

שווי דירות מגורים כאינדיקטור לרמה חברתית-כלכלית¹

פריסה פליישמן, יורי גובמן ואביעד טור-סיני

המטרה העיקרית של המחקר היא לבדוק את תיקוף שווי הדירות כאינדיקטור לרמה חברתית-כלכלית של יחידות גיאוגרפיות שונות, תוך שימוש באשכול חברתי-כלכלי (SEC) המחושב בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כמו כן, המחקר בודק השפעות של גורמים דמוגרפיים וחברתיים שלא נכללו בחישובי ה-SEC על רמת מחירי הדירות ביחידות גיאוגרפיות מצרפיות. המחקר מבוסס על בסיס נתונים ייחודי אשר נבנה על ידי זיווג הנתונים של קובצי עסקאות מכירה שנעשו בשוק הדירות בשנים 2001 ו-2003, עם מספר בסיסי נתונים מנהליים, עבור אזורים גיאוגרפיים שהוגדרו כאזורי אמידה לצורכי המחקר. עבור אזורי אמידה אלה נבנה מדרג לפי שווי דירות המגורים בהם (מדרג שווי הדירות) שהשווה לאשכול החברתי-כלכלי המדרג את אותם אזורים לפי הרמה החברתית-כלכלית של התושבים. ממצאי המחקר מעידים כי קיים מתאם חיובי חזק בין האשכול החברתי-כלכלי של יישוב/אזור לבין מדרג שווי הדירות באותו אזור, כאשר מגמות השינוי באשכול החברתי-כלכלי עקביות עם מגמות השינוי במדרג שווי הדירות. ניתוח באמצעות מודלים אקונומטריים מאפשר לזהות גורמים אקסוגניים למדד החברתי-כלכלי אשר השפעתם הינה מובהקת, לרבות נתוני טרור ומיקום גיאוגרפי.

א. מבוא

פעילות ענף הדירות מהווה נתח משמעותי מפעילות המגזר העסקי, כאשר ההוצאות על שירותי הדירות מגיעות ליותר מ-20 אחוזים מהוצאות משק הבית (על פי סקר הוצאות משק הבית הנערך בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה [להלן: "למ"ס]) וזה גם משקלו של סעיף הדירות במדד המחירים לצרכן.² משנות השישים ועד תחילת שנות האלפיים נרשמה מגמת עלייה במחיר הריאלי של הדירות (מחירי הדירות ביחס למדד המחירים לצרכן). תקופת השנים 2001–2003, שאליה מתייחס המחקר הנוכחי, מאופיינת כתקופה בעלת רמת פעילות נמוכה יחסית בענף הדירות, כאשר לירידה זו גרמה התפתחותם

1 ברצוננו להודות לדמיטרי רומנוב, נטליה ציבל, דני בן-שחר, דיויד גינסוב ובוריס פורטנוב, משתתפי הכנס השנתי של האגודה הישראלית לכלכלה, כנס האיגוד למדעי האזור וסמינר הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, על הערותיהם והצעותיהם המועילות. כמו כן, תודתנו נתונה לשופט האלמוני על הערותיו שאפשרו לשר את המאמר.

2 דיון נרחב בנושא סעיף הדירות בבעלות במדד המחירים לצרכן ודרך מדידת שירותי הדירות בבעלות ניתן למצוא אצל אלקיים ושיפר, 1991; סיקרון וקרשאי, 1991; הועדה לבדיקת מדדי מחירי דירות בבעלות, 1997; שיפר, 2001.

השליטת של רוב הגורמים היסודיים המשפיעים על הביקוש לדירות: ההכנסה הפרמנטית, כפי שמתקפת בצריכה הפרטית לנפש, ירדה; קצב הגידול של האוכלוסייה ירד בשל ירידת מספר העולים; קצב הגידול של מספר משקי הבית ירד משמעותית, וכן חלה החמרה במצב הביטחוני. שוויה של דירת מגורים בשוק החופשי משקף את מאפייניה הפיזיים וכן את מאפייני מיקומה, לרבות מאפיינים סביבתיים, כלכליים וחברתיים, כפועל יוצא מתנאי היצע וביקוש לדירות מגורים באזור (שכונה ויישוב) בעת מכירתה. סביר להניח, אם כך, את קיומו של קשר בין שווי דירה הממוקמת באזור גיאוגרפי מסוים לבין מאפיינים חברתיים-כלכליים של האוכלוסייה באותו אזור, כאשר שילובם של מאפיינים אלו נתפס כמושג "רמה חברתית-כלכלית" של אוכלוסיית האזור. המטרה העיקרית של המחקר הנוכחי היא לבדוק את תיקוף שווי הדירות כאינדקטור לרמה החברתית-כלכלית של יחידות גיאוגרפיות שונות.

מבנה העבודה הוא כדלקמן. פרק א מציג את הרקע לדין על שווי דירות באזור מגורים בהקשר לפרופיל החברתי-כלכלי של האוכלוסייה באותו אזור, תוך סקירת ספרות בנושא. בנוסף, מתוארת שיטת החישוב של המדד והאשכול החברתי-כלכלי עבור יחידה גיאוגרפית, כפי שמתבצע על ידי הלמ"ס. כמו כן, מפורטות בפרק א מטרות ושאלות המחקר. פרק ב מתאר ומסביר את הקריטריונים לבחירת אוכלוסיית המחקר, תהליך הגדרת היחידות הגיאוגרפיות שעבורן נבנה מדרג שווי דירות המגורים (אזורי אמידה) וכן בניית בסיס נתונים ברמה של אותם אזורי אמידה. פרק ג עוסק בבניית מדרג אזורי לפי שווי הדירות ובודק את הקשר בינו לבין האשכול החברתי-כלכלי. כמו כן, מוצגת סטטיסטיקה תיאורית עבור גורמים דמוגרפיים, חברתיים, גיאוגרפיים וביטחוניים המאפיינים את קבוצות המדרג של שווי הדירות, וכן תוצאות ניתוח ראשוני אודות הקשר בין גורמים אלו לבין מדרג שווי הדירות. פרק ד מרחיב את ניתוח הקשר בין הגורמים הנ"ל לבין מדרג השווי, באמצעות מודלים אקונומטריים, כגון רגרסיה מולטינומית לוגיסטית, רגרסיה OLS ושיטת עץ רגרסיה לא פרמטרית. פרק ה מסכם את תוצאות המחקר.

א.1. רקע – שווי דירות מגורים לאור מאפייני רמה חברתית-כלכלית

שוויה של דירת מגורים בשוק החופשי משקף את נכונותו של הרוכש לשלם לא רק עבור הנכס עצמו אלא גם עבור סביבת מגורים מסוימת, במילים אחרות, בתמורה לאיכות "המרחב החברתי" (Reed, 2001).

ממצאי מחקרים מהעולם מעידים על מגוון גורמים המשקפים את המהות החברתית-כלכלית של אזור המגורים, כאשר העיקריים ביניהם הינם הכנסה, השכלה, תעסוקה ומאפיינים דמוגרפיים של אוכלוסייה המתגוררת באזור גיאוגרפי מסוים. המחקרים הקודמים מלמדים על קשר חיובי מובהק בין שלושת הגורמים המרכזיים המאפיינים את הרמה החברתית-כלכלית של אזור מגורים, כגון: הכנסה, השכלה ותעסוקה, לשווי דירות מגורים (Goodman and Thibodeau, 1998; Greenberg, 1999); כאשר גורם ההכנסה נחשב כגורם העיקרי (Ozanne and Thibodeau, 1983; Malpezzi et al., 1998). כפי שנטען אצל Reed (2001), ההיגיון העומד מאחורי תפיסה זו הוא שמשקי בית בעלי סטאטוס כלכלי גבוה יכולים להרשות לעצמם לקיחת משכנתאות גבוהות לצורך רכישת דיור בשכונות מבוססות ויוקרתיות יותר. כמו כן, בעלי יכולת ואמצעים כלכליים בוחרים שכונות מגורים תוך ניסיון להימנע משכנים בעלי סטאטוס כלכלי-חברתי נמוך. על סמך התפיסה הרווחת, בעיות חברתיות, כגון: פשע, שימוש בסמים, הידרדרות כללית של השכונה וכפועל יוצא מכך בניינים מוזנחים – כל אלה קשורים

קשר ישיר לשכונות המאופיינות בשיעור גבוה של מובטלים, בעלי רמת השכלה והכנסה נמוכות (Harris, 1999). כך, לדוגמה, ממחקרם של Eisenberg and Keil (2000) שנערך בארה"ב על בסיס מדגם ארצי, עולה כי עלייה בהכנסה הממוצעת ב-10% במהלך התקופה שבין 1990 ל-1998 הביאה לעלייה במחירי הדירות ב-6.2%, בעוד שעלייה בשיעור המועסקים ב-10% באותה תקופה הניבה עלייה במחירי הדירות ב-6.7%. כאמור, הספרות הכלכלית מעידה על קשר חיובי בין מחירי הדירות בשכונות המגורים לבין שיעור תושביה המשכילים. לדוגמה, במחקרם של Kahn et al. (2001) נבחנה השפעת ההשכלה – כאחד הממדים של רמה חברתית-כלכלית של תושבי שכונות שונות בעיר פילדלפיה – על מחירי דירות המגורים באותן שכונות. ממצאי המחקר מלמדים על פרמיה למחירי דירות בהיקף של כ-21% עם גידול בשיעור המבוגרים בעלי השכלה על-תיכונית ב-10%. ברמה הארצית, נבדק הקשר בין רמת ההשכלה של התושבים לרמת המחירים בסביבת מגוריהם במחקרם של Harris (1999) ושל Des Rosiers et al. (2002). המחקר הראשון נערך בקנדה ומעיד על כך כי עלייה באחוז אחד בשיעור בעלי ההשכלה האקדמית מעלה את רמת מחירי הדירות באותו אזור בכ-0.7%. תוצאה דומה התקבלה גם במחקר השני, אשר נערך בארה"ב.

מלבד שלושת הגורמים שהוזכרו לעיל המאפיינים את המרחב החברתי-כלכלי והמשפיעים על שווי הנכס, נבחנה בספרות הרלוונטית השפעתם של מאפיינים דמוגרפיים של תושבי שכונות מגורים, כגון גיל וסטאטוס משפחתי, על שוויין של הדירות באותה שכונה (Heikkila, 1992; Myers, 1990). בפרט, ממצאי המחקרים שהתמקדו בסוגיה זו מעידים על קשר שלילי בין שיעור האוכלוסייה המבוגרת בשכונה (מעבר לגיל 65) לבין מחירי הדירות באותה שכונה (Malpezzi et al., 1998; Reed, 2001).

כמו כן, ישנם מחקרים שתוצאותיהם מצביעות על כך שההרכב האתני והביטחון האישי בסביבת המגורים נכנסו אף הם ל"מעגל השחקנים" המשתתפים בעיצוב המרחב החברתי-כלכלי המשפיע על שוויין של דירות המגורים (Buck et al., 1991; Dubin and Goodman, 1982; Harris, 1999; Thaler, 1978; Kiel and Zabel, 1996). למשל, במחקרו של Harris (1999) נמצא כי שוויין של דירות מגורים יורד בכ-16% בממוצע כאשר שיעור האוכלוסייה האפרו-אמריקאית בשכונת המגורים עולה על סף של 10% ונע בין 10% ל-60%, כאשר ירידת מחירים דרמטית הרבה יותר (בשיעור של כ-46%) כרוכה בשיעור אוכלוסייה אפרו-אמריקאית שעולה על סף של 60% מכלל תושבי השכונה. לפי מחקר זה, ההסבר לממצא זה אינו טמון בהכרח בהעדפות אתניות, אלא יותר בבעיות חברתיות הכרוכות בסטאטוס החברתי-כלכלי של האוכלוסייה האפרו-אמריקאית שהוא בדיכ נמוך יותר.

ניתן להסיק כי מחקרים רבים מהעולם מעידים על קשר הדוק בין הגורמים המבטאים את המרקם החברתי-כלכלי של סביבת המגורים לבין שוויין של דירות המגורים, אשר אף הולך וגדל עם הזמן (Ding and Knaap, 2003; Malpezzi et al. 1998; Phillips and Goodstein, 2000). קשר זה משמש בסיס תיאורטי להנחת היסוד העומדת מאחורי המחקר הנוכחי: שוויין של דירות מגורים ביחידה גיאוגרפית מסוימת יכול לשמש אינדיקטור מצרפי לרמה החברתית-כלכלית באותה יחידה.

2.2. המדד החברתי-כלכלי והאשכול החברתי-כלכלי

לצורך אפיון ותיעוד המרחב החברתי-כלכלי לפי יחידות גיאוגרפיות שונות נהוג בסטטיסטיקה הרשמית במדינות שונות לבטא את התוכן החברתי-כלכלי באמצעות מדדים מצרפיים (כמו למשל בלשכות הסטטיסטיקה של אנגליה, אוסטרליה וניו זילנד) הנבנים על פי שיטות חישוב ועדכון שונות,

אך מדדים אלו מבוססים על שילובם של אותם משתנים שהוזכרו לעיל (Australian Bureau of Statistics, 2006; בורק וכבביה, 1996, 1999). בלמ"ס פותח מדד חברתי-כלכלי על בסיס מפקד האוכלוסין והדירור 1995. המדד משקף מאפיינים דמוגראפיים, חברתיים וכלכליים של תושבי עיריות, מועצות מקומיות ומועצות אזוריות. מדד חברתי-כלכלי עבור רשויות מקומיות חושב במסגרת פרסומי הלמ"ס על סמך נתוני השנים 1999, 2001 ו-2003 שהתקבלו ממקורות מנהליים ומסקרי הלמ"ס. המדד מסכם 14 משתנים המשקפים: (1) מאפיינים דמוגראפיים: יחס תלות, חציון גיל, אחוז משפחות עם ארבעה ילדים ויותר; (2) חינוך והשכלה: אחוז הסטודנטים הלומדים לתואר ראשון ומעלה, אחוז הזכאים לתעודת בגרות; (3) רמת חיים: רמת המינוע, אחוז כלי רכב מנועיים חדשים, הכנסה ממוצעת לנפש; (4) תכונות כוח העבודה: אחוז דורשי העבודה, אחוז השכירים והעצמאים המשתכרים/מרוויחים עד שכר המינימום, אחוז השכירים המשתכרים מעל פעמיים השכר הממוצע; (5) תמיכות/גמלאות: אחוז מקבלי דמי אבטלה, אחוז מקבלי גמלה להבטחת הכנסה, אחוז מקבלי קצבת זקנה עם תוספת השלמת הכנסה. חשוב לציין כי רשימת המשתנים אינה כוללת את המידע אודות שווייץ של דירות המגורים.

ערך המדד מהווה קומבינציה ליניארית של 14 המשתנים שפורטו לעיל, כאשר ערכי המקדמים מחושבים באמצעות השיטה הסטטיסטית של ניתוח מרכיבים ראשיים. שיטה זו מבטיחה שהמשתנה החדש "מדד חברתי-כלכלי" מסביר את מירב השונות הכוללת של המשתנים המרכיבים אותו. באופן זה, ניתן למזער אובדן מידע כתוצאה ממעבר למשתנה מצרפי אחד. לכן, ניתן להציג את המדד החברתי-כלכלי באופן הבא:

$$SEI = a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_{14}X_{14} \quad (1)$$

כאשר SEI מסמן מדד חברתי-כלכלי המתקבל, a_1, \dots, a_{14} – מקדמים שחושבו בשיטת המרכיבים הראשיים, ו- X_1, \dots, X_{14} – משתנים המרכיבים את המדד אשר פורטו לעיל.

