



בעיות אינפורמציה בשוק המשכנתאות בישראל:

פיזור מחירים וחיפוש: נספחים

תוכן העניינים

| | | |
|---------|---|--|
| 3..... | נספח א': מוצר המשכנתא: מבט בינלאומי..... | |
| 5..... | נספח ב': פיזור מחירים וחיפוש: הסברים תיאורטיים ומחקרים אמפיריים..... | |
| 8..... | נספח ג': בסיס הנתונים, מתודולוגית המחקר וממצאים נוספים..... | |
| 8..... | 1.ג. בסיס הנתונים..... | |
| 9..... | 2.ג. מתודולוגית המחקר..... | |
| 15..... | 3.ג. אומדים מרכזיים שהתקבלו ברגסיה אחוזונית..... | |
| 16..... | 4.ג. ממצאים שהתקבלו באמידת ריבועים פחותים..... | |
| 21..... | 6.ג. דוגמה: השפעת התיחור על התשלום החודשי ועל סך התשלומים המצטבר..... | |
| 23..... | רשימת מקורות..... | |

נספח א': מוצר המשכנתא: מבט בינלאומי

שני היבטים של דרך התנהלות שוק המשכנתאות הם בעלי עניין מיוחד בהקשר של המחקר הנוכחי. ההיבט הראשון נוגע למאפייני המוצר, בפרט האם מוצר המשכנתא בישראל דומה למוצרים המוצעים במדינות אחרות בעולם. ההיבט השני נוגע לחיכוך המידע. בפרט, מהי חומרת בעיית האינפורמציה בישראל ביחס למדינות אחרות בעולם.

במסגרת הבדיקה נבחנו 10 מדינות המפורטות בטבלה א'.

מידע רב קיים על שוקי משכנתאות בעולם, ואולם רובו המכריע לא נוגע ישירות לנושאים שבמוקד תשומת הלב של הבדיקה הנוכחית. כפועל יוצא, מתודולוגית הבדיקה היא איכותנית ונשענת על מידע פומבי שמפורסם ברשת. בכל מדינה נבדקו שלושה בנקים מובילים, ולצד זאת, עדויות מתוך הספרות האקדמית.

בהתייחס למאפייני המוצר, עולה תמונה ברורה כי מוצר המשכנתא בישראל הוא חריג. חריגות זו נוגעת לחלוקת המשכנתא להלוואות משנה. אמנם, בעקבות חיפוש ממוקד נמצאו עדויות לקיומה של אפשרות לחלק את המשכנתא למסלולים שונים ב-8 מתוך 10 המדינות שנבחנו. אבל רק בשתיים מתוכן, אירלנד ואוסטרליה, נמצאו הצעות קונקרטיות למשכנתאות מסוג זה. גם בספרות האקדמית לא נמצאו עדויות לקיומה של תופעה כזו. רוב הספרות המתייחסת לבחירה במשכנתא מתמקדת בבחירה הבינארית בין משכנתא בריבית קבועה לבין משכנתא בריבית משתנה ולא באופן חלוקת המשכנתא בין שני סוגי המוצרים (לדוגמה, Campbell & Cocco, 2003; Ehrmann & Ziegelmeier, 2014). דפוסי הבחירה שהוצגו בפרק 1 מחזקים ממצא זה, שכן הם מצביעים על השפעה משמעותית של המגבלות הרגולטוריות על החלוקה להלוואה משנה. לא נמצאה אינדיקציה לקיומן של מגבלות רגולטוריות דומות על הבחירה במשכנתאות בריבית משתנה במדינות אחרות.

בהתייחס למגוון הבסיסי של מוצרי האשראי, קיימים ברוב המדינות מוצרי אשראי דומים לאלה הקיימים בישראל. בנוסף מוצעים מוצרים המאפשרים להגביל את סיכון הריבית מבלי להגביל את חלק ההלוואה בריבית משתנה. במסגרת זו מוצעים מוצרים משולבים בהם בתקופת הזמן הראשונה (לדוגמה 10 שנים) הריבית קבועה ובסיום תקופה זו היא הופכת למשתנה. קיימים גם מוצרים בהם קיימת תקרה על הגידול בריבית לאורך חיי הלוואה בריבית משתנה באופן שמגדר את הסיכון מבחינת הלווה.

דירקטיבת המשכנתאות של הנציבות האירופית (European Commission, 2014), כוללת הנחיות שנועדו לקדם את יכולת הלווה לתחר בצורה יעילה ולקבל החלטה מיועדת בדבר מידת הסיכון שנחשף אליה בהלוואת משכנתא. ההנחיות מתמקדות בשקיפות וסטנדרטיזציה של המידע שנדרש המלווה לספק כאשר נותן הצעת מחיר.¹

ראוי להדגיש שדפוסי הבחירה במשכנתא משתנים מאוד בין מדינות.² הסיבות המובילות לכך הן רגולטוריות, היסטוריות, והבדלים בתנאים מאקרו כלכליים, בפרט בפער בין הריבית הקבועה והריבית המשתנה.

בהתייחס לחומרת בעיית האינפורמציה של לווים בנוגע למחירים השוררים בשוק. עיקרי הממצאים מוצגים בטבלה א'. הבדיקה מעלה כי ברוב מכריע של המדינות האחרות שנבדקו, קיים מידע זמין ביחס למחירי השוק. בחלק מהמדינות, הלווים יכולים לקבל הצעת מחיר ראשונית מותאמת אישית על בסיס מאפייניהם האישיים, שווי הנכס, סוג ההלוואה, מטרת הרכישה וכו' (עמודה ג) בטבלה). ב-8 מתוך 10 המדינות פועלים אתרי השוואת מחירים (עמודה ח) בטבלה). הלווה אינו נדרש בהכרח לספק פרטים מזהים אודותיו (עמודה ו) בטבלה). כפי שניתן לראות, סיכום הממצאים מעלה כי **שקיפות מחירי המשכנתאות בישראל נמוכה יחסית** ובהתאם עלויות החיפוש גבוהות. הלווה אינו יכול להתרשם מהצעות מחיר של מלווים שונים בלחיצת כפתור. כפועל יוצא, טרם פגישה עם בנקאי בסניף, אין ללווה נקודת ייחוס מהימנה המאפשרת לו להעריך האם הצעת המחיר שניתנת לו היא אטרקטיבית.

¹ נספח 2 של דירקטיבת המשכנתאות כולל גילוי נאות מפורט שעל המלווה לספק ללווה כאשר נותן הצעת מחיר. ללווה יש תקופה של 7 ימים לשקול את ההצעה. עבור הלוואות בריבית משתנה, המלווה נדרש לשקף ללווה, כיצד ישתנה לוח הסילוקין אם הריבית תעלה בתום התקופה בה היא קבועה לרמתה הגבוהה ביותר ב-20 השנים האחרונות, על מנת שזה יוכל להבין טוב יותר את הסיכון בהלוואה. <https://eba.europa.eu/regulation-and-policy/single-rulebook/interactive-single-rulebook/6826>

² שונות זו באה לידי ביטוי גם בקיומם של מוצרים שמבנה התמחור שלהם יוצא דופן. לדוגמה, בארה"ב הלווה יכול להגדיל את התשלום הראשוני שמשלם למלווה בתמורה להקטנה הריבית לאורך חיי ההלוואה, זאת מבלי שישתנה שיעור המימון של ההלוואה. התמחור כולל שני רכיבים – שיעור הריבית השנתית ומחיר כל "נקודה" המקטינה את הריבית על ההלוואה (Alexandrov & Koulayev, 2017). בבריטניה נהוגות הלוואות בהן הלווה נהנה בתקופה הראשונה מריבית מופחתת (introductory rate) שעולה משמעותית בתום התקופה. לאור זאת, חלק משמעותי מהלווים ממחזר את ההלוואה תוך שנים ספורות (FCA, 2019). בקנדה נהוגות משכנתאות שבהן הריבית לתקופה נתונה (בדרך כלל של 5 שנים). בתום התקופה הלווה והמלווה צריכים לקיים משא ומתן מחדש על המחיר (Allen et al., 2014).

