



**התכנסות שיעורי האבטלה האזוריים בישראל**

**נטליה פרסמן\* וואדים קלפפייש\*\***

סדרת מאמרים לדיוון 06.06.2007  
יוני 2007

\* בנק ישראל, מחלקת המחקר.  
\*\* אוניברסיטת בן גוריון, המחלקה לכלכלה.  
<http://www.boi.gov.il>

**הדועות המובאות במאמר זה אינה משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל**

## תקציר

שאלת קיומם והתמדתם של פערים בין שיעורי אבטלה אזוריים במשקים העסיקה כלכלנים רבים מאז שנות התשעים של המאה הקודמת. בישראל, בדומה למدينة רבות בעולם, תועדו הבדלים משמעותיים בין שיעורי האבטלה האזוריים, שהתמידו ואף הלכו והתרחבו. בעובדה זו אנו מישמים את שיטות הניתוח של סדרות עתיות על הנתונים הרבעוניים של שיעורי האבטלה המחזזים, 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 בטוחה הארוך בכל האזוריים, למעט הדROOM. בבדיקה ההתכנסות של שיעורי האבטלה בזוגות של אזוריים נמצאה התכנסות ברובם וכן נמצא שתהליכי ההתכנסות ניכר ומהיר יותר בין אזוריים הקרובים זה לזו גיאוגרפית.

# **Regional Unemployment Rate Convergence in Israel**

**Natalia Presman<sup>\*</sup> and Vadim Klepfish<sup>\*\*</sup>**

## **Abstract**

Since the 1990s, many labor market economists have examined the persistent disparities in regional unemployment rates in most economies. In Israel, too, significant and increasing differences between unemployment rates in different regions were documented. This paper implements time-series techniques to test whether quarterly unemployment rates in the six Israeli districts converge. Although the gaps between regional unemployment rates widened in the period under consideration, empirical tests show that all regional unemployment rates converge in the long run, except that in the Southern district. Additional tests on pairs of regions show that the unemployment rates in the majority of pairs converge, most notably in the case of adjacent regions.

---

<sup>\*</sup> Bank of Israel, Research Department.

<sup>\*\*</sup> Ben Gurion University of the Negev, Department of Economics.

## 1. מבוא

בушורים האחרונים סבלו רוב ארצות אירופה מאבטלה גבוהה. מחקרים מקרו-כלכליים – תיאורתיים וAMPיריים – הצביעו על הבדלים במבנה המוסדי של שוקי העבודה, למשל במידת הריכוזיות בניהול משא ומתן בין מעסיקים למועסקים, בשיעור העובדים המאוגדים ובכוחם איגודיהם, בחומרת חוקי הבטחת התעסוקה (employment protection laws) ובמאפייני מערכת ביטוח האבטלה ומערכת המיסוי, כולל הסיבות לפערים בשיעורי האבטלה בין מדינות (Burda, 1988; Nickell et al., 1991; Layard et al., 2000; Fitoussi et al., 2005 ואחרים). מאז תחילת שנות התשעים עוסקים לככלנים רבים בפערים ניכרים בין שיעורי אבטלה אזוריים, שכן התברר כי מדיניותם של אלו אינן פחותים מהפערים בשיעורי האבטלה בין משקים. כך, לדוגמה, נמצא בעבודתם של Taylor and Bradley (1997) שהפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים באיטליה, בגרמניה ובריטניה ב-1994-1984 עלו על הפערים בין המדינות אלה.

התפתחות שיעורי האבטלה האזוריים מקבילה, בדרך כלל, לזה של שיעור האבטלה הלאומי, אך פערים בין-אזורים 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 האזוריים על פי גובה שיעור האבטלה לא השתנה. רמת האבטלה בצפון אנגליה, בוילס ובסקוטלנד הייתה גבוהה במיוחד ניכרת מאשר בדרום אנגליה ובמזרחה כבר בשנות ה-50 וה-60, כאשר שיעורי האבטלה בבריטניה הסתכמו באחזois בודדים בלבד (Martin, 1997). בארה"ב, שלא כמו בארצות אירופה וביפן, המערכת האזוריית אינה מאפשרת חלוקה קבועה ל"מועדונים"; אזורים בעלי שיעורי אבטלה גבוהים מה ממוצע בתקופה אחת עשויים להתאפיין בשיעורי אבטלה נמוכים מה ממוצע בתקופה אחרת (Blanchard and Katz, 1992). כך מצאו Evans and McCormick (1994) מитаם גובה בשיעורי האבטלה האזוריים בין שנות 1975 ל-1987 בבריטניה, באיטליה וביפן, מיתאם מתון יותר בגרמניה ובשוודיה, והעדיר מיתאם בארה"ב. חשוב להזכיר כי כשם דבר על פערים בשיעורי האבטלה האזוריים בתוך משק המבנה המוסדי של שוק העבודה אינו יכול להסביר אותם, משום שמהינה זו שוקי העבודה האזוריים אינם שונים זה מזה.<sup>1</sup>

במאמר זה נשתמש בשיטות של ניתוח סדרות עתיות לבחינת התכונות של שיעורי האבטלה האזוריים, ככלומר הצטמצמות הערים בינויהם בטוחה הארץ. בין היתר, נפיעל מבחני סטטיונריות, שבכוומם גלוות אם הערים האזוריים הם תמיינים או חולפים. המחקרים בנושא ההתכנסות (economic convergence literature) מתמקדים במצוות הערים האזוריים בתוצר לנפש, בשיעור צמיחתו, בשכר או ברמת ההכנסה לנפש במדינות האיחוד האירופי. העבודה היחידה המיישמת את הטכניקות המשמשות בניתוח התכונות של הצמיחה על שיעורי האבטלה האזוריים נעשתה בגרמניה (Bayer and Juessen, 2006). בישראל העשור היחס של הנזונים על שיעורי האבטלה האזוריים (נתוניים רבונניים לעומת נתוניים שנתיים בעבודה הניל'י) מאפשר בניית

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

סדרות שאורקן מספק לשם קבלת תוצאות מהימנות יותר ב מבחני סטציונריות<sup>2</sup>, וכן לשם שימוש בטכניות נוספות.

המשך המאמר בניי כדלקמן: פרק 2 מספק את הביסוס התיאורטי לתופעת ההתקנסות; פרק 3 מציג את התיאור הגրפי של הערים בין שיעורי האבטלה האזוריים בישראל מאז שנת 1970 ועד הנtones ששימושו בניתוח; פרק 4 מציג את המתודולוגיה; פרק 5 מדווח על התוצאות האמפיריות; פרק 6 מציג את התקנסות שיעורי האבטלה בין זוגות האזוריים כמדד לאינטגרציה בין-אזורית, ופרק 7 מסכם את הממצאיםodon בתוצאות.

## 2. הרקע התיאורטי לפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים

הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים נקבעים על ידי ארבע גורמים: החלטות הפרטים בעניין השתתפות בכוח העבודה, בחירת מקום המגורים והחלטות הגירה הפנימית של משקי הבית, בחירת המיקום על ידי הפירמות ומידת גמישותו של השכר (Aragon et al., 2003). לשם ההמחשה נניח כי באחד האזוריים התרחש צעוזע שלילי בביטחון לעבודה – לדוגמה, עקב סגירת מפעל. במקרים עם שוקיים ייעלים חלק מהמובטלים מחייבים להגר לאזוריים שבהם שיעורי האבטלה תחרותי עם מוכרים יותר, וכך סיכוןיהם למצואם לעבודה טובים יותר. עדיף היצע עבודה באזור שבו עוזבים את כוח העבודה. מהצד الآخر, השכר הנמוך יחסית באזור מסוים אליו פירמות חדשות. פעילות בו-זמןית של כל הכוחות האלה מצמצמת את הפערים הבין-אזוריים בשיעורי האבטלה עד להיעלמותם. ואולם, הויאל וההתקנסות היא בדרך כלל איטית, יתכן כי תוך כדי תהליך ההתאמה הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים ישמרו ואף יתרחבו למשך תקופות ארוכות יחסית. איטיותו של תהליך ההתקנסות וה坦מדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים, הנובעת מן האיטיות, נקבעות על ידי קצב הפעולה של מגנוני החזרה לשינוי משקל, שמושפע ממקבליות כלכליות וחברתיות. לטענות של Blanchard and Katz (1992), חזרה מהירה של שיעורי האבטלה האזוריים למוצעים של הטווח הארוך בארץ ובארה"ב וה坦מדת נמוכה יחסית של הפערים ביניהם נובעות מהירה פנימית נרחבת בתגובה על שינויים אזוריים בביטחון לעבודה. במדיניות אירופאה הה坦מדת של פערים בין שיעורי האבטלה האזוריים גובהה, ושיעורי הגירה הפנימית נמוכים במידה ניכרת מאשר בארה"ב. את אחד ההסברים להבדל זה בדפוסי ההגירה הפנימית מציע Oswald (1997); לדבריו, שיעור גובה יחסית של בעליות על דירות במדיניות אירופאה, המעלת במידה רבה את עלות המעבר, מביא להפחנת הנידדות גם בשוק העבודה. שינוי בשיעור בעליות על דירות בין אזורי המשק עלול אףו להגביל את הנידדות הבין-אזורית של העובדים ולמנוע הצטמצמות של הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים. סיבה אפשרית נוספת לה坦מדת הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים במדיניות אירופאה 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 מרמה הפדרלית או שווה לה). מפני האידיות של גובה שכר המינימום רמתו באזורי החלשים

<sup>2</sup> קוצר יחס של הסדרות השנתיות לשנים 1960-2000 אילץ את Bayer and Juessen (2004) לערוך מבחני סטציונריות בתנאי פwl.

גובהה מדי ביחס לפירון העבודה (ולא כן באזורי המשגגים)<sup>3</sup>. נוסף על כך, התכונות שיעורי האבטלה האזוריים לשינוי משקל אמורה להיות איטית יותר ככל שמערכת ביטוח האבטלה נדיבה יותר, כי מובלט שיווכל להתקיים מקצת אבטלה לא ייאlez למהר ולחפש עבודה חדשה.