לאחר מכן, רשויות מקומיות מחולקות ל-10 אשכולות (Socio-Economic Cluster), להלן (SEC), כאשר אשכול 1 מכיל רשויות בעלות הרמה החברתית-כלכלית הנמוכה ביותר, ואשכול 10 מכיל רשויות בעלות הרמה החברתית-כלכלית הגבוהה ביותר.³

במשך שנים תרמו מדדים חברתיים-כלכליים ליישום מדיניות דיפרנציאלית של השלטון המרכזי כלפי הרשויות המקומיות, לרבות הקצאת תקציבים ומשאבים בתחומים שונים. בין צרכני המדד המרכזיים ניתן למנות את משרד הפנים, הרשויות המקומיות עצמן ומשרדים נוספים העוסקים בתחומים חברתיים וכלכליים (כגון משרד החינוך, משרד הבינוי והשיכון וכו'). בנוסף, מדד חברתי-כלכלי משמש בסיס למחקרים בנושאים רלוונטיים.

בעוד שספרות כלכלית הבודקת את המתאם בין מאפיינים כלכליים, חברתיים ודמוגראפיים לבין שווי הדירור באופן בלתי תלוי בשאר המשתנים הינה ענפה ומגוונת, מחקרים שניסו לבחון באם קיים מתאם בין מצרף המשתנים המאפיינים את הרמה החברתית-כלכלית לבין שווי הדירור בודדים ומוגבלים מבחינת כיסוי גיאוגרפי (Gat, 1996; פליישמן ואודיש, 2003). במחקרים הנ"ל נותחו מדגמים קטנים יחסית ואין ביכולתם לתת תמונה כלל-ארצית, וכן לא ניתן לבצע ניתוח השוואתי על פני זמן. המחקר הנוכחי שם לו למטרה להרחיב מחקרים קודמים תוך ניתוח מדגם ארצי ייחודי שנבנה בלמ"ס.

3 דיון מפורט אודות המדד החברתי-כלכלי, אופן חישוביו ושימושו מוצג במבוא לפרסום 1281 של הלמ"ס.

א.3. מטרות ושאלות המחקר

למחקר הנוכחי שתי מטרות עיקריות. המטרה הראשונה היא לבדוק את תיקוף שווי הדירות כאינדיקטור לרמה החברתית-כלכלית של יחידות גיאוגרפיות שונות. כפי שנוכח לעיל, SEI מורכב ממספר סדרות משתנים כלכליים-חברתיים (משוואה 1), ומכאן שיש במטרה זו כדי לבחון את ההתנהגות הכלכלית של רמת שווי הדירות והמתאם בינה לבין הקומבינציה הליניארית של הסדרות המרכיבות את SEI.⁴ המטרה השנייה היא לבחון את מידת השפעתם של מאפיינים חברתיים ודמוגרפיים אשר אינם נכללים בחישובי SEI על רמת מחירי הדיור באזור גיאוגרפי נתון. בדרך זו ניתן לבחון את המתאם בין הרמה החברתית-כלכלית לבין שווי הדיור תוך פיקוח על מגוון גורמים אקסוגניים, ולאמוד את התרומה השולית של הגורמים הנוספים להסבר הפער בין המדד החברתי-כלכלי לרמת מחירי הדיור באזור גיאוגרפי נתון.

לשם השגת המטרה הראשונה דורגו אזורים גיאוגרפיים בארץ לפי שווי דירות המגורים בהן (להלן: מדרג שווי הדירות), והושושו לאשכול החברתי-כלכלי המדרג את אותם אזורים לפי הרמה החברתית-כלכלית. דיון אודות בנייתם של אזורים גיאוגרפיים לצורכי האמידה מובא בפרק ב.2. לשם השגת המטרה השנייה נאמדו מודלים אקונומטריים לנתוני שווי הדירות, תוך פיקוח על הרמה החברתית-כלכלית של האזור (באמצעות SEC), וכן על מכלול הגורמים הדמוגרפיים והחברתיים האקסוגניים למדד זה.

ממטרות אלו נגזרות שאלות המחקר הבאות: (1) האם ישנו מתאם בין מדרג האזורים הגיאוגרפיים לפי שווי הדירות לבין דירוגם לפי SEC; (2) אם כן, מהי עוצמת המתאם; (3) מה השפעתו של מיקום האזור במרחב על דירוגו לפי שווי הדירות ועל מידת ההתאמה בין דירוג זה לבין SEC; (4) האם שינויים בדירוג האזורים הגיאוגרפיים לפי מדרג שווי הדירות תואמים את השינויים המקבילים ב-SEC, מה הם הגורמים האקסוגניים ל-SEC אשר משפיעים על שינויים במדרג שווי הדירות ומהי עוצמת השפעתם.

ב. הנתונים

ב.1. אוכלוסיית המחקר

המחקר מבוסס על קובצי עסקאות המקרקעין שנעשו בשוק הדיור בשנים 2001 ו-2003.⁵ קובצי עסקאות מתקבלים בלמ"ס מדי חודש מרשות המסים ומכילים את העסקאות מכל הסוגים שנעשו בישראל ביישובים עירוניים וכפריים, כולל עסקאות מיישובים יהודיים הממוקמים ביהודה, שומרון

4 ערים גדולות שעלולות להיות הטרוגניות ביחס לרמה החברתית-כלכלית של השכונות הנכללות בהן וביחס לרמת שווי הדיור לא פוצלו לאזורים קטנים יותר במחקר הנוכחי, שכן מהגדרת מטרות המחקר נובע כי הרזולוציה הגיאוגרפית תיקבע על ידי היחידות שעבורן המדד החברתי-כלכלי זמין בתקופת המחקר.

5 חישוב ופרסום של מדד חברתי-כלכלי נעשים בלמ"ס בפיגור של מספר שנים, מטעמי זמינות נתונים. בחירת השנים הנ"ל לצורכי המחקר הנוכחי נובעת מזמינות נתוני SEC בעת ביצוע המחקר.

וחבל עזה. המחקר הנוכחי מתמקד בעסקאות המכירה שבוצעו עבור דירות מגורים בלבד. בסה"כ הקובץ הבסיסי משנת 2001 הכיל 60,851 עסקאות והקובץ משנת 2003 הכיל 57,223 עסקאות.⁶ בהתאם למטרות המחקר, נבחרו קריטריונים שלפיהם בוצע מיון וניפוי העסקאות באותם קבצים. ניפוי העסקאות נעשה במספר שלבים. בשלב הראשון הוגדרו העסקאות הרלוונטיות למחקר כעסקאות שנעשו בין גורמים פרטיים או בין גורם פרטי לחברה, עבור דירות מגורים שבבעלותו של המוכר או בחכירה ממנהל או מגורם אחר. בשלב השני הושמטו עסקאות שנעשו ביישובים בחבל עזה. לבסוף, על מנת להבטיח תוקף ועמידות של תוצאות המחקר, אותרו תצפיות חריגות לפי המשתנה ששימש בסיס לבניית מדרג שווי הדירות – הלוג הטבעי של המחיר למטר רבוע (להלן y).⁷ אומנם, מחיר למטר רבוע של דירת מגורים כולל, בין היתר, גם את ערך הבנייה שעליה, איכותה, צפיפות המגורים, מאפייני סביבת המגורים, גיל המבנים וגודלם וכד'. יחד עם זאת, באמצעות משתנה זה אנו מצליחים לנטרל את השונות בגודל הדירות, משתנה עיקרי המסביר פערים במחירי הדירות, ולייצג עד כמה שניתן את "השווי המשוער" של הנכס ברמה מצרפית של יחידה גיאוגרפית נתונה (יישוב/אזור אמידה).

ראשית, נוכו חריגים קיצוניים מכלל העסקאות בקבצים משנת 2001 ומשנת 2003. התצפית הוגדרה כ"חריג קיצוני" במידה שמתקיים:

$$y \notin (y \pm 3 * std(y)) \quad (2)$$

לאחר ניכוי חריגים קיצוניים לפי נוסחה (2), נוכו תצפיות חריגות עבור כל אחת מהיחידות הגיאוגרפיות ששימשו בסיס לבניית מדרג שווי הדירות (הסבר מפורט להגדרת יחידות גיאוגרפיות אלו מובא בסעיף ב2):

$$y_i \notin (y \pm 2.5 * std(y_i)) \quad (3)$$

עבור כל יחידה גיאוגרפית i . לוח נ"1 מציג את מספר התצפיות שהושמטו מהקבצים, לפי קריטריונים שונים.

ניתן לראות כי לאחר כל שלבי הניכוי הנ"ל, קובץ שנת 2001 הכיל 50,118 תצפיות, בעוד שקובץ שנת 2003 הכיל 52,135 תצפיות, המהוות 82.4% ו-91.1% מסך התצפיות בקבצים המקוריים, בהתאמה.

ב.2. הגדרת אזורי אמידה

הגדרת היחידות הגיאוגרפיות שעבורן נבנה מדרג שווי דירות המגורים (להלן: "אזורי אמידה") נבעה מהטעמים הבאים: (1) היחידות הגיאוגרפיות שעבורן חושבו נתוני SEC בשנים 2001 ו-2003 הן רשויות מקומיות (יישוב בודד או קבוצת יישובים המאוחדים במועצה אזורית). מכאן, הוחלט לבנות מדרג שווי דירות ברזולוציה שאינה גבוהה יותר מיישוב; (2) יחידות גיאוגרפיות שבהן כמות

6 במחקר הנוכחי נעשה שימוש במדגם ארצי של עסקאות "יד שנייה" עבור השנים 2001 ו-2003. בשל מיעוט התצפיות, לא נכללו נתוני עסקאות "יד ראשונה" במסגרת המחקר הנוכחי.

7 בעוד שהתפלגות המשתנה "מחיר למטר רבוע" לא נורמאלית ולא סימטרית, התפלגות הלוג הטבעי של משתנה זה קרובה להתפלגות נורמאלית. יש לציין כי ממצא זה נכון אף טרם ניכוי חריגים.

יחידות הדיור למגורים מספקת היצע דירות למכירה בשוק הדיור המקומי; (3) יחידות גיאוגרפיות שבהן בוצעו בשנים אלו מספר עסקאות סביר על מנת לייצג את רמת המחירים בשוק הדיור באותה יחידה; (4) במסגרת יחידה גיאוגרפית אחת, שוק דיור הינו הומוגני ככל הניתן מבחינת המחירים; (5) במסגרת יחידה גיאוגרפית אחת, היישובים מפוזרים במרחב באופן המאפשר לשייכם (בקירוב) לשוק דיור משותף. בהתאם לטעמים אלו, נבחרו קריטריונים שלפיהם חלק מהיישובים הוגדרו כאזורי אמידה בפני עצמם, בעוד שיישובים אחרים קובצו באזורי אמידה מצרפיים.

תחילה אותרו יישובים אשר יכולים להיות מוגדרים כאזורי אמידה בפני עצמם. הקריטריון העיקרי להגדרת היישוב כאזור אמידה הוא גודלו, מבחינת מספר יחידות הדיור. בהתאם לכך, נקבע הסף המינימאלי למספר יחידות הדיור ביישוב כ-5,000 יחידות, מתוך הנחה כי מספר זה מספק את התנאים הנדרשים של היצע וביקוש לדירות מגורים ביישוב/אזור. היות שאין מקור זמין ואמין למספר יחידות הדיור למגורים ברמת יישוב, הוחלט להשתמש בנתוני הגודל והרכב האוכלוסייה ביישוב על מנת לאמוד את מספר יחידות הדיור בו. הסף חושב באופן הבא: 5,000 יחידות דיור הוכפל בגודל משק בית ממוצע בשנים 2001 ו-2003, כאשר החישובים הביאו בחשבון את ההבדלים בגודל הממוצע של משק בית לפי מספר התושבים ביישוב, סוג היישוב (עירוני או כפרי) והרכב האוכלוסייה ביישוב מבחינת קבוצות האוכלוסייה (יהודים וערבים), ומידת הדתיות של האוכלוסייה היהודית (חרדים, דתיים וחילונים). במידה שאוכלוסיית היישוב גדולה מהסף שנקבע, היישוב נקבע כאזור אמידה בפני עצמו.

נמצא כי בשנת 2001 נע הסף המינימאלי של גודל היישוב לפי הקריטריון שהוזכר לעיל בין 16,150 תושבים (לאוכלוסייה יהודית חילונית) ל-24,350 תושבים (לאוכלוסייה יהודית חרדית), ובשנת 2003 נע האומדן לסף המינימאלי בין 16,450 תושבים ל-25,350 תושבים, בהתאמה. חשוב לציין כי חישובים אלו עולים בקנה אחד עם ממצאי מחקרם של Royuela and Vargas (2007) שנערך בספרד, שבו נבדק באופן אמפירי שהסף של 20,000 תושבים ביישוב הינו הסף המינימאלי לקיום שוק דיור תחרותי.

בשלב הבא הוגדרו אזורי אמידה מצרפיים הכוללים מספר יישובים. יישובים שבהם נעשו עסקאות מכירה בשנים שבנדון (2001 ו-2003), אך קטנים יותר מהסף המינימאלי של שוק הדיור שתואר לעיל, קובצו ליחידות גיאוגרפיות גדולות שנכנסו לרשימת אזורי האמידה כיחידות מצרפיות עצמאיות, לצד אותם יישובים שהוגדרו כאזורי אמידה בשלב הקודם. הקריטריונים העיקריים להגדרת אזורים מצרפיים ולא יישובים במסגרתם, הינם: קומפקטיות מרחבית של האזור, סך כל מספר עסקאות המכירה שבוצעו בכל יישובי האזור בשנה, ומידת ההומוגניות של מחירי הדירות ביישובי האזור. יש להדגיש כי במקרה זה לא נקבע סף מינימאלי למספר התושבים באזור האמידה. בכל אחד מאזורי האמידה נרשמו לא פחות מ-15 עסקאות מכירה בשנה. יישובים קטנים שבהם בוצעו עסקאות אחדות בלבד בשנים 2001 ו-2003, המפוזרים במרחב ומרוחקים מיישובים גדולים יותר או מריכוז יישובים אחרים, נוכו מרשימת היישובים שהשתתפו בבניית אזורי האמידה, שכן לא ניתן לצרפם בתוך יחידה גיאוגרפית קומפקטית. יש לציין כי כתוצאה מאי-הכללת התצפיות החריגות מבחינה מרחבית לא נגרם אובדן מידע משמעותי – 13 עסקאות בלבד הושמטו מקובץ העסקאות בשנת 2001, ו-24 – מקובץ העסקאות בשנת 2003 (ראהנספח 1).

על מנת לשמור, עד כמה שניתן, על תנאים דומים שלפיהם מתנהלים שוקי דיור ביישובים שונים בתוך האזור המצרפי ולשמור על הומוגניות של מחירי הדירות, הוחלט שלא לצרף לאזור אמידה אחד את היישובים שבהם יותר מ-50% מהאוכלוסייה הם יהודים ואחרים, לפי הגדרת הלמ"ס (יישובים יהודיים) עם היישובים שבהם יותר מ-50% מהאוכלוסייה הם ערבים, לפי אותן ההגדרות (יישובים

ערביים). לכן, בתוך מרחב גיאוגרפי אחד ייתכנו שני אזורי אמידה: אוסף יישובים יהודיים ואוסף יישובים ערביים באותו מרחב.

