifan, Y., & Sharaby, N. (2006). Competition in bus public transport in Israel. *Transportation research record*, 1986(1), 38-45.

- Silva, J. S., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics*, 88(4), 641-658.
- Soffer, Y & Suhoy, T. (2019) Getting to Work in Israel: Locality and Individual Effects. *discussion papers* (No. 2019.02). Bank of Israel.
- Stein, J. C. (1995). Prices and trading volume in the housing market: A model with down-payment effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 379-406.
- Tsivanidis, N. (2019). Evaluating the impact of urban transit infrastructure: Evidence from bogota's transmilenio. *Working paper*.
- Wager, S., & Athey, S. (2018). Estimation and inference of heterogeneous treatment effects using random forests. *Journal of the American Statistical Association*, 113(523), 1228-1242.
- Wang, G. (2019). The Effect of Medicaid Expansion on Wait Time in the Emergency Department. *Management Science*.
- Wardrip, K. (2011). Public transit's impact on housing costs: a review of the literature, *Insights from Housing Policy Research*, Center for Housing Policy.
- Yakhin, Y & Gamrasni, I. (2021) The housing market in Israel: Long-Run Equilibrium and Short-Run Dynamics. *discussion papers* (No. 2021.08). Bank of Israel.
- Yiu, C. Y., & Wong, S. K. (2005). The effects of expected transport improvements on housing prices. *Urban studies*, 42(1), 113-125.
- Zhang, M., & Yen, B. T. (2020). The impact of Bus Rapid Transit (BRT) on land and property values: A meta-analysis. *Land Use Policy*, 96, 104684.

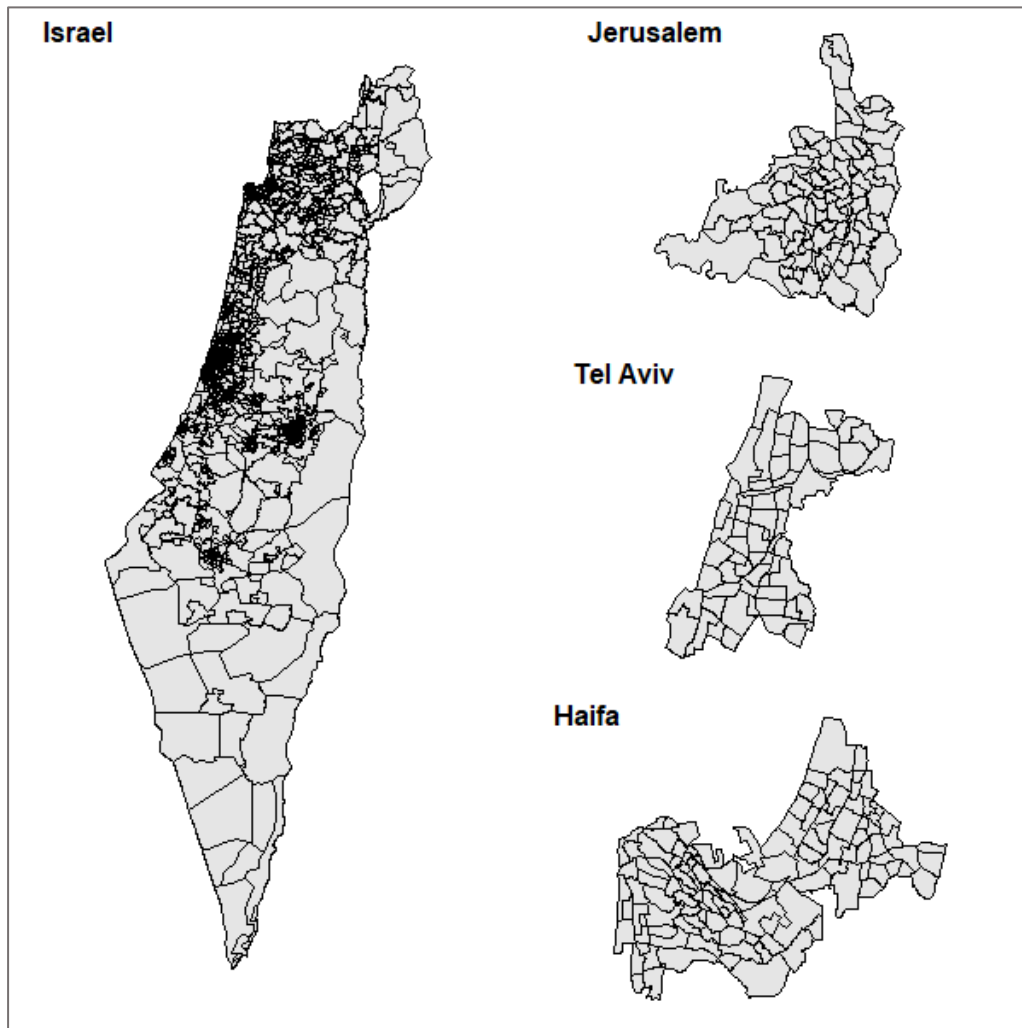
החלטות ממשלה

- החלטת ממשלת ישראל מס' 1301, 1997. פתיחת תחום התחבורה הציבורית לתחרות. ירושלים.
- החלטת ממשלת ישראל מס' 1539, 2010. תכנית החומש לפיתוח כלכלי ב-13 יישובי מיעוטים. ירושלים.
- החלטת ממשלת ישראל מס' 3988, 2011. הקמת רשות לאומית לתחבורה ציבורית ותחבורה מטרופולינית. ירושלים.
- החלטת ממשלת ישראל מס' 922, 2015. תכנית חמש שנים לפיתוח כלכלי לחברה הערבית. ירושלים.