גישה חלופית מינחה כי פערים גבוהים בין שיעורי האבטלה האזוריים אינם נובעים מהבדלים בביטחון לעובדה בלבד, אלא גם מהבדלים בשיעורי האבטלה האזוריים של שינוי משקל של הטווח הארוך: כל אзор מאופיין בשיעור אבטלה טבעי משלו; Zuswies ככליים אמורים מוצאים את המערכת יכולה לשינוי משקל, אולם לאחר תחילת התאמה, ההפרשיות בין שיעורי האבטלה האזוריים חוזרים לערכי שינוי המשקל. לטענתו של Marston (1985), פערים בשיעורי האבטלה הטבעיים בין האזוריים מבטאים העדפות של הפרטימס לגור באזורי מסוימים. המודל הפשטוט מניח כי שיעור האבטלה של שינוי משקל בכל אזור הוא פונקציה של "aicoots המchia", כמו גורמי הייצור ואייקות התשתיות בו, והבדלים בגורמים האלה יוצרים פערים בין שיעורי האבטלה הטבעיים האזוריים. כיוון שתכונות אזוריות משתנות לפחות מודע, אם בכלל, השינוי בהפרשים בין שיעורי האבטלה האזוריים איטיגם הוא. במודל זה כל עובד ממבר את התועלת, שהיא פונקציה של הנסיבות (C) ואייקות החיים (A), בהינתן מגבלת תקציב. בהדר ביטוח אבטלה, הכנסה הצפואה שווה לגובה השכר כפול ההסתברות להיות מועסק (שהיא בקרוב שווה לאחת פחות שיעור האבטלה), (n-1)a. 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 האופטימילים של השכר ושיעור האבטלה, בהתאם. בשינוי משקל רמת התועלת של העובד בכל האזוריים שווה, ולפיכך, בין אזוריים שונים זה מזה באיקות החיים ייווצרו באופן טבעי פערים בשיעורי האבטלה. שיעורי אבטלה גבוהים יותר צפויים למשל באזורי המאופיינים באקלים נוח, בסביבה נקייה, בחוות רבות ערים ובתשתיות מפותחות. השלכה נוספת של המודל היא כי אזור שבו הוצאות המchia נמוכות יחסית אמר להטאפיין – אם כל שאר הגורמים שוים – בשיעור אבטלה גבוהה יחסית; זאת ממשום שעבור רמתה נתונה של שכר נומינלי רמת מחירים נמוכה יותר פירושה שכר ריאלי גבוה יותר. הרכיב החשוב ביותר בהוצאות המchia הוא ההוצאה על דירות; לפיכך באזורי שבהם מחירי הדירה (כולל שכר הדירה) נמוכים שיעור האבטלה צפוי להיות גבוהה יותר, ומה עוד ששוק הדירות הישראלי מאופיין בפער מחיריים בין-אזורים משמעותיים<sup>4</sup>. בהקשר זה יש להביא בחשבון כי איחידות במערכת ביטוח האבטלה ובגובה קצבת האבטלה בין האזוריים עשויה להאט את תחיליך חיפוש העבודה באזורי שבהם הוצאות המchia נמוכות יחסית, ביחס לאזוריים ה"יקרים", ולהביא להיווצרות פערים ביניהם בשיעורי האבטלה.

שתי הגישות להסביר ההבדלים האזוריים בשיעורי האבטלה – העדר שינוי משקל במערכת שיעורי האבטלה האזוריים ושיעורי אבטלה טביתה שונות בין אזוריים – נוסחו על ידי Marston (1985, עמ' 57): "מגבלות כלכליות וחברתיות עשויות להפריד בין שוקי עבודה מקומיים. במידה שהן מגבלות את הנידות, ביקוש לעובדה נזוק באזר עלה את שיעור האבטלה בו מעלה לרמת

<sup>3</sup> יתר על כן, בغالל מערכת מרוכזת של משא ומתן על השכר ושל הסכמים קיבוציים, רמת השכר באזורי העניינים נקבעת למעשה על ידי רמת שכר הסף של המועסקים באזוריים עשירים יותר (Brunello et al. 2001).

<sup>4</sup> לדוגמה: לפי נתוני הלמ"ס, שכר דירה לדירה ממוצעת באזר הדורות נזוק בכ-40 אחוזים מאשר במטרופולין תל אביב, מחיר דירה ממוצעת בבעלות הדיירים באזר הדורות נזוק בכ-60 אחוזים מאשר במטרופולין תל אביב.

האבטלה באזוריים שבהם הביקוש לעובדה גבוהה יותר. מחד אחר, אם הנידיות הבין-אזורית חופשית, ביקוש גבוהה לעובדה באזוריים אחרים ירחק עובדים מאזור שבו שיעור האבטלה גבוה. لكن עוד היצע העבודה באותו אזור יעלם במהירות, אלא אם כן התושבים מקבלים פיצוי כלשהו, שימושו אותם להישאר מרצון. במקרה כזו הערים האזוריים המותמידים אינם מעדים על אי-אחדות של הביקוש לעובדה, אלא משקפים העדפה של אזוריים מסוימים".

נסמן ב- $u_i$  ו- $u_j$  את שיעורי האבטלה באזוריים  $i$  ו- $j$ , בהתאם, ונניח כי בנקודת המוצא שיעור האבטלה באזור  $i$  גבוהה מאשר באזור  $j$ ,  $u_{i_0} > u_{j_0}$ . פער שיעורי האבטלה בין שני האזוריים בכל נקודת זמן  $t$  שווה ל- $u_i - u_j$ . יישום הגדרה 2.1 של Bernard and Durlauf (1995, עמ' 99) על שיעורי האבטלה האזוריים מציג את התכונותם כשוויון התוצאות ארוכות הטווח בנקודת זמן נתונה, וניתן להציגו بصورة הבא :

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

כאשר  $I_t$  הוא צבר האינפורמציה הקיימים בתקופה  $t$ . סוג התכונות זה ניתן להגדיר כ"התכונות בלתי מותניות" (unconditional convergence). כדי להגדיר שוויי משקל עם פערים אזוריים קבועים בטוחה הארוך השתמש במושג "התכונות מותניות" (conditional convergence) המוגדרת بصورة הבא :

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

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

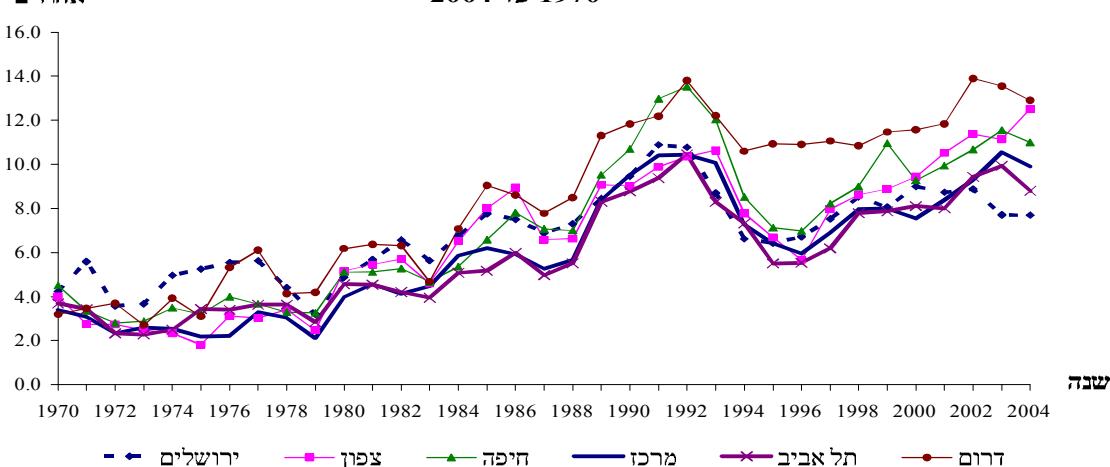
הויל ואחד ממנגוני ההטאמה הוא הגירה, מהירות סגירתם של הערים בשיעורי האבטלה האזוריים תלויות במידה הנידיות של הפרטיהם והפירמות. לפיכך להגירה יכולה להיות השפעה הפוכה, שדווקא תמנע את תהליכי ההתכנסות: מחקרים אמפיריים מלמדים שנידיות היא במקרים רבים סלקטיבית ומאפיינת בעיקר צעירים, משכילים ובעלי יוזמה (לדוגמה, Martin, 1997, Aragon et al., 2003). יש אנשים כאלה מחליטים לעזוב אזור בגלל עליית שיעור האבטלה בו ביחס לאזוריים אחרים – תופעה הידועה בשם "בריחת מוחות" – והנשאים הם הפחות משכילים והפחות מוכשרים. במקרה זה השפעה זמנית-במקורה עלולה להפוך לבעה קבועה של אינכות כוח העבודה באזור. ירידה ברמת ההשכלה הממוצעת של כוח העבודה וירידה בפריוון העבודה באזור מונעות את התרכבות התעסוקה בו, ואף גורמות לנסיגה ולהעמקת האבטלה. פירמות אין נוטות להתמקם באזוריים שבהם אחוז גבוה מהמובטלים הם מבוגרים ומעוטי השכלה (Aragon et al., 2003). כך הגירה, מקום לשמש מנגנון החזרה לשוויי משקל, עלולה לגרום להתבדדות הערים הבין-אזורים בשיעורי האבטלה ולהחperfט אי-השוויון הכלכלי בין האזוריים.

### 3. מה ניתן למדו על התמזה הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים – הצגה גרפית

איור 1 מציג את התפתחות הפערים בין שיעורי האבטלה האזוריים בשנים 1970-2004 לגבי ששת המחוות – ירושלים, הצפון, חיפה, המרכז, תל אביב והדרום – בהתאם לחלוקת המינלאיט של

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. שיעורי האבטלה האזוריים חושבו מתוך הנתונים הגולמיים של סקרי כוח אדם על פי הגדרתה של הלמ"ס, כמספר המובטלים חלקי כוח העבודה, בפול 100. מהאյור עולה כי פערים בשיעורי האבטלה האזוריים ניכרו עוד בשנות השבעים, כשהם שבספק היוו געוסקה מלאה. עם השנים התרחבו הפערים, אף שברוב האזוריים ניכר דמיון בין מגמות התפתחותם של שיעורי האבטלה. יוצא מכלל זה מחוץ הדרכים: כאשר, בשנת 1994, מצב שוק העבודה במשק התחיל להשתפר, הודות לקליטת העולים מברחה"מ-לשעבר בתעסוקה, שיעור האבטלה במחוז הדרום נותר גבוה, מעל 10 אחוזים.

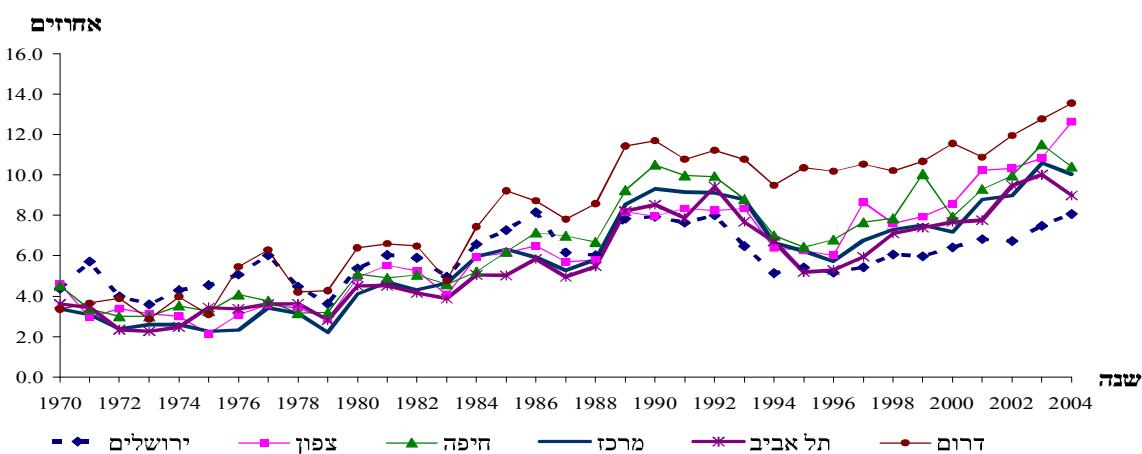
**איור 1: שיעורי האבטלה האזוריים עד 1970**



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

הסתכלות ראשונית על התפתחות שיעורי האבטלה באזורי השונות יכולה ליצור תחושה כי ההבדלים בין שיעורי האבטלה האזוריים מוסברים בפיור גיאוגרפי לאחד של אוכלוסיות עולי שנות התשעים ואילך ושל האוכלוסייה הערבית, משום ששיעור האבטלה המאפיינים אותן נבדלים מלהי האוכלוסייה היהודית הותיקת. אולם בדיקה מעמיקה יותר מגלת כי גם בקרב יהודים אלה מתקימים פערים ממשיים בין שיעורי האבטלה האזוריים (איור 2).

