

## התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים בישראל

נטליה פרסמן\* וודים קלפפיש\*\*

### תקציר

שאלת קיומם והתמדתם של פערים בין שיעורי אבטלה אזוריים במשקים העסיקה כלכלנים רבים מאז שנות התשעים של המאה הקודמת. בישראל, בדומה למדינות רבות בעולם, תועדו הבדלים משמעותיים בין שיעורי האבטלה האזוריים, שהתמידו ואף הלכו והתרחבו. בעבודה זו אנו מיישמים את שיטות הניתוח של סדרות עתיות על הנתונים הרבעוניים של שיעורי האבטלה המחוזיים, במטרה לקבוע אם מערכת שיעורי האבטלה האזוריים בישראל מתכנסת או מתבדרת. אף שהפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים הלכו וגדלו בתקופה הנדונה, המבחנים האמפיריים מלמדים על התכנסות של שיעורי האבטלה בטווח הארוך בכל האזורים. בבדיקת ההתכנסות של שיעורי האבטלה בזוגות של אזורים נמצאה התכנסות ברובם, וכן נמצא שתהליך ההתכנסות ניכר ומהיר יותר בין אזורים הקרובים זה לזה גיאוגרפית.

### 1. מבוא

שיעורי האבטלה בארצות אירופה החלו לעלות בשנות השבעים של המאה הקודמת; מגמת עלייה זו נבלמה רק באמצע שנות התשעים, אך גם לאחר ירידת שיעורי האבטלה מאז, נותרה האבטלה גבוהה יחסית בחלק מהארצות, בעיקר במדינות הגדולות ביבשת – גרמניה, צרפת, ספרד ואיטליה – ובמדינות המעבר (transition economies). מחקרים מקרו-כלכליים – תיאורטיים ואמפיריים – הצביעו על הבדלים במבנה המוסדי של שוקי העבודה, למשל במידת הריכוזיות בניהול משא ומתן בין מעסיקים למועסקים, בשיעור העובדים המאוגדים ובכוח איגודיהם, בחומרת חוקי הבטחת התעסוקה (employment protection laws) ובמאפייני מערכת ביטוח האבטלה ומערכת המיסוי, כעל הסיבות לפערים בשיעורי האבטלה בין מדינות (Burda, 1988, Layard et al., 1991, Fitoussi et al., 2000, Nickell et al., 2005 ואחרים). מאז תחילת שנות התשעים הוסטה תשומת הלב של כלכלנים רבים לפערים ניכרים בין שיעורי האבטלה האזוריים, שכן התברר כי ממדיהם של אלו אינם פחותים מהפערים בשיעורי האבטלה בין משקים. כך, לדוגמה, נמצא בעבודתם של

---

\* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר. נטליה פרסמן – [natalia@boi.gov.il](mailto:natalia@boi.gov.il).  
\*\* הדים קלפפיש – אוניברסיטת בן גוריון, המחלקה לכלכלה וקמפוס אילת – [vadikk@bgu.ac.il](mailto:vadikk@bgu.ac.il).

Taylor and Bradley (1997) שהפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים באיטליה, בגרמניה ובבריטניה בשנים 1984-1994 עלו על הפערים בין המדינות האלה. התפתחות שיעורי האבטלה האזוריים מקבילה, בדרך כלל, להתפתחות שיעור האבטלה של המשק, אך הפערים הבין-אזוריים נוטים להתמיד. בארצות רבות, בעיקר באירופה, יציבותם של הפערים בשיעורי האבטלה האזוריים לאורך זמן אף מאפשרת את חלוקתם ל"מועדונים" של שיעורי אבטלה גבוהים ונמוכים. כך מצאו Overman and Puga (2000), שבחנו את התפתחות שיעורי האבטלה האזוריים ב-11 מדינות האיחוד האירופי בין השנים 1986-1996, כי דירוג האזורים על פי גובה שיעור האבטלה לא השתנה. רמת האבטלה בצפון אנגליה, בוויילס ובסקוטלנד הייתה גבוהה במידה ניכרת מאשר בדרום אנגליה ובמזרח ככר בשנות החמישים והשישים, כאשר שיעורי האבטלה בבריטניה הסתכמו באחוזים בודדים בלבד (Martin, 1997). בארה"ב, שלא כמו בארצות אירופה וביפן, המערכת האזורית אינה מאפשרת חלוקה קבועה ל"מועדונים"; אזורים בעלי שיעורי אבטלה גבוהים מהממוצע בתקופה אחת עשויים להתאפיין בשיעורי אבטלה נמוכים מהממוצע בתקופה אחרת (Blanchard and Katz, 1992). כך מצאו Evans and McCormick (1994) מיתאם גבוה בשיעורי האבטלה האזוריים בין שנת 1975 ל-1987 בבריטניה, באיטליה וביפן, מיתאם מתון יותר בגרמניה ובשוודיה, והעדר מיתאם בארה"ב. חשוב להדגיש כי המבנה המוסדי של שוק העבודה אינו יכול להסביר פערים בשיעורי האבטלה האזוריים בתוך משק, משום שמבחינה זו שוקי העבודה האזוריים אינם שונים זה מזה<sup>1</sup>.

במאמר זה נשתמש בשיטות של ניתוח סדרות עתיות לבחינת ההתכנסות של שיעורי האבטלה האזוריים, כלומר הצטמצמות הפערים ביניהם בטווח הארוך. בין היתר, נפעיל מבחני סטציונריות, שבכוחם לגלות אם הפערים האזוריים הם תמידיים או חולפים. שיטות ניתוח אלה שכיחות בספרות על התכנסות (economic convergence literature) ומשמשות לניתוח הפערים האזוריים בתוצר לנפש, בשיעור צמיחתו, בשכר או ברמת ההכנסה לנפש במדינות האיחוד האירופי. Bayer and Juessen (2007) יישמו את הטכניקות של ניתוח התכנסות על שיעורי האבטלה האזוריים בגרמניה, אולם הסדרות שהם השתמשו בהן היו קצרות יחסית, דבר שמגביל את מהימנות הניתוח. העושר היחסי של הנתונים הישראליים על שיעורי האבטלה האזוריים (נתונים רבעוניים לעומת נתונים שנתיים בעבודה הנ"ל) מאפשר בניית סדרות שאורכן מספיק לשם קבלת תוצאות מהימנות יותר במבחני סטציונריות, וכן לשם שימוש בטכניקות נוספות.

המשך המאמר בנוי כדלקמן: פרק 2 מספק את הביסוס התיאורטי לתופעת ההתכנסות; פרק 3 מציג את המתודולוגיה; פרק 4 מביא את התיאור הגרפי של

<sup>1</sup> טענה זו אינה תקפה לגבי מדינות צפון אמריקה.

הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים בישראל מאז שנת 1970 ומציג את הנתונים ששימשו בניתוח; פרק 5 מדווח על התוצאות האמפיריות; פרק 6 מציג את התכנסות שיעורי האבטלה בין זוגות האזורים כמדד לאינטגרציה בין-אזורית, ופרק 7 מסכם את הממצאים.

## 2. הרקע התיאורטי לפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים

הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים נקבעים על ידי ארבעה גורמים: החלטות הפרטים בעניין השתתפות בכוח העבודה, בחירת מקום המגורים והחלטות ההגירה הפנימית של משקי הבית, בחירת המיקום על ידי הפירמות ומידת גמישותו של השכר (Aragon et al., 2003). לשם ההמחשה נניח כי באחד האזורים התרחש זעזוע שלילי בביקוש לעבודה – לדוגמה, עקב סגירת מפעל. במודל תחרותי עם שווקים יעילים חלק מהמובטלים מחליטים להגר לאזורים שבהם שיעורי האבטלה נמוכים יותר, ולכן סיכוייהם למצוא בהם עבודה טובים יותר. עודף היצע עבודה באזור שבו התרחש הזעזוע גורם להורדת השכר בו, ופרטים ששכר שלהם גבוה מהשכר התחרותי עוזבים את כוח העבודה. מהצד האחר, השכר הנמוך יחסית באזור מושך אליו פירמות חדשות. הפעילות הבר-זמנית של כל הכוחות האלה מצמצמת את הפערים הבין-אזוריים בשיעורי האבטלה עד להיעלמותם.

הואיל וההתכנסות היא בדרך כלל איטית, ייתכן כי תוך כדי תהליך ההתאמה הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים יישמרו ואף יתרחבו למשך תקופות ארוכות יחסית. איטיותו של תהליך ההתכנסות והתמדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים, הנובעת מן האיטיות, נקבעות על ידי קצב הפעולה של מנגנוני החזרה לשיווי משקל, שמושפע ממגבלות כלכליות וחברתיות. לטענתם של Blanchard and Katz (1992), חזרה מהירה של שיעורי האבטלה האזוריים לממוצעים של הטווח הארוך בארה"ב והתמדה נמוכה יחסית של הפערים ביניהם נובעות מהגירה פנימית נרחבת בתגובה על שינויים אזוריים בביקוש לעבודה. במדינות אירופה התמדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים גבוהה, ושיעורי ההגירה הפנימית נמוכים במידה ניכרת מאשר בארה"ב. את אחד ההסברים להבדל זה בדפוסי ההגירה הפנימית מציע Oswald (1997); לדבריו, שיעור גבוה יחסית של בעלות על דירות במדינות אירופה, המעלה במידה רבה את עלות המעבר, מביא להפחתת הניידות גם בשוק העבודה. סיבה אפשרית נוספת להתמדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים במדינות אירופה היא קביעת שכר המינימום ברמה אחידה לכל אזורי המשק – שלא כמו בארה"ב, שם כל מדינה רשאית לקבוע את הרמה המקומית של שכר המינימום (גבוהה מהרמה הפדרלית או שווה לה). מפני האחידות של גובה שכר המינימום רמתו

באזורים החלשים גבוהה מדי ביחס לפריון העבודה (ולא כן באזורים המשגשגים)<sup>2</sup>. נוסף על כך, התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים לשיווי משקל אמורה להיות איטית יותר ככל שמערכת ביטוח האבטלה נדיבה יותר, כי מובטל שיוכל להתקיים מקצבת אבטלה לא ייאלץ למהר ולחפש עבודה חדשה.