טבלה א': שקיפות מחירים בשוק המשכנתאות
השוואה בינלאומית

מתודולוגיה: בדיקה איכותנית על בסיס מידע פומבי מקוון

| מדינה | מוצר האשראי מוצג עם מחיר מייצג | הצעת מחיר אישית מקוונת מיידית | הצעת מחיר מפורטת | אפשרות לבקשה מקוונת | הצעת מחיר אנונימית | ציון כולל בנקים | אתרי השוואת מחירים | ציון כולל מדינה |
|----------|--------------------------------|-------------------------------|------------------|---------------------|--------------------|-----------------|--------------------|-----------------|
| (א) | (ב) | (ג) | (ד) | (ה) | (ו) | (ז) | (ח) | (ט) |
| איטליה | 100% | 0% | 67% | 67% | 33% | 61% | כן | 71% |
| בלגיה | 0% | 100% | 67% | 67% | 100% | 72% | כן | 79% |
| בריטניה | 100% | 100% | 67% | 67% | 67% | 84% | כן | 88% |
| ספרד | 67% | 33% | 67% | 33% | 0% | 44% | לא | 33% |
| אירלנד | 100% | 67% | 67% | 67% | 33% | 72% | כן | 79% |
| צרפת | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 6% | לא | 4% |
| הולנד | 67% | 100% | 67% | 33% | 67% | 72% | כן | 79% |
| גרמניה | 0% | 0% | 67% | 67% | 0% | 34% | כן | 50% |
| ארה"ב | 67% | 0% | 67% | 100% | 0% | 56% | כן | 67% |
| אוסטרליה | 67% | 67% | 0% | 67% | 67% | 61% | כן | 71% |
| ישראל | 0% | 0% | 0% | 67% | 0% | 22% | לא | 17% |

עמודות (ב)-(ו) מבוססות על ממצאי הבדיקה עבור 3 בנקים מובילים במדינה. עמודה (ז) מחושבת כממוצע של עמודות (ב)-(ו) ומייצגת את מידת שקיפות המחירים שמספקים הבנקים בכל מדינה. עמודה (ח) מתייחסת לשאלה האם אתרו אתרי השוואת מחירי משכנתאות במדינה. עמודה (ט) מייצגת את שקיפות מחירי משכנתאות במדינה. היא מהווה ממוצע משוקלל של עמודות (ב)-(ו) ו-(ח). לעמודה (ח) ניתן משקל כפול בשל חשיבותה. הממצאים עבור ישראל על בסיס מידע אודות דרך פעילות המקוונת של הבנקים המובילים בשנים 2015-2017.

נספח ב': פיזור מחירים וחיפוש: הסברים תיאורטיים ומחקרים אמפיריים

שווקים רבים מתאפיינים בפיזור מחירים, קרי מוצר זה מוצע לרכישה על ידי מוכרים שונים במחירים שונים. חלק מפיזור המחירים נובע משיקולים גלויים לרכישת המוצר כגון איכות השירות ומגוון המוצרים המוצע על ידי המוכר. מאז מאמרו פורץ הדרך של Stigler (1961) התבססה ההכרה כי חלק מהותי מפיזור המחירים נובע מבעיית אינפורמציה: בעיית זמינות המידע אודות המחירים המוצעים בשוק (information friction או search friction). צרכן המעוניין להבטיח כי ירכוש מוצר נתון במחיר נמוך יחסית צריך לאסוף מידע על ידי בירור המחיר המבוקש על ידי מוכרים שונים (או בנקודות מכירה שונות). תהליך זה של איסוף מידע נקרא חיפוש ועלות הצרכן לאיסוף המידע נקראת בהתאמה עלות חיפוש. אחת התוצאות הראשונות והמרכזיות של המחקר בתחום עלויות החיפוש היא שעצם קיומן מאפשר הפעלת כוח שוק (Diamond, 1971). הסיבה הבסיסית לכך היא שהעלאה קטנה דיה של המחיר מעל למחיר התחרותי, לא תגרום לצרכנים לחפש חלופה זולה יותר בגלל עלות החיפוש הכרוכה בכך. תוצאה זו נשמרת גם כאשר פועלות בשוק פירמות רבות.

מנקודת מבטו של הצרכן עצם קיומה של עלות חיפוש מסביר את תופעת פיזור המחירים, בפרט מדוע לא כל הצרכנים ירכשו את המוצר במחיר המינימאלי המוצע בשוק. לעומת זאת, הסבר לקיומו של פיזור מחירים בשיווי משקל בשוק, כאשר מביאים בחשבון הן את שיקולי הצרכנים והן את שיקולי הפירמות, מצריך אפיון מעמיק יותר של מבנה השוק. הסיבה העיקרית לכך היא סימטריה בין הפירמות בשיקולים הנוגעים לקביעת המחיר. הספרות התיאורטית מציעה מספר לא מבוטל של הסברים אפשריים. נעמוד כאן על שלושה סוגים עיקריים של הסברים בהקשר של מוצר הומוגני: (1) פיזור מחירים כביטוי של אפליית מחירים על ידי פירמה בעלת כוח שוק; (2) פיזור מחירים על רקע של תחרות בין פירמות ללא אפליית מחירים, קרי כל פירמה גובה מחיר אחיד מלקוחותיה; (3) פיזור מחירים בשוק בו המחירים נקבעים במשא ומתן בין מוכר לקונה.

על פי ההסבר הראשון, כאשר פירמה בעלת כוח שוק יודעת כי קיימת הטרוגניות בין עלויות החיפוש של הצרכנים, קביעת מחירים שונים במיקומים שונים בהם היא מוכרת את המוצר עשויה להיות רווחית. הרעיון הוא שצרכנים בעלי עלויות חיפוש גבוהות ידגמו אקראית את המחיר וירכשו מיד – בין אם במחיר הגבוה ובין אם במחיר הנמוך. לעומתם צרכנים בעלי עלויות חיפוש נמוכות יחפשו עד שיבטיחו לעצמם את המחיר הנמוך. במקרה זה, הפירמה לא מזהה באופן ישיר את עלות החיפוש של כל צרכן אולם, אימוץ האסטרטגיה של פיזור מחירים מאפשר לה למיין צרכנים לתתי שווקים. כאשר אפליה כזו היא רווחית, הפירמה תבחר לנקוט באסטרטגיה של פיזור מחירים (Salop, 1977).³

על פי ההסבר השני, נוכח עלויות חיפוש, פירמות מציעות מחירים שונים בשיווי משקל. זאת, גם כאשר אין כלל הטרוגניות בעלויות החיפוש בין צרכנים ואין כלל הטרוגניות בעלויות הייצור בין יצרנים. הרעיון הוא שבתנאים מסוימים, הצרכנים אדישים בין שתי רמות שונות של חיפוש, ושונות קטנה זו במספר ההחלופות הנבחנות מספיקה לביסוס פיזור מחירים (Burdett & Judd, 1983).

מטעמים דומים למקרה של אפליה על ידי פירמה בעלת כוח שוק, גם במקרה של תחרות בין מספר פירמות, הטרוגניות בעלות החיפוש או הייצור עשויה להוביל אותן להציע מחירים

³ לא תמיד אפליה כזו היא רווחית. האפליה היא רווחית כאשר קשר ב"כיוון הנכון" בין גמישות הביקוש של הצרכנים לבין עלויות החיפוש שלהם. קרי, עלויות חיפוש גבוהות יותר מלוות בגמישות ביקוש נמוכה יותר.

שונים לאותו המוצר בשיווי משקל. (הטרוגניות בעלויות חיפוש: Salop & Stiglitz, 1977; הטרוגניות בעלויות ייצור: Reinganum, 1979).