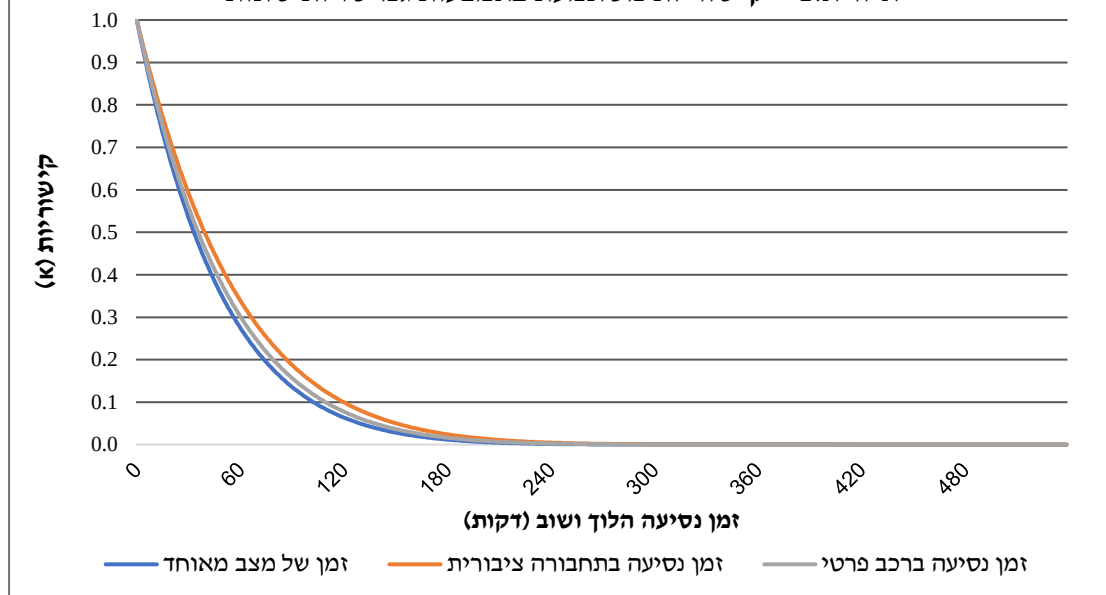
- Sergio Correia & Paulo Guimaraes & Thomas Zylkin, 2019. "PPMLHDFE: Stata module for Poisson pseudo-likelihood regression with multiple levels of fixed effects," *Statistical Software Components S458622*, Boston College Department of Economics, revised 18 Nov 2019.
- Berge, L. (2018). Efficient estimation of maximum likelihood models with multiple fixed-effects: the R package FENmlm. CREA Discussion Papers.
- Julie Tibshirani, Susan Athey, Erik Sverdrup and Stefan Wager (2021). grf: Generalized Random Forests. R package version 2.0.2. <https://CRAN.R-project.org/package=grf>
- Larmet V (2019). "cppRouting: Fast Implementation of Dijkstra Algorithm in R." <URL:<https://github.com/vlarmet/cppRouting>>.
- Mark Padgham (2019) dodgr: An R package for network flow aggregation *Transport Findings*, 2(14). URL <https://doi.org/10.32866/6945>
- Tianqi Chen, Tong He, Michael Belesty, Vadim Khotilovich, Yuan Tang, Hyunsu Cho, Kailong Chen, Rory Mithell, Ignacio Cano, Tianyi Zhou, Mu Li, Junyuan Xie, Min Lin, Yifeng Geng and Yutian Li (2021). xgboost: Extreme Gradient Boosting. R package version 1.4.1.1. <https://CRAN.R-project.org/package=xgboost>