גישה חלופית מניחה כי פערים גבוהים בין שיעורי האבטלה האזוריים אינם נובעים מהבדלים בביקוש לעבודה בלבד, אלא גם מהבדלים בשיעורי האבטלה האזוריים בשיווי המשקל של הטווח הארוך: כל אזור מאופיין בשיעור אבטלה טבעי משלו; זעזועים כלכליים אמנם מוציאים את המערכת כולה משיווי משקל, אולם לאחר תהליך התאמה, ההפרשים בין שיעורי האבטלה האזוריים חוזרים לערכי שיווי המשקל. לטענתו של Marston (1985), פערים בשיעורי האבטלה האזוריים הטבעיים בין האזורים משקפים העדפות של הפרטים לגור באזורים מסוימים. המודל הפשוט מניח כי שיעור האבטלה של שיווי משקל בכל אזור הוא פונקציה של "איכות המחיה", כמות גורמי הייצור ואיכות התשתיות בו, והבדלים בגורמים האלה יוצרים פערים בין שיעורי האבטלה הטבעיים האזוריים. כיוון שתכונות אזוריות משתנות לאט מאוד, אם בכלל, השינוי בהפרשים בין שיעורי האבטלה האזוריים איטי גם הוא. במודל זה כל עובד ממרב את התועלת, שהיא פונקציה של התצרוכת ( $C$ ) ואיכות החיים ( $A$ ), בהינתן מגבלת תקציב. בהעדר ביטוח אבטלה, ההכנסה הצפויה שווה לגובה השכר כפול ההסתברות להיות מועסק (שהיא שווה בקירוב לאחת פחות שיעור האבטלה),  $w(1-u)$ . פתרון בעיית האופטימיזציה נותן פונקציית תועלת עקיפה מהצורה:

$$(1) \quad V(w_i^*, u_i^*, A_i) = K,$$

לכל אזור,  $i$ , עבור רמת תועלת נתונה,  $K$ , כאשר  $w_i^*$  ו-  $u_i^*$  הם הערכים האופטימליים של השכר ושיעור האבטלה, בהתאמה. בשיווי משקל רמת התועלת של העובד בכל האזורים שווה, ולפיכך, בין אזורים שונים זה מזה באיכות החיים ייווצרו באופן טבעי פערים בשיעורי האבטלה. שיעורי אבטלה גבוהים יותר צפויים למשל באזורים המאופיינים באקלים נוח, בסביבה נקייה, בחיי תרבות ערים ובתשתיות מפותחות. השלכה נוספת של המודל היא כי אזור שבו הוצאות המחיה נמוכות יחסית אמור להתאפיין – אם כל שאר הגורמים שווים – בשיעור אבטלה גבוה יחסית; זאת משום שעבור רמה נתונה של שכר נומינלי, רמת מחירים נמוכה יותר פירושה שכר ריאלי (כוח קנייה) גבוה יותר. הרכיב החשוב ביותר בהוצאות המחיה הוא ההוצאה על דיור; לפיכך באזורים שבהם מחירי הדיור (כולל שכר הדירה) נמוכים שיעור האבטלה צפוי להיות גבוה יותר, ומה עוד ששוק הדיור הישראלי מאופיין בפערי מחירים בין-אזוריים

<sup>2</sup> יתר על כן, בגלל מערכת מרוכזת של משא ומתן על השכר ושל הסכמים קיבוציים, רמת השכר באזורים העניים נקבעת למעשה על ידי רמת שכר הסף של המועסקים באזורים עשירים יותר (Brunello et al., 2001).

משמעותיים<sup>3</sup>. בהקשר זה יש להביא בחשבון כי אחדות במערכת ביטוח האבטלה ובגובה קצבת האבטלה בין האזורים עשויה להאט את תהליך חיפוש העבודה באזורים שבהם הוצאות המחיה נמוכות יחסית, ביחס לאזורים ה"יקרים", ולהביא להיווצרות פערים ביניהם בשיעורי האבטלה.

שתי הגישות להסבר ההבדלים האזוריים בשיעורי האבטלה – העדר שיווי משקל במערכת שיעורי האבטלה ושיעורי אבטלה טבעית שונים בין אזורים – נוסחו על ידי Marston (1985, עמ' 57): "מגבלות כלכליות וחברתיות עשויות להפריד בין שוקי עבודה מקומיים. במידה שהן מגבילות את הניידות, ביקוש נמוך לעבודה באזור יעלה את שיעור האבטלה בו מעל לרמת האבטלה באזורים שבהם הביקוש לעבודה גבוה יותר. מהצד האחר, אם הניידות הבין-אזורית חופשית, ביקוש גבוה לעבודה באזורים אחרים ירחיק עובדים מאזור שבו שיעור האבטלה גבוה. לכן עודף היצע העבודה באזור יעלה במהירות, אלא אם כן התושבים מקבלים פיצוי כלשהו, שמשכנע אותם להישאר מרצון. במקרה כזה הפערים האזוריים המתמידים אינם מעידים על אי-אחדות של הביקוש לעבודה, אלא משקפים העדפה של אזורים מסוימים".

נסמן ב- $u_i$  ו- $u_j$  את שיעורי אבטלה באזורים  $i$  ו- $j$ , בהתאמה, ונניח כי בנקודת המוצא שיעור האבטלה באזור  $i$  גבוה מאשר באזור  $j$ ,  $u_{i0} > u_{j0}$ . פער שיעורי האבטלה בין שני האזורים בכל נקודת זמן  $t$  שווה ל- $u_{it} - u_{jt}$ . יישום הגדרה 2.1 של Bernard and Durlauf (1995, עמ' 99) על שיעורי האבטלה האזוריים מציג את התכנסותם כשוויון התחזיות ארוכות הטווח בנקודת זמן נתונה, וניתן להציג בצורה הבאה:

$$(2) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E(u_{i,t+k} - u_{j,t+k} | I_t) = 0,$$

כאשר  $I_t$  הוא צבר האינפורמציה הקיים בתקופה  $t$ . סוג התכנסות זה ניתן להגדיר כ"התכנסות בלתי מותנית" (unconditional convergence). כדי להגדיר שיווי משקל עם פערים אזוריים קבועים בטווח הארוך נשתמש במושג "התכנסות מותנית" (conditional convergence), המוגדרת בצורה הבאה:

$$(3) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E(u_{i,t+k} - u_{j,t+k} | I_t) = c,$$

כאשר  $c$  הוא קבוע כלשהו. הגדרה זו משמעותה כי  $u_i$  ו- $u_j$  מתכנסים לקראת פער של שיווי משקל שאינו משתנה על פני זמן (time-invariant equilibrium differential).

<sup>3</sup> לדוגמה: לפי נתוני הלמ"ס לשנת 2008, שכר דירה של דירה ממוצעת באזור הדרום הוא כמחצית מזה של דירה ממוצעת במטרופולין תל אביב, ומחיר דירה ממוצעת בבעלות הדיירים באזור הדרום נמוך בכ-56 אחוזים מאשר במטרופולין תל אביב.

הואיל ואחד ממנגנוני ההתאמה הוא הגירה, מהירות סגירתם של הפערים בשיעורי האבטלה האזוריים תלויה במידת הניידות של הפרטים והפירמות. אולם להגירה יכולה להיות השפעה הפוכה, שדווקא תמנע את תהליך ההתכנסות: מחקרים אמפיריים מלמדים שניידות היא במקרים רבים סלקטיבית ומאפיינת בעיקר צעירים, משכילים ובעלי יוזמה (לדוגמה, Martin, 1997, Aragon et al., 2003). יש שאנשים כאלה מחליטים לעזוב אזור בגלל עליית שיעור האבטלה בו ביחס לאזורים אחרים – תופעה הידועה בשם "בריחת מוחות" – והנשארים הם הפחות משכילים והפחות מוכשרים. במקרה זה השפעה זמנית-במקורה עלולה להפוך לבעיה קבועה של איכות כוח העבודה באזור. ירידה ברמת ההשכלה הממוצעת של כוח העבודה וירידה בפריון העבודה באזור מונעות את התרחבות התעסוקה בו, ואף גורמות לנסיגה ולהעמקת האבטלה. פירמות אינן נוטות להתמקם באזורים שבהם אחוז גבוה מהמובטלים הם מבוגרים ומעוטי השכלה (Aragon et al., 2003). כך הגירה, במקום לשמש מנגנון החזרה לשיווי משקל, עלולה לגרום להתבדרות הפערים הבין-אזוריים בשיעורי האבטלה ולהחרפת אי-השוויון הכלכלי בין האזורים.

### 3. מתודולוגיה

#### א. הגישה האמפירית לבחינת התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים

בספרות הצמיחה (growth literature) השערת ההתכנסות היא פרי מודל ניאו-קלסי, שאחת מתוצאותיו היא תהליך השתוות של שיעורי הצמיחה בין המשקים, תוצאה שנבחנה אמפירית על סמך נתוני חתך של משקים רבים<sup>4</sup>. Bernard and Durlauf (1995) מתחו ביקורת על שימוש בסדרות חתך לצורך בחינת ההתכנסות ועל אופן הניסוח של ההשערות. לטענתם, הגדרת השערת האפס כאי-התכנסות בכל המשקים והשערה חלופית של התכנסות בכולם מתעלמת משאר הקומבינציות האפשריות. Bernard and Durlauf (1995, 1996) הציעו הגדרה חלופית של מבחני ההתכנסות בהסתמך על גישת הסדרות העיתיות. טכניקה זו מאפשרת לבדוק אם קיימות תת-קבוצות של משקים מתכנסים (המוגדרים כבעלי מגמות ארוכות טווח משותפות, הן סטוכסטיות והן דטרמיניסטיות), ובכך משפרת את הגישה של "הכול או לא כלום". ההגדרה החדשה הובילה לשימוש בטכניקות קו-אינטגרטיביות לבדיקת השערת ההתכנסות. את הבדיקה האמפירית הציעו Bernard and Durlauf (1995) לערוך בעזרת המודל Vector Error Correction (VEC). כשלב ההכנה לשימוש במודל נדרש ביצוע מבחני שורש יחידתי וקביעת סדר האינטגרציה לכל סדרה בנפרד, שכן

<sup>4</sup> השערת ההתכנסות מבוססת על שתי הנחות: אי תלות של התוצר לנפש, ברמתו ההתחלתית, בשיווי המשקל של הטווח הארוך (steady state) וקיום מיתאם שלילי בין שיעור הצמיחה לבין רמת התוצר ההתחלתית במדגם של משקים, קשר המכונה בספרות המקצועית  $\beta$ -convergence, ופירושו הוא שמשקים שרמת תוצרם-לנפש נמוכה יחסית מלכתחילה צומחים מהר יותר ממשקים המאופיינים בתוצר-לנפש גבוה יותר.

