



השפעת החזים האישיים במנהל הציבורי בישראל על מנת השירות

נועם מיכלסון*

סדרת מאמראים לדיוון 2012.02
פברואר 2012

בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>

* חטיבת המחקר, נועם מיכלסון – noam.michelson@boi.org.il, טלפון – 02-6552625
מחקר זה הוגש כעבודת תזה למחולקה לכלכלה באוניברסיטה העברית, בהנחייתו של פרופ' אריך גולד, ואני מודה לו. כן אני מודה למשתתפי הסמינר של חטיבת המחקר על העורותיהם המאיירות, ובמיוחד לヨבל מזר על התדיענותו המועילה. תודה מיוחדת לדן וכי, שלמדתי מהם הרבה.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

השפעת החוזים האישיים במנהל הציבורי בישראל על משך השירות

נועם מיכלסון

תקציר

ה חוזים האישיים לעובדים במקצועות אקדמיים במנהל הציבורי יוצרים מתכונת העסקה גמישה, יחסית להסכם קיבוצי, בתמורה לשכר גבוה מזה המשולם על פי הסכם קיבוצי. לכלי זה, בין אם ככלי המשמש לשימור עובדים מצטיינים ובין אם ככלי המאפשר גמישות ויהולית נדולה יותר, עשוי להיות השפעה על משך השירות של העובדים במתכונת העסקה זו. בעבודה זו נבחנת ההשפעה של החוזים האישיים על משך השירות, וכן נבחנות המשמעותיות הרכזיות של החוזים האישיים מבחן גובה השכר. המסקנה המרכזית היא שההסתברות-leziba של עובדים שעברו לחוזה אישי הייתה גבוהה יותר, אך נראה כי תוצאה זו אינה אחידה: בשנתיים הראשונות לאחר המעבר ההסתברות נמוכה יותר, אולם בשנים הבאות ההשפעה מתהפקת – עובדים שעברו לחוזה אישי נוטים לעזוב יותר מאשר אלה שלא עברו.

The effect of personal contracts in public administration in Israel on length of service

Noam Michelson

Abstract

Personal employment contracts for employees in professional positions in public administration in Israel create a more flexible employment format than that in collective agreements, with a higher level of pay than that in the case of collective wage agreements. Thus, personal contracts, whether used to keep excellent employees or used to afford greater managerial flexibility, are likely to affect the length of service of employees with such contracts. This study examines the effect of personal contracts on the length of service, and the actual difference in wage levels between those with personal contracts as opposed to those covered by collective agreements. The main finding is that the probability of leaving the job is higher among those who switched to personal contracts, but this is not a uniform result: in the first two years after the move to a personal contract the probability of leaving is lower than that of employees under collective agreements, but thereafter the situation is reversed, and those with personal contracts are more likely to leave.

הקדמה

בסוף שנות השמונים בינה ועדת זוסמן את מערכת השכר בשירות הציבורי במטרה לפשט וליעיל אותה. בדוח שהוגש בפברואר 1989 הייתה התייחסות נרחבת לסוגיה של תגמול עובדים מצטיינים וחיזוק הקשר בין תפוקה לתמורה. אחד הליקויים המרכזיים שנתגלו הוא הניתוק בין מערכת השכר בשירות הציבורי לתנאים בשוק העבודה בישראל, מצב המקשה על גיוס עובדים מתאימים, ומילא גם על שמירתם לאורך זמן. לדבריו הוועדה, "לסקטור הציבורי נדרשת גמישות מסוימת להעלות את שכרם של עובדים אלה ואחרים, התורמים לתפקה, לאיכות השירות ולהגברת הייעילות" (ועדת זוסמן, 1989, עמ' 8). מסקנות הוועדה לא יושמו.

האפשרויות לביזור שכר ולתגמול דיפרנציאלי במסגרת הסכם קיבוצי מועטות מאוד. בהינתן שביטול מוחלט של ההסכם הקיבוציים בשירות הציבורי אינו מעשי, תגמול פרטני אפשרי מוחוץ למסגרת הקיבוצית, וכאליה הם החזים האישיים המיודדים לעובדים במקצועות אקדמיים.¹ במידה מסוימת כלי זה מקנה את אותה גמישות שועדת זוסמן הצבעה על חסרון, עשוי לאפשר גיוס עובדים מתאימים, ולא פחות חשוב לכך – את שמירתם במערכת לאורך זמן. بد בבד, מסגרת של חוזה אישי מספקת מתכונת העסקה בלתי מחייבות (יחסית להסכם קיבוצי), ולזאת יכולות להיות השלוות על משך השירות של העובד במסגרת זו.

בחינת משך השירות עשויה להויל משני היבטים שונים: מההיבט של שמירה על עובדים במערכת היא יכולה לתת מושג על יעילותו של כלי זה; ומההיבט של מתכונת העסקה בלתי מחייבות היא יכולה לתת למנהל מושג על אופק השירות של העובדי, ועל פי זה לגזר החלטות לגבי השקעה בהון אנושי, תכנון ארוך טווח ביחסתו ועוד.

מאז 1997 מספר החזים האישיים לעובדים במקצועות אקדמיים בשירות הציבורי בישראל עולה בהתקופה, אך שאלת השפעתם על משך השירות לא נבחנה עד כה. מחקר זה נועד לתאר ולאפיין, לראשונה, את החזים האישיים מבחינה כמותית, ולבזוק את הקשר שלהם למשך השירות.

