

חטיבת המחקר



בנק ישראל

מודל של חשבונאות זרמים לשוק העבודה:
יישום עבור ישראל

יוסי יכין * ונטליה פרסמן **

סדרת מאמרים לדיון 2013.05
מאי 2013

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* יוסי יכין, חטיבת המחקר – yossi.yakhin@boi.org.il, טלפון – 02-6552616

** נטליה פרסמן, חטיבת המחקר – natalya.presman@boi.org.il, טלפון – 02-6552637

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

מודל של חשבונאות זרמים לשוק העבודה: יישום עבור ישראל

יוסי יכין ונטליה פרסמן

תקציר

שיעור האבטלה בארץ נמצא מראשית העשור הקודם במגמת ירידה; ניתן לראות זאת בבירור כאשר משווים נקודות דומות במחזור העסקים. אנו בוחנים באיזו מידה התפתחות זו משקפת הבדלים בעצמותם של מחזורי העסקים, ובאיזו מידה היא משקפת שינויים בלתי מחזוריים (מבניים). לשם כך אנו משתמשים במודל תיאורטי של חשבונאות זרמים, דומה לזה שפיתחו Blanchard and Diamond (1989), ומנתחים את הדינמיקה הצפויה לאבטלה ולמשרות הפנויות כתוצאה מזעזועים מחזוריים ובלתי מחזוריים בשוק העבודה. תוצאות המודל התיאורטי משמשות כמגבלות זיהוי באמידת VAR מבני שהמשתנים האנדוגניים בו כוללים את מספר המובטלים, מספר המשרות הפנויות וכוח העבודה. תוצאות האמידה עולות בקנה אחד עם תחזיותיו של המודל התיאורטי: תנודות מחזוריות, שאותן אנו מפרשים כזעזועים לפעילות הכלכלית המצרפית במשק, מובילות לכך שהאבטלה והמשרות הפנויות נעות בכיוונים מנוגדים, ועל כן תנודות אלה מתבטאות בתזוזה לאורך עקומת Beveridge; לעומת זאת, שינויים מבניים, שאותם אנו מפרשים כהתפתחויות המשפיעות על היצע העבודה ועל היעילות הממוצעת של תהליך ההתאמה בין מובטלים למשרות, מסיטים את עקומת Beveridge. על פי האומדנים המתקבלים מהמחקר, שינויים מבניים מסבירים לפחות מחצית מהירידה שחלה בשיעור האבטלה בתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 2004, אז הגיעה האבטלה לשיא של 10.9%, ובין הרבעון הרביעי של 2011, תקופה שבה האבטלה הגיעה לשפל של 5.4%.

A Flow-Accounting Model of the Labor Market An Application to Israel

Yossi Yakhin and Natalya Presman

Abstract

Since the early 2000s the unemployment rate in Israel has declined steadily at comparable points in the business cycle. We evaluate the extent to which this development reflects variation in business cycle intensity versus changes in non-cyclical factors. To that end we utilize a theoretical flow-accounting model, similar to Blanchard and Diamond (1989), to study the dynamics of unemployment and vacancies in response to cyclical and non-cyclical changes in the labor market. We then use insights from the model as identifying restrictions on a structural VAR system in unemployment, vacancies and the labor force. The impulse response functions of the empirical model are in line with the predictions of the theoretical model. In particular, cyclical fluctuations, interpreted as aggregate activity shocks, move unemployment and vacancies in opposite directions, giving rise to the Beveridge curve, while structural movements, interpreted as changes in the average efficiency of matching unemployed workers to vacant jobs and developments in labor supply, shift the Beveridge curve. Our estimates suggest that non-cyclical factors have accounted for at least half of the decline of the unemployment rate during the period between 2004-Q1, when unemployment peaked at 10.9 percent, and 2011-Q4, when it marked a trough at 5.4 percent; suggesting a shift inward of the Beveridge curve.

1. הקדמה

שיעור האבטלה בישראל ירד מראשית העשור הקודם בעקביות; ניתן לראות זאת בבירור כאשר משווים נקודות דומות במחזור העסקים (איור 1א). בתקופות של גאות כלכלית הגיע שיעור האבטלה לרמות שפל של 8.6% ברבעון הראשון של 2001, 6.0% ברבעון השלישי של 2008 ו-5.4% ברבעון הרביעי של 2011. תאריכים אלה חלים כשני רבעונים לאחר שיאו של כל מחזור עסקים בכל תקופה. בתקופות שפל הגיע שיעור האבטלה לרמות שיא של 9.0% ברבעון השני של 1999, 10.9% ברבעון הראשון של 2004, ו-7.9% ברבעון השני של 2009.¹

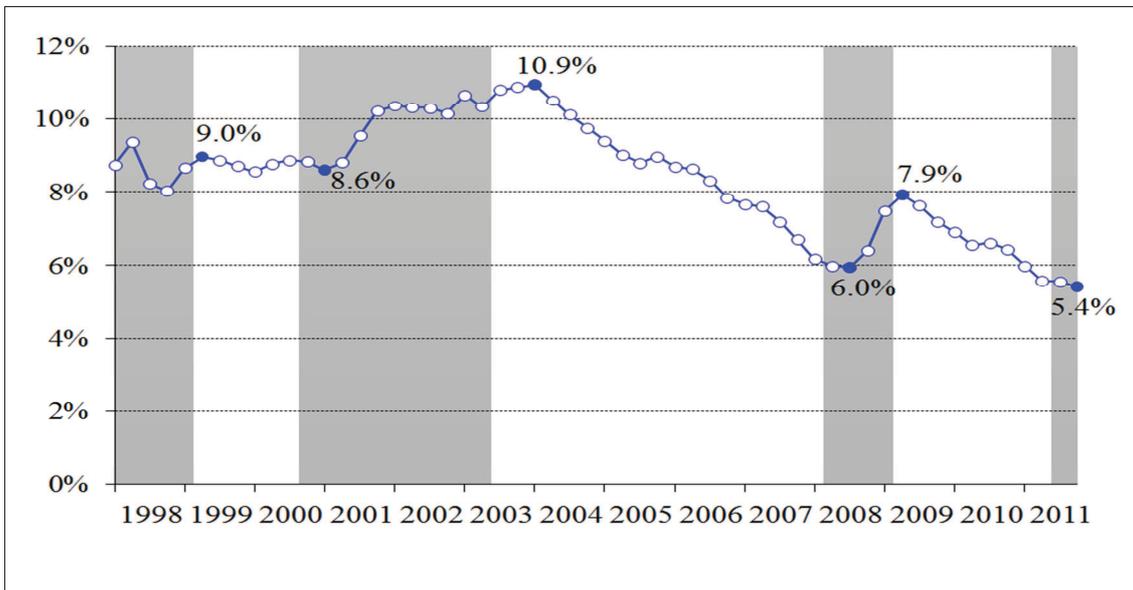
להתפתחות זו יש שני הסברים אפשריים: (1) לתנודות באבטלה אופי מחזורי וההבדלים שנראו בשיעורי האבטלה מבטאים הבדלים בעצימותם של מחזורי העסקים. לדוגמה, ייתכן כי ההידרדרות שחלה בראשית העשור הקודם בביטחון הפנים יצרה מיתון חריף יחסית לתקופות מיתון אחרות, ועל כן שיעור האבטלה אז היה גבוה יותר. (2) הירידה בשיעור האבטלה נובעת מגורמים מבניים, ואלה כוללים בין היתר שינויים ברגולציה, שינויים בטכנולוגיה המשמשת כדי להתאים בין מובטלים למשרות פנויות (matching technology), שינויים בהרכב הענפי של המשק, והתפתחויות מצד היצע העבודה.

אחת הדרכים לבחון את הנתונים מתמקדת בהשתנות המשותפת של המובטלים והמשרות הפנויות. איור 1ב' מציג את שיעור המשרות הפנויות כנגד שיעור האבטלה מ-1998 ועד 2011. למעט הנתונים בתקופה המשתרעת עד הרבעון הראשון של 2001, הנתונים מצביעים בבירור על עקומת Beveridge – קשר שלילי בין האבטלה למשרות הפנויות: בתקופות של גאות כלכלית האבטלה נוטה לרדת ומספר המשרות הפנויות גדל, ובתקופות שפל התמונה הפוכה; כלומר תנודות מחזוריות מתבטאות בתנועה לאורך עקומת Beveridge. אולם נראה כי עקומת Beveridge גם סתה פנימה, ובסוף 2008 תנועה זו כבר נראית באיור בבירור. עולה מכך שבתקופת המדגם פעלו גם גורמים מבניים. מסקנה זו עולה בקנה אחד עם העובדה ששוק העבודה הישראלי עבר כמה תמורות מבניות בתקופת המדגם: דמי האבטלה קוצצו ומשך הזכאות להם קוצר, רמת ההשכלה הממוצעת בשוק העבודה עלתה, השימוש בחברות השמה התרחב וכך גם ההעסקה דרך חברות קבלן.

כדי להעריך את חשיבותם של גורמים מחזוריים לעומת גורמים מבניים, אנו מנצלים את ההשתנות המשותפת של האבטלה והמשרות הפנויות, יחד עם התנודות בכוח העבודה, במטרה לפרק את התנודות באבטלה לרכיבים מחזוריים ובלתי מחזוריים. מתאם שלילי בין האבטלה למשרות הפנויות בדרך כלל מעיד על תנודות מחזוריות לאורך עקומת Beveridge, והשתנות משותפת באותו כיוון מצביעה לרוב על גורמים מבניים שמסיטים את העקומה.² במאמר זה אנו נעזרים בגישתם של (Blanchard and Diamond (1989), (מעטה ואילך, BD). תחילה נשתמש בגרסה של המודל של חשבונאות הזרמים שהם פיתחו לשוק העבודה בכדי להעריך את תגובות האבטלה והמשרות הפנויות לזעזועים מחזוריים ולזעזועים מבניים.

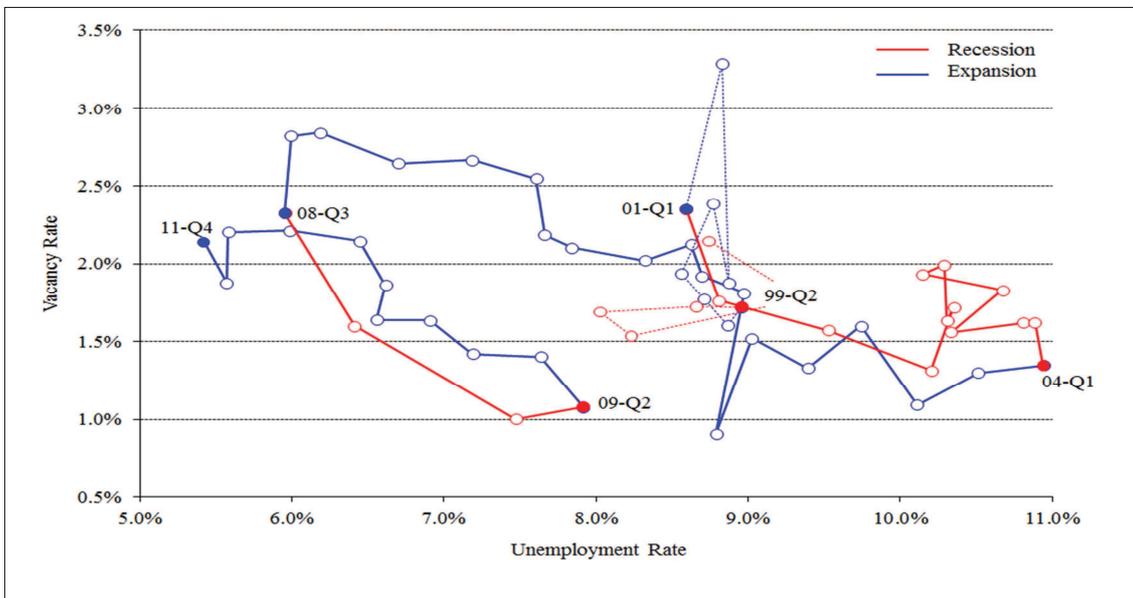
¹ Djivre and Yakhin (2011) מתארכים את מחזורי העסקים בישראל. לפי חוקרים אלה, המחזור הגיע לשיאו ברבעון השלישי של שנת 2000 וברבעון הראשון של 2008; שנת 2011 חורגת מהמדגם שלהם, אך נראה כי המשק הישראלי הגיע לעוד שיא בסביבות הרבעונים השני או השלישי של 2011. המחזור הגיע לשפל ברבעון הראשון של 1999, ברבעון השני של 2003 וברבעון הראשון של 2009.
² ראו לדוגמה: (Pissarides (1985), Blanchard and Diamond (1989), Shimer (2005).

איור 1א'
שיעור האבטלה, 1998 עד 2011



האזורים המוצללים משקפים תקופות שבהן חלה התמתנות בפעילות הכלכלית, כפי שהדבר נמדד בידי (Djivre and Yakhin (2011)

איור 1ב'
עקומת Beveridge, 1998 עד 2011



כדי לחשב את שיעור המשרות הפנויות מחלקים את מספר המשרות הפנויות במגזר העסקי בכוח העבודה. כדי לחשב את שיעור האבטלה מחלקים את מספר המובטלים בכוח העבודה. מספר המובטלים וכוח העבודה מתייחסים לאוכלוסייה בגיל העבודה – גיל 15 ומעלה.

לאחר מכן אנו משתמשים בתוצאות המודל התיאורטי כדי להטיל מגבלות זיהוי במסגרת הניתוח האמפירי.

לפי האומדנים שלנו, גורמים בלתי מחזוריים אחראים לפחות למחצית הירידה שחלה בשיעור האבטלה בין הרבעון הראשון של 2004, כאשר השיעור הגיע לשיא של 10.9%, לבין הרבעון הרביעי של 2011, כאשר השיעור הגיע לשפל של 5.4%. כמו כן, מהאומדנים עולה שעקומת Beveridge החלה לנוע לעבר ראשית הצירים כבר בתחילת 2004, הרבה לפני שתנועתה נגלתה לעין באיור 1ב'.

התמקדות בתנודות המחזוריות של האבטלה והמשרות הפנויות מאפשרת להתוות עקומת Beveridge למשק הישראלי. בתקופת המדגם, 1998—2011³, השיפוע שלה עמד על 3-; פירוש הדבר שלירידה של 1% במספר המובטלים מתלווה עלייה ממוצעת של 3% במספר המשרות הפנויות. מכאן שהמשרות הפנויות מגיבות לזעזועים מחזוריים בעוצמה רבה יותר מהאבטלה. יתרה מכך, מפונקציות התגובה (impulse response functions) עולה כי ברגע שנוצר הזעזוע, המשרות הפנויות מגיבות בעוצמה גבוהה פי 10 מהאבטלה והתאמתן מתרחשת במלואה תוך רבעון אחד, בשעה שתגובת האבטלה אטית יותר. תוצאות אלה מעידות כי האבטלה והמשרות הפנויות נעות נגד כיוון השעון סביב עקומת Beveridge לאורך מחזור העסקים (כאשר האבטלה נמדדת על הציר האופקי). תוצאות דומות התקבלו במשק האמריקאי, במחקריהם של BD ו-Barnichon and Figura (2010), ובמשק הבריטי, במחקריהם של (1985) Pissarides ו-(2002) Wall and Zoega.

סדרות עתיות מהמשק הישראלי שימשו לאמידת אלמנטים של מודל חיפוש בשוק העבודה במחקריהם של Berman (1997) ו-Yashiv (2000). שניהם השתמשו בנתונים של שירות התעסוקה ובתקופת מדגם שהגיעה עד 1990 לכל המאוחר. לנתונים אלה איכות גבוהה הודות לתנאים המיוחדים שבהם הם נאספו.⁴ Berman (1997) התמקד באמידה של פונקציית ההתאמה (matching function). הוא ניצל את עושרו של מסד הנתונים שלו בכדי ליצור משתנה עזר שמתגבר על בעיית הסימולטניות המובנית באמידה מסוג זה, והנובעת מכך שגיוס עובדים מקטין הן את מספר המובטלים והן את מספר המשרות הפנויות. Yashiv (2000) אומד את הפרמטרים העמוקים (deep parameters) של מודל חיפוש מלא.

יתר המאמר מאורגן כלהלן. הסעיף הבא מציג מודל תיאורטי של חשבונאות זרמים לשוק העבודה; המודל דומה לזה של BD, וההבדלים ביניהם נידונים בסוף הסעיף. סעיף 3 מציג את אסטרטגיית האמידה, והוא ממפה תוצאות מהמודל התיאורטי אל מגבלות זיהוי של הטווח הקצר והטווח הארוך. סעיף 4 מציג את הנתונים ואת תוצאות האמידה: אנו דנים באומדנים של פונקציות התגובה לאור התוצאות התיאורטיות, ועוקבים אחר תנועתה של עקומת Beveridge בעשור האחרון. סעיף 5 מסכם.

³ הנתונים על המשרות הפנויות זמינים רק החל מ-1998, מסקר המעסיקים של משרד הכלכלה. יש לציין שעד 1991 הצטברו בשירות התעסוקה נתונים באיכות גבוהה, היות שעד מארס 1991 אסרה ישראל על פעילותם של מתווכים בשוק העבודה, והחוק חייב לערוך דרך שירות התעסוקה את כל הגיוסים למשרות שאינן מצריכות השכלה אקדמית.

⁴ ראו הערה 3 וכן Berman (1997).

2. מודל של חשבונאות זרמים לשוק העבודה

בסעיף זה אנו מציגים מסגרת תיאורטית פשוטה לניתוח ההשתנות המשותפת של האבטלה והמשרות הפנויות. ניסוח המודל מבוסס במידה רבה על עבודתם של BD; אולם אנו משנים את המודל שלהם כדי לקבל פרשנות טבעית יותר, לדעתנו, לכוחות המניעים את המשק, וכן כדי לפשט את המודל מבחינות שאינן חשובות לתוצאות. אנו מפרטים את ההבדלים בין המודלים ודנים בהם בסוף סעיף זה. המודל מתאר את ההתנהגות הכלכלית – כמו ההחלטה להצטרף לכוח העבודה או לבטל משרות – אד-הוק, כלומר ללא מתן ביטוי לשיקולים המדריכים אותה; במובן זה המודל מייצג את הצורה המצומצמת (reduced form) של שוק העבודה. בהינתן הנחותינו על ההתנהגות הכלכלית, הדינמיקה במודל נגזרת מזהויות חשבונאיות של מצב האבטלה והמשרות הפנויות כתוצאה מזרמי כניסה ויציאה של עובדים ומשרות לשוק העבודה.