ההסבר השלישי נוגע לשווקים בהם המחירים נקבעים במשא ומתן בין מוכרים לקונים. נהוג לתאר את האינטראקציה בין מוכר לקונה כמיקוח בין שני הצדדים לעסקה על חלוקת הרווח המשותף מביצועה. עלות החיפוש היחסית של כל צד למשא ומתן משפיעה על עמדת המיקוח שלו. עלות נמוכה יותר מביאה לעליה באינטנסיביות החיפוש אחר חלופות ולעלייה בסיכוי למצוא חלופה טובה יותר. משום כך, עלות חיפוש נמוכה מיתרגמת לעמדה חזקה יותר ולתוצאה טובה יותר (Wolinsky, 1987). הטרוגניות של עלויות החיפוש מביאה לפיזור מחירים בשוק בשיווי-משקל.

חשוב להדגיש כי עלויות החיפוש בהן נושאים הצרכנים הן בזבז מבחינה חברתית. אילו לא היה פיזור מחירים, צרכנים לא היו נושאים בעלות החיפוש, וחלק זה היה נגרע מעלויות העסקה.

ספרות אמפירית עניפה עוסקת בתחום של פיזור מחירים וחיפוש. המחקרים בתחום עוסקים בתיעוד תופעת פיזור המחירים, בהערכת החיסכון הנובע מתיחור ובאמידת עלויות החיפוש. אחד המחקרים הבולטים בתחום עוסק בשוק המשכנתאות הקנדי (Allen, Clark & Houde, 2019). המחקר מציע מסגרת מחשבתית לבחינת שוק המשכנתאות הרלוונטית גם לשוק בישראל. להלן פירוט קצר.

המחירים בשוק נקבעים במשא ומתן בין מלווה ללווה. בשוק קיים חיכוך הנגרם מעלויות חיפוש וחיכוך נוסף הנגרם מנאמנות מותגית או עלות מעבר. הנאמנות המותגית באה לידי ביטוי מבחינת הלווה בשווי גבוה יותר שהוא מייחס לעסקה המתבצעת בבנק הבית שלו. גם מצד המלווה קיימת יעילות גבוהה יותר בהעמדת הלוואות ללווי בנק הבית. יעילות זו באה לידי ביטוי בעלות נמוכה יותר בהעמדת הלוואות ללקוחות קיימים הצורכים ממנו מוצרים נוספים כגון שירותי חשבון עו"ש.

בנק הבית הוא הבנק אליו הלווה יפנה בתחילת המשא ומתן. הבנק אינו יודע מהי עלות החיפוש של כל לווה, אך יודע מהי התפלגות עלויות החיפוש של לוויים על סמך משתנים דמוגרפיים. לאחר שהלווה קיבל הצעה מבנק הבית, הוא צריך להחליט האם לפנות לעוד בנקים להצעת מחיר. החלטה זו תתקבל בהתאם לעלויות החיפוש שלו ולחיסכון הצפוי מתהליך החיפוש.

להלן פירוט של מספר מחקרים בולטים נוספים העוסקים בפיזור מחירים וחיפוש בשווקים פיננסיים, בפרט בשוק המשכנתאות.

Woodward & Hall (2012) מתארים פיזור מחירים משמעותי בשוק הברוקרים למשכנתאות בארה"ב. על ידי ניתוח התפלגות המחירים הם מסיקים כי קיים תיחור חסר בשוק הבא לידי ביטוי בפוטנציאל לחיסכון משמעותי בתשלום הלווים על ידי ביצוע תיחור אחד נוסף. אנחנו עושים שימוש חלקי במתודולוגיה המוצגת במאמר זה כדי להעריך את החיסכון הפוטנציאלי מתיחור.

מחקר נוסף הבוחן את שוק המשכנתאות הקנדי מתמקד בשינוי שחל בפיזור המחירים בעקבות מיזוג בין מלווים. לאחר המיזוג נצפתה עליית מחירים ברמות המחיר הנמוכות בעוד שרמות המחיר הגבוהות נותרו ללא שינוי. הפרשנות המוצעת לממצאים אלה היא כי המיזוג פגע בצרכנים בעלי עלות החיפוש הנמוכה אשר מלכתחילה מוכנים היו לחפש אלטרנטיבה זולה בכדי ליהנות מפירות התחרות. צרכנים בעלי עלות חיפוש גבוהה אשר מלכתחילה לא השקיעו מאמץ בחיפוש לא נפגעו מהמיזוג (Allen, Clark & Houde, 2014).

פיזור מחירים גבוה נמצא בשוק המשכנתאות בארצות הברית. למרות זאת, כ-50% מהלווים שוקלים אפשרות אחת בלבד. עוד נמצא כי הלווים המשלמים את המחירים הגבוהים יותר בוחנים פחות חלופות באופן יחסי (Bhutta et al., 2020; Alexandrov & Koulayev, 2017).

פערי מחירים גדולים במיוחד נמצאו בהקשר של הלוואות בכרטיסי אשראי. פערי מחירים אלה מתואמים עם מאמץ החיפוש של הלווים. הפער המתקבל על רקע הבדלים בתיחור קרוב בגודלו לפער בין המחיר המוצע ללווים בעלי דירוג האשראי הגבוה ביותר לבין זה המוצע ללווים בעלי דירוג האשראי הנמוך ביותר. (Stango & Zinman, 2009 ו-2016).

נספח ג': בסיס הנתונים, מתודולוגית המחקר וממצאים נוספים

1.ג בסיס הנתונים

בסיסי הנתונים המשמעותיים ששימשו למחקר זה התקבלו במסגרת מענה לדרישות נתונים. דרישות הנתונים מתמקדות בשנים 2015-2017. להלן פירוט קצר של הנתונים שהתקבלו במענה לכל אחת מהדרישות וששימשו בעריכת המחקר:

מידע על אישורים עקרוניים

- מידע מכל הבנקים למשכנתאות⁴
- מידע בסיסי על אישורים עקרוניים של הלוואות שלא הגיעו לכלל מימוש:
 - מועד מתן האישור העקרוני;
 - קשר בנק-לקוח.

נתוני הלוואות

- מידע מהבנקים הגדולים: בנק מזרחי, בנק לאומי ובנק הפועלים;
- פרטים על העסקה כגון שווי הנכס, סוג הנכס ושיעור המימון;
- מידע על הלווים כגון רמת ההכנסה החודשית, הוצאות קבועות, גיל, היסטוריית אשראי, השכלה ועיסוק (ככל שהבנק מתעד נתונים אלה);
- מידע מפורט על תמהיל ההלוואה: כיצד ההלוואה מחולקת בין מסלולים שונים, עבור כל מסלול – התקופה לפירעון, לוח הסילוקין, שיעור הריבית ומרווח הבנק.

טבלה ב': בסיס הנתונים הגולמי

| מספר תצפיות | מטרה |
|------------------|-------------|
| לאחר טיוב ראשוני | |
| 108,164 | דירה ראשונה |
| 30,896 | דירה חלופית |
| 27,233 | דירה להשקעה |
| 40,809 | מטרות אחרות |
| 207,106 | סה"כ |

מקור: נתוני הלוואות של בנק מזרחי, בנק לאומי ובנק הפועלים, עיבודי חטיבת המחקר

2.2. מתודולוגית המחקר

2.2.1. פיזור מחירים

ארבעה קשיים עיקריים עומדים בפני מדידת פיזור מחירי המשכנתאות בישראל. הראשון נובע מהעובדה כי מדובר במוצר אשראי. במוצר כזה, חלק מהותי מעלות המלווה הוא הסיכון הנובע ממאפייני הלווה והעסקה. לפיכך, נהוג למדוד את פיזור המחירים בשוק בניכוי השפעתם של מאפיינים אלה על המחיר בדרך של **אמידת משוואת מחיר** במסגרתה המשתנים המסבירים הם מאפייני הלווה והעסקה (לדוגמה: Allen, Clark & Houde, 2014; Stango

⁴ למעט בנק מרכנתיל.