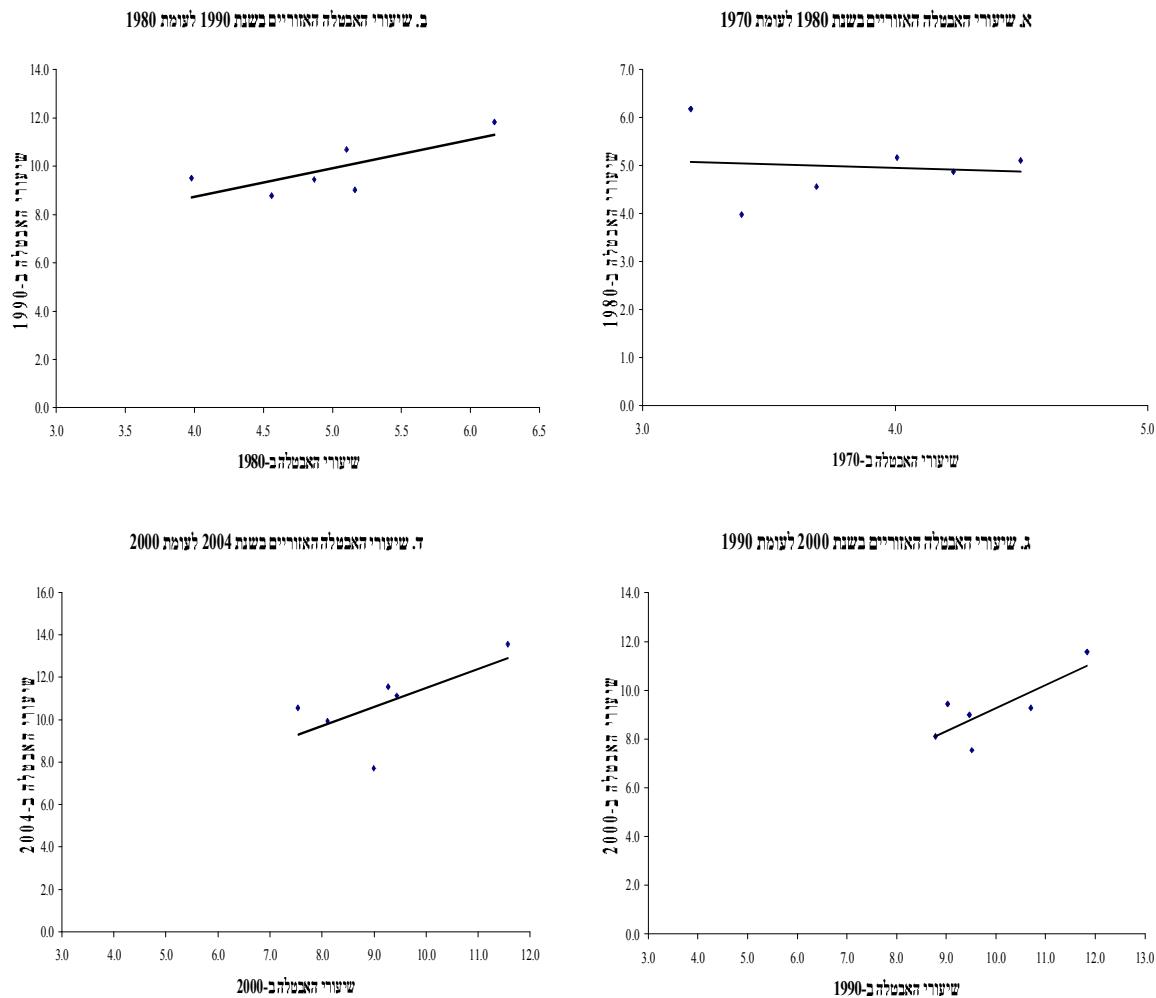
**איור 2: שיעורי האבטלה האזוריים, 1970-2004, יהודים, ללא עולי 1990 ואילך**



המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ועיבודי המחברים.

כדי להעריך את מידת ההתמדה של הערים בין שיעורי האבטלה האזוריים חילקו את התקופה הנדונה לארבעה תת-תקופות, לפי עשרים: שנות השבעים, שנות השמונים, שנות התשעים ושנות האלפיים. איור 3 א-ד מציג את שיעורי האבטלה של כל אזור בתחילת כל תקופה ובתחילת התקופה הבאה:

איור 3

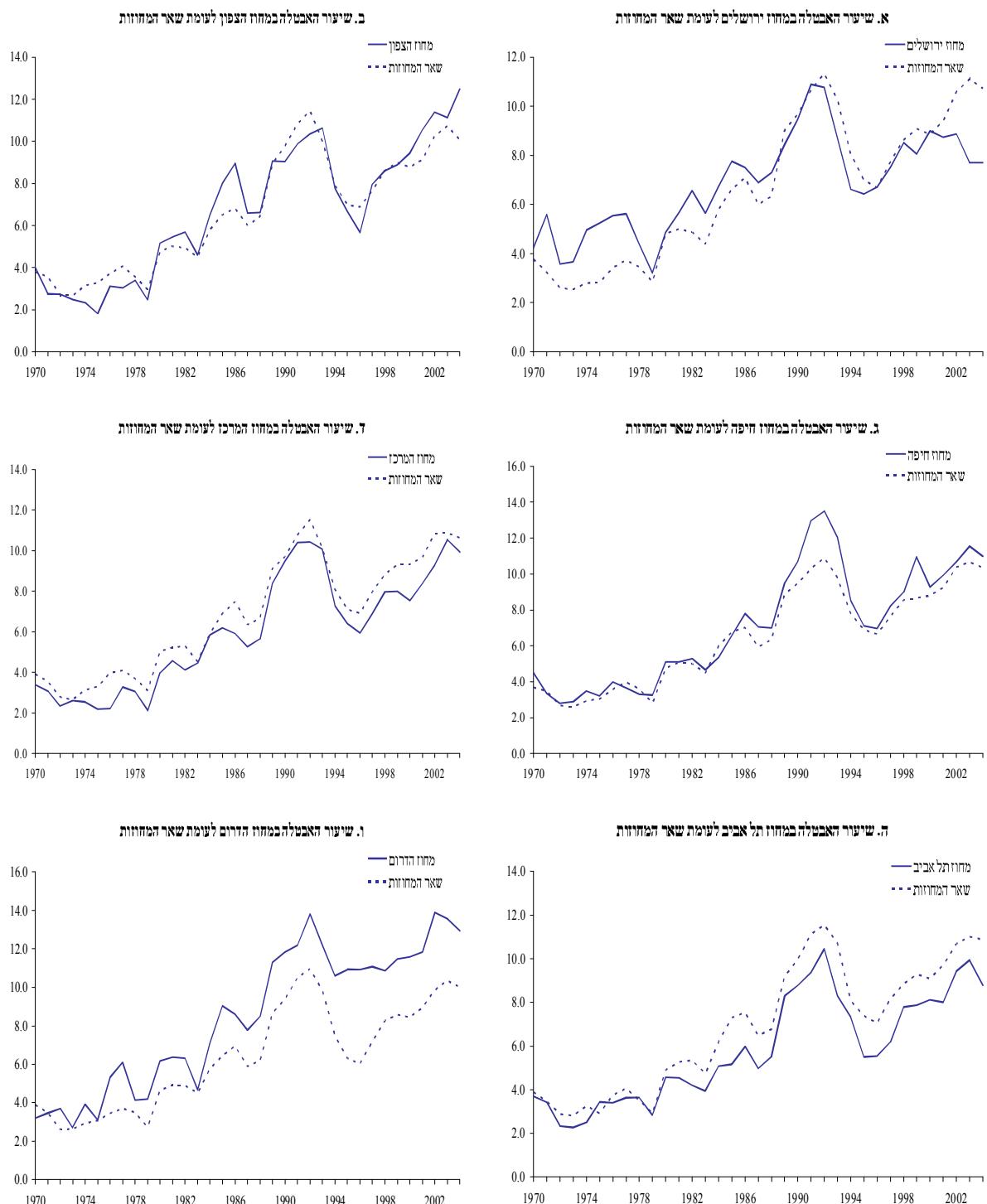


הוספה קו מגמה לאיור נותנת אינדיקטיה לעוצמת המיתאמים בין שיעור האבטלה בתחילת התקופה לשיעורה בסופה. שיעור אבטלה גבוה/נמוך בשתי נקודות זמן וקו מגמה עולה מ对照检查 שבו ההתמדה בפערים גבוהה; משמע שאזור מסוים מאופיין בעקביות בשיעור אבטלה גבוה/נמוך. לעומת זאת, אם אזור מסוים מתאפיין בשיעור אבטלה גבוהה בתקופה אחת ובשיעור אבטלה נמוך בתקופה אחרת, לא יתקבל מיתאמים בשיעור האבטלה בין שתי התקופות.まいור 3 א. עולה כי מצב כזה שיר במשמעותן השבעים. בעשור הבא הופעה מגמת ההתמדה, שהתחזקה בשנות התשעים, ונוסף על כך עלו שיעורי האבטלה במידה ניכרת, בעקבות תוכנית הייצוב של 1985, ולאחר מכן כתוצאה מגל העלייה מברחה"ם-לשעבר.

אפשרות נוספת לבחון את מידת ההתמדה של הערים בין שיעורי האבטלה האזוריים היא לעקוב אחר התפתחות שיעור האבטלה באזורי ביחס לשאר האזוריים. לשם כך חשוב, נוסף על שיעורי האבטלה בכל אחד מהמחוזות, שיעורי האבטלה בשאר האזוריים – שיעורי האבטלה במשק ללא

מחוז זה.<sup>5</sup> כך ניתן לבחון את התפתחותו של שיעור האבטלה במחוז ירושלים לעומת הממוצע המשוקל של כל שאר המחוות (הצפון, חיפה, המרכז, תל אביב והדרום) יחד, ובאופן דומה עבור כל מחוז.

אייר 4



<sup>5</sup> שימוש בשיעור האבטלה בשאר האזורים עדיף על שימוש בשיעור האבטלה הכללי במשק, משום ששיעור האבטלה הכללי הוא ממוצע משוקל של שיעורי האבטלה בכל האזורים, כולל האזור שעליו מדובר, וככזו נוצר מיתאם בין שיעור האבטלה באזורי לבין שיעור האבטלה במשק כולו. מידת המיתאמות תליה בגודל היחס של כוח העבודה באזורי גורם השקלול). לדין מورח בראו (472-471, 2002, עמ' 472-471).