למבחן הקו-אינטגרציה יש משמעות אקונומטרית אך ורק אם כל הסדרות הן בעלות אותו סדר אינטגרציה. המבחן ניתן לביצוע בשיטה שהציע Johansen (1988). בעוד ש-Bernard and Durlauf (1995) הציעו הגדרה של התכנסות בלתי מותנית, שלפיה קשה לדחות את השערת חוסר ההתכנסות, חוקרים אחרים (Mankiw, et al., 1992; Carlino and Mills; 1993; Evans and Karras; 1996) הניחו כי ההתכנסות יכולה להיות מותנית, כלומר שכל אזור מתקרב למצב ה-steady state משלו, כך שבשינוי משקל נשמרים הפרשים קבועים בין הנתונים הכלכליים שלהם, אשר יכולים לנבוע מהבדלים בהתמחות של האזורים בענפים שונים ו/או מהבדלים בתכונות כוח העבודה, כרמת ההשכלה והכישורים, שיעורי ההשתתפות וכד', או מהבדלים באיכות החיים. הפרשים אלה מהווים מעין פיצוי משווה – compensating differentials (כמו בהגדרה (3) לעיל).

אנו נשתמש במודל הבסיסי של Evans and Karras (1996), שהגדירו את ההתכנסות בצורה המאפשרת להבדיל בין התכנסות מותנית לבלתי מותנית (מבוסס על נוסחה 2.1.4 בע' 252) וניישם אותו על שיעור האבטלה כשנשתמש בשיעור האבטלה הממוצע בשאר האזורים במקום בשיעור האבטלה הממוצע במשק:

$$(4) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E_t(u_{j,t+k} - \bar{u}_{N/j,t+k}) = \mu_j,$$

כאשר  $\bar{u}_{N/j,t}$  – ממוצע שיעור האבטלה בשאר האזורים – מחושב כסך מספר המובטלים בשאר האזורים חלקי סך כוח העבודה בשאר האזורים.

פירוש הדבר הוא, כי בהינתן צבר המידע הקיים, ניתן לצפות כי סטיות של שיעורי האבטלה האזוריים,  $u_j$ , מהממוצע של שאר האזורים,  $\bar{u}_{N/j}$ , יתכנסו לערכים הקבועים ככל ש- $k$  יגדל ויתקרב לאינסוף. המשוואה מתקיימת אך ורק אם ההפרש  $u_{jt} - \bar{u}_{N/j,t}$  סטציונרי עם תוחלת  $\mu_j$  עבור  $j = 1, 2, \dots, N$ . כל  $N$  האזורים מוגדרים כמתכנסים אם ורק אם כל סדרה אזורית,  $u_{jt}$ , אינה סטציונרית, אולם כל אחד מההפרשים  $u_{jt} - \bar{u}_{N/j,t}$  סטציונרי. התכנסות בלתי מותנית מוגדרת כמצב שבו  $\mu_j = 0$  לכל  $j$ , ואילו התכנסות מותנית מוגדרת כמצב שבו  $\mu_j \neq 0$  לחלק מה- $j$ ים. האזורים מתבדרים כאשר ההפרש  $u_{jt} - \bar{u}_{N/j,t}$  אינו סטציונרי ל- $j$  אחד לפחות.

Carlino and Mills (1993) ו-Evans and Karras (1996) הראו כי בחינת ההתכנסות הסטוכסטית ניתנת ליישום באמצעות מבחן שורש היחידה של Dickey-Fuller על סדרות ההפרשים האזוריים (בין ההכנסה לנפש אצל Carlino and Mills ובשיעור צמיחת התוצר לנפש אצל Evans and Karras). במקרה שלנו מבחן הסטציונריות יבדוק את קיומו של שורש יחידתי בהפרשים בין שיעורי האבטלה  $u_j - \bar{u}_{N/j}$ :

$$(5) \quad \Delta(u_{j,t} - \bar{u}_{N/j,t}) = \phi + (\rho - 1)(u_{j,t-1} - \bar{u}_{N/j,t-1}) + \sum_{k=1}^h \delta_k \Delta(u_{j,t-k} - \bar{u}_{N/j,t-k}) + \varepsilon_t.$$

מציאת שורש יחידתי ( $\rho = 1$ ) בסדרת ההפרשים מצביעה על התבדרות. ההשערה החלופית, שפירושה סטציונריות של סדרת ההפרשים, היא  $|\rho| < 1$ . נוסף על כך מאפשר מבחן סטציונריות לא רק לבחון את התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים, אלא גם להכריע בין התכנסות מותנית לבלתי מותנית, ועל ידי כך – בין גישת חוסר שיווי משקל לגישת הפערים בין שיעורי האבטלה הטבעיים האזוריים, שהוצגו בפרק התיאורטי. ההתכנסות הבלתי מותנית התואמת את הגישה הראשונה מאופיינת בתוחלת אפס. תוחלת זו ניתן להגדיר כ-  $E(u_t) = \mu = \frac{\phi}{1 - \rho}$ , ומשום כך התנאי

להתכנסות בלתי מותנית יהיה קבלת החותך השווה לאפס,  $\phi = 0$ , במשוואה (5). Rowthorn and Glyn (2002) הראו כי ניתן לבחון את השערת ההתכנסות הבלתי מותנית באמצעות מבחן סטציונריות שבו נאמדת רגרסיה (5) ללא חותך וללא מגמה דטרמיניסטית. ההתכנסות המותנית, התואמת את גישת ההפרשים היציבים בין שיעורי האבטלה הטבעיים, פירושה כי התוחלת שונה מאפס והסדרות סטציונריות עד כדי קבוע (level-stationary), כלומר  $\phi \neq 0$  במשוואה (5).

בסיכום – התנאים לקבלת כל אחד מהמצבים הם:

התבדרות	התכנסות מותנית	התכנסות בלתי מותנית
$\rho = 1$	$\phi \neq 0,  \rho  < 1$	$\phi = 0,  \rho  < 1$

הוספת מגמה דטרמיניסטית אינה אמורה להעיד על העדר התכנסות, משום שמדובר בהתכנסות סטוכסטית. עם זאת, קיום המגמה בנתונים עלול להצביע על קושי בסגירת הפערים ועל התארכות פרק הזמן הדרוש להתכנסות.

### ב. על אי-סטציונריות של משתנה שיעור האבטלה

כיוון שהניתוח האמפירי המוצע לבדיקת התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים מבוסס על אי-סטציונריות של סדרות שיעורי האבטלה האזוריים, יש צורך לדון באי-סטציונריות של המשתנה שיעור האבטלה.

מבחינה תיאורטית, שיעור האבטלה, המוגדר כמספר המובטלים מחולק בכוח העבודה, אמור להיות סטציונרי; התבדרותו אינה אפשרית, משום שערכו מוגבל, בין 0 ל-100 אחוזים, ובפועל הוא תחום בטווח צר הרבה יותר. אף שתכונת הסטציונריות אמורה להתקיים בטווח הארוך, הרי בטווח הקצר יחסית (ובמובן זה גם שלושים שנה הן טווח קצר) המבחנים הסטטיסטיים מזהים לרוב אי-סטציונריות בסדרות שיעורי האבטלה של מדינות שונות. על כך מעידות תוצאותיהן של עבודות אמפיריות רבות שנעשו בעולם; נביא רק מספר דוגמאות. בעבודתו המקיפה על הסברים אפשריים לעליית רמת האבטלה במדינות OECD הצביע Elmerskov (1993) על אי-



סטציונריות בשיעורי האבטלה בשנים 1969-1991 ברוב המדינות שחקר<sup>5</sup>. בדומה לכך דיווחו Arestis and Biefang-Frisancho Mariscal (1999), על סמך נתונים רבעוניים לשנים 1960-1997, כי במבחן ADF לא נדחתה השערת שורש יחידתי אף באחת מ-26 מדינות OECD. Papell et al. (2000) בדקו את שיעורי האבטלה של 16 מדינות OECD לשנים 1955-1997 ומצאו כי השערת אי-הסטציונריות לא נדחתה הן עבור הסדרות הבודדות (עם ובלי הוספת מגמה דטרמיניסטית) והן עבור נתוני הפנל של כל המדינות.

עליית האבטלה והתמדתה, שתועדו ברוב מדינות OECD מאז המחצית השנייה של שנות השבעים, הביאו לשינוי בתפיסה הכלכלית: תיאוריה פשוטה, המאפשרת לשיעור האבטלה לסטות זמנית מערכו בשיווי משקל ולחזור אליו בטווח הארוך, פינתה את מקומה למודלים סבוכים יותר – למשל מודל של hysteresis, המסביר את ההתמדה הקיצונית שנרשמה בשיעורי האבטלה, ומודל של שינויים מבניים, המאפשר השתנות של שיעור האבטלה הטבעי על פני זמן. שיעור האבטלה הטבעי יכול להשתנות על פני זמן כתוצאה משינויים דמוגרפיים ומוסדיים, ומשום כך סדרת שיעור האבטלה יכולה להיות סטציונרית סביב למגמה (trend-stationary). לעומת זאת קשה להסביר קפיצות חדות וחד-פעמיות של שיעור האבטלה הטבעי, שאמורות לנבוע בהכרח מזעזוע בעל השפעה פרמננטית, בעוד שהזעזועים בדרך כלל הם בעלי אופי חולף, ומשום כך גם השפעותיהם חולפות.

בהעדר הסברים אחרים, התיאוריה של hysteresis הפכה נפוצה ביותר בהסבר העלייה הדרמטית של האבטלה באירופה. Blanchard and Summers (1986) מגדירים את תופעת ה-hysteresis כ"תלות חזקה מאוד של האבטלה היום באבטלה בעבר"; מבחינה טכנית, מציאת תופעת ה-hysteresis זהה למציאת שורש יחידתי בסדרה. לחלופין, מודלים מבניים מגדירים את שיעור האבטלה הטבעי כשיווי משקל זמני המתאים לרמות של מלאי ההון ושל משתנים נוספים. Phelps (1994) פיתח מודלים שבהם גורמים מבניים – למשל ביקושים ענפיים, היצע גורמי הייצור, הטכנולוגיה, שיעור המס, שיעור הריבית העולמית ושער החליפין – משפיעים על שיעור האבטלה הטבעי. לפיכך, זעזועים במשתנים אלה גורמים להסטות פרמננטיות של שיעור האבטלה הטבעי.