(Zinman & 2016). בסיס הנתונים שברשותנו כולל את הרוב המכריע של המידע שהיה בידי הבנקים בבואם לקבל החלטה על תנאי המשכנתא. בפרט, מידע אודות מאפיינים הקובעים את רמת הסיכון המגולמת בעסקה מנקודת ראות המלווה. בכלל אלה הכנסת הלווה, שיעור המימון, יחס ההחזר של תשלום המשכנתא ביחס להכנסה הפנויה של הלווה ועוד מאפיינים רבים נוספים. בכל אלה נעשה שימוש כדי למדוד את רמת פיזור המחירים בנטרול הסיכון.

אמידת משוואת המחיר מתבצעת בשתי שיטות. כל שיטה מיושמת במדגם נפרד:

טבלה ג: שיטות האמידה ובסיס הנתונים

| מדגם | שיטת אמידת |
|-------------------------------|----------------------|
| מטרת ההלוואה – דירה ראשונה | ריבועים פחותים (OLS) |
| מטרת ההלוואה – כל מטרת הרכישה | רגרסיה אחוזונית (QR) |

אמידה בשיטת הרגרסיה האחוזונית התבצעה עבור כל אחוזון בדיד של המחיר בטווח 1% - 99%, עבור כל בנק בנפרד.

הקושי השני במדידת פיזור המחירים, נובע מהעובדה כי אוכלוסיית הלווים כוללת הן לוויים מתחרים והן לוויים שאינם מתחרים. בשווקים עם עלויות חיפוש, התפלגות המחירים בשיווי-משקל בין שתי הקבוצות צפויה להיות שונה. המחיר בקרב קבוצת הלוויים המתחרים צפוי להיות נמוך יותר. בנוסף, גם פיזור המחירים בקרב קבוצת המתחרים צפוי להיות נמוך מזה של קבוצת הלוויים שאינם מתחרים. לאור זאת, יש חשיבות להבחנה בין שתי הקבוצות במסגרת האמידה. בפועל, הבחנה זו נעשית בשתי צורות: (1) הכללת משתנה התיחור במשוואת האמידה של המחיר במסגרת רגרסיה אחוזונית (הממצאים מפורטים בסעיף 2.א.). (2) אמידה נפרדת של משוואת המחיר בקבוצת המתחרים ובקבוצת הלוויים שאינם מתחרים במסגרת רגרסית ריבועים פחותים (הממצאים בסעיף 4 בנספח הנוכחי);

הקושי השלישי נובע מהשונות הגבוהה של מאפייני הלוויים במדגם. בכלל זה, קיימים מספר מאפיינים הרלוונטיים עבור קבוצות קטנות יחסית של לוויים (לדוגמה, הלוואה עבור נכס הנרכש במסגרת קבוצת רכישה, מחיר למשתכן, בעיה בהיסטורית האשראי של הלווה ועוד), ומשפיעים באופן מהותי על המחיר. מאפיינים אלה גורמים לתזוזה מסוימת (על פי רוב קטנה יחסית) של אומדי הרגרסיה ולשינוי ביכולת ההסבר שלה. כפועל יוצא, הכללת תצפיות אלה מעוותת חלק מהמדדים בהם נעשה שימוש לפיזור המחירים. בכדי להתמודד עם קושי זה, שני בסיסי הנתונים המשמעותיים בהם נעשה שימוש במחקר עברו תהליך של טיוב, במסגרתו הוסרו תצפיות הכוללות מאפיינים חריגים, כמתואר בטבלה ד'.

דרך נוספת באמצעותה מתמודד המחקר עם השונות הגבוהה של מאפייני הלווים היא חלוקת הלווים לקבוצות הומוגניות ואמידת משוואת המחיר עבור כל קבוצה בנפרד. תהליך זה בוצע במסגרת האמידה בשיטת ריבועים פחותים. המדגם בו נעשה שימוש הוא מלכתחילה הומוגני יותר בהיבט של מטרת רכישה, שכן מתמקד רק בהלוואות שמטרתן מימון דירה ראשונה. הלווים במדגם זה חולקו לקבוצות על פי חמישון הכנסה. סינון נוסף של המדגם הוא התמקדות בלווי בנק הבית בלבד. סינון זה נועד לנכות פערים הנובעים מחיכוך של עלויות מעבר או נאמנות מותגית.

הקושי הרביעי ייחודי לשוק המשכנתאות בישראל. קושי זה נובע מהיעדרם של מוצרים מובחנים.⁵ לשם השוואה, מחקרים אמפיריים הנוגעים לפיזור מחירי משכנתאות במדינות אחרות התמקדו במוצר יחיד, בעל נתח שוק גדול, כדוגמת הלוואות בריבית קבועה לתקופה נתונה.⁶

כדי להתגבר על קושי זה, אנו מכילים במשוואת אמידת המחיר משתני בקרה על הרכב ההלוואה בחלוקה למסלולים מובחנים, התקופה לפירעון בכל מסלול, ו-Fixed Effects לחודש. כל אלה, על מנת לשלוט על השתנות עלות המלווה בהעמדת אשראי בין תמהילים שונים ועל פני זמן.

משוואת האמידה היא:

$$r_i = \beta_1 X_i^1 + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \xi_t + \varepsilon_i$$

כאשר, r_i הוא הריבית המשוקללת או המרווח המשוקלל בהלוואה. X^1 זו מטריצה הכוללת מאפיינים על כלל ההלוואה כגון סכום הלוואה, יחס החזר ומינוף. X^2 כולל מאפייני לוויים-משתנים דמוגרפיים ומידע אישי כגון הכנסת הלווה, מבנה התא המשפחתי ומשלח יד. X^3 כולל משתני בקרה על הרכב ההלוואה ו- ξ_t זה Fixed effect לזמן. ε_i מציין טעות מקרית. לבסוף, אנחנו משתמשים באומדי הרגרסיה האחוזונית כדי להסיק את גודל מדדי הפיזור עבור כל תצפית. על אלה אנחנו מתבססים כדי למפות את התפלגות פיזור המחירים בשוק.

⁵ הכוונה כאן להלוואות משכנתא על כל חלקיה. קיימים אמנם מוצרי אשראי מובחנים, אך מקיומו של פער מרווח משמעותי, עולה כי קיימת תלות בין מחירי מוצרי האשראי הנכללים בהלוואה, כך שאמידה נפרדת של פיזור המחיר עבור כל מוצר אשראי מביאה לקושי משמעותי בפרשנות התוצאות.

⁶ קנדה (Allen, Clark & Houde, 2014): הלוואות בריבית קבועה לחמש השנים הראשונות עבורן התקופה לפירעון עומדת על 25 שנה, שיעור מימון עולה על 80%, והן מבוטחות כנגד סיכון אשראי. נתח השוק של הלוואות אלה בתקופת המדגם עמד על 85%; ארה"ב (Alexandrov & Koulayev, 2018): הלוואות קונבנציונאליות בריבית קבועה ל-30 שנה. נתח השוק של הלוואות אלה בתקופת המדגם עמד על 85%.

נציין כי שיטת האמידה של רגרסיה אחוזונית מתאימה יותר מטבעה לאמידת מידת הפיזור בערך המשתנה התלוי.