נספח לוחות ואיורים

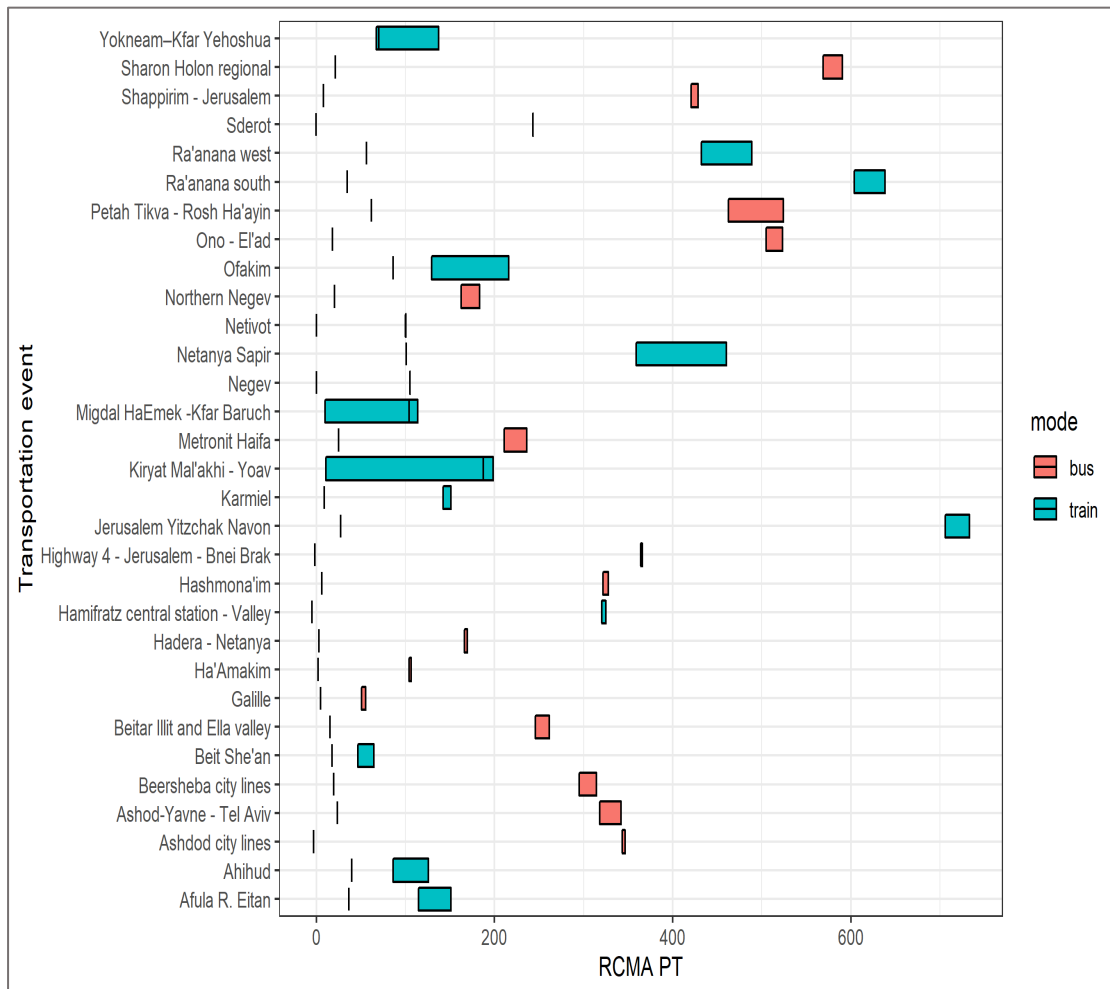
איור א.1 – אזורי תחבורה במדינת ישראל



איור א.2 - קישוריות משתמעת באמצעות גמישויות שונות



איור 3.א - השינוי ב- $RCMA^{PT}$ בעקבות אירועי תחבורה משמעותיים

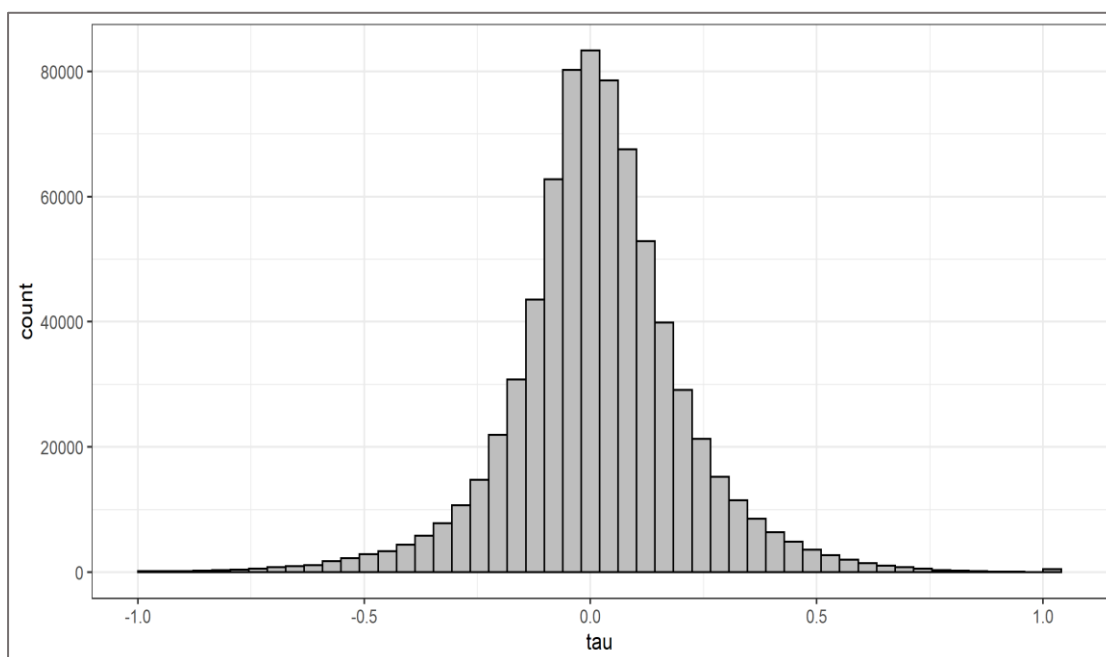


הערה: העמודות מציינות את רמת ה- $RCMA^{PT}$ שנה לפני ושנה לאחר האירוע. הקווים השחורים הדקים מציינים את ההבדלים.

לוח א.1 - סיכום מסדי הנתונים

מערכי נתונים	מקור	טווח שנים	משתנים אשר נוגעים בדבר
TRAIN_RIDES נסיעות ברכבת	רכבת ישראל בע"מ	2013 עד 2019	זמן בפועל ומתוכנן לכל עצירה בתחנה בכל נסיעה ברכבת
LIGHT_RAIL רכבת קלה	צוות תכנית אב לתחבורה בירושלים	2013 עד 2019	הזמן בפועל של ההתחלה ושל הסיום של כל נסיעה ברכבת הקלה
BUS_RIDES נסיעות באוטובוסים	משרד התחבורה של מדינת ישראל	2016 עד 2019	הזמן בפועל של ההתחלה ושל הסיום של כל נסיעה באוטובוס
BUS_SCHEDULE זמני אוטובוסים	משרד התחבורה של מדינת ישראל	2013 עד 2019	זמן מתוכנן של התחלה ושל סיום של כל נסיעה באוטובוס
BUS_ROUTES קווי אוטובוס	משרד התחבורה של מדינת ישראל	2013 עד 2019	תיאור מלא של מסלול כל קו : מיקום התחנות, מרחק כביש וזמן נסיעה מתוכנן בין תחנות. מתקבל פעמיים בשנה
ROADS_NETWORK רשת הכבישים	המרכז למיפוי ישראל, חלק ממסד הנתונים בנטי"ל	2013 עד 2019	מערכת מידע גיאוגרפית - GIS של כל הכבישים בישראל כולל מספר נתיבים לכל כיוון, מתקבל מדי כרבעון
RENTS נתוני שכירויות	חברה פרטית	2013 עד 2019	מחיר, גודל, מספר חדרים, קומה, מספר קומות בבניין, מספר חדרי שירותים. משתני דמה עבור מצב שיפוץ וקיומו של : מזגן, מעלית בבניין, חניה, מרפסת, מחסן, מטבח חדש, חלונות מסורגים.
ADDRESSES כתובות	המרכז למיפוי ישראל		קואורדינטות מדויקות של כתובות
OD_MAT	משרד התחבורה של מדינת ישראל	2018 עד 2019	ממוצע תקופה לפי שעה ביום של אנשים שמבצעים את הנסיעה (1250 פוליגונים)
CBS_DATA נתוני למ"ס	הלמ"ס של מדינת ישראל	2013 עד 2019	נתונים שנתיים ברמת אזור סטטיסטי על מעמד חברתי - כלכלי ומשתנים דמוגרפים

איור א. 4 - התפלגות של הפרמיה הנאמדת



הערה: למטרות המחשה, הערך המוצג קטוע בערך המוחלט 1.

לוח א. 2

ההשפעה של נגישות יוממים על דמי שכר הדירה - תוצאות השלב הראשון

לאסו – משתנה העזר LASSO - IV	משתנה IV - העזר	
0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	לאחר מכרז משתנה העזר - IV
0.0141	0.0103	R ² (בתוך)
439.45	433.88	מבחן F של Paap-Kleibergen
731,564		מספר התצפיות

לוח א.3
סטטיסטיקות מסכמות עבור מודל היער הסיבתי

Causal Forest (CF)		
0.017*** (0.006)	הפרמיה הממוצעת	תוצאות
53.4%	שיעור תצפיות עם השפעה חיובית	
1.147*** (0.233)	תחזית היער הממוצעת	מבחן כיוול אומניבוס
1.015*** (0.028)	תחזית היער הדיפרנציאלית	
731,564	מספר התצפיות	נתונים
107,879	המספר של הכתובות הייחודיות	

הערה: שגיאות תקן מקובצות לפי מזהה כתובת מוצגות בסוגריים.