אנו מתמקדים בשלושה סוגים של זעזועים המשפיעים על שוק העבודה: זעזועים לפעילות המצרפית במשק, ליעילות ההתאמה (matching efficiency) בין עובדים למשרות, ולהיצע העבודה. את הזעזועים לפעילות המצרפית מייצגים שינויים בקצב יצירתן של משרות חדשות ובקצב גריעתן של משרות. תנודות בפעילות המצרפית יוצרות במודל את עקומת Beveridge, כלומר קשר שלילי בין האבטלה למשרות הפנויות. את הזעזועים ליעילות ההתאמה מייצגים שינויים בטכנולוגיית ההתאמה ובשיעור ההיפרדות בין עובדים למשרות כתוצאה מחוסר התאמה בין השניים, להבדיל מהיפרדות כתוצאה מגריעת משרות – זו, כאמור, מפורשת במודל כזעזוע לפעילות. שינויים ביעילות ההתאמה יוצרים קשר חיובי בין אבטלה למשרות פנויות. לבסוף, את הזעזועים להיצע העבודה מייצגים שינויים אקסוגניים בכוח העבודה. תנודות בהיצע העבודה אינן מייצרות קשר ברור בין אבטלה למשרות פנויות.

א. הספציפיקציה

כוח העבודה

נסמן ב- L את כוח העבודה, ב- E את מספר המועסקים, וב- U את מספר המובטלים. על פי הגדרה:

$$L = E + U \quad (1)$$

אנו מניחים שכוח העבודה משתנה יחד עם מספר המועסקים, בפירוט:

$$L = \Phi + \frac{aE}{1-a} \quad 0 < a < 1 \quad \Phi > 0 \quad (2)$$

Φ מייצג את גודל האוכלוסייה בגיל העבודה ואת העדפות הפרטים ביחס לאופן שבו זמנם מתחלק בין פנאי לעבודה, והוא מסיט באופן אקסוגני את היצע העבודה. הצבה במקום E מניבה:

$$L = \frac{\Phi}{1-a} - \frac{a}{1-a}U \quad (3)$$

ולכן :

$$\dot{L} = -\frac{a}{1-a} \dot{U} \quad (4)$$

נקודה מעל משתנה מציינת את הנגזרת שלו לפי הזמן.

יצוין שהספציפיקציה של משוואה (2) משקפת, בין היתר, עובדים שהתייאשו בעבר מחיפוש עבודה אך מצטרפים מחדש אל כוח העבודה כאשר מספר המועסקים עולה. גינט ילן (Yellen) ביקרה את הספציפיקציה הזו, בהתדיינותה על עבודתם של BD, בטענה שסביר יותר כי העובדים שהתייאשו מחיפוש עבודה מגיבים לגידול במספר המשרות הפנויות ולא במספר המועסקים. אולם מבחנים לסיבתיות גריינג'ר (Granger; המבחנים אינם מוצגים) תומכים בספציפיקציה של משוואה (2), כיוון שלפיהם המועסקים סיבתיים-גריינג'ר לכוח העבודה בשעה שהדבר אינו נכון לגבי המשרות הפנויות.⁵

טכנולוגיית ההתאמה (matching)

כמקובל במודלים של חיפוש בשוק העבודה, גיוס עובדים חדשים, H , נוצר מהתאמה בין משרות פנויות, V , לבין מובטלים; כל עובד מקבל משרה אחת, ולהיפך. טכנולוגיית ההתאמה מתומצתת בפונקציה:

$$H = \alpha m(U, V) \quad \alpha > 0 \quad (5)$$

α הוא פרמטר של הטכנולוגיה המשקף את מידת יעילותו של תהליך ההתאמה, ו- $m(\cdot)$ גזירה ברציפות לפחות פעם אחת ומקיימת:

$$m(\cdot) \geq 0 \quad m(0, V) = m(U, 0) = 0 \quad m_U, m_V > 0$$

בספציפיקציה זו מגייסים עובדים חדשים רק מקרב מחפשי העבודה, כלומר היא אינה מאפשרת לפרטים לנוע מהקבוצה שמחוץ לכוח העבודה ישירות לתעסוקה. בנתונים בעלי תדירות רבעונית, לעומת זאת, מספר העובדים החדשים המגיעים מקרב הפרטים שמחוץ לכוח העבודה הוא כפול בקירוב ממספר העובדים החדשים המגיעים מקרב המובטלים.⁶ הדבר נובע בחלקו מהטיה כתוצאה מאגרציה במשך הזמן (time aggregation bias), ולא בהכרח מכך שרוב העובדים החדשים מוצאים עבודה ללא חיפוש.⁷ כיוון שלנתונים שלנו תדירות רבעונית, בהחלט ייתכן שרבים מהעובדים החדשים בתקופה t היו מחוץ לכוח העבודה בזמן דגימתם בתקופה $t-1$, אף על פי שבטרם כניסתם למשרה החדשה הם עברו תקופה של חיפוש עבודה.

⁵ המבחנים נערכו להפרש הלוגריתמי של המשתנים וכללו שני פיגורים; תקופת המדגם למבחנים משתרעת מהרבעון הראשון של 1998 ועד הרבעון הרביעי של 2011. נמצא כי המועסקים סיבתיים-גריינג'ר לכוח העבודה ברמת מובהקות של 10%.

⁶ מבוסס על נתוני סקר כוח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בשנים 1998—2011.

⁷ Shimer (2012) דן בהטיה הנובעת מאגרציה במשך זמן ובדרכים להתמודד איתה.

המשרות הפנויות

עובדים ומשרות נפרדים בגלל חוסר התאמה או בגלל ביטול המשרה. אנו מניחים כי לאחר שעובד ומשרה נפרדים, המשרה הופכת לפנויה רק אם ההפרדות נבעה מחוסר התאמה; אחרת המשרה נעלמת. נסמן ב- q את ההסתברות להיפרדות עקב חוסר התאמה. ירידה ב- q מייצגת עלייה ביעילות ההתאמה. נסמן ב- d את שיעורה של גריעת המשרות (job destruction rate)⁸. לבסוף, בכל תקופה נוצר זרם של c משרות שמצטרפות למשרות הפנויות. עלייה ב- c וירידה ב- d מייצגות התרחבות של הפעילות המצרפית במשק.

משרה פנויה יכולה להתמלא, בהתאם לתהליך ההתאמה, או להתבטל (בהסתברות d); כאשר עובד ומשרה נפרדים עקב חוסר התאמה (בהסתברות q), המשרה הופכת לפנויה; וכאשר משרות חדשות נוצרות, הן פנויות לפני שהן מאוישות. לכן:

$$\dot{V} = -H - dV + qE + c$$

הצבה במקום E ו- H , באמצעות (1) ו-(5), מניבה:

$$\dot{V} = -\alpha m(U, V) - dV + q(L - U) + c \quad (6)$$

האבטלה

עובדים נפרדים ממשרות בגלל חוסר התאמה, בהסתברות q , או בגלל ביטול המשרה, בהסתברות d . אנו מניחים כי לאחר שעובד ומשרה נפרדים, העובד נשאר בכוח העבודה. איננו ממדלים מעבר ישיר בין משרות (job-to-job), ולכן יש לראות ב- q את סכום שיעורי הפיטורין וההתפטרות שמובילים לאבטלה. אנו גם מניחים שהמצטרפים לכוח העבודה נכנסים אליו כמובטלים לפני שהם מוצאים משרה. לבסוף, מספר המובטלים יורד אחד-לאחד עם איושי המשרות. לכן:

$$\dot{U} = -H + (q + d)E + \dot{L}$$

הצבה במקום E , \dot{L} ו- H , באמצעות (1), (4) ו-(5), מניבה:

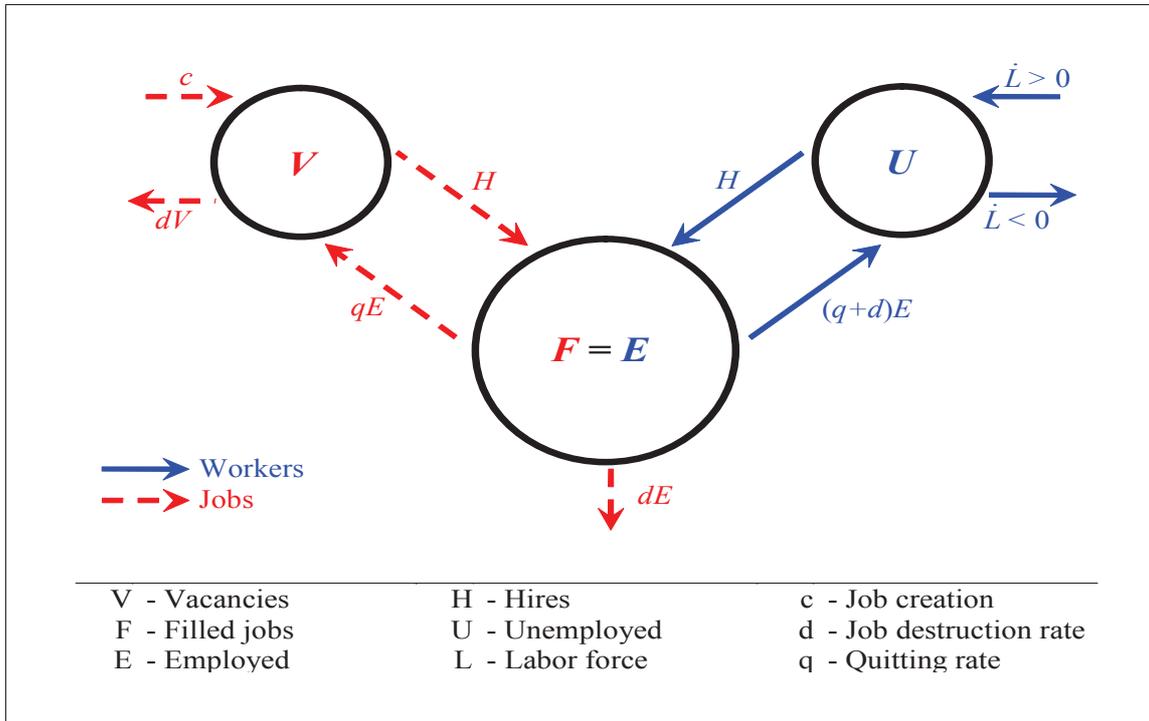
$$\dot{U} = -(1 - a)\alpha m(U, V) + (1 - a)(q + d)(L - U) \quad (7)$$

משוואות (3), (6) ו-(7) מהוות מערכת באבטלה, U , משרות פנויות, V , וכוח העבודה, L , המאפיינת את התפתחותם על פני זמן בשיווי משקל. איור 2 מסכם את זרמי העובדים והמשרות במודל.

⁸ בעקבות BD אנו מניחים ששיעור הביטול של משרות מאוישות שווה לזה של משרות פנויות, אף על פי שסביר כי שיעור הביטול של האחרונות גבוה יותר. מבחינה איכותית, הנחה זו אינה משנה את תוצאות המודל, אולם היא אכן משפיעה על ניסוח מגבלות הזיהוי של הטווח הארוך באמידה האקונומטרית. בכדי להתחשב בהבדל זה, ובטעויות ספציפיקציה פוטנציאליות אחרות, אנו מטילים על המודל מגבלות סימן (sign restrictions). מגבלות אלה אינן כובלות כמו מגבלות השוויון הנגזרות מהמודל התיאורטי. ראו סעיף 3ג' בהמשך.

איור 2

זרמי העובדים והמשרות



ב. המצב העמיד (Steady State)

במצב עמיד $\dot{V} = \dot{U} = 0$, ולכן מ-(6), (7) ו-(3) מקבלים:

$$V_{ss} = \frac{c}{d} - \frac{1}{1-a} (\Phi - U_{ss}) \quad (8)$$

$$\alpha m \left(U_{ss}, \frac{c}{d} - \frac{1}{1-a} (\Phi - U_{ss}) \right) = \frac{q+d}{1-a} (\Phi - U_{ss}) \quad (9)$$

משוואה (9) נותנת פתרון ל- U_{ss} , ובהינתן הפתרון ל- U_{ss} ניתן לחלץ את V_{ss} ו- L_{ss} . על יסוד תכונותיה של פונקציית ההתאמה קל להראות שלמערכת יש מצב עמיד יחיד.

ג. הדינמיקה

כעת אנו עוברים לאפיון הדינמיקה של המערכת בעזרת דיאגרמת פאזות במרחב $U-V$. חלק ניכר מהחשובים שברקע התוצאות מפורטים בגרסה לדיון של המאמר – Yakhin and Presman (2013).

תחילה יש לשים לב שהאבטלה אינה יכולה להיות גדולה מ- Φ : אם $E=0$ אז $L=U=\Phi$, ובמצב זה מתקיים שכאשר התעסוקה עולה בעובד אחד האבטלה נטו מצטמצמת ב- $1-a$ עובדים. זאת מכיוון

שלהעסקת העובד יש אפקט ישיר של צמצום האבטלה בעובד אחד ואפקט עקיף של הגדלת כוח העבודה ב- a עובדים.

הצבה במקום L , באמצעות הצבה של משוואה (3) במשוואות (6) ו-(7), מניבה מערכת דינמית באבטלה ומשרות פנויות:

$$\dot{U} = -(1-a)\alpha m(U,V) + (q+d)(\Phi-U) \quad (10)$$

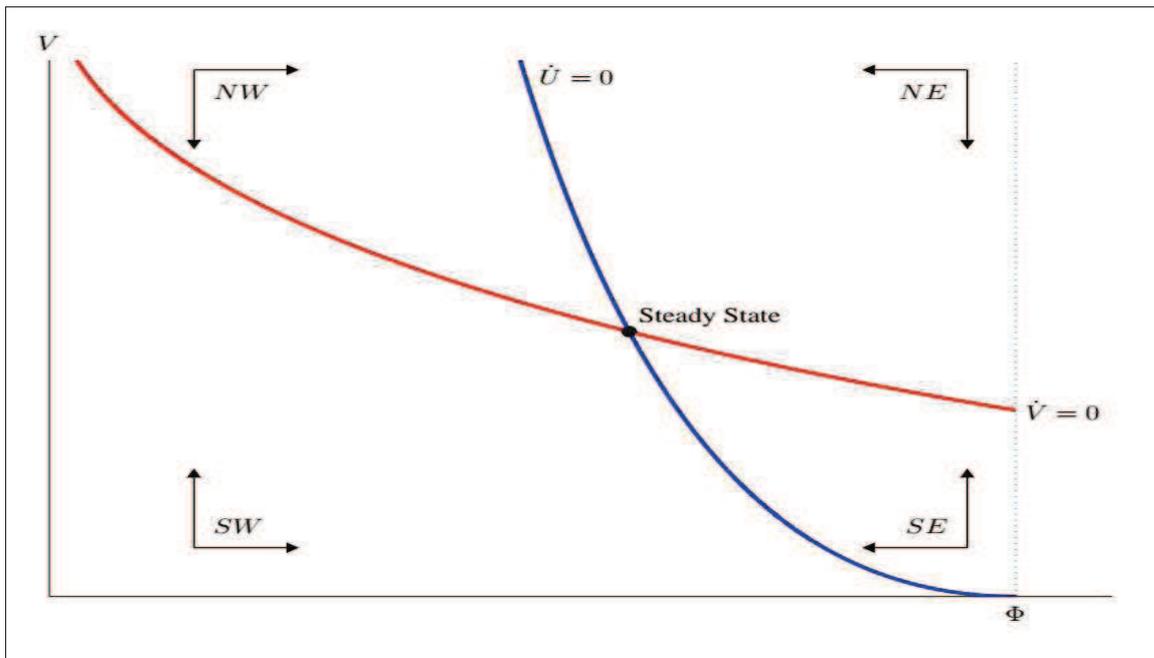
$$\dot{V} = -\alpha m(U,V) - dV + \frac{q}{1-a}(\Phi-U) + c \quad (11)$$

אוסף הנקודות $\dot{U} = 0$ ואוסף הנקודות $\dot{V} = 0$ יורדים משמאל לימין, ונקודת החיתוך, הנקודה של המצב העמיד, לגרף $\dot{U} = 0$ יש שיפוע גדול יותר – כמוצג באיור 3.

נניח שאנו מצויים בנקודה כלשהי מאוסף הנקודות $\dot{U} = 0$ ו- V גדל. עלייה ב- V מגדילה את מספר ההתאמות, לכן גדל זרם העובדים שיוצאים ממצב של אבטלה, ולכן \dot{U} הופך לשלילי. כעת נניח שאנו מצויים במקום כלשהו על אוסף הנקודות $\dot{V} = 0$ ו- U גדל. עלייה ב- U משפיעה על V דרך שני ערוצים: ראשית, הגידול במספר המובטלים יוצר יותר זיווגים; לכן גדל הזרם של משרות פנויות שהופכות למאוישות, ולכן \dot{V} הופך לשלילי. שנית, עלייה באבטלה פירושה פחות מועסקים; כתוצאה מכך קטן הזרם של משרות מאוישות שהופכות לפנויות עקב היפרדות, ולכן גם אפקט זה הופך את \dot{V} לשלילי. את האפקטים הדינמיים הללו מייצגים החצים באיור 3.