האיורים מצבאים על מספר מגמות :

במחוז ירושלים שיעור האבטלה היה גבוה במידה ניכרת מאשר בשאר המחווזות במשך שנות השבעים, אולם לקראת סוף העשור הציגו הפעם הפער, ובמהלך שנות השמונים השתפר עוד יותר מצבו של המחוז. בתחילת שנות התשעים התהפקד המשק, ושוק העבודה במתחז' ירושלים תפקד ברוב השנים טוב יותר מאשר בשאר המשק. תפקודו המשיך להשתפר גם בשנות האלפיים, ונפתח עיר מימי לטובת מחוז ירושלים.

במחוז הצפון לא ניתן לזהות התמדה בההתפתחות שיעור האבטלה : הוא היה נמוך יחסית לממוצע של שאר המחווזות בשנות השבעים, גבוה מממוצע שאר המחווזות ברוב שנות השמונים, דומה או נמוך ממנו בשנות התשעים, ושוב גבוהה ממנו בשנות האלפיים.

במחוז חיפה תפקוד שוק העבודה דמה לזה בשאר המשק עד אמצע שנות השמונים, אולם מאז שיעור האבטלה בו היה גבוה יותר, והפער אף התרחיב בשנים הראשונות של גל העלייה (כתוצאה מהתיישבות עולים רבים במחוז).

התפתחות שיעור האבטלה במתחז' דמתה להתפתחותו במתחז' תל אביב. אזוריים אלה הציגו באופן עקבי בשיעורי אבטלה נמוכים מאשר בשאר האזוריים. לעומת זאת היה תפקודו של שוק העבודה במתחז' **הזרות** בכל השנים (להוציא שנים ספורות בתחילת שנות השבעים) נחות מאשר בשאר האזוריים. הפער לרעתו התרחיב באמצעות שנות השמונים (תקופת תוכנית הייזוב), יותר גבוה בתחילת גל העלייה מברחה"מ-לשעבר (בו עולים רבים בחרו להתיישב בדרך מפני הוצאות מחיה נמוכות יחסית, דיור זול ונגישות של דיור ציבורי) והוא המשיך לגודל מאז המלחית השנייה של שנות התשעים.

הנתונים מלמדים אפוא שהפער בין שיעור האבטלה באזור לבין שיעור האבטלה בשאר המשק התופיע בהתמדה בשלושה בלבד – המרכז, תל אביב והדרום.

לצורך הבדיקות האמפיריות, שטיבן יפורט בפרק הבא, נבנו שתיים עשרה סדרות רביעוניות נמוכות עונתיות של שיעורי אבטלה אזוריים : לכל מחוז,  $j$ , נבנתה סדרת שיעור האבטלה,  $\bar{u}_{j,n}$ , וסדרה נוספת של שיעור האבטלה הממוצע המשוקל בשאר המחווזות,  $\bar{u}_{N,j,n}$ . לאחר מכן חושבה לכל אזור סדרת ההפרש – שיעור האבטלה באזור פחות שיעור האבטלה בשאר האזוריים,  $\bar{u}_{N,j,n} - \bar{u}_{j,n}$ .

#### 4. מתודולוגיה ותוצאות

בספרות הצמיחה (growth literature) השערת ההתקנסות היא פרי מודל ניאו-קלסי, שאחת מთוצאותיו היא תהליכי השתוות של שיעורי הצמיחה בין המשקים על בסיס שתי הנחות. ההנחה הראשונה היא כי תלות של התוצר לנפש, ברמתו ההתחלתית, בשוויו המשקל של הטווח הארוך (steady state); השנייה – מיתאמים שלילי בין שיעור הצמיחה לבין רמת התוצר ההתחלתית במדגם של משקים, קשר המכונה בספרות המקצועית convergence- $\beta$ .<sup>6</sup> בהתאם להנחות אלו נבחנה השערת ההתקנסות אמפירית על סמך נתוני חתך של משקים רבים. Bernard and Durlauf (1995) מתחו ביקורת על שימוש בסדרות חתך לצורך בחינת ההתקנסות – בין היתר בגלגול אופן הניסוח של ההשערות. לטענותם, הגדרת השערת האפס כא-התקנסות **בכל המשקים** והשערת

<sup>6</sup> מיתאמים שלילי בין התוצר-لنפש בתחילת תקופה לבין שיעור צמיחתו אמרור להעיד על התקנסות: משקים שרמת תוצרם-لنפש נמוכה יחסית מלכתחילה צומחים מהר יותר ממשקים המאופיינים בתוצר-لنפש גבוהה יותר.

חולופית של התכניות בטולס מתעלמת משאר הקומבינציות האפשריות. Bernard and Durlauf (1995, 1996) הציעו הגדרה חולופית של מבחני התכניות בהסתמך על גישת הסדרות העיתיות. טכניקה זו מאפשרת לבדוק אם קיימות תת-קבוצות של מושקים מתכנסים (המודדרים כבעלי מגמות ארכוכות טוחה משותפת, הן סטוכסטיות והן דטרמיניסטיות), ובכך שיפרה את הגישה של "הכל או לא כלום". ההגדרה החדשת הובילה לשימוש בטכניות קו-אינטגרטיביות לבדיקת השערת התכניות.

הגדרתם של Bernard and Durlauf (1995)<sup>7</sup> מאפיינת התכניות בין זוג המשקדים,  $i$  ו- $j$ , שניתן להרחבתה לקבוצה של  $P$  מושקים, וכל זוג בתוך הקבוצה עונה על תנאי ההתקניות. בהמשך להגדרה (2) לעיל, התכניות בקבוצת מושקים מוגדרת כמצב שבו התוצאות ארכוכות הטוחה לגבי ההפרשיות בשיעורי האבטלה בין כל זוגות המשקדים שופות לפחות ככל שאופק התקווית מתארץ:

$$(4) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E(u_{1,t+k} - u_{p,t+k} | I_t) = 0$$

מבחינה אמפירית ממשמעות ההגדרה היא כי התהיליך  $u_{p,t+k} - u_{1,t+k}$  הוא סטציונירי עם תוחלת אפס. במקרים אחרים: הגורם לתכניות הוא שהתפרשים הנילים הם טרנזיטוריים (חולפים), וב吐וח האורך הם מתכנסים לאפס. לפי ההגדרה זו, סטציונריות של סדרות התפרשים ללא רכיבים דטרמיניסטיים (חוותק או מגמת זמן) נדרשת כתנאי הכרחי לתכניות, ונוסף על כך דרושה קו-אינטגרציה של שיעורי האבטלה. אך גם אם הסדרות אינן מתכנסות לפי ההגדרה האמורה, הן עדין יכולות להציג מגמה משותפת, המוגדרת כדלקמן (לפי ההגדרה 2.2, עמ' 99):

$$(5) \quad \bar{u}_t = \lim_{k \rightarrow \infty} E(u_{2,t} u_{3,t} \dots u_{p,t} - \alpha'_p \bar{u}_{t+k} | I_t) = 0$$

משמעותה של קבוצת המושקים  $a, \dots, p = I$  בנקודת הזמן  $t$  התקווית ארכוכות הטוחה פרופורציוניות. אם הסדרות סטציונריות סביר מגמה דטרמיניסטיית (trend-stationary), לפי הגדרת התכניות, כל הסדרות חייבות להתאפיק במגמה המשותפת.

את הבדיקה האמפירית הציעו (1995) Bernard and Durlauf באמצעות המודל Vector Error Correction (VEC). בשלב ההכנה לשימוש במודל נדרש ביצוע בוחני שורש יחידתי וקביעת סדר האינטגרציה לכל סדרה בנפרד, שכן למבחן הקו-אינטגרציה יש ממשמעות אקונומטרית אך ורק אם כל הסדרות הן בעלות אותו סדר אינטגרציה. המבחן ניתן לביצוע בשיטה שהציע Johansen (1988).

בעוד Sh-Durlauf (1995) הציעו הגדרה של התכניות בלתי מותנית, שלפיה קשה לדוחות את השערת חוסר ההתקניות, חוקרים אחרים (Mankiw et al., 1992; Carlino and Mills, 1993, Evans and Karras, 1996) הניחו כי התכניות יכולה להיות מותנית, ככלומר שככל אзор מתקרב למצב steady state משלו, כך ששיעור משקל כללי נשמרים הפרשיים קבועים בין הנתונים הכלכליים שלהם, המהווים מעין פיצוי משווה - compensating differentials (כמו בהגדרה (3) לעיל). הפרשיים אלה יכולים לנבוע מהבדלים בהתחממות של האזוריים בייצור מוצרים

<sup>7</sup> הגדרה 2.1, עמ' 99.

שונים ו/או מהבדלים בתוכנות כוח העבודה שלהם, קרמת ההשכלה והכישורים, שיעורי השתתפות וכך, או מהבדלים באיכות החיים.

אנו נשתמש במודל הבסיסי של Evans and Karras (1996), שהגידרו את התוכנות בצורה המאפשרת להבדיל בין התוכנות מותנית לבלי מותנית (mbosst על נוסחה 2.1.4 ב' 252), אך נשים אותו על שיעור האבטלה ונשתחם בשיעור האבטלה הממוצע בשאר האזוריים במקום בשיעור האבטלה הממוצע במשק:

$$(6) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E_t(u_{j,t+k} - \bar{u}_{N/j,t+k}) = \mu_j$$

כאשר  $\bar{u}$  - ממוצע שיעור האבטלה בשאר האזוריים - מחושב כ-  $\sum_{i=1,i \neq j}^N \frac{u_{it}}{N}$

פירוש הדבר הוא, כי בהינתן כבר המידע הקיים, ניתן לצפות כי סטיות של שיעורי האבטלה האזוריים,  $u$ , מהממוצע של שאר האזוריים,  $\bar{u}$ , יתכנסו לערכיהם הקבועים ככל  $k$  יגדל ויתקרב לאינסוף. המשווה מתקיים אך ורק אם ההפרש  $\bar{u}_{N/j,t} - u_{jt}$  סטציוני עם תוחלת  $\mu$  עבור  $N = j$ . כל  $N$  האזוריים מוגדרים כمتוכנסים אם ורק אם כל סדרה אзорית,  $u_{jt}$ , אינה סטציונית, אולם כל אחד מההפרשים  $\bar{u}_{N/j,t} - u_{jt}$  סטציוני. התוכנות בלתי מותנית מוגדרת כמצב שבו  $\mu_j = 0$  לכל  $j$ , ואילו התוכנות מותנית מוגדרת כמצב שבו  $\mu_j \neq 0$  לחلك מה- $j$ -ים.

האזורים מתבדרים כאשר ההפרש  $\bar{u}_{N/j,t} - u_{jt}$  אינו סטציוני לכל  $j$ .