לוח א.4
מקדמי RCMA^{PT} באגרסציות שונות של מגמות זמן גיאוגרפיות

חודש	תקופת תחבורה	שנה	גאו/זמן
-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.000 (0.004)	אזור טבעי
-0.006* (0.004)	-0.006* (0.004)	0.004 (0.004)	תת-מחוז
-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	מחוז
-0.016*** (0.004)	-0.016*** (0.004)	-0.005 (0.004)	ארצי

הערה: שגיאות תקן אשר מקובצות לפי מזהה כתובת מוצגות בסוגריים.

נספח א: חישוב והגדרה של זמני נסיעה

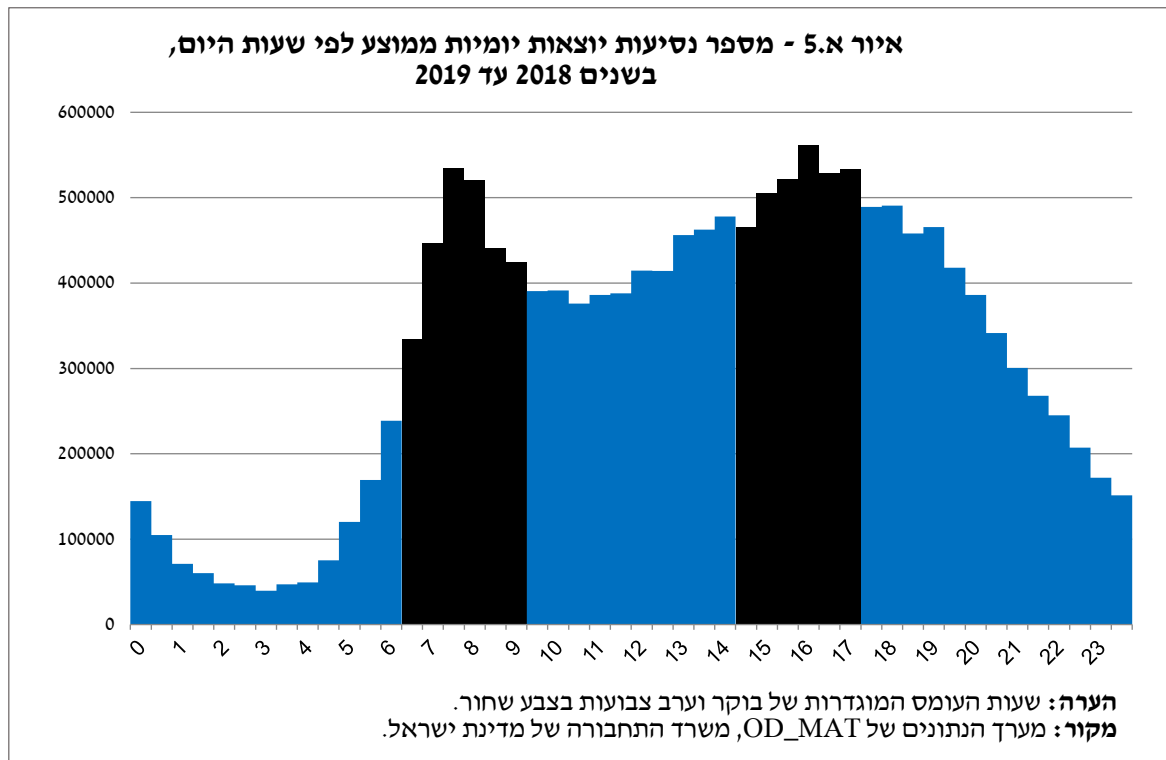
נספח זה מגדיר את זמני הנסיעה בתחבורה הציבורית ובכלי רכב פרטיים אשר משמשים במאמר זה ומתאר את הנתונים ואת ההליכים ששימשו לחישובם.

א.1. הגדרה של זמני הנסיעה

אני שואף לחשב את זמן הנסיעה של נסיעה טיפוסית. לכן אני מגדיר את זמן הנסיעה בין נקודות כלשהן במרחב a ו- b כנסיעה הלך ושוב: סכום זמן הנסיעה הכולל מ- a ל- b ביוממות של הבוקר ומ- b ל- a ביוממות של אחר הצהריים.

$$(A1) \quad Travel\ time_{ab} = Travel\ time_{ab}^{morning} + Travel\ time_{ba}^{afternoon}$$

אני בוחר בפרק הזמן 6:30 עד 9:30 כטווח המתאים ליוממות הבוקר ובפרק הזמן 14:30 עד 17:30 כטווח המתאים ליוממות החוזרת בהתבסס על התפלגות הנסיעות לאורך היום, כפי שזו משתקפת ב-OD_MAT ומוצג באיור א.5.



עבור כמה צרכים במאמר זה, עלי להגדיר זמני נסיעה בין פוליונים (בניגוד לזמני נסיעה בין נקודות).
 עבור תחבורה ציבורית, אני מגדיר את זמני הנסיעה הכוללים בין הפוליונים o ו- d כ:

$$(A2) \quad t_{od} \equiv \operatorname{argmin}_{a,b} \{t_{ab}^{morning}\} + \operatorname{argmin}_{a,b} \{t_{ba}^{afternoon}\}, a \in area_o \& b \in area_d$$

כלומר סכום זמן הנסיעה המזערי בין כל תחנה בפוליון o לכל תחנה בפוליון d בשעות העומס של הבוקר וזמן הנסיעה המזערי בכיוון ההפוך בין כל אחת מהתחנות (אולי אחרות) באזורים אלה בשעות אחר הצהריים. עבור כלי רכב פרטיים, אני מגדיר את זמני הנסיעה בין פוליונים כזמני הנסיעה בין הצמתים הקרובים ביותר למרכזי הפוליונים.

זמן הנסיעה בנסיעות הבוקר או הערב מוגדר כזמני הנסיעה הממוצעים בכל טווח של חצי שעה במהלך תנועת השיא בשקלול חלקן של היציאות לדרך בטווח המקביל כפי שנצפה ב-OD_MAT.