איור 3

דיאגרמת פאזות לאבטלה ולמשרות הפנויות



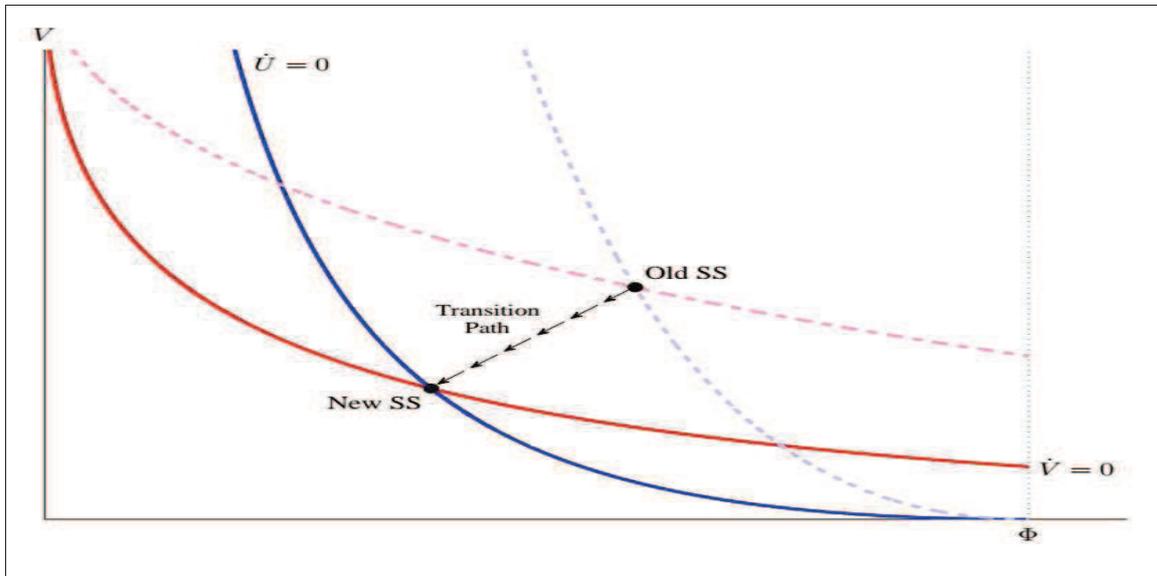
ד. השפעתה של יעילות ההתאמה (α ו- q)

את השיפור ביעילות ההתאמה מייצג שיפור בטכנולוגיית ההתאמה דרך עלייה בפרמטר α או דרך ירידה בשיעור ההפרדות כתוצאה מחוסר התאמה בין עובד למשרה, q . נניח שהמשק מצוי במצב עמיד ולפתע חל שיפור ביעילות ההתאמה. פירוש הדבר שעבור רמה נתונה של U ו- V (א) נוצרים יותר זיווגים, ולכן גדלים זרמי היציאה ממצב של אבטלה ומשרות פנויות, ו/או (ב) זרמי הכניסה למצבים אלה פוחתים עקב ירידה בשיעור ההפרדות. בשני המקרים U ו- V יורדים.

ממשוואות (10) ו-(11) עולה שגידול ב- α ו/או ירידה ב- q מסיטים את העקומות $\dot{U} = 0$ ו- $\dot{V} = 0$ כלפי ראשית הצירים, ולכן U ו- V יורדים יחדיו. ניתן להראות כי תוואי ההתכנסות אל המצב העמיד החדש עובר לאורך קו ישר ששיפועו $\frac{1}{1-a}$, כמוצג באיור 4.

איור 4

האפקט הדינמי של עלייה ביעילות ההתאמה, α גבוה יותר ו/או q נמוך יותר



לצורך הדיון בהמשך נציין כי לאחר שיפור ביעילות ההתאמה אנו מקבלים:

$$\Delta V_{ss} = \frac{1}{1-a} \Delta U_{ss} < 0 \quad (12)$$

ולאחר שימוש במשוואה (3):

$$\Delta L_{ss} = \Delta U_{ss} - \Delta V_{ss} = -\frac{a}{1-a} \Delta U_{ss} > 0 \quad (13)$$

מכאן עולה כי לאחר שחל שיפור ביעילות החיפוש, הגידול בתעסוקה, $\Delta L_{ss} - \Delta U_{ss}$, שווה לירידה במספר המשרות הפנויות, $-\Delta V_{ss}$. בהמשך נשתמש בקשר זה בין האבטלה, המשרות הפנויות וכוח העבודה כבמגבלת זיהוי של הטווח הארוך באמידת SVAR.

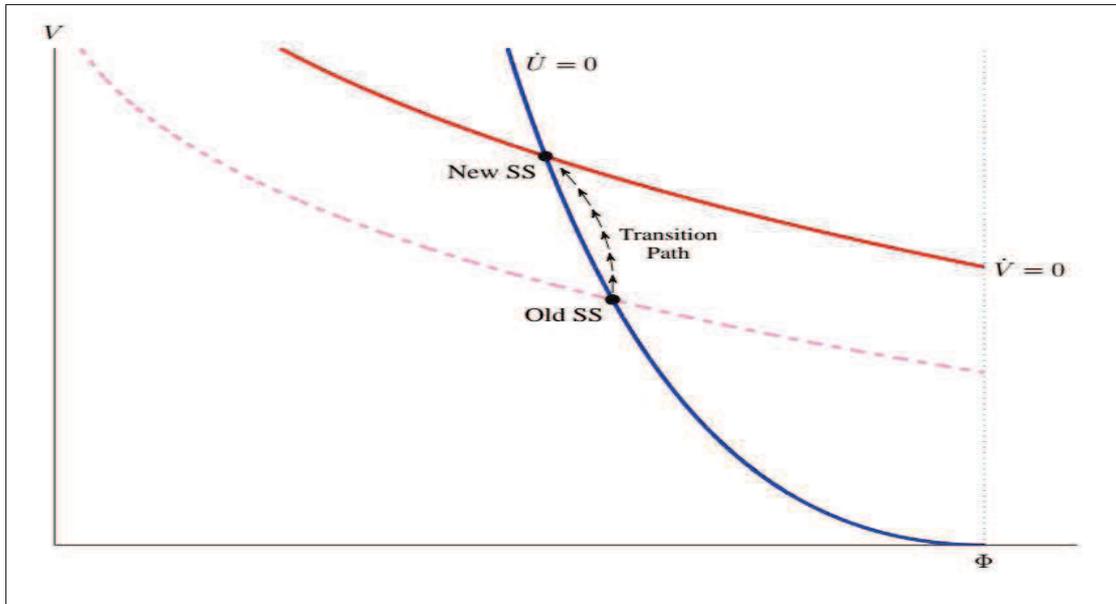
ה. השפעתה של הפעילות המצרפית (c ו-d)

את התנודות בפעילות המצרפית מייצגים במודל שינויים בפרמטרים של היווצרות משרות חדשות ושל גריעת משרות קיימות, היינו c ו- d , בהתאמה. במסגרת המודל איננו שואלים האם הזעזועים לפעילות מגיעים מצד הביקוש או מצד ההיצע, ואנו מתמקדים בכך שפירמות יוצרות משרות חדשות וגורעות משרות קיימות. בסעיף זה אנו בוחנים כיצד שינויים במלאי המשרות משפיעים על האבטלה והמשרות הפנויות.

נניח שהמשק מצוי במצב עמיד ולפתע מלאי המשרות מתחיל לגדול דרך עלייה ב- c . ממשוואה (11) יוצא שהגידול ב- c מביא לגידול ביצירתן של משרות פנויות, וממשוואה (10) עולה שברגע הראשון האבטלה נותרת ללא שינוי, אך כשמספר המשרות הפנויות מתחיל לגדול נוצרים יותר זיווגים ועל כן חלה ירידה באבטלה. נוסף על כך עולה מהמשוואות כי העקומה $\dot{U} = 0$ נשארת במקומה ואילו העקומה $\dot{V} = 0$ סוטה מעלה. כתוצאה מכך, במצב העמיד החדש האבטלה קטנה ומספר המשרות הפנויות גדל, כמוצג באיור 5.

איור 5

האפקט הדינמי של עלייה בהיווצרות משרות
(c גבוה יותר – זעזוע חיובי לפעילות המצרפית)



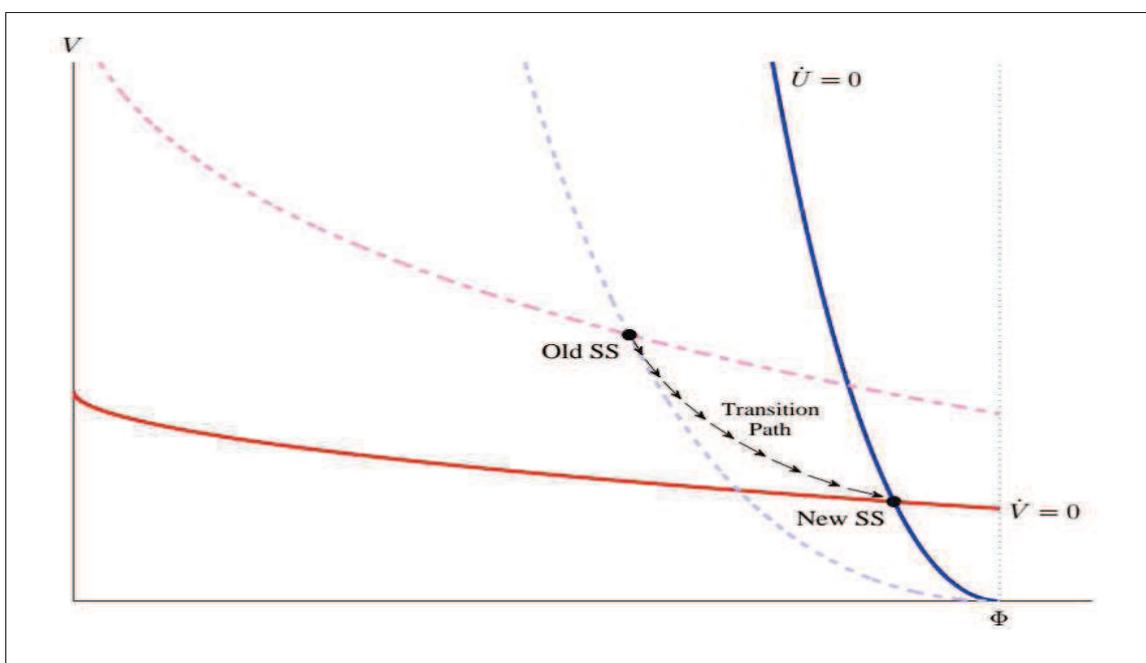
כעת נניח שהמשק מצוי במצב עמיד ולפתע מלאי המשרות מתחיל לרדת דרך עלייה ב- d . ממשוואה (10) עולה שגידול ב- d מוביל לגידול באבטלה כיוון שיותר עובדים נפרדים ממשרותיהם. ממשוואה (11) עולה שגידול בקצב גריעת המשרות מקטין את מספר המשרות הפנויות כיוון שכעת מתבטל מספר רב יותר מהן. לאחר הרגע הראשון העלייה במספר המובטלים פועלת להגדלתו של מספר הזיווגים, וזו מצדה מקטינה עוד יותר את מספר המשרות הפנויות אך במקביל פועלת להאטה בקצב הגידול באבטלה. בדומה לכך, הירידה במספר המשרות הפנויות פועלת להקטנת מספר

הזיווגים, וזו מצדה מגדילה עוד יותר את האבטלה אך במקביל פועלת להאטה בקצב הירידה של המשרות הפנויות. נוסף על כך עולה מהמשוואות כי העקומה $\dot{U} = 0$ סוטה החוצה, הרחק מראשית הצירים, ואילו העקומה $\dot{V} = 0$ סוטה פנימה, כלפי ראשית הצירים. כתוצאה מכך, במצב העמיד החדש האבטלה גדלה ומספר המשרות הפנויות קטן, כמוצג באיור 6.

האבטלה והמשרות הפנויות נעות אפוא בכיוונים מנוגדים לאחר זעזוע לפעילות המצרפית, והן מניבות במודל את עקומת Beveridge.

איור 6

האפקט הדינמי של עלייה בגריעת משרות
(d גבוה יותר – זעזוע שלילי לפעילות המצרפית)



1. השפעתו של היצע העבודה (Φ)

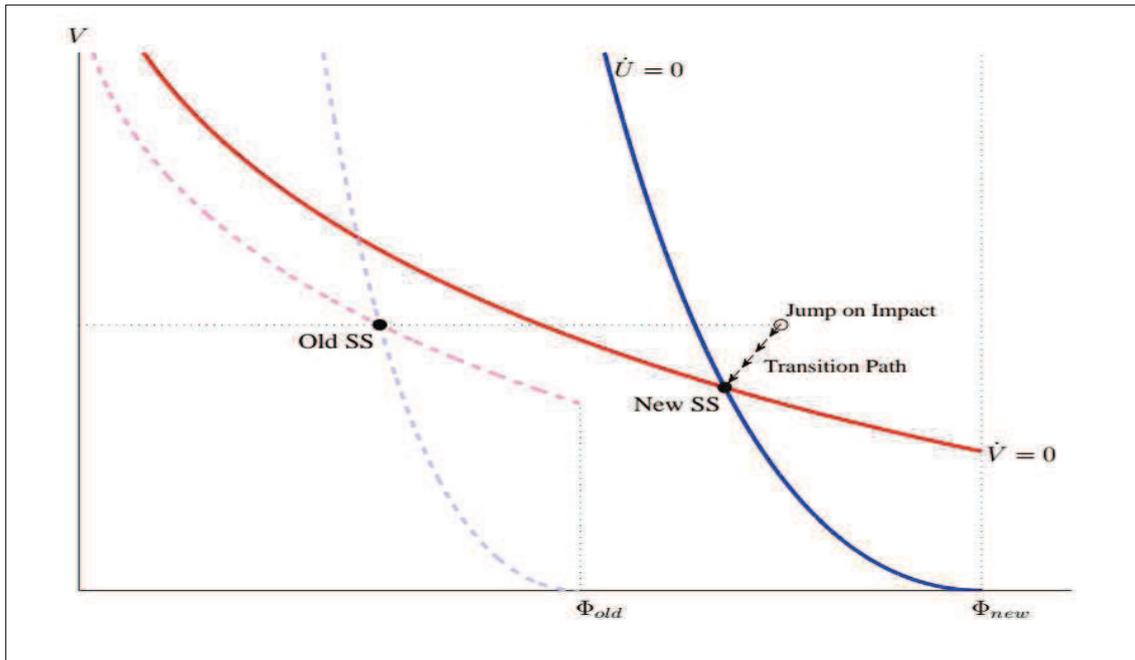
את התנודות בהיצע העבודה מייצגים במודל שינויים בפרמטר Φ . נניח שהמשק מצוי במצב עמיד ולפתע היצע העבודה גדל דרך עלייה ב- Φ . ברגע השינוי הגידול בהיצע העבודה מגדיל אחד-לאחד את האבטלה כיוון שהמצטרפים לכוח העבודה עוברים תקופה של חיפוש לפני שהם הופכים למועסקים. יש לציין שהגידול ב- Φ יוצר קפיצה בדידה ברמת האבטלה, וזאת בניגוד לתמונה שהתקבלה בניתוח של ההשפעות הדינמיות שהוצג לעיל, ניתוח שבו השינוי חל בפרמטרים המשפיעים על משתני זרם (α), ועל כן ההשפעה על משתני המלאי הייתה הדרגתית. עם העלייה באבטלה נוצרים זיווגים רבים יותר, והם מקטינים את מלאי המשרות הפנויות ומקזזים חלק מהזינוק הראשוני באבטלה. כלומר ברגע השינוי חלה באבטלה תגובת יתר (overshooting) יחסית לרמתה בטווח הארוך, ובתהליך ההתכנסות האבטלה ומספר המשרות הפנויות יורדים בהדרגה עד שהם מגיעים למצב עמיד חדש ובו יותר אבטלה ופחות משרות פנויות, כמתואר באיור 7.

בניסוח פורמלי, ממשוואות (10) ו-(11) עולה כי העקומות $\dot{U} = 0$ ו- $\dot{V} = 0$ סוטות החוצה, והתנועה של העקומה הראשונה גדולה יותר. ההתכנסות למצב העמיד

$$\text{עוברת לאורך קו ישר ששיפועו } \frac{1}{1-a}.$$

איור 7

האפקט הדינמי של עלייה בהיצע העבודה, Φ גבוה יותר



יש לציין כי אף על פי שמהמודל עולה כי ל- U ו- V יש תגובה דינמית ברורה כלפי שינויים בהיצע העבודה, אין זה ברור לאיזה מתאם ביניהם יש לצפות. ברגע השינוי המתאם עומד על אפס שכן U עולה ו- V נותר ללא שינוי; בתקופת המעבר שני המשתנים יורדים ולכן קיים ביניהם מתאם חיובי; וכאשר משווים את המצב העמיד החדש לקודמו המתאם שלילי, שכן U עולה ו- V יורד.

ז. ההבדלים בין המודל הנידון לבין המודל של BD

כפי שצינו, המודל שהצגנו מבוסס במידה רבה על המודל של BD, אולם הוא נבדל ממנו משתי בחינות. הראשונה והחשובה ביניהן – אנו ממדלים תנודות בפעילות המצרפית דרך שינויים בקצב של יצירת משרות וגריעתן. במודל שלנו תנודות אלה יוצרות את עקומת Beveridge, כלומר קשר שלילי בין האבטלה והמשרות הפנויות. המודל של BD לעומת זאת משלב את ההסתברות של משרה בלתי פרודוקטיבית להפוך לפרודוקטיבית (π_1), כלומר ההסתברות ליצירת משרה, ואת ההסתברות של משרה פרודוקטיבית להפוך לבלתי פרודוקטיבית (π_0), כלומר ההסתברות לגריעת משרה, בכדי לייצר זעזועים בעלי שתי תוצאות שונות. (1) במודל שלהם המלאי

הפוטנציאלי של משרות פרודוקטיביות נתון על ידי $\frac{\pi_1}{\pi_0 + \pi_1}$ (לאחר נרמול סך המשרות ל-1). הם רואים בשינויים במלאי זה ביטוי לתנודות מחזוריות בפעילות המצרפית שיוצרות תנועה לאורך עקומת Beveridge. זעזועים אלה פועלים בדומה לאופן שבו זעזועים לפעילות המצרפית פועלים במודל שלנו. (2) הם מנתחים שינויים בזרם המעבר הפוטנציאלי (reallocation, במינוח שלהם) בין משרות פרודוקטיביות

למשרות בלתי פרודוקטיביות, $\pi_0 \frac{\pi_1}{\pi_0 + \pi_1}$. במודל שלהם זעזוע כזה מייצר מתאם חיובי

בין האבטלה למשרות הפנויות. הדבר שונה מהתוצאות שלנו, שכן הזעזועים הכרוכים בשינויים בקצב של יצירת משרות וגריעתן יוצרים אצלנו תנועה לאורך עקומת Beveridge.

