

חטיבת המחקר



בנק ישראל

מידע מקדים בציפיות המעסיקים

טניה סוחוי ונטליה פרסמן*

סדרת מאמרים לדיון 2009.01
פברואר 2009

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר
טניה סוחוי – tanyas@boi.gov.il, טלפון – 02-6552620
נטליה פרסמן – natalia@boi.gov.il, טלפון – 02-6552637

תודה לנועם זוסמן על קידום הפרויקט, רעיונות ועזרה, וכן וליוצרי סקר המעסיקים של משרד התמ"ת: לבני פפרמן על העמדת הנתונים לרשותנו, לשוקי הנדלס ולמיכאל אורנשטיין על עזרתם בהבנת הנתונים.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תקציר

נתוני סקר המעסיקים הרבעוני של משרד התעשייה, המסחר והתעסוקה, הכוללים הן מידע בו-זמני על איושי משרות ופליטת עובדים והן את ציפיות המעסיקים למצבת כוח אדם ברביע הבא, מקדימים את פרסום נתוני התעסוקה של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה במספר חודשים. במחקר זה אנו בודקות אם המידע הגלום בנתוני סקר המעסיקים הוא מידע מוביל, שניתן לבסס עליו תחזית למצב התעסוקה במשק. לשם כך אנו בודקות מספר השערות. השערה אחת היא שמאזן התעסוקה היחסי, המחושב כמספר האישיים פחות מספר הפליטות יחסית למספר העובדים המחושב מהסקר ברביע האחרון, הוא אומדן עקיב ונטול הטיה לשיעור השינוי במשרות השכיר במגזר העסקי בפועל, כפי שהוא מדווח (מאוחר יותר) על ידי הלמ"ס. כמו כן נבדקת השערה נוספת שציפיות המעסיקים הן רציונליות.

על סמך נתוני הפנל של סקרי המעסיקים לתקופה 1998 עד 2008 אנו בוחנות מספר גישות לחישוב מדד מוביל המנבא את מצב התעסוקה במשק ברביע הבא. אנו משוות את הגישה המצרפית המסורתית, המבוססת על הפער בין הציפיות האופטימיות לפסימיות (בשיעורים מסך החברות), לבין מודל מיקרו, העושה שימוש בהטרוגניות של החברות על ידי הסתכלות על הפירמות הבודדות. את הפרמטרים של מודל זה אנו אומדות בשיטה של *discrete ordered choice* המקשרת בין ציפיות החברות הבודדות לבין נתונים היסטוריים של הסטטיסטיקה הרשמית; זאת כדי לקבל אומדן כמותי של ציפיות כל חברה במונחים של שיעורי השינוי במשרות השכיר ברביע הבא. אומדן כזה מתאפשר ל-20% מהחברות, ונמצא כי הוא משפר את טיב התחזית לעומת הגישה המצרפית.

המדד המוביל בעל הביצועים הטובים ביותר משלב בין שני רכיבים: הנתון העדכני של מאזן התעסוקה המחושב מהסקר, שהוא אומדן למדד התעסוקה הבו-זמני, והשינוי הצפוי במצבת כוח האדם ברביע הבא, הנגזר מציפיות החברות על פי מודל המיקרו. כדי לבחון את התאמתו של מדד זה לחיזוי קצר-טווח, אנו בודקות השערה נוספת – העדר הטיה סלקטיבית בקבוצת החברות שעברו כימות פרטני (בפרט - שמדגם זה אינו מוטה לכיוון של חברות גדולות).

Predictive content of employers' expectations

Tanya Suchoy and Natalia Presman

Abstract

Data from the quarterly Employers Survey of the Ministry of Industry, Trade and Labor—which include retrospective data on the manning of employee posts and terminations of employment as well as employers' expectations regarding payroll levels in the following quarter—are published months before the release of the official data by the Central Bureau of Statistics (CBS). In this study we examine whether the information in the Employers Survey is leading information on which a forecast for employment can be based. For this purpose, we test a number of hypotheses. First, we show that the relative employment balance, defined as the difference between posts filled and employment terminations divided by the total number of employees in the previous quarter, provides a consistent and unbiased estimate of the actual rate of change in employee posts in the business sector published later by the CBS. Second, we test the hypothesis of rationality of employers' expectations.

On the basis of Employers Survey panel data for the period 1998 to 2008, we examine different methods of calculating a one-quarter-ahead leading index of employment. We compare the traditional aggregate method—based on the difference between the proportion of companies with optimistic and the proportion of those with pessimistic expectations—with the disaggregate model, which exploits companies' heterogeneity by using firm-level data. We estimate parameters of the disaggregate model by applying the discrete ordered choice model, which relates firm-level expectations to the official data, in order to quantify individual employers' expectations in terms of rates of change in employee posts in the next quarter. These estimates were obtained for only 20 percent of firms, but the forecasting ability of this model was better than that of the traditional method.

A leading index with the best performance combines two components: the relative employment balance derived from the Employers Survey, which is an estimate of the current employment index, and the expected change in employment in the next quarter derived from employers' expectations, using the disaggregate model. No evidence of selective bias (particularly, in the direction of large companies) was found in the sub-sample of companies filtered by the disaggregate model, providing additional support for the use of the leading index for short-term forecasting.

1. מבוא

סקר המעסיקים של משרד התעשייה, המסחר והתעסוקה (תמ"ת), המתפרסם במהלך החודש השני של כל רביע, כולל מידע על ציפיות המעסיקים לגבי מצבת כוח האדם ברביע הבא. מידע זה מקדים את נתוני הסטטיסטיקה הרשמית ב-3-4 חודשים. אולם הואיל ומדובר בהערכת הכיוון בלבד (שיפור, אי-שינוי או הרעה), ורוב החברות מצביעות בתשובותיהן על אי-שינוי, נשאלת השאלה אם מידע זה הוא מידע מוביל, או שמא ניתן להסתפק במגמות העולות מהנתונים הרשמיים (נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה).

אנו בוחנות מספר גישות אקונומטריות, המתרגמות תשובות איכותיות שבסקר לשינוי כמותי: גישה מצרפית, הנשענת על שיעורי החברות המבטאות אופטימיות ופסימיות, על מאזני הנטו של התשובות או על מדדי פיזור¹; גישה חצי-מצרפית, המתייחסת לערכה של התשובה שיפור/הרעה כאל ערך המשתנה בהתאם למצב המשק, לגודל החברה או לגורם אחר; גישת מיקרו, הנשענת על ההטרוגניות של החברות ומנסה לכמת את ערך התשובות ברמת החברה הבודדת. בגישה האחרונה אנו מיישמות מודל של Mitchell et al. (2005).

את ערכה של כל תשובה – "שיפור", "אי-שינוי" או "הרעה" – אנו מחשבות כמוצע של פונקציית צפיפות להתפלגות השינוי המקרו-כלכלי, התפלגות המותנית בתשובה בהתאם לנוסחת Bayes. אנו מניחות שהערך הכמותי התואם לתשובה הקטגורית של אותה חברה אינו קבוע על פני זמן, אלא משתנה עם מחזור העסקים. לכן אנו ממדלות "חדשות" בהתפתחות האוטו-גרסיבית של שיעורי השינוי במדדי התעסוקה של הסטטיסטיקה הרשמית, ומשוות אותן לציפיות החברה לאורך זמן. גישת המיקרו דורשת סדרה עתית של התשובות במשך 20 סקרים לפחות, סדרה החייבת לכלול תשובות שונות מ"אי-שינוי", וכן צריכה להיות התאמה בין כיוון הציפיות לבין התפתחות התעסוקה ברמת המקרו. לא לכל חברה ניתן לחשב את הערך הכמותי של הציפיות; רק כ-20 אחוזים מהחברות "שורדות" סינון זה, ואת תשובותיהן של שאר החברות אנו מכמתות על פי הנוסחה המצרפית. לפי המדידות בתקופת הסקר, מודל זה משפר את טיב התחזית בהשוואה לביצועים של מדדי הסקר המצרפיים המסורתיים, כגון מאזן הנטו או מדד הפיזור.

הגישה שאנו מיישמות נשענת על ההנחה שכל חברה בונה את ציפיותיה באופן רציונלי, כלומר מנסה למזער את טעות התחזית בהתאם להערכות מקרו-כלכליות ובהתאם למידע ייחודי שברשותה. אנו בודקות אם יש סיבה לדחות את ההשערה בדבר רציונליות הציפיות בסקר המעסיקים. מבחן זה מאתר את חציון פונקציית ההתפלגות האמפירית של השינויים שחלו לאחרונה במצבת כוח האדם ומדווחים על ידי החברות במונחים כמותיים (מספר העובדים שנקלטו ונפלטו ומספר העובדים בפועל במועד הסקירה), וכל פונקציית התפלגות מותנית בסוג התשובה ("שיפור", "אי-שינוי" או "הרעה"). איננו מוצאות עדות מספקת לדחיית השערת הרציונליות.

המשך המאמר בנוי כדלקמן: הפרק השני סוקר גישות שונות לחיזוי שינויים מקרו-כלכליים (מצרפית, חצי-מצרפית וגישת המיקרו) בהסתמך על נתוני הסקרים. הפרק השלישי מציג את המודל מהסוג ordered discrete choice, שאנו בוחרות ליישם; הפרק הרביעי מציג את הנתונים;

¹ מאזן הנטו מוגדר כהפרש בין אחוז הצופים שיפור לאחוז הצופים הרעה; מדד הפיזור מוגדר כאחוז הצופים שיפור ועוד מחצית מאחוז הצופים אי-שינוי.

הפרק החמישי עוסק בבדיקת ההשערה של רציונליות הציפיות בסקר המעסיקים; הפרק השישי דן בתוצאות האמידה ומשווה בין המודלים השונים על פי טיב התחזית; הפרק השביעי מסכם.

2. גישות לחיזוי שינויים מקרו-כלכליים בהסתמך על נתוני הסקרים

במדינות רבות משמשים סקרי עסקים למיניהם להפקת מידע עדכני על מצב המשק. שאלות הסקרים נסבות על תפקוד החברה בחודשים האחרונים (retrospective data) ועל ציפיותיה לתקופה הקרובה (prospective data). המידע מהסוג הראשון – נתונים כמותיים או איכותיים – מקדים, מבחינת עיתוי הפרסום, את נתוני הסטטיסטיקה הרשמית על מצב המשק; המידע מהסוג השני – ההערכות לגבי כיוון השינויים העתידיים – מספק בסיס לתחזיות, שאינן נכללות בסטטיסטיקה הרשמית.

בשנים האחרונות התפתחו שיטות לעיבוד נתונים קטגוריים של סקרי העסקים, המאפשרות להפיק מהם תחזית מקרו-כלכלית כמותית. מחקרים אמפיריים מתעדים מספר ניסיונות לשיפור טיב התחזית על ידי יתר פירוט של המשתנה המסביר, וזאת באמצעות ניצול נתוני חברות בודדות. נסקור מספר מודלים על פי רמת האגרציה של נתוני הסקר, החל ממודל המתבסס על משתנה מסביר שהוא מיצרף של תוצאות הסקר (אחוזי התשובות האופטימיות/הפסימיות, מאזן הנטו או מדד הפיזור) ועד למדד פרטני ביותר, המשקף את תשובות החברות ברמת המיקרו. בתוך כך נבדיל בין שלוש גישות – גישה מצרפית, גישה חצי-מצרפית וגישה מיקרו. מאחורי כל גישה עומדת הנחה לגבי התפלגותו של השינוי הכמותי הבלתי נצפה שעליו מתבססת תשובה אופטימית, פסימית או ניטרלית של החברה: הגישה המצרפית מניחה שיעור הצמיחה התואם לתשובה "שיפור"/"הרעה"/"אי-שינוי" מתפלג באופן זהה אצל כל החברות בסקר; לעומת זאת מניחה גישת המיקרו לכל חברה התפלגות-משלה של שיעור הצמיחה העומד מאחורי התשובה בכל קטגוריה. בין אלה נמצאת הגישה החצי-מצרפית, המנסה לבודד גורם (למשל הענף, או גודל החברה) המשפיע על התפלגותו של שיעור הצמיחה שמאחורי כל תשובה.

רוב המודלים נוקטים את הגישה המצרפית וחוזים שיעור שינוי או הסתברות לתפנית במדד מקרו-כלכלי, שיעור שטרם נודע מהסטטיסטיקה הרשמית; הטכניקות המקובלות הן רגרסיה ליניארית, פרוביט, מסנן קלמן, שרשרות מרקוב ושיטות לא-פרמטריות. נסקור כמה מהשיטות, שלגביהן מתועדות מידות הצלחה שונות.

Abberger (2007) השתמש בנתוני סקר עסקים גרמני, שבו משתתפות חברות מענפי התעשייה, הבינוי והמסחר הסיטוני והקמעוני, ובנה מדד המשקלל את מאזני הנטו של ארבעת הענפים האלה, לשם חילוץ האיתותים על כיוון השינוי הצפוי במספר המועסקים במשק. ההצדקה לשימוש במדד התבססה על תוצאות של מבחן Granger שאינו דוחה השערה בדבר קשר סיבתי בין הציפיות לבין השינוי בתעסוקה בפועל. מודל פרוביט שימש לקביעת ערכי מאזני הנטו, שאמורים לאותת על נקודות מפנה, ולאחר מכן נורמלה סדרת הציפיות על סמך תוצאות הרגרסיות². הוא הסיק ממספר בדיקות כי מדד הנבנה על סמך מאזני הנטו יכול לנבא את רוב נקודות המפנה 2-4 חודשים מראש. חלק מנקודות המפנה מנובאות בפיגור, אך ייתכן שניבוי זה

² למעשה זוהי שיטה פשטנית לכימות הנתונים האיכותיים של הציפיות: סימני הנתונים בסדרת ההתייחסות משמשים משתנה תלוי, כך שהוא מקבל ערכים (-1) ו-(+1) בלבד, והציפיות משמשות משתנה מסביר.

