

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**האם תדירות הראיונות לסקר כוח האדם משפיעה
על התנהגות המרואיינים בכוח העבודה?
עדויות מהמעבר של הלמ"ס מסקר רבעוני לסקר חודשי**

חגי אטקס*

סדרת מאמרים לדיון 2014.06

ספטמבר 2014

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* חגי אטקס, חטיבת המחקר – דוא"ל: haggay@boi.org.il, טלפון: 02-6552581

המחבר מודה ללשכה המרכזית לסטטיסטיקה בישראל (הלמ"ס) ובמיוחד למארק פלדמן ואלונה שמש, על העמדת מאגר הנתונים הייחודי של סכ"א חודשיים ורבעוניים לרשות החוקר, ועל עזרתם הרבה בהסבר היתרונות והמגבלות של סכ"א. אסנת פלד ועדי ברנדר נתנו הערות מפורטות ורבות-ערך. ניתוח זה הסתייע רבות גם בהערותיהם של נעמי האוזמן, אורי חפץ, שירלי ליכטמן, צ'ארלס מנסקי, נעם זוסמן, ומשתתפי סמינרים בחטיבת המחקר של בנק ישראל, אוניברסיטת חיפה, אוניברסיטת בר-אילן, והפקולטה לחקלאות של אוניברסיטה העברית. יש ליחס את כל הטעויות למחבר בלבד.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

האם תדירות הראיונות לסקר כוח האדם משפיעה על התנהגות המרואיינים בכוח העבודה?

עדויות מהמעבר של הלמ"ס מסקר רבעוני לסקר חודשי

חגי אטקס

תמצית

מחקר זה מציג עדויות לכך שתדירות הראיונות לסקר כוח האדם (סכ"א) משפיעה על המעבר בין מצבים בשוק העבודה (משתתף בכוח העבודה, מועסק, ומובטל) ועל אומדים ברגרסיות אפקטים קבועים (fixed effects). המחקר בוחן ניסוי טבעי שהתרחש בישראל בשלהי 2011 ובמסגרתו נערכו במקביל ראיונות לסכ"א הרבעוני ולסכ"א החודשי. עולה ממנו כי שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בקרב יהודים עלה בין ראיונות בסקר החודשי, בשעה שבסקר הרבעוני הוא ירד. אומדן ההשפעה של הראיונות החודשיים על המרואיינים עצמם עמד על 2.6–3.5 נקודות אחוז, ואילו אומדן ההשפעה של הראיונות על בני משפחה שהמרואיין דיווח עליהם (פרוקסי) קטן יותר ואינו מובהק מבחינה סטטיסטית. עלייתו היחסית של שיעור ההשתתפות בסקר החודשי נובעת מכך ששיעור היציאה מכוח העבודה (שיעור ההצטרפות לכוח העבודה) נמוך יותר (מעט גבוה יותר) מהזרמים המקבילים בסקר הרבעוני. לפערים בין הזרמים יש השלכה על ניתוחים של שוק העבודה המבוססים על מודל חיפוש. בפרט, הסקר החודשי מתאר שוק עבודה שיש בו פחות חיכוכים ושיעור ההשתתפות בו ב"מצב עמיד" (steady state) גבוה ב-5.9 נקודות אחוז בהשוואה לשוק העבודה המתואר בסקר הרבעוני. עוד מעלה המחקר שהראיונות החודשיים השפיעו בעיקר על מרואיינים בני 45–64; על כן מקדם הגיל ברגרסיית אפקטים קבועים על שיעור ההשתתפות הוא שלילי בסקר החודשי וחיובי בסקר הרבעוני.

Do Monthly Labor Force Surveys Affect Interviewees' Labor Market Behavior? Evidence from Israel's Transition from Quarterly to Monthly Surveys

Haggay Etkes¹

Abstract

This study provides evidence for the impact of monthly interviews conducted for the Israeli Labor Force Surveys (LFSs) on estimated flows between Labor Force (LF) statuses and on coefficients in fixed-effects estimations. The study uses the natural experiment of parallel interviews for *the quarterly* and *the monthly* LFSs in Israel in 2011 for demonstrating that the Labor Force Participation (LFP) rate of Jewish persons who participated in the *monthly* LFS increased between interviews, while in the *quarterly* LFS it decreased. Interestingly, the estimated impact on the LFP rate of self-reporting individuals is 2.6–3.5 percentage points while the impact on the LFP rate of individuals whose data was reported by another member of their household (a proxy), is lower and statistically insignificant. The relative increase of the LFP rate in the monthly survey is a result of a lower rate of exit from the LF and a somewhat higher rate of entry into the LF relative to these flows in the quarterly survey. These differing flows have a bearing on labor search models as the monthly survey portrays a labor market with less friction and a “steady state” LFP rate that is 5.9 percentage points higher than the quarterly survey. The study also demonstrates that monthly interviews affect a specific group (45–64 year-olds); thus the sign of coefficient of age as an explanatory variable in fixed-effects regressions on LFP is negative in the monthly survey and positive in the quarterly survey.

¹ The author would like to thank the Israeli Central Bureau of Statistics (CBS), and specifically Mark Feldman and Alona Shemesh, for supplying the unique dataset of the monthly and quarterly LFS, and for their extensive help in explaining the merits and limitations of the LFS. Osnat Peled and Adi Brender provided detailed invaluable comments. This analysis also benefitted from the comments of Neomi Hausman, Ori Hefetz, Shirlee Lichtman, Charles Manski, Noam Zussman, and participants in the Bank of Israel Research Department seminar. All mistakes should be ascribed to the author only.

1. הקדמה

מחקרים של נתוני פאנל (העוקבים אחר פרטים לאורך זמן) נפוצים בשימוש במדעי החברה כמקור סטטיסטי מרכזי. לסקרים אלה תפקיד מרכזי בניתוח אמפירי של שינויים המתרחשים לאורך זמן, כמו זרמים של יציאה מכוח העבודה והצטרפות לכוח העבודה. בנוסף, ניתוח סקרי פאנל נעשה לעיתים תכופות בעזרת אומדי אפקטים קבועים (fixed effects) על מנת לפקח על מאפיינים אישיים בלתי נצפים שאינם משתנים על פני זמן. המחקר הנוכחי שופך אור על הטיות פוטנציאליות בניתוחים מסוגים אלו עקב השפעת השתתפות בפאנל בתקופה קודמת (panel-conditioning), שמקורה בתדירות הראיונות (חודשית לעומת רבעונית).

אנו בוחנים ניסוי טבעי שהתרחש בישראל בשלהי 2011, שבמסגרתו נערכו במקביל ראיונות לסכ"א (סקר כוח אדם) רבעוני ולסכ"א חודשי בתקופת המעבר מסקר רבעוני לסקר חודשי. בסכ"א החודשי משק בית מרואיין לאורך ארבעה חודשים עוקבים, בדומה לסקר כוח האדם האמריקאי (CPS), ואילו בסכ"א הרבעוני משק בית מרואיין בחודש הראשון ובחודש הרביעי המקבילים לאותם ארבעה חודשים, כפי שנהוג בסכ"א האירופי (EU-LFS). ניסוי טבעי זה מאפשר לנו לבחון את השפעת הראיונות הנוספים של הסכ"א החודשי, במהלך החודשים השני והשלישי לאחר שמשק בית נכנס למדגם, על התוצאות המדווחות בחודש הרביעי בשני הסקרים.

המחקר מעלה את הממצאים הבאים: (1) שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בקרב המרואיינים שדיווחו על עצמם בסקר החודשי עלה מראיון לראיון בסכ"א החודשי בשיעור של 2.6-3.5 נקודות אחוז ביחס לסקר הרבעוני. ההשפעה על אנשים אחרים – שפרטיהם סופקו לנו על ידי בן משפחה אחר במשק הבית (פרוקסי) – קטנה יותר ואינה מובהקת מבחינה סטטיסטית. ממצא זה מרמז כי העלייה היחסית בשיעור ההשתתפות בקרב המרואיינים לסכ"א החודשי נובעת מעצם המענה לשאלות הראיון; (2) שיעור ההשתתפות בכוח העבודה של המרואיינים לסקר עלה בין הראיונות בסקר החודשי, עקב שיעור נמוך של יציאה מכוח העבודה ושיעור גבוה יותר במקצת של הצטרפות לכוח העבודה בהשוואה לזרמים המקבילים בסקר הרבעוני. הסקר החודשי מתאר אפוא שוק עבודה שיש בו פחות חיכוכים בהשוואה לשוק המתואר בסקר הרבעוני. בפרט, שיעור ההשתתפות המחושב ב"מצב עמיד" (steady state) בסכ"א החודשי גבוה בכ-5.9 נקודות אחוז מהנתון המקביל בסכ"א הרבעוני; (3) הממצאים האמורים בלשונו בעיקר בקרב מרואיינים בני 45-64 שדיווחו בעצמם על מצבם בכוח העבודה. כתוצאה מכך, מקדם הגיל, שנאמד כמשתנה מסביר ברגסיית אפקטים קבועים על ההשתתפות בכוח העבודה, היה שלילי בסקר החודשי אך חיובי בסקר הרבעוני. אנו מפרשים את ממצאנו כתוצאה של השפעת ההשתתפות האישית בסקר בעבר, כלומר השפעת עצם ההשתתפות בראיון על התוצאות המדווחות בראיונות הבאים, בקרב מרואיינים המדווחים על עצמם.

המשך המחקר מאורגן באופן הבא: החלק הבא סוקר את ספרות המחקר במדעי החברה הבוחנת את השפעת ההשתתפות בפאנל. החלק השלישי מתאר את מבנה הסכ"א החודשי והסכ"א הרבעוני, ומתמקד במבנה הרוטציה של הראיונות של משקי הבית בסקר החודשי ובסקר הרבעוני. החלק הרביעי מציג את האסטרטגיה האמפירית של מחקר זה ואת מבחני האיזון. החלק החמישי מביא ראיות אמפיריות להשפעת תדירות הדגימה על התוצאות בכוח העבודה בתת-מדגם של חתכי רוחב חוזרים (repeated-cross-sectional sub-sample), חלק

5-א) ותת-מדגם של פאנל מאוזן (חלק 5-ב). חלק 5ב מתעד כמו כן את ההבדלים בין המעברים בין מצבים בכוח העבודה בין הסקר הרבעוני לבין הסקר חודשי, המשפיעים על ניתוח שוק העבודה על פי מודלים של חיפוש. החלק השישי מתעד את הטרוגניות ההשפעה לפי גיל, אשר ככל הנראה מטה את מקדמי הגיל ברגרסיות אפקטים קבועים על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה. החלק השביעי מסכם את המחקר.

2. השפעת השתתפות בפאנל במדעי החברה

השפעתם של ראיונות מוקדמים בסקרי פאנל על התוצאות המדווחות בראיונות הבאים או על התנהגות בפועל לאחר הראיונות – הידועה בתחומים שונים של מדעי החברה גם במונחים התניית פאנל (panel conditioning), השפעת הזמן במדגם (time in sample effect), והשפעת המדידה עצמה (mere measurement effect)² – אינה חדשה במדעי החברה: כבר לפני כשבעים שנה, העלה לזרפלד (Lazarfeld, 1940:128) את ההשערה שראיונות חוזרים לסקרי דעת קהל ישפיעו על דעות המשיבים על ידי הגברת מודעות המרואיינים לנושאים הנבדקים בסקרים. המודעות המוגברת בגלל הסקרים עשויה גם להשפיע על ההתנהגות הכלכלית בפועל, כפי שתיעדו מורוויץ ופיצסימונס (Morwitz and Fitzsimons, 2004) וסטאנגו וזימנאן (Stango and Zimnan, 2011) בנוגע לצרכנים וקרוסלי ועמיתיו (Crossley et al. 2014) ביחס לחסכון משקי בית (ראו להלן).³ נוסף על כך, ראיונות חוזרים עשויים להשפיע גם על ההתנהגות המדווחת: מרואיינים שצברו ניסיון בראיונות קודמים עשויים לשנות את תשובותיהם כדי לקצר את משך הראיון. כמו כן, ההיכרות עם שאלון הסקר עשויה לסייע למרואיינים להימנע מדיווח מידע המטיל סטיגמה על עצמם (כגון היותם מובטלים). שני המנגנונים האחרונים הללו עלו במחקר של הלפרן-מאנרס ו-וואר (Halpern-Manners & Warre, 2011) על השפעת השתתפות בפאנל סכ"א האמריקני (CPS), שהוא המקביל לסכ"א הישראלי המנותח במחקר זה.

חוקרי מדעי החברה בחנו את ההשפעות של השתתפות בסקר על התנהגות בפועל או על התנהגות מדווחת לאחר הסקר: מחקרים במדעי המדינה הביאו ראיות לכך שהשתתפות בסקר בנוגע לכוונה להשתתף בבחירות הגדילה את שיעור ההצבעה בפועל בקרב המרואיינים (Clausen, 1968; Kraut and McConahay, 1973; Traugott and Katosh, 1979). בהקשר של חינוך, מצאו מארי ועמיתיו (Murry et al., 1988) כי שיעורי העישון בקרב תלמידים, שבתי הספר שלהם השתתפו במשך 5 שנים רצופות בסקר על הרגלי עישון, היו נמוכים יותר בהשוואה לשיעורי עישון בקרב תלמידים בבתי ספר דומים שלא השתתפו בסקרים. מנגד, אוסאליבן ועמיתיו (O'Sullivan et al., 2004) הראו כי מטופלים שמילאו שאלון בנוגע לבריאותם על בסיס

² השפעת הסקרים הנבחנים כאן קשורה להשפעת הנבואה המגשימה את עצמה (self-prophecy) וכן להשפעה של שאלה על התנהגות מאוחרת (question behavior), כאשר שאלות בנוגע להתנהגות העתידית מעוררים שינויים בהתנהגות המשיב. עם זאת, במחקר הנוכחי תוכן השאלון של הסכ"א הרבעוני דומה לזה של הסכ"א החודשי והוא אינו גורם לתוצאות המוצגות בהמשך. זאת, בניגוד לתדירות הראיונות לסקר הנבדלת בין הסקרים.