Evans and Karras (1993) ו-Carlino and Mills (1996) הראו כי בחינת התוכנות הסטטיסטיות ניתנת ליישום באמצעות מבחן שורש היחידה של Dickey-Fuller על סדרות ההפרשים האזוריים (בין הכנסה לנפש אצל Carlino and Mills ובשיעור צמיחת התוצר לנפש אצל Evans and Mills). במקרה שלנו מבחן הסטציונריות יבודק את קיומו של שורש ייחודי בהפרשים בין (Karras).

שיעור האבטלה  $u_j - \bar{u}_{N/j}$ :

$$(7) \quad \Delta(u_{j,t} - \bar{u}_{N/j,t}) = \phi + (\rho - 1)(u_{j,t-1} - \bar{u}_{N/j,t-1}) + \sum_{k=1}^h \delta_k \Delta(u_{j,t-k} - \bar{u}_{N/j,t-k}) + \varepsilon_t$$

מציאת שורש ייחודי ( $\rho = 1$ ) בסדרת ההפרשים מביעה על התבדרות. ההשערה החלופית, שפירושה סטציונריות של סדרת ההפרשים, היא  $| \rho | < 1$ . נוסף על כך אפשר לבדוק סטציונריות לא רק לבחון את התוכנות ששיעור האבטלה האזוריים, אלא גם להזכיר בין התוכנות מותנית לבלי מותנית, ועל ידי כך – בין גישת חוסר שיוי משקל לגישת הפערים בין שיעורי האבטלה הקיימים האזוריים, שהוצגו בפרק התיאורטי. התוכנות הבלתי מותנית התואמת את הגישה הראשונה מאופיינת בתוחלת אפס. תוחלת זו ניתן להגיד כ-  $E(u_t) = \mu = \frac{\phi}{1 - \rho}$ , ומשום לכך התנאי להתוכנות בלתי מותנית יהיה קבלת החותך השווה לאפס,  $0 = \phi$ , במשוואת (7).

Rowthorn and Glyn (2002) הראו כי ניתן לבחון את השערת התוכנות הבלתי מותנית

באמצעות מבחן סטציונריות שבו נאמדת רגסיה (7) ללא חותך ולא מגמה דטרמיניסטית. ההתקנסות המותנית, התואמת את גישת הפרשים היציבים בין שיעורי האבטלה הטבעיים, פירושה כי התוחלת שונה מאפס והסדרות סטציונריות עד כדי קבוע (level-stationary), כלומר  $0 \neq \phi$  במשמעות (7).

**בסיום – התנאים לקבלת כל אחד מהמצבים הם :**

התוצאות בלתי モותנית	התוצאות מותנית	התוצאות מותנית
$\rho = 1$	$\phi \neq 0, \rho < 1$	$\phi = 0, \rho < 1$

הוספת מגמה דטרמיניסטית אינה אמורה להיעיד על העדר התקנסות, משום שמדובר על התקנסות סטוכסטית. עם זאת, קיום המגמה בנסיבות עלול להצביע על קושי בסגירת הפערים ועל התארכות פרק הזמן הדרוש להתקנסות.

## 5. התוצאות

בשלב הראשון של הניתוח האמפירי בדקנו את ההתקנסות הבלתי מותנית על פי גישת Bernard and Durlauf (1995) באמצעות Vector Error Correction Model. שימוש בשיטת ניתוח זו מחייב, כאמור, לעורך מבחני שורש ייחודי לכל אחת מסדרות שיעורי האזורים. אך לפניה הצגת התוצאות יש לדון בא-יסטציונריות אפשרית של משתנה שיעור האבטלה.

בחינה תיאורטית, שיעור האבטלה אמור להיות סטציוני; התבזרתו אינה אפשרית, משום שערכו מוגבל, בין 0 ל-100 אחוזים, ובפועל הוא בתחום צר הרבה יותר. אף שתכונת הסטציונריות אמורה להתקיים בתחום הארכץ, הרי בתחום הקצר יחסית (ובמohn זה גם 30 שנה חן טווח קצר) המבחנים הסטטיסטיים מזהים לרוב א-יסטציונריות בסדרות שיעורי האבטלה של מדינות שונות. על כך מעידות תוצאותיהם של עבודות אמפיריות רבות שנעשו בעולם; נביא רק מספר דוגמאות. בעבודתו המקיפה על הסברים אפשריים לעליית רמת האבטלה במדינות OECD הצביע Elmerskov (1993) על א-יסטציונריות בשיעורי האבטלה בשנים 1969-1991 ברוב המדינות שחקר.<sup>8</sup> בדומה לכך דיווחו Mariscal and Biefang-Frisancho (1999), על סמך נתונים רבונניים לשנים 1960-1997, כי בבחן ADF לא נדחתה השערת שורש ייחודי אף באחת מ-26 מדינות OECD. Papell et al. (2000) בדקו את שיעורי האבטלה של 16 מדינות OECD לשנים 1955-1997 ומצאו כי השערת א-הסטציונריות לא נדחתה הן עבור הסדרות הבודדות (עם ובליל הוספה מגמה דטרמיניסטית) והן עבור נתוני הפנל של כל המדינות.

עליה האבטלה והתמדה, שתועדו ברוב מדינות OECD מאז המכנית השנייה של שנות השבעים, הביאו לשינוי בתפיסה הכלכלית: תיאוריה פשוטה, המאפשרת לשיעור האבטלה לסתות זמנית מערכו בשינוי משקל ולחותו אליו בתחום הארכץ, פינתה את מקומה למודלים סבוכים יותר – למשל מודל של *hysteresis*, המסביר את ההתמדה הקיצונית שנרשמה בשיעורי האבטלה,

<sup>8</sup> בעבודתו של Elmerskov (1993) בבחן שורש ייחודי הוצג לא דחאה השערת א-יסטציונריות אף באחת מהמדינות. לאחר הוספה קבוע ומגמה, השערת שורש ייחודי נדחתה ברמות מובהקות סבירות בארה"ב, בבריטניה, בקנדה, באוסטרליה, בפינלנד, באיסלנד, ספרד, שבדיה ושווייץ.

ומודל של שינויים מבניים, המאפשר השתנות של שיעור האבטלה הטבעי על פני זמן. שיעור האבטלה הטבעי יכול לשנתנות על פני זמן כתוצאה ממשינויים דמוגרפיים ומוסדיים, ומשום כך סדרת שיעור האבטלה יכולה להיות סטציונרית סבב למגמה (trend-stationary). לעומת זאת קשא להסביר קפיצות חדות וחדר-פעריות של שיעור האבטלה הטבעי. קפיצה מסווג זה נובעת בהכרח מוצעו בעל השפעה פרמננטית, ביגוד לזעווים בדרך כלל, שהם מושבעים חולפים, ומשום כך גם השפעותיהם חולפות.

בاهדר הסברים אחרים, התיאוריה של *hysteresis* הפכה נפוצה ביותר בהסבר העלייה הדרמטית של האבטלה באירופה. Blanchard and Summers (1986) מגידרים את תופעת *hysteresis*-*hysteresis* כ"יתלות חזקה מאוד של האבטלה היום באבטלה בעבר"; מבחינה טכנית, מציאות תופעת ה-*hysteresis* זהה למציאת שורש ייחידי בסדרה (עמ' 17). לחופין, מודלים מבניים מגידרים את שיעור האבטלה הטבעי כשווי משקל זמני המתאים לרמות של מלאי ההון ושל משתנים נוספים. Phelps (1994) פיתח מודלים שבהם גורמים מבניים, למשל ביקושים ענפיים, היצג גורמי הייצור, הטכנולוגיה, שיעור המס, שיעור הריבית העולמית ושער החליפין, המשפיעים על שיעור האבטלה הטבעי. לפיכך, וועווים במשתנים אלה גורמים להסתות פרמננטיות של שיעור האבטלה הטבעי. בהתאם להתפתחות המודלים התיאורטיים פותחו מבחנים סטטיסטיים חדשים לבדיקתם. מבחני סטציונריות המשלבים שבירים מבניים משכו את תשומת הלב של הכלכלנים מאז המבחן של Perron (1989); מבחן זה, המאפשר שבר מבני יחיד בגובה המשנה, הצלח לדוחות את השערת השורש הייחודי ברוב הסדרות המקרו-כלכליות. מאוחר יותר פותחו מבחנים לבדיקת שבירים רבים. ואכן המודל של שבירים מבניים בסדרות לוקה בשתי בעיות יסודיות: ראשית, אין הסכמה לגבי בחירת נקודת השבר; הדגש הוא בבחירה אקסוגנית הנעשית בדרך טכנית לחולטן – בחירה על סמך מבחני<sup>9</sup> במטרה להגדיל את עצמת המבחן – ולא על פי היגיון כלכלי<sup>10</sup>. נוסף על כן, בחירת נקודת השבר על סמך ניתוח כלכלי מן ההכרח להביא בחשבון כי רק אירוע הגורם לשינוי פרמננטי של הסדרה יכול להיחשב לשבר מבני. הבעיה השנייה היא שהמודל המבני אינו מגביל את מספר השברים בסדרה, אך מציאות שלושה-ארבעה שברים ויותר<sup>10</sup> דומה למעשה למציאת שורש ייחידי.

#### A. בדיקת התכנסות באמצעות מודל VEC

לבדיקה סטציונריות בסדרות שיעורי האבטלה האזוריים השתמשו בבחן ADF, שבו מסטר הפיגורים נבחר על סמך הקритריונים של Akaike Schwarz, מבחני<sup>t</sup> ובדיקת התנוגות השאריות, שאמורה להתפתח כתהליך "רעיון לבן". לוח ני-1 בנספח מציג את תוצאות מבחני הסטציונריות, המלמדות על מציאות שורש ייחודי בכל הסדרות האזוריות, למעט שיעור האבטלה במחוז הדרום. המודל הבסיסי כולל חותך בלבד, אולם לכל סדרה נבדק מודל חלופי, הכלול, נוסף על החותך, מגמה דטרמיניסטיבית. הוספה המגמה לא שינתה את המסקנה בדבר אי סטציונריות ברוב הסדרות, אולם לגבי סדרות שיעור האבטלה בדרום התברר שתוצאות המבחן תלויות במידה

<sup>9</sup> בחירה המבוססת על היגיון כלכלי גורמת לאנדונגיות (מיთאמ בינם לבין השבר לנתוני הסדרה) ופגעת בעוצמת המבחן הסטטיסטי.

<sup>10</sup> לדוגמה: Papell et al. (2000) מצאו ארבעה שברים מובהקים בצרפת, בגרמניה, באיטליה ובהולנד ושלושה שברים מובהקים ביפן.

מכרעת בהכללת המגמה הדטרמיניסטיות. הבחירה במודל עם מגמה התבessa על קרייטריון של Akaike, ומובהקותו של משתנה המגמה. על פי תוצאות מבחני הסטציונריות, התפתחותו של שיעור האבטלה במחוז הדרום שונה במובהק מאשר בשאר האזורים. סדרה זו היא היחידה שלגביה נדחתה השערת אי-הסטציונריות ברמת המובהקות של 1%. סדרת שיעור האבטלה בדרכם מתנדנת סביר מוגמה עולה ברורה; ממצא זה אינו מפתיע, שכן במשך שנים התרכו במחוז הדרום אוכלוסיות חלשות, בעיקר עקב מחירי דירות נמוכים יחסית ונגישות של דירות ציבורי, ובו-זמנית נטשה אותו אוכלוסייה חזקה יותר ועבירה אל המרכז (ברוידא ונבון, 2006). הוספת המגמה במחוז הצפון עוזרת לדוחות את השערת אי-הסטציונריות, אך זאת ברמת מובהקות של 10% בלבד. כיוון שבנית מודל VECM אפשרית אך ורק כאשר כל הסדרות הן בעלות אותו סדר אינטגרציה, לא ניתן לכלול בו את נתוני מחוז הדרום.