יתר על כן, BD מנתחים תנודות בפעילות המצרפית תוך שהם מחזיקים את זרם המעבר (reallocation) קבוע, ולהיפך. בהינתן ששני הזעזועים תלויים בהסתברויות ליצירת משרות ולגריעתן, נראה שכל מקרה נשען על הנחות מנוגדות בדבר ההשתנות

המשותפת של ההסתברויות. בפירוט, עלייה בפעילות המצרפית, $\frac{\pi_1}{\pi_0 + \pi_1}$, תוך שמירה

על רמה קבועה של reallocation, $\pi_0 \frac{\pi_1}{\pi_0 + \pi_1}$, פירושה מתאם שלילי בין π_1 ל- π_0 ;

אולם כדי לבחון את המהלך ההפוך, כלומר עלייה ב-reallocation תוך שמחזיקים את הפעילות המצרפית קבועה, נחוץ מתאם חיובי. מאחר שבנתוני המשק הישראלי קיים מתאם שלילי בין יצירת משרות לגריעתן, אנו סבורים שהמקרה הראשון רלוונטי יותר.⁹ כיוון שזעזועים ל-reallocation מניבים תוצאות שאינן מתיישבות עם הנתונים, לפחות בספציפיקציית המודל של BD, בחרנו להתמקד בתנודות ביעילות ההתאמה ולראות בהן את הגורם העיקרי המייצר מתאם חיובי בין האבטלה למשרות הפנויות.

בפועל תנודות ביצירת משרות וגריעתן בהחלט יכולות לנבוע מ-reallocation בעיקר בהתפלגות משרות בין ענפים. בכדי לתאר זעזועים כאלה נחוץ כנראה מודל ובו שני ענפים לפחות. במודל כזה הסטת ביקוש מענף אחד לאחר תגדיל גם את האבטלה, בגלל גריעת משרות בענף שבו הביקוש יורד, וגם את מספר המשרות הפנויות, בגלל התרחבות הפעילות בענף שבו הביקוש גדל. דוגמה אחרת נוגעת לאופן שבו ענף יצוא אחד משפיע על אחר. צמיחה בענף אחד עשויה להוביל לייסוף המטבע המקומי ולכן להשפעה ממתנת על ענפי יצוא אחרים במשק; כתוצאה מכך ייתכן שברמה המצרפית תחול עלייה הן באבטלה והן במספר המשרות הפנויות.

כפי שציינו למעלה, זעזועי reallocation צפויים להתבטא במתאם חיובי בין יצירת משרות לגריעתן. המתאם השלילי הנצפה בנתונים מעיד לדעתנו כי הזעזועים המחזוריים לפעילות המצרפית ממלאים תפקיד דומיננטי ואילו זעזועי reallocation ממלאים תפקיד משני בחשיבותו מבחינה

⁹ נתונים על ההשתנות המשותפת של יצירת משרות וגריעתן מופיעים בנספח למאמר.

אמפירית. טיפול מתאים במידול של reallocation דורש הרחבה של המסגרת התיאורטית למודל דו-ענפי (או רב-ענפי). ניתוח אמפירי של הרחבה כזו דורש גם מסד נתונים עשיר מזה המשמש אותנו.

ההיבט השני המבדיל אותנו מ-BD נעוץ בכך ש-BD בחרו למדל את תהליך יצירת המשרות כשיעור מתוך מלאי המשרות הבלתי פרודוקטיביות, כלומר מסך המשרות הפוטנציאלי פחות המשרות המאוישות והמשרות הפנויות. בספציפיקציה שלהם העקומה $\dot{V} = 0$ אינה יורדת בהכרח משמאל לימין לכל אורכה; בהנחה ש- $\lim_{U \rightarrow 0} m_U \rightarrow \infty$, כמקובל בספרות, ייתכן כי העקומה תתאפיין בשיפוע חיובי ברמה גבוהה דיה של U – תלוי בערכי הפרמטרים במודל. אף על פי כן, כל התוצאות שלנו מתקיימות גם בספציפיקציה של BD, למעט מקרה אחד: בתגובה לזעזוע בהסתברות לגריעת משרות, π_0 , המודל עלול לייצר מתאם חיובי בין U ל- V . תוצאה זו מתקבלת רק במקרה המיוחד שבו לעקומה $\dot{V} = 0$ יש שיפוע חיובי ברמה גבוהה של אבטלה, והפרמטרים הם כאלה שהמצב העמיד מתקבל בנקודה מרוחקת דיה באזור זה של העקומה. במצב זה גידול בקצב גריעת המשרות מביא לעלייה במספר המשרות הפנויות ולכן למתאם חיובי בין הסדרות, בניגוד למתקבל בנתונים.¹⁰ תוצאה זו נובעת מכך שכאשר המשק מאבד משרות פרודוקטיביות, המלאי של משרות בלתי פרודוקטיביות גדל, ומכיוון שבספציפיקציה של BD זרם המשרות החדשות הוא אחוז קבוע ממלאי המשרות הבלתי פרודוקטיביות, זרם יצירת המשרות החדשות גדל וכך גם מלאי המשרות הפנויות. ההנחה שלנו על זרם אקסוגני של יצירת משרות חוסמת את הערוץ הזה, ערוץ שממילא אינו מתיישב, כאמור, עם הנתונים.

3. האסטרטגיה האקונומטרית

בסעיף זה אנו מנסחים מודל מבני של וקטור אוטו-רגרסיה (SVAR) עם שלושה משתנים: האבטלה, המשרות הפנויות וכוח העבודה. את התוצאות מהמודל התיאורטי אנו ממפים אל מגבלות של טווח קצר ושל טווח ארוך המאפשרות לזהות את הזעזועים המבניים במודל: זעזועים לפעילות המצרפית, ליעילות ההתאמה ולהיצע העבודה.

א. הספציפיקציה

כאמור, אנו מבחינים בין שלושה סוגי זעזועים: (1) זעזועים לפעילות המצרפית (aggregate activity), שיסומנו ב- u^{aa} במודל האמפירי, (2) זעזועים ליעילות ההתאמה (matching efficiency), שיסומנו ב- u^{me} , ו- (3) זעזועים להיצע העבודה (labor supply) שיסומנו ב- u^{ls} . אנו מניחים שווקטור הזעזועים המבניים, $u \equiv [u^{aa}, u^{me}, u^{ls}]'$, מתפלג *iid*-נורמלית על פני זמן ואיבריו אינם מתואמים בו-זמנית, ואנו מנרמלים את השונות של כל זעזוע לשונות יחידתית, כלומר:

$$u_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, I)$$

¹⁰ נתונים על ההשתנות המשותפת של גריעת משרות ושל המשרות הפנויות מופיעים בנספח למאמר.

אנו משתמשים בתוצאות המודל התיאורטי בכדי להטיל מגבלות זיהוי על מודל ה-SVAR האמפירי:

$$A_0 y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + B u_t \quad (14)$$

y_t הוא וקטור 3×1 של נתונים על מספר המובטלים, המשרות הפנויות במגזר העסקי וכוח העבודה. A_0, A_1, \dots, A_p הן מטריצות מקדמים 3×3 , ו- C הוא וקטור מקדמים 3×1 . בכדי לתת למקדמים הנאמדים פרשנות של גמישויות אנו משתמשים בלוג המשתנים, ומכיוון שחלק מהמשתנים אינם סטציונריים (ראו סעיף 4א') אנו אומדים את המודל בהפרשים. בפירוט, אנו מגדירים:

$$y_t \equiv \begin{bmatrix} \Delta \log(U_t) \\ \Delta \log(V_t) \\ \Delta \log(L_t) \end{bmatrix}$$

בהנחה ש- A_0 הפיכה, המערכת בצורתה המצומצמת (reduced form) נתונה על ידי:

$$y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Omega) \quad (15)$$

כאשר:

$$\varphi = A_0^{-1} C$$

$$\phi_i = A_0^{-1} A_i \quad i = 1, \dots, p$$

$$\varepsilon_t = A_0^{-1} B u_t \Rightarrow A_0 \varepsilon_t = B u_t$$

$$\Omega = A_0^{-1} B B' A_0^{-1'}$$

המערכת המצומצמת, משוואה (15), נאמדת ללא מגבלות, ולזיהוי הפרמטרים המבניים אנו מטילים על המטריצות A_0 ו- B מגבלות שנגזרות מהמודל התיאורטי.

ב. מגבלות של הטווח הקצר

ראשית, איברי האלכסון של A_0 מנורמלים ל-1. שנית, אנו משתמשים בתוצאות המודל התיאורטי להטלת מגבלות זיהוי. משוואות (3), (6) ו-(7) מסכמות את המודל, ולשם הנוחות אנו חוזרים עליהן כאן:

$$L = \frac{\Phi}{1-a} - \frac{a}{1-a} U$$

$$\dot{V} = -\alpha m(U, V) - dV + q(L - U) + c$$

$$\dot{U} = -(1-a)\alpha m(U, V) + (1-a)(q+d)(L-U)$$

מהמודל עולה שגידול בפעילות המצרפית, כלומר עלייה ב- c וירידה ב- d , מקטין את האבטלה ומגדיל את מספר המשרות הפנויות. כוח העבודה מושפע רק בעקיפין, דרך שינויים באבטלה. לכן נניח ש- u^{aa} משפיע על U ו- V בו-זמנית, והשפעתו על L מאוחרת יותר.

שיפור ביעילות ההתאמה, כלומר עלייה ב- α וירידה ב- q , מקטין הן את האבטלה והן את מספר המשרות הפנויות. כוח העבודה מושפע רק בעקיפין, דרך שינויים באבטלה. לכן נניח ש- u^{me} משפיע על U ו- V בו-זמנית, והשפעתו על L מאוחרת יותר.

עלייה בהיצע העבודה, כלומר עלייה ב- Φ , מגדילה את כוח העבודה. האבטלה והמשרות הפנויות מושפעות רק בעקיפין, דרך שינויים בכוח העבודה. אולם מכיוון שעל פי הגדרה שינויים בכוח העבודה מוכרחים לבוא לידי ביטוי מיידים בסכום של מספר המועסקים ומספר המובטלים, אנו נניח כי u^{ls} משפיע על L בו-זמנית, כי L משפיע על U בו-זמנית וכי ההשפעה על V מאוחרת יותר.

מגבלות אלה מכתיבות את המבנה הבא למטריצות A_0 ו- B :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & A_{0,13} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix}$$

בנקודה זו יש להעיר שלוש הערות. ראשית, המטריצות A_0 ו- B משפיעות על פונקציית הנראות רק דרך המכפלה $A_0^{-1}B$, הנתונה על ידי:

$$A_0^{-1}B = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & -A_{0,13}B_{33} \\ B_{21} & B_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix} \quad (16)$$

משמעות התוצאה היא שמבחינת פונקציית הנראות הספציפיקציה שלנו שקולה (observationally equivalent) לקביעה ש- A_0 היא מטריצת היחידה, תוך התרה של מגבלת האפס על האיבר B_{13} במטריצה B .

שנית, במגבלות הזיהוי לעיל האיבר ה-2,3 (וה-3,2) במטריצה $A_0^{-1}BB'A_0^{-1}$ שווה לאפס; כלומר מהמודל המבני עולה שהשאריות במערכת הצורה המצומצמת של משוואת כוח העבודה לא יהיו מתואמות עם השאריות של משוואת המשרות הפנויות, קרי $\Omega_{23}=0$ (וכן $\Omega_{32}=0$). מכיוון שאיננו מטילים מגבלות על אמידת הצורה המצומצמת, האיבר הנ"ל במטריצה Ω יהיה שונה מאפס ונוכל לבחון האם הנתונים דוחים את המגבלה.

לבסוף, מהמודל התיאורטי אמנם עולה שהאבטלה והמשרות הפנויות נעות בכיוונים מנוגדים לאחר זעזוע לפעילות המצרפית, ובאותו כיוון לאחר זעזוע ליעילות ההתאמה, אך עד כה אין במגבלות הזיהוי דבר שמבדיל בין הזעזועים, ולכן תת-המטריצה בגודל 2×2 בפינה השמאלית העליונה של המטריצה B איננה מזוהה. אנו משלימים את הזיהוי באמצעות הטלת מגבלות של הטווח הארוך.

ג. מגבלות של הטווח הארוך

להשלמת הזיהוי עלינו להטיל מגבלות שיבחינו בין זעזועים לפעילות המצרפית לבין זעזועים ליעילות ההתאמה. לצורך כך אנו נעזרים בקשר ארוך הטווח בין האבטלה, המשרות הפנויות וכוח העבודה לאחר זעזוע ביעילות ההתאמה (ראו סעיף 2ד'). בפירוט, אנו משתמשים במשוואה (13):

$$\Delta L_{ss} = \Delta U_{ss} - \Delta V_{ss}$$

ומוודאים שתוצאות האמידה מקיימות $\Delta U_{ss} < 0$ ו- $\Delta L_{ss} > 0$, כפי שנגזר ממשוואות (12) ו-(13).

המשוואה לעיל התקבלה בהנחה שקצב הגריעה של משרות פנויות זהה לקצב הגריעה של משרות מאוישות. אם נניח שהסתברות הגריעה גדולה יותר במקרה של משרות פנויות, השוויון לעיל יופר, אולם כיווני האי-שוויון ייוותרו בעינם. לכן, כבדיקת רגישות, נתיר את מגבלת הזיהוי של הטווח הארוך ונבדוק את תוצאות האמידה גם במגבלות האי-שוויון בלבד. כלומר אנו נכפה את המגבלה שלאחר שיפור ביעילות ההתאמה, האבטלה והמשרות הפנויות לא יוכלו לגדול בטווח הארוך וכוח העבודה לא יצטמצם.

באמצעות המתודולוגיה של Blanchard and Quah (1989), מגבלות אלה כובלות את ערכם של הפרמטרים במטריצה $A_0^{-1}B$. נסמן ב- $C(1)$ את המטריצה הסוכמת את פונקציות התגובה (impulse response functions) לזעזועים של מערכת הצורה המצומצמת:

$$C(1) = (I - \sum_{i=1}^p \phi_i)^{-1}$$

המטריצה הסוכמת את פונקציות התגובה לזעזועי המערכת המבנית נתונה על ידי $C(1)A_0^{-1}B$, והאפקט ארוך הטווח של זעזוע ליעילות ההתאמה נתון לפיכך על ידי העמודה השנייה במטריצה:

$$\begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \cdot \\ C_{21} & C_{22} & \cdot \\ C_{31} & C_{32} & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{12} \\ B_{22} \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}B_{12} + C_{12}B_{22} \\ C_{21}B_{12} + C_{22}B_{22} \\ C_{31}B_{12} + C_{32}B_{22} \end{bmatrix}$$

C_{ij} הוא האיבר במיקום ה- i,j במטריצה $C(1)$, והתוצאה של $A_0^{-1}B$ לקוחה ממשוואה (16). לאחר זעזוע יחידתי ליעילות ההתאמה אנו מקבלים אם כן:

$$\Delta \log(U_{ss}) = C_{11}B_{12} + C_{12}B_{22} \quad (17)$$

$$\Delta \log(V_{ss}) = C_{21}B_{12} + C_{22}B_{22} \quad (18)$$

$$\Delta \log(L_{ss}) = C_{31}B_{12} + C_{32}B_{22} \quad (19)$$

מקרה 1: מגבלת שוויון, $\Delta L_{SS} = \Delta U_{SS} - \Delta V_{SS}$

משוואה (13) מטילה מגבלה ארוכת טווח על השינוי ברמות המשתנים, לא על לוג המשתנים. לכן יהיה זה טבעי להגדיר את המשתנים במערכת במונחים אלה, ולא כהפרש לוגריתמי. עם זאת, אנו כותבים את משוואה (13) בצורה שתתאים לניסוח הלוגריתמי שלנו:

$$\frac{\Delta L_{SS}}{L_{SS}} = \frac{U_{SS}}{L_{SS}} \frac{\Delta U_{SS}}{U_{SS}} - \frac{V_{SS}}{L_{SS}} \frac{\Delta V_{SS}}{V_{SS}}$$

אולם במקום המשתנה הגנרי X_{SS} אנו יכולים להשתמש בקירוב $\Delta \log(X_{SS}) \cong \frac{\Delta X_{SS}}{X_{SS}}$, ולכן:

$$\Delta \log(L_{SS}) = \frac{U_{SS}}{L_{SS}} \Delta \log(U_{SS}) - \frac{V_{SS}}{L_{SS}} \Delta \log(V_{SS})$$

משימוש במשוואות (17), (18) ו-(19) אנו מקבלים:

$$B_{12} = \frac{\frac{U_{SS}}{L_{SS}} C_{12} - \frac{V_{SS}}{L_{SS}} C_{22} - C_{32}}{C_{31} + \frac{V_{SS}}{L_{SS}} C_{21} - \frac{U_{SS}}{L_{SS}} C_{11}} B_{22} \quad (20)$$

המקדמים של המטריצה $C(1)$ מחושבים מאמידת המערכת בצורה המצומצמת, ואנו משתמשים בממוצעי המדגם של $\frac{V_t}{L_t}$ ו- $\frac{U_t}{L_t}$ כאומדנים לערכי המצב העמיד של מנות אלה. מכאן שמשוואה (20) בסה"כ מטילה מגבלה לינארית על מקדמי המטריצה B . לאחר קבלת אומדנים למקדמים אנו מוודאים שהמערכת מתכנסת למצב עמיד חדש ובו פחות מובטלים ומשרות פנויות וכוח עבודה גדול יותר.

מקרה 2: מגבלות אי-שוויון

במקרה זה למגבלות הטווח הארוך אנו משתמשים רק ב:

$$\Delta V_{SS}, \Delta U_{SS} < 0 \quad , \quad \Delta L_{SS} > 0 \quad (21)$$

במקרה זה למטריצה B קיים רצף של אומדנים שלא ניתן להבחין ביניהם מבחינת פונקציית הנראות (הם observationally equivalent), ומכל אומדן נגזרות פונקציות תגובה שונות. ביתר פירוט, פונקציית הנראות תלויה במטריצת השונויות

לכן הכפלת המטריצה B במטריצה יוניטרית Q , כלומר מטריצה המקיימת $QQ' = Q'Q = I$, אינה משנה את ערכה של פונקציית הנראות. כתוצאה מכך למטריצה B קיים רצף של אומדנים, $\tilde{B} = BQ$, שקולים זה לזה מבחינת פונקציית הנראות. בכדי למצוא את אוסף המטריצות

הנ"ל אנו מתחילים מהאומדן שמצאנו במקרה הקודם, שבו $\Delta L_{ss} = \Delta U_{ss} - \Delta V_{ss}$, ואנו משתמשים במטריצה היוניטרית:

$$Q = \begin{bmatrix} (-1)^i \cos \theta & (-1)^i \sin \theta & 0 \\ (-1)^{j+1} \sin \theta & (-1)^j \cos \theta & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad i, j \in \{1, 2\}$$

מטריצה זו שומרת (ב- \tilde{B}) על מגבלות הטווח הקצר שהטלנו על B . כאשר משנים את θ מ- 0° ועד 180° בצעדים קטנים¹¹, תוך כדי הערכת Q בכל הקומבינציות של i ו- j עבור כל ערך של θ , מכסים את הטווח של כל המטריצות היוניטריות האפשריות. לכל $\tilde{B} = BQ$ אנו בודקים האם המגבלות ב-(21) מתקיימות, ואנו שומרים רק את האומדנים שעומדים בהן.