עדיין מקדים את פרסומם של נתוני הסטטיסטיקה הרשמית. זה אינו הניסיון הראשון של Abberger לבנות מדד מוביל: במאמר אחר (Abberger, 2004) הוא השתמש בהחלקת סדרה חודשית מצרפית של מדד ה-Business Climate מינואר 1969 עד מאי 2004, המפורסם על ידי אותו מכון מחקר, לניבוי נקודות מפנה במחזורי העסקים. באמצעות ניתוח בשיטת רגרסיה לא-פרמטרית עלה בידו לזהות נקודות מפנה מראש בשני שלישים מהמקרים. (10 נקודות מפנה זוהו עם הקדמה ו-5 בפיגור). הוא השווה את ביצועי שלושת המודלים – הלא-פרמטרי, המבני והמבוסס על שרשרות מרקוב – ומצא ששלושתם מאתרים נקודות מפנה, אולם שני המודלים האחרונים נותנים יותר התרעות שווא, ולכן אין להעדיף אותם על המודל הלא-פרמטרי.

Amstad (2000) יישמה מודל של שינוי המשטרים לסקר עסקים שוודי, והעריכה את ההסתברויות להאצה או להאטה במחזור העסקים באמצעות שימוש במאזני הנטו של התשובות בכל רביע. שילוב מאזני הנטו של שאלות שונות איפשר לה להגיע למדד סינתטי, העולה בביצועיו על מדד הברומטר של Swiss Institute of Business Cycle Research: תקופת ההקדמה בו ארוכה יותר, ומספר התרעות השווא קטן יותר. ניסיון מוצלח דומה לזיהוי המעברים בין הפאזות במחזור העסקים עשו Holmes and Silverstone (2008), על בסיס סקרי עסקים בניו-זילנד. סוחוי (2005) יישמה שרשרות מרקוב לבניית מדד מוביל מסקר העסקים והחברות של בנק ישראל, שבו המשתנים המסבירים היו שכיחות הציפיות לשיפור/הרעה, בהצלבה עם תשובות החברות על הביצועים בפועל. למדד זה תועדה תחזית מוצלחת יותר מאשר למאזני הנטו של הציפיות באגרסיה ענפית.

Hansson et al. (2003) השתמשו בנתוני סקר עסקים שוודי המבוסס על ראיונות של חברות בענפי התעשייה והבנייה (החל מאמצע שנות השבעים) והשירותים (החל מ-1991). לטענתם, שינויים אידיוסיונקרטיים לענפים השונים אינם מתואמים עם המצב הכלכלי הכללי של המשק, ולכן גורמים "רעש" ופוגעים באיכות התחזית. המשתנה המסביר הוא, לדעתם, מאזן הנטו של התשובות בכל ענף, והצעתם היא לסנן "רעשים" ולהפיק גורם משותף באמצעות מסנן קלמן. מודל זה מייצר שני מדדים כמותיים – בו-זמני ומוביל – שמסכמים שינויים משותפים בגורמים שונים: הייצור, ההזמנות, זמני ההספקה, התעסוקה והמלאים. במסגרת מודל VAR הם בנו תחזיות לטווחים שונים, בעיקר לצמיחת התוצר, אך גם למשתנים נוספים כגון התעסוקה, האבטלה, הריבית, שער החליפין, השכר והאינפלציה. הם ציינו כי טעות התחזית הממוצעת היא מעבר לצפוי, במיוחד סמוך לנקודות המפנה – אך טענו כי ניתן להשתמש בנתוני הסקר לבניית תחזיות באיכות סבירה, וכי בעיית נקודות המפנה ניתן לטפל באמצעות מודלים לא-ליניאריים. Cornec and Deperraz (2006) מרוצים פחות מביצועיו של מדד סינתטי, שבנו, בשיטה דומה של מסנן קלמן, מתוך מאזני הנטו של תשובות לשש שאלות שונות³ המופיעות בסקר עסקים צרפתי בקרב חברות בענף השירותים: שיעור הצמיחה הצפוי שהתקבל אמנם סיפק תוצאות סבירות לגבי השנים 1997-2004, אף שבשנות הצמיחה המהירה, עד 2000, הוא נטה להערכת חסר של שיעור הצמיחה – אולם מתחילת 2004 ניכר נתק בין המדד הנבנה על סמך ציפיות המנהלים לבין המציאות הכלכלית, גם מבחינת כיוון השינויים. יתר על כן, הרצת מודל אוטו-רגרסיבי מסוג

³ השאלות הן לגבי התוצאות התפעוליות – בפועל והצפויות – הביקוש הצפוי, המחזור בפועל והצפוי והציפיות הכלליות.

VAR מלמדת כי צמיחת ענף השירותים מוסברת בעיקר על ידי נתוני העבר, ואילו תרומת המדד הסינתטי חלשה.

Entorf (1993) מתח ביקורת גלויה על השימוש בנתוני מאזני הנטו. הוא השתמש בנתוני הציפיות בסקר עסקים גרמני שבו השתמש Abberger, הפעיל שיטת ניתוח ספקטרלית, והסיק כי התחזית המבוססת על מאזן הנטו היא הגרועה ביותר. שימוש בקומבינציות ליניאריות של תשובות בקטגוריות שונות יכול לשפר את דיוק התחזית, אולם התחזית המדויקת ביותר במונחי RMSE היא התחזית הבנויה על הציפיות להרעה בלבד. מבדיקות נוספות הוא הסיק כי המידע הגלום במאזן הנטו מוכל בציפיות להרעה. נוסף על כך מצא מניתוח מקדמי המיתאם אי-סימטריה בין הציפיות לשיפור ולהרעה ודמיון בין הציפיות לשיפור ולאי-שינוי. הממצא האחרון משותף לו ול-Ronning (1986, 1990), שהסיק כי התשובות "שיפור" ו"אי-שינוי" יכולות לבטא תנאים כלכליים דומים. Teräsvirta (1986) הראה, על סמך נתוני תעשיית המתכת הפינית, שטיפול נפרד בציפיות לשיפור ולהרעה יכול להועיל לבניית תחזיות קצרות טווח, אך התעלם מהמידע הכלול בציפיות לאי-שינוי. Öller (1990) מצא כי החיזוי האופטימלי של ענף הייעור הפיני מתקבל ממודל לוגיטי, הנשען על הציפיות לאי-שינוי ולהרעה.

במסגרת הגישה המצרפית מעניינים המחקרים המכמתים תשובות איכותיות של הסקרים על פי סקלת ערכים רציפה – ראשית, כדי להתמודד עם בעיית אובדן המידע הגלום בקטגוריה "אי-שינוי" ושנית, כדי לטפל באי-סימטריה בין התשובות אופטימיות לפסימיות, שניתן לפרש אותה כאי-סימטריה של ערכי הגבול החיוביים והשליליים של המשתנה הלטנטי העומד מאחורי בחירות המשיבים. Pesaran (1984) ו-Cunningham et al. (1998) גזרו ערכים כמותיים – במונחי שיעורי שינוי – לתשובה "שיפור"/"הרעה" באמצעות רגרסיה המקשרת בין שכיחויות התשובות מכל סוג לשינוי במשתנה מקרו-כלכלי הנבחר כמדד התייחסות. Carlson and Parkin (1975) פיתחו שיטת כימות על סמך רגרסיית פרוביט, שהניחה פונקציית צפיפות נורמלית של שיעור הצמיחה לכל חברה הצופה שיפור או הרעה על סמך המידע הידוע לה בתקופת הסקר. כיוון שציפיות החברות נוצרות כבלתי תלויות, הם הניחו התפלגות נורמלית של שיעור הצמיחה התואם שיפור/הרעה, וחילצו אותו מפונקציית התפלגות נורמלית מצטברת בהינתן אחוזי החברות שהצביעו על שיפור ועל הרעה.

הגישות הלא-מצרפיות בונות על הטרוגניות בין החברות ומנסות לנצל נתונים פרטניים יותר כדי להעשיר את המידע שעליו מבוססת התחזית האיכותית. Mitchell et al. (2002, 2004) הניחו שערכה הכמותי של הציפייה לשיפור או להרעה משתנה על פני זמן ותלוי במחזור העסקים. הם הציעו טכניקה חצי-מצרפית, המבוססת על קיבוץ החברות על פי תשובותיהן בסקר הקודם. כן הם ביטלו את הנחת ערכי הגבול הקבועים לכל סוג של תשובה, כמו בפרוביט המצרפי, ועברו למשוואות פרוביט פרטניות יותר, שכל אחת מהן מתארת את התפלגות הציפיות בסקר הקודם בין אופטימיות, פסימיות וציפיות לאי-שינוי. יישום השיטה על נתוני הסקר של התאחדות החברות התעשייתיות בבריטניה מלמד כי ירידה ברמת המצרפיות של התשובות משפרת את טיב התחזית לגבי שיעור הצמיחה של הייצור התעשייתי.

מאוחר יותר פיתחו Mitchell et al. (2005) את גישת המיקרו כדי לנצל את מבנה הפנל של נתוני סקר העסקים, שכן אותה חברה נסקרת בו למשך זמן. הם הציעו מדד פרטני באמצעות מודלים מהסוג ordered discrete choice, המקשרים בין הציפיות של חברות בודדות לנתוני הסטטיסטיקה הרשמית. המדד המוביל לצמיחת הייצור התעשייתי מסתמך על נתוני החברות שהשיבו לסקר 20 פעמים לפחות (לא בהכרח ברצף). דרישה זו מסוננת את רוב החברות ומשאירה בכל רביע כ-700 חברות מתוך כ-5,000 שהשתתפו בסקר בשנים 1988-1997. למרות הסינון, מודל זה עדיף מבחינת טיב התחזית על מדדים שנבנו על סמך משתנים מצרפיים, בשיטות פרוביט ורגרסיה. שיפור נוסף במודל הושג על ידי כימות התשובות ברמת המיקרו באמצעות השיטה הלא-פרמטרית. במסגרת גישת המיקרו פיתחו Mitchell and Weale (2005) מנגנון שקלול לקבלת אומדן BLUE לשיעור הצמיחה המייחס משקל גדול יותר לתשובות החברות שביצועיהן בעבר מתואמים יותר עם ההתפתחויות במדד המקרו-כלכלי.

Matheson et al. (2007) אימצו את שיטת המיקרו של Mitchell et al. (2005) ויישמו אותה על נתוני סקר עסקים ניו-זילנדי. הם מצאו כי תחזית הצמיחה שמספק מדד המיקרו מדויקת יותר מזו של המדדים המצרפיים. לעומתם, Biau et al. (2006), שניסו את שיטתם של Mitchell et al. (2004, 2005) בניתוח נתוני סקר עסקים בתעשייה בצרפת, מצאו שהביצועים של מדדי החיזוי המבוססים על נתונים מצרפיים אינם פחותים מאלה של המדדים הפרטניים, ובתנאים מסוימים אף טובים יותר. הם הסבירו כי שוני זה בתוצאות נובע מהבדלים בנתונים: הסקר הצרפתי מתייחס למעשה למוצר ולא לחברה כולה, וכל חברה יכולה למנות עד ארבעה מוצרים שונים שהיא מייצרת. לפיכך מספר התצפיות בסקר הצרפתי גדול בהרבה מאשר בסקרי עסקים אחרים. אך ייתכן שהשוני בתוצאה נובע מסיבה אחרת, הקשורה להבדלים מתודולוגיים. Mitchell et al. (2005) קישרו את תשובות החברה לסטייה של שיעור הצמיחה המקרו-כלכלי (סדרת ההתייחסות) מהתפתחותו ההיסטורית, ולפיכך אמדו את הערך הכמותי של התשובה בכל חברה בהשוואה לשינוי המקרו הידוע עד כה; לעומתם קישרו Biau et al. (2005) בין תשובות החברה לשיעור הצמיחה עצמו, וייתכן שמשום כך הערכים הכמותיים של התשובות "שיפור" ו"הרעה" שאמדו עבור כל חברה לא הגיבו למחזורי העסקים.

אף שאין עדיין עדות אמפירית חד-משמעית לעדיפותה של גישת המיקרו על שאר הגישות, היא יכולה לנצל את מלוא המידע הגלום בסקר. עם זאת יש למודל זה מספר מגבלות ברורות: אמידת הפרמטרים עבור כל חברה בודדת נשענת על סדרה עתית של תשובותיה ומתאפשרת רק במעטות מן החברות – אלה המתמידות בסקר; במדד שנבנה על מספר מצומצם של חברות עלולה להיווצר הטיות סלקטיבית במקרה שיש קשר בין הפרמטרים לבין הסיבה להתמדתה של החברה (למשל, גודל החברה). נוסף על כך בניית מדד על סמך נתוני המיקרו מחייבת הנחה חזקה של ציפיות רציונליות ברמת החברה הבודדת. בהמשך המאמר נבדוק את חומרת המגבלות הנוגעות לסקר המעסיקים הישראלי.

3. המודל

בכל תקופה t משיבות לשאלות סקר המעסיקים N_t חברות, המדווחות על מספר עובדיהן בפועל ועל תנועת כוח אדם בחודש הנסקר – איזשים ופליטות – (retrospective data), ונוסף על כך מדרגות, על פי סקלה איכותית, את ציפיותיהן לגבי מצבת כוח האדם ברביע הבא (prospective data). הדיווח הכמותי הרטרואספקטיבי מאפשר לקבל עבור כל חברה משתנה רציף, y_{it} , המשקף את שיעור השינוי הממוצע (במונחים חודשיים) במספר המועסקים/משורות השכיר בחברה:

$$y_{it} = \log(L_{it}) - \log(L_{i,t-1}) = \log(L_{it}) - \log(L_{it} + F_{it} - H_{it}) \quad (1)$$

כאשר L_{it} הוא מספר העובדים בחברה i המדווח בסקר ברביע t , $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$; H_{it} הוא מספר העובדים שנקלטו, ו- F_{it} הוא מספר העובדים שנפלטו (פוטרו או התפטרו).