תוצאות יישום הגישה של Johansen (1988) במערכת של חמישה סדרות שיעורי אבטלה אזורים מוצגות בלוח 1. בשני החלקים של הלוח מוצגים ערכי שני הסטטיסטיים של המבחן, והוכביה מסמנת מובהקות סטטיסטית ברמה של 5%.

לוח 1 : תוצאות מבחני קו-אינטגרציה ב-VECM (חמש סדרות עם שלושה פיגורים)

מבחן ה-Trace					
מובהקות ( <i>p</i> -value)	ערך הקריטי עבור רמת המובהקות 5%	$\lambda_{trace}$	Eigenvalue	מספר משווהות הקו-אינטגרציה בשיעור	
0.0000	69.82	100.38	0.2889	0*	לכל היותר.
0.0118	47.86	54.01	0.1609	1	לכל היותר.
0.0455	29.80	30.15	0.1391	2	לכל היותר.
0.2979	15.49	9.78	0.0480	3	לכל היותר
0.0787	3.84	3.09	0.0225	4	לכל היותר
מבחן ה-Maximum					
מובהקות ( <i>p</i> -value)	ערך קריטי עבור רמת המובהקות 5%	$\lambda_{max}$	Eigenvalue	מספר משווהות הקו-אינטגרציה בשיעור	
0.0010	33.88	46.36	0.2889	0*	לכל היותר.
0.1396	27.58	23.86	0.1609	1	לכל היותר.
0.0636	21.13	20.37	0.1391	2	לכל היותר.
0.5263	14.26	6.69	0.0480	3	לכל היותר.
0.0787	3.84	3.09	0.0225	4	לכל היותר.

הן הקרייטריון של Akaike והן הקרייטריון של Schwartz מלמדים שהמודל האופטימלי הוא זה שכולל שלושה פיגורים, עם חוטכים במשוואת VAR ובמשוואת הקו-אינטגרציה. כפי שניתן להתרשם מנתוני הלוח, שני הסטטיסטיים מצבעים על תוצאות שונות. על פי המבחן הראשון, הסטטיסטי  $\lambda_{trace}$  מראה כי בין חמישה סדרות ישנן שלוש משווהות קו-אינטגרציה, בעוד שעדיין המבחן השני, הסטטיסטי  $\lambda_{max}$  מזהה משווהות קו-אינטגרציה אחת בלבד. יתרה מזאת, מספר המגמות המשותפות ארוכות הטווח וגייס לבחירת אורך הפיגורים עבור משוואת VAR. כך, לפי הסטטיסטי  $\lambda_{trace}$ , מספר משווהות הקו-אינטגרציה מצטמצם לשתיים במודל VAR עם שני

פיגורים ולמשווה אחות בלבד ב-*VAR* עם ארבעה פיגורים (התוצאות אין מדוחות בלבד). תוצאות המבחן של Johansen מספקות עדות אמפירית מוצקה לקיום מגמות משותפות, אך לא סימן להתכנסות סטוכסיטית, כפי שהוגדרה על ידי Bernard and Durlauf (1995). עם זאת, לתוצאה הניל' בדבר חוסר קו-אינטגרציה כדי להתייחס בזירות ובסקנות מסוימות: גם ברוב החוקרים שניסו למצוא קו-אינטגרציה בין הסדרות האзорיות (של התוצר, הצמיחה וכו') – כולל העבודהם של Bernard and Durlauf (1995) – נמצא כי אין התכנסות, תוצאה הנובעת בעיקר מהקשי הטכני לאתר, בשיטה זו, התכנסות.

#### ב. בדיקת התכנסות באמצעות סדרות ההפרשים

בשלב הבא ערכנו לבדוק התכנסות בשיטה של Evans and Mills (1993) ו- Carlini and Mills (1996). זאת באמצעות סדרות ההפרשים בין שיעור האבטלה באזרע לשיעור האבטלה בשאר האזורים, כפי שהוגדרו לעיל. הבדיקה נעשתה באמצעות מבחן ADF; לכל אחות מסוימת ההפרשים נבדק מודל ללא חותך, המביטה התכנסות בלתי מותנית בין שיעור האבטלה האורי לבין שיעור האבטלה בשאר האזורים, ומודל עם חותך, המביטה התכנסות מותנית. בדומה לבדיקה הקודמת, כל המבחנים נעשו ללא נתוני מחוז הדרום.

על פי תוצאות הניתוח, המוגנות בלוח 2, שיעורי האבטלה במחוזות ירושלים והצפון מראים סימני התכנסות בלתי מותנית עם אלה של שאר המשק; השערת השורש הייחידי בסדרות ההפרשים ללא חותך נדחתה ברמת מובהקות של 5%. גם במחוז חיפה ניתן לדחות את השערת השורש הייחידי, אך בדיקת השARIOT במודל האוטורגרסיבי מלמדת שהן אינן מהוות תħallix רעש לבן. הוספה הפיגורים לא הצליפה לפטור את הבעה. בעיתת השARIOT נפתרה במודל עם חותך; תוצאות האמידה מצביעות על התכנסות מותנית בין שיעור האבטלה במחוז חיפה לשיעורה בשאר האזורים ברמת מובהקות של 5%. במחוזות המרכז ותל-אביב השערת השורש הייחידי במודל ללא חותך אינה נדחתה ברמות המובהקות המקובלות. בבדיקה התכנסות מותנית שיעור האבטלה במחוז המרכז מתכנס עם שיעור האבטלה בשאר האזורים ברמת מובהקות של 1%, בעוד שבסמחוז תל אביב ניתן לדחות את השערת השורש הייחידי ברמת מובהקות של 10% בלבד. לפיכך עבר מבחן תל אביב הורץ גם מודל עם חותך ומגמה. מודל זה, שבו השערת השורש הייחידי נדחתה ברמת מובהקות של 5%, נבחר כמועדף על פי שני הקритריונים – של Akaike ושל Schwarz.

לוח 2 : תוצאות מבחני ההתכנסות בין אזור לבין האזוריים, נתוניים רביעוניים מנוכי עונתיות,

2004-1970

האזור	התכנסות מותנית						
	מובהקות ( <i>p</i> -value)	$\rho - 1$	$\phi$	הפייגורים ( <i>k</i> )	מובהקות ( <i>p</i> -value)	$\rho - 1$	הפייגורים ( <i>k</i> )
ירושלים					0.0252	-0.128** (2.231)	2
הצפון					0.0294	-0.218** (2.169)	4
חיפה	0.0255	-0.256** (3.147)	0.152*** (1.867)	2	0.0122	-0.164** (2.511)	2
המרכז	0.0000	-0.520* (5.455)	-0.434* (4.509)	1	0.2186	-0.069 (1.174)	8
תל אביב	0.0900	-0.228*** (2.627)	-0.271* (2.638)	4	0.7349	0.008 (0.173)	8
תל אביב עם מגמה	0.0220	-0.465** (3.755)	-0.142 (1.271)	4			

\*סטטיסטי בסוגרים.

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.

\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

\*\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 10%.

התוצאות שקיבלו מתישבות היבט עם הנתונים האמפיריים. הסתכלות על שיורי האבטלה האזוריים מגלת כי שיורי האבטלה במחוזות ירושלים והצפון דומים לשיעורה המוצע בשאר המשק, בעוד שיור האבטלה במחוז חיפה גבוה משיעורה המוצע בשאר המשק ושיורי האבטלה במחוזות המרכז ותל אביב נמוכים ממנו. סדרת האירותים נ-1 מציגה את שיורי האבטלה האזוריים השנתיים בשנים 1970-2004 כנגד שיורי האבטלה המשוקלים בשאר המשק. קו<sup>9</sup> ממחיש את היחס שבין שיורי האבטלה במחוז לבין שיורה בשאר המחוזות<sup>11</sup>.

כתרגיל נספ חישבנו את מהירות ההתכנסות כמספר התקופות (רבעים) הנדרשות כדי שהזועג

ידעך במחצית, לפי ההגדרה המקובלת בספרות. לחישוב זה השתמשנו בנוסחה:  

$$\frac{\ln 0.5}{\ln \rho}$$
.

מהතוצאות שהתקבלו ניתן להסיק שההתכנסות המהירה ביותר מופיענית את מחוזות תל אביב והמרכז, מהירות בינונית מופיענית את מחוזות חיפה והצפון, וההתכנסות האיטית ביותר – את מחוז ירושלים. הזעוע אמרור לדעך במחצית במשך 0.9 ו-1.1 רבעים במרכז ובתל אביב, בהתאם, במשך 2.3 ו-2.8 רבעים בחיפה ובצפון, בהתאם, ובמשך 5 רבעים בירושלים.

ג. התכנסות שיורי האבטלה האזוריים של בעלי רמות השכלה שונות כיוון שבישראל תועדו פערים משמעותיים בין שיורי האבטלה של משכילים (בעלי 13 שנות לימוד ו יותר) למעטוי השכלה (בעלי 0-12 שנות לימוד), החלתו לבדוק אם יש שינוי בהתכנסות שיורי האבטלה בין שתי קבוצות אלה. לצורך בדיקה זו חשבו שיורי האבטלה האזוריים ושיורי האבטלה בשאר המשק, בדומה לסדרות ששימשו את ניתוח הקודם, אך לכל קבוצה השכלה בפרט. תחילת נבדקה השערת שורש ייחודי בסדרות האזוריות של שיורי האבטלה של המשכילים והלא-משכילים. לוחות נ-2 ו-3 מרכזים את תוצאותיהם של מבחני סטטיזוניות

<sup>11</sup> ברור שאילו שיורי האבטלה באזור נתון בכל השנים היה שווה בבדיקה בשאר המשק, כל הנקודות בגרף היו ממוקמות על הקו האלכסוני.

שהופעלו על הסדרות האזוריות. מנתוני לוח ני-2 עולה כי לא ניתן לדחות את השערת השורש היחידי אף באחת מסדרות שיעורי אבטלה של اللا-משכילים, כולל סדרת שיעור האבטלה במחוז הדרום (גם במודל עם מגמה דטרמיניסטיבית). לעומת זאת בבדיקה סטטיזונריות של סדרות שיעורי האבטלה של משכילים (לוח ני-3) השערת השורש היחידי נדחתה, במודל עם חותך ברמת מובהקות של 1% במחוזות הצפון והדרום ולא נדחתה בשאר האזוריים (חוץ מאשר במחוז תל אביב, אך ברמת מובהקות של 10% בלבד). כמו כן כל הסדרות של שיעורי האבטלה בשאר האזוריים אינן סטטיזונריות.