טבלה ד: תיאור מפורט של המדגם, לפי סוג בדיקה אקונומטרית

| בסיס נתונים 2 3 מטרות רכישה QR | בסיס נתונים 1 דירה ראשונה OLS | סינון בסיס הנתונים |
|--------------------------------------|-------------------------------------|--|
| 207,102 | 207,102 | בסיס נתונים התחלתי |
| 166,293 | | שלוש מטרות רכישה בלבד |
| | 108,164 | דירה ראשונה בלבד |
| 139,560 | 96,941 | ללא הלוואות בולט/גרייס עצמאים ושכירים אשר עיקר הכנסתם מעבודה |
| 131,641 | 91,691 | ללא לווים בעיות תשלומים או יחס החזר גבוה מ-0.4 |
| 128,416 | 89,184 | ללא קבוצות רכישה ומחיר למשתכן |
| 125,687 | 86,987 | ללא הנחות חבר משפחה עובד בנק |
| 120,088 | 83,401 | ללא נבסי נדל"ן לא סטנדרטיים |
| 117,220 | 81,849 | ללא לווים מעבר לקו הירוק |
| 114,001 | 79,354 | ללא גרירת הלוואה מבנק אחר |
| 112,067 | 78,198 | נכס ממושכן אחד בלבד |
| | 89,149 | לכל היותר שני נכסים ממושכנים |
| 112,042 | | הסרת ערכי קיצון בשווי נכס, סכום הלוואה, הכנסה חודשית וריבית |
| 109,377 | 77,533 | ללא סלי הלוואה בשכיחות נמוכה |
| 104,350 | | ערכים חסרים במשתני עניין |
| 97,681 | 77,507 | |

ג.2.1 השפעת התיחור בפועל על המחיר ועל פיזור המחירים

הבעיה האקונומטרית הבסיסית בזיהוי השפעת התיחור נובעת מסלקציה עצמית. לווים בוחרים האם לתחר. זהות הלווים המתחרים אינה נקבעת בהגרלה מקרית, אלא מתקבלת באופן מושכל. לווים שונים מקבלים החלטות שונות לגבי תיחור בגלל הבדלים במאפיינים מסוימים כמפורט בפרק 2.

הבדלים במאפיינים של הלווים המתחרים ואלה שאינם מתחרים עשויים להביא לעיוות הממצאים המתקבלים עבור אמידה אחודה של כלל הנתונים. לאור זאת, נבחן את השפעת התיחור הן עבור קבוצת כל הלווים, והן עבור קבוצות הומוגוניות יותר שתוארו בסעיף הקודם.

נוסף על ההבדלים במאפיינים הנצפים של לווים מתחרים לאלה שאינם מתחרים, ייתכן כי קיימים הבדלים במאפיינים הבלתי נצפים של שתי קבוצות אלה. שימוש בשיטות אמידה שאינן מותאמות לאפשרות של הבדלים במאפיינים הבלתי נצפים, עלול להניב אומדים מוטעים ובלתי עקיבים. בהקשר של המחקר הנוכחי, מועמד מוביל למאפיין בלתי נצפה שעשוי להיות משמעותי הוא עלות החיפוש של הלווה.

בהקשר זה, חשוב להדגיש כי קיומם של מאפיינים בלתי נצפים צפוי להביא להטיה באומדים, אם אלה משפיעים על המחיר (המשתנה התלוי) ומתואמים עם התיחור (משתנה הטיפול). השאלה הנשאלת היא האם יש מקום להניח כי קיימת השפעה כזו. דווקא התיאוריה הכלכלית העוסקת בפיזור מחירים וחיפוש אינה גורסת בהכרח כי עלויות החיפוש ישפיעו בדרך ישירה על המחיר. הסיבה לכך היא שבחלק משמעותי ממבני השוק הנבחנו במחקר התיאורטי, אין בידי הפירמה יכולת לצפות באופן ישיר בעלות החיפוש של הצרכן. הפירמה מביאה בחשבון את התפלגות עלויות החיפוש של כלל הצרכנים בשוק ואת המחירים שנקבעים על ידי פירמות אחרות כדי לקבוע את המחיר בו היא מציעה את המוצר. גם מחקרים אמפיריים שנערכו בהקשר של עלויות חיפוש, אינם מניחים בהכרח כי הפירמה מתאימה את המחיר בו מציעה את המוצר לצרכן על פי עלות החיפוש שלו בלא שזה יצטרך להפגין בפועל בדרך של חיפוש הלכה למעשה אחר הצעות נוספות כי עלות החיפוש אינה מרתיעה אותו מלפנות לעוד פירמה לקבלת הצעת מחיר (בהקשר של שוק המשכנתאות, Allen, Clark & Houde, 2019). משום כך, אנחנו גורסים כי הנחה מזהה לפיה עלויות החיפוש משפיעות על מחיר ההלוואה רק דרך התיחור בפועל היא הנחה סבירה העומדת ברף המוצב על ידי הספרות האקדמית.

הסתייגות להנחה זו נובעת מהעובדה כי המחירים בשוק המשכנתאות בישראל נקבעים במשא ומתן פרטני בין לווה למלווה. במסגרת של משא ומתן כזה, גם הספרות התיאורטית וגם זו האמפירית, מעלים אפשרות מעשית כי עלות החיפוש נצפית לפחות באופן חלקי על ידי המלווה, מה שגורם לו להתאים את המחיר שיציע ללווה מראש לעלות החיפוש שלו, גם מבלי שזה יאלץ לתחר בפועל (לדוגמה, Allen, Clark & Houde, 2014).

לאור זאת, בהקשר של אמידת השפעת התיחור על מחיר ההלוואה, נעשה שימוש בשיטה לתחימת טווח הערכים האפשריים (להלן, הקבוצה המזוהה) לאומד בלתי מוטה של מקדם

הטיפול. ככל שטווח ערכים זה מצומצם יותר, כך השפעת הסלקציה נמוכה יותר (Oster, 2019). שיטה זו מתבססת על הרעיון שניתן להסיק ממידת היציבות של המקדם הנאמד למשתנה הטיפול ברגרסיות שונות,⁷ על מידת ההטיה הנובעת מהמשתנים הבלתי נצפים ולתקן בהתאם את האומד.

קושי נוסף נובע מטעות מדידה (measurement error) של משתנה התיחור. משתנה התיחור עליו אנחנו מתבססים הוא קיומו של אישור עקרוני להלוואה לאותו לווה בבנק אחר בתקופת המחקר. משום כך, תיחור שהתבצע באופן בלתי פורמאלי לא נצפה במסגרת המחקר. בנוסף, אין ערובה לכך שהאישור העקרוני מייצג תיחור "רציני" שעשה הלווה. נקודה זו תקפה במיוחד לתיחורים שנעשו באמצעים מקוונים ושבסופם התקבל אמנם אישור עקרוני, אך הלווה לא הגיע לסניף לפגישה עם בנקאי לדיון משמעותי על תנאי ההלוואה. כל אלה מייצרים טעות מדידה. במצב זה המקדם הנאמד בפועל מוטה לכיוון ה-0. בנוסף, השונות הנמדדת במודל הרגרסיה גדולה יותר מזו שבמודל האמיתי (Wooldridge, 2010). בדומה לאמידת פיזור המחירים, שתי שיטות אמידה ישמשו אותנו להעריך את השפעת התיחור: ריבועים פחותים (OLS) ורגרסיה אחוזונית (QR). כל שיטה מיושמת בבסיס נתונים נפרד כמתואר בטבלה ג. תיקון לסלקציה הנובעת מקיומם של משתנים בלתי נצפים נעשה עבור מקדם התיחור במסגרת אמידת ריבועים פחותים.

ג.2.ג. הערכת פוטנציאל החיסכון מתיחור

בדומה ל-Woodward & Hall (2012) אנחנו עושים שימוש באומדי הרגרסיה האחוזונית של משוואת המחיר שהתקבלו על מנת לשחזר את התפלגות המחירים החזויה עבור כל תצפית במדגם.⁸ במילים אחרות, אנו מקבלים התפלגות מחירים התואמת את מאפייני הלווה והעסקה. מאחר שהרגרסיות האחוזוניות נאמדו עבור כל בנק בנפרד, אנחנו יכולים לחשב את התפלגות המחירים החזויה בהינתן מאפיינים אלה בכל אחד מהבנקים (הבנק שבו הועמדה בפועל ההלוואה ושני בנקים נוספים).

⁷ שתי רגרסיות נבחנות בהקשר זה. האחת היא רגרסיה מצומצמת שבה המשתנה המסביר היחיד הוא משתנה הטיפול. האחרת היא הרגרסיה המלאה הכוללת את משתנה הטיפול ואת כלל משתני הבקרה.

⁸ חישוב התחזית מתבצע על בסיס ההנחה כי הלווה אינו מתחר, על מנת לקבל את התפלגות ההצעות עבור בתיחור יחיד.