³ ראיות אמפיריות לקיומה של השפעת קשב מוגבל (limited attention effect), כלומר נטייתם של אנשים להתעלם מהשלכות מסוימות של התנהגותם, נבדקו אצל דלה ויניה (Della Vigna, 2009).

אקראי בחרו לבצע סקירות רפואיות מעט מוקדם יותר ממטופלי ה"בקה". למרות זאת, המחברים לא מצאו כל השפעה על השימוש הכולל בשירותים אלו.

סקרים עשויים להשפיע גם על הפעילות הכלכלית הנאמדת לאחר הסקר. במובן זה, הספרות השיווקית מכירה בהשפעת המדידה עצמה (*mere measurement effect*), כלומר, השפעתן של שאלות לגבי כוונת המרוויח (עד כמה סביר שתרכוש מוצר X) על ההתנהגות הצרכנית לאחר הסקר (Morwitz et al., 1993). מורוויץ ופיצסימונס (Morwitz and Fitzsimons, 2004) הביאו ראיות לכך ששאלות על כוונות כלליות ("עד כמה סביר שתקנה מכונית", מבלי לציין מותג מסוים) משפיעות על התנהגות הצרכן באמצעות מנגנון פסיכולוגי של שינוי בנגישות העמדות כלפי אפשרויות ספציפיות.⁴ סקרים עשויים להשפיע על החלטות פיננסיות של משקי בית: מחקר כלכלי שנערך לאחרונה מצא כי משקי בית שהשיבו לסקר אינטרנטי על הוצאות וצרכים בגיל הפרישה הפחיתו במעל את החיסכון שאינו קשור לדיור בשיעור של 3.5 נקודות אחוז (Crossley et al., 2014). כמו כן, סטאנגו וזימנאן (Stango and Zimman, 2011) הראו שאנשים שהתבקשו להשיב על שאלות בנוגע לעמלות משיכת יתר, שילמו פחות עמלות כאלה בשנתיים הבאות. עדויות אלו צריכות לעורר מודעות בקרב כלכלנים באשר להשפעה של ההשתתפות בסקר על התנהגות כלכלית, אף כי מעטים הכלכלנים שבחנו סוגיה זו.

השפעה של ראיון קודם על תוצאות אחרות נבדקה בהקשר של סקרי כוח אדם, על ידי קרוגר ועמיתיו (Kruger et al., 2014). הם בחנו את ההטיה הנגרמת עקב תחלופה בין קבוצות (*group rotation bias*) – הנטייה להופעתו של הבדל שיטתי בתוצאות סקר בהתאם למספר החודשים שהפרט נמצא במדגם – בסקר כוח האדם האמריקאי האמריקני (CPS). הם מראים כי מאז השינוי במבנה סקר זה ב-1994, שיעורי האבטלה בפאנלים של אנשים שרואיינו בעבר נמוכים משיעורי האבטלה בפאנלים חדשים עקב יציאה מכוח העבודה ולא בגלל עלייה בתעסוקה. הטיה זו התחזקה בשני העשורים האחרונים כאשר שיעור אי-ההיענות לסקר ירד.⁵ לטענת קרוגר ועמיתיו (2014), אין ראיות כי ההטיה הנגרמת עקב תחלופה בין קבוצות במדגם מונעת על ידי "עקרון הייזנברג" (Heisenberg Principle), השפעת ההשתתפות בראיון קודם על התוצאות שאחרי הסקר. עם זאת, הם כן מוצאים שהתשובות לסקר בדיווח עצמי הכילו הטיה גדולה יותר מתשובות באמצעות אדם אחר (פרוקסי) הן לפני שינוי מבנה הסקר ב-1994 והן לאחריו (לוח 3א). בשונה מקרוגר ועמיתיו (2014), אנו מפרשים את הדפוסים השונים של ההטיה הנגרמת עקב תחלופה בין קבוצות במדגם שנמצאו בין התשובות שנתנו המרוויחים על עצמם ובין אלה שדווחו על ידי אחרים הן סכ"א האמריקני (CPS) והן בסכ"א הישראלי כראיות לקיומו של "עקרון הייזנברג" המשפיע רק על המרוויחים המדווחים על עצמם.

⁴ במחקר קרוב יותר לזמן הנוכחי, בחרו ספרוט ועמיתיו (Sprout et al., 2006) לאחד את הספרות השיווקית על "השפעת המדידה עצמה" עם ספרות דומה מתחום הפסיכולוגיה על "השפעת הנבואה המגשימה את עצמה", תחת מונח חדש: "השפעה של שאלה על התנהגות מאוחרת" (*question-behavior effect*).

⁵ גם הלפרן-מאנרס ו-וואר (Halpern-Manners & Warre, 2011) השוו בין תצפיות בגל הראשון ובגל השני, ומצאו כי שיעור ההשתתפות בכוח העבודה במפקד האוכלוסין ירד בגל השני עקב כך שאנשים מובטלים עזבו את כוח העבודה והפכו לבלתי-משתתפים. הם העלו את האפשרות שדפוס זה נגרם מהעדפת המרוויחים להימנע מהסטיגמה הנלווית למעמד כמובטלים.

השפעתם של סקרים על התנהגות בפועל נבחנה על ידי זוויין ועמיתיה (Zwane et al., 2011) בסדרת ניסויים בנוגע לבריאות ולמיקרו-אשראי בכלכלות מתפתחות. הניסוי הרלוונטי ביותר למחקרנו בחן את ההשפעה של תדירות הראיונות של משק בית בנושא מקורות מים לשימוש ביתי על הטיפול במים ושלשול בקרב ילדים בקניה. בניסוי זה, משקי הבית ה"מטופלים" נסקרו ב-18 סבבים דו-שבועיים, ואילו קבוצת ה"בקה" נסקרה 3 פעמים אחת לכל 6 חודשים. הסקר כלל שאלות על מקורות המים של משקי הבית ועל מצבם הבריאותי של בני המשפחה, וכן ניתוח כימי של דגימות ממכלי המים של משקי הבית. משקי הבית ה"מטופלים" דיווחו על פחות מקרי שלשול בקרב הילדים, ובפועל השתמשו בתדירות גבוהה יותר בכלור כדי לחטא את מי השתייה בהשוואה לקבוצת ה"בקה" שרואיינה בתדירות נמוכה יותר. הממצא האחרון מעלה את האפשרות שהפעולה של השתתפות בסקר בתדירות גבוהה משפיעה על ההתנהגות בפועל. זוויין ועמיתיה (Zwane et al., 2011) מדווחים על שני מחקרים נוספים בנושאים בריאותיים, המלמדים כי עצם ההשתתפות בסקר עשויה להשפיע על התנהגות בפועל. לעומת זאת, שני המחקרים שעסקו במיקרו-אשראי לא הצליחו לגלות השפעה כזאת על ההתנהגות. המחקרים הגיעו למסקנה שהשפעת הסקר על ההתנהגות בעקבותיו תלויה בסביבה של המחקר.

אחת התוצאות העיקריות של מחקר זה – והיא הראיות לקיומה של השפעה מובהקת של תדירות הריאיונות לסכ"א על אומדנים של זרמים בין מצבי שוק העבודה – עלולה להעמיד בספק את התקפות של אומדני הזרמים המשמשים בניתוחים מקרו-כלכליים של שוק העבודה (לדוגמה, Blanchard and Diamond, 1990; Hall, 2005; Shimer, 2007). ספקות דומים העלו אבאוד וזלנר (Abowd and Zellner, 1985) וגם פוטרבה וסאמרס (Poterba and Summers, 1986)⁶, שבדקו ראיונות חוזרים בסקר כוח האדם האמריקאי (CPS), שנערכו שבוע לאחר הראיון המקורי לשם תיקון "טעויות סיווג" של מצב בכוח העבודה מהראיון המקורי.⁷ התוצאות שלנו מטילות ספק בתוקפה של שיטה זו, מפני שאנו גילינו כי סביר שבראיונות חוזרים תחול הטיה בגלל השתתפות בראיון המקדים.⁸

בסיכום הדברים, הטענה שראיונות עשויים להשפיע על התנהגות המרואיינים בפועל או על התנהגותם המדווחת בראיון הבא מוכרת במדעי החברה. ספרות המחקר מעלה מספר סיבות אפשריות להשפעה שכזאת בהקשר הכלכלי: העלאת מודעותם של המרואיינים לאפשרויות מסוימות, תמריצים לקצר את משך הראיון, והעדפה למתן תשובות שאינן מטילות סטיגמה על המרואיין. במחקרים מסוימים עלו ראיות המלמדות על השפעה כזאת, אך מעטים הציגו ראיות מוצקות. הראיות המוצקות והרלוונטיות למחקר זה ביותר סופקו על ידי זוויין ועמיתיה (Zwane et al., 2011) בהקשר של בריאות בחברות מתפתחות. מאידך, הראיות לגבי קיומה של השפעת השתתפות בראיונות חוזרים בסקרים הנערכים בקביעות, כמו סכ"א, בחברות מפותחות,

⁶ באונד ועמיתיו (Bound et al., 2001) סוקרים את הספרות העוסקת בטעויות מדידה בסקרים של משקי בית, לרבות סקרי כוח אדם.

⁷ ככל הנראה, טעויות הסיווג ניפחו את המעברים של כניסה לכוח העבודה ויציאה ממנו והציגו תיאור של כוח עבודה אמריקאי דינמי.

⁸ גם הארלי ועמיתיו (Harley et al., 2005) מתחו ביקורת על השימוש בראיונות חוזרים כאמת מדה לנתונים "אמיתיים", מפני שיתכן כי המדגם המשתתף בראיון החוזר אינו מייצג את מפקד האוכלוסין בכללותו עקב שיעור היענות מופחת.

הן חלשות. המחקר הנוכחי מבקש לגשר על פער זה על ידי שהוא מראה כי תדירות הראיונות – סוג מסוים של השפעת השתתפות בפאנל – משפיעה על התוצאות המדווחות בסקר הבא. אנו משתמשים ניסוי הטבעי הנדיר, שבמהלכו הלמ"ס הישראלי ערך את הסכ"א החודשי והרבעוני במקביל.

3. מבנה סקרי כוח האדם הרבעוניים והחודשיים בישראל

סקרי כוח האדם בישראל נערכים בקביעות על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס) מאז שנת 1954. הסקרים אומדים את מאפייני המשתתפים בכוח העבודה האזרחי⁹ מגיל 15 ומעלה, לרבות: תעסוקה, אבטלה, והימצאות מחוץ לכוח העבודה. הסכ"א הרבעוני פורסם עד שנת 2011 (כולל) ואילו פרסומו הרשמי של הסקר החודשי החל ב-2012.

מחקר זה משתמש בניסוי הטבעי שבמהלכו נערכו בו-זמנית הסקר הרבעוני והסקר החודשי בשלהי 2011 בתהליך המעבר מהראשון לאחרון. הסקר הרבעוני והסקר החודשי חולקים מאפיינים רבים: הם נערכו על ידי אותו גוף ממשלתי, הלמ"ס, תוך שימוש באותן סמכויות חוקיות¹⁰, והראיונות התבססו על אותו שאלון. בשני הסקרים מרואיינים משקי בית, כאשר אדם אחד מוסר את המידע על עצמו ופועל כמוסר מידע (פרוקסי) אודות יתר בני המשפחה במשק הבית. הניתוח האמפירי כאן מבחין בין נתונים שאדם מדווח על עצמו ובין נתונים שדווחו על ידי אדם אחר במשפחה, על מנת להבחין בין המנגנונים שהוזכרו לעיל (עמ' 4) העשויים ליצור השפעה של מענה לריאיון קודם.

קיימים, עם זאת, הבדלים בין שני הסקרים: ההבדל העיקרי, שעליו מבוסס מחקר זה, הוא התדירות השונה שבה רואיינו משקי הבית בסכ"א הרבעוני והחודשי. במבנה של סבב 2-2-2 בסקר הרבעוני, משק בית רואיין בשני רבעונים עוקבים, לא רואיין במהלך שני הרבעונים הבאים, ואז רואיין שוב במשך שני רבעונים עוקבים, ולבסוף הוצא מהמדגם. באופן טיפוסי, משק בית רואיין באותו חודש סידורי ברבעון (לדוגמה, יולי ואוקטובר ב-2009 וב-2010 - החודש הראשון ברבעון השלישי וברבעון הרביעי בשנה). במבנה של סבב 4-8-4 בסקר החודשי, משק בית רואיין במהלך ארבעה חודשים עוקבים, לא רואיין במהלך שמונת החודשים הבאים, ואז רואיין שוב במשך 4 חודשים, והוצא מהמדגם (לדוגמה, יולי, אוגוסט, ספטמבר ואוקטובר ב-2011 וב-2012). למעשה, הסכ"א הרבעוני בישראל דומה למבנה הסבב במספר מדינות באירופה, ואילו בסכ"א החודשי דומה במבנהו לסכ"א האמריקאי (CPS).