בהתאם להתפתחות המודלים התיאורטיים פותחו מבחנים סטטיסטיים חדשים לבדיקתם. מבחני סטציונריות המשלבים שברים מבניים משכו את תשומת הלב של הכלכלנים מאז המבחן של Perron (1989); מבחן זה, המאפשר שבר מבני יחיד בגובה המשתנה, הצליח לדחות את השערת השורש היחידתי ברוב הסדרות המקרו-

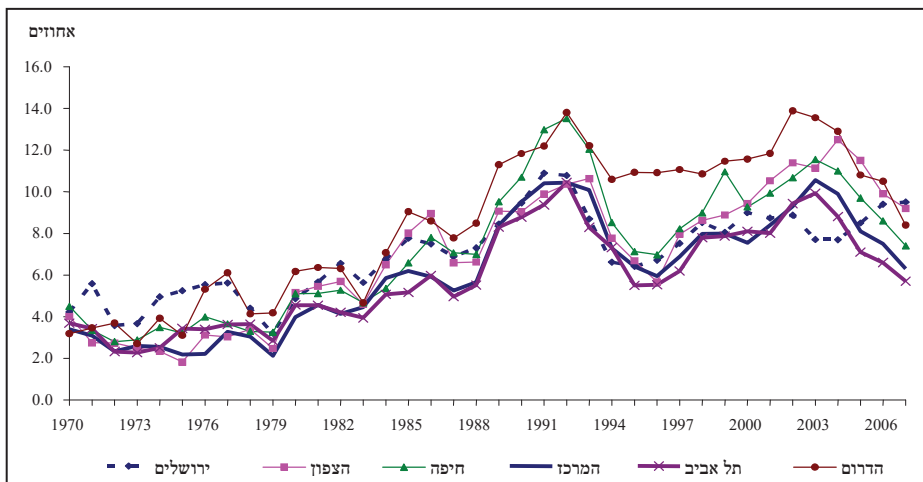
<sup>5</sup> בעבודתו של Elmerskov (1993) מבחן שורש יחידתי פשוט לא דחה את השערת אי-הסטציונריות אף באחת מהמדינות. לאחר הוספת קבוע ומגמה, השערת השורש היחידתי נדחתה ברמות מובהקות סבירות בארה"ב, בבריטניה, בקנדה, באוסטרליה, בפינלנד, באיסלנד, בספרד, בשוודיה ובשווייץ.

כלכליות. מאוחר יותר פותחו מבחנים לבדיקת שברים מרובים. ואכן המודל של שברים מבניים בסדרות לוקה בשתי בעיות יסודיות: ראשית, אין הסכמה לגבי בחירת נקודת השבר; הדגש הוא בבחירה אקסוגנית הנעשית בדרך טכנית לחלוטין – בחירה על סמך מבחני  $t$  במטרה להגדיל את עוצמת המבחן – ולא על פי היגיון כלכלי<sup>6</sup>. נוסף על כך, בבחירת נקודת השבר על סמך ניתוח כלכלי מן ההכרח להביא בחשבון כי רק אירוע הגורם לשינוי פרמנטרי של הסדרה יכול להיחשב לשבר מבני. הבעיה השנייה היא שהמודל המבני אינו מגביל את מספר השברים בסדרה, אך מציאת שלושה-ארבעה שברים ויותר<sup>7</sup> דומה למעשה למציאת שורש יחידתי.

#### 4. מה ניתן ללמוד על התמדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים בישראל – הצגה גרפית

איור 1 מציג את התפתחות הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים בשנים 1970-2007 לגבי ששת המחוזות – ירושלים, הצפון, חיפה, המרכז, תל אביב והדרום – בהתאם לחלוקה המינהלית של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. שיעורי האבטלה האזוריים חושבו מתוך הנתונים הגולמיים של סקרי כוח אדם, כמספר המובטלים תושבי האזור חלקי כוח העבודה באותו אזור, כפול 100.

איור 1  
שיעורי האבטלה המחוזיים, 1970 עד 2007



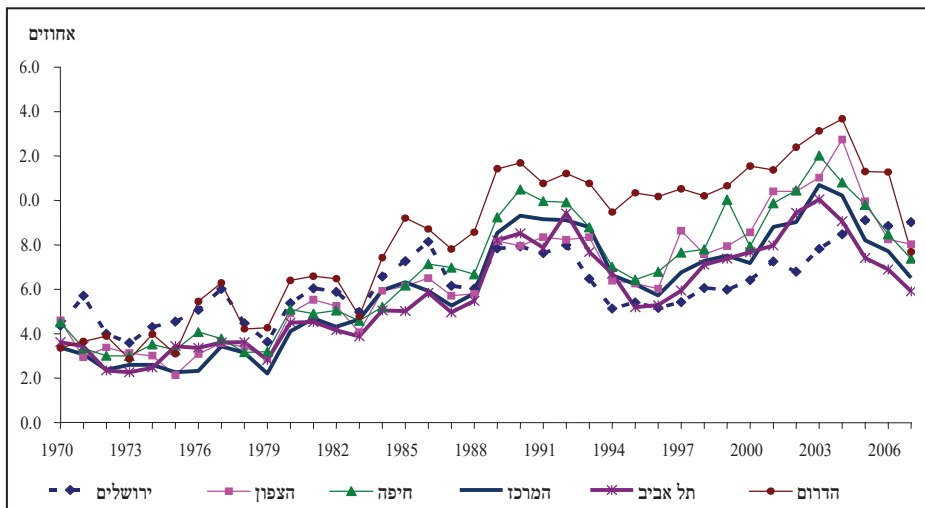
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

<sup>6</sup> בחירה המבוססת על היגיון כלכלי גורמת לאנדוגניות (מיתאם בין נקודת השבר לנתוני הסדרה) ופוגעת בעוצמת המבחן הסטטיסטי.  
<sup>7</sup> לדוגמה: Papell et al. (2000) מצאו ארבעה שברים מובהקים בצרפת, בגרמניה, באיטליה ובהולנד ושלושה שברים מובהקים ביפן.

מהאיור עולה כי פערים בשיעורי האבטלה האזוריים ניכרו עוד בשנות השבעים, כשבמשק הייתה תעסוקה מלאה. עם השנים התרחבו הפערים, אף שכרוב האזורים ניכר דמיון בין מגמות התפתחותם של שיעורי האבטלה. יוצאת מכלל זה התפתחות שיעור האבטלה של מחוז הדרום: כאשר, בשנת 1994, מצב שוק העבודה במשק התחיל להשתפר, הודות לקליטת העולים מברה"מ-לשעבר בתעסוקה, שיעור האבטלה במחוז הדרום נותר גבוה, מעל 10 אחוזים. עם זאת, בשנות הצמיחה האחרונות התקרבו שיעור האבטלה במחוז הדרום לשיעוריה במחוזות האחרים, ואף חדל להיות הגבוה ביותר במשק.

הסתכלות ראשונית על התפתחות שיעורי האבטלה באזורים השונים יכולה ליצור תחושה כי ההבדלים בין שיעורי האבטלה האזוריים מוסברים בפיזור גיאוגרפי לא אחיד של אוכלוסיית עולי שנות התשעים ואילך ושל האוכלוסייה הערבית, משום ששיעורי האבטלה המאפיינים אותן נבדלים מאלה של האוכלוסייה היהודית הוותיקה. אולם בדיקה מעמיקה יותר מגלה כי גם בקרב האוכלוסייה ההומוגנית יותר של יהודים ותיקים מתקיימים פערים ממשיים בין שיעורי האבטלה האזוריים (איור 2). המשך הניתוח מתייחס לשיעור האבטלה של כלל האוכלוסייה.

איור 2  
שיעורי האבטלה המחוזיים, 1970 עד 2007,  
יהודים, ללא עולי 1990 ואילך

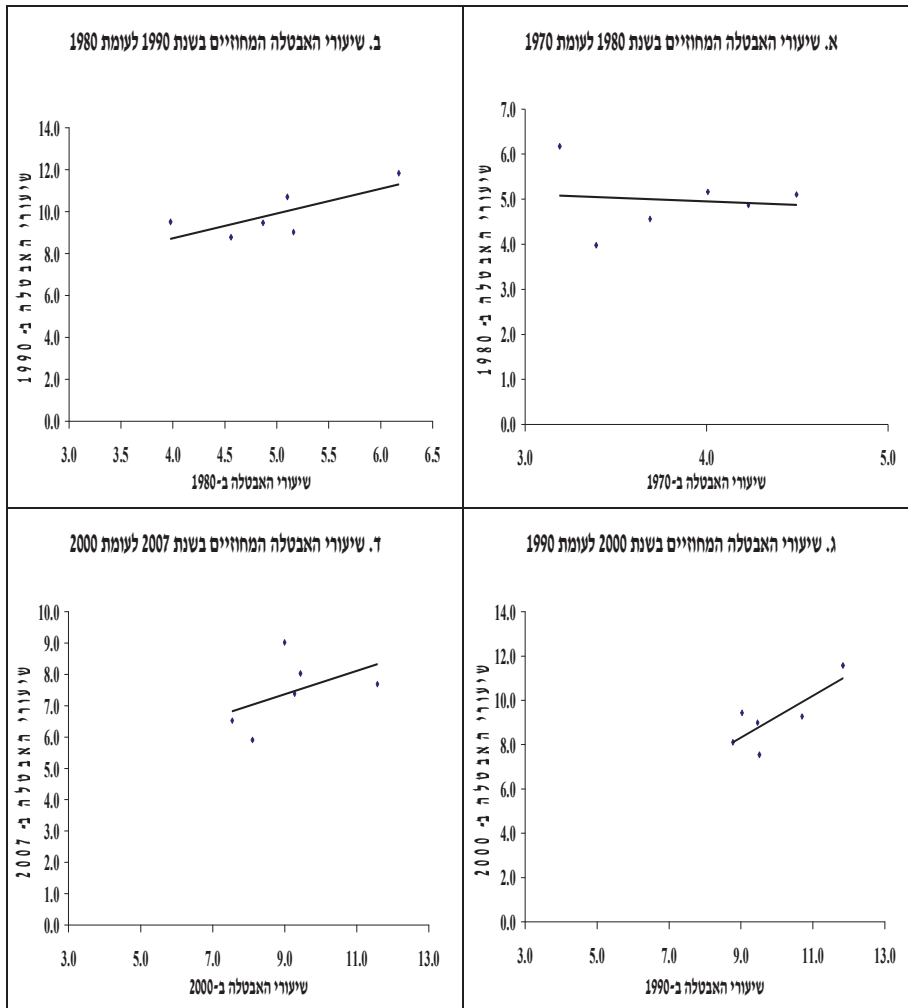


המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

כדי להעריך את מידת ההתמדה של הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים חילקנו את התקופה הנדונה – משנות השבעים עד לשנות האלפיים – לארבע תת-תקופות,