לביצוע המחקר היה צורך לוודא כי האזורים המצרפיים שנוצרו כתוצאה מהפעלת הקריטריונים שהוזכרו לעיל הם הומוגניים ביחס למחירי הדירות באותה מידה כמו אזורי האמידה הכוללים יישוב בודד. בנוסף, היה צורך להצדיק את ההפרדה בין היישובים במגזר היהודי ליישובים במגזר הערבי בבניית אזורי אמידה. לשם הבדיקות הללו נערכו מספר מבחנים סטטיסטיים. עקב מספר קטן של אזורים מצרפיים המורכבים מיישובים ערביים (5 אזורי אמידה מצרפיים לא-יהודיים בשנת 2001, ו-4 בשנת 2003) אשר אינו מאפשר מבחן סטטיסטי ברמת אזורי אמידה, שני המבחנים הראשונים מתייחסים למחירי עסקאות (בקבוצה רלוונטית) ללא חלוקתם לאזורי אמידה.

המבחן הראשון הינו מבחן F הבודק את השערת שוויון השונויות של מחירי הדירות בשתי קבוצות, כאשר קבוצה אחת מכילה את עסקאות המכירה שבוצעו ביישובים יהודיים, בעוד שקבוצה שנייה מכילה עסקאות שבוצעו ביישובים הלא-יהודיים. המבחן מתייחס אך ורק לעסקאות שנעשו ביישובים קטנים (הן במגזר היהודי והן במגזר הערבי) המרכיבים את אזורי האמידה המצרפיים. לוח 1 מציג את תוצאות הבדיקה.

לוח 1: שונויות ברמת מחירי הדירות ביישובים יהודיים לעומת יישובים לא-יהודיים (ש"ח)

מובהקות p-value	יישובים במגזר הערבי			יישובים במגזר היהודי			שנה
	ממוצע	מס' עסקאות מחיר למ"ר	סטיית תקן	ממוצע	מס' עסקאות מחיר למ"ר	סטיית תקן	
<.0001	1,519.4	3,627.2	263	2,932.3	6,422.2	4,739	2001
<.0001	1,268.9	3,205.1	207	2,833.9	6,850.0	4,685	2003

לפי ממצאי המבחן, ניתן לדחות את השערת האפס על שוויון שונויות של מחירי הדירות בשני המגזרים. מבחן t הבודק את השערת שוויון הממוצעים של מחירי הדירות במגזרים אלה מראה כי יש לדחות את השערת האפס על שוויון הממוצעים של מחירי הדירות ($p\text{-value} < .0001$).

בנוסף לשני המבחנים הנ"ל, נערכו שני מבחנים נוספים לא פרמטריים: מבחן להשוואת חציונים (Median test) ומבחן המיקום (Wilcoxon test).⁸ באמצעות שני מבחנים אלה ניתן לגלות שוני בין ההתפלגויות בשתי קבוצות של תצפיות. התוצאות פחות רגישות לקיום ערכים חריגים, לשוני במספר התצפיות בקבוצות ההשוואה ואינם מניחים הנחות מקדימות אודות התפלגות התצפיות. לכן, ניתן היה להפעיל את המבחנים הללו באזורי אמידה מצרפיים לא-יהודיים.

השערת האפס של המבחן להשוואת חציונים של מחירי הדירות באזורים במגזר היהודי לעומת אזורים במגזר הערבי הינה כי אין שוני בחציונים בשתי הקבוצות. ממצאי המבחן מראים כי ניתן

8 תיאור מפורט של המבחנים הנ"ל מופיע אצל Randles and Wolfe (1979).

לדחות את השערת האפס, הן בשנת 2001 ($p\text{-value}=0.018$) והן בשנת 2003 ($p\text{-value}=0.042$). מכך ניתן להסיק כי קיים שוני מובהק בין החציונים בשתי הקבוצות. השערת האפס של מבחן המיקום (Wilcoxon test) הינה כי אין שוני בצורת ההתפלגות בין שתי הקבוצות המשוות. על סמך ממצאי המבחן ניתן לדחות את השערת האפס, הן בשנת 2001 ($p\text{-value}=0.002$) והן בשנת 2003 ($p\text{-value}=0.004$), ויש להסיק כי קיים הבדל מובהק בין ההתפלגויות של מחירי הדיור בשני המגזרים. כתוצאה ממכלול התוצאות של הבדיקות הנ"ל ניתן להסיק כי החלוקה של אזורי האמידה לפי המגזר נמצאה מוצדקת.

בהתאם לקריטריונים לצירוף היישובים בתוך אזור אמידה מצרפי, הוחלט כי יחידה גיאוגרפית מתאימה אשר לרוב עונה על הקריטריונים שהוגדרו לצורכי המחקר הנוכחי הינה אזור טבעי, שהוא בד"כ קומפקטי יחסית מבחינת המרחב, אך מספיק גדול על מנת שהיצע הדירות ובתי המגורים ביישובים הנכללים בו יאפשר קיומו של שוק דיור באזור. באשר לביקוש, סביר להניח כי הביקוש לדירות בשוק הדיור באזור האמידה הינו, בעיקר, חיצוני ביחס לאותם יישובים קטנים המרכיבים את האזור המצרפי, אך יכול לבוא גם מאותו אזור טבעי מיישובים שלא הוכללו בתוך אותה היחידה: יישובים גדולים המהווים אזורי אמידה בפני עצמם או יישובים קטנים שבאותן שנים לא נרשמו בהם עסקאות מכירה.

על מנת לבדוק את הלגיטימיות של הגדרת אזורי האמידה וחלוקתם לפי הקריטריונים הנ"ל, נערך מבחן F הבדוק את השערת שוויון השונויות של מחירי הדירות באזורי אמידה מצרפיים לעומת אזורי אמידה שהם יישובים. תוצאות הבדיקה (עבור כלל אזורי האמידה) מובאות בלוח 2.

לוח 2: שונויות ברמת מחירי הדירות – אזורי אמידה מצרפיים לעומת אזורי אמידה שהם יישובים (ש"ח)

שנה	אזורי אמידה שהינם יישובים			אזורי אמידה מצרפיים			מובהקות p-value
	מס' אזורים	מחיר למ"ר	ממוצע	מס' אזורים	מחיר למ"ר	ממוצע	
2001	57	7,026.2	2,488.4	40	5,704.8	1,972.9	0.129
2003	59	7,125.4	2,651.0	40	6,213.8	2,844.3	0.618

לפי ממצאי המבחן לא ניתן לדחות את השערת אפס, ומכך מסיקים כי השונויות במחירי הדירות באזורים המצרפיים אינה שונה באופן מובהק מהשונויות במחירי הדירות באזורי אמידה שהם יישובים בפני עצמם. יש לציין כי למרות ההבדל הלא מובהק בשונויות בין שתי קבוצות האזורים, ניתן לראות כי השונויות במחירי הדירות בתוך האזורים המצרפיים בשנת 2001 אף קטנה יותר מאשר זו שבאזורי האמידה שהם יישובים. בלוח 3 מוצגת התפלגותם של אזורי האמידה לפי סוגיהם ומיקומם הגיאוגרפי.

לוח 3: חלוקת אזורי האמידה לפי סוגים ומיקום גיאוגרפי

שנת 2003	שנת 2001	
413	372	סה"כ יישובים בקבצים אחרי ניפוי העסקאות, מתוכם:
382	327	– יהודיים
31	45	– לא־יהודיים
58	56	– הוכללו ברשימת אזורי האמידה כיישובים יהודיים
1	1	– הוכללו ברשימת אזורי האמידה כיישובים לא־יהודיים
324	271	– קובצו לאזורים מצרפיים יהודיים
30	44	– קובצו לאזורים מצרפיים לא־יהודיים
100	97	סה"כ אזורי האמידה אחרי ניפוי וקיבוץ, מתוכם:
37	35	– אזורי אמידה מצרפיים יהודיים
58	56	– אזורי אמידה כיישובים יהודיים
4	5	– אזורי אמידה מצרפיים לא־יהודיים
1	1	– אזורי אמידה כיישובים לא־יהודיים
		התפלגותם של אזורי האמידה מצרפיים לפי המחוזות:
16	15	– מחוז צפון
6	6	– מחוז חיפה
1	1	– מחוז תל אביב
6	6	– מחוז מרכז
1	1	– מחוז ירושלים
6	6	– מחוז דרום
3	3	– יהודה
2	2	– שומרון

לוח 4 מציג את רמת הכיסוי של אוכלוסיית ישראל על ידי אזורי אמידה שהוגדרו כבסיס לניתוח. מלוח 4 ניתן ללמוד כי אזורי האמידה מכסים כ־87% מאוכלוסיית ישראל. עם זאת, קיים שיעור גבוה יחסית של אי־כיסוי אוכלוסיית היישובים שבהם רוב האוכלוסייה שייכת למגזר הערבי. במגזר הערבי קיים מספר רב של יישובים קטנים; יישובים אלה לא הוגדרו כאזור אמידה מפאת המספר הקטן של תושביהם ושל העסקאות בשוק הדיור שנעשו בהם, וכן לא צורפו לאזורים מצרפיים בגלל האילוץ של קומפקטיות מרחבית (כמו, למשל, יישובים בנגב, בגליל העליון ועוד). יש להדגיש כי אין להסיק מלוח 4 על אי־כיסוי של המגזר הערבי כולו, שכן חלק גדול ממנו מתגורר בערים המעורבות שבהן יותר מ־50% מהאוכלוסייה שייכים למגזר היהודי (כגון ירושלים, תל אביב־יפו, חיפה, עכו, לוד, רמלה ועוד), כאשר כל אחת מהערים הנ"ל הוגדרה במחקר הנוכחי כאזור אמידה ומכסה את כלל תושבי העיר.

לוח 4: רמת הכיסוי של אוכלוסיית ישראל על ידי אזורי אמידה

שנת 2003		שנת 2001		הקבוצה של אוכלוסיית המחקר
אחוז מסך האוכלוסייה	אוכלוסייה	אחוז מסך האוכלוסייה	אוכלוסייה	
70.17	4,735,459	70.32	4,576,888	רוב יהודים ואחרים* – עיר
0.93	62,706	0.93	60,600	רוב ערבים* – עיר
10.95	739,229	10.16	661,249	רוב יהודים ואחרים – יישובים קטנים
5.01	338,310	6.00	390,345	רוב ערבים – יישובים קטנים
87.07	5,875,704	87.41	5,689,082	כיסוי
100.00	6,748,400	100.00	6,508,800	סה"כ אוכלוסייה**
12.93	872,696	12.59	819,718	אי-כיסוי – סה"כ מתוך זה:
44.51	388,414	52.51	430,434	אי-כיסוי – מתגוררים ביישובים עם רוב יהודים ואחרים
53.49	484,282	47.49	389,284	אי-כיסוי – מתגוררים ביישובים עם ערבים

* הגדרות מדויקות של החלוקה למגזרים הנ"ל מוצגת בפרסומי הלמ"ס, פרק אומדני אוכלוסייה.
 ** מקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (שנתון 2002, 2004).

ב.3. בסיסי הנתונים

לשם ביצוע המחקר הנוכחי נבנה בסיס נתונים ייחודי ברמת אזורי אמידה שהוגדרו, עבור השנים 2001 ו-2003, הכולל, מלבד מחירי הדירות, את מגוון המשתנים הגיאוגרפיים, הדמוגרפיים והחברתיים-כלכליים. ראשית, על מנת להשוות את מדרג שווי הדירות שנבנה עם האשכול החברתי-כלכלי עפ"י אותן היחידות הגיאוגרפיות שנוצרו, הוצמד SEC כפי שחושב ע"י הלמ"ס (לפי יישובים בשנים 2001 ו-2003, לרבות יישובים כפריים במועצות אזוריות) לכל אותם יישובים שהוגדרו כאזורי האמידה. לאחר מכן, נאמד ערך ה-SEC עבור אזורי האמידה שכוללים יותר מיישוב אחד. לשם כך, שוקלל SEC של כל אחד מהיישובים הנמצאים בתוך אזור האמידה, לפי היחס שבין האוכלוסייה בכל אחד מהיישובים שבאזור לסך האוכלוסייה בכל היישובים הללו. הנוסחה לחישוב הקירוב ל-SEC עבור אזור מצרפי i ניתנת על ידי:

$$Cluster_Ezori = round\left(\sum_s \frac{pop_s}{pop_i} Cluster_s\right) \quad (4)$$

כאשר pop_s – אוכלוסייה ביישוב s , pop_i – סך האוכלוסייה בכל היישובים באזור האמידה i , $Cluster_s$ – האשכול החברתי-כלכלי של יישוב s .

כדי לבדוק גורמים נוספים היכולים להשפיע על שווי הדירות ביישוב/אזור אמידה שאינם נכללים בחישוב של SEC, נעשה שימוש בבסיסי הנתונים הבאים: (1) מרשם תושבים (מנוכה יורדים ונפטרים) – מהמרשם התוספו נתונים על האוכלוסייה היהודית, סך מספר העולים מתוך האוכלוסייה היהודית, מספר העולים מחבר העמים ומספר העולים מאתיופיה, לפי השנים 2001 ו-2003; (2)

קובץ "רמת דתיות" שפותח בלמ"ס⁹ ומחלק את מרשם התושבים, בעיקר על סמך קובצי חינוך, לאוכלוסייה לא־דתית, דתית (לא חרדית) וחרדית;¹⁰ (3) בסיס נתוני פשיעה שהתקבל ממשטרת ישראל – מספר התיקים שנפתחו, לפי יישובים וסוגי עבירות, בשנים 2001 ו-2003. לצורך הניתוחים הסטטיסטיים חוברו סוגי עבירות שונים לקבוצות הבאות:¹¹ עבירות גוף, עבירות רכוש, עבירות סדר ועבירות מוסר; (4) נתוני טרור עבור השנים 2001 ו-2003. מידע על היקף התרחשות הטרור ברחבי מדינת ישראל הריבונית התקבל מהצלבת מקורות מידע הקיימים במכון הבינלאומי למדיניות נגד טרור במרכז הבינתחומי בהרצלייה, משרד החוץ, משרד ראש הממשלה, בצלם – מרכז המידע הישראלי לזכויות האדם בשטחים והאתר לזכר האזרחים נפגעי פעולות האיבה מטעם המוסד לביטוח לאומי. בסיס הנתונים כולל, בין השאר, מידע אודות מועד התרחשות פיגועי הטרור, מיקום ההתרחשות, מספר ההרוגים ומספר הפצועים בכל פיגוע; (5) מידע מרחבי בנוגע למיקומם של אזורי האמידה ביחס למרכז הארץ התקבל מפרסום הלמ"ס "מדד פריפריאליות של רשויות מקומיות 2004", תוך שימוש באחד המרכיבים של מדד הפריפריאליות – מרחק בין הרשויות המקומיות לבין הגבול של מחוז תל אביב (המרחק חושב כאורך המסלול הקצר ביותר בנסיעה ברשת הכבישים). לכל אותם יישובים שהוגדרו כאזורי האמידה לצורך המחקר הנוכחי (עירויות או מועצות מקומיות) הוצמד מרחק מדויק. ליישובים המהווים אזורי אמידה, אך בחישובי מדד הפריפריאליות הם שייכים לרשות כלשהי, הוצמד מרחק מהרשות שאליה הם שייכים למחוז תל אביב. עבור כל שאר אזורי האמידה שאינם יישובים (מועצה אזורית אחת או אוסף של מועצות אזוריות) חושב המרחק בינם לבין מחוז תל אביב כממוצע אריתמטי של מרחקי המועצות האזוריות המרכיבות את אזור האמידה (להלן המשתנה "מרחק מתל אביב").¹²

ג. בניית אינדיקטור לרמה חברתית-כלכלית מנתוני שווי הדירות למגורים

ג.1. בניית מדרג אזורים לפי שווי הדירות

לשם בניית מדרג שווי הדירות היה צורך בבחירת שיטת החלוקה של היישובים/אזורים לשכבות הומוגניות ביחס למשתנה המשקף את שווי הדירות – לוג טבעי של מחיר למטר רבוע. נבחנו השיטות הבאות ליצירת השכבות הנ"ל: (1) חלוקה לעשירונים לפי (א) ממוצע, (ב) חציון, (ג) אחוזון 75, (ד) אחוזון 25; (2) חלוקה ל-10 שכבות לפי חציון של אותו המשתנה באמצעות Centroid method תוך שימוש במטריקה אוקלידית למדידת המרחקים (פירוט בדבר שיטה 2 ראה אצל Anderberg, 1973).