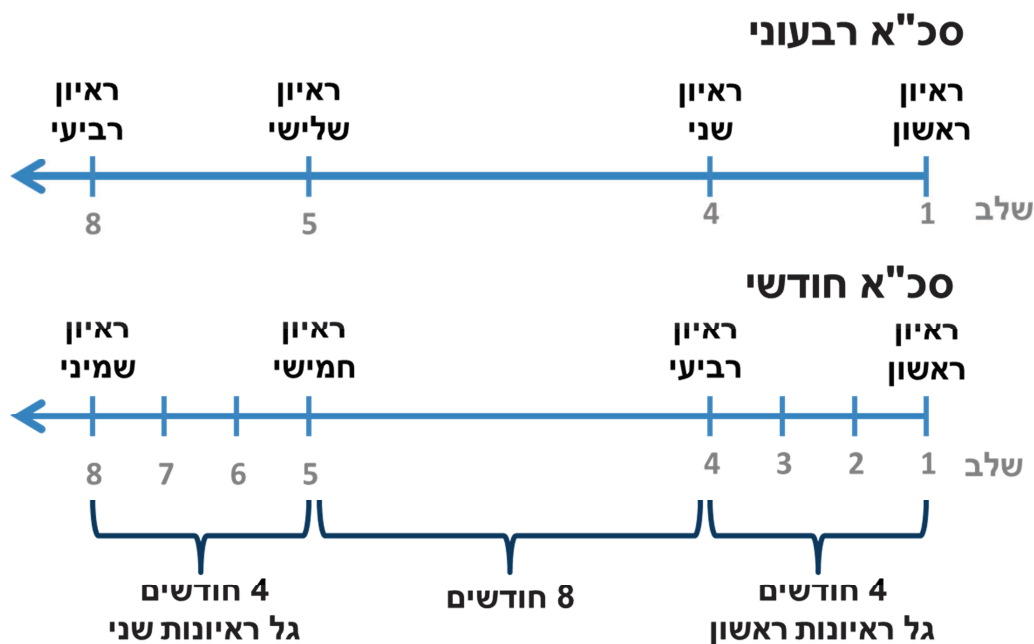
אנו ממפים את סבב הראיונות של הסקר הרבעוני לסבב הראיונות של הסקר החודשי, ומתייחסים בשני הסקרים לעיתוי של שמונת הראיונות המתוכננים בסקר החודשי כאל "שלב" (ראו איור 1). המיפוי מראה כי בשני הסקרים, משקי הבית רואיינו בשלבים/חודשים הראשון והרביעי לאחר הכניסה לסקר; אך רק בסקר

⁹ לא כולל אנשי צבא קבע, המוגדרים כמי שנמצאים מחוץ לכוח העבודה. סכ"א החודשי הרשמי שהחל ב-2012 כולל אנשי צבא כאנשים מועסקים.

¹⁰ הלמ"ס הוא הגוף הרשמי האחראי על נתונים סטטיסטיים בישראל, שמשמיתו וסמכויותו מוגדרות בפקודת הסטטיסטיקה התשל"ב-1972. אחת הסמכויות החוקיות של הלמ"ס היא לדרוש שמרואיינים ייתנו תשובות אמת למראיינים.

החודשי רואיינו משקי בית גם בשלבים השני והשלישי. בשני הסקרים הייתה אז הפסקה למשך שמונה חודשים. לסיום, בשני הסקרים משקי הבית רואיינו בשלבים החמישי והשמיני, אך רק אלה שהשתתפו בסקר החודשי רואיינו גם בשלבים השישי והשביעי.

איור 1: מבנה הסבב של ראיונות לסכ"א הרבעוני ולסכ"א החודשי



מבני סבב ראיונות אלה מאפשרים לנו לבחון את השפעת הראיונות התכופים על מאפייני כוח העבודה. ובפרט, אנו משווים בין משקי הבית שרואיינו בארבעה חודשים עוקבים בסכ"א החודשי למשקי הבית שנדגמו רק בחודשים הראשון והרביעי המקבילים בסכ"א הרבעוני. לדוגמה, אנו יכולים לבדוק מהי השפעת הראיונות הנוספים בשלבים 2 ו-3 על תוצאות ההשתתפות בכוח העבודה בשלב 4. הניתוח העיקרי כאן מתמקד בגל הראיונות הראשון (שלבים 1-4) ומדווח על נתונים סטטיסטיים בסיסיים בלבד בנוגע לגל השני (שלבים 5-8).¹¹ יצוין כי מצב התעסוקה (אבטלה) מוגדר עבור השבוע האחרון (4 שבועות) לפני הראיון, ועל כן ייתכן והראיונות בחודשים השני והשלישי (בסכ"א החודשי) ישפיעו על התוצאות בחודש הרביעי.

לוח 1 מראה את רוטציה של הראיונות במהלך הגל הראשון (שלבים 1-4). שורה א מראה את הראיונות של הפאנל שהראיון הראשון שלו היה ביולי 2011: משקי בית בסקר הרבעוני (צד שמאל של לוח 1) רואיינו בפעם הראשונה ביולי ובפעם השנייה באוקטובר 2011, ואילו משקי הבית בסקר החודשי (צד שמאל של לוח 1) רואיינו בארבעה חודשים עוקבים: יולי, אוגוסט, ספטמבר ואוקטובר 2011. בכל חודש נכנס פאנל חדש למדגם,

¹¹ השוואה של גל הראיונות השני (שלבים 5-8) בין הסקרים הרבעוניים והחודשיים אינה מזהה את השפעת תדירות הדגימה מפני שמשקי הבית שהשתתפו בסקר החודשי בתקופת המעבר בשלהי 2011 לא רואיינו ב-2010, ואלה שהשתתפו בסקר הרבעוני רואיינו ב-2010.

ומשתתפי הפאנל הקודמים רואיינו שוב, לא רואיינו, או הוצאו מן המדגם. בכל חודש המדגם כלל משתתפים חדשים ומשתתפים שכבר רואיינו. לדוגמה, באוקטובר 2011 משקי הבית בפאנלים הרבעוניים של יולי ואוקטובר רואיינו בפעם הראשונה והשנייה (עמודה iv בלוח 1), ואילו משקי הבית בפאנלים החודשיים של יולי-אוגוסט-ספטמבר-אוקטובר 2011 רואיינו בפעם הראשונה/רביעית (בהתאמה) (עמודה xiii בלוח 1).

לוח 1: סבב חקירת פאנלים בגל הראיונות הראשון, יולי-דצמבר 2011

סכ"א חודשי						סכ"א רבעוני							
חודש הסקר													
דצמ'	נוב'	אוק'	ספט'	אוג'	יול'	דצמ'	נוב'	אוק'	ספט'	אוג'	יול'	פאנל – ע"פ חודש הראיון הראשון	
xii	xi	x	ix	viii	vii	vi	v	iv	iii	ii	i		
		4	3	2	¹ ₂			2			¹ ₂	7-2011	א
	4	3	2	¹ ₂			2			¹ ₂		8-2011	ב
4	3	2	¹ ₂			2			¹ ₂			9-2011	ג
3	2	¹ ₂						¹ ₂				10-2011	ד
2	¹ ₂						¹ ₂					11-2011	ה
¹ ₂						¹ ₂						12-2011	ו

הערות: המספרים בתאי הלוח מציינים את המספר הסידורי של הראיון שנערך באותו חודש. לדוגמה, הפאנל החודשי של ספטמבר 2011 רואיין בפעם הרביעית בדצמבר 2011.

ב - מציין ביקור בית; ראיונות שאינם מסומנים בסימן זה נערכו בטלפון.

מבני סבב אלה מאפשרים לנו לבצע שני סוגים של השוואות:

- השוואה רוחבית של תצפיות מפאנלים שונים ברבעון 4 של 2011 (עמודות iv-vi וכן x-xii). לדוגמה, נוכל להשוות את הבדלי התוצאות בכוח העבודה בין הפאנלים של יולי-ספטמבר 2011 – שרואיינו בפעם השנייה בסקר הרבעוני ובפעם הרביעית בסקר החודשי – ובין הפאנלים של אוקטובר-דצמבר 2011 – שרואיינו לראשונה ברבעון זה בשני הסקרים.
- ניתוח פאנל הבוחן את השינוי בתוצאות כוח העבודה של אותם אנשים על פני זמן (שורות א-ג). לדוגמה, אמידת השינוי בשיעור התעסוקה של המרואיינים בפאנל של ספטמבר 2011, בין ספטמבר לדצמבר 2011 בשני הסקרים. בדצמבר, משקי הבית בסקר החודשי רואיינו בפעם הרביעית, בשעה שמשקי הבית בסקר הרבעוני רואיינו בפעם השנייה. מעצם טבעו, ניתוח הפאנל – בשונה מהניתוח הרוחבי – עוקב אחר אותם אנשים ומאפשר לנו לבחון את השפעת הדגימה התכופה על המעברים בין מצבים בכוח העבודה (לדוגמה, המעבר לתוך כוח העבודה והחוצה ממנו).

ישנם הבדלים נוספים העשויים להשפיע על ניתוח השפעת תדירות הראיונות על התוצאות בכוח העבודה. ראשית, הסכ"א הרבעוני כיסה מדגם מייצג של האוכלוסייה הישראלית הבוגרת (+15) בכל רבעון (עמודות iv-vi בלוח 1), ואילו הסכ"א החודשי כיסה את האוכלוסייה הישראלית בכל חודש (עמודה ix). הבדל

זה בא לידי ביטוי בגודל המדגמים: המדגם של הסקר הרבעוני כולל 22,500 בני אדם ברבעון, והמדגם של הסקר החודשי כולל 21,500 בני אדם בחודש.

הסקרים גם נבדלים בתקופת החקירה שבמהלכה פנו סוקרי הלמ"ס למשק בית כדי לראיין את בני המשפחה. תקופת החקירה של משק בית בסקר הרבעוני הייתה השבוע הקובע (השבוע שבו משק הבית נועד להתראיין במקור) ושלושה שבועות נוספים. תקופת החקירה בסקר החודשי הייתה השבוע הקובע ושבוע אחד נוסף. כתוצאה מכך, שיעור אי-ההיענות ושיעור העזיבה בסקר החודשי היו גבוהים יותר בנתונים החודשיים,¹² עובדה העלולה לגרום להטיית בחירה. אנו מטפלים בהטייה פוטנציאלית זו על ידי השמטת התצפיות מהשבועות השלישי והרביעי לאחר השבוע הקובע בסקר הרבעוני, וכך הופכים את תקופת החקירה במדגם שלנו לשווה.¹³

באשר לשני הבדלים נוספים בתכנון וביישום של הסקרים, אין לשער כי אלה ישפיעו על תוצאות בכוח העבודה באופן שונה בשלבים שונים, ועל כן סביר לשער שלהבדלים אלה לא תהיה השפעה על תוצאותינו העיקריות. ההבדל הראשון, שעל פי הנחתנו ניטראלי לשלב הראיון, הוא מסגרת הדגימה: הסקר הרבעוני התבסס על קובצי ארנונה של הרשויות המקומיות, בשעה שהסקר החודשי התבסס על מרשם הבנייה והמגורים לאחר סיווג אזור המגורים לאחד מהאזורים הסטטיסטיים. קבוצת הנתונים השנייה כוללת קובצי ארנונה של הרשויות המקומיות וכן נתונים נוספים, ועל כן סביר יותר שיחידות הדגימה בסקר החודשי יהיו הומוגניות יותר. מסגרת הדגימה משמשת אותנו רק בשלב הראשון, ובהתאם לכך, יש לשער כי ההבדלים בין מסגרות הדגימה בשני הסקרים ניטראליים ביחס לתוצאות הסקר בשלבים שונים.

ההבדל השני הניטראלי ביחס לשלב הראיון הוא תפעולי: הלמ"ס גייס צוות סוקרים חדש לעריכת הסקר החודשי ב-2011, ובינואר 2012 הוא פיטר או העביר לתפקידים אחרים את הסוקרים הוותיקים שהועסקו בסקר הרבעוני. ייתכן כי עובדה זו יצרה אפקט של למידה תוך כדי עשייה בסקר החודשי, ואי השקעת מאמץ בחילוץ ורישום נתונים מצד הצוות הוותיק של הסקר הרבעוני.

לסיום, תוצאות כוח העבודה עבור תושבים ערבים¹⁴ בסכ"א הרבעוני והחודשי הן שונות מאוד. לדוגמה, שיעור האבטלה בקרב הערבים בסקר החודשי כפול משיעורו בסקר הרבעוני. כהן ועמיתיו (טרם פורסם) השתמשו בנתונים מנהליים של סקרי כוח אדם כדי לבדוק את הסיבות להבדלים אלה. הם מייחסים את הבדלי התוצאות להבדלים בשיטות הראיון המשמשות במגזר הערבי בשני הסקרים. איננו כוללים את האוכלוסייה הערבית במחקר זה כדי להימנע מהבדלים כאלה בשיטת הראיון.

¹² אין ברשותנו נתונים על שיעור ההיענות בתת-המדגם של הסקרים הרבעוניים והחודשיים ששימשו במחקר זה. למרות זאת, כן נוכל להשוות את שיעור ההיענות בסקר הרבעוני ב-2011 (87.1 אחוז) שהיה גבוה יותר משיעור ההיענות בסקר החודשי ב-2012 (82.1 אחוז), כצפוי, בגלל תקופת הראיון הארוכה יותר בסקר הרבעוני (למ"ס 2013, לוח 12.1; למ"ס 2014, עמ' 7).

¹³ התצפיות מהשבועות השלישי והרביעי הן כ-12 אחוז מהתצפיות בסכ"א החודשי.

¹⁴ סכ"א הישראלי דוגם אזרחים ערבים ותושבים ערבים החיים במדינת ישראל, אך לא בגדה המערבית או בעזה.

4. אסטרטגיה אמפירית ומבחני איזון

הניתוחים האמפיריים הבאים משווים בין תצפיות כוח העבודה הלקוחות מהסכ"א הרבעוני והחודשי, שנדגמו בשלבים 1 ו-4, המתוארים לעיל. אנו מציגים שתי קבוצות של תרגילים: הראשונה משווה בין אנשים שונים בשלבים שונים (חתכי רוחב חוזרים), ואילו השנייה עוקבת אחר אותם אנשים לאורך השלבים (פאנל). הן ניתוח של חתכי הרוחב (cross-section) והן ניתוח הפאנל מאפשרים לנו לבחון את השפעתם של הראיונות החודשיים בשלבים 2 ו-3 על רמות ההשתתפות בכוח העבודה, שיעורי התעסוקה והאבטלה, אך רק ניתוח הפאנל בוחן זרמים של מעברים בין מצבים בכוח העבודה.