לפי עשורים. איור 3 א'-ד' מציג את שיעורי האבטלה של כל אזור בתחילת כל תקופה (ציר ה-X) לעומת תחילת התקופה הבאה (ציר ה-Y):

### איור 3



הוספת קו מגמה לאיור נותנת אינדיקציה לעוצמת המיתאם בין שיעור האבטלה בתחילת התקופה לשיעורה בסופה. שיעור אבטלה גבוה/נמוך בשתי נקודות זמן וקו מגמה עולה מתארים מצב שבו ההתמדה בפערים גבוהה; משמע שאזור מסוים מאופיין בעקביות בשיעור אבטלה גבוה/נמוך. לעומת זאת, אם אזור מסוים מתאפיין בשיעור אבטלה גבוה בתקופה אחת ובשיעור אבטלה נמוך בתקופה אחרת, לא יתקבל מיתאם בשיעור האבטלה בין שתי התקופות. מאיור 3 עולה כי מצב כזה שרר במשך

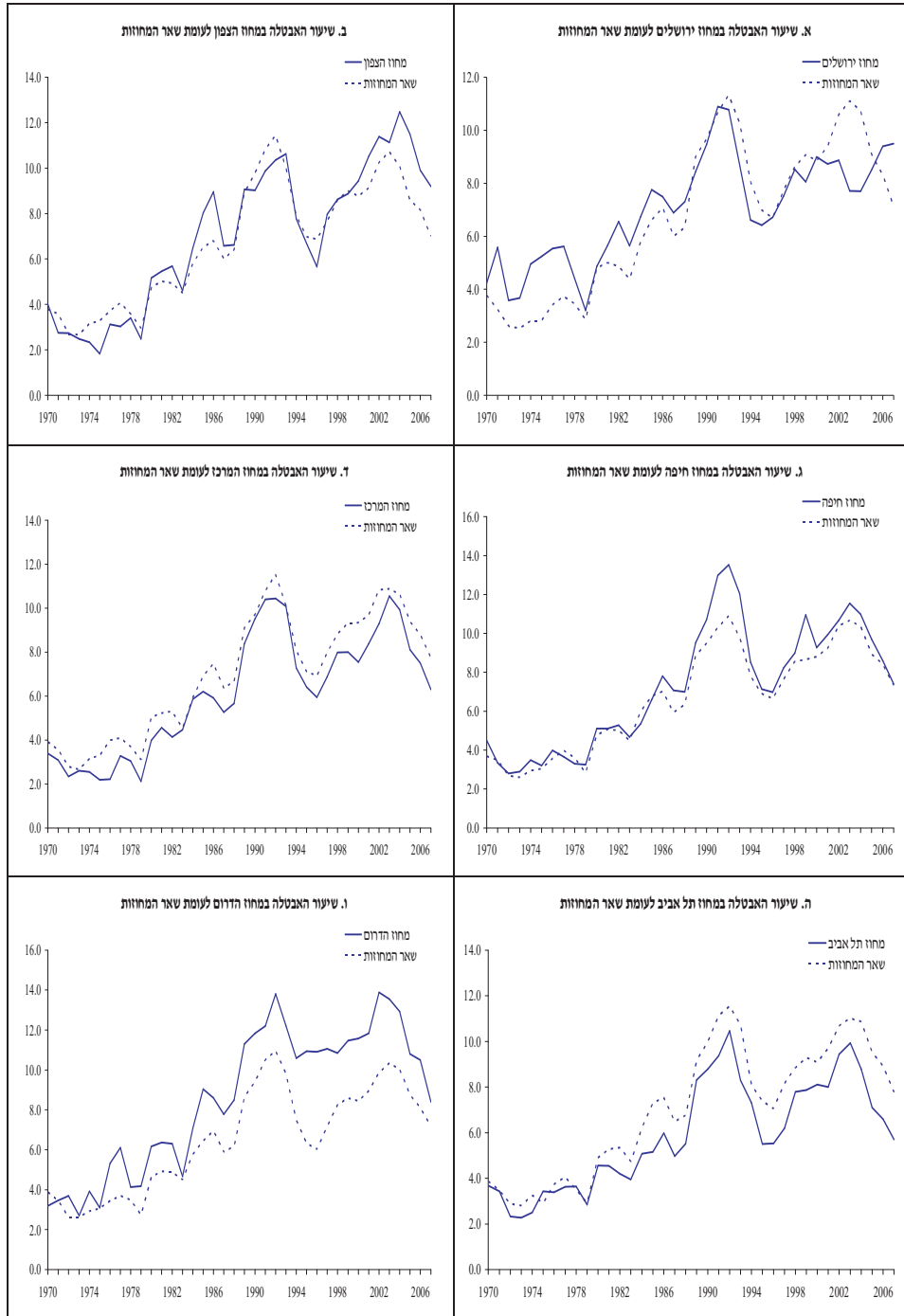
במשך שנות השבעים. בעשור הבא הופיעה מגמת ההתמדה, והיא התחזקה בשנות התשעים, ונוסף על כך עלו שיעורי האבטלה במידה ניכרת, בעקבות תוכנית הייצוב של 1985, ולאחר מכן כתוצאה מגל העלייה מבריה"מ-לשעבר. בשנות האלפיים ירדו שיעורי האבטלה האזוריים, ונחלשה ההתמדה בפערים (שיפוע קו המגמה התמתן). אפשרות נוספת לבחון את מידת ההתמדה של הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים היא לעקוב אחר התפתחות שיעור האבטלה באזור ביחס לשאר האזורים. לשם כך חושבו, נוסף על שיעורי האבטלה בכל אחד מהמחוזות, שיעורי האבטלה בשאר האזורים – שיעורי האבטלה במשק ללא מחוז זה<sup>8</sup>. כך ניתן לבחון את התפתחותו של שיעור האבטלה במחוז ירושלים לעומת הממוצע המשוקלל של כל שאר המחוזות (הצפון, חיפה, המרכז, תל אביב והדרום) יחד, ובאופן דומה לגבי כל מחוז.

איור 4 מצביע על מספר מגמות. במחוז ירושלים שיעור האבטלה היה גבוה במידה ניכרת מאשר בשאר המחוזות במשך שנות השבעים, אולם לקראת סוף העשור הצטמצם הפער, ובמהלך שנות השמונים השתפר עוד יותר מצבו של המחוז. שיפור זה נמשך עד אמצע שנות האלפיים, ובמחצית הראשונה של העשור אף נפתח פער ממשי לטובת מחוז ירושלים, עד להתהפכותה של המגמה בשנים האחרונות.

גם במחוז הצפון לא ניתן לזהות התמדה בהתפתחות שיעור האבטלה: הוא היה נמוך יחסית לממוצע של שאר המחוזות בשנות השבעים, גבוה מממוצע שאר המחוזות ברוב שנות השמונים, דומה לו או נמוך ממנו בשנות התשעים, ושוב גבוה ממנו בשנות האלפיים. במחוז חיפה תפקוד שוק העבודה דמה לזה שבשאר המשק עד אמצע שנות השמונים, אולם מאז שיעור האבטלה בו היה גבוה יותר, והפער אף התרחב בשנים הראשונות של גל העלייה (כתוצאה מהתיישבות עולים רבים במחוז). לאחר ששלב קליטת העולים בשוק העבודה הסתיים, חזר שיעור האבטלה במחוז חיפה להיות דומה לשיעור הממוצע המשוקלל בשאר האזורים. התפתחות שיעור האבטלה במחוז המרכז דמתה להתפתחותו במחוז תל אביב. אזורים אלה הצטיינו באופן עקבי בשיעורי אבטלה נמוכים מאשר בשאר האזורים. לעומת זאת היה תפקודו של שוק העבודה במחוז הדרום בכל השנים (להוציא שנים ספורות בתחילת שנות השבעים) נחות מאשר בשאר האזורים. הפער לרעתו התרחב באמצע שנות השמונים (תקופת תוכנית הייצוב), נותר גבוה בתחילת שנות התשעים עקב גל העלייה מבריה"מ-לשעבר (אז בחרו עולים רבים להתיישב בדרום מפני הוצאות מחיה נמוכות יחסית, דיור זול ונגישות של דיור ציבורי) ותוכנית החשיפה ליבוא, אשר פגעה בתעשייה

<sup>8</sup> שימוש בשיעור האבטלה בשאר האזורים עדיף על שימוש בשיעור האבטלה הכללי במשק, משום ששיעור האבטלה הכללי הוא ממוצע משוקלל של שיעורי האבטלה בכל האזורים, כולל האזור שעליו מדובר, וכתוצאה מכך נוצר מיתאם בין שיעור האבטלה באזור לבין שיעור האבטלה במשק כולו. מידת המיתאם תלויה בגודל היחסי של כוח העבודה באזור (גורם השקלול). לדיון מורחב ראו Shepherd and Dixon (2002), עמ' 471-472.

איור 4



המסורתית שהייתה מקור תעסוקה חשוב בדרום, והוא המשיך לגדול מאז המחצית השנייה של שנות התשעים. בשנים האחרונות – שנות הצמיחה המהירה – החל פער זה להצטמצם. הנתונים מלמדים אפוא שהפער בין שיעור האבטלה באזור לבין שיעור האבטלה בשאר המשק התאפיין בהתמדה בשלושה מחוזות בלבד – המרכז, תל אביב והדרום.

לצורך הבדיקות האמפיריות, שטיבן תואר בפרק הקודם, נבנו שתיים עשרה סדרות רבעוניות מנוכות עונתיות של שיעורי אבטלה אזוריים: לכל מחוז,  $j$ , נבנתה סדרת שיעור האבטלה,  $u_j$ , וסדרה נוספת של שיעור האבטלה הממוצע המשוקלל בשאר המחוזות,  $\bar{u}_{N/j}$ . לאחר מכן חושבה לכל אזור סדרת ההפרשים – שיעור האבטלה באזור פחות שיעור האבטלה בשאר האזורים,  $u_j - \bar{u}_{N/j}$ .

## 5. התוצאות

### א. בדיקת ההתכנסות באמצעות מודל VEC

בשלב הראשון של הניתוח האמפירי בדקנו את ההתכנסות הבלתי מותנית על פי גישת Vector Error Correction Model (1995) Bernard and Durlauf. שימוש בשיטת ניתוח זו מחייב, כאמור, לערוך מבחני שורש יחידתי לכל אחת מסדרות שיעורי האבטלה האזוריים.