על בסיס התפלגויות אלה ובהסתמך על ההנחה כי המחירים המוצעים על ידי בנקים שונים הם בלתי תלויים ניתן לחשב את החיסכון הצפוי של הלווה מתיחור בשני הבנקים הנוספים. אחוזון המחיר המוצע על ידי כל אחד מהבנקים הוגרל באופן מקרי ובלתי תלוי. כאשר נתונות 100 רמות שונות בקירוב של הצעות מחיר בכל אחד מהבנקים, מספר השילובים האפשריים של הצעות אלה עומד על $100^3 = 1,000,000$. מתוכן נדגמו 1,000 שילובים אפשריים עבור כל תצפית. עבור כל שילוב חושב החיסכון הצפוי. על בסיס 1,000 הסימולציות חושב ממוצע החיסכון עבור כל אחת מאפשרויות התיחור.

3.ג. אומדים מרכזיים שהתקבלו ברגרסיה אחוזונית

טבלה ה': התפתחות מקדמי הרגרסיה לאורך אחוזונים

מדגם: בסיס נתונים 2 – כל מטרות הרכישה
שיטת אמידה: רגרסיה אחוזונית (QR)

| אחוזונים | | | | | משתנים מסבירים מספר הצעות מחיר נוספות |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--|
| 90 | 75 | 50 | 25 | 10 | |
| -0.090*** | -0.074*** | -0.063*** | -0.050*** | -0.030*** | 1 |
| -0.133*** | -0.115*** | -0.093*** | -0.066*** | -0.030*** | 2 |
| -0.194*** | -0.171*** | -0.148*** | -0.104*** | -0.065*** | 3 |
| -0.301*** | -0.237*** | -0.222*** | -0.179*** | -0.163*** | 4 |
| -0.029*** | -0.047*** | -0.060*** | -0.074*** | -0.084*** | לווה מבנק הבית |
| 0.139*** | 0.110*** | 0.098*** | 0.095*** | 0.098*** | LTV 45- 60 |
| 0.321*** | 0.272*** | 0.241*** | 0.216*** | 0.190*** | LTV 60 - 70 |
| 0.351*** | 0.286*** | 0.256*** | 0.227*** | 0.194*** | LTV > 70 |
| -0.027*** | -0.011*** | -0.0004 | 0.001 | -0.006 | דירה חלופית |
| 0.013** | 0.017*** | 0.016*** | 0.008** | -0.001 | דירה להשקעה |
| -0.476*** | -0.351*** | -0.272*** | -0.222*** | -0.191*** | סכום הלוואה (לוג) |
| 0.151*** | 0.058*** | 0.020*** | -0.014*** | -0.027*** | שווי נכס (לוג) |
| 0.062*** | 0.036*** | -0.010* | -0.043*** | -0.086*** | הכנסה פנויה (לוג) |
| -0.069*** | -0.054*** | -0.040*** | -0.040*** | -0.032*** | הכנסה פנויה לנפש (לוג) |
| 0.005*** | 0.003*** | 0.002*** | 0.0004* | -0.001** | יחס החזר חודשי להכנסה פנויה |
| | | | | | רמת הוצאות קבועות של משק הבית |
| 0.031*** | 0.028*** | 0.024*** | 0.027*** | 0.030*** | 3 |
| 0.031*** | 0.027*** | 0.029*** | 0.021*** | 0.013*** | 4 |
| 0.076*** | 0.050*** | 0.042*** | 0.032*** | 0.019*** | 5 |
| 0.53 | 0.57 | 0.57 | 0.56 | 0.53 | Goodness of Fit |
| 97,679 | 97,679 | 97,679 | 97,679 | 97,679 | מספר תצפיות |

ג.4. ממצאים שהתקבלו באמידת ריבועים פחותים

ג.4.א. המדגם: לזווית דירה ראשונה בחלוקה על פי חמישוני ההכנסה

טבלה ו': שווי נכס ממושכן, סכום הלוואה והכנסה פנויה ממוצעים

על פי חמישון הכנסה

מדגם: בסיס נתונים 1 - דירה ראשונה

| הכנסה פנויה (ש"ח) | סכום הלוואה (אש"ח) | שווי נכס (אש"ח) | חמישון הכנסה |
|----------------------|-----------------------|--------------------|--------------|
| 7,739 | 428 | 1,038 | 1 |
| 11,168 | 599 | 1,225 | 2 |
| 13,843 | 708 | 1,375 | 3 |
| 17,176 | 801 | 1,581 | 4 |
| 26,894 | 1,000 | 2,107 | 5 |

ג.4.ב. פיזור מחירים

ממצא 1

מתודולוגיה: יכולת ההסבר (R^2) של רגרסית OLS באמידת משוואת המחיר, עבור כלל המדגם (דירה ראשונה) ובחלוקת המדגם לקבוצות הומוגנות יותר על פי רמת הכנסה, תוך התמקדות בקבוצת לזווית בנק הבית שאינם מתחרים.

כפי שניתן לראות בטבלה ז', R^2 נע בתחום שבין 0.665 לבין 0.725, קרי הרגרסיה מצליחה להסביר כ-66%-73% מהשתנות המחיר על בסיס העלויות הפיננסיות ומאפייני הסיכון בהלוואה. במילים אחרות, 27%-34% מהשתנות המחיר אינה מוסברת ולפיכך מייצגת פיזור מחירים.

⁹ R^2 הוא מדד ליכולת של מודל הרגרסיה להסביר את השונות במשתנה התלוי. כל הוספה של משתנים מסבירים למודל, בין אם אלה רלוונטיים לתופעה הנחקרת ובין אם לאו, מביאה על פי רוב לעלייה במדד זה. הוספת משתנים מסבירים לא יכולה לגרום להפחתה במדד. על מנת לבטא בצורה טובה יותר את התוספת ליכולת ההסבר הנובעת מהוספת משתנים מסבירים נעשה שימוש במדד מתוקן ליכולת ההסבר הנקרא $Adjusted R^2$. התיקון מתבצע כך שתוספת משתנים מסבירים לכשעצמה, ללא עליה ביכולת ההסבר, תביא להפחתה בערך המדד המתוקן. אנו עושים שימוש במדד המתוקן להערכת החלק המוסבר של הרגרסיה.

טבלה ז': R^2 של משוואת המחיר, על פי חמישוני הכנסה ובכל החמישוניים

מתודולוגיה: OLS

מדגם: בסיס נתונים 1 - דירה ראשונה

| מספר תצפיות | Adjusted R ² | חמישון הכנסה | תת מדגם |
|-------------|-------------------------|-------------------|----------------------------|
| 4932 | 0.665 | 1 | |
| 4253 | 0.695 | 2 | |
| 3863 | 0.718 | 3 | לווי בנק הבית שאינם מתחרים |
| 3632 | 0.709 | 4 | |
| 3876 | 0.717 | 5 | |
| 20,556 | 0.695 | כל החמישוניים | |
| 39,012 | 0.725 | כל החמישוניים | כל לווי בנק הבית* |
| 77,507 | 0.718 | כל חמישוני ההכנסה | כל המדגם* |

* משוואת המחיר כוללת את מספר התיחורים כמשתנה מסביר.

נציין כי הממצאים מצביעים על יכולת הסבר פחותה עבור חמישוני ההכנסה הנמוכים, קרי פיזור מחירים יותר גבוה.

ממצא 2

מתודולוגיה: חישוב שאריות אמידת משוואת המחיר בשיטת ריבועים פחותים (הפער בין הריבית בפועל לבין תחזית המחיר המתקבלת מהאמידה). פיזור השאריות מאפשרות להעריך את מידת פיזור המחירים במונחי ריבית. מדדי הפיזור בהם נעשה שימוש הם הפער בין אחוזון 75 לאחוזון 25 של השאריות (Q75 - Q25) והפער המקביל בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10 (Q90 - Q10).

הממצאים המתקבלים בדרך זו מוצגים בטבלה ח'. כפי שניתן לראות, הפער הבין רבעוני של מחיר ההלוואה עומד על 40-44 נקודות בסיס והפער בין אחוזון 90 לבין אחוזון 10 עומד על 83-95 נקודות בסיס.