אמידת השפעתם של הראיונות החודשיים על רמות המשתנים שמעניינים אותנו, כמו שיעור ההשתתפות בכוח העבודה, מבוססת על אמידת הפרש הפרשים (Difference in Differences). אמידה זו משווה את השינויים ברמת המשתנים התלויים בסקרים הרבעוניים והחודשיים. חלק מהספציפיקציות כוללות משתני בקרה עבור מאפיינים אישיים, ובחלק מאמידות הפאנל הן כוללות גם אפקטים קבועים עבור יחידים. אנו אומדים את משוואת הפרש הפרשים הבאה:

$$y_{i,t} = \beta_1 \cdot \text{Monthly}_{i,t} + \beta_2 \text{phase4}_{i,t} + \beta_3 \cdot \text{Monthly}_{i,t} \cdot \text{phase4}_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (*)$$

כאשר $y_{i,t}$ הוא המשתנה הנבדק, Monthly_i הוא משתנה דמי המציין את הסקר החודשי; Phase4_i הוא משתנה דמי עבור נתונים שנאספו בשלב 4; X_i הוא וקטור של מאפיינים אישיים כמו חינוך, גיל, ומחוז הבית; ו- ϵ_i הוא הפרעה מקרית. המקדם שבו אנו מתמקדים הוא β_3 , האומד את השינוי בתוצאות בסקר החודשי יחסית לשינוי בתוצאות בסקר הרבעוני. β_3 חיובי ומובהק משמעו כי לראיונות חודשיים הייתה השפעה חיובית על רמת $y_{i,t}$. בנוסף, בניתוח הפאנל אנו אומדים גרסיות של מעברים כמו יציאה מכוח העבודה והצטרפות לכוח העבודה בין שלב 1 ב-2011 רבעון 3, ובין שלב 4 ב-2011 רבעון 4.

$$\text{Flow}_i = \beta_1 \text{Monthly}_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (**)$$

כאשר Flow_i הוא, לדוגמה, שיעורם של המצטרפים לכוח העבודה בשלב 4 מתוך אלה שהיו מחוץ לכוח העבודה בשלב 1, או לחילופין שיעורם של הנושרים מכוח העבודה מבין אלה שהיו פעילים בו בשלב 1. יתר המשתנים הוגדרו לעיל. המשנה המעניין הוא המקדם של משתנה הדמה החודשי (β_1), המציין את ההבדל בין הזרמים בסקר הרבעוני לאלה שבסקר החודשי.

ניתוח חתכי הרוחב וניתוח הפאנל משלימים זה את זה: חתכי הרוחב דומים לנתונים המשמשים לאמידת הסטטיסטיקה הרשמית של כוח העבודה, אך הם עשויים לסבול מנפל. מנגד, מעצם טבעו ניתוח הפאנל עוקב אחר יחידים על פני זמן, ועשוי אפוא לספק רמזים על השפעתה של הדגימה התכופה על המעברים בין מצבים בכוח העבודה ועל הנפל, שאינם נצפים בניתוח הרוחבי.

מבחני איזון

ישנן מספר סיבות לבדיקת האיזון בין הסקר הרבעוני והחודשי: ראשית, תהליך דגימת המידע לסכ"א הרבעוני ולסכ"א החודשי התבסס על מסגרת דגימה דומה, אך שונה במקצת. בנוסף, אין זה ברור אם תתי-המדגמים בשלבים 1 ו-4 – שאנו משווים בנפרד בניתוח הרוחבי – אכן מאוזנים בין הסקרים.

מבחני האיזון בין הסקר הרבעוני והחודשי בתתי-המדגמים של הפאנל מוצגים בצד ימין של לוח 2. הלוח משווה את המאפיינים האישיים של אנשים אלו כפי שתועדו בראיון הראשון.¹⁵ ניתן לראות כי תתי-המדגמים החודשיים והרבעוניים בקבוצת הפאנל הם ככלל מאוזנים. החריגים העיקריים הם מספר שנות הלימוד, שהוא גבוה יותר בכ-0.4 שנות לימוד בנתונים החודשיים, והשיעור הגבוה יותר של אנשים הלומדים בתקופה הנוכחית.

מבחני האיזון בתת-המדגם של חתכי הרוחב החוזרים (צד שמאל בלוח 2) כוללים מבחני איזון נפרדים לשלב 1 ושלב 4, ואומד הפרש הפרשים של המאפיינים האישיים. מבחני האיזון הנפרדים עשויים לחשוף מגמות שונות של המאפיינים האישיים על פני השלבים השונים, ואומדי הפרש-ההפרשים בודקים אם מגמות אלו מצטברות לכדי הבדלים מובהקים. מגמות נבדלות עשויות להסביר דפוסים שניתן לייחס בשגגה לראיונות התכופים בסכ"א החודשי.

בדומה למבחני האיזון של הפאנל, רוב המשתנים בתת-המדגם של חתכי הרוחב החוזרים מאוזנים, אך "שנות לימוד" ו"לומד בתקופה הנוכחית" אינם מאוזנים. יתר על כן, ההבדל בין המדגמים הרבעוניים והחודשיים בשלב 4 קטן בהשוואה לזה בשלב 1, כלומר חלה עלייה בשנות הלימוד של הפרטים בסקר הרבעוני ביחס לאלו בסקר החודשי. גידול יחסי זה בשנות הלימוד צפוי להגדיל את ההשתתפות בכוח העבודה ואת שיעורי התעסוקה במדגם הרבעוני בשלב 4, ובכך להטות את התוצאות נגד התוצאה העיקרית של מחקר זה: בתדירות חודשית של ראיונות מגדילה את שיעורי ההשתתפות בכוח העבודה והתעסוקה. על כל פנים, מאומדי הפרש-ההפרשים עולה כי ההפרש בין המגמות השונות בשנות הלימוד בין הסקרים הרבעוניים לחודשיים קטן ואינו מובהק סטטיסטית ואין זה סביר כי ישפיע בצורה ניכרת על האמידות העיקריות במחקר זה.

חוסר איזון נוסף בנתוני הרוחב הוא שיעורם הגדול יותר, באופן מובהק סטטיסטית, של משיבים נשואים בסקר החודשי בשלב 1 יחסית לסקר הרבעוני. אולם, סדר הגודל של ההפרש הוא קטן (2 אחוזים) וסביר כי לחוסר-איזון לא זה תהיה השפעה משמעותית על התוצאות הבלתי מבוקרות שלנו. בניתוח האמפירי המוצג להלן, בחרנו לתקן את אי-האיזונים המתוארים לעיל על ידי פיקוח על משתנה זה.

נציין גם כי שיעור האנשים שדיווחו על עצמם מאוזן הן בתת-המדגם של הפאנל והן בתת-המדגם הרוחבי. איזון זה חשוב לניתוח האמפירי במחקר זה, המבדיל בין השפעת תדירות הראיונות על הנתונים שאדם דיווח על עצמו, לבין השפעתה על הנתונים שדווחו באמצעות אדם אחר במשק הבית.

¹⁵ השוואת הנתונים שנמסרו בראיון הראשון מונעת ההטיה פוטנציאלית העלולה להגם מאימות מידע בראיון הרביעי על בסיס מידע שדווח בראיון הראשון שבוצע בסקר החודשי, אך לא בסקר הרבעוני. אימות המידע בין ראיונות לסקר החודשי השפיעו על הנתונים שנאספו בראיונות השני עד השמיני לסקר זה.

לוח 2: מבחני איזון בין סקרים רבעוניים לחודשיים בתתי-המדגמים של פאנל ורוחב

הפרש- הפרשים שלב 4-1	תת-מדגם חתמי רוחב חוזרים				תת-מדגם פאנל			
	שלב 4		שלב 1		הפרש	רבעוני	חודשי	רבעוני
	הפרש	חודשי	רבעוני	חודשי				
-0.003 (0.007)	0.001 (0.010)	0.529 (0.006)	0.530 (0.008)	-0.004 (0.010)	0.524 (0.007)	0.520 (0.008)	0.531 (0.008)	0.532 (0.009)
0.053 (0.106)	0.037 (0.058)	5.519 (0.037)	5.557 (0.045)	0.090 (0.062)	5.507 (0.039)	5.600 (0.048)	5.628 (0.044)	5.651 (0.052)
-0.010 (0.021)	0.020 (0.010)**	0.368 (0.062)	0.388 (0.077)	0.010 (0.010)	0.371 (0.064)	0.381 (0.083)	0.371 (0.007)	0.392 (0.009)
0.023 (0.017)	0.002 (0.010)	0.592 (0.064)	0.595 (0.077)	0.025 (0.011)**	0.576 (0.065)	0.601 (0.084)	0.622 (0.007)	0.604 (0.009)
-0.127 (0.131)	-0.391 (0.071)***	13.633 (0.045)	13.242 (0.058)	-0.505 (0.077)***	13.707 (0.046)	13.202 (0.068)	13.621 (0.053)	13.181 (0.066)
-0.021 (0.014)	-0.021 (0.007)***	0.161 (0.005)	0.141 (0.005)	-0.042 (0.008)***	0.170 (0.005)	0.128 (0.006)	0.136 (0.005)	0.124 (0.006)
-0.018 (0.028)	0.003 (0.010)	0.498 (0.065)	0.501 (0.008)	-0.014 (0.011)	0.487 (0.066)	0.473 (0.085)	0.491 (0.008)	0.500 (0.009)
0.000 (0.011)	0.012 (0.010)	0.417 (0.006)	0.429 (0.007)	0.012 (0.011)	0.417 (0.01)	0.430 (0.008)	0.430 (0.007)	0.434 (0.008)
		5,907	4,389		5,667	3,423	4,190	3,058

הערות:

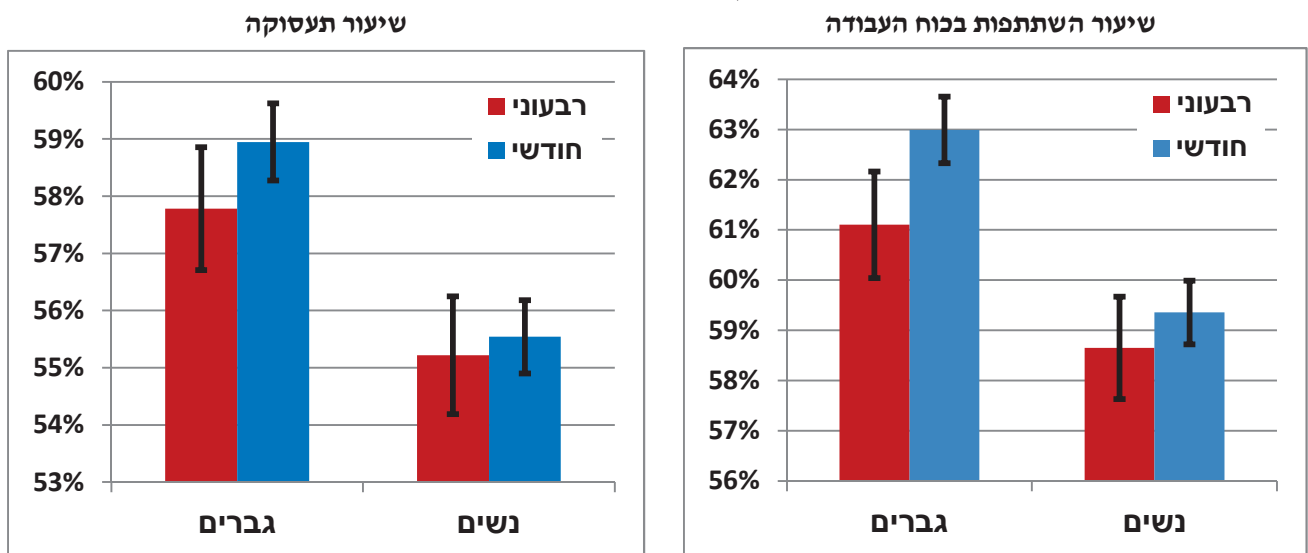
1. נתוני הפרט שברשותנו אינם מציינים את הגיל בשנים ספציפיות. על כן, הגיל בלוח מקובץ על פי קבוצות הגיל הבאות הם: 1: 15-17; 2: 18-24; 3: 25-29; 4: 30-34; 5: 35-44; 6: 45-54; 7: 55-59; 8: 60-64; 9: 65-69; 10: 70-74; 11: 75+.
2. עולים שעלו לארץ אחרי 1990.
3. הפאנל כולל אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעי 3, ורואיינו גם ברבעי הרביעי. הנתונים במבחני האיזון עבור נתוני הפאנל מתייחסים לשלב הראשון בו נכנסו הפרטים למדגם. הושטמו תצפיות שגויות הכוללות למעלה מ-50 שנות לימוד.

5. ניתוח אמפירי

5-א. ניתוח חתכי רוחב חוזרים (Repeated-cross-section)

ניתוח סקרי הרוחב החוזרים בוחן קבוצה של משקי בית יהודיים שנדגמו בסכ"א הרבעוני או החודשי ברביע הרביעי בשנת 2011. איור 2 ממחיש כי שיעור ההשתתפות הממוצע בכוח העבודה בסקר החודשי הוא גבוה יותר במובהק מאשר בסקר הרבעוני (63.0 אחוז לעומת 61.1 אחוז, בהתאמה; $p \sim 0.001$). קיים גם הפרש דומה אך קטן יותר ובלתי מובהק סטטיסטית בשיעור ההשתתפות של נשים בכוח העבודה בין שני הסקרים (59.4 אחוז ו-58.6 אחוז, בהתאמה). בדומה לכך, בקרב גברים, שיעור התעסוקה בסקר החודשי גבוה מאשר בסקר הרבעוני (58.9 אחוז ו-57.7 אחוז, בהתאמה), אך הפרש זה בין הנשים הוא קטן בהרבה (55.5 אחוז ו-55.2 אחוז, בהתאמה) ובלתי מובהק סטטיסטית. הניתוחים הבאים מקבצים יחד את הנתונים עבור גברים ונשים.