התוצאות המובאות להלן (לוחות 3-4) יש בהן כדי לחזק את תוצאות ההתקנסות שהתקבלו בשיעורי האבטלה ללא חלוקה לרמות ההשכלה. עם זאת, השוואת נתוני הלוחות 3 ו-4 מגלת הבדלים בין התוצאות שיעורי האבטלה של המשכילים לאלה של اللا-משכילים. בעוד שהתקנסות שיעורי האבטלה של اللا-משכילים ברוב המחוות מותנית (ביכולם למעט מחוזות ירושלים וחיפה), התקנסות שיעורי אבטלה של המשכילים היא בלתי מותנית בכל המחוות שבהם התאפשרה הבדיקה. זו יכולה להיות תוצאה של ההבדלים בנידיות המרחבית בין המשכילים ללא משכילים. נידות גבואה יותר, המאפיינת עובדים משכילים, מאפשרת את סגירת הפערים בין שיעורי האבטלה בקרבם באזורי השונים.

לוח 3 : תוצאות מבחני ההתקנסות בין אזור j לשאר האזוריים בשיעורי האבטלה של اللا-

משכילים, נתוניים רביעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2004

אזור j	התקנסות מותנית						אזור k
	מובהקות (p-value)	מובהקות (p-value)	הפיגורים (k)	מובהקות (p-value)	הפיגורים (k)		
	$\rho - 1$	$\phi$		0.0196	-0.155** (2.330)	2	ירושלים
				0.0591	-0.153*** (1.868)	4	הצפון
				0.0047	-0.209* (2.844)	2	חיפה
0.0235	-0.378** (3.178)	-0.367* (2.790)	1	0.1256	-0.098 (1.496)	4	המרכז
0.6306	-0.133 (1.295)	-0.240*** (1.662)	8	0.7448	0.011 (0.207)	8	תל אביב
0.0049	-0.625* (4.256)	-0.072 (0.447)	4				תל אביב עם מגמה
0.0335	-0.313** (3.043)	0.798* (2.973)	4	0.3065	-0.052 (0.943)	4	הדרום
0.0084	-0.583* (4.086)	0.443 (1.503)	4				הדרום עם מגמה

\*סטטיסטי בסוגרים.

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.

\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

\*\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 10%.

לוח 4: תוצאות מבחני התכנסות בין אזורים לשאר האזוריים בשיעור אבטלה של המשכילים,

נתונים רבוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2004

אזור	התכנסות בלתי מותנית		
	פיגרים ( $k$ )	$\rho - 1$	МОבקות ( $p$ -value)
ירושלים	4	-0.141** (1.985)	0.0454
חיפה	4	-0.153** (2.083)	0.0362
המרכז	2	-0.340* (3.980)	0.0001
תל אביב	4	-0.247* (2.597)	0.0096

\*-סטטיסטי בסוגרים.

\* המקדים מובהק ברמת מובהקות של 1%.

\*\* המקדים מובהק ברמת מובהקות של 5%.

\*\*\* המקדים מובהק ברמת מובהקות של 10%.

תוצאה חסובה של הניתוח היא שוני בהתפתחות שיעורי האבטלה של המשכילים בין מחוז הדרום למחוז הצפון – המחווזות המרוחקים ביותר ממרכז הארץ. אף על פי ששתי הסדרות אופיינו באיסטציונריות, שיעור האבטלה של המשכילים בדרום שונה מאוד מאשר בצפון: בעוד ששיעור האבטלה שלהם בדרום גבוה מאוד, שיעור אבטלתם בצפון נמוך יחסית, וברובות מהשנים אף נמוך ביותר. לפיכך גם הסיבות לאי-איסטציונריות הן שונות. שיעור האבטלה גבוהה במחוז הדרום קשור כנראה לחוסר התאמה מרחבית בין הביקוש לעובדה להיצע העבודה, אשר מתחזק לנוכח מרחק גדול למרכז הארץ, המונע מתושבי הדרום המשכילים נמוך (נסיעה יומיומית) למרconi התעסוקה. את שיעור האבטלה הנמוך יחסית של המשכילים במחוז הצפון ניתן להסביר בהיצע העובדים המשכילים בו, שהוא נמוך יחסית לאזוריים אחרים, ובקרבתה של העיר חיפה, שבבסיסيتها יכולים המשכילים למצוא תעסוקה מתאימה. בדיקת השערות אלה היא מחוץ למטרות המחקר.

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

כל המבחנים שנערכו עד כה בדקו את קיומה של התכנסות בין כל האזוריים. הדבר התבטא בהסתכבות על שיעור האבטלה האזרחי מול ממוצע משוקלל של שיעורי האבטלה בשאר האזוריים. אולם סביר להניח כי קיומה של התכנסות, סוגה ומחרותה מושפעים מקשרים כלכליים וגיאוגרפיים בין האזוריים. נניח כי צועזע כלכלי – סגירת מפעל – התרחש באזרח המרכז; סביר מאוד כי העובדים שפוטרו מהמפעל יטלו לחפש עבודה חדשה בסביבתם הקרויה, כדי לנצל את אפשרויות היוממות כחלופה נוחה וחסכונית יחסית להגירה, ללא ויתור על אורח החיים שהתרגולו אליו. חלופה זו מתאימה במיוחד למשקי בית שבאים שני מפרנסים (או יותר) ורק אחד מהם איבד את מקום העבודה; לגבים האפשרות לחפש תעסוקה באזוריים מרוחקים בצפון או בדרום היא, ככל הנראה, בעלת עדיפות נמוכה. נתוני היוממות מאששים טענה זו: היוממות בישראל עיקרת בין אזוריים סמוכים (למשל בין תל אביב למרכז ובין הצפון לחיפה); אזור ירושלים ואזור הדרום הם שוקי עבודה נפרדים יחסית, המאופיינים בשיעורי יוממות – יוצאה ונכנסת – נמוכים בהרבה מאשר האזוריים האחרים (Presman and Arnon, 2006).

לפיכך מתבקש לבדוק גם את ההתכנסות בין שיעורי האבטלה של זוגות האזוריים, בדומה לבדיקות בין זוגות המשקדים

שערכוועס Greasley and Oxley (1997). בבחינת השערת התכניות בין זוגות האזוריים נצפה לקבל התכניות מהירה יחסית בין המחזוזות תל אביב והמרכז ובין המחזוזות חיפה והצפון. כפי שמעידים נתוני לוח 5, אכן נמצאה התכניות בלתי מותנית חזקה (МОביהקט סטטיסטית ברמת מובהקות של 1%) בין שיעורי האבטלה במחזוזות המרכז ותל אביב ובמחזוזות הצפון וchipה. נוסף על כך נמצאה התכניות בלתי מותנית בין זוגות המחזוזות מרכזו-צפון וירושלים-תל אביב (ברמת מובהקות של 5%), ממצא פחות אינטואיטיבי. התכניות מותנית יותרה בשיעורי האבטלה של זוגות המחזוזות מרכזו-chipה, מרכזו-ירושלים וצפון-תל אביב. זוגות האזוריים שבהם לא נמצא שום סוג של התכניות הם ירושלים-chipה, chipה-תל אביב וירושלים-צפון.

לוח 5 : תוצאות מבחני התכניות בין זוגות האזוריים

אזורים	התכניות בלתי מותנית				התכניות בלתי מותנית			
	מובהקות ( <i>p</i> -value)	$\rho - 1$	$\phi$	פיגוראים ( <i>k</i> )	מובהקות ( <i>p</i> -value)	$\rho - 1$	פיגוראים ( <i>k</i> )	
ירושלים-צפון	0.7872	-0.061 (0.896)	-0.082 (0.784)	4	0.2710	-0.069 (1.032)	4	
ירושלים-chipה	0.6564	-0.089 (1.239)	0.109 (1.055)	8	0.2431	-0.079 (1.105)	8	
ירושלים-מרכז	0.0165	-0.215** (3.305)	-0.155 (1.437)	1	0.0701	-0.100*** (1.789)	4	
ירושלים-תל אביב					0.0416	-0.119** (2.024)	4	
צפון-chipה					0.0041	-0.227* (2.890)	2	
צפון-מרכז					0.0194	-0.189** (2.335)	2	
צפון-תל אביב	0.0236	-0.233** (3.176)	0.229** (2.202)	1	0.2834	-0.067 (1.000)	4	
chipה-מרכז	0.0131	-0.377** (3.388)	-0.457* (3.086)	8	0.1589	-0.074 (1.367)	8	
chipה-תל אביב	0.1580	-0.193 (2.350)	0.279** (2.137)	4	0.5198	-0.021 (0.657)	12	
מרכז-תל אביב					0.0032	-0.334* (2.970)	4	
תל אביב-chipה								

סטטיסטי בסוגרים.

\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 1%.

\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 5%.

\*\*\* המקדם מובהק ברמת מובהקות של 10%.

לוח 6 מסכם את מהירות התכניות בין שיעורי האבטלה בכל זוגות האזוריים שבהם נמצאה נטייה לתכניות, מותנית או בלתי מותנית. דעיכת הזעוזה המהירה ביותר מאפיינת את הזוגותchipה-מרכז ומרכז-תל אביב. לעומת זאת היסגרות הפער בשיעורי האבטלה בין ירושלים לתל אביב היא האיטית ביותר. עם זאת נציין כי מהירות התכניות ההיפותטית שחושבה אינה אומرت שהפערים בשיעורי האבטלה האזוריים חייבים להיסגר (או להתיציב) ברמה קבועה – במקרה של התכניות מותנית) בתוך התקופה שהתקבלה בחשבון, משום שבו-זמןית נוצרים זעוזים חדשים. למעשה, במקרים לראות דעיכה של הזעוזה ה"ישן" אנו רואים השפעה של הזעוזה החדש שנכנס למערכת. במקרים אחרים: אי-התכניות לכארה, שעליה הצבעה הציג הגראפית, אינה נובעת מהתבדלות הסדרות, אלא מהעדר אפשרות לבודד כל אחד מהזעוזים ולהוכיח עד העילמותו.

**לוח 6 : מהירות התכנסות של שיעורי האבטלה בזוגות האזורים**

זוגות האזורים	טוג ההתכנסות	דעיכת הצעוז	דעיכת הצעוז כולם,
ירושלים-מרכז	מוחנית	2.86	רביעים
ירושלים-תל אביב	בלתי מוחנית	5.48	11.0
צפון-חיפה	בלתי מוחנית	2.69	5.4
צפון-מרכז	בלתי מוחנית	3.30	6.6
צפון-תל אביב	מוחנית	2.61	5.2
חיפה-מרכז	מוחנית	1.47	2.9
מרכז-תל אביב	בלתי מוחנית	1.71	3.4

## 7. סיכום ומסקנות

אף שהפערים המוחלטים בין שיעורי האבטלה האזוריים בארץ הולכים וגדלים, המבחנים האמפיריים מעידים דווקא על סימני התכנסות ביניהם. כיוון שהתנהגותה של סדרת שיעור האבטלה במחוז הדרום שונה מזו של שאר הסדרות, ומאפשרות בסטציונריות, לא היה ניתן לעורך מבחנים בעלי משמעות סטטיסטית הכלולים את אזור הדרום. חמש הסדרות האחרות נוותות להתכנס עם שאר המשק, בנסיבות שונות. חוזה על מבחני התכנסות עם שיעורי האבטלה של המשכילים והלא-משכילים בפרט מחזקת לרוב את התוצאות הקודמות, אך מגלה שינוי בין שתי קבוצות ההשכלה בהתנהגות שיעורי האבטלה: בעוד שבשיעור האבטלה של הלא-משכילים ברוב האזוריים נמצאה התכנסות מוחנית, התכנסות שיעורי האבטלה של המשכילים נמצאה בלתי מוחנית בכל האזוריים, למעט מחוזות הדרום והצפון, שבהם לא נערכה בדיקה זו, משום שסדרות שיעורי האבטלה של המשכילים הן סטציונריות סביב המגמה.