טבלה ח': מדדי פיזור, על פי חמישון הכנסה

פער בין אחוזון 75 לאחוזון 25 (Q-75 - Q-25), פער בין אחוזון 90 לאחוזון 10 (Q-90 - Q-10) בנקודות בסיס

מתודולוגיה: שאריות האמידה של משוואת המחיר (OLS)

מדגם: דירה ראשונה

| תת מדגם | חמישון הכנסה | Q-75 - Q-25 | Q-90 - Q-10 |
|----------------------------|-------------------|-------------|-------------|
| | 1 | 44 | 95 |
| | 2 | 41 | 85 |
| | 3 | 40 | 82 |
| לווי בנק הבית שאינם מתחרים | 4 | 42 | 86 |
| | 5 | 41 | 85 |
| | כל החמישונים | 42 | 89 |
| כל לוי בנק הבית* | כל החמישונים | 37 | 77 |
| כל המדגם* | כל חמישוני ההכנסה | 38 | 79 |

* משוואת המחיר כוללת את מספר התיחורים כמשתנה מסביר.

ג.4.ג. השפעת התיחור על פי חמישוני הכנסה

בטבלה ט' מוצגים הממצאים ביחס להשפעת התיחור שהתקבלו בשיטת הריבועים הפחותים, כאשר משתנה התיחור מספק אינדיקציה רק לקיומו של תיחור או להעדרו, אך אינו מספק אינדיקציה למספר התיחורים. תיקון על פי Oster (2019) לממצאים מוצג בהמשך.

טבלה ט': השפעת התיחור על המחיר, על פי חמישון הכנסה

שיטת אמידה: OLS

מדגם: דירה ראשונה

| חמישון הכנסה | לווי בנק הבית | | | כל המדגם | | |
|--------------|---------------|-------------|---------------------|-------------|-------------|---------------------|
| | מקדם התיחור | מספר תצפיות | Adj. R ² | מקדם התיחור | מספר תצפיות | Adj. R ² |
| 1 | -0.0922*** | 8,027 | 0.687 | - | - | - |
| 2 | -0.0743*** | 8,623 | 0.73 | -0.0811*** | 17,535 | 0.714 |
| 3 | -0.0559*** | 8,626 | 0.732 | - | - | - |
| 4 | -0.0700*** | 7,712 | 0.752 | 0.0737*** | 16,912 | 0.732 |
| 5 | -0.0671*** | 6,024 | 0.754 | - | - | - |
| כל החמישונים | -0.0730*** | 39,012 | 0.725 | 0.0855*** | 11,243 | 0.751 |
| | | | | - | 77,507 | 0.718 |
| | | | | 0.0841*** | | |

השפעת התיחור על פיזור המחירים

נתמקד בהשוואת יכולת ההסבר של הרגרסיות האומדות את משוואת המחיר בנפרד עבור לווים מתחרים ועבור לווים שאינם מתחרים בשיטת הריבועים הפחותים. הממצאים המתקבלים מוצגים בטבלה י'. כפי שניתן לראות, לאורך כל חמישוני ההכנסה יכולת ההסבר של הרגרסיה האומדת את משוואת המחיר עבור קבוצת המתחרים גבוהה מזו המתקבלת עבור קבוצת הלא מתחרים. תוצאה זו מתקבלת באופן עקבי הן עבור לווים בנק הבית והן עבור כל המדגם. המשמעות היא שבניכוי מאפייני הסיכון הנצפים, פיזור המחירים נמוך יותר עבור קבוצת המתחרים.

טבלה י': R^2 של משוואת המחיר, על פי חמישוני הכנסה

שיטת אמידה: OLS (רגרסיות נפרדות למתחרים וללא מתחרים)

מדגם: דירה ראשונה – מצומצם ללווי בנק הבית

| מספר תצפיות | | Adjusted R^2 | | | חמישון הכנסה |
|-------------|-----------|----------------|-----------|-----------|---------------|
| לא מתחרים | לא מתחרים | פער R^2 | לא מתחרים | לא מתחרים | |
| 2427 | 4932 | 0.079 | 0.744 | 0.665 | 1 |
| 3302 | 4253 | 0.091 | 0.785 | 0.695 | 2 |
| 3936 | 3863 | 0.059 | 0.776 | 0.718 | 3 |
| 4369 | 3632 | 0.102 | 0.810 | 0.709 | 4 |
| 4422 | 3876 | 0.102 | 0.819 | 0.717 | 5 |
| 18,456 | 20,556 | 0.092 | 0.787 | 0.695 | כל החמישוניים |

מקור: נתוני הלוואות של בנק מזרחי, בנק לאומי ובנק הפועלים, עיבודי חטיבת המחקר

ג.4.ד. תיקון אוסטר להשפעת המחיר

טבלה י"א: השפעת התיחור על המחיר, על פי חמישון הכנסה

שיטות אמידה: OLS, תיקון סלקציה Oster

מדגם: דירה ראשונה

| *Oster | | מקדם התיחור | חמישון הכנסה | תת מדגם |
|------------|------------|-------------|---------------|---------------|
| גבול תחתון | גבול עליון | | | |
| -0.0922 | -0.0834 | -0.0922*** | 1 | לווי בנק הבית |
| -0.0793 | -0.0743 | -0.0743*** | 2 | |
| -0.0611 | -0.0559 | -0.0559*** | 3 | |
| -0.0780 | -0.0700 | -0.0700*** | 4 | |
| -0.0671 | -0.0598 | -0.0671*** | 5 | |
| -0.0730 | -0.0723 | -0.0730*** | כל החמישוניים | כל המדגם |
| -0.0841 | -0.0667 | -0.0841*** | כל החמישוניים | |

(*) תיקון הסלקציה על פי Oster (2019) חושב על-פי הנחות: $\delta = 1$, $R^2 = 0.9$

טבלה י"ב: השפעת התיחור על המחיר, על פי מספר תיחורים

שיטות אמידה: OLS, תיקון סלקציה Oster

מדגם: דירה ראשונה

| לווי בנק הבית | | | כל המדגם | | | מספר תיחורים |
|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|--------------|
| גבול תחתון | גבול עליון | מקדם | גבול תחתון | גבול עליון | מקדם | |
| -0.0934 | -0.0766 | -0.0766*** | -0.0922 | -0.0851 | -0.0851*** | 1 |
| -0.0926 | -0.0887 | -0.0926*** | -0.111 | -0.0910 | -0.111*** | 2 |
| -0.141 | -0.123 | -0.123*** | -0.148 | -0.143 | -0.148*** | 3 |
| -0.202 | -0.168 | -0.168*** | -0.217 | -0.212 | -0.212*** | 4 |
| | | | -0.191 | -0.174 | -0.174 | 5 |
| | | 39,012 | | | 77,507 | מספר תצפיות |
| | | 0.716 | | | 0.704 | R-squared |

6.ג. דוגמה: השפעת התיחור על התשלום החודשי ועל סך התשלומים המצטבר

כדי לקבל תמונה טובה יותר של השלכות הממצאים שהתקבלו ביחס לתשלום החודשי והמצטבר על פני זמן, ניישם את ממצאי האמידה על הלוואה ספציפית.

פרטים עיקריים על מאפייני הלווה והעסקה ששימשו לחישוב תחזית המחיר:

- הכנסת הלווה: כ-15 אש"ח
- סכום הלוואה: כ-730 אש"ח
- שיעור המימון: 60%
- 33.3% במסלול פריים;
- 33.3% במסלול ריבית משתנה לא צמודה;
- 33.3% במסלול ריבית קבועה לא צמודה;
- כל המסלולים בתקופה לפירעון של 25 שנה ובלוח סילוקין "שפיצר".

בטבלה י"ג מחושבת תחזית הריבית השנתית בהינתן מאפייני הלווה, העסקה ומספר התיחורים עבור אחוזוני המחיר המותנה: 10, 25, 50, 75 ו-90. בטבלה י"ד מוצגים התשלומים החודשיים המתאימים לתחזית הריבית ובטבלה ט"ו מוצגים סך תשלומי הריבית המצטבר לאורך חיי הלוואה.