איור 2: השתתפות בכוח העבודה על פי תדירות הסקרים ומגדר
(אוקטובר-דצמבר 2011)



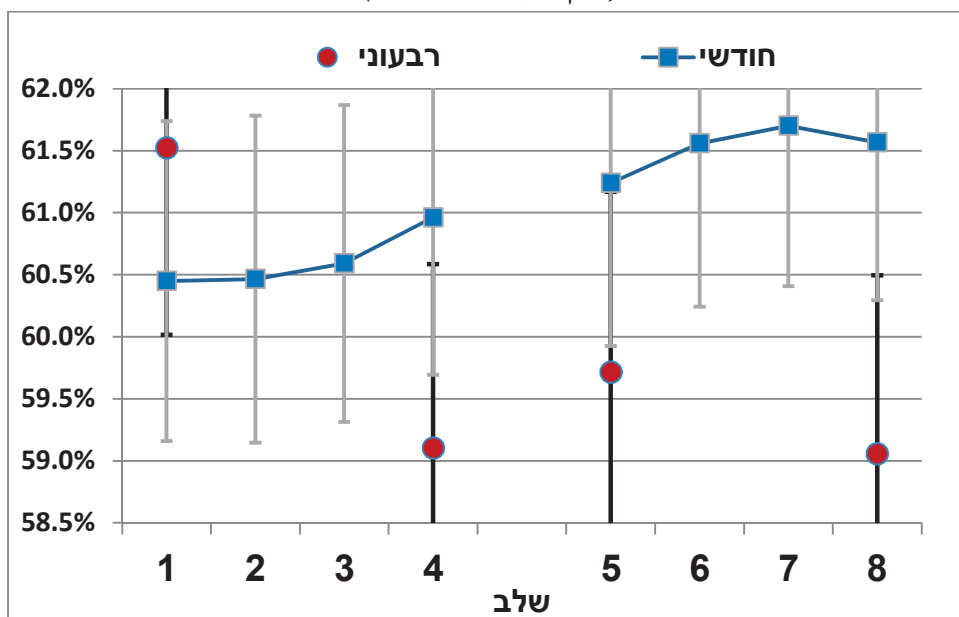
מקור: הלמ"ס, סכ"א.

איור 3 מתעד את הדפוס שבבסיס שיעור ההשתתפות הגבוה יותר בכוח העבודה בסקר החודשי: שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בסקר החודשי בשלב 1 נמוך בנקודת אחוז אחת מהשיעור המקביל בסקר הרבעוני. לאחר מכן, שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בסקר הרבעוני יורד לאורך השלבים, ואילו הוא עולה בסקר החודשי, לפחות עד שלב 7. בקצרה, שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בסקר החודשי עולה לאורך השלבים *ביחס* לאותו שיעור בסקר הרבעוני.

מגמת העלייה בשיעור השתתפות בכוח העבודה בסקר החודשי ומגמת הירידה שלו בסקר הרבעוני נובעות בעיקר ממגמות מקבילות בשיעור התעסוקה (מועסקים\אוכלוסייה, ראה איור 4),

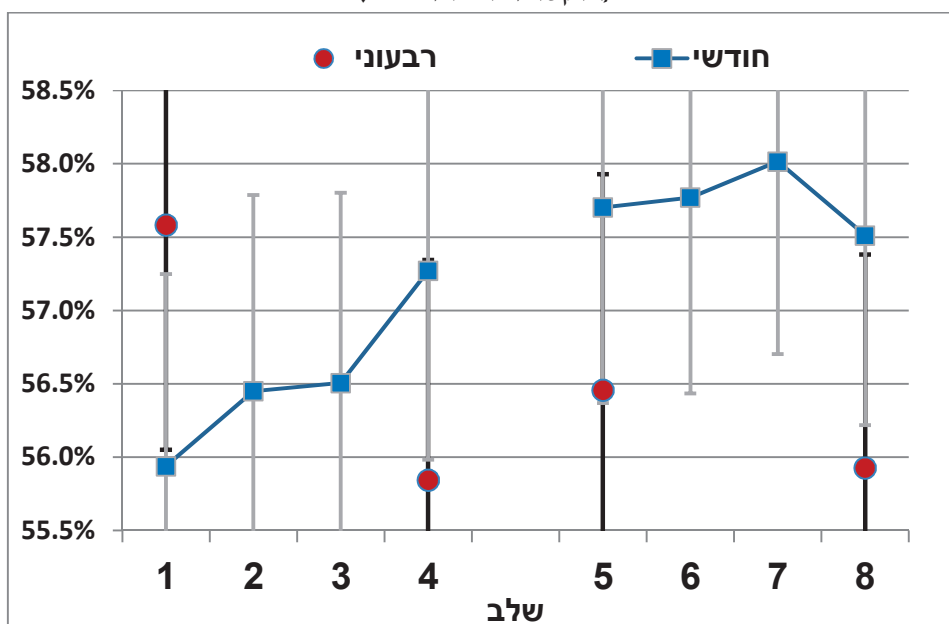
ולא ממגמה ביחס מובטלים ואוכלוסייה. בשעה שיעור התעסוקה בסקר החודשי יורד ברוב השלבים, שיעור התעסוקה החודשי עולה לאורך 7 השלבים הראשונים, ויורד משלב 7 לשלב 8. הירידה הכוללת בין שלבים 5 ל-8 בסקר החודשי מתונה יותר מהירידה המקבילה בסקר הרבעוני. אם כך, אפילו בגל הראיונות השני (שלבים 5-8), שיעור התעסוקה בסכ"א החודשי עלה ביחס לשיעור זה בסכ"א הרבעוני.

איור 3: שיעור ההשתתפות בכוח העבודה לפי תדירות הסקר והשלב
(אוקטובר-דצמבר 2011)



מקור: סכ"א.

איור 4: שיעור התעסוקה לפי תדירות הסקר והשלב
(אוקטובר-דצמבר 2011)



מקור: סכ"א.

הגידול היחסי הגולמי בהשתתפות בכוח העבודה ובשיעורי התעסוקה עשוי להיות תוצאה של הבדלי מאפיינים אישיים בין השלבים שהושו. כדי לכלול מאפיינים נצפים, אמדנו את השפעת הראיונות הנוספים בסקר החודשי בעזרת רגרסיית הפרש הפרשים (ספציפיקציה *, ראו עמוד 12) בעזרת נתונים מגל הראיונות הראשון (שלבים 1-4).¹⁶

לוח 3 מציג את רגרסיית הפרש הפרשים כאשר המשתנים התלויים הם שיעור ההשתתפות בכוח העבודה (צד שמאל) ושיעור התעסוקה (צד ימין). הלוח מציג את הרגרסיות הבסיסיות ללא בקרות (עמודות i ו-iv) ורגרסיות עם בקרות (עמודות ii, iii, v ו-vi). אומדי הפרש הפרשים הגולמיים בקושי מובהקים סטטיסטית. הוספת הבקרות בגין מאפיינים אישיים והוספת אפקטים קבועים בגין אזור המגורים מגבירות את מובהקות ההשפעה הנאמדת, וכמעט אינן משפיעות על סדר הגודל שלה כפי שניתן לצפות מניתוח של סקרים מאוזנים.¹⁷ יצוין כי ההשפעה הנאמדת על שיעור התעסוקה גדולה במקצת מאשר על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה.

לוח 3: אומדי הפרש הפרשים להשפעת התדירות הראיונות על שיעור השתתפות בכוח העבודה ועל שיעור התעסוקה (חתכי רוחב חוזרים, שלבים 1 ו-4; אוקטובר-דצמבר 2011)

שיעור תעסוקה		השתתפות בכוח העבודה				
vi	v	iv	iii	ii	i	
-1.03 (0.96)	-2.79 (1.05)**	-1.41 (1.12)	-0.32 (0.92)	-2.52 (1.11)*	-0.91 (1.13)	סכ"א חודשי*100
-1.46 (1.10)	-1.47 (1.12)	-1.49 (1.16)	-2.30 (0.97)**	-2.34 (1.08)**	-2.40 (1.04)**	שלב 4*100
2.53 (1.32)*	3.05 (1.61)*	2.77 (1.63)	2.45 (1.14)**	3.06 (1.71)*	2.84 (1.70)*	סכ"א חודשי * שלב 4 100*
כן	לא	לא	כן	כן	לא	מאפיינים אישיים
כן	כן	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע לחודש הראיון
כן	לא	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע לנפה
0.387	0.081	0.0002	0.413	0.084	0.0003	R ²
18,760	18,760	19,044	18,760	18,760	19,044	N

הערה: סטיות תקן רובסטיות מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של תת-אזור.

על מנת להעמיק את הבנתנו לגבי המנגנונים הפוטנציאליים העומדים ביסוד הדפוס הנחקר, אנו מבחינים בין נתונים על אנשים שדיווחו על עצמם לבין נתונים שדווחו על ידי אדם אחר ממשק הבית (פרוקסי). השפעה גדולה יותר על יחידים שדיווחו על עצמם בהשוואה ליחידים שנתוניהם דווחו על ידי פרוקסי עולה בקנה אחד עם גידול בהשתתפות בכוח העבודה בפועל, עקב מודעות גדלה או גידול בשיעור המדווח של השתתפות בכוח העבודה כתוצאה מההעדפה לא לתת מידע

¹⁶ ניתוח הרגרסיות לא כלל נתונים מהגל השני (שלבים 5-8) מהסיבות שהוסברו לעיל (הערת שוליים 11).
¹⁷ במחקר זה המשמעות של נתונים מאוזנים היא המשתנים המסבירים אינם שונים בין הסקר החודשי והסקר הרבעוני כלומר הם אינם מתואמים עם תדירות הסקר ולא משפיעים על המקדם הנאמד של השפעת תדירות הקשר על השתתפות בכוח העבודה.

שמטיל סטיגמה עצמית (לדוגמה על ידי הימנעות מדווח על אבטלה). מנגד, השפעה דומה של הראיונות החודשיים על דיווח עצמי ודיווח באמצעות פרוקסי עולה בקנה אחד עם העדפה לקצר את משך הראיון.

כפי שעולה מלוח 4, השפעת הראיונות הנוספים על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בקרב יחידים המדווחים על עצמם (עמודות i-iii) כמעט כפולה מההשפעה בקרב יחידים שמצבם דווח באמצעות פרוקסי (עמודות iv-vi). תוצאות דומות מדווחות לגבי שיעור התעסוקה בנספח (לוח 4א בנספח). תוצאה זו מרמזת כי מודעות גוברת ו/או הימנעות ממתן מידע שיש בו כדי להטיל סטיגמה עצמית הם המנגנונים הפוטנציאליים העומדים ביסוד ההשפעה הנאמדת של הראיונות התכופים.

לוח 4: אומדי הפרש הפרשים להשפעת התדירות הראיונות על שיעור השתתפות בכוח העבודה על פי מדווח (חתיכי רוחב חוזרים, שלבים 1 ו-4; אוקטובר-דצמבר 2011)

דיווח על ידי פרוקסי			דיווח עצמי			
vi	v	iv	iii	ii	i	
-0.47 (1.04)	-1.69 (1.42)	-0.94 (1.35)	-0.59 (1.47)	-2.58 (1.36)*	-0.65 (1.47)	סכ"א חודשי*100
-3.76 (1.04)***	-2.56 (1.37)*	-2.49 (1.35)*	-0.44 (1.60)	-2.00 (1.31)	-2.27 (1.38)	שלב 4*100
1.89 (1.96)	2.23 (2.37)	1.95 (2.28)	3.00 (1.60)*	4.11 (1.87)**	4.10 (1.77)**	סכ"א חודשי * שלב 4 100*
כן	כן	לא	כן	כן	לא	מאפיינים אישיים
כן	לא	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע בגין חודש הראיון
כן	לא	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע בגין נפה
0.412	0.084	0.0003	0.431	0.117	0.001	R ²
10,811	10,811	11,009	8,431	7,949	8,035	N

הערה: סטיות תקן רובסטיות מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של נפות.

הניתוח הרחבי אינו אומר לנו מהי הדינמיקה, כלומר המעברים בין מצבים בכוח העבודה אשר עומדים ביסוד תוצאתו העיקרית של מאמר זה: הגידול בשיעורי השתתפות בכוח העבודה והתעסוקה לאורך שלבי הראיון בסקר החודשי ביחס לסקר הרבעוני. הוא גם אינו שולל את האפשרות שדפוס זה הוא תוצאה של נפל מוגבר, למשל סירוב לענות לסקר או אי איתור המרואיינים, עקב הראיונות התכופים עצמם או מתקופת החקירה המקוצרת בסקר החודשי (ראו עמ' 10). סוגיות אלה מטופלות בניתוח הפאנל להלן.

5-ב. ניתוח פאנל

ניתוח הפאנל עוקב אחר אנשים שנדגמו ורואיינו לראשונה ברביע השלישי של 2011 (שלב 1), ורואיינו שוב בשלב 4 במהלך הרביע הרביעי של 2011. הראיונות בשלב 4 היו הראיונות השניים בסקר הרבעוני, וככלל היו הראיונות הרביעיים בסקר החודשי. אנו משתמשים בפאנל מאוזן אשר

בצורה מובנית אינו מושפע מנפל בשונה מנתוני חתכי הרוחב. כמו כן, המאפיינים של פרטים שרואיינו לראשונה ברביע השלישי של 2011 אינם בהכרח זהים לאלו של פרטים שרואיינו לראשונה ברביע הרביעי של 2011 המנותחים לעיל. עקב שתי סיבות אלה, אין אנו מצפים כי אומדני מדגם הפאנל יהיו שווים לאומדנים האמורים לעיל בניתוח של סקרי הרוחב.