את הקשר בין שיעור השינוי במספר המועסקים של חברה i בתקופה t , y_{it} , לבין מדד התעסוקה המקרו-כלכלי של הסטטיסטיקה הרשמית באותה תקופה, x_t , ניתן להציג כדלקמן:

$$y_{it} = x_t + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

כאשר η_{it} היא השפעה סיסטמטית צפויה, ספציפית לענף, לגודל החברה וכד', ו- ε_{it} הוא זעזוע מקרי בלתי צפוי.

אשר לציפיות (prospective data) – נרצה ללמוד מה הייתה התחזית, y_{it}^* , של חברה i בתקופה $t-1$ לגבי מצבת כוח האדם שלה בתקופה הבאה, y_{it} . התחזית הכמותית, y_{it}^* , אינה נצפית, ובמקומה ניתנת תחזית איכותית, $y_{it}^{*(order)}$, המאפיינת את המצב העתידי על פי סקלה של חמישה ערכים, $j = 1, \dots, 5$, על פי הכלל:

$$y_{it}^{*(order)} = \begin{cases} j & \text{if } c_i^{(j)} < y_{it}^* \leq c_i^{(j-1)}, \quad c_i^{(5)} = -\infty, \quad c_i^{(0)} = \infty \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

כאשר גבולות הטווח – $c_i^{(j)}$ ו- $c_i^{(j-1)}$ – ידועים לחברה אך אינם ידועים לחוקר.

אם התחזית, y_{it}^* , אשר החברה צופה בהתבסס על מידע Ω_{t-1}^i שברשותה בתקופה $t-1$ היא תחזית רציונלית, אזי מתקיים הקשר

$$y_{it}^* = E\{y_{it} | \Omega_{t-1}^i\} = x_t^* + \eta_{it} \quad (4)$$

כאשר $x_t^* = E\{x_t | \Omega_t\}$ היא תחזית מקרו-כלכלית לשינוי מצב התעסוקה במשק, x_t , ו- Ω_{t-1} הוא המידע המקרו-כלכלי הידוע לכל החברות בתקופה $t-1$, וכן:

$$x_t = x_t^* + \zeta_t \quad (5)$$

כאשר ζ_t הוא זעזוע מקרו-כלכלי בלתי צפוי, כך ש- $E\{\zeta_t | \Omega_{t-1}\} = E\{\zeta_t | \Omega_{t-1}^i\} = 0$.

אם נגדיר השפעה ספציפית של החברה כ- $\eta_{it} = \alpha_i + (\beta_i - 1)x_t^* + \varepsilon_{it}^*$ עבור $i = 1, \dots, N_{t-1}$ ו- $t = 1, \dots, T$ ונציב $x_t^* = x_t - \zeta$, נגיע למשוואה שמקשרת בין תחזית של חברה בודדת לבין הנתון המקרו-כלכלי בפועל:

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta_i x_t + \psi_{it} \quad (6)$$

כאשר $\psi_{it} = \varepsilon_{it}^* - \beta_i \zeta_i$.

אנו מניחות שמדד התעסוקה המקרו-כלכלי (במונחי שיעורי שינוי חודשיים) מתפתח כהליך אוטו-רגרסיבי של סדר ראשון:

$$x_t = x_0 + \lambda x_{t-1} + u_t \quad (7)$$

כאשר x_0 הוא שינוי ממוצע במדגם, $t = 1, \dots, T$ ו- $|\lambda| < 1$.

הנחת רציונליות מאפשרת להניח קשר בין ההפרעות ב-(6) ו-(7):

$$\psi_{it} = \rho_i u_t + v_{it}, \quad v_{it} \sim IID(0, \sigma_{v_i}^2) \quad (8)$$

ממשוואות (6)-(8) מקבלים:

$$y_{it}^* = a_i + \beta_i \lambda x_{t-1} + (\rho_i + \beta_i) u_t + v_{it} \quad (9)$$

כאשר $a_i = \alpha_i + \beta_i x_0$.

כדי לאמוד את הפרמטרים ב-(9) עבור המשתנה הבלתי נצפה, y_{it}^* , אנו מיישמות את השיטה הדו-שלבית של Mitchell et al. (2005). בשלב הראשון אומדים את (7) בשיטת הנראות המכסימלית או ב-OLS ואת השאריות, u_t . בשלב השני מניחים ששינויים במצבת כוח האדם החזויים על ידי תשובה j מתפלגים על פי התפלגות לוגיסטית, כלומר

$$\Pr(y_{it}^{*(ordered)} \leq j | x_{t-1}, i, u_t) = \frac{1}{1 + \exp(c_{(j)i} - a_i - \beta_i \lambda x_{t-1} + (\rho_i + \beta_i) u_t)}$$

כאשר $y_{it}^{*(ordered)}$ מוגדר ב-(3) ומאפיין את הציפיות שחברה i ביטאה בתקופה $t-1$ לגבי מצבת כוח האדם בתקופה t . משוואה זו מאפשרת לאמוד פרמטרים של פונקציית צפיפות, $P_{it}^{(j)}$, המבטאת את ההסתברות כי חברה i תשיב תשובה j , הסתברות המותנית בשיעור השינוי במדד התעסוקה המקרו-כלכלי ברביע הקודם, x_{t-1} :

$$P_{it}^{(j)} \equiv \Pr(y_{it}^{*(order)} = j | x_{t-1}, i, u_t) = F(c_{(j)i} - a_i - \beta_i \lambda x_{t-1} + (\rho_i + \beta_i) u_t) - F(c_{(j-1)i} - a_i - \beta_i \lambda x_{t-1} + (\rho_i + \beta_i) u_t) \quad (j = 1, \dots, 5) \quad (10)$$

אנו אומדות את הפרמטרים a_i, β_i ו- $c_{(j)i}, c_{(j-1)i}$ ב-(10) בשיטת הנראות המכסימלית לאחר הצבת השאריות, u_t , ופרמטר λ , שנאמדו ב-(7) בשלב הראשון. את הנתון המקרו-כלכלי, x_{t-1} , שטרם נודע מהסטטיסטיקה הרשמית בתקופה $t-1$, ניתן להעריך מתוך נתונים רטרוספקטיביים באמצעות סיכום משוקלל של הרכיבים במשוואה (1). כדי שנוכל להשתמש בנתונים

רטרוספקטיביים של סקר המעסיקים במקום בתוני הסטטיסטיקה הרשמית יש לבחון השערה משותפת:

$$H_0 : \mu = 0, \quad b = 1 \quad x_t = \mu + b \sum_{i \in N_t} w_{it} y_{it} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (12)$$

כאשר w_{it} הוא משקלה של החברה i בסקר הנערך בתקופה t . כדי לייחס ערך כמותי ממוצע לתשובה j , הנשלפת על ידי חברה i מתוך ההתפלגות האינדיווידואלית, אנו אומדות פונקציית צפיפות מותנית, $f(u_t | j, i, x_{t-1})$, של זעזוע מקרו-כלכלי, u_t , על פי כלל Bayes:

$$f(u_t | j, i, x_{t-1}) = \frac{P_{it}^{(j)} f(u_t)}{P(j | i)} \quad j = 1, \dots, 5; i \in N_t \quad (13)$$

כאשר פונקציית הצפיפות $P_{it}^{(j)}$, שהוגדרה ב-(10), היא פונקציית צפיפות בלתי מותנית של זעזוע מקרו-כלכלי, שניתן להניח אותה כ-p.d.f. עם ממוצע 0 ושונות קבועה של הטווח

$$\text{הארוך, } \sigma_u^2, \text{ והמכנה } P(j | i) \text{ מחושב כ-} \int_{-\infty}^{\infty} P_{it}^{(j)} f(u_t) du_t$$

ערכה הכמותי של התשובה j , הנבחרת על ידי חברה i בהינתן שיעור השינוי במדד התעסוקה המקרו-כלכלי ברביע הקודם, הוא התוחלת של פונקציית הצפיפות שב-(13):

$$E_{it}^{(j)} = E(u_t | j, i, x_{t-1}) = \int_{-\infty}^{\infty} u_t f(u_t | j, i, x_{t-1}) du_t \quad j = 1, \dots, 5; t = 1, \dots, T; i \in N_t \quad (14)$$

המדד המוביל המסכם את הציפיות המכומות לתחזית המקרו יחושב כ-

$$\hat{x}_t = \hat{x}_0 + \hat{\lambda} \hat{x}_{t-1} + \sum_{i \in N_t} w_{it-1} \sum_j I_{it}^{(j)} E_{it}^{(j)} \quad (15)$$

כאשר \hat{x}_{t-1} נאמד על פי (12) כ- $\sum_{i \in N_{t-1}} w_{it-1} y_{it-1}$;

$$I_{it}^{(j)} \text{ הוא מדד בינארי, שמקבל ערך 1, כאשר } j = 1, \dots, 5 \text{ ו-0 אחרת.} \text{ } y_{it}^{*(ordered)}$$

ברור שלא ניתן לכמת את הציפיות של חברה בודדת, i , לפי (14) אם היא לא נסקרה מספר רב של פעמים, שיסיפק לשם אמידת הקשר בין ציפיותיה לבין התפתחות מדד התעסוקה של הסטטיסטיקה הרשמית. כתנאי לכימות הציפיות ברמת החברה הבודדת אנו מאמצות את דרישתם של Mitchell et al. (2005) להתמדה בסקר 20 פעמים לפחות, לא בהכרח ברציפות. יש להדגיש שבקרב החברות המתמידות ישנן כאלה שלא ניסחו אף פעם את ציפיותיהן בקטגוריה מסוימת, אפילו אם נצמצם את מספר הקטגוריות מחמש לשלוש בלבד: "שיפור", "אי-שינוי" ו"הרעה" ($j = 1, 3, 5$). לגבי חברות אלה לא ניתן לאמוד פונקציית צפיפות $P_{it}^{(j)}$ ($j = 1, 3, 5$) ב-(10) ולא ניתן להגיע לערכים כמותיים, $E_{it}^{(j)}$. אך גם אם ניתן מבחינה טכנית לחשב פונקציית

⁴ כדי לאמוד את השונויות של הטווח הארוך, σ_u^2 , בהתאם למדדי התעסוקה המקרו-כלכליים בענפים שונים אנו אומדות את (7) במדגם ארוך, החל משנות ה-70. אמידה זה מספקת אומדן יתר לשונויות.

צפיפות $P_{it}^{(j)}$, אפשרי מצב שבו הפרמטרים המתקבלים אינם סבירים (למשל, שיפוע β_i שלילי).
 בכל המקרים האלה הערכים של $E_{it}^{(j)}$ מחושבים לא ברמת החברה הבודדת, אלא כאומדנים
 ממוצעים ענפיים, $\bar{E}_t^{(j)}$. אומדנים אלה מתקבלים באמצעות משוואות (9)-(15), אך במקום
 ההתניה ב- i (נתוני חברה בודדת) הפעם ההסתברויות מותנות בנתוני כל החברות השייכות לענף.
 נוסף על כך ננסה לשפר את האומדנים הכמותיים של ערך התשובות "ללא שינוי", שהן
 כ-70% מהתשובות, באמצעות אמידה לא-פרמטרית. ניתן לראות את שני המשתנים – שארית, u_i ,
 ותחזית איכותית, $y_{it}^{*(order)}$ – כשני משתנים מקריים סטציונריים עם פונקציית התפלגות משותפת
 מותנית, $F(u, j | i)$. Mitchell et al. (2005). מציעים לאמוד את הערך הכמותי של
 תשובה j בחברה i , $\tilde{E}_i^{(j)}$, כתוחלת של c.d.f.:

$$F(u | j, i) = \frac{F(u, j | i)}{P(j | i)}$$

ומראים שבמדגם גדול דיו ניתן להשיג אומדן עקיב לתוחלת זו בדרך פשוטה:

$$\tilde{E}_i^{(j)} = \sum_{s=1}^T I_{is}^{(j)} u_s / T_i^j \quad (16)$$

כאשר $T_i^j = \sum_{s=1}^T I_{is}^{(j)}$ הוא מספר הפעמים שחברה i בחרה תשובה j .

אנו אומדות ערכי $\tilde{E}_i^{(3)}$ של התשובה "ללא שינוי" בלבד עבור החברות שהשיבו כך 10 פעמים
 לפחות, ומציבות אותם ב-(15). בהמשך נשווה בין טיב התחזית של המודל ה"מעורב" לבין זה של
 המודל הפרמטרי.

4. הנתונים

לשם אמידת המודל אנו משלבות בין נתוני סקר המעסיקים לבין סדרות התייחסות – מדדי
 התעסוקה המקרו-כלכליים של הסטטיסטיקה הרשמית, שמפרסמת הלמ"ס, במדגם שמהרביע
 הראשון של 1998 עד הרביע הראשון של 2008.

4.1 נתוני סקר המעסיקים וסדרות התייחסות

נתוני סקר המעסיקים, הנערך על ידי משרד התמ"ת, זמינים לתקופה שמהרביע הראשון של 1998.
 הם כוללים מידע מגוון על מדיניות ההעסקה של כ-2,500 חברות, המעסיקות לפחות עובד שכיר
 אחד ומייצגות למעלה מ-150 אלף מעסיקים במגזר העסקי. נתוני החברות נאספים באמצעות
 ריאיון טלפוני, אחת לרביע, שבו נשאלות החברות לגבי מספר העובדים בהן והתחלופה בקרבם
 (קליטה ופליטה) בחודש הריאיון, לגבי ביקושן לעובדים וקושי לאייש משרות פנויות וכן לגבי
 ציפיותיהן לשינויים במצבת כוח האדם ברביע הבא.