אנו נתמקד באומדן שבו פונקציות התגובה קרובות ביותר לפונקציות התגובה החציוניות. לכל זוג של זעזוע-משתנה אנו מקבלים פונקציות תגובה רבות, אחת לכל \tilde{B} שמקיימת את מגבלות האי-שוויון, ומהן אנו מוצאים את פונקציית התגובה החציונית עבור אותו זוג.¹² לאחר מכן אנו מחשבים לכל \tilde{B} את סכום ריבועי המרחקים של פונקציית התגובה שלה מהתוואי החציוני, ואת התוצאה אנו סוכמים על פני כל הזוגות של זעזוע-משתנה. אנו בוחרים את המטריצה \tilde{B} בעלת סכום ריבועי המרחקים הקטן ביותר.¹³

4. הנתונים ותוצאות האמידה

א. הנתונים

אנו משתמשים בנתונים על המובטלים, על המשורות הפנויות במגזר העסקי ועל כוח העבודה.¹⁴ הנתונים הם בתדירות רבעונית ומנוכחי עונתיות. עבור המובטלים וכוח העבודה קיימות סדרות של נתונים בעלי הגדרות אחידות החל מהרבעון הראשון של 1995 ועד סוף 2011; סדרה עבור המשורות הפנויות קיימת החל מהרבעון הראשון של 1998. תקופת המדגם היא לכן 1998—2011. הנתונים מוצגים באיורים 8' ו-8ב'.

כוח העבודה מפגין מגמה ברורה של עלייה על פני זמן, ומהתרשמות בלתי פורמלית היא נראית דטרמיניסטית. בתקופת המדגם גדל כוח העבודה בקצב ממוצע של 2.7% בשנה – קצב מהיר מקצב הגידול של האוכלוסייה בגיל העבודה, אשר עמד באותה תקופה על 2.2% בשנה. ההפרש נובע מגידול בשיעור ההשתתפות של נשים; בשעה שכוח העבודה של הגברים צמח בקצב ממוצע של 2.3% בשנה, כוח העבודה של הנשים צמח בקצב ממוצע של 3.2% בשנה. מאז 2003 נקטה ממשלת ישראל כמה

¹¹ אנו משתמשים בצעדים של "6".

¹² החציון באופקי זמן שונים עלול לבחור פונקציות תגובה שהתקבלו מ- \tilde{B} שונות.

¹³ על פרוצדורה זו ממליצים (Fry and Pagan (2011).

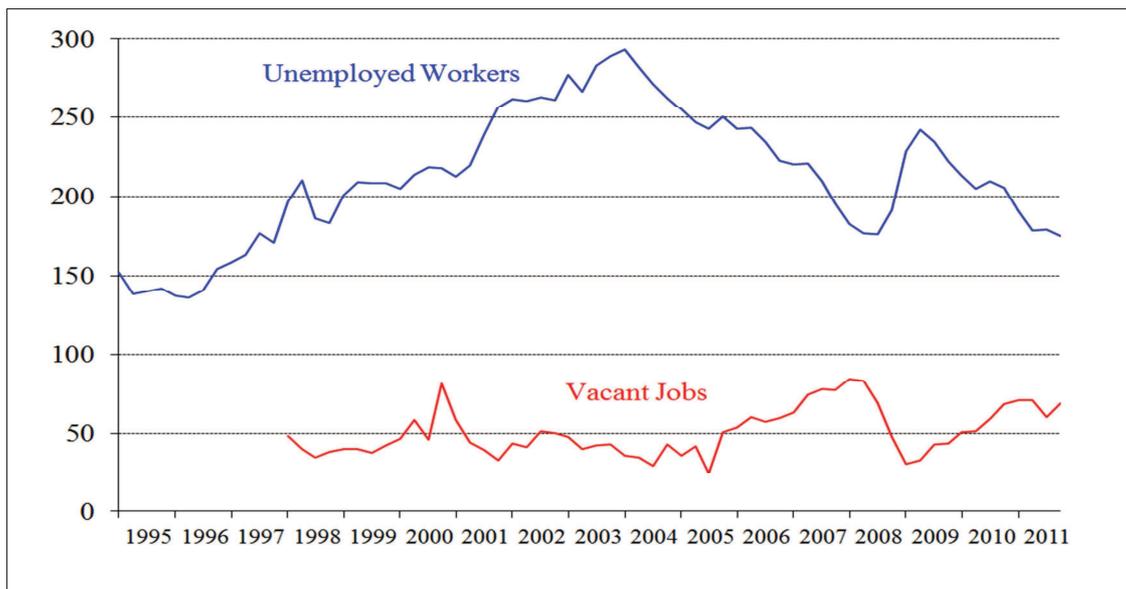
¹⁴ הנתונים לסדרות המובטלים וכוח העבודה לקוחים מסקר כוח האדם של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס). בתחילת 2012 עברה הלמ"ס לסקרים בתדירות חודשית ובמקביל שינתה את מתודולוגיית הדגימה ואת ההגדרות של הסדרות. שינוי זה יצר בסדרות שבר שפוגע ביכולת להשוות את הנתונים החדשים לנתונים שהתקבלו עד סוף 2011. הנתונים על המשורות הפנויות לקוחים מסקר המעסיקים של משרד הכלכלה.

צעדים שנועדו להגביר את מעורבותן בשוק העבודה של קבוצות בעלות שיעורי השתתפות נמוכים. אלה כללו הקשחה של תנאי הזכאות לקבלת קצבאות מהביטוח הלאומי, קיצוץ של קצבאות הילדים והשקת תכנית ניסיונית בשם "מהבטחת הכנסה לתעסוקה בטוחה" (תכנית מהל"ב ובהמשך – "אורות לתעסוקה"). נוסף על כך, בשנים 2004–2009 הועלה בהדרגה גיל הפרישה לפנסיה.

איור 8'

מספר המובטלים והמשרות הפנויות

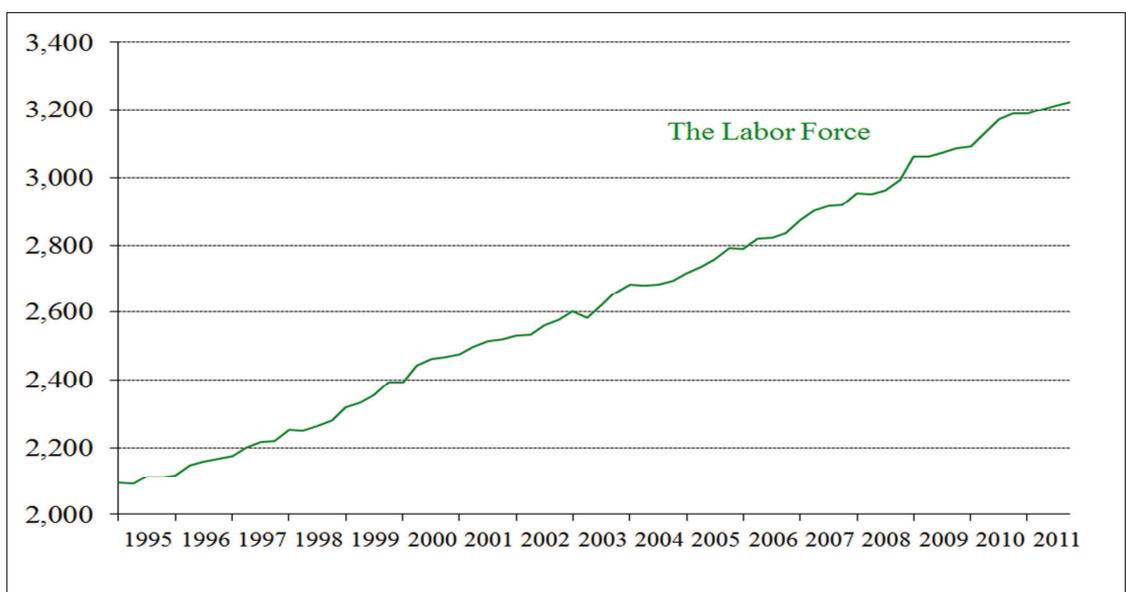
(אלפים, נתונים מנוכי עונתיות, 1995 עד 2011)



איור 8ב'

כוח העבודה

(אלפים, נתונים מנוכי עונתיות, 1995 עד 2011)



באבטלה ובמשרות הפנויות לא ניכרת מגמה ברורה על פני זמן, אף על פי שמבחינה סטטיסטית נמצאה בשתי הסדרות מגמה חיובית ומובהקת. בשתי הסדרות ניכרת התמדה רבה (persistence), ומקדמי האוטו-קורלציה עומדים על 0.96 באבטלה ועל 0.76 במשרות הפנויות. האיור משקף גם מתאם שלילי בין הסדרות; בתקופת המדגם מקדם המתאם ביניהן עומד על -0.53, ובראי המודל התיאורטי הדבר מעיד על כך שלעזועים מחזוריים לפעילות המצרפית הייתה השפעה דומיננטית עליהן.

מבחי שורש יחידתי (Augmented Dickey-Fuller) מראים כי איננו יכולים לדחות את השערת השורש היחידתי בסדרת (לוג) המובטלים ברמת מובהקות סבירה. לגבי (לוג) המשרות הפנויות אנו דוחים את ההשערה ברמת מובהקות של 10%, ולגבי (לוג) כוח העבודה הסטטיסטי למבחן קרוב לאזור הדחייה ברמת מובהקות של 10%, לאחר שאפשרנו למגמה דטרמיניסטית להתקיים במבחן. לאור תוצאות אלה, ומכיוון שדחינו את השערת השורש היחידתי לגבי הפרשיהן של כל הסדרות, בחרנו לאמוד את המודל בהפרש מסדר ראשון של לוג הסדרות.¹⁵

ב. תוצאות האמידה

כעת אנו עוברים לניתוח של תוצאות האמידה ב-SVAR. תקופת המדגם משתרעת בין הרבעון הראשון של 1998 לרבעון הרביעי של 2011, בהתאם לזמינות הנתונים. אנו כוללים באמידה נתונים בפיגור שמגיע עד שני רבעונים, אף על פי שמבחינים פורמליים למספר הפיגורים (אינם מוצגים) תומכים בהכללתו של פיגור אחד בלבד.¹⁶ אנו עושים זאת מכיוון שאנו סבורים כי חיכוכים שונים בשוק העבודה גורמים לו להגיב באטיות יחסית לעזועים, ולכן התמורות בו אינן משקפות רק התפתחויות מהרבעונים הנוכחי והקודם אלא גם מתקופות מוקדמות יותר. פונקציות התגובה המוצגות בהמשך תומכות בדעה זו, שכן תגובת האבטלה לעזועים בפעילות המצרפית ובהיצע העבודה מתפרסת על פני שלושה רבעונים. לשם השוואה, BD כוללים פיגורים שמגיעים עד שנה כאשר הם עורכים אמידה דומה במשק האמריקאי. ייתכן שהמדגם הקצר יחסית מוביל את קריטריוני האינפורמציה לבחור מספר פיגורים מינימלי בכדי לחסוך בדרגות חופש, ולא דווקא מכיוון שפיגור אחד מבטא נאמנה את הדינמיקה בשוק העבודה.

השאריות ממערכת הצורה המצומצמת

לפני שנפנה לניתוח של פונקציות התגובה נבחן את מקדמי המתאם בין אומדני השאריות מהאמידה של מערכת הצורה המצומצמת, כיוון שהם מסכמים את הקשרים הבו-זמניים בין המשתנים. לוח 1 מציג את המטריצה של מקדמי המתאם בין השאריות ואת סטיות התקן שלהן. בין השאריות

¹⁵ נוסף על כך, ממבחיני קו-אינטגרציה (אינם מוצגים) עולה כי אין לסדרות מגמה סטוכסטית משותפת, ותוצאה זו דומה לתוצאות שקיבלו *BD* במשק האמריקאי. יש לציין כי ייתכן שתוצאותיהם של מבחיני השורש היחידתי ושל מבחיני קו-אינטגרציה נובעים מתקופת המדגם הקצרה שברשותנו. עם זאת אנו מרגישים בנוח לאמוד את המודל ללא גורם של תיקון טעות (error correction) הן מכיוון שהאומדים המתקבלים ממשוואת ההפרשים הם עקיבים, והן מכיוון שהמודל התיאורטי אינו מצביע על קשר קו-אינטגרטיבי במערכת.

¹⁶ מבחיני Likelihood Ratio, קריטריוני האינפורמציה של Schwarz, Akaike, ו-Hannan-Quinn תומכים בהכללתו של פיגור אחד בלבד.

ממשוואת האבטלה וממשוואת המשרות הפנויות יש מתאם שלילי, והוא מעיד על כך שזעזועים לפעילות המצרפית ממלאים תפקיד דומיננטי בהשתנות המשותפת שלהן; תוצאה זו מתיישבת עם נתונין של הסדרות הגולמיות שהוצגו לעיל. מהלוח עולה גם כי קיים מתאם חיובי משמעותי בין השאריות ממשוואת האבטלה וממשוואת כוח העבודה; תוצאה זו מתיישבת עם ההנחה הכלולה במודל התיאורטי – היינו שהמצטרפים לכוח העבודה עוברים תחילה דרך מצב של אבטלה – אף כי היא אינה שוללת את האפשרות שחלקם נכנסו ישירות לתעסוקה. יתר על כן, ייתכן שהדבר מעיד גם על כך שכוח העבודה איננו רגיש במיוחד לזעזועים שאינם זעזועים להיצע העבודה, כלומר a נמוך במונחי המודל התיאורטי, כיוון שזעזועים לפעילות המצרפית וליעילות ההתאמה יוצרים קשר שלילי בין אבטלה לכוח העבודה. לבסוף, יש לשים לב לכך שמקדם המתאם בין השאריות ממשוואת המשרות הפנויות וממשוואת כוח העבודה קרוב מאוד לאפס. כזכור, תוצאה זו מתיישבת עם מגבלת הזיהוי של מטריצה B . רמת המובהקות של מבחן זיהוי היתר למגבלה עומדת על 0.98, כלומר אנו רחוקים מדחיית המגבלה וסביר שמקדם המתאם הוא אכן אפס.

לוח 1

מקדמי המתאם בין השאריות במערכת הצורה המצומצמת, 1998 עד 2008

סטיית התקן (בנקודות לוג)	מקדמי המתאם			
	ΔL	ΔV	ΔU	
0.040			1.00	ΔU
0.214		1.00	-0.27	ΔV
0.006	1.00	0.003	0.67	ΔL

פונקציות התגובה ופירוק השונות

איור 9 מציג את פונקציות התגובה בספציפיקציות שונות של המודל. השטחים האפורים מכסים את פונקציות התגובה של כל המודלים המקיימים את מגבלות האי-שוויון של הטווח הארוך, הקווים המרוסקים מציגים את תגובת המודל החציוני של מודלים אלה, הקווים העבים מציגים את תגובת המודל המקיים את משוואה (13), וקווי הנקודות מסמנים את רווח הסמך למודל זה בתחום של ± 2 סטיות תקן. יש לציין שהמודל האחרון, עם מגבלת השוויון בטווח הארוך, מניב פונקציות תגובה כמעט זהות לאלה שמניב המודל החציוני עם מגבלות האי-שוויון. מכיוון שכל המודלים שקולים זה לזה מבחינת פונקציית הנראות, ומכיוון שהם מניבים פונקציות תגובה דומות, בניחות המובא מטה אנו נתמקד במודל הנסמך על מגבלת הזיהוי שנגזרה ישירות מהמודל התיאורטי, קרי המודל המשתמש במשוואה (13) כמגבלת זיהוי של הטווח הארוך. נוסף על כך, יש לשים לב כי לפונקציות התגובה של המודלים המקיימים את מגבלות האי-שוויון יש טווח צר יחסית סביב המודל שבחרנו, ולכן התמקדותנו במודל אחד אינה מאבדת הרבה מהדינמיקה שבמודלים האחרים.

לוח 2 מציג את תוצאות האמידה לאיברי המטריצה B . האומדנים הם ערכי פונקציות התגובה ברגע שבו ניתן הזעזוע למודל. כל המקדמים מתאפיינים בסימן הצפוי ומובהקים סטטיסטית, והתנהגויותיהן של פונקציות התגובה תואמות את התחזית המתקבלת מהמודל התיאורטי.