9 ראה פורטנוי (2007), שם נעשה שימוש בקובץ עבור שנת 2006.

10 חשוב לציין כי אין חפיפה בין שתי קבוצות האוכלוסייה: דתית וחרדית.

11 חשוב לציין כי סיווג העבירות נעשה בהתאם לצורכי המחקר הנוכחי ולא לפי סיווג המשטרה או סיווג סטטיסטי המקובל בפרסומי הלמ"ס.

12 מידע על מאפייני מיקום ספציפיים באזורי אמידה, כדוגמת נתיבי תחבורה מהירה, קרבה לכביש 6 או לתוואי הרכבת, אינם בנמצא עבור שנות המחקר. יש לציין כי בשנת 2001 טרם נפתח כביש 6. משתנים נוספים המצביעים על מיקום גיאוגרפי, כגון הימצאות ביהודה ושומרון וכד', לא נכללו במודלים במסגרת המחקר הנוכחי בשל מגבלת דרגות החופש.

כתוצאה מהפעלת השיטות הנ"ל מתקבל מדרג של יישובים/אזורי אמידה לפי שווי הדירות, כאשר ערך 1 מבטא את רמת שווי הדירות הנמוכה ביותר, וערך 10 – הגבוהה ביותר. המדרג בין 10 ערכים נבחר על מנת להקל על ההשוואה בינו לבין האשכול החברתי-כלכלי אשר נע בין 1 ל-10, ולאפשר התחשבות מרבית בשונות של משתנה החלוקה – לוג טבעי של מחיר למטר רבוע. כל השיטות ליצירת המדרג הופעלו על נתוני שנת 2001 ושנת 2003. בניגוד לשיטות (א1) – (ד1), החלוקה לפי שיטה (2) אינה מבטיחה מראש מספר זהה של יישובים/אזורים בכל שכבה. מידת המתאם בין מדרג שווי הדירות המתקבל מכל אחת משיטות החלוקה לשכבות לבין האשכול החברתי-כלכלי של אותן יחידות גיאוגרפיות, ויציבותה על פני השנים 2001 ו-2003, שימשו קריטריון עיקרי לבחירת שיטת המדרג. לוח 5 מציג מקדמי מתאם ספירמן בין חמישה מדרגים של שווי הדירות שנבנו לבין האשכול החברתי-כלכלי.

לוח 5: מתאם Spearman בין מדרג שווי הדירות לבין האשכול החברתי-כלכלי, לפי שיטות החלוקה לשכבות

שנת 2003		שנת 2001		שיטת החלוקה לשכבות
מובהקות	מקדם המתאם	מובהקות	מקדם המתאם	
<.0001	0.776	<.0001	0.760	א1 – עשירוני הציון
<.0001	0.758	<.0001	0.782	ב1 – עשירוני ממוצע
<.0001	0.744	<.0001	0.769	ג1 – עשירוני אחוזון 25
<.0001	0.731	<.0001	0.739	ד1 – עשירוני אחוזון 75
<.0001	0.747	<.0001	0.757	Centroid method – 2

מלוח 5 ניתן לראות כי קיימת עדיפות ברורה לשתי השיטות: חלוקה לשכבות לפי עשירוני הציון ועשירוני הממוצע. אף על פי שבשנת 2001 המתאם בין האשכול החברתי-כלכלי לבין המדרג לפי עשירוני הממוצע (ב1) גבוה מהמתאם בין האשכול החברתי-כלכלי לבין המדרג לפי עשירוני הציון (א1), קיימים מספר יתרונות למדרג (א1), וביניהם מתאם חזק ויציב על פני השנתיים בין האשכול החברתי-כלכלי לבין מדרג זה, כמו גם עמידות בפני ערכים חריגים. החלוקה לשכבות הומוגניות לפי Centroid method מספקת מדרג בעל מקדם מתאם נמוך הן מהמדרג לפי שיטה (א1) והן מהמדרג לפי שיטה (ב1). בהתאם לכך, הציון של לוג המחיר למ"ר נבחר כאינדיקטור לרמת השווי באזורי האמידה שלפיו נבנה מדרג שווי הדירות.

לוח 6 מציג את מידת ההתאמה בין שני המדרגים עבור שנת 2003. יצוין כי בשנת 2001 התקבלו תוצאות דומות, כאשר מקדם המתאם של ספירמן שווה ל-0.76 עבור שנת 2001 (על סמך 97 אזורי אמידה) ול-0.78 עבור שנת 2003 (על סמך 100 אזורי אמידה).¹³ בלוח 6, הספרה בכל משבצת מציינת את מספר אזורי האמידה בעלי מדרג שווי הדירות ו-SEC כפי שהם מופיעים בשורות ובעמודות, בהתאמה. המקרים שבהם שני הדירוגים הנ"ל זהים מצוינים בהדגשה: התאמה מדויקת בין SEC לבין מדרג שווי הדירות נצפית עבור 21 אזורי אמידה. מתוצאות הבדיקה ניתן להסיק, בין

13 תוצאות מפורטות עבור שנת 2001 זמינות אצל המחברים.

היתר, כי אי-ההתאמה הבולטת ביותר בין SEC לבין מדרג שווי הדירות אופיינית לאזורי האמידה שעבורם SEC הינו נמוך ונמוך-בינוני, אם כי מדובר באזורים יחידים. התצפית החריגה ביותר בכיוון זה מתייחסת לבני ברק אשר מדורגת בסולם SEC ברמה 2 בלבד, בעוד שלפי מדרג שווי הדירות קיבלה עיר זו דרגה גבוהה במיוחד – 9. הפער בין SEC לבין מדרג שווי הדירות, עבור רוב אזורי האמידה (61 מתוך 100), נמצא בטווח של ± 2 , כלומר באזורים אלו דירוג שווי הדירות הוא גבוה או נמוך מ-SEC ב-2 רמות לכל היותר. כמו כן, ניתן להבחין במספר מגמות בנוגע לכיווני השוני בין SEC לבין מדרג שווי הדירות. בפרט, לגבי אזורים שעבורם הפער בין SEC למדרג שווי הדירות גדול מ-2, נמצא כי אזורים בעלי מדרג שווי גבוה יותר מ-SEC ממוקמים בעיקר קרוב למרכז הארץ (כגון בני ברק, אור יהודה, ירושלים ונתניה), ואילו אזורי אמידה שבהם מדרג שווי הדירות נמוך יותר מ-SEC ממוקמים באזורים פריפריאליים יותר (כגון דימונה, ערד, צפת, נצרת עילית ועפולה). ממצא זה מצביע על ההיבט המרחבי הטמון במתאם שבין SEC לבין מדרג שווי הדירות. עבור אזורי האמידה השייכים ל-SEC נמוך-בינוני ובינוני (3-5) נצפית בעיקר מגמה של הפרש שלילי (ברוב המקרים מדרג השווי נמוך יותר מ-SEC). לעומת זאת, בנוגע לאזורי האמידה שבהם SEC הינו בינוני-גבוה עד גבוה (6-9), לרוב מדרג השווי הוא גבוה יותר מ-SEC. כמו כן, ניתן לראות כי מידת ההתאמה בין שני המדדים הולכת וגדלה עם העלייה בסולם ה-SEC של אזורי האמידה.

לוח 6: מידת ההתאמה בין האשכול החברתי-כלכלי לבין מדרג שווי הדירות, שנת 2003

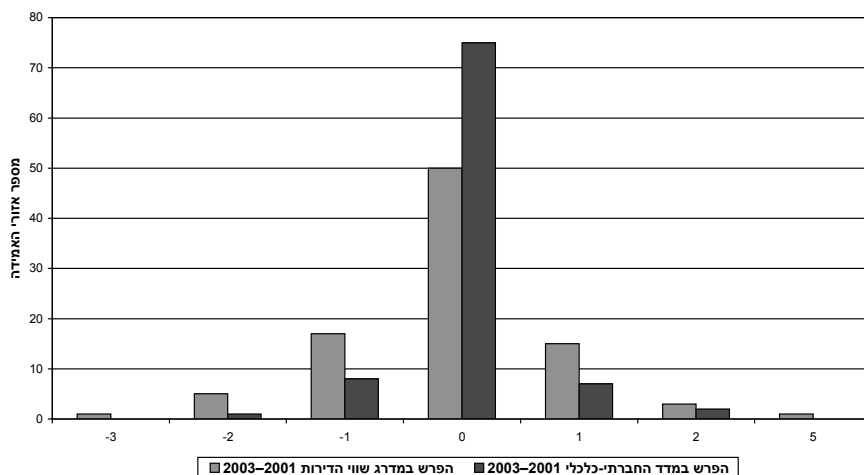
סה"כ	האשכול החברתי-כלכלי										מדרג שווי הדירות
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
10	—	—	—	—	—	—	5	4	1	—	1
10	—	—	—	—	—	7	3	—	—	—	2
10	—	—	—	—	2	4	4	—	—	—	3
10	—	—	—	—	3	3	4	—	—	—	4
10	—	—	—	—	1	6	1	1	1	—	5
10	—	—	1	2	6	—	1	—	—	—	6
10	—	—	1	4	4	1	—	—	—	—	7
10	—	1	1	3	4	1	—	—	—	—	8
10	—	—	2	6	—	—	1	—	1	—	9
10	—	2	8	—	—	—	—	—	—	—	10
100	—	3	13	15	20	22	19	5	3	—	סה"כ

מהקשר החזק בין שני המדדים הללו, SEC ומדרג שווי הדירות, בשנים 2001 ו-2003, נובע מתאם גבוה בין הפער בין שני המדדים בשנת 2001 לבין הפער בין מדדים אלו בשנת 2003 (מקדם מתאם ספירמן הינו כ-0.86). ניתוח מפורט מראה כי הפרש לא משמעותי במיוחד (3) מאפיין בעיקר את אותם אזורי אמידה שבהם מדרג שווי הדירות הינו נמוך יותר מ-SEC, בהשוואה למספר נמוך הרבה יותר של אזורי אמידה שבהם הפרש זה נובע מרמה גבוהה יותר של מדרג שווי הדירות לעומת SEC.

הפרשים גדולים יותר (5 ו-6) מתייחסים לאזורי אמידה שבהם מדרג שווי הדירות גבוה יותר מ-SEC.

ציור 1 מציג את התפלגות השינויים של SEC משנת 2001 לשנת 2003, לעומת השינויים במדרג שווי הדירות. מהשוואת הפערים עולה כי SEC הינו יציב יותר: מתוך 93 תצפיות (מספר אזורי האמידה המופיעים הן בשנת 2001 והן בשנת 2003), עבור 75 אזורי אמידה (כ-81% SEC לא השתנה, ואילו באותה תקופה לא השתנה דירוג שווי הדירות ב-50 אזורי אמידה (כ-54%).

ציור 1: שינוי באשכול החברתי-כלכלי ובמדרג שווי הדירות בין שנת 2001 לשנת 2003



מהניתוח לעיל ניתן להסיק כי בשנים 2001 ו-2003 קיים קשר חזק בין האשכול החברתי-כלכלי (SEC) של יישובים/אזורי אמידה לבין שוויין של דירות המגורים באותו אזור, כאשר מקדמי המתאם כמעט זהים בשתי השנים. מכאן, סביר כי מדרג שווי הדירות יכול לשמש כאינדיקטור לרמה החברתית-כלכלית ברוב האזורים הגיאוגרפיים בישראל. ממצא זה מבטא קיום השפעה אנדוגנית בין הרמה החברתית-כלכלית לבין שווי הדירות למגורים, כפי שתואר בפרק 1 לעיל.

כמו כן ניתן לראות כי קיים פער בין שני המדדים, ולכן סביר כי קיימים גורמים נוספים המשפיעים על שווי הדירות, לרבות גורמים הקשורים למאפייני האוכלוסייה של אותו אזור שלא נכללו במדד החברתי-כלכלי. היות שבתקופת המחקר התרחשו אירועי האינתיפאדה השנייה, קיים צורך להתייחס לתרומתה לרמת מחירי הדירוג באזורים שבהם התרחשו אירועי הטרור.

2.ג גורמי השפעה על מדרג שווי הדירות – ניתוח ראשוני

על בסיס תוצאות הבדיקות שבוצעו בשלב הראשון של המחקר הנוכחי, וכן על סמך ממצאי המחקרים בתחום מהעולם, נבחרו מספר משתנים לבדיקה שמטרתה לזהות גורמים נוספים המשפיעים על שווי

הדירות באזור שאינם נכללים במדד החברתי-כלכלי כפי שהוא מחושב בלמ"ס. להלן המשתנים שנבחנו:

משתנים המאפיינים את הרכב האוכלוסייה ביחידה גיאוגרפית, כגון: (1) אחוז האוכלוסייה היהודית מסך אוכלוסיית אזור האמידה, (2) אחוז האוכלוסייה הדתית מסך האוכלוסייה היהודית (ללא אוכלוסייה חרדית), (3) אחוז האוכלוסייה החרדית מסך האוכלוסייה היהודית, (4) אחוז עולי שנות ה-90 ושנות ה-2000 מחבר העמים מסך האוכלוסייה היהודית, (5) אחוז עולי אתיופיה מסך האוכלוסייה היהודית; (6) משתנים המאפיינים את רמת הפשיעה באזור, כגון: מספר תיקי העבירות מסוגים שונים ל-1,000 תושבים באזור האמידה (שיעור תיקי העבירות); (7) משתנה המרחק מאזור האמידה לגבול מחוז תל אביב; (8) משתנים המאפיינים את התפלגות אירועי הטרור: מספר אירועי הטרור באזור גיאוגרפי, שיעורי ההרוגים והפצועים ל-1,000 תושבים. לוחות 7א ו-7ב מציגים את ההתפלגויות של משתנים אלו לפי מדרגי שווי הדירות השונים.