כדי לבחון את הייצוגיות של סקר המעסיקים השוויוני את אוכלוסיית המעסיקים המשתתפת בו עם אוכלוסיית המעסיקים האמיתית במרשם העסקים של שנת 2007 (השנה המלאה האחרונה בנתוני סקר המעסיקים), על פי שני קריטריונים: ההתפלגות הענפית וההתפלגות לפי הגודל (לוח 1). בהשוואה זו בולטים ייצוג יתר של חברות תעשייתיות וייצוג חסר של המעסיקים בתחום המסחר בסקר המעסיקים לעומת המצב האמיתי; זאת אף על פי שהייצוג של ענפי התעשייה, המסחר והשירותים העסקיים יחד במגזר העסקי (הכולל נוסף על אלה את ענפי החקלאות, הבנייה, שירותי החינוך, הבריאות, השירותים האישיים וכד') בסקר המעסיקים דומה לחלקם במרשם העסקים. גם הייצוג של חברות גדולות, המעסיקות למעלה מ-100 עובדים, דומה בשני המקורות, אך סקר המעסיקים נוטה לייצג יותר חברות בינוניות (20 עד 100 עובדים) על חשבון החברות הקטנות (עד 20 עובדים), ביחס להתפלגות המעסיקים בפועל. ייצוג יתר של חברות בינוניות בסקר המעסיקים מאפיין את כל הענפים ובולט במיוחד בענפי השירותים למיניהם. בהתאם לכך, החברות הקטנות באותם הענפים מיוצגות בחסר.

לוח 1: השוואת אוכלוסיית סקר המעסיקים עם מרשם העסקים בענפים נבחרים, 2007

הענף	ס"כ מספר המעסיקים		האחוז מתוך המגזר העסקי		19-1 עובדים, %		100-20 עובדים, %		100+ עובדים, %	
	מרשם	סקר	מרשם	סקר	מרשם	סקר	מרשם	סקר	מרשם	סקר
תעשייה	16,700	20,421	7.6	13.3	82.9	81.7	13.5	14.9	3.6	3.3
מסחר ותיקוני כלי רכב	52,045	28,410	23.8	18.5	94.4	92.2	4.9	6.8	0.6	1.0
שירותי אירוח ואוכל	12,198	10,452	5.6	6.8	85.8	77.5	12.6	21.1	1.6	1.4
תחבורה, אחסנה ותקשורת	12,828	12,987	5.9	8.4	93.7	88.7	5.2	10.3	1.1	1.0
בנקאות, ביטוח ופיננסים	7,351	7,062	3.4	4.6	95.5	90.8	3.6	8.1	0.9	1.1
שירותים עסקיים	48,711	30,373	22.3	19.8	94.1	90.6	4.7	8.3	1.3	1.1
ס"כ המגזר העסקי	218,586	153,773	100.0	100.0	92.1	88.5	6.4	9.9	1.5	1.5

הסקר מקיף חברות ב-11 ענפים כלכליים, אולם לצורכי המחקר הגדרנו שני ענפים עיקריים – "תעשייה" ו"מסחר ושירותים עסקיים" – וכן ניתחנו את סך המגזר העסקי ללא ענפי הבינוי והחקלאות⁵. בענף המסחר והשירותים העסקיים כללנו את תת-הענפים מסחר, שירותי אירוח ואוכל, תחבורה, אחסנה ותקשורת, שירותים פיננסיים ושירותים עסקיים, ובענף התעשייה הפרדנו בין תעשייה עילית ומעורבת-עילית לבין תעשייה מסורתית ומעורבת-מסורתית, על פי הסיווג של הלמ"ס. השקלול הוא על פי המשקלות הפרטניים המופיעים בקובצי הסקר. לוח 2 מלמד על ייצוג הענפים שנבחרו למחקר זה, החל מהרביע הראשון של 1998 ועד הרביע הראשון של 2008.

⁵ נוסף על הענפים המוזכרים, מכיל סך המגזר העסקי את הענפים חינוך, שירותי בריאות ורווחה ושירותים קהילתיים, שלדעתנו אינם אופייניים למגזר העסקי.

לוח 2: מספר החברות המשתתפות בסקר מעסיקים (ממוצע), בענפים נבחרים, 2008:I – 1998:I

סקר המעסיקים בנוי כ"פנל": המראיינים חוזרים בכל רביע לאותן החברות. עם זאת, החל משנת 2002 הוחלף רוב מדגם הסקר⁶, כך שרק רבע מהעסקים שנכללו במדגם הישן נשארו במדגם החדש. נוסף על כך קיימת תחלופה שוטפת, עקב נשירת חברות מסיבות שונות כגון סירוב להמשיך להשתתף בסקר, סגירה או איחוד עם חברה אחרת. החברות הנושרות מוחלפות בחברות אחרות מאותו ענף שמספר עובדיהן דומה.

הענף	הממוצע הרבעוני*
סך המגזר העסקי	2,469 (106)
המגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות	2,096 (92)
תעשייה	586 (62)
מזה:	
העילית והמעורבת-עילית	158 (30)
המסורתית והמעורבת-מסורתית	428 (34)
מסחר ושירותים עסקיים	1,287 (65)

* בסוגריים – סטיות התקן.

לוח 3 מציג את שיעור החברות שהשתתפו בסקר 20 פעמים לפחות (בהמשך – החברות המתמידות). תשובותיהן של החברות המתמידות מהוות בסיס אמפירי לגישת המיקרו שאנו נוקטות.

נתוני הציפיות – prospective data – הם התשובות לשאלה "מה תהיה להערכתך המגמה במספר המועסקים הכולל של החברה בשלושת החודשים הקרובים בהשוואה לשלושת החודשים האחרונים?" התשובות האפשריות הן: עלייה גדולה (1), עלייה קטנה (2), ללא שינוי (3), ירידה קטנה (4) וירידה גדולה (5).

לוח 3: החברות המתמידות שהשתתפו בסקר לרביע הראשון של 2008, לפי ענפים נבחרים

הענף	מס' החברות בסקר 2008: I		שיעור ההתמדה (%)
	סך הכול	המתמידות	
תעשייה	459	324	71
מזה:			
העילית והמעורבת-עילית	116	81	70
המסורתית והמעורבת-מסורתית	343	243	71
מסחר ושירותים	1,122	668	60
סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות	1,893	1,188	63

כן מוסרת כל חברה נתונים כמותיים על מצבת כוח האדם בפועל – retrospective data; המודל ניזון במספר העובדים בחברה ובמספר העובדים שנקלטו בה ונפלטו ממנה במהלך חודש הריאיון. כפי שנראה בהמשך, נתונים אלה יכולים לשמש proxy למדד המקרו הבר-זמני של הסטטיסטיקה הרשמית, אשר טרם התפרסם.

כסדרות התייחסות השתמשנו במדדי התעסוקה המקרו-כלכליים שנוצרו על סמך סדרות עתיות של הלמ"ס (לוח 4); סדרות אלה הן במונחי שיעורי שינוי (הפרשי לוג), רבעוניות (ממוצעים חודשיים) ומנוכות עונתיות.

⁶ עד סוף שנת 2001 התבסס מדגם הסקר (המדגם הישן) על מאגר הנתונים של חברה BDI המתמחה באיסוף מידע עסקי; החל משנת 2002 הוצא מדגם הסקר ממאגר המעסיקים של הביטוח הלאומי (המדגם החדש).

לוח 4: סדרות התייחסות, בהתאם לענפי הסקר שנבחרו

הענף בסקר המעסיקים	מהות סדרת התייחסות	המקור
סך התעשייה, התעשייה העילית והמעורבת-עילית, התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית	משרות השכיר בתעשייה, בתעשייה העילית והמעורבת-עילית ובתעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית, בהתאמה	הלמ"ס, סקרי התעשייה
המסחר והשירותים העסקיים	סיכום של סדרות משרות השכיר בענפים: מסחר, שירותי אירוח ואוכל, תחבורה, אחסנה ותקשורת, שירותים פיננסיים ושירותים עסקיים	הלמ"ס, על פי דיווחי המעסיקים למוסד לביטוח לאומי
סך המגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות	משרות השכיר במגזר העסקי	כני"ל

4.2 מידת ההתאמה בין נתוני הסקר לבין סדרות התייחסות ברמת המקרו

הנתונים הרטרוספקטיביים של סקר המעסיקים זמינים לפני שמתפרסמים הנתונים הרבעוניים של הלמ"ס⁷, לכן הם משמשים לנו proxy למדד התעסוקה הבו-זמני. לוח 5 בודק את ההשערה שמאזן התעסוקה⁸ המחושב מדיווחי החברות הוא אומד עקיב ונטול הטיה לסדרות התייחסות⁹, ובמילים אחרות – אם הפרמטרים ברגסיה הליניארית של סדרות התייחסות על מאזני התעסוקה בכל ענף הם: החותך $\mu = 0$ והשיפוע $b = 1$.

ההשערה המשותפת נבדקה לגבי כל אחד מהענפים ולגבי סך המגזר העסקי ללא ענפי הבינוי והחקלאות. תוצאות הבדיקה מלמדות כי ההשערה אינה נדחית לא לגבי המגזר העסקי ללא ענפי הבינוי והחקלאות, ולא לגבי סך התעשייה והתעשייה העילית והמעורבת-עילית. לגבי שני מגזרים – התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית וענף המסחר והשירותים העסקיים – מצביע מבחן F על דחיית ההשערה. בענפים אלה השיפוע שונה מ-1, כנראה עקב תנודתיות גבוהה של מאזן התעסוקה בענפים אלה לעומת סדרות התייחסות של הלמ"ס. ייתכן שההבדל במידת התנודתיות נובע מהבדלים בחישוב הרכיב העונתי; אנו מאמינות שבעיה זו פוחתת ככל שסדרות הסקר מתארכות.

אשר לנתונים הפרוספקטיביים של הסקר – ציפיות המעסיקים לרביע הבא – כ-70% מהציפיות מתארות את המצב כ"אי-שינוי", ובמאזן הנתו של הציפיות קיימת הטיה סיסטמטית של כ-4% לכיוון התשובות האופטימיות. אנו מנסות להעריך את כושר החיזוי של הציפיות על פי הגישה המצרפית, על סמך מדד הפיזור¹⁰.

⁷ יתר על כן, פרסום ראשון של נתוני התעשייה מהלמ"ס מתבסס על מדגם חלקי ועובר בדרך כלל רוויזיה משמעותית.
⁸ מאזן התעסוקה מחושב כסך קליטות העובדים בניכוי סך פליטות העובדים, המשוקללות על פי משקלות הסקר; כל רכיב הוא מנוכה עונתיות.
⁹ משוואה (12) בפרק המודל מפרטת את הבדיקה.
¹⁰ בחרנו להסתמך על מדד הפיזור כדי לנצל את מספרן הגדול של התשובות "אי-שינוי".

לוח 5: מקדמי הקשר בין מאזן התעסוקה בפועל, המדווח בסקר המעסיקים,

לבין סדרות ההתייחסות

בדיקת ההשערה $H_0 : \mu = 0, b = 1$		\bar{R}^2	הפרמטרים ^a		הענף
F-value	P-value		השיפוע, b	החותך, μ	
1.630	0.209	0.33	0.921 (0.202)***	0.185 (0.118)	סך התעשייה
1.220	0.306	0.27	0.757 (0.193)***	-0.096 (0.141)	התעשייה העילית והמעורבת-עילית
3.230**	0.050**	0.13	0.672 (0.255)***	0.281 (0.190)	התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית
4.38**	0.020**	0.44	0.618 (0.129)***	0.080 (0.100)	המסחר והשירותים העסקיים
0.080	0.920	0.47	0.944 (0.164)***	0.025 (0.090)	סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות

^a בסוגריים – הטעות הסטנדרטית; ** מובהקות ברמה של 5%; *** מובהקות ברמה של 1%.

אף שנתוני הציפיות מקדימים את פרסום הנתונים המקרו-כלכליים במספר חודשים, יש לזכור כי סקר המעסיקים מספק מידע חדש רק אחת לרבע, ואילו הסדרות המקרו-כלכליות מתעדכנות בתדירות חודשית. לפיכך מתקבל בכל חודש מידע חדש ועדכני יותר על מצב התעסוקה במשק, וככל שפרק הזמן עד לסיום הרביע מתקצר, תרומתן של הציפיות מסקר המעסיקים לניבוי מצב התעסוקה קטנה. לוח 6 מתאר את סדר הגעתם של נתונים חדשים במשך הרביע ומציג את תוצאותיו של מבחן Granger, הבודק את תרומתו של מדד הפיזור מעבר לפיגורים של מדדי התעסוקה המקרו-כלכליים העומדים לרשותנו בזמן אמת. לוח זה בנוי מתוך המידע הבא:

- א) סקר המעסיקים מתפרסם בדרך כלל בחודש השני של הרביע;
- ב) הסדרות של מספר משרות השכיר בתעשייה מתפרסמות לקראת סוף החודש, בפיגור של חודשיים (בינואר מתפרסם הנתון של נובמבר);
- ג) מדד התעסוקה של סקר מנהלי הרכש מתפרסם באמצע החודש, בפיגור של חודש (בינואר מתפרסם הנתון של דצמבר);
- ד) סדרות מספר משרות השכיר בסך המגזר העסקי ובמסחר והשירותים העסקיים מתפרסמות בתחילת החודש בפיגור של שלושה חודשים (בתחילת ינואר מתפרסם הנתון של אוקטובר).

נניח לדוגמה שבתחילת חודש פברואר מגיעים נתוני סקר המעסיקים לגבי הרביע האחרון של השנה הקודמת ובו ציפיות המעסיקים לרביע הראשון של השנה. באותה נקודת זמן הנתון האחרון של מדד תעסוקה מסקר מנהלי הרכש שיש בידינו מתייחס לחודש דצמבר, הנתון של משרות השכיר בתעשייה והנתון של משרות השכיר בסך המגזר העסקי ובענפי המסחר והשירותים העסקיים – לחודש נובמבר. משמע שלגבי חודש ינואר אנו יודעות את הציפיות, את מדד מנהלי הרכש בפיגור של חודש אחד ואת נתוני משרות השכיר בפיגור של חודשיים. לגבי חודש פברואר אנו יודעות את הציפיות, את מדד מנהלי הרכש בפיגור של חודשיים ואת נתוני משרות השכיר

בפיגור של שלושה חודשים. לגבי חודש מארס אנו יודעות את הציפיות, את מדד מנהלי הרכש בפיגור של שלושה חודשים ואת נתוני משרות השכיר בפיגור של ארבעה חודשים. בתחילת חודש מארס אנו יודעות את מדד מנהלי הרכש המתייחס לחודש ינואר (פיגור של חודשיים), ואת נתוני משרות השכיר המתייחסים לחודש דצמבר (פיגור של שלושה חודשים). בסוף חודש מארס מצויים בידינו נתוני פברואר של מדד מנהלי הרכש (פיגור של חודש אחד), נתוני ינואר של משרות השכיר בתעשייה (פיגור של חודשיים) ונתוני דצמבר של שאר משרות השכיר (פיגור של שלושה חודשים). בענפי מסחר ושירותים יש רק סדרת התייחסות אחת של מספר משרות שכיר, ועיתוי הגעתה הוא כמו של סדרת משרות השכיר בסך המגזר העסקי. יש לציין שנתוני הציפיות מתוך סקר המעסיקים אינם מתחדשים עד סוף הרביע.