לוח 5 מציג אינדקציות לפעילות בכוח העבודה של אנשים שרואיינו אישית ושדיווחו על פרטי התעסוקה של עצמם הן בשלב 1 והן בשלב 4 (עמודות i-iv), ועבור אנשים שהמידע עליהם דווח על ידי פרוקסי בשלבים 1 ו/או 4 (עמודות v-viii). הלוח מציג את הממוצעים הגסים ואת סטיות התקן של ההשתתפות בכוח העבודה ושיעורי התעסוקה, את ההפרשים בין שלב 4 לשלב 1 עבור הסקרים הרבעוניים והחודשיים, וכן את אומדן הפרש ההפרשים.

לוח 5: השתתפות בכוח העבודה ושיעורי תעסוקה לפי תדירות הסקר והשלב
(אחוז, אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3)

דיווח על ידי פרוקסי בשלב 1 או שלב 4		דיווח עצמי בשלבים 1 ו-4						
שיעור תעסוקה		השתתפות בכוח העבודה		שיעור תעסוקה		השתתפות בכוח העבודה		
חודשי	רבעוני	חודשי	רבעוני	חודשי	רבעוני	חודשי	רבעוני	
viii	vii	vi	v	iv	iii	ii	i	
55.4	53.9	59.3	57.2	61.1	59.6	64.9	63.1	שלב 1
(0.9)	(1.1)	(0.9)	(1.1)	(1.3)	(1.6)	(1.5)	(1.5)	
55.1		59.7		60.9		65.1		שלב 2
(1.0)		(1.0)		(1.4)		(1.4)		
55.7		59.7		61.7		66.3		שלב 3
(1.0)		(1.0)		(1.4)		(1.4)		
56.6	54.7	59.0	57.1	61.6	58.9	66.0	61.6	שלב 4
(0.9)	(1.1)	(0.9)	(1.1)	(1.3)	(1.4)	(1.3)	(1.5)	
0.2	0.8	-0.3	-0.1	0.4	-0.7	1.1	-1.4	הפרש שלבים 1-4
(1.3)	(1.4)	(1.3)	(1.6)	(1.9)	(2.2)	(1.8)	(2.2)	
	-0.6		-0.2		1.3		2.5	DID
	(0.9)		(0.8)		(1.0)		(1.1)**	†Q-M
2,854	1,959	2,854	1,959	1,335	979	1,335	979	N

הערה: † סטיות תקן של אומדי הפרש ההפרשים מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של פרטים.

מעניין לגלות, כי בקרב אנשים שדיווחו על עצמם, שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בסקר הרבעוני ירד ב-1.4 נקודות אחוז בשעה שבסקר החודשי הוא עלה ב-1.1 נקודות אחוז. אומדן הפרש ההפרשים הפשוט שהתקבל עבור השפעת הראיונות הנוספים בשלבים 2 ו-3 על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בשלב 4 לגבי יחידים שדיווחו על עצמם הוא 2.5 נקודות אחוז (לוח 5, עמודות i-ii). אומדן פשוט זה הנו מובהק סטטיסטית רק כאשר מתקנים את סטיות התקן למקבצים (cluster) של פרטים, קרוב לוודאי בשל מתאם סדרתי במצב התעסוקתי של פרטים בין שלב 1 ושלב 4. כמחצית מההשפעה נגזרת משינויים בשיעור התעסוקה המדווח (עמודות iii-iv),

וכמחצית מההשפעה על האבטלה (לא מדווחת) אך בשני המקרים ההשפעה היא מינורית ואינה מובהקת סטטיסטית (לא מדווחת). מנגד, בקרב אנשים שפרטיהם דווחו על ידי פרוקסי (בן משפחה אחר), המגמות של השתתפות בכוח העבודה ושיעורי התעסוקה בסקרים הרבעוניים והחודשיים היו כמעט זהות, ואומד הפרש הפרשים שהתקבל היה קטן ואף שלילי (עמודות v–viii).

בדקנו את השפעת הראיונות החודשיים על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בעזרת אומדני הפרש-הפרשים, שמביאים בחשבון את המתאם הסדרתי על ידי תיקון סטיות התקן עבור מתאם סדרתי בתצפיות חוזרות של אותם פרטים (cluster). באומדנים אלה, אומד הפרש-הפרשים של אנשים המדווחים על עצמם הינו מובהק סטטיסטית (לוח 6, עמודות i–iii). הבקרה על מאפיינים נצפים או על אפקט קבוע אישי (עמודה iii) אינה משנה את האומדן, מה שמעלה את האפשרות שהמתאם בין חוסר האיזונים בתת-המדגם של הפאנל וההשפעה של הראיונות החודשיים על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה הם זניחים. לעומת זאת, לא נמצאה השפעה של ראיונות חודשיים על ההתנהגות המתועדת של אנשים שנתוניהם נמסרו על ידי פרוקסי (עמודות iv–vi).

לוח 6: אומדי הפרש הפרשים להשפעת תדירות הראיונות על השתתפות בכוח העבודה לפי זהות מוסר המידע (אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3, פאנל מאוזן)

דיווח על ידי פרוקסי בשלב 1 או 4		דיווח עצמי בשלבים 1 ו-4				
vi	v	iv	iii	ii	i	
	2.06 (1.17)*	1.79 (1.42)		-0.11 (1.51)	1.83 (2.00)	סכ"א חודשי*100
0.10 (0.62)	-0.41 (0.69)	0.04 (0.69)	-1.43 (0.82)	-1.20 (0.86)	-1.44 (0.85)*	Q4*100
-0.21 (0.89)	-0.22 (1.05)	-0.14 (0.90)	2.48 (1.06)**	2.33 (1.11)**	2.47 (1.09)**	סכ"א חודשי* Q4*100
לא	כן	לא	לא	כן	לא	בקרה על מאפיינים אישיים
כן	לא	לא	כן	לא	לא	בקרה על אפקטים קבועים אישיים
0.0000	0.350	0.0004	0.001	0.428	0.001	R ²
9,713	9,564	9,713	4,662	4,623	4,662	N

הערות:

1. סטיות תקן של אומדי הפרש הפרשים מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של פרטים.
2. מאפיינים אישיים כוללים גיל, שנות לימוד, מגדר, ואזור מגורים.
3. R² בספציפיקציות האפקטים הקבועים (עמודות iii ו-vi) הוא R² כולל.

לוח 7 בוחן באמצעות רגרסיות (ספציפיקציה **, עמוד 12) את השפעת הראיונות בתדירות חודשית על הכניסה לכוח העבודה ועל היציאה מכוח העבודה, בקרב אנשים שדיווחו על עצמם. תת-המדגם ברגרסיות של יציאה מכוח העבודה כולל אנשים שדיווחו כי היו בכוח העבודה בשלב 1. המשתנה התלוי הוא 1 עבור אלה שעזבו את כוח העבודה בשלב 4, ו-0 עבור אלה שנשארו בכוח

העבודה בשלב זה. תת-המדגם ברגרסיות של כניסה לכוח העבודה כולל אנשים שדיווחו כי היו מחוץ לכוח העבודה בשלב 1. המשתנה התלוי הוא 1 עבור אלה שנכנסו לכוח העבודה, ו-0 עבור אלה שנשארו מחוץ לכוח העבודה. עמודות i ו-iii מציגות את הרגרסיות הבסיסיות, ועמודות ii ו-iv מציגות רגרסיות עם בקרות עבור מאפיינים אישיים כמו גיל, שנות לימוד, מין ואזור מגורים.

הנתונים בלוח 7 מראים כי ראיונות בתדירות חודשית מפחיתים דיווחי יציאה מכוח העבודה ויש להם השפעה חיובית בלתי מובהקת על כניסה לכוח העבודה. האפקט הוא גדול ביחס לשיעור המעברים בסקרים הרבעוניים: שיעור היציאה בסקרים החודשיים (6.31 אחוז, סכום המקדמים בעמודה i) נמוך בכרבע משיעור היציאה בסקר הרבעוני (8.58 אחוז), ואילו שיעור הכניסה לכוח העבודה בסקר החודשי (6.92 אחוז) כפול מאשר בסקר הרבעוני (3.38). נראה כי הראיונות בתדירות חודשית עודדו אנשים שדיווחו על עצמם כי השתתפו בכוח העבודה בעבר, לדווח כי הם עדיין משתתפים. ואכן, סביר שאנשים המוסרים מידע שהיה נכון עד לא מזמן רואים בכך "שקר לבן". לא נוכל לשלול את האפשרות שהראיונות החודשיים נותנים למרואיינים תמריץ להישאר בעבודתם הנוכחית או לחפש עבודה.

לוח 7: רגרסיות של יציאה מכוח העבודה ויציאה ממנו על תדירות הסכ"א פרטים שדווחו על עצמם (אחוז, אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3)

כניסה לכוח העבודה		יציאה מכוח העבודה		משתנה תלוי
iv	iii	ii	i	
1.92 (1.92)	3.54 (1.94)*	-2.25 (1.15)***	-2.27 (1.18)*	סכ"א חודשי*100
N.A	3.38 (3.02)	N.A	8.58 (2.07)***	קבוע
כן	לא	כן	לא	מאפיינים אישיים
0.117	0.004	0.025	0.003	R ²
815	829	1,481	1,485	N

הערה:

1. מאפיינים אישיים כוללים גיל, שנות לימוד, מגדר, ואזור מגורים.

כפי שתועד לעיל (לוח 7), השפעתם המתונה של הראיונות החודשיים על שיעור ההשתתפות בכוח העבודה נובעת מהזרם הגדול יותר במקצת של אנשים שנכנסו לכוח העבודה ומהזרם הקטן יותר במקצת של אנשים שיצאו מכוח העבודה לאחר הראיונות שנערכו מדי חודש בחודש. זרמים אלה בכוח העבודה ממלאים תפקיד מרכזי במודלים של חיפוש, לרבות אמידת התעסוקה והאבטלה בשיווי משקל של מצב עמיד (steady state).¹⁸ ניתן לאמוד שיעור השתתפות בכוח העבודה ב"מצב עמיד" תחת ההנחה הנאיבית שהזרמים קבועים.¹⁹ תוצאות מחקר זה – קרי, תדירות הראיונות משפיעה על הזרמים בין מצבים בכוח העבודה – חושפות אפוא הטיה פוטנציאלית בניתוחי מאקרו של שוק העבודה.

¹⁸ ספרות ענפה בנושא התפתחה בעקבות Blanchard and Diamond, 1990

¹⁹ $LFPss = \text{inflow} / (\text{inflow} + \text{outflow})$

לוח 8 מתעד כניסה לכוח העבודה (זרם החוצה) כשיעור של אוכלוסייה שאינה משתתפת (משתתפת) כפי שנהוג בספרות העוסקת במודל חיפוש. המדגם בלוח 8 כולל הן מרואיינים שדווחו על עצמם (שדווחו קודם בלוח 7) והן פרטים שמצבם בכוח העבודה דווח על ידי פרוקסי. השיעורים הבסיסיים של השתתפות בכוח העבודה בסקרים הרבעוניים והחודשיים – המגדירים את המכנים המשותפים של הפרופורציות – היו דומים באופן כללי. מאחר והמדגם בלוח 8 כולל את כל הפרטים היהודים בפאנל המאוזן, ולא רק את הפרטים שדווחו על עצמם, התוצאה היא שהפער בין הזרמים כאן קטנים יותר מאלה שדווחו לעילי (לוח 7). הזרם הנכנס אל כוח העבודה בסקר החודשי היה גבוה ב-1.7 נקודות אחוז יותר מאשר בסקר הרבעוני. הזרם היוצא מכוח העבודה בסקר החודשי היה נמוך ב-0.5 נקודות אחוז יותר מאשר בסקר הרבעוני. שני ההבדלים אינם מובהקים סטטיסטית.

לוח 8: זרמים של יציאה מכוח העבודה וכניסה אליו על פי תדירות הסקרים, שלבים 1 ו-4 (אחוז, אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3, פאנל מאוזן)

הפרש	חודשי	רבעוני	
iii	ii	i	
-2.0 (1.17)* [7,833]	61.1 (0.75) [4,265]	59.1 (0.82) [3,568]	השתתפות בכוח העבודה שיעורים ברבעון 3 2011
-1.7 (1.16) [2,828]	11.0 (0.77) [1,628]	9.3 (0.84) [1,200]	כניסה לכוח העבודה
0.5 (0.8) [4,744]	6.8 (0.49) [2,608]	7.4 (0.62) [1,738]	יציאה מכוח העבודה
5.9	61.8	55.9	השתתפות בכוח העבודה ב"מצב עמיד"

הערות:

- כניסה לשוק העבודה - שיעור האנשים שהצטרפו לשוק העבודה מהבלתי משתתפים בכוח העבודה.
- יציאה משוק העבודה - שיעור האנשים שעזבו את שוק העבודה מהמשתתפים בכוח העבודה.
- שיעור ההשתתפות בכוח העבודה במצב עמיד במודל חיפוש, LFP_{ss} :

$$LFP_{ss} = \text{Entering LF} / (\text{Entering LF} + \text{Leaving LF})$$
- סטיות תקן בסוגריים מעוגלים; מספר התצפיות בסוגריים מרובעים.

ההבדלים הללו בזרמים מצביעים על הבדלים בולטים בשיעורי השתתפות בכוח העבודה ב"מצב עמיד" (השורה האחרונה בלוח 8): בשעה ששיעור ההשתתפות המחושב במצב עמיד בסקר הרבעוני הוא 55.9 אחוז, השיעור המקביל בסקר החודשי הוא 61.8 אחוז, הפרש של 5.9 נקודות האחוז. תוצאות אלה מראות, כי אף שהיינו מצפים ששיעור ההשתתפות בכוח העבודה יתכנס כלפי מטה בהתאם לסקר הרבעוני, הנתונים החודשיים מלמדים כי השיעור הזה קרוב לכוח העבודה ב"מצב עמיד". ואכן, הסקר הרבעוני "משקף" כוח עבודה שיש בו יותר חיכוכים מאשר

שוק העבודה ה"משתקף" בסקר החודשי. מאחר שהסקרים נערכו באותה תקופה באותו משק, סביר כי ביטויים שונים אלה של המצב בכוח העבודה נבעו מהבדלי התדירות של הראיונות.