לבדיקת סטציונריות בסדרות שיעורי האבטלה האזוריים השתמשנו במבחן ה-ADF, שבו מספר הפיגורים נבחר על סמך הקריטריונים של Akaike ו-Schwarz, מבחני  $t$  ובדיקת התנהגות השאריות, שאמורה להתפתח כתהליך "רעש לבן". לוח נ' 1-1 בנספח מציג את תוצאות מבחני הסטציונריות, המלמדות על מציאת שורש יחידתי בכל הסדרות האזוריות. המודל הבסיסי כלל חותך בלבד, אולם לכל סדרה נבדק מודל חלופי, הכולל, נוסף על החותך, מגמה דטרמיניסטית. הבחירה במודל עם מגמה התבססה, בין היתר, על מובהקותו של משתנה המגמה. הוספת המגמה לא שינתה את המסקנה בדבר אי סטציונריות ברוב הסדרות, למעט מחוז הצפון, שבו הוספת המגמה מסייעת לדחות את השערת אי-הסטציונריות, אך זאת ברמת מובהקות של 10% בלבד. תוצאות יישום הגישה של Johansen (1988) במערכת של שש סדרות שיעורי אבטלה אזוריים מוצגות בלוח 1. בשני חלקי הלוח מוצגים ערכי שני הסטטיסטיים של המבחן, והכוכבית מסמנת מובהקות סטטיסטית ברמה של 5%.

הן הקריטריון של Akaike והן הקריטריון של Schwartz מלמדים שהמודל האופטימלי הוא זה הכולל שלושה פיגורים, עם חותכים במשוואת ה-VAR ובמשוואת הקו-אינטגרציה. כפי שניתן להתרשם מנתוני הלוח, שני הסטטיסטיים מצביעים על תוצאות שונות. על פי המבחן הראשון הסטטיסטי  $\lambda_{trace}$  מראה כי בין שש הסדרות ישנן שתי משוואות קו-אינטגרציה, בעוד שעל פי המבחן השני הסטטיסטי

## לוח 1

### תוצאות מבחני קו-אינטגרציה ב-VECM

מבחן ה-Trace					
המובהקות (p-value)	הערך הקריטי עבור רמת המובהקות 5%	$\lambda_{trace}$	Eigenvalue	מספר המשוואות הקו- אינטגרציה בהשערה	
0.000	83.94	108.97	0.246	*0	
0.011	60.06	67.18	0.179	1 לכל היותר*	
0.081	40.17	38.01	0.126	2 לכל היותר	
0.250	24.28	18.03	0.079	3 לכל היותר	
0.447	12.32	5.91	0.039	4 לכל היותר	
0.999	4.13	1.05E-07	7.11E-10	5 לכל היותר	
מבחן ה-Maximum					
המובהקות (p-value)	ערך קריטי עבור רמת המובהקות 5%	$\lambda_{max}$	Eigenvalue	מספר המשוואות הקו- אינטגרציה בהשערה	
0.011	36.63	41.79	0.246	*0	
0.072	30.44	29.17	0.179	1 לכל היותר	
0.167	24.16	19.98	0.126	2 לכל היותר	
0.290	17.80	12.12	0.079	3 לכל היותר	
0.360	11.22	5.91	0.039	4 לכל היותר	
0.999	4.13	1.05E-07	7.11E-10	5 לכל היותר	

$\lambda_{max}$  מזהה משוואת קו-אינטגרציה אחת בלבד. יתירה מזאת, מספר המגמות המשותפות ארוכות הטווח רגיש לבחירת אורך הפיגורים עבור משוואת ה- $VAR$ . כך, לפי הסטטיסטי  $\lambda_{trace}$  מספר משוואות הקו-אינטגרציה מצטמצם לשתיים במודל ה- $VAR$  עם שני פיגורים ולמשוואה אחת בלבד ב- $VAR$  עם ארבעה פיגורים. (התוצאות אינן מדווחות בלוח.) תוצאות המבחן של Johansen מספקות עדות אמפירית מוצקה לקיום מגמות משותפות, אך ללא סימן להתכנסות סטוכסטית, כפי שהוגדרה על ידי Bernard and Durlauf (1995). עם זאת, לתוצאה הנ"ל בדבר חוסר קו-אינטגרציה כדאי להתייחס בזהירות ובספקנות מסוימת: גם ברוב המחקרים שניסו למצוא קו-אינטגרציה בין הסדרות האזוריות (של התוצר, הצמיחה וכו') – כולל עבודתם של Bernard and Durlauf (1995) – נמצא כי אין התכנסות, תוצאה הנובעת בעיקר מהקושי הטכני לאתר, בשיטה זו, התכנסות.

#### ב. בדיקת ההתכנסות באמצעות סדרות ההפרשים

בשלב הבא עברנו לבדיקת ההתכנסות בשיטה של Carlino and Mills (1993) ו-Evans and Karras (1996). זאת באמצעות סדרות ההפרשים בין שיעור האבטלה באזור לשיעור האבטלה בשאר האזורים, כפי שהוגדרו לעיל. הבדיקה נעשתה באמצעות מבחן ה- $ADF$ ; לכל אחת מסדרות ההפרשים נבדק מודל ללא חותך, המבטא התכנסות בלתי מותנית בין שיעור האבטלה האזורי לבין שיעור האבטלה בשאר האזורים, ומודל עם חותך, המבטא התכנסות מותנית.



על פי תוצאות הניתוח, המוצגות בלוח 2, שיעורי האבטלה במחוזות ירושלים והצפון מראים סימני התכנסות בלתי מותנית לאלה של שאר המשק; השערת השורש היחידתי בסדרות ההפרשים ללא חותך נדחית ברמת מובהקות של 1% במחוז ירושלים ו-5% במחוז הצפון. גם במחוז חיפה ניתן לדחות את השערת השורש היחידתי, אך בדיקת השאריות במודל האוטורגרסיבי מלמדת שהן אינן מהוות תהליך רעש לבן. הוספת הפיגורים לא הצליחה לפתור את הבעיה. בעיית השאריות נפתרה במודל עם חותך; תוצאות האמידה מצביעות על התכנסות מותנית של שיעור האבטלה במחוז חיפה לשיעורה בשאר האזורים ברמת מובהקות של 1%. בשאר המחוזות השערת השורש היחידתי במודל ללא חותך אינה נדחית, אך בבדיקת התכנסות מותנית שיעור האבטלה במחוזות המרכז והדרום מתכנס לשיעור האבטלה בשאר האזורים ברמת מובהקות של 1% ו-5%, בהתאמה. במחוז תל אביב השערת השורש היחידתי נדחית רק במודל עם חותך ומגמה, וזאת ברמת מובהקות של 5%. מודל זה נבחר כמועדף על פי שני הקריטריונים – של Akaike ושל Schwarz.

לוח 2

תוצאות מבחני ההתכנסות של שיעור האבטלה באזור  $j$  לזה של שאר האזורים, נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007

האזור	התכנסות בלתי מותנית			התכנסות מותנית		
	הפיגורים ( $k$ )	$\rho - 1$	המובהקות ( $p$ -value)	הפיגורים ( $k$ )	$\phi$	המובהקות ( $p$ -value)
ירושלים	1	-0.158*	0.004 (2.88)			
הצפון	4	-0.147**	0.041 (2.03)			
חיפה	2	-0.175*	0.005 (2.80)	2	0.155** (2.01)	0.010 (3.47)
המרכז	8	-0.051	0.321 (0.90)	1	-0.439* (4.67)	0.000 (5.47)
תל אביב	8	0.009	0.756 (0.25)	4	-0.245** (2.50)	0.117 (2.50)
תל אביב עם מגמה				4	-0.114 (1.09)	0.014 (3.91)
הדרום	4	-0.043	0.227 (1.15)	4	0.534* (3.02)	0.022 (3.20)

בסוגריים – הסטטיסטי  $t$ .

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.  
\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

התוצאות שקיבלנו מתיישבות היטב עם התפתחות שיעורי האבטלה המוצגת באיור 4. במחוזות שלא נמצאה בהם התמדה בפער שבין שיעור האבטלה במחוז לזה של שאר המשק – ירושלים והצפון – ההתכנסות היא בלתי מותנית (לגבי מחוז חיפה

התקבלה התכנסות מותנית, אך זאת בעיקר מסיבה טכנית). לעומת זאת במחוזות שבהם שיעור האבטלה נמוך/גבוה מאשר בשאר המחוזות בהתמדה ההתכנסות היא מותנית, ובמשוואה (5) מתקבל חותך מובהק שלילי/חיובי.

כתרגיל נוסף חישבנו את מהירות ההתכנסות כמספר התקופות (רביעים) הנדרשות כדי שהזעזוע ידעך במחצית, לפי ההגדרה המקובלת בספרות. לחישוב זה השתמשנו בנוסחה:  $\frac{\ln 0.5}{\ln \rho}$ . מהתוצאות שהתקבלו ניתן להסיק כי ההתכנסות המהירה ביותר

מאפיינת את מחוזות תל אביב והמרכז, התכנסות במהירות בינונית מאפיינת את מחוזות חיפה והדרום, וההתכנסות האיטית ביותר – את מחוזות ירושלים והצפון. הזעזוע אמור לדעוך במחצית במשך רביע אחד בלבד במרכז ובתל אביב, במשך 2.2 ו-2.6 רביעים בחיפה ובדרום, בהתאמה, ובמשך 4.0 ו-4.4 רביעים בירושלים ובצפון, בהתאמה. ככלל, נמצא שההתכנסות הבלתי מותנית ממושכת יותר מן המותנית.

### ג. התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים של בעלי רמות השכלה שונות

כיוון שבישראל תועדו פערים משמעותיים בין שיעורי האבטלה של משכילים (בעלי 13 שנות לימוד ויותר) למעוטי השכלה (בעלי 0-12 שנות לימוד), החלטנו לבדוק אם יש שוני בהתכנסות שיעורי האבטלה בין שתי קבוצות אלה. לצורך בדיקה זו חושבו שיעורי האבטלה האזוריים ושיעורי האבטלה בשאר המשק, בדומה לסדרות ששימשו את הניתוח הקודם, אך לכל קבוצת השכלה בנפרד. תחילה נבדקה השערת שורש יחידתי בסדרות האזוריות של שיעורי האבטלה של המשכילים והלא-משכילים. לוחות נ'2 ונ'3 מרכזים את תוצאותיהם של מבחני סטציונריות שהופעלו על הסדרות האזוריות. מנתוני לוח נ'2 עולה כי לא ניתן לדחות את השערת השורש היחידתי ברמת מובהקות של 5% אף באחת מסדרות שיעורי אבטלה של הלא-משכילים. לעומת זאת בבדיקת סטציונריות של סדרות שיעורי האבטלה של משכילים (לוח נ'3) השערת השורש היחידתי נדחת במודל עם חותך ברמת מובהקות של 1% במחוז הצפון. כמו כן כל הסדרות של שיעורי האבטלה בשאר האזורים אינן סטציונריות. (תוצאות המבחנים אינן מדווחות כאן.)