א.2. זמני נסיעה באמצעות תחבורה ציבורית

א.2.1. נתונים

אוטובוסים ומערכת אוטובוסים מהירה (BRT – Bus Rapid Transit)

משרד התחבורה הישראלי סיפק את מסדי הנתונים הבאים: (1) BUS_SCHEDULE, אשר כולל לוח זמנים מפורט לכל קווי האוטובוס בין השנים 2013 ל-2019; (2) BUS RIDES, אשר מתעדת זמן נסיעה אפקטיבי עבור היקום של נסיעות אוטובוס רגילות בין השנים 2016 ל-2019, ו-(3) BUS_ROUTES, אשר מכיל נתונים על מסלולים, זמני נסיעה מתוכננים ומרחקי כביש בין כל התחנות במסלול בכל תקופת תחבורה.⁷³ אני מתרגם זמני נסיעה מהנסיעה כולה לזמני נסיעה בין תחנות על ידי שימוש בחלקו של כל מקטע בזמן הנסיעה המתוכנן.

רכבות ורכבת קלה

מסד הנתונים TRAIN RIDES מכיל נתונים של רכבת ישראל, אשר מכסים את כל הנסיעות ברכבת בין השנים 2013 עד 2019. בין שאר השדות, מסד הנתונים מכיל זמני הגעה ויציאה מתוכננים ובפועל לכל תחנה בכל נסיעה ברכבת בשנים אלה. מסד הנתונים LIGHT_RAIL, אשר מורכב על ידי צוות תוכנית אב לתחבורה בירושלים, מכיל נתונים על זמן היציאה וההגעה בפועל של היקום של כל נסיעות הרכבת הקלה בירושלים לאורך תקופת המדגם. אני מחלק את זמן הנסיעה של כל הנסיעה למקטעים השונים בו תוך שימוש בזמן הנסיעה האמיתי והיחס של כל קטע בזמן הנסיעה המתוכנן.

א.2.2. זקיפת זמני נסיעה באוטובוסים בתקופה המוקדמת

מידע על זמני נסיעה אמיתיים באוטובוסים מכסה רק את השנים 2016 עד 2019, מה שמעלה את הצורך לזקוף את זמני הנסיעה לתקופה המוקדמת יותר. אני בונה מסד נתונים חדש שבו כל תצפית מייצגת קו אוטובוס נפרד לכל כיוון, שנה, תקופת תחבורה ושעת יציאה לדרך.⁷⁴ עבור כל תצפית, אני מחשב מאפיינים אשר כוללים את זמן הנסיעה המתוכנן הממוצע בכל טווח של חצי שעה, המרחק הכולל שנעבר ומספר העצירות לפי פעילות,⁷⁵ הכל נלקח מ-BUS_ROUTES, וכן את זמן הנסיעה האמיתי החציוני אשר מחושב מ-BUS RIDES.⁷⁶ על מנת לשפר עוד יותר את יכולת הניבוי, אני מחלק כל נסיעה לפי המקטעים בה. אני מאפיין כל מקטע לפי אורך, מהירות מתוכננת וחיבורות ברשת.⁷⁷ אני מחלק כל אחד מהמאפיינים האלה לשמונה קיבוצים ומסווג לאחת מהקטגוריות אשר נובעות מהאינטראקציות בין הקיבוצים. לאחר מכן אני מסכם את המרחק שעובר כל קו בכל אחת מהקטגוריות הללו.

⁷³ תכנון רשת האוטובוסים נעשה בנפרד והוא אחיד לכל תקופת תחבורה. צפיתי בנתונים בין 1 בינואר לחג הפסח היהודי ומסוף פסח עד 1 ביולי. אני משלים את נתוני התחבורה לשאר ימות השנה כערך הממוצע של שתי התקופות הסמוכות.

⁷⁴ במרווחים של חצי שעה בשעות העומס ושלושה מרווחים ארוכים יותר אשר מכילים את הזמן שלפני שעת העומס בבוקר, בין שעות העומס ובעקבות שעת העומס של אחר הצהריים.

⁷⁵ הורדה בלבד, איסוף בלבד, שניהם ועצירות כהתרעננות ארוכות.

⁷⁶ החציון מחושב בשני שלבים. אני מחשב אותו על הנתונים הגולמיים ומוריד את כל התצפיות עם זמן נסיעה שהוא קצר מחצי או ארוך מכפול מהחציון הגולמי. תצפיות אלה מכילות שגיאות ברורות, כגון זמני נסיעה שליליים או קרובים לאפס וכן אירועים ייחודיים, כגון עומס קיצוני עקב תאונות או אירועים חריגים אחרים. לבסוף, אני מחשב את זמן הנסיעה החציוני של תת-קבוצת התצפיות הנותרות. לאחר מכן אני תוחם את כל הזמנים החציוניים בין 10 קמ"ש עד 120 קמ"ש.

⁷⁷ מוגדר כחלק של כל הנסיעות באוטובוס בתקופת התחבורה שבה נוסעים באותו מקטע.

החיזוי משתמש באלגוריתם Stochastic Gradient Boosting Machine אשר מיושם בחבילת XGBoost של R.⁷⁸ משתנה היעד הוא ההבדל בין זמני הנסיעה האמיתיים והמתוכננים. אני משתמש בהבדל במקום בזמני נסיעה אמיתיים על מנת לשמור על ידע ייחודי לקו אשר ידוע למתכנני התחבורה, אך לא נצפה על ידי. אימנתי את המודל על נתונים מתקופת התחבורה השנייה של שנת 2016 עד סוף שנת 2019 ובדקתי אותו על נתונים מהתקופה הראשונה של שנת 2016. כל הפרמטרים של המודל מותאמים באמצעות אימות צולב על 5 מקטעים של מסד הנתונים. לאחר האמידה, אני מסכם את זמן הנסיעה המתוכנן בהבדל המתוכנן האמיתי החזוי. לוח 5.א מציג את טיב ההלימה (Goodness of Fit) של ערכת נתוני הבדיקה בדקות ובמונחים של נקודות לוג.