לוח 2

האומדן לאיברי המטריצה $B^{1,2}$

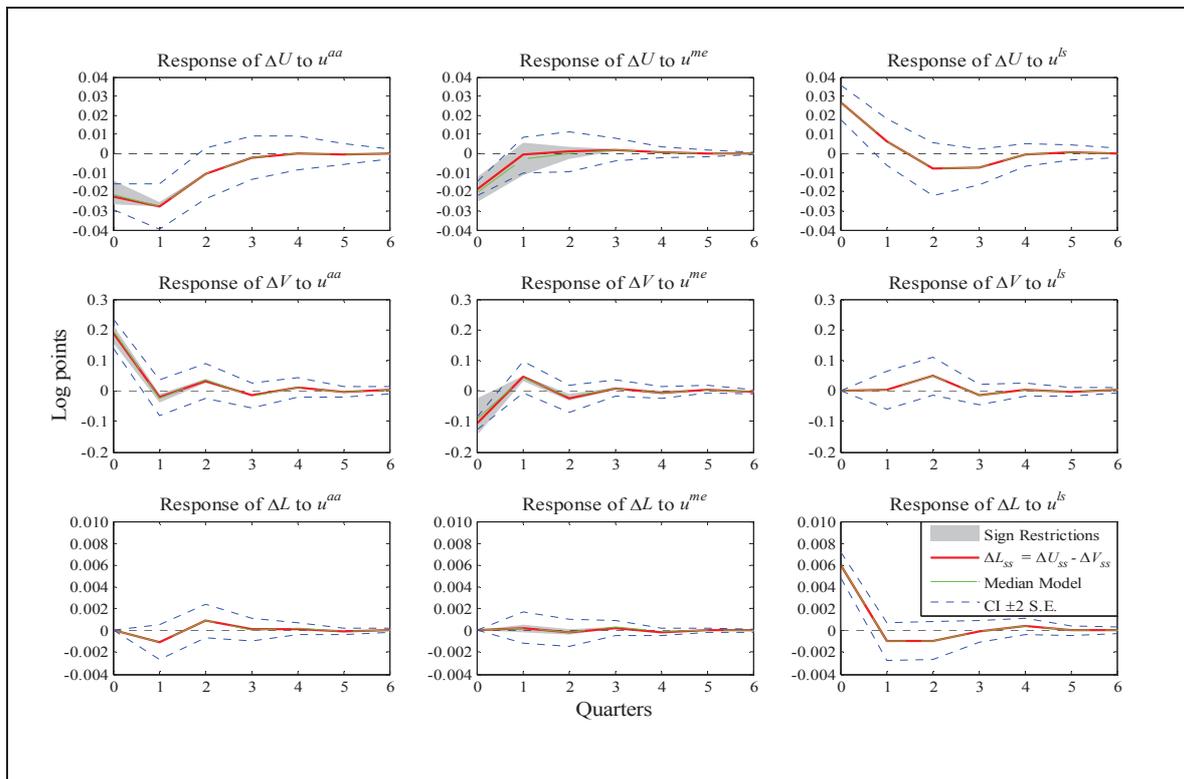
מקדם	סטית תקן	
-0.0229	0.0034	$B_{\Delta U,aa}$
-0.0185	0.0018	$B_{\Delta U,me}$
0.0264	0.0045	$B_{\Delta U,ls}$
0.1866	0.0232	$B_{\Delta V,aa}$
-0.1052	0.0102	$B_{\Delta V,me}$
0.0060	0.0006	$B_{\Delta L,ls}$

¹ $B_{x,y}$ הוא האפקט הבר-זמני של זעזוע y על המשתנה x ; U הוא האבטלה, V המשרות הפנויות, L כוח העבודה, aa הפעילות המצרפית, me יעילות ההתאמה, ו- ls היצע העבודה.

² בשל מגבלות הזיהוי של הטווח הקצר האיברים $B_{\Delta U,aa}$, $B_{\Delta U,me}$ ו- $B_{\Delta U,ls}$ שווים לאפס.

איור 9

פונקציות התגובה של האבטלה, המשרות הפנויות וכוח העבודה



השטחים האפורים מכסים את פונקציות התגובה של כל המודלים המקיימים את מגבלות האי-שוויון $\Delta U_{ss}, \Delta V_{ss} < 0$ ו- $\Delta L_{ss} > 0$, הקווים המרוסקים הם פונקציות התגובה של המודל החציוני של קבוצה זו, הקווים העבים הם פונקציות התגובה באמידה המשתמשת במגבלה $\Delta L_{ss} = \Delta U_{ss} - \Delta V_{ss}$ מהמודל התיאורטי, וקווי הנקודות הם רווחי הסמך שלהן ברוחב ± 2 סטיות תקן.

זעזוע חיובי לפעילות המצרפית מצמצם את האבטלה ומגדיל את מספר המשרות הפנויות, והדבר מוביל ליצירתה של עקומת Beveridge. יש לציין שיחסית לאבטלה, המשרות הפנויות מגיבות לזעזוע בעוצמה ובמהירות גבוהות יותר. כאשר הפעילות המצרפית מתרחבת בגודל של סטית תקן אחת, מספר המשרות הפנויות גדל מייד ב-20%, ובתקופות הבאות הוא נותר יציב; האבטלה יורדת במתינות ותגובתה נמשכת על פני שני רבעונים נוספים. דינמיקה זו מביאה לכך שהאבטלה והמשרות הפנויות נעות סביב עקומת Beveridge נגד כיוון השעון.¹⁷ כוח העבודה אינו מגיב בו-זמנית לזעזועים לפעילות המצרפית בשל מגבלות הזיהוי של הטווח הקצר, אולם גם בתקופות שלאחר הזעזוע תגובתו מינורית ובלתי מובהקת.

זעזוע חיובי ליעילות ההתאמה מקטין הן את האבטלה והן את מספרן של המשרות הפנויות. כוח העבודה אינו מגיב בו-זמנית לזעזועים ביעילות ההתאמה בשל מגבלות הזיהוי של הטווח הקצר, אולם גם בתקופות שלאחר הזעזוע תגובתו מינורית ובלתי מובהקת.

זעזוע חיובי להיצע העבודה מגדיל הן את האבטלה והן את כוח העבודה, כפי שעולה מהמודל התיאורטי.¹⁸ בתקופת המדגם כוח העבודה גדול בערך פי 12 ממספר המובטלים וגמישותו הבו-זמנית ביחס לזעזועים להיצע העבודה עומדת על כרבע מגמישות האבטלה; מכאן שבתקופה שהזעזוע מתרחש בה תגובתו של כוח העבודה, במספרים מוחלטים, גדולה בערך פי שלושה מתגובת האבטלה. תוצאה זו עקבית עם כך שרבים מהמשתתפים החדשים בכוח העבודה נכנסים ישירות למצב של תעסוקה, וכפי שכבר ציינו בסעיף 2א', ייתכן שהדבר נובע מכך שבנתונים יש הטיה של אגרגציה במשך הזמן (time aggregation bias). כמו כן, האבטלה יורדת לאחר הגידול הראשוני, וכשניים-שלושה רבעונים לאחר הזעזוע היא מקזזת את הגידול הראשוני. תוצאה זו תומכת בתגובת היתר של האבטלה שנגזרה מהמודל התיאורטי, אולם ראוי לציין שהתגובה נמצאת רק על סף המובהקות הסטטיסטית.¹⁹ המשרות הפנויות אינן מגיבות בו-זמנית לזעזועים בהיצע העבודה בשל מגבלות הזיהוי של הטווח הקצר. אולם בניגוד לתוצאותיו של המודל התיאורטי, הן נוטות לעלות כשני רבעונים לאחר הזעזוע הראשוני, אם כי העלייה נמצאת רק על סף המובהקות הסטטיסטית.²⁰ ייתכן שהדבר מעיד על ספציפיקציה שגויה של המודל; למשל, ייתכן שעלייה בהיצע העבודה מורידה את השכר הריאלי, זה מצדו מגדיל את הביקוש לעובדים בתנועה לאורך עקומת הביקוש, ועל כן מספר המשרות הפנויות גדל. הדבר נותן מוטיבציה לניסוח מודלים – תיאורטיים ואמפיריים – עשירים

¹⁷ BD ו-Barnichon and Figura (2010) העלו ממצאים דומים לגבי ארה"ב ו-Pissarides (1985) ו-Wall and Zoega (2002) – לגבי בריטניה.

¹⁸ במקרה זה מגבלות הזיהוי השונות לטווח הארוך מניבות פונקציות תגובה זהות.

¹⁹ האפקט שמתקבל שני רבעונים לאחר הזעזוע איננו מובהק, ולאחר שלושה רבעונים הירידה באבטלה מובהקת ב-6.2% במבחן חד-צדדי.

²⁰ האפקט שמתקבל שני רבעונים לאחר הזעזוע הוא חיובי ברמת מובהקות של 6.4% במבחן חד-צדדי.

יותר, שיכללו הן מחירים (שכר) והן כמויות (עובדים ומשרות) וכך יאפשרו לאמוד את עקומת Phillips לצד עקומת Beveridge ולשקף את יחסי הגומלין ביניהן.

ניתוח של פירוק השונות (Variance Decomposition) חושף את מקור התנדטיות של כל משתנה באופקי זמן שונים. לוח 3 מציג את התוצאות. ראשית יש לשים לב לכך שהזעזועים לפעילות המצרפית ממלאים תפקיד דומיננטי בשונות של האבטלה ושל המשרות הפנויות. עם התרחשות הזעזועים 76% מהשונות של המשרות הפנויות נובעת מהזעזוע לפעילות המצרפית, ובתקופות הבאות משקל הזעזוע יורד מעט – ל-69%. אשר לאבטלה, בתקופה הראשונה זעזועים לפעילות המצרפית מסבירים 33% משונותה, ולאחר תקופה אחת חלקם של זעזועים אלה מאמיר ל-55%. שיעורים משמעותיים אלה אחראים לכך שבנתונים יש מקדם מתאם שלילי בין האבטלה והמשרות הפנויות. שנית, זעזועים ליעילות ההתאמה אחראים לחלק קטן, אף כי בלתי זניח, מהתנדדות באבטלה ובמשרות הפנויות. שלישית, זעזועים להיצע העבודה הם הגורם המשמעותי ביותר בתגובה הבו-זמנית של האבטלה לזעזועים, ואלה מסבירים כ-45% מהשונות הבו-זמנית; אולם בתקופות הבאות חלקם של הזעזועים להיצע העבודה יורד ל-33%, עם העלייה בחשיבותם של הזעזועים לפעילות המצרפית. לבסוף, זעזועים להיצע העבודה מסבירים כמעט את כל השונות של כוח העבודה, וכמעט אינם מסבירים כלל את השונות של המשרות הפנויות.

לוח 3

פירוק השונות (אחוזים)

ΔLabor Force			ΔVacancies			ΔUnemployment			רבעונים לאחר הזעזוע
<i>ls</i>	<i>me</i>	<i>aa</i>	<i>ls</i>	<i>me</i>	<i>aa</i>	<i>ls</i>	<i>me</i>	<i>aa</i>	
100.0	0.0	0.0	0.0	24.1	75.9	44.8	21.8	33.5	0
96.7	0.2	3.1	0.0	27.1	72.9	31.0	14.3	54.7	1
94.8	0.3	4.9	4.5	26.2	69.4	31.4	13.4	55.2	2
94.6	0.5	4.9	4.8	26.1	69.2	32.7	13.2	54.1	3
94.6	0.5	4.9	4.8	26.1	69.2	32.7	13.2	54.1	4

$aa =$ פעילות מצרפית, $me =$ יעילות ההתאמה, $ls =$ היצע העבודה.

לאחר ארבעה רבעונים ערכיו של פירוק השונות כמעט זהים לערכים המתקבלים בטווח הארוך; אולם יש לציין כי מכיוון שהמשתנים האנדוגניים במערכת מתכנסים לאפס במהירות (מפני שהם מבוטאים כהפרשים), פירוק השונות לטווחים הארוכים אינו חשוב במיוחד.

פירוק היסטורי (Historical Decomposition) של האבטלה והמשרות הפנויות

בסעיף זה אנו מעריכים איזו תרומה תרמו גורמים מחזוריים, לעומת אחרים, לירידה שחלה באבטלה מאז 2004. לפירוק זה יש חשיבות, בין השאר לניהול המדיניות המוניטרית. אם קובעי המדיניות מעריכים ביתר את תרומתם של גורמים מחזוריים, הרי שהם צפויים לנקוט מדיניות מוניטרית אגרסיבית מדי. בתקופות של התרחבות כלכלית הם עלולים לפרש את הירידה באבטלה כאיתות להתחממות יתר של המשק וללחצי אינפלציה גדולים מאלה שקיימים בפועל, וכתוצאה מכך הם עלולים להעלות את הריבית יתר על המידה.

באמצעות ייצוג של המערכת הנאמדת כמוצעים נעים (Moving Average Representation) ניתן לפרק את סך התנודות של המשתנים האנדוגניים לתרומותיהם של הזעזועים המבניים. אולם פירוק זה מצריך אומדנים לזעזועים החל מהעבר הרחוק, ואלה כמובן אינם זמינים לנו; כתוצאה מכך הפירוק שלנו מכיל גורם דטרמיניסטי, כלומר גורם שתלוי בתנאי ההתחלה של המערכת בראשית המדגם. אנו מוסיפים לגורם זה את אפקט הגידול הדטרמיניסטי במשתנים, כפי שהוא נאמד על ידי הקבוע במערכת. פירוק זה מאפשר להעריך כמה מהתנודות באבטלה ובמשרות הפנויות ניתן לייחס לתנועה לאורך עקומת Beveridge, כפי שהיא נאמדת באמצעות תרומתם של זעזועים לפעילות המצרפית, וכמה ניתן לייחס לתנועה של העקומה.

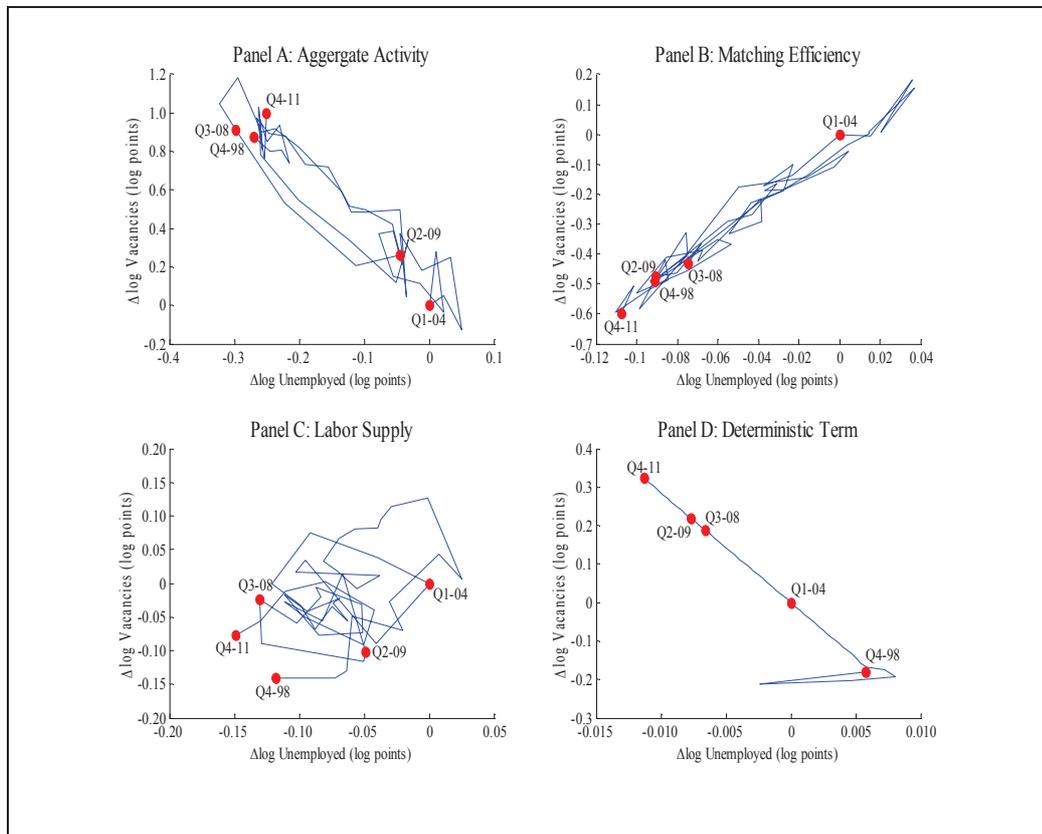
איור 10 מציג את התפתחות האבטלה לעומת המשרות הפנויות שהמודל מייחס לכל אחד מהזעזועים. הנתונים מוצגים כהפרש הלוגריתמי מהרבעון הראשון של 2004, הרבעון שבו האבטלה הגיעה לשיא בתקופת המדגם שלנו. באיור אנו מציינים חמש תקופות: תחילת המדגם – הרבעון הרביעי של 1998 (לאחר אובדן תצפיות עקב שימוש בפיגורים ועקב הצגת המשתנים בהפרשים); סוף המדגם – הרבעון הרביעי של 2011; ושלוש נקודות קיצון באבטלה המשקפות נקודות תפנית במחזור העסקים: הרבעון הראשון של 2004, שבו האבטלה הגיעה לשיא של 10.9%, הרבעון השלישי של 2008 (ערב המשבר הפיננסי העולמי) שבו האבטלה הגיעה לשפל של 6.0%, והרבעון השני של 2009, שבו האבטלה הגיעה לשיא של 7.9%. ראוי לציין שסוף המדגם מתלכד גם הוא עם תפנית במחזור העסקים, היות ששיעור האבטלה הגיע לשפל של 5.4%.

התוצאות עקביות עם התחזית של המודל התיאורטי. זעזועים לפעילות המצרפית מניבים את עקומת Beveridge (כלומר קשר שלילי בין המשרות הפנויות לאבטלה), זעזועים ליעילות ההתאמה מניבים קשר חיובי בין המשתנים, וזעזועים להיצע העבודה אינם מניבים כל קשר ברור. הרכיב הדטרמיניסטי תופס בעיקר את הצמיחה הממוצעת בסדרות בתקופת המדגם, כפי שהיא נאמדה באמצעות הקבוע במשוואות הרגרסיה.²¹

²¹ מספר המובטלים ירד בתקופת המדגם ב-0.046 נקודות לוג בסך הכול, והרכיב הדטרמיניסטי ירד ב-0.017 נקודות לוג. המשרות הפנויות עלו ב-0.58 נקודות לוג והרכיב הדטרמיניסטי שלהן עלה ב-0.50 נקודות לוג.