לוחות 7א ו-7ב מראים כי בשתי השנים שנחקרו, עם עליית המדרג לפי שווי הדירות, עולה ערך האשכול החברתי-כלכלי. כמו כן, ניתן להסיק כי אזורי האמידה המאופיינים באחוז אוכלוסייה יהודית מעל 90% מדורגים במקומות גבוהים יותר במדרג שווי הדירות. ביישובים/אזורי אמידה שבהם אחוז גבוה יחסית של אוכלוסייה דתית רמת המחירים אינה גבוהה, אם כי נצפה שוני מסוים במגמה זו על פני רמות שווי שונות במדרג שווי הדירות. ניתן להסביר זאת בכך כי ריכוז גבוה ביותר של אוכלוסייה דתית ביישובים/אזורים זולים ביותר (דרגה 1) הינו ביטוי ליישובים דתיים רבים וזולים יחסית הממוקמים באזורים פריפריאליים, וכן מעבר לקו הירוק (ביהודה ושומרון). מצד שני, את ריכוז האוכלוסייה הדתית ביישובים בעלי רמת שווי דירות בינונית (5) בשנת 2001 ו-6 בשנת 2003 ניתן להסביר על ידי מיקומם המרכזי של אזורים אלו. תופעה זו בולטת הרבה יותר בנוגע לאוכלוסייה החרדית: יישובים/אזורים שבהם ריכוז גבוה יחסית של אוכלוסייה חרדית המדורגים ברמת שווי במדרג בינוני או גבוה, ממוקמים באזור המרכז (כגון אלעד [מדרג 5], בני ברק [מדרג 9]). כמו כן מסתבר כי רוב היישובים/אזורי האמידה שבהם אחוז אוכלוסיית העולים הינו נמוך יותר, הינם בעלי מדרג שווי דירות גבוה יותר. עם זאת, ניתן לציין כי ריכוז עולים גבוה ביותר מאפיין את היישובים/אזורים המדורגים ברמה נמוכה יחסית (דרגות 2-3), אך לא הנמוכה ביותר (דרגה 1). באשר לעניין העבירות, נמצא כי יישובים/אזורים שבהם שיעור תיקי עבירות גוף הוא גבוה יחסית, מדורגים ברמת שווי נמוכה יותר (אף על פי שמדובר במספרים נמוכים במיוחד של תיקי עבירות מסוג זה ל-1,000 תושבים). אותה מגמה נצפית ביחס לעבירות מוסר, אם כי היא פחות יציבה. בנוגע לעבירות רכוש, ניתן לראות כי שיעור גבוה יותר של תיקי עבירות מסוג זה מאפיין דווקא יישובים/אזורים יקרים יותר, אם כי סביר להניח שקשר זה אינו ליניארי. לבסוף, ממצאי הבדיקה מעידים כי אזורי אמידה המרוחקים יותר ממרכז הארץ מדורגים במדרג נמוך יותר לפי שווי הדירות. ניתוח הקשר שבין משתנה המרחק ממחוז תל אביב לבין מדרג שווי הדירות מצביע על כך ששוק הדיור המקומי בארץ מושפע מההתרחקות ממרכז הארץ.

לוח 7א: סטטיסטיקה תיאורית, שנת 2001, לפי קבוצות המדרג לפי שווי הדירות*

מדרג לפי שווי דיר, נתוני שנת 2001										משנתה /
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	מדרג לפי שווי דירות מגורים
9.31	9.08	8.95	8.81	8.67	8.59	8.53	8.47	8.37	7.96	לוג הציון של מחירי דירות (למטר רבוע)
(0.07)	(0.07)	(0.02)	(0.05)	(0.04)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.06)	(0.19)	
8.11	6.30	6.40	6.90	6.30	4.78	5.00	4.40	4.30	3.11	SEC
(0.33)	(2.06)	(0.97)	(0.99)	(1.06)	(0.97)	(0.94)	(0.84)	(1.06)	(1.05)	
8.89	15.66	7.56	3.24	1.41	3.81	6.27	4.02	3.65	4.05	אוכלוסייה באזור אמידה (בעשרות אלפים)
(10.67)	(19.29)	(8.74)	(2.55)	(1.20)	(1.44)	(6.40)	(3.06)	(2.83)	(3.20)	
96.11	93.87	95.02	95.72	96.70	93.29	89.17	85.17	74.83	52.01	אחוז אוכלוסייה יהודית
(2.62)	(10.91)	(6.10)	(3.31)	(2.24)	(3.65)	(10.67)	(10.53)	(36.39)	(48.77)	
0.33	2.80	0.80	0.10	0.40	0.67	0.30	0.3	0.20	0.22	מספר אירועי טרור בשנים 2000 ו-2001
(1.00)	(6.44)	(1.48)	(0.32)	(0.97)	(2.00)	(0.67)	(0.95)	(0.63)	(0.67)	
0.44	2.57	3.44	1.96	6.41	0.44	0.54	2.26	1.38	0.20	שיעור פצועים באירועי טרור בשנים 2000 ו-2001
(1.32)	(2.91)	(6.56)	(6.19)	(18.44)	(1.31)	(1.72)	(7.14)	(0.13)	(0.61)	
0.07	0.25	0.68	0.07	1.33	0.26	0.84	0.08	0.13	0.14	שיעור הרוגים באירועי טרור בשנים 2000 ו-2001
(0.20)	(0.52)	(1.78)	(0.21)	(4.22)	(0.77)	(2.57)	(0.26)	(0.41)	(0.41)	
7.10	8.90	14.39	9.84	10.45	19.45	16.01	14.70	17.23	27.42	אחוז אוכלוסייה דתית
(4.46)	(4.65)	(9.41)	(8.27)	(9.55)	(12.55)	(14.89)	(11.26)	(10.67)	(33.21)	
2.50	16.29	13.48	7.39	3.03	22.58	10.50	11.99	13.01	6.27	אחוז אוכלוסייה חרדית
(1.22)	(25.91)	(18.71)	(8.85)	(2.78)	(33.40)	(7.52)	(13.69)	(14.25)	(6.48)	
0.20	0.16	0.52	0.88	0.38	0.82	0.95	1.49	1.09	0.09	אחוז עולי אתיופיה
(0.48)	(0.15)	(0.72)	(1.47)	(0.57)	(1.07)	(1.18)	(1.34)	(1.80)	(0.25)	
3.91	6.47	7.55	8.11	6.11	14.87	15.49	26.34	11.61	6.26	אחוז עולי בריה"מ לשעבר, משנת 1990
(2.28)	(5.08)	(8.02)	(7.77)	(6.34)	(9.20)	(11.43)	(13.24)	(7.92)	(7.57)	
49.34	34.89	41.83	46.39	24.66	36.64	40.74	43.64	24.77	21.63	שיעור תיקי עבירות רכוש
(21.37)	(19.62)	(9.59)	(31.48)	(14.55)	(25.22)	(21.59)	(16.63)	(9.99)	(18.02)	
3.36	2.74	2.88	2.61	2.22	3.35	3.97	4.09	3.36	4.22	שיעור תיקי עבירות סדר
(0.80)	(1.27)	(0.86)	(1.26)	(1.09)	(2.04)	(1.75)	(1.03)	(1.23)	(2.91)	
0.55	0.82	0.62	0.72	0.85	0.84	1.27	1.37	1.01	1.32	שיעור תיקי עבירות נגד גוף האדם
(0.27)	(1.01)	(0.32)	(0.40)	(0.65)	(0.26)	(0.54)	(0.58)	(0.51)	(0.78)	

מדרג לפי שווי דיור, נתוני שנת 2001										משתנה /
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	מדרג לפי שווי דירות מגורים
4.45	3.12	3.26	3.52	9.66	5.48	7.05	7.15	7.47	4.42	שיעור תיקי עבירות מוסר
(2.46)	(2.19)	(1.70)	(2.12)	(11.27)	(3.55)	(5.17)	(3.42)	(5.68)	(4.02)	
6.06	9.10	21.92	64.77	83.97	91.99	67.11	73.02	101.66	98.62	מרחק מתל אביב
(15.20)	(16.45)	(25.68)	(37.13)	(34.77)	(91.99)	(40.38)	(36.52)	(45.37)	(32.41)	

*בסוגריים מוצגות סטיות התקן.

לוח 7: סטטיסטיקה תיאורית, שנת 2003, לפי קבוצות המדרג לפי שווי הדירות*

מדרג לפי שווי דיור, נתוני שנת 2003										משתנה /
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	מדרג לפי שווי דירות מגורים
9.37	9.10	8.95	8.83	8.70	8.63	8.55	8.47	8.35	8.00	לוג הציון של מחירי דירות (למטר רבוע)
(0.14)	(0.05)	(0.04)	(0.05)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.21)	
8.20	6.40	6.70	6.50	6.20	4.5	4.90	4.80	4.70	3.40	SEC
(0.42)	(1.90)	(1.16)	(0.85)	(1.03)	(1.18)	(0.88)	(0.79)	(0.48)	(0.70)	
8.16	15.87	6.56	4.77	2.97	4.82	3.76	4.66	2.68	4.51	אוכלוסייה באזור אמידה (בעשרות אלפים)
(10.51)	(20.07)	(8.19)	(5.02)	(1.91)	(5.44)	(3.52)	(5.14)	(1.83)	(4.12)	
96.34	93.59	95.34	95.19	96.17	94.22	89.15	83.18	85.77	55.32	אחוז אוכלוסייה יהודית
(2.71)	(11.14)	(6.56)	(3.69)	(2.20)	(4.56)	(11.06)	(29.45)	(12.15)	(47.09)	
1.20	4.00	1.20	0.60	0.70	0.10	0.60	1.30	0.60	0.10	מספר אירועי טרור בשנים 2002 ו-2003
(2.78)	(8.87)	(1.32)	(1.26)	(2.21)	(0.32)	(0.97)	(2.06)	(1.07)	(0.32)	
5.49	3.68	1.30	1.96	0.12	0.00	18.07	14.33	4.39	0.00	שיעור פצועים באירועי טרור בשנים 2002 ו-2003
(13.75)	(5.49)	(2.55)	(5.98)	(0.39)	(0.00)	(37.35)	(35.07)	(9.44)	(0.00)	
2.10	0.43	0.81	0.21	0.22	0.00	4.65	3.27	0.54	0.07	שיעור הרוגים באירועי טרור בשנים 2002 ו-2003
(6.22)	(0.67)	(1.00)	(0.66)	(0.69)	(0.00)	(10.43)	(6.39)	(1.38)	(0.23)	
6.28	8.61	12.07	11.94	15.55	17.14	14.42	13.62	17.15	20.73	אחוז אוכלוסייה דתית
(4.43)	(5.21)	(7.21)	(7.43)	(9.26)	(12.81)	(9.27)	(11.33)	(12.75)	(25.86)	
2.23	15.94	10.96	7.55	10.09	22.03	6.36	6.82	9.87	11.88	אחוז אוכלוסייה חרדית
(1.28)	(25.70)	(13.97)	(8.22)	(17.71)	(27.59)	(3.77)	(5.58)	(6.33)	(14.28)	

מדרג לפי שווי דיר, נתוני שנת 2003										משתנה /
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	מדרג לפי שווי דירות מגורים
0.12	0.33	0.21	0.76	1.06	0.87	1.05	0.63	1.64	0.25	אחוז עולי אתיופיה
(0.28)	(0.42)	(0.24)	(1.27)	(1.35)	(1.22)	(1.32)	(0.84)	(2.70)	(0.53)	
3.46	5.17	7.08	8.91	7.99	11.05	14.25	15.54	20.04	8.27	אחוז עולי בריה"מ לשעבר,
(2.42)	(4.48)	(7.87)	(8.42)	(6.41)	(9.88)	(1.19)	(11.79)	(15.20)	(8.44)	משנת 1990
50.92	33.79	41.52	41.34	33.58	35.22	37.58	32.61	35.43	23.09	שיעור תיקי עבירות רכוש
(22.32)	(18.05)	(16.49)	(10.86)	(13.82)	(25.89)	(15.61)	(22.74)	(12.87)	(21.51)	
2.79	2.09	2.56	2.36	1.93	2.72	2.96	2.77	4.54	2.72	שיעור תיקי עבירות סדר
(0.91)	(1.08)	(1.05)	(1.03)	(0.92)	(1.95)	(1.54)	(1.22)	(3.22)	(1.40)	
0.41	0.57	0.86	0.46	0.66	1.02	0.91	1.06	1.44	1.06	שיעור תיקי עבירות נגד גוף האדם
(0.31)	(0.58)	(0.44)	(0.25)	(0.18)	(0.52)	(0.47)	(0.56)	(0.48)	(0.60)	
3.57	2.41	3.94	3.84	4.72	6.92	7.91	7.16	9.65	3.86	שיעור תיקי עבירות מוסר
(2.31)	(1.04)	(2.35)	(2.54)	(2.35)	(5.35)	(5.97)	(3.66)	(4.85)	(2.83)	
5.45	9.39	32.13	54.19	58.26	92.37	80.29	78.09	98.09	101.77	מרחק מתל אביב
(14.46)	(15.97)	(36.84)	(34.52)	(30.74)	(82.67)	(47.99)	(33.08)	(46.88)	(31.28)	

* בסוגריים מוצגות סטיות התקן.

כמו כן, בוצעה בדיקת המתאם בין כל אחד מהמשתנים שהוזכרו לעיל לבין מדרג שווי הדירות, בשנים 2001 ו-2003. לוח 8 מציג את תוצאות הבדיקה, לרבות מקדמי מתאם פירסון ורמת מובהקותם. מלוח 8 עולה כי עבור רוב המשתנים שנבחרו לבדיקה, מקדם המתאם בין המשתנה לבין מדרג שווי הדירות הינו מובהק ברמת מובהקות של 10% (למעט המשתנים "אחוז האוכלוסייה החרדית" ומשתנים המאפיינים אירועי טרור). מכל המשתנים שעבורם מקדם המתאם עם מדרג שווי הדירות הינו מובהק, שלושה משתנים מאופיינים במתאם חיובי עם מדרג השווי: סה"כ האוכלוסייה ביישוב/אזור אמידה, אחוז האוכלוסייה היהודית ושיעור תיקי עבירות הרכוש ל-1,000 תושבים. המתאם בין כל שאר המשתנים לבין מדרג השווי הינו שלילי. מקדמי המתאם בין מדרג שווי הדירות לבין משתנים המאפיינים את עוצמת אירועי הטרור בשנת ההתייחסות ובשנה שקדמה לה אינם מובהקים הן בשנת 2001 והן בשנת 2003. יש לציין כי ממצאי בדיקות המתאמים שתוארו לעיל מצביעים על הקשרים הגולמיים בין כל אחד מהמשתנים למדרג שווי הדירות, ללא פיקוח על ידי משתנים אחרים.

לוח 8: קשר בין מדרג שווי הדירות לבין המשתנים המסבירים

משתנים	שנת 2001		שנת 2003	
	מקדם המתאם	רמת מובהקות	מקדם המתאם	רמת מובהקות
סה"כ אוכלוסייה	0.273	0.007	0.271	<0.001
מספר אירועי הטרור	0.163	0.112	0.184	0.067
שיעור הפצועים באירועי טרור	0.067	0.514	-0.069	0.496
שיעור ההרוגים באירועי טרור	0.021	0.838	-0.031	0.759
אחוז האוכלוסייה היהודית	0.438	<0.001	0.409	<0.001
אחוז האוכלוסייה הדתית*	-0.320	0.001	-0.297	0.003
אחוז האוכלוסייה החרדית	-0.031	0.768	-0.036	0.719
אחוז עולי בריה"מ לשעבר, משנת 1990	-0.317	0.002	-0.362	<0.001
אחוז עולי אתיופיה	-0.186	0.068	-0.181	0.073
שיעור תיקי עבירות גוף	-0.382	<0.001	-0.478	<0.001
שיעור תיקי עבירות מוסר	-0.196	0.054	-0.353	<0.001
שיעור תיקי עבירות רכוש	0.253	0.012	0.269	0.007
שיעור תיקי עבירות סדר	-0.258	0.011	-0.215	0.032
מרחק מגבול מחוז תל אביב	-0.574	<0.001	-0.614	<0.001

* במחקר זה, האוכלוסייה הדתית אינה כוללת את האוכלוסייה החרדית, לפי ההגדרות של פורטנוי (2007).