לוח 5.א

טיב ההלימה (Goodness of Fit) של זמני האוטובוס, ביצוע של השלמת נתונים בערכת נתוני הבדיקה

נקודות לוג	דקות	
0.0629	2.82	שגיאה מוחלטת ממוצעת
0.0932	4.27	שגיאת שורש ממוצע הריבועים
0.977	0.982	R ²
262,306		מספר תצפיות בנתוני האימון
30,076		מספר תצפיות בנתוני הבדיקה

א.3.2. סך כל זמני הנסיעה בתחבורה הציבורית

אני מחשב את זמן הנסיעה הישירה הכולל המזערי בין תחנות בכל שתי דקות לאורך שעות העומס של הבוקר והערב עבור כל יום שלישי⁷⁹ במהלך תקופת המדגם. נסיעה יכולה להתרחש בכל אופן של תחבורה ציבורית או של הליכה.

אני מאפשר הליכה בין כל שתי נקודות (מהמגורים לתחנה או מתחנה לתחנה) במרחק של עד קילומטר אחד. זמן ההליכה כולל קבוע של 2 דקות ופונקציה של המרחק האווירי: מהירות הליכה של 4 קמ"ש ב-400 מטר הראשונים, 3 קמ"ש במרווח של 400-600 מטר, 2 קמ"ש בטווח של 600 עד 800 מטר וכן 1 קמ"ש בטווח של 800 עד 1000 מטר. משך ההליכה המרבי הוא באורך קילומטר אחד ולוקח 30 דקות לעבור אותו. האיבר הקבוע נכלל על מנת לגמול באופן שלילי (לקנוס) נסיעות מסובכות שבהן ההחלפה מתרחשת בין תחנות סמוכות. ההאטה ההדרגתית מייצגת את החלק ההולך ופוחת של אנשים שמוכנים ללכת בכל מרחק ו"קונסט", אך לא שוללת, נגישות אשר נשענת על הליכות ארוכות. גישה זו גם מפחיתה את אי הרציפות החדה של מדד הנגישות התחבורתית בין מקומות סמוכים.

זמן נסיעה ישירה בין תחנות מורכב הן מזמן ההמתנה (בהתאם ללוח הזמנים המתוכנן) והן מזמן הנסיעה בפועל. אני מגדיר את זמני הנסיעה לנסיעות שמתחילות בתוך כל טווח של חצי שעה כזמני הנסיעה הממוצעים בחותמות הזמן הנדגמות והממוצע היומי (בתוך הנסיעה בבוקר או בערב) כממוצע משוקלל של טווחי חצי השעה שתוארו לעיל. אני מגדיר את זמן הנסיעה הישירה לכל תקופת תחבורה כערך החציוני של הזמנים היומיים.

⁷⁸ Chen et al (2021).

⁷⁹ בימי שלישי בלבד, לפי המלצת משרד התחבורה. זה נעשה כדי לבטל כל השפעות ייחודיות ביום השבוע. לדוגמה, מערכות תחבורה ציבורית רבות אינן פועלות בסופי שבוע. דוגמה נוספת היא הגברת השירות בחלקים מסוימים של המערכת שמטרתה להביא חיילים לבסיסם או חזרה הביתה בימי ראשון וחמישי.

לבסוף, אני מיישם את האלגוריתם של דייקסטרה (Dijkstra's algorithm)⁸⁰ על מנת להשיג זמני נסיעה אפקטיביים בין כל התחנות בישראל.⁸¹ אני משתמש בזמנים של נסיעות ישירות בין כל זוג תחנות כמשקולות ומיישם את האלגוריתם בנפרד עבור כל תקופת תחבורה ובשעות העומס של הבוקר ושל אחר הצהריים.

א.3. זמני נסיעה בכלי רכב פרטי

אין נתונים ישירים על זמני הנסיעה בכלי רכב פרטיים בישראל. לפיכך, אני מיישם נוהל דו-שלבי לחישוב זמני הנסיעה: (1) אומדן מהירות הנסיעה בכל קטע כביש בישראל, ו-(2) חישוב הנתיב הקצר ביותר בין נקודות. הנתונים ברשת הדרכים מגיעים ממערך הנתונים ROADS_NETWORK, אשר מהווה חלק ממערך הנתונים הסטנדרטי של BENTAL ושמוצר על ידי המרכז למיפוי ישראל ("imapi"). הוא כולל נתוני GIS רבעוניים של כל רשת הכבישים הישראלית.

א.3.1. אמידה של מהירויות נסיעה בקטעי כביש

אני אומד את המהירויות של קטעי הכביש באמצעות מהירות הנסיעה של אוטובוסים. באופן מיטבי, הייתי משתמש באוטובוסים שנוסעים בקטע הכביש הייחודי. עם זאת, חלקים מרשת הכבישים אינם בשימוש על ידי אוטובוסים ונתוני קווי האוטובוס שלי מכילים מידע על מיקום וסדר התחנות לכל קו אוטובוס. עם זאת, אני צריך לקבוע באיזה קטע כביש נסע האוטובוס בין התחנות הללו. אני מעריך את המהירות בכל קטע דרך באמצעות ההליך הבא:

1. חישוב מהירות האוטובוס המרבית עבור כל זוג תחנות מוצא-יעד. התוצאה היא 'קרן' אשר מייצגת את הקו הישר בין שתי התחנות בזוג ואת מהירות הנסיעה בקרן זו.

1.א. עבור כל קו אוטובוס בכל טווח של חצי שעה בכל תקופת תחבורה, שימוש בזמן הנסיעה הישירה בין תחנות כפי שהוגדר לעיל ובמרחק הכביש אשר נלקח ממסד הנתונים BUS_ROUTES על מנת לחשב את המהירות במקטע זה.

1.ב. סינון של נתונים קיצוניים או בעייתיים: קמ"ש נמוך מ-10 או גבוה מ-120.

1.ג. לכל שילוב אפשרי של טווח-מקטע של חצי שעה, הקצאה של המהירות המרבית.

1.ד. לכל מקטע בכל תקופת תחבורה ובנפרד לשעות העומס בבוקר ואחר הצהריים, הקצאה של ערך המהירות הסופי: הממוצע המשוקלל של המהירות בכל הטווחים של חצי השעה (כמתואר לעיל).

2. התאמה של 'קרני' התחבורה הציבורית לקטעי כביש.

2.א. מציאה של חמש 'קרניים' הקרובות ביותר של התחבורה הציבורית עבור כל קטע כביש.