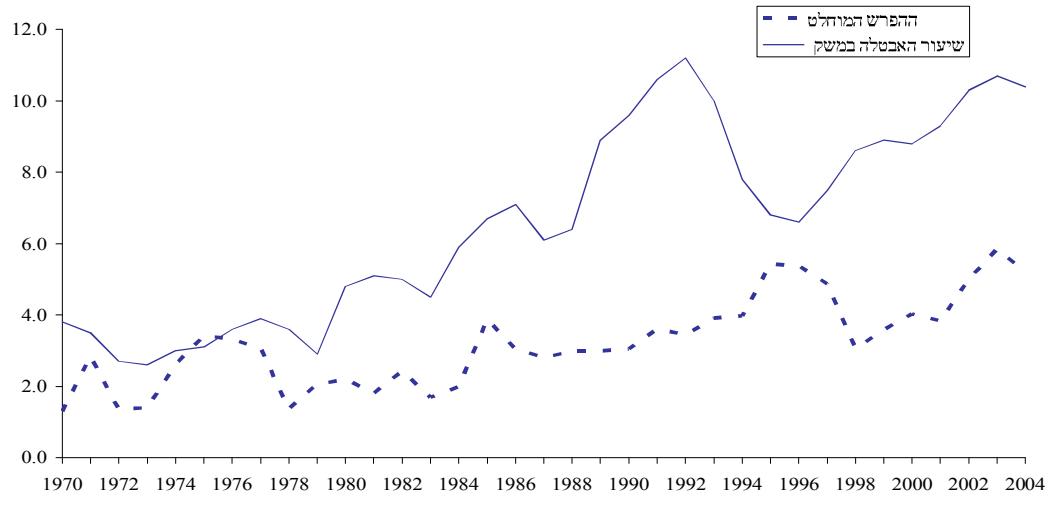
בדיקת ההתכנסות בזוגות אזורים (biivariate convergence) אותרו שבעה זוגות של שיעורי אבטלה מתכנסים. תוצאות בדיקה זו מאשרות את הטענה, המבוססת על העקרונות התיאורטיים, כי ההתכנסות אמורה להיות ניכרת ומהירה יותר בין אזוריים בעלי תנאים כלכליים דומים וגם קרוביים מבחינה גיאוגרפית. כך התכנסות בלתי מוחנית ומהירה יחסית נמצאה בין מחוז המרכז למחוז תל אביב ובין מחוז הצפון למחוז חיפה.

מדוע אפוא הערים הבין-אזורים נראים גדולים ומרתחים לאורך זמן? אחד ההסברים האפשריים לכך הוא שוני בהתפתחות בין הערים היחסיים (הערים ביחס לממוצע של המשק) לפערים המוחלטים בשיעורי האבטלה, שהרי גם שיעור האבטלה הממוצע במשק הולך ועולה מאז שנות השבעים. ואכן, הסתכלות על הערים היחסיים מלמדת שהתרחבות הערים המוחלטים יכולה להטעות.

איור 5 מציג מודדים פשוטניים למידת הפיזור של שיעורי האבטלה בששת המחוזות לעומת שיעור האבטלה הכללי במשק (שהוא הממוצע המשוקל של שיעורי האבטלה האזוריים). איור 5.א מתאר את הפרש המוחלט בין שיעור האבטלה המחויזי הגובה ביותר לבין שיעור האבטלה הנמוך ביותר (בכל שנה) ואת הרמה הכללית של שיעור האבטלה במשק. מהאיורים עולה כי משך התקופה הנדרשה גדל הפער המוחלט בין שיעורי האבטלה האזוריים, אך עלייתו הייתה מקבילה לעליית שיעור האבטלה הכללי. מהאיור השני, 5.ב, המציג את הפער היחסי, המוחלט כפער המוחלט חלקו של שיעור האבטלה הכללי במשק, ניתן ללמוד כי התנאות שונות מהתנאות הפער

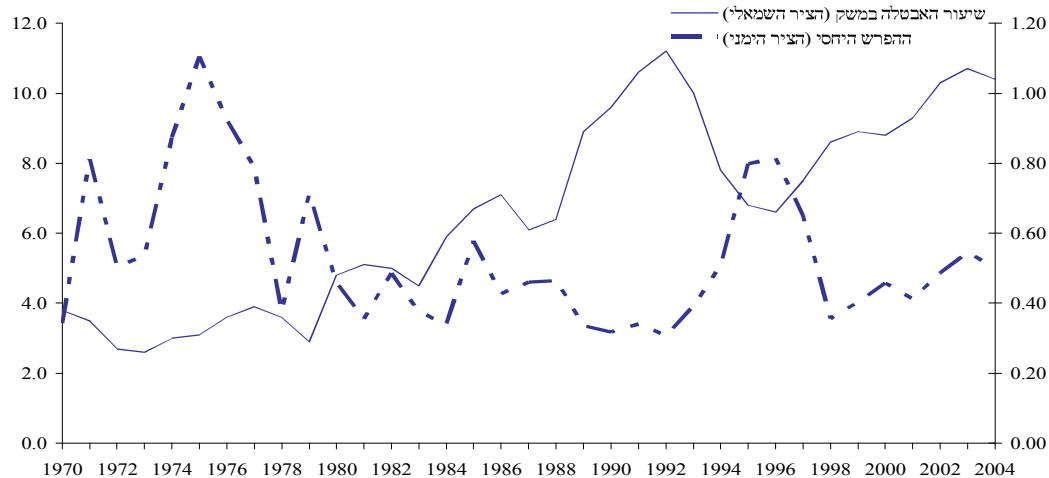
המוחלט. האյור מראה כי בתקופות של אבטלה גבוהה הערך היחסי דווקא נוטה להצטמצם, ובתקופות של ירידת אבטלה הוא נוטה להתרחב. מצא זה יכולתו לחזק את התוצאה שקיבלו בניתוח האקונומטרי, אשר לפיה שיעורי האבטלה אינם מתבדרים, למרות עליית הערך המוחלט עם השנים.

מדדים לפיזור שיעורי אבטלה אזוריים: ההפרש המוחלט



אייר 5.א

מדדים לפיזור שיעורי אבטלה אזוריים: ההפרש היחסי



אייר 5.ב

התוצאות שהתקבלו יכולות לשמש את מקבלי החלטות על המדיניות הכלכלית האזורית. התכונות בין שיעורי האבטלה האזוריים מלמדת שמדיניות כללית המעודדת צמיחה אמורה להיטיב עם כל האזורים. עם זאת התפתחותו שונה של שיעור האבטלה במחוז הדרום טעונה טיפול מיוחד בעקבית האבטלה בו. מבחון סטטיסטי מלמד ששיעור האבטלה במחוז הדרום מפותח סביב מגמה עולה, מובהקת סטטיסטית. לפיכך, לשם שיפור מצב התעסוקה בדרום נדרשת התיאחות ספציפית והתרבות פעילה של הממשלה. בעבר נקבעו 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 תיבת 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 מסווג זה הצעד החשוב לשיפור הזדמנויות התעסוקה לתושבי הפריפריה הוא פיתוח תחבורה ציבורית על תשתיותיה, שיאפשר קשר הדוק יותר בין הפריפריה למרכז.

## ביבליוגרפיה

ברזידא, ק' וגי נבוּן (2006). "הגירה פנימית בישראל", בנק ישראל, מחלקה מחקר, סדרת מאמריהם לדין אוקטובר, 2006.07.

- 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 (2006). "Convergence in West German Unemployment Rates", University of Dortmund, mimeo.
- 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.
- 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.
- 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.

لוח נ-1: תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי האבטלה האזוריים,  
נתוניים רביעוניים מנוכי עונתיות, 2004-1970

האזור	(k)	מספר הפיגרים	הרכיבים הדטרמיניסטיים	$\rho - 1$	מובהקות (p-value)
ירושלים	5		החותך	-0.080 (1.906)	0.3287
הצפון	3		החותך, המגמה	-0.196*** (3.308)	0.0693
חיפה	3		החותך	-0.027 (1.188)	0.6785
המרכז	8		החותך	-0.029 (1.305)	0.6261
תל אביב	1		החותך, המגמה	-0.115 (2.540)	0.3088
הדרום	9		החותך	-0.024 (0.839)	0.8044
הדרום	1		החותך, המגמה	-0.255** (3.790)	0.0199

\*\* המקדם מובחן ברמת מובהקות של 5%. \*\*\* המקדם מובחן ברמת מובהקות של 10%.

لוח נ-2: תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי אבטלה אזוריים בקרבת הלא-משכילים  
(ב的日子里 0-12 שנים לימוד), נתוניים רביעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2004

האזור	(k)	מספר הפיגרים	הרכיבים הדטרמיניסטיים	$\rho - 1$	מובהקות (p-value)
ירושלים	2		החותך	-0.077 (1.828)	0.3656
הצפון	4		החותך, המגמה	-0.164 (2.708)	0.2348
חיפה	8		החותך	-0.024 (1.044)	0.7360
המרכז	8		החותך	-0.024 (1.139)	0.6990
תל אביב	1		החותך, המגמה	-0.152 (2.901)	0.1656
הדרום	8		החותך	-0.018 (0.536)	0.8793
הדרום	8		החותך, המגמה	-0.313 (2.795)	0.2018

لוח נ-3: תוצאות מבחני ה-ADF לסדרות שיעורי אבטלה אזוריים בקרבת המשכילים,  
נתוניים רביעוניים מנוכי עונתיות, 1970 עד 2004

האזור	(k)	מספר הפיגרים	הרכיבים הדטרמיניסטיים	$\rho - 1$	מובהקות (p-value)
ירושלים	4		חותך	-0.169 (1.972)	0.2991
צפון	1		חותך, מגמה	-0.332* (4.541)	0.0019
חיפה	4		חותך	-0.050 (1.413)	0.5742
מרכז	4		חותך, מגמה	-0.184 (2.519)	0.3185
תל אביב	1		חותך, מגמה	-0.212*** (3.256)	0.0781
דרום	2		חותך, מגמה	-0.365** (3.837)	0.0174

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

\*\*\* המקדם מובחן ברמת מובהקות של 10%.

איור נ-1 : שיעור האבטלה במחוז לעומת שיעור האבטלה הממוצע המשוקל בשאר המשק