התוצאות המובאות להלן (לוחות 3-4) יש בהן כדי לחזק את התוצאות שהתקבלו בדבר התכנסות שיעורי האבטלה ללא חלוקה לרמות השכלה. עם זאת, השוואת נתוני הלוחות 3 ו-4 מגלה הבדלים בהתנהגות שיעורי האבטלה בין המשכילים ללא-משכילים. בעוד שהתכנסות שיעורי האבטלה של הלא-משכילים מותנית במחצית מהמחוזות, התכנסות שיעורי האבטלה של המשכילים היא בלתי מותנית בכל המחוזות שבהם התאפשרה הבדיקה, למעט מחוז הדרום. זו יכולה להיות תוצאה של ההבדלים בניידות המרחבית בין המשכילים ללא משכילים. ניידות גבוהה יותר, המאפיינת עובדים משכילים, מאפשרת את סגירת הפערים בין שיעורי האבטלה בקרבם באזורים השונים.

לוח 3

תוצאות מבחני ההתכנסות של שיעור האבטלה של הלא-משכילים באזור  $j$  לזה של שאר האזורים, נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007

המובהקות ( $p$ -value)	התכנסות מותנית			התכנסות בלתי מותנית			האזור
	$\rho - 1$	$\phi$	הפיגורים ( $k$ )	המובהקות ( $p$ -value)	$\rho - 1$	הפיגורים ( $k$ )	
				0.003	-0.195* (3.00)	1	ירושלים
				0.016	-0.158** (2.14)	2	הצפון
				0.002	-0.237* (3.21)	2	חיפה
0.027	-0.358* (3.12)	-0.373* (2.83)	4	0.190	-0.080 (1.32)	4	המרכז
0.635	-0.109 (1.29)	-0.218*** (1.66)	8	0.746	0.009 (0.21)	8	תל אביב
0.003	-0.603* (4.44)	-0.047 (0.74)	4				תל אביב עם מגמה
0.012	-0.342* (3.41)	0.806* (3.08)	4	0.140	-0.076 (1.438)	4	הדרום

בסוגריים – הסטטיסטי  $t$ .  
 \* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.  
 \*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.  
 \*\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 10%.

לוח 4

תוצאות מבחני ההתכנסות של שיעור האבטלה של המשכילים באזור  $j$  לזה של שאר האזורים, נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007

המובהקות ( $p$ -value)	התכנסות מותנית			התכנסות בלתי מותנית			האזור
	$\rho - 1$	$\phi$	הפיגורים ( $k$ )	המובהקות ( $p$ -value)	$\rho - 1$	הפיגורים ( $k$ )	
				0.023	-0.149** (2.17)	4	ירושלים
				0.029	-0.156** (2.18)	4	חיפה
				0.000	-0.351* (4.25)	2	המרכז
				0.018	-0.193** (2.36)	4	תל אביב
0.001	-0.377* (4.16)	0.438* (2.90)	2	0.111	-0.116 (1.56)	6	הדרום

בסוגריים – הסטטיסטי  $t$ .  
 \* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.  
 \*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

## 6. בדיקת אינטגרציה בין-אזורית באמצעות שיעורי האבטלה

כל המבחנים שנערכו עד כה בדקו את קיומה של התכנסות בין כל האזורים. הדבר התבטא בהסתכלות על שיעור האבטלה האזורי מול ממוצע משוקלל של שיעורי האבטלה בשאר האזורים. אולם סביר להניח כי קיומה של התכנסות, סוגה ומהירותה מושפעים מקשרים כלכליים וגיאוגרפיים בין האזורים. כשבאחד האזורים מתרחש זעזוע שלילי בכיקוש לעבודה, והאבטלה בו עולה, סביר להניח כי העובדים שפוטרו ממקום עבודתם ייטו לחפש עבודה חדשה בסביבתם הקרובה, כדי לנצל את אפשרות היוממות כחלופה נוחה וחסכונית יחסית להגירה, ללא ויתור על אורח החיים שהתרגלו אליו. חלופה זו מתאימה במיוחד למשקי בית שבהם יותר ממפרנס אחד ורק אחד מהם איבד את מקום העבודה; לגביהם האפשרות לחפש תעסוקה באזורים מרוחקים מאזור מגוריהם, היא ככל הנראה, בעלת עדיפות נמוכה. נתוני היוממות מאששים טענה זו: היוממות בישראל עיקרה בין אזורים סמוכים (למשל בין תל אביב למרכז ובין הצפון לחיפה); אזור ירושלים ואזור הדרום הם שוקי עבודה נפרדים יחסית, המאופיינים בשיעורי יוממות – יוצאת ונכנסת – נמוכים בהרבה מאשר באזורים האחרים (Presman and Arnon, 2006). עוד נמצא בעבודה זו כי ככל שהמרחק בין האזורים (הנפות) קצר יותר והם בעלי גבול משותף, כך גדל מספר היוממים בין אזורים אלה. גורם נוסף המשפיע על תנועת היוממים הוא קיומן של תשתיות המחברות בין האזורים בישראל. פריש וצור (2008) מצאו כי השקעה בכבישים ורכבות מגדילה את מספר היוממים בין האזורים הטבעיים; התרומה של ההשקעה ברכבות ניכרת בעיקר באזורים מרוחקים ובאזורים שאינם צמודים, בעוד שההשקעה בכבישים תורמת בעיקר להגדלת היוממות בין האזורים הצמודים.

לפיכך מתבקש לבדוק גם את ההתכנסות בין שיעורי האבטלה של זוגות האזורים, בדומה לבדיקות בין זוגות המשקים שערכו Greasley and Oxley (1997). בבדיקת ההתכנסות בין זוגות האזורים נבחן רק את אותם זוגות שההתכנסות של שיעורי האבטלה בהם יכולה לנבוע מקיום אינטגרציה כלכלית בין האזורים, ולא תהיה תוצאה טכנית של התפתחות שיעורי האבטלה על פי מגמה משותפת. לאור האמור לעיל לא נבדוק התכנסות של שיעורי האבטלה בין מחוז הדרום למחוזות המרוחקים ביותר ממנו – הצפון וחיפה. כמו כן, העדר קשר תחבורתי סביר בין מחוז ירושלים למחוזות הצפון, חיפה והדרום אינו תומך בקיום הקשרים הכלכליים בין מחוז ירושלים למחוזות אלה. בבחינת השערת ההתכנסות בין זוגות האזורים נצפה לקבל התכנסות מהירה יחסית בין המחוזות תל אביב והמרכז ובין המחוזות חיפה והצפון.

כפי שמעידים נתוני לוח 5, אכן נמצאה התכנסות בלתי מותנית חזקה (מובהקת סטטיסטית ברמת מובהקות של 1%) בין שיעורי האבטלה במחוזות המרכז ותל אביב ובמחוזות הצפון וחיפה. נוסף על כך נמצאה התכנסות בלתי מותנית בזוגות המחוזות צפון-מרכז וירושלים-תל אביב (ברמת מובהקות של 5%), ממצא פחות אינטואיטיבי.

התכנסות מותנית מובהקת ברמת מובהקות של 5% אותרה בשיעורי האבטלה של זוגות המחוזות חיפה-מרכז, מרכז-דרום ותל אביב-דרום, שיש ביניהם קשר תחבורתי טוב יחסית באמצעות הרכבת. בשאר הזוגות לא נמצאה התכנסות בין שיעורי האבטלה ברמת מובהקות של 5%.

לוח 5

תוצאות מבחני ההתכנסות בין זוגות האזורים

המובהקות (p-value)	התכנסות מותנית			התכנסות בלתי מותנית			זוגות האזורים
	$\rho - 1$	$\phi$	הפיגורים (k)	המובהקות (p-value)	$\rho - 1$	הפיגורים (k)	
0.052	-0.196* (2.87)	0.186** (1.85)	6	0.097	-0.873 (1.62)	4	ירושלים-מרכז
				0.044	-0.110** (2.00)	2	ירושלים-תל אביב
				0.005	-0.194* (2.83)	2	צפון-חיפה
				0.032	-0.135** (2.14)	2	צפון-מרכז
0.062	-0.159* (2.18)	0.196** (1.97)	1	0.244	-0.054 (1.10)	4	צפון-תל אביב
0.031	-0.297* (3.08)	0.344* (2.64)	4	0.114	-0.077 (1.55)	8	חיפה-מרכז
0.123	-0.193* (2.48)	0.284** (2.48)	4	0.229	-0.051 (1.14)	4	חיפה-תל אביב
				0.003	-0.327* (3.01)	4	מרכז-תל אביב
0.012	-0.268* (3.41)	-0.715* (3.28)		0.281	-0.035 (1.01)	4	מרכז-דרום
0.033	-0.204* (3.04)	-0.618* (3.02)	4	0.378	-0.025 (0.78)	4	תל אביב - דרום

בסוגריים – הסטטיסטי f.

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.

\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

לוח 6 מסכם את מהירויות ההתכנסות בין שיעורי האבטלה בכל זוגות האזורים שנמצאה בהם נטייה להתכנסות, מותנית או בלתי מותנית. דעיכת הזעזוע המהירה ביותר מאפיינת את הזוגות חיפה-מרכז ומרכז-תל אביב, ואילו היסגרות הפער האיטית ביותר היא בין ירושלים לתל אביב. עם זאת נציין כי מהירות ההתכנסות ההיפותטית שחושבה אינה אומרת שהפערים בשיעורי האבטלה האזוריים חייבים להיסגר (או להתייצב ברמה קבועה – במקרה של התכנסות מותנית) בתוך התקופה שהתקבלה בחישוב, משום שבו-זמנית נוצרים זעזועים חדשים. למעשה, במקום לראות דעיכה של הזעזוע ה"ישן" אנו רואים השפעה של זעזוע חדש שנכנס למערכת. במילים

אחרות: אי-ההתכנסות לכאורה, שעליה הצביעה ההצגה הגרפית, אינה נובעת מהתבדרות הסדרות, אלא מהעדר אפשרות לבודד כל אחד מהזעזועים ולחכות עד היעלמותו.