המרחק המחושב הוא בין שני קווים: קטע הכביש והקרן של התחבורה הציבורית. שני מושגי המרחק הבולטים בין קווים הם מרחקי פרצ'ט והאוסדורף (Frechet and Hausdorff distances). אני מעדיף את מרחק פרצ'ט (Frechet) כי הוא תלוי בכיוון הקווים, מאפיין חשוב בהקשר הזה.

2.ב. לכל קטע כביש, הקצאה של מהירות הנסיעה: ממוצע של 5 ה'קרניים' הקרובות ביותר.

⁸⁰ Dijkstra (1959), כפי שהוטמע בחבילת R CppRouting.

⁸¹ 34,652 תחנות היו פעילות לפחות בנקודת זמן אחת במהלך תקופת המחקר.

3. חישוב של העלות עבור כל קטע כביש תוך שימוש במהירות הנסיעה ובמרחק הכביש.

ההנחה העיקרית הנדרשת כדי לקבל את התהליך הזה היא שהיחס בין מהירות הנסיעה בתחבורה הציבורית לבין מהירות הנסיעה בכלי רכב פרטי נשאר קבוע למדי לאורך זמן ומרחב. יחס קבוע אשר שונה מ-1 אינו מהווה בעיה עבור הניתוח, מכיוון שהוא שווה ערך לטרנספורמציה ליניארית של עלות הנסיעה, אשר לא משנה את שאר הניתוח. הפרה של הנחה זו עלולה לעוות את בחירות הנתונים באלגוריתם של דייקסטרה (Dijkstra) ואת ההערכות המסתמכות על תהליך זה.

תוצאת התהליך עד לנקודה זו היא מאגר GIS של כל כבישי ישראל עם זמן הנסיעה לכל כיוון וכל קטע כביש ברשת לכל תקופת תחבורה ובנפרד לשעות העומס בבוקר ואחר הצהריים.

2.3.א. סך כל זמני הנסיעה בכלי רכבי פרטיים

על מנת למצוא את הנתוב הקצר ביותר בין נקודות, אני מיישם את התהליך הבא בנפרד עבור כל תקופת תחבורה ושעות העומס בבוקר או אחר הצהריים.

4. הכנה של מסד הנתונים.

4.א. הפיכת אובייקט GIS של רשת כבישים לגרף משוקלל: אני מבצע משימה זו באמצעות הפונקציה `weight_streetnet` מחבילת `MRH` בגרפים מכוונים (`dodgr - Distances on`)⁸² בשפת תכנות R.⁸²

4.ב. עבור כל אזור תחבורה (כתובת), הגדרה של המרכז כנקודה בגרף אשר קרובה ביותר למרכז הגיאומטרי שלו. נקודה זו תהיה לרוב מפגש של שני כבישים או פנייה בתוך קטע כביש.

4.ג. פישוט של הגרף (באמצעות הפונקציה `cpp_simplify` בחבילת `cppRouting` בשפת התכנות R).⁸³

5. החלה של האלגוריתם של דייקסטרה (Dijkstra) כפי שהוטמע בחבילת `cppRouting` ב-R.

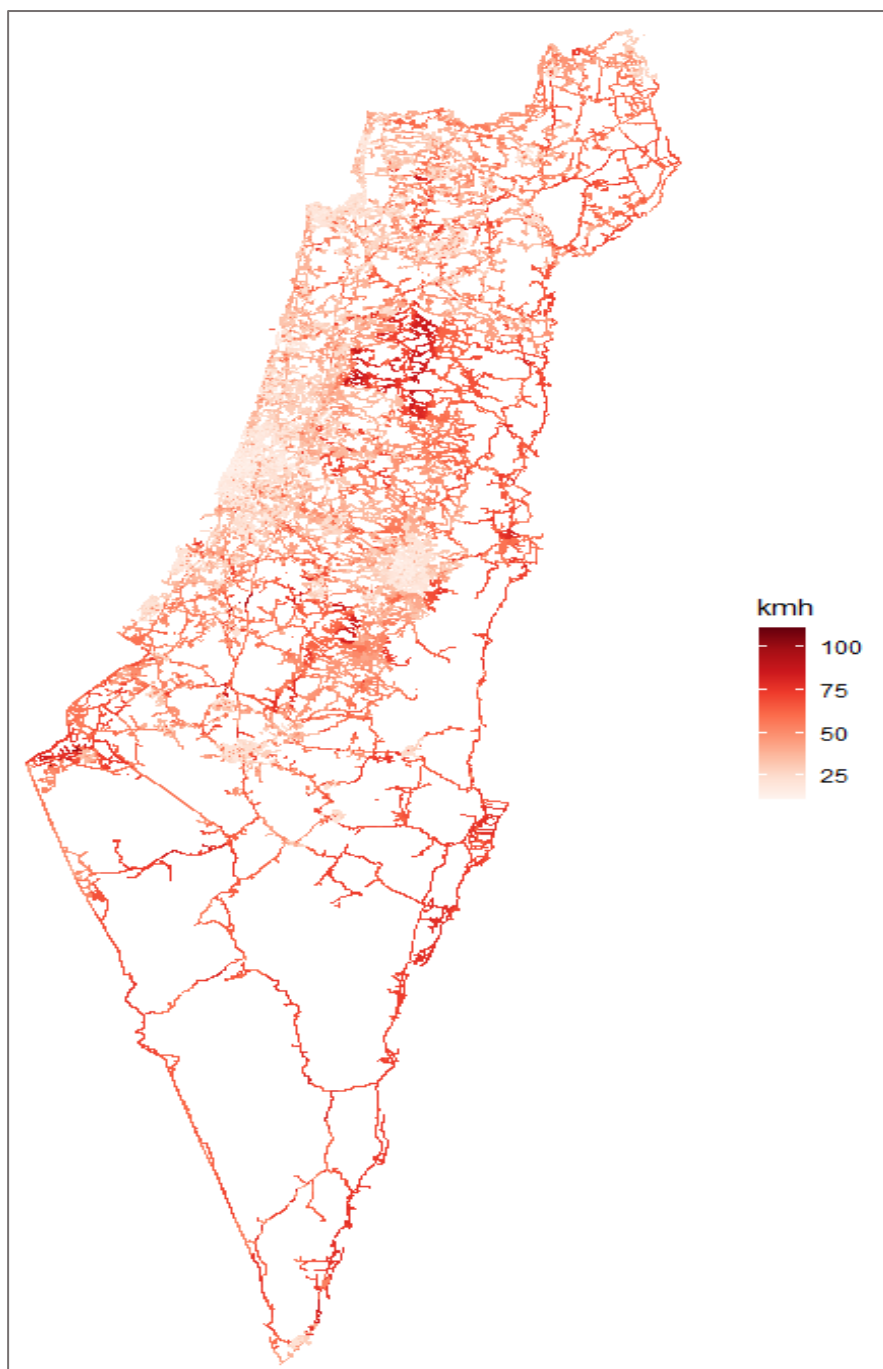
המהירות הנאמדת לכל קטע כביש בישראל מוצגת באיור 6.א. כצפוי, המהירות הנאמדת גבוהה באזורי פריפריה ובכבישים מהירים והיא יורדת בחדות כאשר מתקרבים לאזור מטרופוליני גדול.