לוח 6: הקדמה (בחודשים) של ציפיות הסקר לעומת מקורות מידע אחרים ותוצאות מבחן

Granger לנושר החיזוי

מספר החודש ברביע	חודש ההתייחסות של סקר המעסיקים	משרות השכיר בענפים הרלוונטיים	מדד התעסוקה של סקר מנהלי הרכש	מבחן Granger עם שני פיגורים
סך המגזר העסקי				
2	1	2	1	2.05 (0.134)
	2	3	2	2.52 (0.115)
	3	4	3	3.32 (0.07)*
3 (תחילת החודש)	3	3	2	2.52 (0.115)
סוף רביע	3	3	1	1.11 (0.35)
התעשייה				
2	1	2	1	2.27 (0.107)
	2	3	2	1.29 (0.278)
	3	4	3	0.95 (0.391)
3 (תחילת החודש)	3	3	2	1.29 (0.278)
סוף רביע	3	2	1	2.27 (0.107)
המסחר והשירותים העסקיים				
2	1	2		6.09 (0.015)**
	2	3		8.40 (0.005)***
	3	4		9.33 (0.003)***
3 (תחילת החודש)	3	3		9.33 (0.003)***
סוף רביע	3	3		9.33 (0.003)***

*** מובהקות ברמת של 1%; ** מובהקות ברמת של 5%; * מובהקות ברמת של 10%

הסטטיסטיים של מבחני Granger המדווחים בעמודה האחרונה של לוח 6 מלמדים כי כושר החיזוי של מדד הפיזור (או מאזן הנטו) של הציפיות לגבי מצב התעסוקה בתעשייה הוא חלש, ואין בו למעשה מידע נוסף, מעבר לנתוני העבר של סדרות התעסוקה עצמן. לגבי סך המגזר העסקי יש לו ערך מסוים כשמדובר בחודש האחרון של הרביע, שבו הפיגור של שאר הנתונים הוא מרבי. תוצאות דומות מתקבלות במבחן Granger עם פיגור אחד (לא מדווח). לעומת זאת בענפי המסחר והשירותים נתוני הציפיות של המעסיקים בענפים הרלוונטיים אכן תורמים לחיזוי מצב התעסוקה בטווח הקצר. תוצאה זו אינה מפתיע, שכן בענפים אלה יש סדרת התייחסות אחת בלבד שמגיעה בפיגור מרבי, ואין נתונים אחרים שיכולים להוסיף מידע.

אשר לתופעת ההטיה החיובית במאזן הציפיות – יש לשער אי-סימטריה בתגובות החברות לשינוי מקרו-כלכלי צפוי: חברה מצביעה ברצון על השיפור שהיא צופה, אך נזהרת מלהצביע על הרעה, ובמקום זאת נוטה להשיב כי איננה צופה שינוי. כדי להמחיש זאת, אמדנו את ההסתברות השולית לתשובה עלייה/ירידה – כנגד תשובות אחרות – על סמך רגרסיות לוגיות¹¹. לוח 7 מציג את התוצאות.

לוח 7: ההסתברות השולית לקבל תשובה "שיפור"/"הרעה" עקב שינוי של אחוז אחד בסדרת ההתייחסות, לפי ענף וגודל חברה*

הענף וגודל החברה	השינוי בהסתברות לקבל תשובה "שיפור"	השינוי בהסתברות לקבל תשובה "הרעה"
התעשייה	0.143 (0.012)	0.092 (0.025)
חברה גדולה	0.186 (0.009)	0.096 (0.024)
חברה בינונית	0.149 (0.008)	0.084 (0.025)
חברה קטנה	0.119 (0.010)	0.095 (0.025)
התעשייה העילית והמעורבת-עילית	0.174 (0.020)	0.071 (0.016)
חברה גדולה	0.197 (0.024)	0.080 (0.028)
חברה בינונית	0.186 (0.019)	0.068 (0.011)
חברה קטנה	0.136 (0.011)	0.065 (0.012)
התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית	0.130 (0.014)	0.098 (0.024)
חברה גדולה	0.176 (0.015)	0.114 (0.024)
חברה בינונית	0.135 (0.015)	0.094 (0.028)
חברה קטנה	0.100 (0.010)	0.094 (0.022)
המסחר והשירותים העסקיים	0.124 (0.021)	0.074 (0.022)
חברה גדולה	0.207 (0.021)	0.110 (0.026)
חברה בינונית	0.160 (0.029)	0.091 (0.028)
חברה קטנה	0.084 (0.015)	0.061 (0.019)
סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות	0.128 (0.016)	0.078 (0.023)
חברה גדולה	0.190 (0.018)	0.105 (0.028)
חברה בינונית	0.154 (0.019)	0.087 (0.026)
חברה קטנה	0.089 (0.008)	0.065 (0.022)

* כל הערכים בלוח מובהקים ברמת המובהקות של 1%. בסוגריים – סטיית התקן.

כפי שעולה מהלוח, עוצמת התגובה של הציפיות לשינוי מקרו-כלכלי צפוי אכן אינה סימטרית; ניכר שהחברות מתואמות יותר עם התפתחות מקרו-כלכלית בכיוון ההתרחבות ומגיבות פחות לירידה. ייתכן שזעזועים שליליים הם מהירים יותר ובלתי צפויים, ואילו התרחבות היא הדרגתית וארוכה יותר. נוסף על כך עולה מהלוח שעוצמת התגובה תלויה בגודל החברה, וחברות גדולות מתואמות יותר עם ההתפתחויות המקרו-כלכליות¹². תופעה זו ידועה וההסבר לה הוא שחברות גדולות מעודכנות יותר לגבי כיוון ההתפתחות העתידית ומגלות פחות "standpoint"

¹¹ שתי רגרסיות נאמדו לחוד: אחת שאומדת הסתברות לתשובה "עלייה", והשנייה – הסתברות לתשובה "ירידה" כפונקציה לוגית מהשינוי המקרו-כלכלי, כפי שנמדד על ידי סדרת התייחסות מתאימה. ההסתברות השולית היא הנגזרת הראשונה של פונקציית לוגית לפי מדד התעסוקה המקרו-כלכלי בענף המתאים.

¹² כל החברות חולקו לשלוש קבוצות גודל על פי מספר העובדים: קטנות (עד 20 עובדים), בינוניות (מ-20 ל-100 עובדים) וגדולות (יותר מ-100 עובדים).

"bias" (Biau et al., 2006), כלומר נטייה לבטא בציפיות את המצב המתועד בפועל בענף שאליו הן שייכות; אפשר גם שבחברות קטנות השונות של הרכיב האידיוסינקרטי גבוהה יותר. סיכומים מצרפיים של סקר המעסיקים מלמדים שניתן לקבל אומדנים טובים למצב התעסוקה בפועל, שטרם נודע מהסטטיסטיקה הרשמית, מהנתונים הכמותיים של הסקר (retrospective data). לעומת זאת, שיעורי התשובות ה"אופטימיות" וה"פסימיות" אינם תורמים מידע מוביל מהותי ו"מפסידים" לטובת התחזיות, הנשענות על פיגורים, אך מתעדכנות בתדירות גבוהה יותר. פרק התוצאות יסכם את המאמצים לכמת את הציפיות ברמת החברה ויבדוק את כושר החיזוי על פי גישת המיקרו.

5. בדיקת הרציונליות

השערת הציפיות הרציונליות פירושה שגיאאות התחזית אינן מתואמות עם נתוני האמת ולא מגלות הטיה סיסטמטית או מיתאם סדרתי. מחקרים רבים בחנו את השערת הרציונליות על סמך נתוני הסקרים, אך רובם נאלצו לדחותה¹³. ואולם, דחיית השערת הרציונליות במחקרים שהתבססו על השימוש בנתונים מצרפיים יכולה להיות מוטעה, ואין בה כדי לפסול רציונליות ברמת הציפיות הפרטניות. Keane and Runkle (1990) רואים בעייתיות בשימוש שמחקרים אלה עושים באגרגציה של הציפיות הפרטניות, המבוססות על מידע הטרוגני העומד בפני הנשאלים בעת היווצרותן של הציפיות, ומנסים להסיק מסקנות ברמה המצרפית (התעשייה, אוכלוסיית השכירים וכד'). השערת הרציונליות נדחתה גם במחקרים שהשתמשו בנתוני המיקרו. (ראו לדוגמה Das, Nerlove and Schuermann, 1995, 1997, Ivaldi, 1992, Batchelor and Jonung, 1989 et al., 1996-1999, Das and van Soest, 1996). עם זאת הסיבה לדחייה יכולה להיות טכנית, שכן שימוש בסדרות קצרות יחסית אינו מאפשר למצע ביעילות את שגיאות התחזית. זאת ועוד: ציפיות יכולות להיות רציונליות ex ante, אך להתברר כלא-רציונליות ex post, כתוצאה מזעזועים בלתי צפויים שהתרחשו לאחר סיום הסקר.

נתוני סקר המעסיקים מאפשרים להשוות את הציפיות למצבת כוח האדם, $y_{it}^{(ordered)}$, ברביע t שחברה i מדרגת מ-1 עד 5 (prospective data), עם השינויים הכמותיים, y_{it} , שנודעו בדיעבד; y_{it} מחושב כהפרש הלוגים בין מספר העובדים שנקלטו למספר העובדים שנפלטו, שהם נתונים כמותיים בפועל (retrospective data) שחברה סיפקה בסקר¹⁴. אנו מיישמות את שיטתם של Das et al. (1999) ובודקות – בכפיפות להשערת הרציונליות – שהריאליזציה, y_{it} , אכן הוצאה מאותה התפלגות שעליה מתבססת הציפייה, $y_{it}^{(ordered)}$. אם השערת הרציונליות נכונה, החברות ממזערות את טעות התחזית באופן כלשהו. אנו נניח שפונקציית ההפסד שלהן בנויה על

¹³ לדוגמה: מחקרים רבים השתמשו בנתוני הציפיות לאינפלציה לבחינת השערת רציונליות (Pesando, 1975).
¹⁴ נתון זה משקף את שיעור השינוי של המועסקים, במונחים חודשיים, בהתאם לניסוח השאלון. (Kawasaki and Zimmerman, 1986, Pesaran, 1984, 1987, Figlewski and Wachtel, 1981)

טעות התחזית בערך מוחלט. אם הנחה זו מתקיימת, התשובה $y_{it}^{(ordered)}$ שייכת לקטגוריה j המכילה את החציון של ההתפלגות הסובייקטיבית של y_{it} .¹⁵ כדי להחליש את המבחן אנו מצמצמות את מספר הקטגוריות לשלוש – "שיפור", "אי-שינוי" ו"הרעה" ($j=1,3,5$) – ובוחנות אם מתקיים התנאי:

$$P\{y_{it} \leq m_{j-1} | y_{it}^{(ordered)} = j\} \leq 0.5 \leq P\{y_{it} \leq m_j | y_{it}^{(ordered)} = j\}, \quad j=1,3,5$$

כאשר y_{it} - שיעורי השינוי במשרות השכיר שנודעו בקרב החברות שבחרו תשובה j ; m_j ו- m_{j-1} - הגבול התחתון והגבול העליון לרווח בר-סמך עבור החציון, בהתאמה.

מחשש כי האפקט העונתי ישבש את תוצאות הבדיקה, אנו בודקות רק חברות בענף התעשייה, שבו התנודתיות העונתית חלשה יחסית לשאר הענפים.¹⁶ כדי לנטרל את השפעת הזעזועים המקרו-כלכליים היוצרים תלות בין הציפיות, אנו מחלקות את תקופת הסקר לתת-תקופות בהתאם לפאזות במחזור העסקים בישראל.¹⁷

כלל קטגוריה של הציפיות ($j=1,3,5$) אנו בונות פונקציית צפיפות אמפירית של הפרש הלוג של המועסקים ברביעים עוקבים. זאת באמצעות Kernel density estimation עם החלקה. כדי להיפטר משינויים קיצוניים בקצוות ההתפלגות ולהשיג תוצאות ברורות יותר, אנו חותכות שינויים שמעל האחוזון ה-95 ומתחת לאחוזון ה-5. לאחר אמידה נומרית אנו מגיעות לשלוש פונקציות c.d.f. אמפיריות, המוצגות באיור 1.

כדי לחשב את ערכי הגבולות (m_j) ($j=1,3,5$) אנו מניחות רווח בר-סמך של 90% לחציון,

מבצעות אמידה נומרית של האינטגרל (17) ופותרות ביחס ל- m_j :

$$\int_{y-m_j}^{y+m_j} f(y) dy = 0.90 \quad (17)$$

כאשר $f(y)$ היא פונקציית הצפיפות האמפירית שנאמדה עבור כל קטגוריה של תשובה ($j=1,3,5$).

תוצאות הבדיקה מוצגות בלוח 8.

על פי הלוח, ב-3 מתוך 4 תת-תקופות וגם ב-Pooled data מתקיים שהקטגוריה "אי-שינוי" מכילה ערך 0 בין גבולות החציון של השינוי הכמותי שנודע. בתקופת הצמיחה המהירה של 2004 עד 2008 ניכרת תופעה של הטיה לפסימיות בתשובות "אי-שינוי" לגבי הרביע העוקב. בשלב זה אנו נוטות לחשוב שמדובר על בהטיה זמנית.