נוכל להסיק כי הניתוח חתכי הרוחב החוזרים וניתוח הפאנל של הגל הראשון של הראיונות (שלב 1-4) מספקים ראיות כי הראיונות החודשיים הגדילו את שיעור ההשתתפות בכוח העבודה ואת שיעור התעסוקה. סדר הגודל של ההשפעה על רמת ההשתתפות בכוח העבודה של אנשים שדיווחו על עצמם היה מתון: עלייה של 2.5–3.5 נקודות אחוז בשלב 4, יחסית לשיעור השתתפות של 66 אחוז בסקר הרבעוני. עם זאת, השפעתו על אומדני המעברים בין מצבים בכוח העבודה של אנשים שדיווחו על עצמם, היא ניכרת יחסית למעברים עצמם. הזרמים השונים של כניסה לכוח העבודה ויציאה ממנו מביאים לידי הבדלים ניכרים בשיעור השתתפות בכוח העבודה ב"מצב עמיד" בין הסקר הרבעוני לסקר החודשי.

6. ההשלכות של הטרוגניות ההשפעה של תדירות הראיונות על אומדני אפקטים

קבועים

המנגנונים הפסיכולוגיים, כמו הגברת המודעות או הימנעות מתשובות המטילות סטיגמה עצמית, עשויים להשפיע באופן שונה על קבוצות שונות. צד ימין בלוח 9 מציג אומדי הפרש-הפרשים של השפעת הסקרים החודשיים על ההשתתפות בכוח העבודה בנתוני הפאנל, בחלוקה על פי קבוצות גיל. הוא מראה כי רוב ההשפעה של הראיונות החודשיים באומדנים המצורפים מקורו באנשים שדיווחו על עצמם בקבוצת הגיל 45–64: בכל הספציפיקציות (רוחבי, פאנל, ויציאה מכוח העבודה), קבוצה זו מראה נטייה מובהקת סטטיסטית וגבוהה מהבחינה הכלכלית להשתתף בכוח העבודה לאחר ראיונות חודשיים. בכל הספציפיקציות, ההשפעה הנאמדת עומדת על 5.5–6.25 נקודות אחוז לערך. לעומת זאת, ההשפעה על אנשים בקבוצת הגיל 25–44 זניחה, וההשפעה על אנשים מחוץ לגילי העבודה העיקריים (25–64) אינה נאמדת במדויק. צד שמאל בלוח 9 מתעד דפוסים דומים אך קטנים יותר ופחות מובהקים סטטיסטית בנוגע להשפעת הסקרים החודשיים על התעסוקה.

בשלב זה נוכל רק לשער מה הן הסיבות להשפעה בקרב מרואיינים בני 45–64, אך לא בקרב בני 25–44. ייתכן כי המרואיינים המבוגרים יותר מושפעים יותר ממנגנונים של סטיגמטיזציה עצמית יחסית למרואיינים הצעירים. איננו מוצאים סיבה להניח שמנגנון המודעות המוגברת משפיע על מרואיינים מבוגרים יותר משהוא משפיע על הצעירים.

ההשפעה ההטרוגנית של הראיונות התכופים על קבוצות הגיל מרמז כי תדירות הראיונות עשויה להטות את אומדני הרגרסיה של הקשר בין שיעור ההשתתפות בכוח העבודה לגיל. אנו בודקים השערה זו על ידי רגרסיה של השתתפות בכוח העבודה באינטראקציה בין גיל (בקבוצות) למשתני דמה עבור הסקרים החודשיים והרבעוניים.

$$y_{i,t} = \beta_1 \cdot Quarterly_{i,t} \cdot age_{i,t} + \beta_2 \cdot Monthly_{i,t} \cdot age_{i,t} + \beta_3 \cdot Monthly_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

כאשר $Quarterly_{i,t}$ ו- $Monthly_{i,t}$ הם משתני דמה המציינים את תדירות הראיונות, $age_{i,t}$ הוא גילו של הפרט (בקבוצת גיל), ו- $X_{i,t}$ הוא וקטור של מאפיינים אישיים אחרים. גרסיה זו מאפשרת לנו לבחון את ההבדל בין מקדמי הגיל ברגרסיות המבוססות על שני הסקרים באמצעות מבחן F פשוט ($Quarterly_{i,t} \cdot age_{i,t} = Monthly_{i,t} \cdot age_{i,t}$). אנו מחדדים את התוצאות על ידי התמקדות באנשים בגילי העבודה העיקריים (25-64) כדי ללכוד את ההשפעות השונות בין הקבוצות הצעירות (25-44) לקבוצות המבוגרות (45-64).

טורים i-ii בלוח 10 מציגים את המקדמים של הרגרסיה הנ"ל, בספציפיקציות ללא אפקטים קבועים, ומראה כי ספציפיקציות אלו אין הבדל מובהק בקשר בין השתתפות בכוח העבודה לגיל בין הסקרים הרבעוניים לחודשיים (ראו מבחן F בשורה התחתונה). מנגד, טור iii מציג את מקדמי הרגרסיה של אמידות הקשר בין ההשתתפות בכוח העבודה לגיל ברגרסיה עם אפקטים קבועים והקשר בין גיל ליציאה מכוח העבודה הם שונים באופן ניכר: מקדם הגיל חיובי במדגם הרבעוני (עלייה של 10.7 נקודות אחוז עבור כל קבוצת הגיל) ושליילי במדגם החודשי (ירידה של 15.4 נקודות אחוז בהשתתפות בכוח העבודה לכל קבוצת גיל).

לוח 10: הקשר בין קבוצת גיל לתוצאות בכוח העבודה לפי תדירות הסקר
(דיווח עצמי בני 25-64 שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3, פאנל מאוזן)

משתנה תלוי:		השתתפות בכוח העבודה			יציאה משוק העבודה
	i	ii	iii	iv	v
גיל (מקובץ)* סקר רבעוני*100	-7.11 (1.32)***	-6.83 (1.31)***	10.68 (8.05)	1.99 (1.06)*	1.90 (1.07)*
גיל (מקובץ)* סקר חודשי*100	-5.76 (0.88)***	-5.44 (1.12)***	-15.41 (7.08)	-1.08 (0.65)*	-0.99 (0.64)
סכ"א חודשי*100	-9.50 (9.31)	-9.62 (9.24)		14.06 (6.79)**	13.15 (6.81)*
Q4*100	-2.47 (1.08)**	-2.48 (1.08)**	-2.35 (1.06)**		
סכ"א חודשי*100	3.53 (1.36)***	3.21 (1.38)**	3.43 (1.34)**		
בקרה על מאפיינים אישיים	לא	כן	לא	לא	כן
בקרה על אפקטים קבועים אישיים	לא	לא	כן	לא	לא
R ²	0.0342	0.054	0.010	0.010	0.021
N	3,316	3,303	3,316	1,359	1,356
Age Q=Age M : F-test [p-value]	0.60 [0.394]	0.65 [0.418]	5.92 [0.015]**	6.10 [0.013]**	5.32 [0.021]**

הערות:

קבוצות הגיל הן: 1 : 25-34 ; 2 : 35-44 ; 3 : 45-54 ; 4 : 55-64.
סטיות תקן של אומדי הפרש הפרשים מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של פרטים.
R² בספציפיקציות האפקטים הקבועים (עמודות iii ו-iv) הוא R² כולל.

בדומה, הסבירות שתחול יציאה מכוח העבודה קשורה חיובית למשתנה הגיל בסקר הרבעוני, אך קשורה שלילית לגיל בסקר הרבעוני. מבחן F של ההפרש בין מקדמי הגיל במדגמים אלה (השורה האחרונה בלוח 10) מעלה כי בספציפיקציה של האפקטים הקבועים ברגרסיות על

שיעור היציאה מכוח העבודה ההפרש בין המקדם של גיל בסקר הרבעוני ובסקר החודשי מובהק ברמה של כ-2 אחוזים. לוח 10-א מראה דפוס דומה כאשר המשתנה התלוי היה תעסוקה ולא השתתפות בכוח העבודה; אולם, ההשפעה הנאמדת של הראיונות החודשיים על מקדמי הרגרסיה קטנה יותר ומובהקותה הסטטיסטית נמוכה יותר.

ממצאים אלה מעלים את האפשרות שתדירות הראיונות לסקר עשויה להשפיע על אומדני ההשפעה של משתנים המסבירים את רמות ההשתתפות בכוח העבודה באמצעות רגרסיות אפקטים קבועים, וכן באומדנים של זרמים בין מצבים בכוח העבודה. ככל הנראה, השפעת ההשתתפות בפאנל בתקופה קודמת ברגרסיות אפקטים קבועים וברגרסיות הזרמים בכוח העבודה – אך לא רגרסיות אחרות של רמות – מוסברת בסקירת ספרות של שגיאות מדידה בנתוני סקרים (בונד ועמיתיו 2001): משתנים מסוימים אשר "... מדווחים לכאורה ברמת דיוק סבירה מתחילים לעורר חשש כאשר משתמשים בנתוני פאנל בדרכים אשר למעשה מקזזות חלק ניכר מהשונויות האמיתיות תוך הגברת הרעש". אכן, הן הרגרסיות של אפקטים קבועים והן הרגרסיות על זרמים מקזזות חלק ניכר מהשונויות בין יחידים, אך שומרות על רעש סטטיסטי לרבות הנטיות הנגרמות מהשפעת ההשתתפות בפאנל בראיון בעבר.

7. הערות לסיכום

מחקר זה משתמש בניסוי טבעי נדיר: סקר בקנה מידה גדול, סכ"א הישראלי, נערך באופן מלא בשתי תדירויות שונות במקביל: חודשית ורבעונית. הסקר החודשי כלל ארבעה שלבי ראיונות מדי חודש בחודשו, ואילו הסקר הרבעוני כלל שני ראיונות בחודשים הראשון והרביעי בתקופה המקבילה. ניתן אפוא לאמוד את השפעת הראיונות הנוספים בחודשים השני והשלישי על תוצאות כוח העבודה שדווחו בחודש הרביעי (שלב 4).

ממצאי המחקר הראו כי בקרב אנשים שדיווחו על מצבם בעצמם, הראיונות החודשיים הגבירו את שיעור ההשתתפות בכוח העבודה בשלב 4 יחסית לסקר הרבעוני ב-2.6 עד 3.4 נקודות אחוז. ובפרט, דומה כי הראיונות החודשיים הפחיתו את שיעור היציאה מכוח העבודה והגבירו במידה מסוימת את הכניסה לכוח העבודה בקרב אנשים שדיווחו על עצמם. לעומת זאת, ההשפעה על אנשים שמצבם דווח על ידי פרוקסי, כלומר אדם אחר במשק הבית, קטנה יותר ובלתי מובהקת סטטיסטית הרוחבית בניתוח של סקרי רוחב ועומדת למעשה על אפס בניתוח של נתוני הפאנל. ניגוד זה תומך באמינות התוצאות הנ"ל, מכיוון שעולה ממנו כי התוצאות אינן פועל יוצא של ההבדלים בין מבנה המדגם של הסקר הרבעוני לזה של הסקר החודשי אלא של עצם קיום הראיון.

ניתן להסביר את ההשפעה המשוערת של הראיונות החודשיים על אנשים שדיווחו על עצמם על ידי שני מנגנונים: ראיונות חודשיים מגבירים את היכרותו עם השאלון, ואת יכולתו לא למסור מידע המטיל סטיגמה על עצמו. לחלופין, ייתכן כי הראיונות החודשיים מגבירים את מודעות המרואייין ובכך מעודדים אותו להישאר במקום עבודתו או להמשיך לחפש עבודה. היות שנתוני

סקר כוח האדם מבוססים על ראיונות ולא על נתונים מנהליים, אין לנו אפשרות לקבוע אם ההשפעה שנמצאה משקפת רק נתונים שלא דווחו נכונה על ידי המרואייין כפי שעולה מהמנגנון הראשון, או שינוי התנהגותי בפועל כפי שעולה מהמנגנון השני. שינוי כזה בהתנהגות בפועל בגלל השתתפות בראיונות לסקרים נמצא על ידי זוויין ועמיתיה (Zwane et al., 2010) בהקשר של בריאות. על כל פנים, ההשפעה המינורית או הבלתי קיימת של הראיונות החדשיים על אנשים שאחרים דיווחו על מצבם (פרוקסי) מעלה את האפשרות שהעדפת המרואיינים לקיצור משך הראיונות – שגם חל על אנשים שדיווחו על אחרים – אינו המנגנון העיקרי שפעל במקרה שלנו.

מחקר זה מעלה כמה לקחים כלליים בנוגע להשפעת ההשתתפות בפאנל בסקרים של משקי בית. ראשית, יש לשער כי ראיונות תכופים ישפיעו בעיקר על אנשים שמדווחים על עצמם ובמידה פחותה יותר על כאלה שאחרים מדווחים עליהם. במילים אחרות, סביר שהשפעה ספציפית זו של השתתפות קודמת בסקר תהיה גדולה יותר בסקרים שבהם כל הנתונים מדווחים על ידי האנשים עצמם, או שחלקם של הנתונים המדווחים על ידי אחרים קטן, כלומר כאשר מספר המבוגרים במשקי הבית הוא קטן.