טבלה י"ג: תחזית הריבית השנתית על פי אחוזון מחיר מותנה ומספר תיחורים

בעיות אינפורמציה בשוק המשכנתאות בישראל:
פיזור מחירים וחיפוש: נספחים

| מספר תיחורים | | | | | אחוזון מותנה |
|--------------|------|------|------|------|-----------------|
| 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | |
| 2.80 | 2.90 | 2.94 | 2.94 | 2.97 | 10 |
| 2.95 | 3.02 | 3.06 | 3.08 | 3.12 | 25 |
| 3.07 | 3.14 | 3.20 | 3.23 | 3.29 | 50 |
| 3.23 | 3.30 | 3.35 | 3.39 | 3.47 | 75 |
| 3.33 | 3.44 | 3.50 | 3.54 | 3.63 | 90 |

טבלה י"ד: החזר חודשי על פי אחוזון ריבית ומספר תיחורים

| מספר תיחורים | | | | | אחוזון |
|--------------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | |
| 3,397 | 3,434 | 3,447 | 3,447 | 3,458 | 10 |
| 3,451 | 3,479 | 3,494 | 3,500 | 3,519 | 25 |
| 3,498 | 3,526 | 3,547 | 3,559 | 3,583 | 50 |
| 3,559 | 3,585 | 3,607 | 3,623 | 3,652 | 75 |
| 3,599 | 3,640 | 3,664 | 3,681 | 3,717 | 90 |

טבלה ט"ו: תשלום ריבית מצטבר על פי אחוזון ריבית ומספר תיחורים

| מספר תיחורים | | | | | אחוזון |
|--------------|---------|---------|---------|---------|--------|
| 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | |
| 287,091 | 298,157 | 302,114 | 302,134 | 305,541 | 10 |
| 303,226 | 311,710 | 316,092 | 317,988 | 323,684 | 25 |
| 317,273 | 325,896 | 332,205 | 335,604 | 342,974 | 50 |
| 335,839 | 343,486 | 350,048 | 354,786 | 363,489 | 75 |
| 347,641 | 360,109 | 367,303 | 372,347 | 383,056 | 90 |

רשימת מקורות

Alexandrov, A. & Koulayev, S. (2018). No Shopping in the U.S. Mortgage Market: Direct and Strategic Effects of Providing Information. *CFPB Office of Research Working Paper Series*.

Allen, J., Clark, R., & Houde, J. (2014). The Effect of Mergers in Search Markets: Evidence from the Canadian Mortgage Industry. *The American Economic Review*, 104(10), 3365–3396. Retrieved August 30, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/43495323>

Allen, J., Clark, R., & Houde, J.-F. (2019). Search Frictions and Market Power in Negotiated-Price Markets. *Journal of Political Economy*, 127(4), 1550–1598. <https://doi.org/10.1086/701684>

Baye, M., Morgan, J., & Scholten, P. (2004). Price Dispersion in the Small and in the Large: Evidence from an Internet Price Comparison Site. *The Journal of Industrial Economics*, 52(4), 463–496. Retrieved August 30, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/3569859>

Bester, H. (1988). Bargaining, Search Costs and Equilibrium Price Distributions. *The Review of Economic Studies*, 55(2), 201–214. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/2297577>

Bhutta, N., Fuster, A., & Hizmo, A. (2020). Paying Too Much? Price Dispersion in the US Mortgage Market. *CEPR Discussion Paper No. DP14924*, Available at SSRN <https://ssrn.com/abstract=3638028>

Brynjolfsson, E., & Smith, M. (2000). Frictionless Commerce? A Comparison of Internet and Conventional Retailers. *Management Science*, 46(4), 563–585. Retrieved August 30, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/2661602>

Burdett, K., & Judd, K. (1983). Equilibrium Price Dispersion. *Econometrica*, 51(4), 955–969.

Campbell, J. (2006). Household Finance. *The Journal of Finance*, 61(4), 1553–1604. Retrieved September 1, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/3874721>

Campbell, J., & Cocco, J. (2003). Household Risk Management and Optimal Mortgage Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1449–1494. Retrieved September 15, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/25053944>

Carlson, J., & McAfee, R. (1983). Discrete Equilibrium Price Dispersion. *Journal of Political Economy*, 91(3), 480–493. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/1837099>

Diamond, P.A. (1971). A Model of Price Adjustment. *Journal of Economic Theory*, 3, 156–168.

Ehrmann, M., & Ziegelmeier, M. (2014). Household risk management and actual mortgage choice in the euro area. *ECB Working Paper*, No. 1631.

European Commission (2014). Directive 2014/17/EU of the European Parliament and of the Council of 4 February 2014 on credit agreements for consumers relating to residential immovable property and amending Directives 2008/48/EC and 2013/36/EU and Regulation (EU) No 1093/2010. *Official Journal of the European Union*, 33 (60), 34–85.

Financial Conduct Authority (2019). *Mortgage Market Study: Final Report*. FCA Market Study, MS16/2.3.

Gathergood J., & Weber J. (2017). Financial literacy, present bias and alternative mortgage products. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 78, pp. 58–83.

Honka, E. (2014). Quantifying search and switching costs in the US auto insurance industry. *Rand Journal of Economics*, 45(4), 847–884.

Lusardi, A., & Mitchell, O. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44. Retrieved September 1, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/24433857>

Meier S., Sprenger C. (2010). Present-biased preferences and credit card borrowing. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 193–210.

Moore, D. (2003). Survey of Financial Literacy in Washington State: Knowledge, Behavior, Attitudes, and Experiences. *Washington State University Social and Economic Sciences Research Center*, Technical Report 03.

Oster, E. (2019). Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics* 37(2), 187–204.

Ponce A., Seira E., Zamarripa G. (2017). Borrowing on the wrong credit card? Evidence from Mexico. *The American Economic Review*, Vol. 107, No. 4, pp. 1335–1361.

- Pratt, J., Wise, D., & Zeckhauser, R. (1979). Price Differences in Almost Competitive Markets. *The Quarterly Journal of Economics*, 93(2), 189–211. Retrieved August 27, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/1883191>
- Reinganum, J. (1979). A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion. *Journal of Political Economy*, 87(4), 851–858. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/1831011>
- Salop, S. (1977). The Noisy Monopolist: Imperfect Information, Price Dispersion and Price Discrimination. *The Review of Economic Studies*, 44(3), 393–406. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org.elib.openu.ac.il/stable/2296898>
- Salop, S., & Stiglitz, J. (1977). Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. *The Review of Economic Studies*, 44(3), 493–510. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org.elib.openu.ac.il/stable/2296903>
- Stango V., Zinman J. (2009). What do consumers really pay on their checking and credit card accounts? Explicit, implicit, and avoidable costs. *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, pp. 424–429.
- Stango, V. & Zinman, J. (2016). Borrowing High versus Borrowing Higher: Price Dispersion and Shopping Behavior in the U.S. Shopping Behavior in the U.S. Credit Card Market. *The Review of Financial Studies*, 29(4), 979–1006.
- Stigler, G. J. (1961). The Economics of Information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213–225. <https://doi.org/10.1086/258464>
- Wolinsky, A. (1987). Matching, search, and bargaining. *Journal of Economic Theory*, 42(2), 311–333.
- Wolinsky, A. (1986). True Monopolistic Competition as a Result of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(3), 493–511. Retrieved August 29, 2020, from <http://www.jstor.org.elib.openu.ac.il/stable/1885694>
- Woodward, S., & Hall, R. (2012). Diagnosing Consumer Confusion and Sub-Optimal Shopping Effort: Theory and Mortgage-Market Evidence. *The American Economic Review*, 102(7), 3249–3276. Retrieved August 30, 2020, from <http://www.jstor.org/stable/41724633>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (The MIT Press) (second edition). The MIT Press.