ד. מודלים אקונומטריים וממצאים

ד.1. ניתוח באמצעות מודלים של רגרסיה

על מנת לאמוד את התרומה השולית של כל אחד מהגורמים שתוארו לעיל למדרג שווי הדירות, תוך פיקוח על כל שאר התכונות החברתיות והדמוגרפיות, לרבות האשכול החברתי-כלכלי, נערך ניתוח רגרסיה מולטינומית לוגיסטית ורגרסיית OLS. האמידה נערכה באמצעות שימוש באלגוריתם בחירה רב-שלבית (Stepwise Selection) לבחירת המודל הטוב ביותר במונחי המובהקות, עבור הנתונים של שנת 2001 ושנת 2003. יודגש, כי הקלט של כל המודלים כלל את כל המשתנים המתוארים בלוחות א7 וא7-ב. כתוצאה מהפעלת Stepwise Selection, כל המודלים המוצגים במחקר זה כוללים אך ורק משתנים שהמקדמים שלהם נמצאו מובהקים ברמת מובהקות 10%

לפחות. כמו כן, שימוש באלגוריתם זה מאפשר למנוע עד כמה שניתן בעיית מולטיקוליניאריות במודלים, על ידי הצבת קריטריון מתאים בתהליך בחירת המשתנים. מודלים אלה נאמדו בעבור אותם אזורי אמידה שהוגדרו, למעט אזורי האמידה במגזר הערבי. ההיגיון העומד מאחורי החלטה זו הוא כדלקמן. שוק הדיור במגזר הערבי מתנהל בתנאים שונים מאלה הפועלים במגזר היהודי, ומושפע מגורמים שונים. ניתוח ערכי המדרג של שווי הדירות מראה כי קיים שוני מהותי בין שני המגזרים: ממוצע ערכי המדרג באזורי האמידה במגזר הערבי היה 1.33 ו-1.40 בשנים 2001 ו-2003, בהתאמה. במגזר היהודי, הנתונים המקבילים עמדו על 5.78 ו-5.72 באותן שנים.

כמו כן, חלק ניכר מהמשתנים המסבירים במחקר הנוכחי אשר מתייחסים למגזר היהודי אינם רלוונטיים עבור המגזר הערבי (כמו אחוז עולים, אחוז דתיים ואחוז חרדים, השפעת טרור). כמו כן, דפוסי הפשיעה בשני המגזרים הנ"ל שונים מאוד. מכאן כי נכון מבחינה מתודולוגית לערוך אמידה נפרדת עבור כל מגזר (גובמן ואחרים, 2010).

לפיכך, הוצאו מניתוחי הרגרסיה אזורי האמידה במגזר הערבי: 6 ב-2001 ו-5 ב-2003. יש לציין כי מספר קטן של תצפיות במגזר הערבי (המבטא מספר קטן יחסית של עסקאות דיור) אינו מאפשר התאמת מודל נפרד למגזר זה. כתוצאה, ניתוח המודלים הפרמטריים מתייחס למגזר "יהודים ואחרים" בלבד.

נתוני המחקר מהווים למעשה פנל דו-שנתי, שכן 93 תצפיות (מתוך 97 ו-100 תצפיות בשנים 2001 ו-2003, בהתאמה) מתייחסות לאותו אזור גיאוגרפי, מה שאינו מאפשר ניתוח pooled של כלל התצפיות. יודגש כי גודל אזורי האמידה עשוי להשתנות באופן משמעותי (למשל, תל אביב לעומת שדרות). כפי שצוין לעיל, כנגזרת ממטרות המחקר הנוכחי, לא ניתן להתייחס לאזורי אמידה, הומוגניים ככל שיהיו, במידה שנתוני המדד החברתי-כלכלי אינם קיימים. לכן, על מנת לאפשר ניתוח השוואתי של אזורי אמידה שונים במסגרת מודלים פרמטריים של רגרסיה, נעשו מספר צעדים: רוב המשתנים המסבירים נבנו כשיעור ל-1,000 תושבים או אחוז של בעלי תכונה כלשהי מכלל אוכלוסיית האזור; כל המודלים נאמדו תוך פיקוח על גודל האוכלוסייה באזור האמידה המהווה proxy מספיק מדויק לגודל האזור בהינתן פיקוח על קומפקטיות גיאוגרפית בתהליך של בניית אזורי אמידה. במטרה לקחת בחשבון השפעה לא ליניארית של פריפריאליות על מחירי הדיור, הוכנסה פונקציה ריבועית של המרחק ממחוז תל אביב לכל המודלים, זאת בנוסף על המשתנה עצמו כפי שתואר בלוחות 7א ו-7ב. יצוין כי השימוש במשתנה "מרחק מתל אביב" כאינדיקציה לפריפריאליות של יחידות גיאוגרפיות נדון אצל ציבל (2009).

בתהליך התאמת המודלים של הרגרסיה נעשו בדיקות סטטיסטיות שמטרתן לזהות קיום בעיות של מולטיקוליניאריות והטרסקדסטיות. במודלים בשיטת OLS בוצעו, בנוסף, מבחנים לקיום חוסר נורמאליות ותלות בשאריות. קיום תופעות אלו מפר את הנחות המודל ועלול לגרום להטיה באומדנים המתקבלים. תוצאות הבדיקות מראות כי ברמת מובהקות של 5% לא ניתן להצביע על קיום תופעות אלה, מה שנותן תוקף סטטיסטי לתוצאות המתקבלות.

א) מודל מולטינומי למשתנה "מדרג שווי הדירות"

היות שהמשתנה "מדרג שווי דירות של אזור" הינו קטגוריאלי (ולכן אינו רציף) והתפלגותו אינה קרובה להתפלגות נורמאלית, לא ניתן להתאים מודל רגרסיה OLS להסבר השונות של משתנה זה. מסיבה זו נבחר מודל רגרסיה מולטינומי, כאשר המשתנה התלוי הוא ההסתברות להימצא במדרג i :

$$P(\text{Midrag_Diur} = i) = \text{logit} (\alpha_i + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \varepsilon) \quad (5)$$

כאשר $\alpha_i, i = 2, \dots, 10$ הינם חותכים של המודל לערכי המדרג 2, ..., 10, בהתאמה. דירוג 1 נבחר להיות בסיס (קבוצת יחוס), ועבורו החותך נקבע להיות 0. $\beta_j, j = 1, \dots, k$ מסמנים את מקדמי הרגרסיה הנאמדים ו- $Z_j, j = 1, \dots, k$ את אוסף המשתנים המסבירים. ε מסמן רעש מקרי בעל תוחלת 0 ושונות σ^2 .

במודל (5), נמדדת ההשפעה של המשתנים המסבירים Z_1, \dots, Z_k על ההסתברות שאזור כלשהו יימצא בקבוצות המדרג של שווי הדירות מ-1 עד 10. סימן חיובי של מקדמי הרגרסיה הנאמדים מצביע על כך שההסתברות להימצא במדרג גבוה עולה עם עלייה בערכי המשתנה הרלוונטי; סימן שלילי מצביע על מגמה הפוכה. מנת יחס הסיכויים (Odds Ratio) מאפשרת לכמת את השינוי שיחול בהסתברות לעלות או לרדת בסולם המדרג כתוצאה משינוי בערכי המשתנה.

יצוין כי מודל (5) נאמד עם וללא אינטראקציות בין SEC לבין שאר המשתנים המסבירים. היות שאף אינטראקציה לא נמצאה מובהקת (ברמת מובהקות של 10%), המודל הסופי מתייחס לאפקטים ראשיים בלבד.

לוח 9 מציג את המודלים הסופיים הנאמדים עבור השנים 2001 ו-2003, כאשר מוצגים המשתנים אשר השפעתם נמצאה מובהקת באחת מן השנים לפחות.

נמצא כי וקטור החותכים α מתואם שלילית עם המשתנה המוסבר. משמע כי ההסתברות להימצא במדרג שווי דירות נמוך הינה גבוהה בהשוואה להסתברות להימצא במדרג שווי דירות גבוה, בהינתן כל המשתנים המסבירים המפוקחים שנכללו במודל (5). ייתכן שההסבר האפשרי למצא זה טמון בקיום גורמים נוספים המשפיעים על שווי דירה ביחידה גיאוגרפית נתונה, ומתואמים שלילית עם שוויין של דירות מגורים. זיהוי ואיתור גורמים אלה חורג ממסגרת המחקר הנוכחי שנערך ברזולוציה מרחבית נמוכה יחסית – יישוב או אף אזור מצרפי. ניתן לשער, אפוא, כי גורמים אלו קשורים, במישרין או בעקיפין, בהרכב מפורט יותר של האוכלוסייה באזור, וכן בתנאים הפיזיים של דירות ובתי מגורים.

ניתן לראות כי קיים מתאם חיובי בין הרמה החברתית-כלכלית לבין ההסתברות להימצא במדרג שווי דירות גבוה יותר, בהינתן כל שאר המשתנים מפוקחים. עם זאת, נמצא כי קיים קיוון חלקי בהשפעה זו כתוצאה מהשפעתם של משתנים דמוגרפיים הנחקרים באזור אמידה: אחוז אוכלוסייה דתית, אחוז עולי אתיופיה ואחוז עולי בריה"מ לשעבר משנת 1990. בנוסף ניתן לראות כי השפעת הריחוק הפריפריאלי ממרכז הפעילות הכלכלית בישראל הינה שלילית, כמצופה. אפשר שאחד ההסברים לכך הינו הקשר השלילי בין המרחק ממחוז תל אביב לנגישות התעסוקתית באזור המגורים.¹⁴ השפעה זו אינה ליניארית, כאשר קצב הירידה של השפעת המרחק ממחוז תל אביב הולכת וקטנה עם ההתרחקות ממנו; ככל הנראה, ממצא זה משקף חשיבות הולכת וקטנה של המרחק בין יישובי הפריפריה לבין תל אביב כמרחק יוממות, והשפעה הולכת וגדלה של מרכזי תעסוקה אחרים הממוקמים בערי פריפריה שונות.

14 טענה זו מקובלת בספרות (ראה למשל Spiekermann and Neubauer, 2002). בשל היעדר נתונים מתאימים להשוואה ביחס למתרחש בישראל, לא ניתן להכליל משתנה המבטא השפעה זו באופן מדויק במשוואת האמידה.

לוח 9: מודלים מולטינומיים למשתנה "מדרג שווי הדירות"

שנת 2003			שנת 2001			משתנה
Odds Ratio	p-value	אומדן	Odds Ratio	p-value	אומדן	
—	<0.001	-13.69	—	0.004	-6.22	חותך למדרג = 10
—	<0.001	-11.32	—	0.057	-3.96	חותך למדרג = 9
—	<0.001	-9.08	—	0.406	-1.71	חותך למדרג = 8
—	0.001	-7.09	—	0.951	0.13	חותך למדרג = 7
—	0.010	-5.42	—	0.448	1.55	חותך למדרג = 6
—	0.074	-3.63	—	0.211	2.56	חותך למדרג = 5
—	0.247	-2.35	—	0.068	3.76	חותך למדרג = 4
—	0.568	-1.16	—	0.010	5.38	חותך למדרג = 3
—	0.693	0.82	—	0.001	7.35	חותך למדרג = 2
5.91	<0.001	1.78	2.34	0.001	0.85	SEC
—	—	—	0.65	0.001	-0.42	שיעור ההרוגים באירועי טרור
0.97	0.014	-0.29	—	—	—	שיעור הפצועים באירועי טרור
0.94	0.002	-0.07	0.91	<0.001	-0.09	אחוז האוכלוסייה הדתית (לא חרדית)
1.08	<0.001	0.08	1.03	0.081	0.29	אחוז האוכלוסייה החרדית
0.56	<0.001	-0.59	0.38	<0.001	-0.96	אחוז עולי אתיופיה
0.95	0.053	-0.05	0.95	0.037	-0.06	אחוז עולי ברייה"מ לשעבר, משנת 1990
0.93	<0.001	-0.7	0.93	<0.001	-0.07	מרחק מתל אביב
—	<0.001	0.0002	—	<0.001	0.0002	מרחק מתל אביב – פונקציה ריבועית
1.10	<0.001	0.10	1.09	0.002	0.08	סך האוכלוסייה באזור האמידה, בעשרות אלפים
	95			91		מספר התצפיות
	91.7			90.2		Percent Concordant

נמצא כי אחוז האוכלוסייה החרדית באזור גיאוגרפי מתואם חיובית עם המשתנה המוסבר. אפשר שניתן להסביר תוצאה זו על ידי העדפת מגורים קהילתיים בקרב אותה אוכלוסייה. מתאם שלילי בין אחוז האוכלוסייה הדתית באזור לבין מדרג שווי הדירות בו ניתן להסביר, לפחות באופן חלקי, על ידי העדפת מגורים באזורים פריפריאליים במגזר זה, בפרט באזורי יהודה ושומרון, שמחירי הדיוור שם נמוכים (הסבר מפורט יותר הובא בסעיף ג2).

השפעת הטרור באזור מגורים נמצאה מובהקת ושלילית בשתי תקופות החקירה. הרעת המצב הביטחוני מתבטאת בשני מישורים עיקריים: בראש ובראשונה בעליית ההסתברות להיפגע, הן מבחינה פיזית (נזק גופני) והן מבחינה כלכלית (נזק לרכוש), וכן בצמצום הפעילות הכלכלית,

ובעיקר זו הקשורה להשקעות פרמנטיות כגון השקעה בדיור, בתקופות של אי־וודאות כלכלית וביטחונית (טורסיני, 2009).

מלבד הגורמים שנכללו במודל (5), אפשר להניח כי הסבר נוסף להסתברות להימצא במדרג שווי דירות מסוים נעוץ במשתנים מאקרו־כלכליים, כדוגמת שיעור אבטלה אזורי. יחד עם זאת, מאחר שמשוואת האמידה הוגדרה עבור המתרחש באזור מגורים, לא ניתן להכליל משתנים אלה במודלים של רגרסיה שכן אין הם מחושבים עבור חלק גדול מאזורי האמידה כפי שהוגדרו במחקר הנוכחי.

(ב) מודל OLS למשתנה "לוג טבעי של חציון המחיר למטר רבוע באזור אמידה"

במטרה לתקף את תוצאות מודל (5) נאמד מודל רגרסיה מקביל למשתנה "לוג טבעי של חציון המחיר למטר רבוע באזור אמידה" אשר שימש לבניית מדרג שווי הדירות. במקרה זה, המשתנה המוסבר הינו רציף ונורמאלי בקירוב, מה שמצדיק שימוש במודל OLS. המודל ניתן להצגה:

$$Median(Log_Mehir_Metr) = \alpha + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \varepsilon \tag{6}$$

לוחות 10א ו-10ב מציגים את תוצאות האמידה, עבור השנים 2001 ו-2003: בלוח 10א מוצגים ממצאי המודלים שבהם SEC משמש משתנה מסביר יחיד, ואילו בלוח 10ב הובאו תוצאות המודלים המכילים משתנים מסבירים נוספים. ניתן לראות כי הוספת המשתנים המסבירים (לוח 10ב) מעלה את מדד R^2 בכ-35%, מה שמצדיק שימוש במודל מורחב הכולל מגוון משתנים מסבירים אקסוגניים ל-SEC.