שנית, סביר שהשתתפות קודמת בפאנל תהיה השפעה גדולה יחסית על המעברים בין מצבים בכוח העבודה, ואילו השפעתה על רמות ההשתתפות בכוח היא מתונה. בהקשר של שוק העבודה, ממצאינו מצביעים כי סביר שניתוחים דינמיים המבוססים על סקרי כוח אדם יהיו מוטעים, ויתארו את כוחי העבודה הנסקרים בסקרים חודשיים (כגון אלה של ארה"ב, קנדה ואוסטרליה) כשוקי עבודה שיש בהם פחות חיכוכים בהשוואה לשוקי עבודה הנסקרים בסקרים רבעוניים כשוקי העבודה באירופה. ואכן, במידה שהטיית ההשתתפות בעבר בראיון דועכת עם הזמן, תוצאותינו מטילות ספק באמינותם של אומדני שינויים על פני זמן המבוססים על סקרי פאנל תכופים, כמו האוכלוסין סקר כוח האדם (CPS) החודשי של ארה"ב. יצוין כי מדידת השינויים לאורך זמן היא אחת הסיבות לעריכת סקרי פאנל.

שלישית, הראינו כי תדירות הראיונות יכולה להשפיע על מקדמים של משתנים מסבירים ברגרסיות אפקטים קבועים המחושבות על רמת התוצאות, ועל מקדמים מקבילים ברגרסיות של זרמים בשוק העבודה. בהקשר של המחקר שלנו, מקדם הגיל היה חיובי בסקר הרבעוני אך שלילי בסקר החודשי. יש לשער כי הבדל זה הוא תוצאה של ההשפעה של הראיונות החודשיים על מרואיינים מבוגרים יותר (גיל 45-64) אך לא על הצעירים יותר: במיוחד יצוין כי זוויין ועמיתיה (Zwane et al., 2011) העלו תוצאה דומה.²⁰ מנגד, סביר לשער כי השפעת תדירות הראיונות על מקדמי הרגרסיות (ללא אפקטים קבועים) המחושבות על רמת התוצאות תהיה קטנה, מכיוון שרמות המשתנים דומות באופן כללי בשני הסקרים.

²⁰ לא נמצא מתאם בין בריאות משקי הבית שהשתמשו בכלור כי רואיינו תכופות על מקורות מים וטיהור מים לבין טיפולי מים חלופיים. לעומת זאת, בריאות משקי הבית שלא רואיינו לעתים תכופות השתפרה לאחר השימוש בשיטה חלופית לטיהור מים.

לסיום, ההשפעה השונה על אנשים שדיווחו על עצמם לעומת אלה שמצבם נמסר על ידי פרוקסי מעלה את הצורך לכלול נתונים מנהליים הנוצרים על ידי הסקר עצמו, כגון זהות המרואיין, בקבצי נתוני-מיקרו סטנדרטיים. נתונים מנהליים כגון אלה יכולים לאפשר לחוקרים לבדוק את רגישות תוצאותיהם למבנה הסקר. במקרים אחרים, הנתונים המנהליים עשויים לאפשר לחוקרים לאמוד את השפעת השינויים במבנה הסקר עצמו על התוצאות, כפי שמחקר זה אמד את השפעת השינוי בתדירות הראיונות.

מחקר זה תיעד את השפעת הגברת תדירות הראיונות משני ראיונות לארבעה, בפאנל קצר, תוך ארבעה חודשים. ממצאיו מעלים את התהייה האם סקרים בתדירות גבוהה יותר, כמו הסקר השבועי של פרינסטון בקרב מובטלים בניו ג'רזי²¹, סובלים מהטיה גדולה עוד יותר. באופן דומה אפשר גם לשער כי סקרי אורך שבהם אותם אנשים מרואיינים במשך שנים רבות, כמו ה-NLY, סובלים גם הם מהטיה גדולה יותר עקב השפעת ההשתתפות הקודמת בפאנל.

²¹ <http://opr.princeton.edu/archive/njuj>

מקורות

- Aage R. Clausen (Winter, 1968-1969). "Response Validity: Vote Report" *The Public Opinion Quarterly* Vol. 32, No. 4, pp. 588-606
- Abowd, J.M., and A. Zellner (1985), "Estimating gross labor-force flows", *Journal of Business and Economic Statistics* 3:254–283.
- Abowd, John M., and Arnold Zellner (1985). "Estimating Gross Labor Force Flows." *Journal of Business and Economic Statistics* 3: 254-83.
- Blanchard, Olivier Jean and Peter Diamond (1990). "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers" *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1990, No. 2, pp. 85-155
- Bound, J., C. Brown, and N. Mathiowetz (2001). "Measurement error in survey data" Chapter 59 in *Handbook of Econometrics*, Volume 5, Pages 3705–3843
- CBS (2013). Labour Force Surveys 2011 [Link](#)
- CBS (June, 2014). Labour Force Surveys Monthly - May 2014. [Link](#)
- Chua, T.C., and W.Y. Fuller (1987), "A model for multinomial response error applied to labor flows", *Journal of the American Statistical Association* 82:46–51.
- Crossley, Thomas, Jochem de Bresser, Liam Delaney, Joachim Winter (March 28, 2014) "Can survey participation alter household saving behavior?" IFS Working Paper W14/06
- DellaVigna, Stefano. 2009. "Psychology and Economics: Evidence from the Field." *Journal of Economic Literature*, 47(2): 315-72.
- Halpern-Manners, Andrew and A Warren (2012). "Panel Conditioning in Longitudinal Studies: Evidence From Labor Force Items in the Current Population Survey" *Demography* V 49 N 4. Pp: 1499-1519
- Harley J.; Robison, Edwin L. Evans, Thomas D.; Duff, Martha A. Frazis, (Sep 2005). "Estimating Gross Flows Consistent with Stocks in the CPS" 128 *Monthly Lab. Rev.* 3 pp:3-9.
- Kraut, Robert E. and John B. McConahay (Autumn, 1973). "How Being Interviewed Affects Voting: An Experiment," *The Public Opinion Quarterly*, Vol. 37, No. 3, pp. 398-406
- Kruger, Alan, Alexandre Mass, and Xiaotong Niu (August 2014). "The Evolution of Rotation Group Bias: Will the Real Unemployment Rate Please Stand Up?" <https://www.princeton.edu/~amas/papers/RGB.August.pdf>
- Lazarsfeld, Paul F. (Mar., 1940). "'Panel' Studies" *The Public Opinion Quarterly*. Vol. 4, No. 1, pp. 122-128
- Michael W. Traugott and John P. Katosh (1979). "Response Validity in Surveys of Voting Behavior" *Public Opinion Quarterly* 43 (3): 359-377.
- Morwitz, Vicki G, Eric Johnson and David Schmittlein (Jun., 1993). "Does Measuring Intent Change Behavior?" *Journal of Consumer Research*, Vol. 20, No. 1, pp. 46-61

- Morwitz, Vicki G. and Gavan J. Fitzsimons. "The Mere-Measurement Effect: Why Does Measuring Intentions Change Actual Behavior?" *Journal of Consumer Psychology*, 14(1and2), 64–73
- O' Sullivan, Ian, Sheina Orbell, Tim Rakow and Ron Parker (May 2004). "Prospective Research in Health Service Settings: Health Psychology, Science and the 'Hawthorne' Effect" *J Health Psychology* vol. 9 no. 3 355-359
- Poterba, J.M., and L.S. Summers (1986), "Reporting errors and labor market dynamics", *Econometrica* 54:1319–1338.
- Sprott, David E., Eric R. Spangenberg, Lauren G. Block, Gavan J. Fitzsimons, Vicki G. Morwitz, Patti Williams (2006). "The question–behavior effect: What we know and where we go from here", *Social Influence* Vol. 1, Iss. 2. Pp: 128-137
- Stango, Victor, and Jonathan Zinman (May 2011). "Limited and Varying Consumer Attention: Evidence from Shocks to the Salience of Bank Overdraft Fees" NBER Working Paper No. 17028.
- Swan, John E., I. Fredrick Trawick and Maxwell G. Carroll (Aug., 1981). "Effect of Participation in Marketing Research on Consumer Attitudes toward Research and Satisfaction with a Service" *Journal of Marketing Research* Vol. 18, No. 3, pp. 356-363
- Turner C. F., L. Ku, S. M. Rogers, L. D. Lindberg, J. H. Pleck, F. L. Sonenstein (May 1998). "Adolescent Sexual Behavior, Drug Use, and Violence: Increased Reporting with Computer Survey Technology" *Science* 8 Vol. 280 no. 5365 pp. 867-873.
- Waters, L. E., and Moore, K. A. (2002). Predicting self-esteem during unemployment: The effect of gender, financial deprivation, alternate roles, and social support. *Journal of Employment Counseling*, 39(4), 171-189.
- Zwane, Alix Peterson, Jonathan Zinman, Eric Van Dusen, William Pariente, Clair Null, Edward Miguel, Michael Kremer, Dean S. Karlan, Richard Hornbeck, Xavier Giné, Esther Duflo, Florencia Devoto, Bruno Crepon, and Abhijit Banerjee. (2011) "Being surveyed can change later behavior and related parameter estimates" *PNAS* 2011 108 (5) 1821-1826;, doi:10.1073/pnas.1000776108
- נועם כהן, לואיזה בורק ויצחק מקובקי. "בחינת הגידול באבטלה במעבר לסקר כוח אדם חודשי" הרבעון לכלכלה (התקבל לפירסום).

נספח – לוחות נוספים

הלוחות הבאים מציגים את תוצאות האמידה לגבי השפעת תדירות הראיונות על האבטלה, בשעה שבלוחות התואמים בחלק העיקרי של המאמר הוצגו תוצאות דומות על ההשתתפות בכוח העבודה. לוח 4-א תואם את לוח 4, לוח 6-א תואם את לוח 6, וכך הלאה.

לוח 4: אומדי הפרש הפרשים להשפעת התדירות הראיונות על שיעור התעסוקה על פי מדוח (חתכי רוחב חוזרים, שלבים 1 ו-4; אוקטובר-דצמבר 2011)

דיווח על ידי פרוקסי			דיווח עצמי			
vi	v	iv	iii	ii	i	
-0.92 (1.18)	-2.19 (1.46)	-0.80 (1.53)	-1.78 (1.35)	-4.53 (1.28)***	-2.56 (1.41)*	סכ"א חודשי*100
-2.93 (1.13)**	-1.40 (1.45)	-1.07 (1.51)	-0.19 (1.18)	-2.61 (1.21)**	-2.61 (1.32)*	שלב 4*100
2.31 (1.78)**	2.33 (2.23)	1.81 (2.24)	3.52 (1.46)**	4.93 (1.62)**	4.77 (1.58)***	סכ"א חודשי * שלב 4 100*
כן	כן	לא	כן	כן	לא	מאפיינים אישיים
כן	לא	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע לחודש הראיון
כן	לא	לא	כן	לא	לא	אפקט קבוע לנפה
0.392	0.085	0.0001	0.400	0.107	0.043	R ²
11,464	11,464	11,677	8,431	8,431	8,522	N

הערה: סטיות תקן רובסטיות מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של נפות.

לוח 6-א: אומדני הפרש הפרשים של השפעת הראיונות החודשיים על תעסוקה לפי זהות מוסר המידע (אנשים שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3, פאנל מאוזן)

דיווח על ידי אדם אחר במשק הבית בשלב 1 או שלב 4			דיווח עצמי בשלבים 1 ו-4			משתנה תלוי:
vi	v	iv	iii	ii	i	
	1.81 (1.58)	1.13 (1.95)		-1.04 (2.27)	-2.15 (3.14)	סכ"א חודשי*100
0.08 (0.80)	-0.10 (0.86)	-0.04 (0.84)	-2.05 (1.18)	-1.46 (1.22)	-1.90 (1.18)	Q4*100
-0.04 (0.10)	-1.00 (1.29)	0.28 (1.39)	2.51 (1.44)*	2.76 (1.89)	3.82 (2.08)*	סכ"א חודשי*100*Q4
לא	כן	לא	לא	כן	לא	בקרה על מאפיינים אישיים
כן	לא	לא	כן	לא	לא	בקרה על אפקטים קבועים אישיים
0.0001	0.347	0.0001	0.0002	0.354	0.0004	R ²
7,890	7,804	7,890	2,946	2,905	2,946	N

הערות:

סטיות תקן רובסטיות מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של יחידים. R² בספציפיקציות האפקטים הקבועים (עמודות iii ו-vi) הוא R² כולל.

לוח 10-א: הקשר בין קבוצת גיל לתוצאות בכוח העבודה לפי תדירות הסקר
(דיווח עצמי בני 25-64 שנכנסו למדגם ב-2011 רבעון 3, פאנל מאוזן)

יצאה מתעסוקה		שיעור			משתנה תלוי:
v	iv	iii	ii	i	
0.85 (1.05)	0.99 (1.02)	1.32 (0.98)	-7.00 (1.40)***	-7.36 (1.42)***	גיל (מקובץ)* סקר רבעוני*100
-1.32 (0.73)*	-1.40 (0.72)*	-11.62 (7.45)	-5.02 (1.22)***	-5.32 (0.94)***	גיל (מקובץ)* סקר חודשי*100
10.33 (7.03)	11.41 (6.97)		-13.24 (10.11)	-13.55 (10.20)	סכ"א חודשי*100
		-1.32 (0.98)	-1.58 (1.01)	-1.59 (1.00)	Q4*100
		2.23 (1.29)*	2.16 (1.31)	2.50 (1.29)	סכ"א חודשי*100*Q4
כן	לא	לא	כן	לא	בקרה על מאפיינים אישיים
לא	לא	כן	לא	לא	בקרה על אפקטים קבועיים אישיים
0.015	0.006	0.001	0.049	0.028	R ²
1,279	1,282	3,316	3303	3316	N
2.90 [0.09]*	3.63 [0.06]*	2.97 [0.08]*	1.14 [0.28]	1.18 [0.27]	Age Q=Age M : F-test [p-value]

הערות:

סטיות תקן רובסטיות מחושבות (clustered) על בסיס מקבצים של יחידים.
R² בספציפיקציות האפקטים הקבועים (עמודות iii ו-vi) הוא R² כולל.