## לוח 6

### מהירות ההתכנסות של שיעורי האבטלה בזוגות האזורים

זוגות האזורים	סוג ההתכנסות	דעיכת הזעזוע במחצית, רביעים
ירושלים-תל אביב	בלתי מותנית	5.94
צפון-חיפה	בלתי מותנית	3.21
צפון-מרכז	בלתי מותנית	4.77
חיפה-מרכז	מותנית	1.97
מרכז-תל אביב	בלתי מותנית	1.75
מרכז-דרום	מותנית	2.22
תל אביב-דרום	מותנית	3.04

## 7. סיכום ומסקנות

אף שהפערים המוחלטים בין שיעורי האבטלה האזוריים בארץ הולכים וגדלים, המבחנים האמפיריים מעידים דווקא על סימני התכנסות ביניהם. ההתכנסות של כל שיעורי האבטלה האזוריים במשק היא מותנית, על פי הגדרה שניתנה בפרק 2 שלפיה שיעורי האבטלה האזוריים הטבעיים שונים זה מזה. בהסתכלות פרטנית על כל אזור, סוג ההתכנסות, מותנית או בלתי מותנית, תואם התפתחותו של שיעור האבטלה באזור ביחס להתפתחותו של שיעור האבטלה בשאר האזורים. כך, במחוזות שבהם לא נמצאה התמדה של פער בין שיעור האבטלה לבין זה של שאר המשק – ירושלים והצפון – ההתכנסות היא בלתי מותנית, ובמחוזות שבהם ניכרת התמדה של פער זה – המרכז, תל אביב והדרום – ההתכנסות היא מותנית. במחוז חיפה ההכרעה בין התכנסות מותנית לבלתי מותנית היא בעיקר טכנית.

חזרה על מבחני ההתכנסות עם שיעורי האבטלה של המשכילים והלא-משכילים בנפרד מחזקת לרוב את התוצאות הקודמות, אך מגלה שוני בין שתי קבוצות ההשכלה בהתנהגות שיעורי האבטלה: בעוד שבשיעורי האבטלה של הלא-משכילים במחצית מהאזורים נמצאה התכנסות מותנית, התכנסות שיעורי האבטלה של המשכילים נמצאה לרוב בלתי מותנית. שוני זה מוסבר, ככל הנראה, על ידי הבדל בנטייה ליומם בין שתי קבוצות אלה.

בבדיקת ההתכנסות בזוגות אזורים (bivariate convergence) אותרו שבעה זוגות של שיעורי אבטלה מתכנסים. תוצאות בדיקה זו מאששות את הטענה, המבוססת על העקרונות התיאורטיים, כי ההתכנסות אמורה להיות ניכרת ומהירה יותר בין אזורים בעלי תכונות כלכליות דומות וגם קרובים מבחינה גיאוגרפית. כך התכנסות בלתי

מותנית ומהירה יחסית נמצאה בין מחוז המרכז למחוז תל אביב ובין מחוז הצפון למחוז חיפה.

התוצאות שהתקבלו יכולות לשמש את מקבלי ההחלטות על המדיניות הכלכלית האזורית. התכנסות בין שיעורי האבטלה האזוריים מלמדת שמדיניות כללית המעודדת צמיחה אמורה להיטיב עם כל האזורים. כך ראינו שבשנים האחרונות, שהיו שנים של צמיחה מהירה, ירדו שיעורי האבטלה בכל אחד מהמחוזות. עם זאת, אין בתוצאות המחקר כדי לשלול את הצורך במדיניות הפעילה באזורים שבהם שיעור האבטלה גבוה יחסית; זאת מעבר למדיניות עידוד הצמיחה במשק. בעבר נקטו צעדים לעידוד התעסוקה בפריפריה בעיקר באמצעות החוק לעידוד השקעות הון, שאחת ממטרותיו היא יצירת מקורות תעסוקה חדשים. אך מחקרים שבחנו את השפעת החוק על מצב התעסוקה בפריפריה מצאו כי ההשפעה זעומה, אם בכלל, וכי החוק פוגם ביעילות במשק. (להרחבה ראו תיבה ב'-3 בדוח בנק ישראל לשנת 2006).

בשנת 2003 החלה לפעול בישראל תוכנית מסלול תעסוקה שבמסגרתה ניתן סיוע ישיר להעסקת עובדים חדשים בפריפריה וביישובים חרדיים. נוסף על תוכניות מסוג זה הצעד החשוב לשיפור הזדמנויות התעסוקה לתושבי הפריפריה הוא פיתוח תחבורה ציבורית על תשתיותיה, שיאפשר קשר הדוק יותר בין הפריפריה למרכז.

### ביבליוגרפיה

פריש, ר' וש' צור (2008). "השקעה בתשתית תחבורתית, יוממות ושכר", בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 2008.03, אפריל.

Aragon, Y., D. Haughton, J. Haughton, E. Leconte, E. Malin, A. Ruiz-Gazen and C. Thomas-Agnan (2003). "Explaining the pattern of regional unemployment: The case of the Midi-Pyrénées region", *Papers in Regional Science* 82, 155-174.

Arestis, P. and I. Biefang-Frisancho Mariscal (1999). "Unit Roots and Structural Breaks in OECD Unemployment", *Economics Letters* 65, 149-156.

Armstrong, H. and J. Taylor (1993). *Regional Economics and Policy*, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.

Bayer, C. and F. Juessen (2007). "Convergence in West German Unemployment Rates", *German Economic Review*, 8, 510-535.

Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1995). "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics* 10 (2), 97-108.

- Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1996). "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics* 71, 161-173.
- Blanchard, O. J. and L. F. Katz (1992). "Regional evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-75.
- Blanchard, O. J. and L. H. Summers (1986). "Hysteresis and the European Unemployment Problem", NBER Working Paper Series, no. 1950
- Brunello, G., C. Lupi and P. Ordine (2001). "Widening differences in Italian regional unemployment", *Labour Economics* 8, 103-129.
- Burda, M. (1988). "Reflections on 'wait unemployment' in Europe", *Economic Policy* 7.
- Carlino, G. A. and L. O. Mills (1993). "Are U.S. Regional Incomes Converging?", *Journal of Monetary Economics* 32, 335-346.
- Elmerskov, J. (1993). "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and its Causes", OECD Economics Department Working Papers, no. 132.
- Evans, P. and G. Karras (1996). "Convergence Revisited", *Journal of Monetary Economics* 37, 249-265.
- Evans, P. and B. McCormic (1994). "The new pattern of regional unemployment: Causes and policy significance", *Economic Journal* 104, 633-647.
- Fitoussi, J-P., D. Jestaz, E. S. Phelps and G. Zoega (2000). "Roots of the recent recoveries: labor reforms or private sector forces?", *Brookings Papers on Economic Activity* 2000(1), 237-291.
- Greasley, D. and L. Oxley (1997). "Time-Series Based Tests of the Convergence Hypothesis: Some Positive Results", *Economic Letters* 56, 143-147.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Layard, R., S. Nickell and R. Jackman (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford: Oxford University Press.
- Marston, S. T. (1985). "Two views of the geographic distribution of unemployment", *Quarterly Journal of Economics* 100, 57-79.



- Martin, R. (1997). "Regional unemployment disparities and their dynamics", *Regional Studies* 31(3), 237-252.
- Nickell, S. J., L. Nunziata and W. Ochel (2005). "Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?", *The Economic Journal* 115, 1-27.
- Oswald, A. J. (1997). "The missing piece of the unemployment puzzle", An Inaugural Lecture, Department of Economics, University of Warwick.
- Overman, H. G. and D. Puga (1999). "Unemployment clusters across European regions and countries", Centre for Economic Performance, Discussion Paper 434.
- Papell, D. H., C. J. Murray and H. Ghiblawi (2000). "The Structure of Unemployment", *The Review of Economics and Statistics* 82(2), 309-315.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57(6), 1361-1401.
- Phelps, E. S. (1994). *Structural Slumps: the Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Harvard University Press, Cambridge.
- Presman, N. and A. Arnon (2006). "Commuting Patterns in Israel, 1991-2004", Bank of Israel Research Department, Discussion Paper No. 2006.04.
- Rowthorn, R. and A. Glyn (2002). "Convergence and Stability in US Regional Employment", <http://www.economics.ox.ac.uk/research/WP/PDF/paper092.pdf>.
- Shepherd, D. and R. Dixon (2002). "The relationship between regional and national unemployment", *Regional Studies* 36(5), 469-480.
- Taylor, J. and S. Bradley (1997). "Unemployment in Europe: A comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy, and the UK", *Kyklos* 50, 221-245.

**לוח נ'1**  
**תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי האבטלה האזוריים,**  
**נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007**

המובהקות (p-value)	$\rho - 1$	הרכיבים הדטרמיניסטיים	מספר הפיגורים (k)	האזור
0.377	-0.073 (1.80)	החותך	5	ירושלים
0.085	-0.181* (3.21)	החותך, המגמה	3	הצפון
0.561	-0.021 (1.44)	החותך	3	חיפה
0.393	-0.035 (1.77)	החותך	8	המרכז
0.801	-0.061 (1.56)	החותך, המגמה	1	תל אביב
0.524	-0.042 (1.51)	החותך	8	הדרום
0.434	-0.127** (2.29)	החותך, המגמה	1	הדרום

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.  
 \*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

**לוח נ'2**  
**תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי האבטלה האזוריים בקרב הלא-משכילים**  
**(בעלי 0-12 שנות לימוד), נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007**

המובהקות (p-value)	$\rho - 1$	הרכיבים הדטרמיניסטיים	מספר הפיגורים (k)	האזור
0.368	-0.075 (1.82)	החותך	1	ירושלים
0.513	-0.036 (1.53)	החותך	3	הצפון
0.060	-0.196* (3.36)	החותך, המגמה	3	הצפון
0.531	-0.023 (1.50)	החותך	8	חיפה
0.579	-0.021 (1.40)	החותך	4	המרכז
0.496	-0.037 (1.56)	החותך	1	תל אביב
0.541	-0.047 (1.48)	החותך	8	הדרום
0.773	-0.163 (1.64)	החותך, המגמה	8	הדרום

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.

## לוח נ' 3-

תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי האבטלה האזוריים בקרב המשכילים,  
 נתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2007

המובהקות (p-value)	$\rho - 1$	הרכיבים הדטרמיניסטיים	מספר הפיגורים (k)	האזור
0.272	-0.168 (2.04)	החותך	4	ירושלים
0.002	-0.321* (4.56)	החותך, המגמה	1	צפון
0.458	-0.058 (1.64)	החותך	4	חיפה
0.436	-0.063 (1.69)	החותך	4	מרכז
0.220	-0.071** (2.17)	החותך	1	תל אביב
0.199	-0.101** (2.22)	החותך	2	דרום

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.  
 \*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.