לוח 10א: מודלים OLS למשתנה "לוג טבעי של חציון מחירי הדיור באזור" עם משתנה מסביר אחד – SEC

שנת 2003		שנת 2001		משתנה
p-value	אומדן	p-value	אומדן	
<0.001	7.828	<0.001	7.884	חותך
<0.001	0.157	<0.001	0.145	SEC
	95		91	מספר התצפיות
	0.50		0.49	Adjusted R^2

מלוח 10ב ניתן ללמוד כי, כצפוי, קיים מתאם חיובי בין הרמה החברתית-כלכלית לבין מדד שווי הדירות כפי שהוגדר בעבודה הנוכחית. משמע כי ככל שהמרכיבים של המדד החברתי-כלכלי, כדוגמת רמת החיים באזור המגורים, מייצגים אזור מגורים חזק יותר מבחינה כלכלית, כך נמצא כי הדירות באותו אזור יקרות יותר. הגמישות היחסית הממוצעת של רמת מחירי הדירות ביחס ל-SEC הינה 0.468 בשנת 2001 ו-0.738 בשנת 2003. תוצאה זו מראה כי תרומתה של הרמה החברתית-כלכלית לרמת מחירי הדיור גדלה בשנת 2003 לעומת שנת 2001. אפשר שניתן להסביר ממצא זה בהשפעות מאקרו־כלכליות הנובעות מהתאוששות הכלכלה העולמית ויציאה מהמשבר הביטחוני בישראל במהלך אותה עת.

לוח 10 ב: מודלים OLS למשתנה "לוג טבעי של חציון מחירי הדיור באזור"

משתנה	שנת 2001		שנת 2003	
	אומדן	p-value	אומדן	p-value
חותך	8.547	<0.001	8.177	<0.001
SEC	0.084	<0.001	0.131	<0.001
שיעור ההרוגים באירועי טרור	-0.027	0.002	—	—
אחוז האוכלוסייה הדתית (לא חרדית)	-0.007	<0.001	-0.006	<0.001
אחוז האוכלוסייה החרדית	0.004	0.001	0.007	<0.001
אחוז עולי אתיופיה	-0.059	<0.001	-0.029	0.015
מרחק מתל אביב	-0.005	<0.001	-0.005	<0.001
מרחק מתל אביב – פונקציה ריבועית	0.00001	<0.001	0.00001	<0.001
סך האוכלוסייה באזור האמידה, בעשרות אלפים	0.005	0.009	0.006	<0.001
מספר התצפיות	91		95	
Adjusted R ²	0.83		0.85	

גודל היישוב מתואם חיובית עם רמת מחירי הדיור בו. ממצא דומה התקבל גם באמידת המודל הקודם (מודל 5), והוא מלמד על כך שישנם גורמים המשפיעים על מחירי הדירות ביישובים גדולים בעוצמה רבה יותר מאשר ביישובים קטנים, כאשר גורמים אלה אינם נכללים במדד החברתי-כלכלי ולא במודלים שבמחקר הנוכחי. הממצאים בנוגע לשאר המשתנים המסבירים דומים לאלה שבמודל הקודם. בפרט, באזור נתון, אחוזי השייכים לקבוצות האוכלוסייה: עולי בריה"מ לשעבר משנת 1990, עולי אתיופיה ודתיים (ללא חרדים), מתואמים שלילית עם רמת מחירי הדירות באותו אזור. לעומתם, אחוז האוכלוסייה החרדית באזור מתואם חיובית עם מדד מחירי הדיור. ממצאים אלה מבטאים את הקשר האנדוגני בין אחוז האוכלוסיות הנ"ל לבין מחירי הדיור, ולא ניתן ללמוד מהם על הקשר הסיבתי בין התופעות.

מחד גיסא, אזורים זולים מושכים אליהם אוכלוסיות מעוטות יכולת, ומאידך גיסא הימצאות אוכלוסיות אלו באזור המגורים מורידה את ערך הדירות עוד יותר. עם זאת, העדפה של מגורים קהילתיים (כמו זו הנצפית באוכלוסייה החרדית), עשויה ליצור ביקוש מוגבר באזורים ספציפיים, ועל ידי כך לגרום לעליית מחירים שעוצמתה גוברת בטווח ארוך על ההשפעה השלילית של כניסת אוכלוסייה מעוטת יכולת לאזור המגורים. יצוין עוד כי הממצאים הנ"ל תואמים את הממצאים שנדונו בהרחבה בניתוח המתאמים בפרק 2.

על מנת לתת משנה תוקף לממצאי המחקר, נאמד מודל ליחס בין מדרג שווי הדירות לבין SEC, תוך פיקוח על אותם המשתנים המסבירים שהוגדרו במודלים לעיל (למעט SEC שהפיקוח עליו נעשה תוך בניית המשתנה המוסבר). לוח נ"2 מציג את תוצאות האמידה, כאשר התוצאות שהתקבלו עולות בקנה אחד עם התוצאות שפורטו במודלים (5) ו-(6).

ג) ניתוח רגרסיה מולטינומית להסתברות לשינוי ערך המדרג משנת 2001 לשנת 2003

על מנת לתת מענה לשאלת המחקר בנוגע לגורמים המשפיעים על השינוי במדרג שווי הדירות על פני זמן (משנת 2001 עד שנת 2003), יש לבחון האם המשתנה "שינוי במדרג שווי הדירות משנת 2001 לשנת 2003" מושפע מאותם משתנים אקסוגניים לאשכול החברתי-כלכלי שנבדקו במודלי הרגרסיה (5) ו-(6), וכן מהשינויים שחלו במשתנים אלו משנת 2001 לשנת 2003. לצורכי ההשוואה נלקחו אזורים שעבורם הנתונים הרלוונטיים זמינים לשתי השנים שבניתוח. באופן זה, נבנה פנל דו-שנתי של 88 אזורים (במגזר "יהודים ואחרים").

ראשית, נבדק המתאם בין ההשתנות ב-SEC לבין ההשתנות במדרג שווי הדירות בין השנים 2001 ל-2003. ניתן להסיק כי קיים מתאם חיובי בין שני הפרשים הללו (מקדם מתאם ספירמן שווה ל-0.36, ברמת מובהקות של 0.01). ההפרש בין מדרג שווי הדירות בין השנים 2001 ל-2003 מקבל מספר מוגבל של ערכים (ראה ציור 1). ניתן לראות כי הערכים השונים מ-0 מהווים כ-46% מסך התצפיות. בנוסף, ערכי המשתנה הזה נמצאים בטווח מצומצם.

לאור זאת חולקו התצפיות לשלוש קבוצות: (א) אזורים שבהם מדרג שווי הדירות ירד משנת 2001 לשנת 2003, (ב) אזורים שבהם לא חל שום שינוי, (ג) אזורים שבהם המדרג עלה. בהתאם לכך, נוצר משתנה Y בעל שלושה ערכים: -1 עבור קבוצה (א), 0 עבור קבוצה (ב) ו-1 עבור קבוצה (ג). (ג) סט המשתנים המסבירים כולל את המשתנים שפורטו בלוח 7 עבור שנת הבסיס (2001), וכן משתני היחס בין ערכי המשתנים בין השנים 2001 ל-2001. המודל לאמידה ניתן על ידי:

$$P(Y = j) = \text{logit}(\alpha_j + \beta_0(SEC_{2003} - SEC_{2001}) + \beta_{12}Z_2^{(2001)} + \dots + \beta_{1k}Z_k^{(2001)}) \quad (7)$$

$$+ \beta_1 \frac{Z_2^{(2003)}}{Z_2^{(2001)}} + \dots + \beta_k \frac{Z_k^{(2003)}}{Z_k^{(2001)}} + \varepsilon$$

במשוואה (7), j יכול לקבל ערכים 0 או 1, כאשר הערך 1- נקבע כבסיס. לכן, המקדמים הנאמדים יצביעו האם שינוי במשתנה מסביר יעלה או יוריד את הסיכוי של אזור לעלות במדרג שווי דירות מ-2001 ל-2003. אמידת המודל המלא בלתי אפשרית עבור מספר קטן יחסית של תצפיות בפנל, ולכן שימוש באלגוריתם של Stepwise Selection הינו הכרחי על מנת למנוע צמצום דרמטי של מספר דרגות החופש. לוח 11 מציג את תוצאות המודל הנאמד. נמצא כי ההסתברות לעלייה במדרג שווי הדירות בין 2001 לבין 2003 תלויה חיובית בפער ב-SEC בין שתי התקופות הנ"ל.

לוח 11: מודל להסתברות של שינוי במדרג שווי הדירות בין השנים 2001 ל-2003

Odds Ratio	p-value	אומדן	משתנה
—	0.003	-1.14	חותך Y=1
—	<0.001	1.79	חותך Y=0
7.57	<0.001	2.02	ההפרש בין האשכול החברתי-כלכלי ב-2003 לבין 2001
0.94	0.011	-0.06	אחוז העולים מבריה"מ לשעבר בשנת בסיס (2001)
0.88	0.013	-0.13	היחס בין אחוז האוכלוסייה הדתית (לא חרדית) ב-2003 ל-2001
	88		מספר התצפיות
	71.6		Percent Concordant

2.4. ניתוח באמצעות "עצי רגרסיה"

לבדיקת הגורמים המשפיעים על הדינאמיקה במדרג שווי הדירות בין השנים 2001–2003 נבנה "עץ רגרסיה" לא פרמטרי, כאשר המשתנה המוסבר הינו ההפרש בין מדרג הדיור ב-2003 לבין מדרג הדיור ב-2001, והמשתנים המסבירים זהים לאלה שבמודל (7), בתוספת היחס בין SEC ב-2003 ל-SEC ב-2001. שיטת "עץ הרגרסיה" מיועדת לחלוקת התצפיות לקבוצות הומוגניות, לפי משתנה מוסבר כלשהו, ביחס למספר משתנים מסבירים. האלגוריתם הינו רב-שלבי ופועל באופן הבא:¹⁵ תחילה עוברים על כל המשתנים המסבירים ועל כל ערכי המשתנים הללו; מוצאים משתנה וערך שלו אשר מחלק את כל התצפיות לשתי קבוצות כך ששונות המשתנה המוסבר בתוך כל אחת משתי הקבוצות הנוצרות ("עלים") תהיה מינימאלית בין כל החלוקות האפשריות, והשונות בין שתי הקבוצות הנ"ל תהיה מקסימאלית. ערך זה נקבע כ"נקודת פיצול". בשלב שני, חוזרים שוב על התהליך בכל אחד מהעלים שהתקבלו בשלב הקודם. העלה נקבע כסופי ואינו מתחלק עוד אם לפחות אחד משני התנאים הבאים מתקיים: (1) סטיית התקן אינה יורדת מתחת לערך הקריטי שנקבע מראש (0.02 במחקר זה), או (2) חלוקה נוספת של העלה תגרום לכך שלפחות באחד ה"עלים" הנוצרים תהיינה פחות תצפיות מאשר המספר המינימאלי שנקבע מראש (5 תצפיות במחקר זה).

בכל שלב נעשה ניתוח של כל המשתנים שבקלט, ולכן ייתכן שימוש באותו המשתנה המסביר מספר פעמים. בדרך זו ניתן לגלות קשרים מכל סוג שהוא, לרבות קשרים לא ליניאריים ואינטראקציות. נסמן SSW_k את השונות בתוך קבוצה סופית k . היות שהקבוצות הינן בלתי תלויות, אזי סך השונות בתוך כל הקבוצות מחושבת על ידי: $SSW = \sum_k SSW_k$. לפי הגדרת המדד R^2 לטיב התאמת המודל:

$$R^2 = 1 - \frac{SSW}{SST} \quad (8)$$

15 תיאור מפורט של שיטת "עץ רגרסיה" מובא אצל (Breiman et al. 1984).

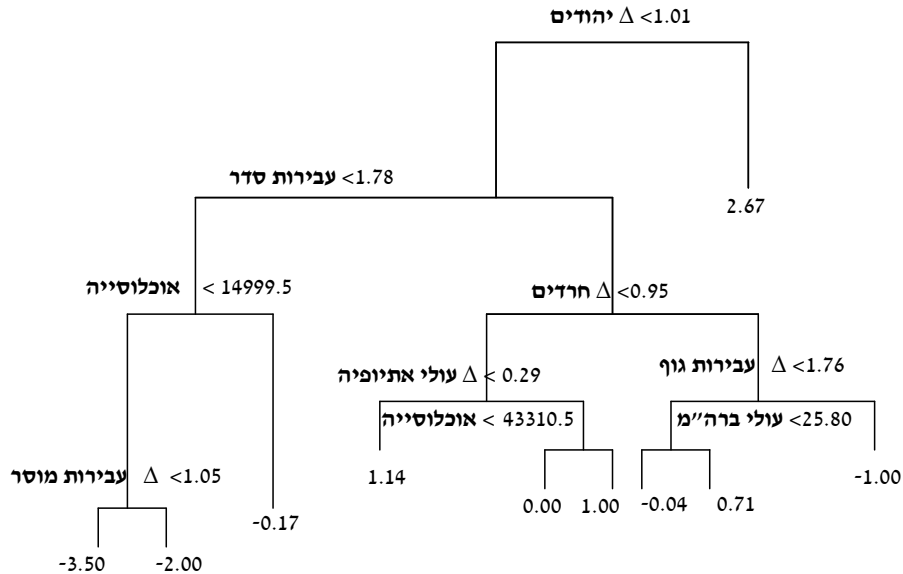
כאשר SST מסמן את סך השונות של המשתנה המוסבר. ככל שערך ה- R^2 גבוה יותר, משמע כי הצלחנו לחלק את התצפיות לפי משתנה מוסבר טוב יותר (במובן ההומוגניות של הקבוצות הסופיות). בנוסף, בוצע ניתוח ANOVA למובהקות החלוקה. עבור n עלים סופיים נבנו $n-1$ משתנים בלתי-תלויים: משתנה x_i מקבל ערך 1 במידה שהתצפית נמצאת בעלה i , ו-0 אחרת. נקבל סט $\{x_i\}_{i=1:n-1}$; אז ניתן לבדוק האם ובאיזו מידה סט זה מסביר את השונות של המשתנה המוסבר ולחשב את רמת המובהקות לבדיקת ההשערה: האם חלוקה על ידי העץ תרמה להסבר השונות של המשתנה המוסבר.

בניתוח זה אין צורך להפריד בין המגזרים כתוצאה מהטרוגניות כפי שנעשה במודלים לעיל, היות שמדובר בשיטה לא פרמטרית, ללא דרישות כלשהן לגבי ההומוגניות של התפלגות המשתנה המוסבר ו/או שאריות. כפועל יוצא נכללו בניתוח כל התצפיות הזמינות, לרבות אלו השייכות למגזר הערבי (פנל של 93 תצפיות). מאותן סיבות, משתנים אשר לא נכללו באותו מודל רגרסיה מפאת מולטיקוליניאריות יכולים להופיע באותו עץ רגרסיה.

ציור 2 מראה את עץ הרגרסיה הנאמד. גובה הקווים המחברים בין נקודות הפיצול מבטא את הירידה בשונות בקבוצה כתוצאה מהחלוקה כפי שהוסבר לעיל, והערך המספרי בעלים סופיים – את ממוצע המשתנה המוסבר באותם עלים. מציור 2 ניתן לראות כי עבור האזורים שבהם אחוז האוכלוסייה היהודית גדל בין 2001 ל-2003 ביותר מ-1%, מדרג הדיור עלה בממוצע ב-2.67 (ה"עלה" הימני ביותר). יש להדגיש כי זו היא אחת הדוגמאות ליתרון הגלום בשיטה הלא-פרמטרית של עץ רגרסיה: במודלים הפרמטריים לעיל, המשתנים "אחוז האוכלוסייה היהודית" ו"שינוי אחוז האוכלוסייה היהודית בין שנת 2001 לשנת 2003" לא נכנסו למודלים הסופיים מפאת מולטיקוליניאריות. לעומת זאת, אין כל מניעה מלהכניס משתנים אלה לניתוח בעץ רגרסיה.