איור 10

**פירוק של התנודות באבטלה ובמשרות הפנויות לעזוועים השונים
(הפרש לוגריתמי לעומת הרבעון הראשון של 2004)**



לוח 4

פירוק היסטורי (Historical Decomposition) של האבטלה, המשרות הפנויות וכוח העבודה,

2004-Q1 עד 2011-Q4¹

Total	NOT aa	dt	ls	me	aa	Total	NOT aa	dt	ls	me	aa	
שיעור האבטלה, $\Delta\log(U/L)$						המובטלים, $\Delta\log(U)$						
-0.702	-0.449	-0.218	-0.122	-0.108	-0.254	-0.519	-0.268	-0.011	-0.149	-0.108	-0.251	נקודות לוג
100	63.9	31.1	17.4	15.4	36.1	100	51.6	2.2	28.7	20.8	48.4	החלק באחוזים
-5.5	-3.5	-1.7	-1.0	-0.9	-2.0							נקודות אחוז ²
שיעור המשרות הפנויות, $\Delta\log(V/L)$						המשרות הפנויות, $\Delta\log(V)$						
0.462	-0.533	0.116	-0.049	-0.600	0.995	0.645	-0.352	0.323	-0.076	-0.599	0.997	נקודות לוג
100	-115.6	25.2	-10.7	-130.0	215.6	100	-54.6	50.1	-11.8	-92.9	154.6	החלק באחוזים
0.8	-0.9	0.2	-0.1	-1.0	1.7							נקודות אחוז ²
						כוח העבודה, $\Delta\log(L)$						
						0.184	0.181	0.207	-0.027	0.001	0.003	נקודות לוג
						100	98.6	112.7	-14.6	0.4	1.4	החלק באחוזים

¹ aa = הפעילות המצרפית, me = יעילות ההתאמה, ls = היצע העבודה.

² כדי לחשב את נקודות האחוז כופלים את אחוז התרומה (החלק באחוזים) בשינוי הכולל, בנקודות אחוז, שחל מ-2004-Q1 ועד 2011-Q4 בשיעור האבטלה

(5.5 נקודות אחוז) ובשיעור המשרות הפנויות (0.8 נקודת אחוז)

לוח 4 מסכם את התוצאות בתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 2004 לבין הרבעון הרביעי של 2011. זעזועים לפעילות המצרפית הם הגורם העיקרי שהניע את האבטלה בתקופת המדגם: הם מסבירים כמעט מחצית – 48.4% – מהירידה במספר המובטלים. זעזועים להיצע העבודה מסבירים 28.7%, וזעזועים ליעילות ההתאמה – 20.8%. את המשרות הפנויות הניעו בעיקר זעזועים לפעילות המצרפית וליעילות ההתאמה. זעזועים לפעילות המצרפית מסבירים 150% מהעלייה במשרות הפנויות, ושיפור ביעילות ההתאמה קיזז את הגידול הזה. לזעזועים להיצע העבודה הייתה השפעה מינורית בלבד על המשרות הפנויות. כוח העבודה הושפע מהרכיב הדטרמיניסטי באופן בלעדי כמעט. תוצאה זו אינה מפתיעה בהתחשב בהתפתחותו של כוח העבודה כפי שהיא מוצגת באיור 8. גם זעזועים להיצע העבודה השפיעו על כוח העבודה, אולם במידה פחותה בהרבה מהרכיב הדטרמיניסטי הדומיננטי. לפעילות המצרפית וליעילות ההתאמה יש השפעה זניחה על כוח העבודה.

כדי לפרק את השתנותם של שיעורי האבטלה והמשרות הפנויות הפחתנו את רכיביו של כוח העבודה (בלוגים) מרכיבי האבטלה והמשרות הפנויות (בלוגים). התוצאות מופיעות בצדו השמאלי של לוח 4. מאז הרבעון הראשון של 2004 ירד שיעור האבטלה ב-5.5 נקודות אחוז, ומתוכן רק שתי נקודות אחוז נובעות מגורמים מחזוריים. ההבדל בין פירוק זה לבין פירוק ההשתנות של מספר המובטלים נובע ממאפייני ההשתנות של כוח העבודה. הדומיננטיות של הרכיב הדטרמיניסטי בכוח העבודה עוברת אל שיעור האבטלה, ולכן חשיבותם של הגורמים האחרים פוחתת.

שיעור המשרות הפנויות עלה ב-0.8 נקודת אחוז מאז הרבעון הראשון של 2004, ומתוכה 1.7 נקודת אחוז נובעת מגורמים מחזוריים ו-0.9 נקודת אחוז מגורמים בלתי מחזוריים שמשקפים בעיקר שיפור ביעילות ההתאמה.

אנו מפרשים את הזעזועים לפעילות המצרפית כתנודות מחזוריות במשק. פרשנות זו מקבלת תמיכה מהעובדה שרכיבי הפעילות המצרפית של האבטלה והמשרות הפנויות מתואמים במידה ניכרת עם הרכיב מנוכה המגמה (הלינארית) של (לוג) התמ"ג העסקי: מקדמי המתאם הם 0.95- ו-0.93, בהתאמה, בתקופה המתחילה ברבעון הראשון של 2004²²; יתר על כן, הם הרכיבים המחזוריים ביותר. ניתן לראות זאת בבירור מפאנל A באיור 10. התצפית מהרבעון הראשון של 2004, כאשר מחזור העסקים במשק היה בשפל, ממוקמת בצדו הימני התחתון של הגרף; לאחר מכן התאושש המשק ונע במעלה עקומת Beveridge עד הרבעון השלישי של 2008; עם פרוץ המשבר הפיננסי העולמי נע המשק במורד העקומה עד הרבעון השני של 2009; ולבסוף, עם ההתאוששות מהמשבר, שב המשק לנוע במעלה העקומה. בעקבות תוצאות אלה אנו מרגישים נוח לפרש את הזעזועים לפעילות המצרפית כתנודות מחזוריות.

עם זאת יש להעלות לפחות שתי הסתייגויות. ראשית, מפונקציות התגובה עולה שלזעזועים לפעילות המצרפית יש אפקט פרמננטי על רמת המובטלים והמשרות הפנויות (איור 9). מהתוצאות עולה שלאחר התרחשות זעזוע מחזורי אין מנגנון אנדוגני שמושך את האבטלה ואת המשרות הפנויות חזרה לרמותיהן המקוריות, במודל רק האפקט על השינוי בהם הוא טרנזיטורי. ללא זעזועים נוספים בכיוון ההפוך, האבטלה והמשרות הפנויות לא יחזרו לרמותיהן. במובן זה תוצאות האמידה מרמזות שרמת האבטלה והמשרות הפנויות הן מהלך מקרי (random walk). לכן הפרשנות שלנו – הרואה בזעזועים לפעילות המצרפית זעזועים מחזוריים – איננה עקבית עם הפרשנות המקובלת בספרות למחזורי עסקים, היינו הפרשנות הרואה בהם סטיות זמניות של הפעילות ממגמתה, הדטרמיניסטית או הסטוכסטית.²³ עם זאת, כפי שהדגמנו לעיל, יש מידה רבה של התאמה בין מחזורי העסקים בישראל לבין השתנותן המשותפת של האבטלה והמשרות הפנויות המונעת מזעזועים לפעילות המצרפית. במובן זה ניתן לפרש את מחזורי העסקים כזעזועים למגמה, בהתאם לממצאים שהעלו Aguiar and Gopinath (2007) בכמה משקים מתעוררים ובהתאם לפרשנותם. סביר כי בהינתן אופיים של הזעזועים העיקריים בתקופת המדגם – האינפיצאדה השנייה בראשית העשור הראשון של שנות ה-2000 והמשבר הפיננסי העולמי בשלהי 2008 – הזעזועים לפעילות המצרפית שזוהו באמידה

²² מקדמי המתאם הם 0.84- ו-0.81 בתקופה שלפני הרבעון הראשון של 2004.

²³ ראו למשל (King, Plosser and Rebelo (1988).

מתאימים לפרשנותם של Aguiar and Gopinath, היינו זעזועים למגמה המתבטאים כמחזורי עסקים.

שנית, למחזורי העסקים מתאם בלתי מבוטל גם עם רכיבי האבטלה והמשרות הפנויות המונעים מזעזועים ליעילות ההתאמה; בתקופת המדגם כולה מקדמי המתאם בין רכיבים אלה לבין (לוג) התמ"ג העסקי מנוכה המגמה (הלינארית) הם 0.55- ו-0.56, בהתאמה, אף כי בתקופה המתחילה ב-2004 מקדמים אלה נמוכים יותר ונעים סביב 0.4 בערכם המוחלט. כלומר הירידה באבטלה שאנו מזהים כבלתי מחזורית למעשה מתואמת בחלקה עם המחזור. במונחי המודל התיאורטי ייתכן למשל כי סביר יותר שעובדים יעזבו משרות שאינן מתאימות להם בתקופות גאות – היינו בתקופות שבהן קיים שפע יחסי של משרות פנויות – ויחזיקו במשרותיהם בתקופות שפל על אף חוסר התאמה. כתוצאה מכך אנו מעריכים בחסר את תרומתם של הגורמים המחזוריים שהביאו לירידה באבטלה לאחר 2004. אם נתייג את כל התנודות הנובעות מיעילות ההתאמה כתנודות מחזוריות, נקבל שקרוב למחצית מהירידה בשיעור האבטלה נובעת מגורמים בלתי מחזוריים. לכן אנו נתייחס לאומדן זה כאל חסם תחתון.

התזוזה של עקומת Beveridge מ-2004

בסעיף זה אנו עוקבים אחר תנועתה של עקומת Beveridge משנת 2004. איור 11 מציג את האבטלה והמשרות הפנויות כשיעור מתוך כוח העבודה; הקו המנוקד עוקב אחר תנועתן לאורך זמן.²⁴ את הנתונים אנו מבטאים במונחים של ההפרש הלוגריתמי מהרבעון הראשון של 2004, תקופה שבה האבטלה הגיעה לשיא של 10.9%.²⁵ לכל תצפית של הרבעון הראשון בכל שנה קלנדרית האיור מראה גם את עקומת Beveridge – כפי שהיא מתקבלת מהפירוק שלנו – אשר עוברת דרך אותה נקודה.²⁶ לשם שלמות ההצגה האיור מציג גם את התפתחות שיעוריהן של האבטלה והמשרות הפנויות לפני 2004.

יש לשים לב שבתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 2004 לרבעון השני של 2008 השיפוע של עקומת Beveridge שאמדנו גדול מהשיפוע המתקבל באיור מהנתונים הגולמיים. אומדן השיפוע שקיבלנו עומד על -2.95, לעומת -1.64 בנתונים הגולמיים. ממצא זה עולה כי כאשר המשרות הפנויות עולות בגודל נתון, אין די בתנועה לאורך עקומת Beveridge בכדי להסביר את מלוא הירידה

²⁴ יש לשים לב שאת המשרות הפנויות חילקנו בגודלו של כוח העבודה ולא בסך המשרות (מאוישות ופנויות). אנו עושים זאת משתי סיבות: הראשונה מעשית, שכן האמידה שלנו מאפשרת להציג רק כך את עקומת Beveridge. הסיבה השנייה היא שכאשר המשתנים מוצגים כשיעורים, גם מבחינת המודל התיאורטי עקומת Beveridge מוגדרת במונחים אלה. בפירוט, במצב העמיד (steady state) המשוואה $(q + d)(L - U) = \alpha m(U, V)$ מגדירה את עקומת Beveridge. בהנחה שפונקציית ההתאמה מתאפיינת בהומוגניות מדרגה 1, נקבל את המשתנים במונחי השיעור מכוח העבודה: $(q + d) \left(1 - \frac{U}{L}\right) = \alpha m\left(\frac{U}{L}, \frac{V}{L}\right)$. ההנחה הנוגעת להומוגניות מדרגה 1 מקובלת בספרות – ראו מאמר סקירה מאת Yashiv (2007).

²⁵ אנו משתמשים בלוגים כך שהתוצאה המתקבלת היא לינארית (בלוגים). טרנספורמציה זו מאוד מקלה עלינו למפות את תוצאות האמידה אל היחידות שבהן מוצגים המשתנים באיור.

²⁶ השיפוע של עקומת Beveridge נאמד מרגרסיה של רכיב הפעילות המצרפית של $\log(V) - \log(L)$ כנגד רכיב הפעילות המצרפית של $\log(U) - \log(L)$.

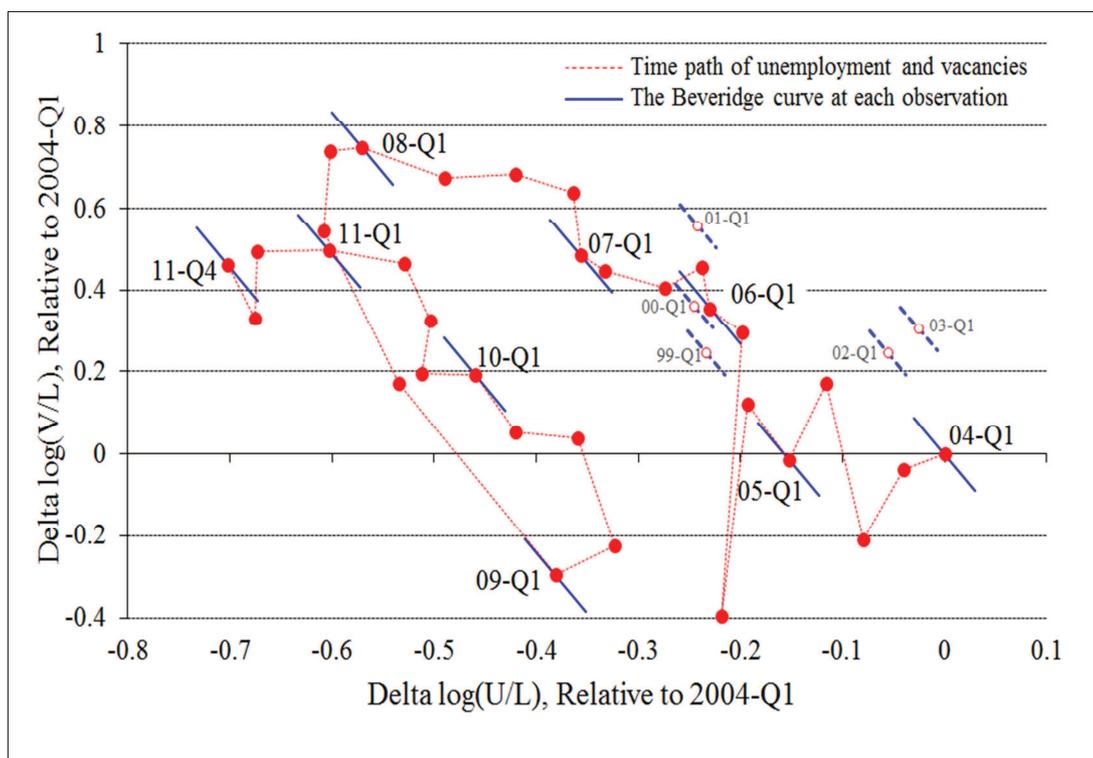
באבטלה כפי שזו התרחשה בנתונים; לכן האיור מראה כי העקומה מתאפיינת בתנועה מתמשכת פנימה, לכיוון ראשית הצירים. העלייה שחלה בתקופה זו במשרות הפנויות, במקביל לירידה באבטלה, נובעת מ-(א) תנועה במעלה עקומת Beveridge, עקב התרחבותה של הפעילות המצרפית, בשילוב (ב) תנועה של העקומה לכיוון ראשית הצירים, עקב תמורות מבניות. רק השינוי שחל במחזור העסקים בסוף 2008, והביא לתנועה במורד העקומה, חשף לעין את התזוזה של עקומת Beveridge.

מתחילת 2004 נראה שהעקומה סטתה החוצה בשני מקרים בלבד: בין 2005 ל-2006 ובין 2009 ל-2010. אולם כזכור מהניתוח של פונקציות התגובה, הדינמיקה של המשרות הפנויות והאבטלה לאורך מחזור העסקים צפויה ליצור תנועה נגד כיוון השעון סביב עקומת Beveridge. דפוס זה בולט לעין באיור 11 בתקופת ההאטה שהחלה בסוף 2008 ובתקופת ההתאוששות שבאה אחריה. מכאן שהעקומה למעשה לא סטתה החוצה בשנים 2009—2010, או שתנועתה הייתה מתונה מזו המשתקפת באיור. טיעון דומה מציע שתנועת העקומה פנימה בשנים 2004—2008 הייתה למעשה משמעותית יותר מזו המשתקפת מהאיור.

איור 11

התזוזה של עקומת Beveridge

(1998—2011 הפרש הלוגריתמי לעומת הרבעון הראשון של 2004)



אשר לתקופה שלפני 2004, נראה שהעקומה זזה בעיקר כלפי חוץ, אף כי תנועה זו קטנה משמעותית מהתזוזה כלפי פנים שהתרחשה לאחר מכן. מהאומדנים שלנו עולה שכבר בסביבות 2005—2006 חזרה העקומה למיקומה משנת 1999.

השאלה המתבקשת מהממצאים שהוצגו כאן היא מהם אותם גורמים מבניים שהובילו לתזוזתה של עקומת Beveridge פנימה. אולם הניתוח שלנו אינו בוחן סוגיה זו. המתודולוגיה שהשתמשנו בה מאפשרת רק למדוד את התנודות באבטלה ובמשרות הפנויות שהן עקביות עם שינויים מבניים, אך היא אינה חושפת את זהותם. פורמלית, הזעזועים ל"יעילות ההתאמה" למשל אינם אלא זעזועים המניעים בטווח הארוך את האבטלה והמשרות הפנויות באותו כיוון; אין במתודולוגיה דבר שקושר אותם לאינדיקטורים המשקפים יעילות בתהליך ההתאמה בין עובדים למשרות.

יחד עם זאת עלינו לציין כי מראשית העשור הראשון של שנות ה-2000 הוקשחו התנאים לזכאות לדמי אבטלה והרגולציה של הביטוח הלאומי, וייתכן כי תהליכים אלה הביאו לתזוזה של עקומת Beveridge, כיוון שהם יכולים להתבטא הן בעלייה ביעילות ההתאמה והן בהגדלה של היצע העבודה.