⁸² Padgham (2019).

⁸³ Larmet (2019).

איור 6.א

אמידה של מהירות כביש בישראל, תנועת שיא של הבוקר בשנת 2019



נספח ב: ניתוח של מקרה בוחן של פתיחת תחנות רכבת חדשות

הן הרכבת הקלה בירושלים והן מערכת האוטובוסים המהירה (BRT) של חיפה (מטרונית) נפתחו לפני או מעט אחרי תחילת תקופת המחקר שלי, מה שלא מאפשר אמידה ישירה של ההשפעה המשתמעת של השירותים שלהם בניתוח קלאסי של מקרה בוחן. לעומת זאת, במהלך תקופת המדגם נפתחו 15 תחנות רכבת חדשות,⁸⁴ אשר מאפשרות אמידה ישירה של השפעת הקרבה לתחנות רכבת על שכר הדירה. אני בוחן את ההשפעה הזו באמצעות מודל הדוני סטנדרטי של הפרש ההפרשים. באופן ייחודי, אני מגביל את המדגם לדירות אשר נמצאות במרחק של עד 3 ק"מ מכל אחת מ-15 התחנות שנחנכו במהלך תקופת המדגם ואומד:

$$(8) \quad \log(\text{rent})_{ijrt} = \alpha + \rho * \text{post}_{rt} + \tau * [\text{proximity}_j * \text{post}_{rt}] + \mu_j + \lambda_t + \beta X_{ij} + v_{ijrt}$$

כאשר post ו- proximity הם משתנים בינאריים אשר מציינים האם התחנה המתאימה כבר פעילה והאם המודעה נמצאת בחלק הפנימי או החיצוני של המעגל אשר מקיף את התחנה. 'קרבה' מקבל את הערך 1 אם הדירה המפורסמת נמצאת במרחק של עד קילומטר אחד מכל תחנת רכבת חדשה. X הוא אותו וקטור של מאפיינים ייחודיים לדירה אשר משמשים במודל הבסיסי הנדון בגוף המאמר,⁸⁵ μ ו- λ הם ההשפעות של כתובת ושנה, בהתאמה. ניתוח זה מסתמך על ההפרש בין ההבדלים של לפני-אחרי אשר נצפה עבור דירות שקרובות לתחנה, לבין אלו בחלקים החיצוניים של המעגל אשר מקיף את התחנה. הנחת הזיהוי הבסיסית היא שדמי שכר הדירה בחלקים שונים של אותו מעגל היו מתפתחים באופן דומה גם ללא ההקמה של תחנות הרכבת. יש לשים לב כי אמידה זו אינה מסתמכת על תפיסת נגישות היוממים אשר מנחה את שאר הניתוח במאמר זה. לוח 6.A מציג את התוצאות.

יש השפעה חיובית קטנה, הולכת ופוחתת באופן מונוטוני ככל שהמרחק מהתחנה גדל. החרג היחיד למונוטוניות הוא ההשפעה הנאמדת עבור קבוצת הקרבה הקרובה ביותר. הדבר עשוי לנבוע מהשפעות חיצוניות שליליות בסביבה הקרובה של תחנת רכבת (כפי שנמצא בחיפה על ידי Portnov et al., 2009) או תוצאה מקרית עקב מיעוט המודעות בקבוצת קרבה זו. ההשפעה היא תמיד בהיקף קטן מבחינה כלכלית, כאשר בקבוצת הטיפול המושפעת ביותר (דירות אשר ממוקמות בטווח של 200 עד 400 מטר מהתחנה), ההשפעה היא 0.022 נקודות לוג. הסיבה לכך שההשפעה החיובית הזו לא נמצאת עבור רכבות בלוח 5 נדונה בגוף המאמר.

⁸⁴ שדרות, נתיבות, אופקים, נתניה (ספיר), יקנעם-כפר יהושע, מגדל העמק-כפר ברוך, עפולה (ר' איתן), בית שאן, אחיהוד, כרמיאל, רעננה (מערב), רעננה (דרום), קרית מלאכי – יואב, ירושלים (יצחק נבון), ומזכרת בתיה.

⁸⁵ כולל $\log(RCMA_{it}^{car})$, צפיפות אוכלוסין, מספר הקומות בבניין, קומת הדירה, מספר חדרים וחדרי שירותים, גודל הדירה במ"ר, היחס בין גודלה לגודל דירות סמוכות דומות, ומשתני דמה עבור מטבח חדש, מזגן, חניה, חלונות סורגים, מרפסת, חדר ביטחון (ממ"ד) ומצב שיפוץ.

לוח א.6

השפעה של הקרבה לתחנות רכבת על דמי שכר הדירה

הטרוגניות כתוצאה ממרחק מהתחנה					השפעה קבועה	
800-1000	600-800	400-600	200-400	0-200	0-1000	קבוצת אינטראקציה (מרחק במטרים מהתחנה)
0.010 (0.008)	0.012 (0.009)	0.015* (0.009)	0.022* (0.013)	-0.007 (0.032)	0.013** (0.005)	הפרש ההפרשים
0.600					0.600	R ² (בתוך - מותאם)
45,614					45,614	מספר תצפיות
7,389					7,389	מספר כתובות ייחודיות
4,030	3,044	1,833	1,076	62	10,045	מספר תצפיות בקבוצת ההתערבות

הערה: שגיאות תקן מקובצות לפי כתובת מוצגות בסוגריים. קבוצת הביקורת מוגדרת תמיד כתצפיות אשר ממוקמות בטווח של 1000 עד 3000 מטר מהתחנות.