בנוסף, נציין את ארבעת הממצאים העיקריים. ראשית, הגורם הדומיננטי לשינוי במדרג האזור לפי שווי הדירות הינו השינוי באחוז האוכלוסייה היהודית בתוך אזור אמידה, כאשר הגדלת אחוז היהודים גורמת לעלייה משמעותית בדירוג לפי שווי הדירות. שנית, קיים מתאם בין נתוני העבריינות לבין השינוי במדרג שווי הדירות: מספר רב יותר של תיקי עבירות סדר בשנת 2001 וגידול במספר תיקי עבירות גוף נצפה באזורים שמדרג השווי שלהם ירד (ניתן לראות זאת על ידי "קטיעת" העץ וחישוב ממוצעים בעלים המתקבלים ישירות לאחר החלוקה לפי משתני הפשיעה). שלישית, גידול במספר החרדים באזור, בהינתן אחוז האוכלוסייה היהודית ומספר עבירות הסדר, מתואם שלילית עם מדרג שווי הדירות. ממצא זה ממחיש כי בטווח קצר כניסת אוכלוסייה מעוטת יכולת אכן מורידה את מחירי הדיור, גם כשמדובר באוכלוסייה חרדית (ראה דיון לעיל). רביעית, בהינתן אחוז האוכלוסייה היהודית ומספר עבירות הסדר, אזורים עם מספר קטן יחסית של תושבים (עד 15,000, כאשר במחקר הנוכחי אלה הם האזורים המצרפיים) חשופים יותר לירידה דרמטית במדרג שווי הדירות מאשר אזורים גדולים יותר.

ציור 2: עץ רגרסיה עבור המשתנה "שינוי במדרג שווי הדירות בין השנים 2001 ל-2003"



ANOVA: P-Value<0.0001, $R^2 = 0.69$

ה. מסקנות

המחקר שלפנינו הציב שתי מטרות עיקריות. האחת, לבדוק את תיקוף שווי הדירות כאינדקס לרמה החברתית-כלכלית של יחידות גיאוגרפיות שונות. המטרה השנייה היא לבחון את מידת השפעתם של מאפיינים חברתיים ודמוגרפיים אשר אינם נכללים בחישובי המדד החברתי-כלכלי המתפרסם מעת לעת על ידי הלמ"ס על רמת מחירי הדיור באזור גיאוגרפי נתון. לצורך כך פותחה מתודולוגיה לבניית מדרג יישובים/אזורים גיאוגרפיים לפי שוויין של דירות המגורים באותו אזור. המדרג שנבנה מבוסס על הציון של לוג טבעי של מחיר למטר רבוע, במחירים שוטפים לאחר ניכוי חריגים.

נמצא כי קיים קשר חזק (בשנים 2001 ו-2003) בין האשכול החברתי-כלכלי (SEC) של יישובים/אזורי אמידה לבין שוויין של דירות מגורים באותו אזור, כאשר מקדמי המתאם כמעט זהים בשתי השנים. ממצאי המחקר מעידים על כך שמדרג שווי הדירות יכול לשמש כאינדקס לרמה החברתית-כלכלית ברוב האזורים הגיאוגרפיים בישראל. עם זאת נמצא כי קיים פער בין שני המדדים, ולכן סביר כי קיימים גורמים נוספים המשפיעים על שווי הדירות, לרבות גורמים הקשורים למאפייני האוכלוסייה של אותו אזור שלא נכללו במדד החברתי-כלכלי.

ניתוח מודלים אקונומטריים ביחס למגזר היהודי מראה כי קיים מתאם חיובי בין הרמה החברתית-כלכלית לבין ההסתברות להימצא במדרג שווי דירות גבוה יותר, בהינתן שכל שאר המשתנים מפוקחים. עם זאת, קיים קיזוז חלקי בהשפעה זו כתוצאה מהשפעתם של המשתנים הדמוגרפיים

הנחקרים באזור האמידה: אחוז השייכים לקבוצות האוכלוסייה, כגון עולי בריה"מ לשעבר משנת 1990, עולי אתיופיה ודתיים (ללא חרדים), מתואמים שלילית עם רמת מחירי הדירות באותו אזור. לעומתם, אחוז האוכלוסייה החרדית באזור מתואם חיובית עם מדד מחירי הדיור. ממצאים אלה מבטאים את הקשר האנדוגני בין שיעור אוכלוסיות אלה לבין מחירי הדיור, ולא ניתן ללמוד מהם על הקשר הסיבתי בין התופעות. עוד נמצא כי גודל היישוב מתואם חיובית עם רמת מחירי הדיור בו. נמצא כי השפעת הריחוק הפריפריאלי ממרכז הפעילות הכלכלית בישראל הינה שלילית, כמצופה, כמו גם שהשפעת הטרור באזור מגורים מובהקת ושלילית בשתי תקופות החקירה. עוד נמצא כי ההסתברות לעלייה במדרג שווי הדירות בין שנת 2001 לבין שנת 2003 תלויה חיובית בפער ב-SEC בין שתי התקופות הנ"ל.

ממצאי הניתוח הלא-פרמטרי באמצעות עץ רגרסיה מראים כי הגורם הדומיננטי לשינוי במדרג האזור לפי שווי הדירות הינו השינוי באחוז האוכלוסייה היהודית בתוך האזור, כאשר הגדלת אחוז היהודים גורמת לעלייה משמעותית בדירוג לפי שווי הדירות. כמו כן, ניתן לזהות קיום השפעה של עבריינות על שינוי במדרג שווי הדירות: מספר רב יותר של תיקי עבירות סדר בשנת 2001 וגידול במספר תיקי עבירת גוף מורידים את מדרג השווי. בנוסף, בהינתן אחוז האוכלוסייה היהודית ומספר עבירות הסדר, אזורים עם מספר קטן יחסית של תושבים חשופים יותר לירידה במדרג שווי הדירות מאשר אזורים גדולים יותר.

ממצאי מחקר אלו יכולים לשמש כבסיס מתודולוגי להשלמת ערכים חסרים בסדרה של מדדים חברתיים-כלכליים עבור יחידות גיאוגרפיות בשנים שבהן לא חושב מדד זה על ידי הלמ"ס. זקיפות מסוג זה עשויות להוות כלי עבודה חשוב למשתמשי המדד החברתי-כלכלי המבטיח את רצף סדרות המדד, וכן משתנה חקירה במעקב אחר התפתחויות כלכליות, חברתיות ודמוגרפיות של יחידות גיאוגרפיות לאורך זמן.

לוח נ"א-1: סיכום שלבי ניכוי תצפיות מקובצי העסקאות, שנת 2001 ושנת 2003

שנת 2003	שנת 2001	
57,223	60,851	סה"כ עסקאות בקובץ המקורי
196	162	- רשומות כפולות
67	2,665	- דירות שאינן בבעלות או בבעלות כפופה לחכירה
2,844	6,043	- עסקאות שבוצעו ע"י סוג גורמים ששונה מפרטי וחברה
0	45	- עסקאות ללא מידע על מחיר העסקה
19	18	- עסקאות ביישובים שעבורם לא חושב מדד חברתי-כלכלי
17	39	- עסקאות שנרשמו בחבל עזה
1,945	1,761	- ניכוי תצפיות חריגות
52,135	50,118	סה"כ עסקאות לניתוח
24	13	- חריגים מרחביים (לא ניתן לשייך לאף אזור אמידה)
52,111	50,105	סה"כ עסקאות אחרי כל הניכויים

לוח נ"2: מודל היחס בין מדרג שווי הדירות לבין SEC

$$\frac{Midrag - Diur}{SEC} = \alpha + \beta_1 Z_1 + \dots + \beta_k Z_k + \varepsilon$$

המודל:

שנת 2003		שנת 2001		משנתה
p-value	אומדן	p-value	אומדן	
<0.001	1.282	<0.001	1.302	חותך
<0.001	-0.011	<0.001	-0.012	אחוז האוכלוסייה הדתית (לא חרדית)
<0.001	0.022	0.001	0.017	אחוז האוכלוסייה החרדית
0.004	-0.081	0.008	-0.089	אחוז עולי אתיופיה
<0.001	-0.008	<0.001	-0.007	מרחק מתל אביב
<0.001	0.00002	0.007	0.00002	מרחק מתל אביב – פונקציה ריבועית
0.076	0.007	0.025	0.010	סך האוכלוסייה באזור האמידה, בעשרות אלפים
95		91		מספר התצפיות
0.63		0.57		Adjusted R ²

מקורות

אלקיים ד' ושיפר ז' (1991), "צורת הישוב מחירי הדירות בבעלות הדיירים והשלכותיה על מדד המחירים לצרכן", תזכיר פנימי, מחלקת המחקר, בנק ישראל.

בורק ל' וכבביה י' (1996), "אפיון הרשויות המקומיות ודירוג לפי הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה ב-1995", פרסום מיוחד 1039, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים.

בורק ל' וכבביה י' (1999), "אפיון הרשויות המקומיות ודירוג לפי הרמה החברתית-כלכלית של האוכלוסייה ב-1999", עפ"י מפקד האוכלוסין והדירור 1995, פרסום מיוחד 1118, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים.

גובמן י', פוגל נ', רומנוב ד', רגב ב' ועמרם ש' (2010), "אמידת תחזיות מרחביות לשיעורי פגיעה בישראל", נייר עבודה מס' 55, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים.

הועדה לבדיקת מדדי מחירי דירות בבעלות (1997), "דו"ח הועדה לבדיקת מחירי דירות בבעלות", מוגש לסטטיסטיקן הממשלתי (מסמך פנימי).

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2008), "מדד פריפריאליות של רשויות מקומיות 2004", פרסומי הלמ"ס.

טור-סיני א' (2009), "תהליכי הסתגלות והתנהגות צרכנית בתנאי אי ודאות ביטחוניות", מאמר לדיון מס' 11 – כלכלת הבטחון הלאומי, מוסד שמואל נאמן, הטכניון.

סיקרן מ' וקרשאי ר' (1991), "מדידת מחיריהם של שירותי דיור במדד המחירים לצרכן", כלכלה ועבודה מארס, 74-77.

פורטנוי ח' (2007), "אפיון רמת הדתיות באוכלוסייה היהודית על פי זיקה למוסדות חינוך", נייר עבודה טכני מס' 19, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.
 פליישמן ל' ואודיש י' (2003), "השפעת הרמה הסוציו-כלכלית על שוויון של דירות מגורים", דו"ח מחקר, משרד המשפטים, אגף שומת מקרקעין, ירושלים.
 ציבל נ' (2009), "מדד פריפריאליות של רשויות מקומיות בישראל: שילוב של מדד נגישות פוטנציאלית עם קרבה למחוז תל אביב", נייר עבודה מספר 45, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, ירושלים.
 שיפר ז' (2001), "על סעיף הדיור בבעלות הדיירים במדד המחירים לצרכן", סקר בנק ישראל, מספר 73, עמודים 45–63.

Anderberg M.R. (1973), *Cluster Analysis for Applications*, New York.

Australian Bureau of Statistics (2006), *Census of Population and Housing: Socio-Economic Indexes for Areas (CEIFA)*, Data Paper.

Breiman L., Friedman J.H., Olshen R.A. and Stone C.J. (1984), *Classification and Regression Trees*, Wadsworth, Belmont.

Buck A.J., Deutsch J., Hakim J., Spiegel U. and Weinblatt J. (1991), "A Von Thunen Model of Crime, casinos and Property Values in New Jersey", *Urban Studies* 28(5), 673–686.

Des Rosiers F., Theriault M., Kestens Y. and Villeneuve P. (2002), "Landscaping and House Values: An empirical Investigation", *Journal of Real Estate Research* 23(1-2), 139–161.

Ding C. and Knaap G.J. (2003), "Property Values in Inner-City Neighborhoods: The Effects of Homeownership, Housing Investment, and Economic Development", *Housing Policy Debate* 13(4), 701–727.

Dubin R.A. and Goodman A.C. (1982), "Valuation of Education and Crime Neighborhood Characteristics Through Hedonic Housing Price", *Population and Environment* 5(3), 166–181.

Eisenberg E. and Keil J. (2000), "Growth, Construction, and House Prices", *Journal of Housing Economics* 48(9), 6–10.

Gat D. (1996), "A Compact Hedonic Model of the Greater Tel Aviv Housing Market", *Journal of Real Estate Literature* 4, 163–172.

Geenberg M.R. (1999), "Improving Neighborhood Quality: A Hierarchy of Needs", *Housing Policy Debate* 20(3), 601–624.

Goodman A.C. and Thibodeau T.G. (1998), "Housing Market Segmentation", *Journal of Housing Economics* 7, 121–143.

Harris D.R. (1999), "Property Values Drop When Blacks Move in, because...: Racial and Socioeconomic Determinants of Neighborhood Desirability", *American Sociological Review* 64(3), 461–479.

Heikkila E. (1992), "Describing Urban Structure: A Factor Analysis of Los Angeles", *Review of Urban and Regional Development Studies* 4, 84–101.

- Kahn M.E., Cummings J.L. and DiPasquale D. (2001), "Measuring the Consequences of Planning Inner City Homeownership", Fletcher School, Tufts University.
- Kiel K.A. and Zabel J.E. (1996), "House Price Differentials in U.S. Cities: Households and Neighborhood Racial Effects", *Journal of Housing Economics* 5, 143–165.
- Malpezzi S., Chun G.H. and Green R.K. (1998), "New Place-to Place Housing Price Indexes for U.S. Metropolitan Areas, and Their Determinants", *Real Estate Economics* 26(2), 235–274.
- Myers D. (1990), "Introduction: The Emerging Concept of Housing Demography", D. Myers (ed.), *Housing Demography: Linking Demographics Structure and Housing Markets*, Madison.
- Ozanne L. and Thibodeau T. (1983), "Explaining Metropolitan Housing Price Differences", *Journal of Urban Economics* 13(1), 51–66.
- Phillips J. and Goodstein E. (2000), "Growth Management and Housing Prices: The case of Portland, Oregon", *Contemporary Economic Policy* 18(3), 334–344.
- Potepan M.J. (1996), "Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices", *Real Estate Economics* 24(2), 219–245.
- Randles R.H. and Wolfe D.A. (1979), *Introduction to the Theory of Nonparametric Statistics*, New York.
- Reed R. (2001), "The Significance of Social Influences and Established Housing Values", *Appraisal Journal*, October 1.
- Royuela V. and Vargas M. (2007), "Defining Housing Market Areas Using Commuting and Migration Algorithms: Catalonia (Spain) as an Applied Case Study", IREA Working Paper, University of Barcelona, Research Institute of Applied Economics.
- Spiekermann K. and Neubauer J. (2002), "European Accessibility and Peripherality: Concepts, Models and Indicators", Nordic Center for Spatial Development, Working Paper, Stockholm.
- Thaler R. (1978), "A Note on the Value of Crime Control: Evidence from the Property Market", *Journal of Urban Economics* 5(1), 137–145.
- Yates J. (2002), *A Spatial Analysis of Trends in Housing Markets and Changing Patterns of Household Structure and Income*, Australian Housing and Urban Research Institute.