מראשית העשור הראשון של שנות ה-2000 קוצצו דמי האבטלה כמה פעמים²⁷, ותקופת הזכאות לקבלם קוצרה לחלק ניכר מהמובטלים.²⁸ צעדים אלה נוטים להוריד את שכר הסף ועל כן מגדילים את היצע העבודה. נוסף על כך, ממודלים של חיפוש בשוק העבודה עולה שצמצום ההטבות למובטלים צפוי להעלות את עצימות החיפוש בקרבם, כתוצאה מירידה באפקט הסיכון המוסרי (moral hazard). במקביל לכך, איכות הזיווגים עלולה להיפגע כיוון שהמובטלים מתמרצים לקבל משרות פחות מתאימות על מנת להימנע מהתארכותה של תקופת האבטלה.²⁹

במונחי המודל עלייה בעצימות החיפוש יכולה להתפרש, במובן של הצורה המצומצמת (reduced form), כשיפור ביעילות ההתאמה. זאת משום שסביר כי עלייה במאמצי החיפוש תגדיל את איושי המשרות בכל רמה של אבטלה ושל משרות פנויות, בדומה לשיפור בטכנולוגיית ההתאמה – כלומר במונחי המודל התיאורטי היא תביא לעלייה ב- α . מנגד, ירידה באיכות הזיווגים מקטינה את היעילות, כלומר את q ; עם זאת, את האפקט הזה מקזזת, לפחות חלקית, העלייה בעצימות החיפוש. לסיכום, התיאוריה עקבית עם התזה שהקשחת הרגולציה בשוק העבודה מילאה תפקיד חשוב בהסטת עקומת Beveridge כלפי ראשית הצירים. אולם עלינו להדגיש כי גורמים נוספים – כדוגמת הגברת השימוש בחברות השמה והעסקה דרך חברות קבלן, או שינויים בהרכב המועסקים עקב עלייה במשקלם של משכילים בכוח העבודה – יכולים גם הם להסביר את תזוזת העקומה. על מנת להעריך את מידת תרומתו של כל גורם יש צורך במחקר נוסף.

²⁷ ב-1999 הופחתה התקרה של דמי האבטלה לפרטים שמשכרים יותר מהשכר הממוצע; בשנים 2002–2006 הוחל על דמי האבטלה קיצוץ כללי אך זמני של 4%; ב-2002 קוצצו ב-30% ההטבות למשתתפים חדשים בהכשרות מקצועיות; וב-2007 קוצצו ב-25% דמי האבטלה למובטלים מתחת לגיל 28.

²⁸ ב-1998 קיצרו את משך הזכאות לדמי אבטלה למובטלים מתחת לגיל 35 שסירבו לקבל הצעת עבודה; בשנת 2000 קיצרו אותו למובטלים שחזרו לקבל דמי אבטלה תוך 4 שנים ולמובטלים מתחת לגיל 35; בשנת 2002 קיצרו אותו למובטלים מתחת לגיל 25; ובשנת 2007 – למובטלים בגילים 25–28. תקופת הזכאות למובטלים בהכשרות מקצועיות הוגבלה בשנת 2003.

²⁹ Tatsiramos and van Ours (2012) סוקרים את הספרות – התיאורטית והאמפירית – העוסקת באופן שבו ביטוח האבטלה ותכנונו משפיעים על שוק העבודה.

5. סיכום

לאור הירידה שחלה בשנים האחרונות בשיעור האבטלה מתבקש להעריך עד כמה השינוי נובע מגורמים מבניים, להבדיל מגורמים מחזוריים. כדי לעשות כך אנו משתמשים בהשתנות המשותפת של האבטלה והמשרות הפנויות, ביחד עם כוח העבודה, ומזהים תנועות מחזוריות לאורך עקומת Beveridge ותנועות מבניות שמסיטות אותה. מגבלות הזיהוי נגזרו ממודל תיאורטי פשוט שעוקב אחר זרמי העובדים והמשרות בשוק העבודה, בדומה למודל של BD. מהאומדנים שלנו מתקבל כי גורמים בלתי מחזוריים מסבירים לפחות מחצית מהירידה שחלה בשיעור האבטלה בתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 2004, כאשר שיעור האבטלה הגיע לשיא של 10.9%, לבין הרבעון הרביעי של 2011, כאשר שיעור האבטלה הגיע לשפל של 5.4%.

אנו מעריכים כי השיפוע של עקומת Beveridge בישראל עומד על 3- לערך; כלומר, כאשר חל שינוי מחזורי של 1% במספר המובטלים, מתלווה לו שינוי של 3% בממוצע בכיוון ההפוך במלאי המשרות הפנויות. אומדן זה יכול לשמש נקודת ייחוס במקרים שבהם מבקשים להעריך בזמן אמת את ההתפתחויות בשוק העבודה.

התוצאות שלנו מעידות כי התזוזה בעקומת Beveridge בשנים האחרונות הונעה מגורמים ששיפרו את יעילות ההתאמה בשוק העבודה ומגורמים שהגדילו את היצע העבודה. אלה יכולים לנבוע מהקשחת התנאים לזכאות לדמי אבטלה ומהקשחת הרגולציה של הביטוח הלאומי, מעלייה בהשכלתם של המשתתפים בשוק העבודה, מגידול במעורבותן של חברות השמה בגיוס עובדים, ומהעלייה בהעסקה באמצעות חברות קבלן. עם זאת יש להדגיש כי הניתוח במאמר רק מפרק את התנודות באבטלה ובמשרות הפנויות לתנודות שעקביות עם זעזועים לפעילות המצרפית, ליעילות ההתאמה ולהיצע העבודה. אלה הן רק קטגוריות קונצפטואליות המביאות לידי ביטוי את התפתחותם של גורמים ספציפיים (כמו רגולציה, הרכב ענפי, מתווכים בשוק העבודה וכו'). נדרשת עבודה נוספת בכדי להעריך את תרומתו של כל גורם לתזוזתה של עקומת Beveridge.

נספח: ההשתנות המשותפת של יצירת משרות, גריעת משרות ומשרות פנויות

בסעיף 2' טענו כי הספציפיקציה שלנו למודל התיאורטי עדיפה על זו של BD. בין היתר הראינו כי מהספציפיקציה של BD נגזר קשר חיובי בין גריעת משרות ומשרות פנויות ובין גריעת משרות ויצירת משרות. בנספח זה אנו מראים שבנתונים קיים מתאם שלילי בין משתנים אלה.

לוח נ-1 מציג את מקדמי המתאם בין (1) גריעת משרות, משתנה שנמדד לפי מספר המשרות שנסגרו, ובין המשרות הפנויות, ו-(2) בין גריעת משרות ליצירת משרות, משתנה שנמדד לפי מספר המשרות שנפתחו, וזאת בתקופה המשתרעת בין הרבעון הראשון של 1999 לרבעון הראשון של 2010. איורים נ-1 ונ-2 מציגים את התפתחות הסדרות במשך הזמן. כל הסדרות מנוכות עונתיות. אנו מודדים את יצירת המשרות בשלוש דרכים: מספרן של המשרות הפנויות החדשות, מספרם של איושי המשרות שנועדו להגדיל את מצבת העובדים, והסכום של שתי הסדרות (להלן מופיע תיאור מפורט של הסדרות). הסדרה של גריעת המשרות מתואמת באופן שלילי הן עם המשרות הפנויות והן עם היצירה של משרות חדשות. כל מקדמי המתאם מובהקים ברמה של 5% במבחנים חד-צדדיים, למעט הסדרה של יצירת המשרות שנמדדת לפי הגדלה של מצבת העובדים. תוצאות אלה תומכות בטעונונים שהעלינו בגוף הטקסט.

לוח נ-1

מקדמי המתאם בין גריעת משרות למשרות פנויות וליצירת משרות חדשות

מובהקות ¹	מבחן חד-צדדי	המתאם עם	
		גריעת משרות	יצירת משרות (משרות פנויות)
0.010	2.432	-0.348	משרות פנויות
0.010	2.415	-0.346	יצירת משרות חדשות (משרות פנויות)
0.229	0.750	-0.114	יצירת משרות חדשות (איושים)
0.052	1.657	-0.245	יצירת משרות חדשות (סה"כ)

¹ מבחן חד-צדדי.

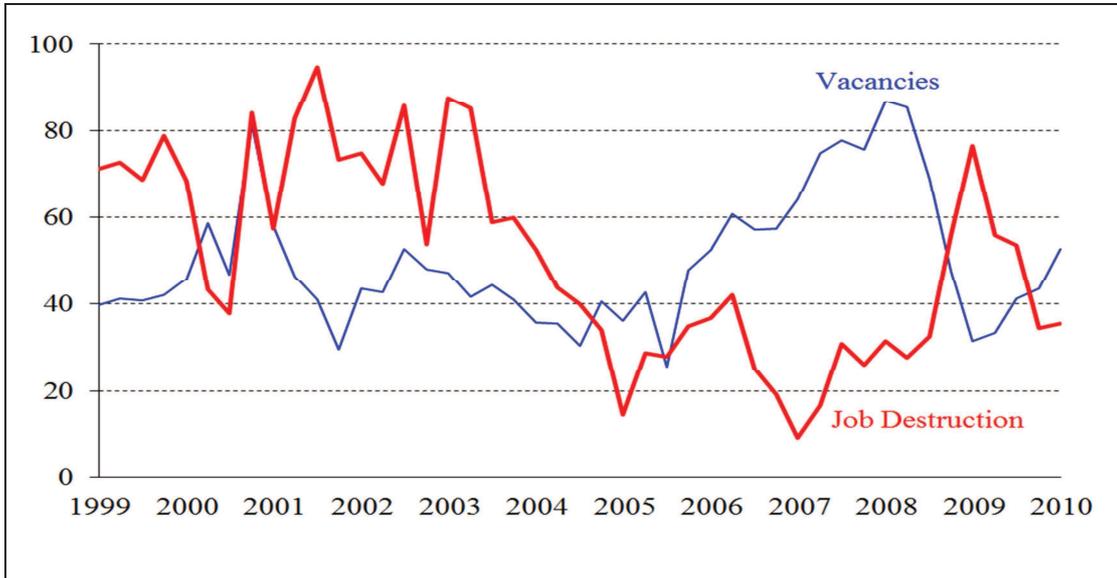
מקור הנתונים

הנתונים על משרות פנויות, איושים והיפרדות בין עובדים למשרות הם מצרפים משוקללים שחושבו על יסוד תצפיות ברמת הפירמה מתוך סקר המעסיקים של משרד התעשייה, המסחר והתעסוקה (כיום משרד הכלכלה). אלה נתונים החל מ-1998, בתדירות רבעונית ומנוכי עונתיות.

איור נ-1

גריעת משרות ומשרות פנויות

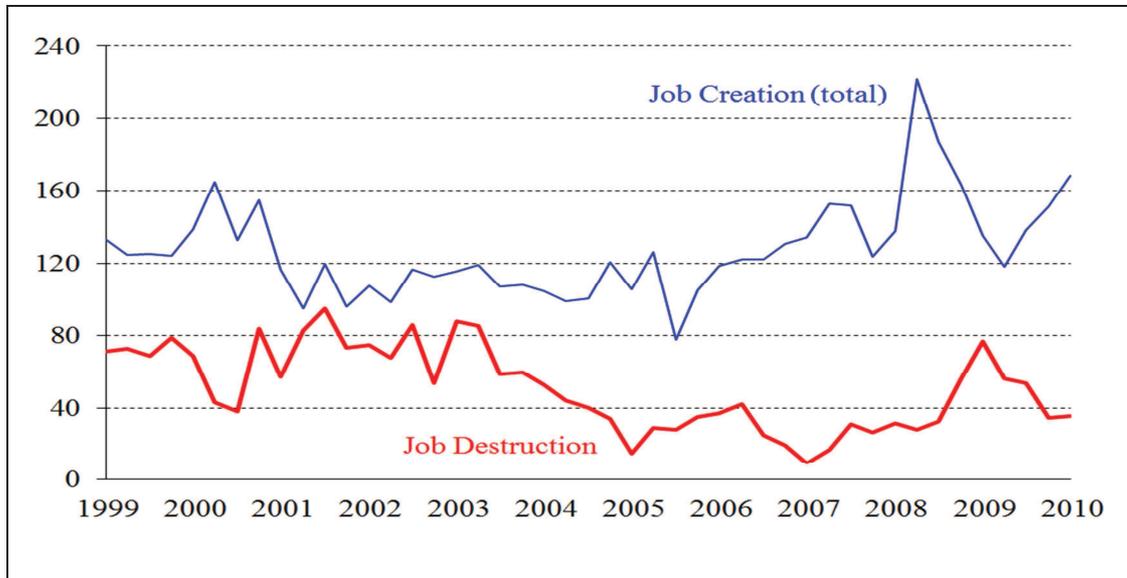
(אלפים, מנוכה עונתיות, 1999-Q1 עד 2010-Q2)



איור נ-2

גריעת משרות ויצירת משרות

(אלפים, מנוכה עונתיות, 1999-Q1 עד 2010-Q2)



סקר המעסיקים דוגם עסקים שפועלים במגזר הפרטי ומעסיקים לפחות עובד אחד. אף על פי שהסקר תוכנן כפאנל, הוא עבר שתי רויזיות משמעותיות ובכל אחת מהן רק רבע מהעסקים המשיכו להשתייך למדגם. בשנים 1998—2001 נדגם מדגם ראשון של כ-2,500 עסקים ממאגר מידע פרטי,

ומדגם זה ייצג בממוצע כ-140,000 עסקים בכל רבעון.³⁰ המדגם הורכב תחילה משלוש שכבות של שישה ענפים כלכליים, שתי קבוצות גודל וארבעה אזורים גיאוגרפיים, ואלה הניבו יחדיו 48 חיתוכים. מדגם זה ייצג בחסר עסקים במגזר של שירותי הבריאות והחינוך ובמגזר החקלאי. בכדי לשפר את הייצוג במדגם, מדגם חדש נדגם החל משנת 2002 ממאגרי המידע של המוסד לביטוח לאומי. במדגם זה 88 חיתוכים, והם נוצרים מ-11 ענפי כלכלה ומ-8 קבוצות גודל. מדגם זה הוחלף בחלקו והורחב לכ-3,000 מעסיקים ברבעון השלישי של 2009. המדגם הנוכחי מייצג למעלה מ-190,000 מעסיקים, ומכסה למעלה מ-80% מהעסקים במגזר הפרטי.

משרות פנויות: סקר המעסיקים שואל ישירות האם העסק מחפש כעת עובדים באופן אקטיבי בכדי לאייש משרות פנויות. "חיפוש אקטיבי" מוגדר בשאלון הסקר כפרסום בערוצים שונים, פנייה לחברות השמה ו/ או לשירות התעסוקה הממשלתי, וכדומה. בספירת המשרות הפנויות נכללות משרות מלאות וחלקיות ומשרות קבועות וזמניות.

יצירת משרות: החל מהרבעון הראשון של 1999 שאלון הסקר מאפשר לנו להבחין בין משרות פנויות ואיושים הנובעים מיצירת משרות חדשות (המיועדות להגדיל את מצבת העובדים) לבין כאלה הנובעים מתחלופה (החלפת עובדים במשרה קיימת). בעזרת מידע זה אנו מחשבים סדרות של יצירת משרות דרך משרות פנויות ודרך איושים של משרות חדשות. נוסף על כך אנו מחשבים את סך יצירת המשרות על ידי סכימה של שתי הסדרות הנזכרות.

גריעת משרות: החל מהרבעון הראשון של 1999 התבקשו המעסיקים לחלק את הסיבה להיפרדות עובדים ממשרות לחמש קטגוריות: (1) סיום עבודה זמנית, (2) ביטול המשרה עקב צמצום מצבת העובדים, (3) פיטורים עקב חוסר התאמה, (4) התפטרות העובד, (5) פרישה לגמלאות. אנו מגדירים את שתי הסיבות הראשונות כ"גריעת משרות". לרוע המזל, השאלה על הסיבות להיפרדות נגרעה מהסקר לאחר הרבעון הראשון של 2010, ולכן הסדרה שיצרנו לגריעת משרות מסתיימת ברבעון זה.

³⁰ קבוצת BDI-COFACE סיפקה את מאגר המידע.

ביבליוגרפיה

- Aguiar, M. and G. Gopinath (2007), Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend, *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102.
- Bank of Israel (2006), The Mehalev Program: From Income Support to Employment Support (the 'Wisconsin Program'), *The Bank of Israel Annual Report - 2005*, 201-206 (Box 5.1).
- Bank of Israel (2007), Child Allowances and the Labor Force Participation Rate Among Parents of Large Families, *The Bank of Israel Annual Report - 2006*, 201-205 (Box 5.2).
- Bank of Israel (2009), Visions for Employment, the Revised Israeli 'Wisconsin Plan', *The Bank of Israel Annual Report - 2008*, 229-232 (Box 5.3).
- Bank of Israel (2011), The Effect of Change in the Retirement Age Law on Participation of the Older Population in the Labor Force, *The Bank of Israel Annual Report - 2010*, 198-203 (Box 5.1).
- Barnichon, R. and A. Figura (2010), What Drives Movements in the Unemployment Rate? A Decomposition of the Beveridge Curve, *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series* 2010-48.
- Berman, E. (1997), Help Wanted, Job Needed: Estimation of a Matching Function from Employment Service Data, *Journal of Labor Economics*, 15(1) Pt. 2, S251-S292.
- Blanchard, O. J. and P. Diamond (1989), The Beveridge Curve, *Brookings Papers on Economic Activity*, 20(1), 1-60.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989), The Dynamics of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Djivre, Y. and Y. Yakhin (2011), Business Cycles in Israel, 1987-2010: The Facts, *The Maurice Falk Institute for Economic Research in Israel, the Hebrew University*, Working Paper No. 11.02.
- Fry, R. and A. Pagan (2011), Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical View, *Journal of Economic Literature*, 49(4), 938-960.
- King, R. G., Plosser, C. I. and S.T. Rebelo (1988), Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions, *Journal of Monetary Economics*, 21(2-3), 309-341.
- Pissarides, C. A. (1985), Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages, *American Economic Review*, 75(4), 676-690.

- Shimer, R. (2005), The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies, *American Economic Review*, 95(1), 25-49.
- Shimer, R. (2012), Reassessing the Ins and Outs of Unemployment, *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 127-148.
- Tatsiramos, K., and J.C. van Ours (2012), Labor Market Effects of Unemployment Insurance Design, *Centre for Economic Policy Research*, Discussion Paper No. 9196.
- Wall, H. J. and G. Zoega (2002), The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(3), 257-276.
- Yakhin, Y. and N. Presman (2013), A Flow-Accounting Model of the Labor Market: An Application to Israel, *Bank of Israel Research Department, Discussion Paper Series*, 2013.05.
- Yashiv, E. (2000), The Determinants of Equilibrium Unemployment, *American Economic Review*, 90(5), 1297-1322.
- Yashiv, E. (2007), Labor Search and Matching in Macroeconomics. *European Economic Review*, 51(8), 1859-1895.
- Yellen, J. (1989), Comment on "The Beveridge Curve" by Blanchard, O. J. and P. Diamond, *Brookings Papers on Economic Activity*, 20(1), 65-71.