החציון של התשובות "שיפור"/"הרעה" הוא חיוב/שלילי, כלומר מספק את תנאי הרציונליות. עם זאת, כשמרחיבים את פירוט הקטגוריות (פירוט ה"שיפור" ל"שיפור קל" ו"שיפור

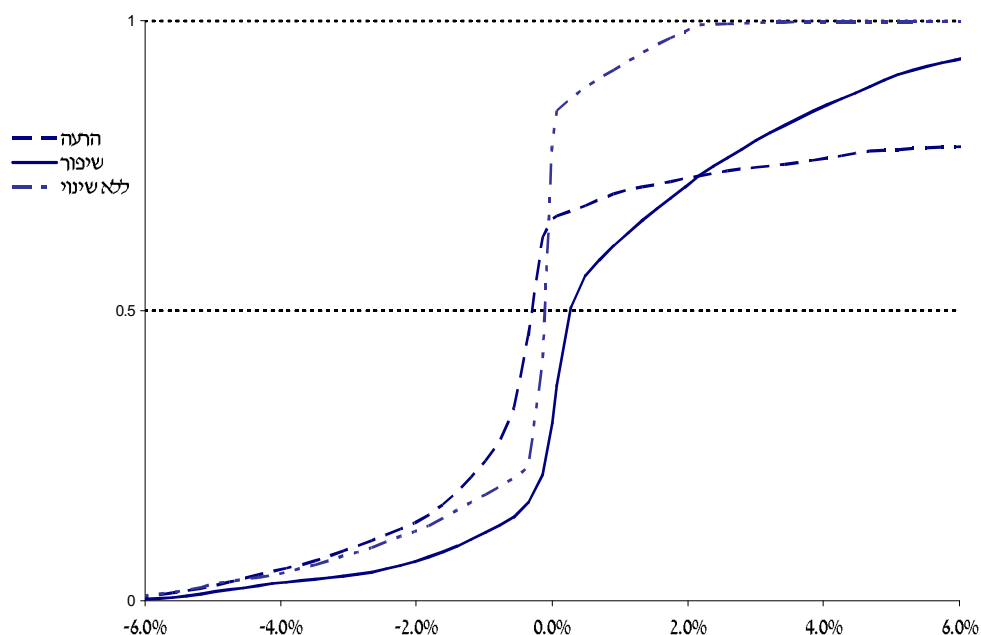
¹⁵ אפשרות אחרת תחת השערת הרציונליות היא שהחברה ממוערת את הטעות הריבועית של התחזית. במקרה זה החברה תענה בקטגוריה המכילה את הממוצע של ההתפלגות הסובייקטיבית. מבחן זה חלש יותר ממבחן החציון.

¹⁶ בנתוני הריאליזציה הכמותיים (שינוי מאזן התעסוקה בפועל) ישנו רכיב עונתי שלא ניתן לנכותו ברמת החברה בשל סדרות עתיות קצרות. לעומת זאת, תשובות לגבי הציפיות אמורות להביא בחשבון את העונתיות, אך לא ידוע האם כל החברות התייחסו לזה בצורה אחידה.

¹⁷ על סמך טיב המדד המשולב למצב המשק (ראו דוח בנק ישראל, 2004)

גדולי ופירוט ה"הרעה" ל"הרעה קלה" ו"הרעה גדולה") ייתכן שהבדיקה לא תצביע אל נכון על רציונליות. כך, בחלק מתת-התקופות נמדד $m_1 < m_2$ או $m_4 < m_5$. ייתכן ששיבושים משניים אלה נגרמו על ידי העדר ספציפיקציה של האפקט העונתי.

אנו מנסות לאמוד גם את המיתאם שבין הציפיות לבין הריאליזציות בכל רביע. בהסתמך על גבולות החציון, המוצגים בלוח 8, אנו מדרגות את השינוי במצבת כוח האדם המדווח על ידי כל חברה לפי שלוש קטגוריות, ומחשבות את מקדם המיתאם הפוליכורי (polychorial correlation) בין הציפיות לבין השינוי במצבת כוח האדם בכל רביע על פי הערכים האיכותיים¹⁸. מקדם זה נע בין 0.15 ל-0.32 ברביעים השונים, עם טעות סטנדרטית של כ-0.05, ונותר חיובי ומובהק ברמה של 5% לפחות ברוב תצפיות המדגם, להוציא מספר רביעים שאופיינו בקשר חלש בין הציפיות לריאליזציות, ובהם מקדם המיתאם נע סביב 0.1. מיתאם נמוך זה בין הציפיות לבין הריאליזציות נמדד ברביעים 1998:IV, 2002:I, 2002:III ו-2006:IV – תופעה המוסברת כנראה בזעזועים בלתי צפויים – תחילת מיתון בשלושת המקרים הראשונים ומלחמת לבנון השנייה במקרה האחרון.



איור 1. פונקציות התפלגות אמפירית של שיעורי השינוי במועסקים בחברות התעשייה, מותנות בסוג הציפיות לרביע הבא ("הרעה", "ללא שינוי", "שיפור")

עדויות מעורבות משתי הבדיקות שנערכו אינן מספיקות, להערכתנו, לדחיית ההשערה בדבר רציונליות של ציפיות המעסיקים. אנו מעריכות אפוא כי באפיזודות שבהן התנאים לרציונליות לא התקיימו התחוללו זעזועים מקרו-כלכליים בפרק הזמן שבין היווצרות הציפיות לבין הריאליזציות.

¹⁸ ראו, למשל, Ivaldi (1992) שבוחר את הרציונליות של הציפיות בסקרי התעשייה על סמך מקדמי המיתאם הפוליכוריים.

לוח 8: רווח בר-סמך ברמת המובהקות של 90% לחציון השינוי במספר המועסקים בחברות התעשייתיות (באחוזים)¹, בהינתן סוג התשובה האיכותית והפאזה במחזור העסקים²

סוג התשובה האיכותית	הגבול התחתון	הגבול העליון	מס' התצפיות	השינוי החודשי הממוצע במאזן כוח האדם*
1999: 2 – 1998: 2				
שיפור	0.08	0.90	501	0.88
אי-שינוי	0.00	0.27	1,694	0.15
הרעה	-8.11	-1.19	407	-1.49
1999: 3 – 2000: 4				
שיפור	1.48	4.15	721	1.68
אי-שינוי	0.00	0.32	2,299	0.16
הרעה	-5.10	-0.61	331	-1.16
2003: 4 – 2001: 1				
שיפור	0.10	0.80	782	0.76
אי-שינוי	-1.10	0.00	4,418	-0.10
הרעה	-4.48	-0.72	820	-1.74
2008: 1 – 2004: 1				
שיפור	0.70	2.81	1,419	1.17
אי-שינוי	0.10	1.23	5,971	0.24
הרעה	-5.97	-1.22	440	-1.39
כל המדגם (Pooled data)				
שיפור	0.68	3.02	3,419	1.14
אי-שינוי	0.00	0.87	14,297	0.13
הרעה	-5.15	-0.89	1,992	-1.50

¹ לחישוב האומדנים השתמשנו בשקלול כפול של שיעורי שינוי – על פי מספר המועסקים בחברה ועל פי משקל החברה בסקר המעסיקים.
² לא כולל ערכים קיצוניים מעל האחוזון ה-95 ומתחת לאחוזון ה-5.

6. התוצאות

בשלב ראשון אנו ממדלות זעזוע, u_i , כשארית של משוואה (7), לפי סדרת התייחסות מתאימה לכל ענף, ובודקות אם הוא מתפלג נורמלית עם תוחלת 0. התוצאות מוצגות בלוח 9. יצוין ששונות הזעזוע משתנה בין הענפים, בהתאם לתנודתיות של סדרת התייחסות המתאימה; למעשה הערכים הכמותיים של הציפיות שאנו אומדות מכילים לפי שונות זו. כאמור, לא ניתן לאמוד את המודל עבור כל חברה וחברה. נתוניהן של חלק ניכר מהחברות אינם עומדים בתנאי מודל המיקרו; עבורן אנו אומדות את משוואות (10) עד (14) על סמך נתוני הענף שבו הן פועלות ומכמתות את הציפיות לפי הממוצעים הענפיים (לוח 10).

לוח 9: פרמטרים¹ אוטו-רגרסיביים בהתפתחותן של סדרות ההתייחסות ושונות הזעזוע

ההתפלגות u_t ²	מקדמי העונתיות לרביעים הראשון- השלישי*	המקדם האוטו-רגרסיבי λ	הענף
N (0, 0.374)	-0.102 (0.043) ** 0.079 (0.041) * 0.019 (0.042)	0.584 *** (0.120)	סך התעשייה
N (0, 1.150)	- - -	0.605 *** (0.118)	התעשייה העילית והמעורבת-עילית
N (0, 1.101)	-0.175 (0.051) *** 0.048 (0.049) -0.038 (0.050)	0.256 * (0.146)	התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית
N (0, 0.698)	-0.295 (0.031) *** 0.195 (0.030) *** 0.255 (0.030) ***	0.566 *** (0.125)	המסחר והשירותים
N (0, 0.697)	-0.244 (0.024) *** 0.172 (0.023) *** 0.190 (0.023) ***	0.406 ** (0.137)	סך המגזר העסקי ללא בנייה וחקלאות

¹ בסוגריים – הטעות הסטנדרטית; *** מובהקות ברמה של 1%; ** מובהקות ברמה של 5%; * מובהקות ברמה של 10%.
² שונות הזעזוע הוכפלה ב-100, לשם התאמה למונחי שיעורי השינוי.

לוח 10: ערכים כמותיים של הציפיות – שיעורי השינוי יחסית לשינוי בפועל, ב-%

הערך הכמותי של הציפיות, ב-%			שיפוע הלוגיטי המצרפי, β	הענף
"הרעה"	"ללא שינוי"	"שיפור"		
-3.78	-0.32	3.44	0.135 *** (0.022)	התעשייה
-10.89	-1.69	8.57	0.159 *** (0.364)	התעשייה העילית והמעורבת-עילית
-7.98	-0.47	7.34	0.120 *** (0.157)	התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית
-5.64	-0.46	4.97	0.152 *** (0.162)	המסחר והשירותים
-5.73	-0.42	5.11	0.160 *** (0.119)	סך המגזר העסקי ללא בנייה וחקלאות

אשר לתוצאות האמידה ברמת החברה הבודדת, במגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות נמצאו, בסך פאנל הסקר, 1,416 חברות מתמידות¹⁹, מתוכן 381 בענף התעשייה (150 חברות בתעשייה העילית והמעורבת-עילית ו-331 חברות בתעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית) ו-796 חברות בענף המסחר והשירותים העסקיים²⁰. לוח 11 מציג את התפלגות השיפוע של משוואת הלוגיט (10) בקרב החברות המתמידות.

¹⁹ כפו שהוזכר לעיל, חברות "מתמידות" הן אלה שהשתתפו בסקר 20 פעמים לפחות, לא בהכרח ברצף.
²⁰ מספר החברות המתמידות בתעשייה ובמסחר ושירותים עסקיים אינו מסתכם לסך מספר החברות המתמידות במגזר העסקי בשל קיום ענפים נוספים – חינוך, שירותי בריאות ורווחה ושירותים קהילתיים – שאיננו מטפלות בהם בנפרד.

לוח 11: התפלגות השיפוע של משוואות הלוגיית בקרב החברות המתמידות, לפי הענף,

במדגם 2008: I – 1998: II

סטיות התקן	הממוצע	החציון	$\hat{\beta}_i > 2$	$1 < \hat{\beta}_i \leq 2$	$0 < \hat{\beta}_i \leq 1$	$-1 < \hat{\beta}_i \leq 0$	$-2 < \hat{\beta}_i \leq -1$	$\hat{\beta}_i \leq -2$
סך המגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות								
7.30	0.81	0.20	78	177	469	349	80	53
סך התעשייה								
1.37	0.23	0.18	20	40	161	122	31	7
התעשייה העילית והמעורבת-עילית								
2.77	0.54	0.16	5	5	51	34	2	0
התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית								
7.65	0.12	0.18	4	24	151	96	7	2
המסחר והשירותים העסקיים								
4.88	0.32	0.16	42	71	262	184	46	48

כפי שעולה מלוח 11, הפיזור במקדמי השיפוע שהתקבלו גדול, ונתון החציון קרוב לפרמטר המצרפי שהוצג בלוח 10. לרוב החברות התקבלו מקדמי β_i חיוביים, ממצא המעיד כי הציפיות אכן מתואמות עם ההתפתחויות המקרו-כלכליות. כדי לכמת את הציפיות על פי (14), אנו בוחרות חברות בעלות שיפוע בגבולות $0 < \beta_i \leq 2$, כלומר את אותן החברות המתואמות עם התפתחויות המקרו ומגיבות במידה מתונה. שיפוע גבוה מ-2 יכול להעיד על חוסר יציבות של הפרמטר בגלל מספר קטן מדי של התשובות השונות מ"אי-שינוי". נוסף על כך, כדי שנוכל לכמת ציפיות ל"שיפור" ול"הרעה" של חברה בודדת, חברה זו צריכה למסור תשובות בכל הקטגוריות $j = 1, 3, 5$, לאורך זמן²¹, ולאחר סינון זה נותרו 404 חברות בלבד שעבורן ניתן לחשב את הערך הכמותי של הציפיות. לוח 12 מציג את התוצאות.

במסגרת המעקב השוטף נצטרך להטיל על החברה המתמידה אילוץ נוסף - דרישה שתשתתף בסקר האחרון שעליו מתבסס מדד מוביל. כך, למשל, המדד המוביל לרביע השני של 2008 מסתמך רק על הערכים הכמותיים של ציפיות אותן חברות שהשתתפו בסקר של הרביע הראשון של 2008, שהוא הסקר האחרון שהיה בידינו לצורך המחקר. לפיכך מספר החברות שעוברות כימות פרטני ישתנה מרביע לרביע.

לוחות 10 ו-12 אינם מגלים אי-סימטריה חזקה בין ערכי הציפיות האופטימיות לאלה של הציפיות הפסימיות. תוצאה זו אינה סותרת את התוצאה שבלוח 7. נזכור שאנו מכמתות את הציפיות יחסית למצבת כוח האדם (שיעור השינוי) ברביע הקודם, הידועה לחברה. על פי משוואה (9) רכיב זה הוא חלק בלתי נפרד של תחזית החברה, ולכן הערך הכמותי של הציפייה ל"שיפור"/"הרעה" משתנה על פני מחזור עסקים. לעומת זאת אי-הסימטריה בין התשובות האופטימיות לפסימיות שבלוח 6 לא נאמדה יחסית למצב התעסוקה ברביע הקודם, אלא יחסית לשינוי התעסוקה הממוצע האופייני למשק/לענף.

²¹ אחרת, אם החברה השיבה לאורך זמן רק שתי תשובות מתוך שלוש (למשל, "אי-שינוי" ו"שיפור") אמנם נוכל עדיין לאמוד את השיפוע, אך המודל יהפוך להיות בינארי, עם חותך אחד בלבד.

לוח 12: המאפיינים הסטטיסטיים של ערכי התשובות של החברות שעברו כימות,

במונחי שיעורי השינוי במספר העובדים בחברה

הענף (בסוגריים – מספר החברות)	הממוצע	החציון	סטיית התקן	אי-סימטריה בערך התשובה "אי-שינוי"
התעשייה (128) שיפור אי-שינוי הרעה	5.11 -0.28 -5.42	5.63 -0.12 -5.86	1.61 0.98 1.46	-0.44
התעשייה העילית והמעורבת-עילית (35) שיפור אי-שינוי הרעה	8.88 -0.93 -10.11	9.05 -0.97 -10.44	2.16 1.19 2.22	-0.65
התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית (104) שיפור אי-שינוי הרעה	8.54 -0.18 -8.79	9.11 -0.06 -9.14	2.49 1.29 2.32	-0.11
המסחר ושירותים העסקיים (204) שיפור אי-שינוי הרעה	5.72 -0.62 -6.61	6.02 -0.52 -6.97	1.69 0.82 1.76	-0.16
סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות (404) שיפור אי-שינוי הרעה	5.81 -0.37 -6.36	6.23 -0.28 -6.74	1.78 0.78 1.83	-0.45

כדי להסתמך על ציפיות של החברות ש"שרדו" את כל תהליכי הסינון של מודל המיקרו, אנו צריכות להיות ערות לאפשרות שתיווצר בקרבן הטיה סלקטיבית. כדי לבדוק זאת אמפירית, נשווה את השונויות של שיעורי השינוי במספר העובדים בין שני המדגמים: במדגם הראשון נכלול את אותן החברות שעברו סלקציה של מודל המיקרו והצלחנו לחשב עבורן את ערך הציפיות, ובמדגם השני נכלול את אוכלוסיית הסקר האחרון, להוציא את החברות שעברו סלקציה. לוח 13 מלמד כי בקרב החברות שעבורן כימתנו את הציפיות מסתמנת הטיה לכיוון חברות גדולות. תוצאה זו אינה מפתיעה, שכן חברות גדולות הן יציבות יותר, והתנודתיות במספר המועסקים בהן היא בדרך כלל מתונה יותר; על פי עדויות אמפיריות (Biau et al., 2006), חברות גדולות מודעות יותר להתפתחותן העתידית ומעריכות נכון יותר את התפתחויות המקרו. עם זאת, הבדלי השונויות בין המדגמים לא אובחנו כמובהקים על פי מבחן F , להוציא את החברות בתעשייה העילית והמעורבת-עילית. ייתכן אפוא שלא ניתן לדחות חוסר סלקטיביות במקרה זה, בגלל מספרן הקטן של החברות (23).

לוח 13: התפלגות החברות על פי גודל החברה (מספר העובדים) במדגם של הסקר האחרון ובמדגם שעבר כימות ברמת המיקרו, באחוזים, ותוצאות המבחן להטיה סלקטיבית

הענף וגודל החברה	מדגם החברות שעברו כימות ציפיות מיקרו	מדגם החברות בסקר האחרון (2008: I)	ערך מבחן ה-F לשוויון השונויות ¹
התעשייה יותר מ-100 עובדים מ-20 עד 100 עובדים עד 20 עובדים סה"כ (מספר חברות)	35.8 37.6 26.6 109	24.5 36.8 38.7 459	7.60 (<0.0001)***
התעשייה העילית והמעורבת-עילית יותר מ-100 עובדים מ-20 עד 100 עובדים עד 20 עובדים סה"כ (מספר חברות)	44.83 31.03 24.14 23	24.51 36.86 38.63 116	1.29 (0.39)
התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית יותר מ-100 עובדים מ-20 עד 100 עובדים עד 20 עובדים סה"כ (מספר חברות)	32.6 40.7 26.7 86	22.9 36.9 40.2 343	5.53 (<0.0001)***
המסחר והשירותים העסקיים יותר מ-100 עובדים מ-20 עד 100 עובדים עד 20 עובדים סה"כ (מספר חברות)	17.8 40.8 41.4 204	12.4 27.6 60.0 975	4.01 (<0.0001)***
סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות יותר מ-100 עובדים מ-20 עד 100 עובדים עד 20 עובדים סה"כ (מספר חברות)	27.7 39.0 33.3 404	17.7 30.4 51.9 1893	1.65 (<0.0001)***

¹ של שיעורי השינוי במספר העובדים y_{it} ; *** מובהקות ברמה של 1%. בסוגריים – ההסתברות.

לאחר שאמדנו את ערך הציפיות של החברות במונחי שיעורי השינוי במספר עובדים יחסית לרביע הקודם, נשווה בין ארבעת המודלים של המדד המוביל. לצורך השוואה נבדוק את טיב התחזית של שני המודלים הנוקטים את הגישה המצרפית ושל שני המודלים הנוקטים את גישת המיקרו. המודלים נאמדו עבור הענפים שנבחרו ועבור סך המגזר העסקי, ללא בינוי וחקלאות.

המודל המצרפי A הוא המודל המסורתי החוזה את שיעור השינוי במשרות השכיר באמצעות מדד הפיזור, מנוכה עונתיות. המודל המצרפי B מבוסס גם הוא על מדד הפיזור, אך מסתמך גם על מאזן התעסוקה בפועל, המחושב לפי דיווחי החברות על קליטה ופליטה של עובדים. מודל מיקרו A מסתמך על כימות פרטני של ציפיותיהן של כ-20% מהחברות בפנל הסקר שעברו תהליכי סינון ועל כימות מצרפי לשאר החברות על פי נתונים ממוצעים ענפיים. משתנה מסביר נוסף במודל זה הוא מאזן התעסוקה בפועל המחושב מהסקר. מודל מיקרו B מכמת גם, באופן לא-פרמטרי, את התשובות בקטגוריה "אי-שינוי" על פי משוואה (16) עבור החברות שהשיבו כך לפחות 10 פעמים, ללא מגבלות נוספות.

בענף התעשייה בדקנו גם את טיב התחזית על פי מודל חצי-מצרפי אשר אומד את הערך הכמותי של הציפיות, מותנה בגודל החברה (קטנות, בינוניות וגדולות). מודל זה לא מגלה יתרונות על פני המודל המצרפי. נדון בו ביתר פירוט בהמשך הפרק.

לוח 14: השוואת המודלים של המדד המוביל, לפי הענף

RSE/AAE	DW	\bar{R}^2	מקדמי המשתנים המסבירים ^(1,2)	החותך ⁽¹⁾	הענף/המודל
התעשייה					
0.70/0.52	1.306	0.363	0.170 (0.035)***	-8.811 (1.815)***	1. מצרפי A
0.61/0.47	1.919	0.538	0.767 (0.209)***	-5.930 (1.821)***	2. מצרפי B
0.58/0.42	1.835	0.564	0.118 (0.035)***	0.040 (0.109)	3. מיקרו A
0.54/0.40	2.006	0.631	0.596 (0.211)***	-0.312 (0.141)**	4. מיקרו B
0.61/0.48	2.313	0.534	1.213 (0.298)***	1.141 (0.288)***	5. חצי-מצרפי
			2.098 (0.604)***		
			0.809 (0.206)***		
התעשייה העילית והמעורבת-עילית					
0.96/0.80	0.767	0.131	0.091 (0.034)**	-5.112 (1.913)**	1. מצרפי A
0.85/0.64	0.904	0.337	0.751 (0.228)***	-3.054 (1.929)	2. מצרפי B
0.78/0.59	1.226	0.441	0.052 (0.035)	-0.234 (0.128)**	3. מיקרו A
0.76/0.58	1.236	0.463	0.379 (0.253)	-0.702 (0.199)***	4. מיקרו B
			0.439 (0.142)***		
			0.352 (0.245)		
			0.461 (0.136)***		
התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית					
0.98/0.77	2.276	0.328	0.214 (0.047)***	-10.920 (2.418)**	1. מצרפי A
0.96/0.75	2.469	0.369	0.419 (0.278)*	-9.382 (2.669)***	2. מצרפי B
1.01/0.81	2.362	0.302	0.187 (0.051)**	0.096 (0.198)	3. מיקרו A
0.95/0.76	2.532	0.372	0.485 (0.283)*	-0.181 (0.220)	4. מיקרו B
			0.764 (0.262)**		
			0.353 (0.286)		
			0.839 (0.228)***		
המסחר והשירותים העסקיים					
0.68/0.54	1.230	0.321	0.196 (0.044)***	-9.253 (2.317)***	1. מצרפי A
0.58/0.44	1.840	0.510	0.581 (0.147)***	-4.384 (2.322)**	2. מצרפי B
0.57/0.45	1.747	0.526	0.100 (0.045)**	0.790 (0.093)***	3. מיקרו A
0.57/0.45	1.820	0.526	0.460 (0.170)**	0.817 (0.093)***	4. מיקרו B
			0.505 (0.200)**		
			0.437 (0.176)**		
			0.524 (0.207)**		
סך המגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות					
0.70/0.54	1.339	0.222	0.172 (0.048)***	-8.336 (2.535)***	1. מצרפי A
0.62/0.46	2.160	0.393	0.803 (0.231)***	-2.650 (2.775)	2. מצרפי B
0.61/0.46	2.160	0.397	0.060 (0.054)	0.444 (0.100)***	3. מיקרו A
0.60/0.47	2.169	0.423	0.740 (0.257)**	0.380 (0.107)***	4. מיקרו B
			0.343 (0.279)		
			0.577 (0.277)**		
			0.527 (0.291)**		

⁽¹⁾ בסוגריים – הטעות הסטנדרטית. *** מובהקות ברמה של 1%, ** מובהקות ברמה של 5%.
⁽²⁾ להלן המשתנים המסבירים, לפי המודל: מצרפי A – מדד פיזור; מצרפי B – מדד פיזור, מאזן התעסוקה בפועל; מיקרו A – מדד פרמטרי, מאזן התעסוקה בפועל; מיקרו B – מדדי פרמטרי מתוקן על ידי הכימות הלא-פרמטרי של התשובות "אי-שינוי", מאזן התעסוקה בפועל; חצי-מצרפי (תעשייה בלבד) – מדד כימות חצי-מצרפי, מאזן התעסוקה בפועל.

לוח 14 מסכם את טיב התחזית של המדד המוביל, כפי שעולה ממודלים שונים. התוצאות מלמדות כי שילוב נתוני מאזן התעסוקה בפועל (retrospective data) במדד המוביל משפר במידה ניכרת את טיב התחזית: כוח ההסבר ($R^2 - adj$) עולה, והטעות הממוצעת של התחזית, הן הריבועית (RSE) והן בערך המוחלט (AAE), קטנה. כמו כן ניכרת תרומה של כימות הציפיות ברמת המיקרו לשיפור טיב התחזית בכל הענפים, למעט ענף התעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית.

עליית כוח ההסבר של המדד המוביל כתוצאה מעליית רמת הפירוט של מודל הכימות אינה מובנת מאליה, שכן כפי שהודגש לעיל, רק לחמישית מהחברות המשתתפות בסקר התקבלו ערכי הציפיות האינדיווידואליים. שיפור נוסף לטיב התחזית (פרט לענף המסחר והשירותים) מספק כימות של הציפיות ל"אי-שינויי", על פי הנוסחה הלא-פרמטרית. כיוון שעד 80% מהתשובות בסקר המעסיקים נמצאות בקטגוריה זו, ישנה תרומה לא מבוטלת למודל המתרגם ציפיות לאי-שינוי למונחי השינוי הכמותי הייחודי לחברה. יתר על כן, בסך המגזר העסקי ללא בינוי וחקלאות ובתעשייה המסורתית והמעורבת-מסורתית הוספת הכימות הלא-פרמטרי של הציפיות לאי-שינוי מעלה את משקלן של הציפיות ומורידה את משקלן של הנתון בפועל בתחזית. תוצאות אלה מלמדות כי ניצול ההטרוגניות בין החברות לבניית המדד המוביל אכן משפר את כוח החיזוי.

לוח 14 מלמד, בין היתר, על אי-הצלחה של הכימות החצי-מצרפי של נתוני התעשייה. יצוין שמודל הכימות החצי-מצרפי היה מיועד להערכת השפעתו של גודל החברה על הערך הכמותי של הציפיות. משוואות הלוגית בפרק 3 לא גילו הבדלים מובהקים בערכי הציפיות הנובעים מגודל החברה. כדי לבדוק זאת אנו מודדות את השפעת גודל החברה על הערך הכמותי של הציפיות על סמך נתוני פנל, כאשר המשתנה המוסבר הוא שיעור השינוי במספר העובדים בכל חברה, והמשתנים המסבירים הם גודל החברה, הציפיות למצבת כוח האדם והציפיות לפעילות ברביע הבא; המשתנה האחרון מבטא את השפעת מחזורי עסקים בנתוני פנל (נספח 1)²². על פי התוצאות, המשתנים המסבירים אכן מובהקים, אך כוח ההסבר של משוואה זו נמוך, עקב ההטרוגניות בין החברות, הגוברת על אפקט הגודל. גורם אידיוסיוקרטי שלא נתפס על ידי המשתנים המסבירים הוא הסיבה לאי-הצלחה של מודל זה לעומת המודל המצרפי.

7. סיכום ומסקנות

מחקר זה בדק אפשרות לבסס מדד מוביל למצב התעסוקה במגזר העסקי ובענפיו על ציפיות המעסיקים בסקר של משרד התמי"ת. בחנו את הביצועים של שלוש גישות, המתרגמות את התשובות האיכותיות של הסקר לשינוי כמותי: הגישה המצרפית, הנשענת על מדד הפיזור, הגישה החצי-מצרפית, המבדילה בין קבוצות החברות על פי הגודל, וגישת המיקרו, הבונה על ההטרוגניות של החברות ומכמתת את ערך התשובות ברמת החברה הבודדת.

מהמחקר עולה שמדד מוביל הנשען על נתוני הסקר צריך לשלב בין שני רכיבים: הנתון העדכני של מאזן התעסוקה בפועל, כפי שהתקבל מהדיווח הכמותי של החברות על קליטה ופליטה

²² נוסף על כך אנו מפקחות על הגורמים העונתיים במשתנה המוסבר. הפרמטרים נאמדו בשיטת glm.

של עובדים ברביע האחרון (retrospective data), והשינוי במצבת כוח אדם ברביע הבא, כפי שהוא נגזר מציפיות החברות על פי סקאלה איכותית (prospective data).

אחת החולשות של הגישה המצרפית המתבססת על מדדי פיזור או מאזני הנטו היא שעוצמת התגובה של החברות לשינוי עתידי מתבטאת בה במידה מועטה. הנחנו שעוצמת התגובה תלויה בהתפתחות המקרו-כלכלית וכי הערך הכמותי של הציפיות ל"שיפור"/"הרעה" משתנה על פני זמן. לשם כך קישרנו בין הציפיות שדווחו לסקר לבין הסטיות בשיעורי השינוי של מדדי התעסוקה המקרו-כלכליים מהתפתחותם ההיסטורית (הקו האוטו-רגרסיבי). בהסתמך על קשר זה אמדנו את הערך הכמותי של התשובות כתוחלת של פונקציית צפיפות של הזעזוע, מותנית בסוג התשובה, בשינוי בתעסוקה שחל ברביע הקודם וברכיב האידייוסינקרטי של החברה.

גישת המיקרו נשענת על ההנחה שציפיות החברות נוצרות בצורה רציונלית, ומבנה הפנל של הסקר איפשר לבחון את ההשערה בדבר רציונליות של ציפיות המעסיקים, שכן הוא איפשר להשוות את הציפיות שעליהן דיווחו החברות ברביע נתון לריאליזציה (מאזן התעסוקה) ברביע העוקב. מבחן זה איתר את החציון של פונקציית התפלגות אמפירית של השינויים שחלו במצבת כוח האדם לאחרונה, מותנית בסוג התשובה ("שיפור", "אי-שינוי" או "הרעה"). לא מצאנו עדות לדחיית השערת הרציונליות.

מודל המיקרו הותיר בפנל הסקר רק כ-20% מהחברות, אלה המספקות את התנאים לכימות פרטני: השתתפות בסקר ב-20 רביעים לפחות, תשובות בכל שלוש הקטגוריות ("שיפור", "אי-שינוי" ו"הרעה") ופרמטרים של התגובה בטווח מוגדר. את ציפיותיהן של שאר החברות לא ניתן לכמת ברמה הפרטנית, אלא רק ברמת הענף שאליו הן שייכות. בדיקה נוספת לימדה כי צמצום המדגם של החברות רק לאלה שעברו כימות פרטני אינו יוצר הטיה סלקטיבית. בהשוואה לתחזית המבוססת על מדד הפיזור לבדו, מודל זה אף משפר את טיב התחזית במידה ניכרת. שיפור נוסף השגנו באמצעות כימות לא-פרמטרי של התשובות "אי-שינוי".

לפי המדידות בתקופת הסקר, ניצול ההטרוגניות של החברות משפר את טיב התחזית בהשוואה לביצועים של מדדי הסקר המצרפיים. עקב החלפת מדגם הסקר בשנת 2002, המדד המוביל המבוסס על כימות פרטני של ציפיות המעסיקים מסתמך בעיקר על ציפיות החברות מהמדגם החדש, ולא מתאפשרת בדיקה של טיב התחזית על ידי סימולציות "מחוץ למדגם".

סוחוי, טניה (2005). "מדד מוביל לפעילות הכלכלית – מסקר החברות", מבט כלכלי, בנק ישראל, 2005, גיליון מס' 16, 3-6.

Abberger, K. (2004). "Nonparametric regression and the detection of turning points in the Ifo Business Climate", CESifo Working Paper no. 1283.

Abberger, K. (2007). "Qualitative business surveys and the assessment of employment – A case study for Germany", *International Journal of Forecasting*, 23(2), 249-258.

Amstad, M. (2000). "On the use of Markov Switching Models applied to Business Survey Data for the prediction of turning points", in: Oppenländer, K. H., G. Poser and B. Schips (eds), *Use of survey data for industry, research and economic policy*, Ashgate, Aldershot, 3-26.

Batchelor, R. and L. Jonung (1989). "Cross-sectional evidence on the rationality of the mean and variance of inflation expectations", in: Grunert, K. G (ed.), *Understanding Economic Behavior*, Boston, Kluwer Press.

Biau, O., H. Erkel-Rousse and N. Ferrari (2006). "Individual responses to BTS and the forecasting of manufactured production: An assessment of the Mitchell, Smith and Weale dis-aggregate indicators on French data", OECD – EU Joint Workshop on Business and Consumer Surveys.

Carlson, J. A. and M. Parkin (1975). "Inflation expectations", *Economica*, 42, 123-138.

Cornec, M. and T. Deperraz (2006). "A monthly indicator of the business climate in the French service industry", Working papers and studies, ISSN 1725-4825, European Commission.

Cunningham, A. W. F., R. J. Smith and M. R. Weale (1998). "Measurement errors and data estimation: the quantification of survey data", in: Begg, I. and S. G. B. Henry (eds.), *Applied Economics and Public Policy*, Cambridge University Press.

Das, M., J. Domonitz and A. van Soest (1999) "Comparing Predictions and Outcomes: Theory and application to Income Changes", *Journal of the American Statistical Association*, 94 (445), 75-85.

Das, M. and A. van Soest (1999). "A panel data model for subjective information on household income growth", *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 40, 409-426.

Entorf, H. (1993)."Constructing leading indicators from non-balanced sectoral business survey series", *International Journal of forecasting*", 9, 211-225.

Figlewski, S. and P. Wachtel (1981). "The formation of inflationary expectations", *Review of Economics and Statistics*, 63, 1-10.

Hansson, J., P. Jansson and M. Löf (2003). "Business survey data: do they help in forecasting the macro economy?", Working paper series 151, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).

Holmes, M. J. and B. Silverstone (2008). "Business confidence and cyclical turning points: a Markov-switching approach", *Applied Economics Letters*, 1-5, iFirst.

Ivaldi, M. (1992). "Survey evidence on the rationality of expectations", *Journal of Applied Econometrics*, 7 (3), 225-241.

Kawasaki, S. and K. F. Zimmermann (1986). "Testing the rationality of price expectations for manufacturing firms", *Applied Economics*, 18, 1335-1347.

Keane, M. P. and D. E. Runkle (1990). "Testing the rationality of price forecasts: New evidence from panel data", *American Economic Review*, 80, 714-735.

Matheson, T., J. Mitchell and B. Silverstone (2007), "Nowcasting and predicting data revisions in real time using qualitative panel survey data", Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series DP2007/02, Reserve Bank of New Zealand.

Mitchell, J., R. J. Smith, and M. R. Weale (2002). "Quantification of qualitative firm-level survey data", *The Economic Journal*, 112 (478), Conference Papers, C117-C135.

Mitchell, J., R. J. Smith, and M. R. Weale (2004). "Aggregate versus disaggregate survey-based indicators of economic activity", Revision of National Institute of Economic and Social Research Discussion Paper 194.

Mitchell, J., R. J. Smith and M. R. Weale (2005). "Forecasting manufacturing output growth using firm-level survey data", *The Manchester School* 73(4), Special Issue, 479-499.

Mitchell, J. and M. R. Weale (2005). "Quantitative inference from qualitative business survey panel data: a microeconomic approach", NIESR Discussion Papers 261, National Institute of Economic and Social Research, London.

Nerlove, M. and T. Schuermann (1995). "Expectations: are they rational, adaptive or naïve? An essay in simulation-based inference, in: Maddala, G., P. Phillips and T. Srinivasan (eds.), *Advances in Econometrics and Quantitative Economics*, Basil Blackwell, Oxford.

Nerlove, M. and T. Schuermann (1997). "Businessmen's expectations are neither rational nor adaptive", ZEW Discussion Papers No. 97-01.

Öller, L.-E. (1990). "Forecasting the business cycle using survey data", *International Journal of forecasting*, 6, 453-461.

Pesando, J. E. (1975). "A note on the rationality of the Livingston price expectations", *Journal of Political Economy*, 83, 849-858.

Pesaran, M. H. (1984). "Expectations formation and macroeconomic modelling" in: Malgrange, P. and P. Muet, *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Blackwell, Oxford.

Pesaran, M. H. (1987). *The Limits of Rational Expectations*, Basil Blackwell, Oxford.

Ronning, G. (1986). "Econometric approaches to the estimation of indifference intervals in business tendency surveys", in: Oppenländer, K. H. and G. Poser (eds.), *Business Cycle Surveys in the Assessment of Economic Activity*, Gower, Brookfield.

Ronning, G. (1990). "The informational content of responses from business surveys", in: Florence, J.-P., M. Ivaldi, J.-J. Laffont and F. Laisney (eds.), *Microeconometrics: Surveys and Applications*, Blackwell, Oxford.

Teräsvirta, T. (1986). "Model selection using business survey data: Forecasting the output of the Finnish metal and engineering industries", *International Journal of Forecasting*, 2, 191-200.

נספח 1 – כימות הציפיות לפי הגישה החצי-מצרפית

אנו מחשבות את שיעור השינוי במספר העובדים של החברה, המותנה בגודל חברה ובציפיות לרביע הבא כתוחלת של פונקציה:

$$E_{st}^{(j)} = E(y_{it} | j, s, p_{it}, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{t-1} \sum_{\tau=1}^{t-1} \sum_{s \in S} \hat{y}_{ist\tau} \quad (A.1)$$

כאשר:

y_{it} – שיעור השינוי (במונחים חודשיים) של מספר המועסקים/משורות השכיר בחברה i בתקופה t , משתנה זה הוגדר ב-(1).

$j = 1, \dots, 5$ – הקטגוריה שבה ניתנת תשובה על ציפיות החברה.

$S = \{small, medium, large\}$ קבוצות הגודל של חברות התעשייה, שהוגדרו באופן הבא: $large$ – מעל 100 עובדים; $medium$ – מ-20 עד 100 עובדים; $small$ – פחות מ-20 עובדים.

p_{it} – הציפיות לפעילות ברביע הבא שנמסרו על ידי החברה. תשובה זו היא איכותית וכוללת חמש קטגוריות, בדומה לתשובה על הציפיות למצבת כוח האדם, $j = 1, \dots, 5$.

\hat{y}_{ist} – שיעור השינוי הממוצע של מספר משורות השכיר, בהינתן קבוצת הגודל, S , ותשובה לגבי ציפיות החברה לגבי מצבת כוח האדם ברביע הבא, j ; שיעור זה מחושב על פני קו הרגרסיה:

$$\hat{y}_{ist} = g(y_{it}^{*(order)} | s = S, p_{it}, y^* p, sf) \quad (A.2)$$

כאשר g – פונקציה ליניארית התלויה במשתני דמה, כפי שהם מתקבלים מהמשתנים המסבירים האיכותיים; נאמדה בשיטת `glm`.

$y_{it}^{*(order)}$ – תשובת החברה לגבי הציפיות למצבת כוח האדם ברביע הבא; משתנה זה מקבל ערכים מ-1 עד 5 והוגדר ב-(3).

p_{it} – תשובת החברה על הציפיות לפעילות ברביע הבא; משתנה זה מקבל ערכים מ-1 עד 5, בדומה למשתנה הקודם.

$y^* p$ – משתנה אינטראקציה בין הציפיות לגבי מצבת כוח האדם לבין הציפיות לגבי הפעילות, המתקבל מהכפלת משתני הדמי המתאימים.

sf – שלושה משתני דמה למספר הסידורי של הרביע בשנה, המבטאים את האפקט העונתי.

אנו אומדות את המשוואה (A.2) לכל קבוצת גודל בנפרד; אנו מפקחות על ציפיות החברות לפעילות כדי להתייחס לגורם מחזור העסקים ברמת החברה.

כל הפרמטרים של משוואה (A.2) נמצאו מובהקים ברמת המובהקות של 1%, אבל אחוז השונות המוסברת בפנל על ידי המשוואה נמוך מאוד – כ-3%.

לוח נ' 1: הערכים הכמותיים של התשובות (במונחי שיעורי השינוי החדשיים (%))
 במשרות שכיר, לפי הקטגוריה של התשובה וגודל החברה

1	2	3	4	5	גודל החברה (מספר העובדים)
1.065 (1.015)		-0.760 * (0.613)	-6.108 *** (2.524)	-4.870 *** (0.760)	<20
4.279 ** (2.604)	1.808 ** (0.936)	-0.537 ** (0.242)	-2.386 ** (1.417)	-9.838 *** (4.736)	20 - 100
2.941 *** (0.157)	0.674 ** (0.232)	0.040 (0.180)	-1.360 ** (0.664)	-5.473 *** (2.834)	>=100

*** מובהקות ברמה של 1%; ** מובהקות ברמה של 5%; * מובהקות ברמה של 10%