המחקר בנוי כדלקמן: פרק 1 מגדר מהם חזים אישיים ומתריך כיצד הם נוצרו, ובמהשכו סקירת ספרות; פרק 2 מובאת סקירה כמותית של החזים האישיים; בפרק 3, לאחר הקדמה תיאורטית קצרה, נבחנת שאלת המחקר עצמה אמפירית; פרק 4 דן בתוצאות ומסכם.

1) חזים אישיים – רקע וסקירת ספרות

1.1) חזים אישיים בשירות הציבורי בישראל

השירות הציבורי בישראל פועל מאז ראשית קיומו במסגרת העסקה ושכר קשיים למדי. אחד ממאפייניו המרכזיים הוא פיזור שכר נמוך יותר מאשר במגזר העסקי, וזאת משום שהשכר בו נקבע באמצעות משא ומתן קיבוצי, ונחתמים בו הסכמי שכר קיבוציים, הן במסגרת הארצית והן ברמת המשרדים או הדירוגים השונים. במערכת שכר מסווג זה הגמישות בקביעת השכר של עובד חדש ובשיעור שכרו של עובד מועיטה. משוכרטטו של עובד נגזרת ישירות ממשלח ידו (ה"דירוג" שלו), שנות הוותק שלו, השכלתו, הדרגה שנקבעת לו ותוספות שכר מיוחדות הנגורות ממאפייני דירוגו, עיסוקו, המשרד המעסיק אותו וכו'. המרכיב לתגמול העובד על פי תוכנות בלתי נצפות, כגון יכולת,

¹ להבדיל מהמעדים בשרותי בכירות או משרות אמון, כפי שיודגש גם להלן.

צר ביותר, שכן אלה לרוב מתורגמות לשכר באמצעות משא ומתן ישיר בין המעבד לעובד, עורך שכאמרור כמעט לא קיים בשירות הציבורי.²

אמנם, קיימים בשירות הציבורי מגוון פיזי המקנים תגמול אלטרנטיבי ומשלים לשכר, ובראשם הביטחון התעסוקתי, המקטין את אי הودאות, מגוון שוחלש מאוד במגרע העסקי בשנים האחרונות, עם היכלשותם של וודי העובדים ומיעוט חתימת הסכמים קיבוציים (al Kristal, 1996 and Cohen, 2007; Zusman and Zakai, 1996). אף על פי כן מראה (2010) שהעובדים העוברים מהמגרע הציבורי למגרע העסקי הם העובדים "טוביים", ואילו אלו שעושים את הדבר הפוכה הם "פחות טובים".³ על רקע כל זאת, השירות הציבורי ניצב זה שנים רבות, וביתר שאת בעשור וחצי האחרונים,⁴ מול אתגר גדול בתחום משאבי האנוש: כיצד יוכל להציג תגמול גבוה דיון, שימוש עובדים "טוביים", וכיוצא יכול להשאים במערכת לאורך זמן. הצורך במצבת פתרון לאתגר זה הוביל את החזאים האישיים בשירות הציבורי. אمنם מתוכנות העסקה של חוזים אישיים הייתה קיימת גם לפני כן, אך היא יודעת לעובדי הדרג הבכיר, וכן לבני "שירות אמון" בלשכות של שריהם ומנכ"לים.

כניסתם של החזאים האישיים המיעודים לעובדים במקצועות אקדמיים החלה בשנת 1997.⁵ שנה זו קבעו משרד האוצר ונציבות שירות המדינה למקצועות אלו טבלאות שכר הכוללות דרגות שונות, בדומה לבניה הדרגות בדירוגים הרגילים בשירות הציבורי. הטבלאות נגזוו במידה מסוימת מהדרוג המקביל להם במערכת השכר הרגילה; לדוגמה: כאשרננתה טבלת שכר לחוזה אישי המיעוד למשפטנים הובא בחשבון השכר בדירוג המשפטנים. טבלאות השכר עודכנו על ידי מגוון הצמדה, לרוב הצמדה ליקור המchia, בשונה מטבלאות השכר בשירות הציבורי, שמתעדכנות דרך הסכמי שכר קיבוציים. סעיף החזר הווצאות ושות נספנות נשארו דיפרנציאליים. בשנת 2002 נחתמים חוזים אישיים גם בקרב העובדים לא אקדמיים (מנהלים ברובם), אולם טיבם של חוזים אלו ומידע נוסף לגבים אינו נמצא בנסיבות.

ישנם שני הבדלים מהותיים ביותר בין חוזה אישי למסגרת של דירוג בהסכם קיבוצי (להלן: "דירוג-דרגה") – בשכר ובתנאי ההעסקה: השכר לפי חוזה אישי גבוה בכ-25 עד 30 אחוזים (רשמית) מאשר במשרה מקבילה לפי דירוג-דרגה, וכולו מובא בחשבון לצורכי הפרשה לחיסכון פנסיוני; שזאת לא כמו השכר בדירוג-דרגה, רק שיעור מסוים ממנו מובא בחשבון לצורכי זה (בממוצע 70 אחוזים, שיעור שיורד עם עליית השכר ברוטו). לעומת זאת ישנן תוספות שכר מסוימות הניתנות רק לעובדי דירוג-דרגה – מענק יובל, תוספת שהייה בדרגה ועוד. כמו כן, הוותק התעסוקתי של עובדי חוזה אישי – בניגוד לעובדי דירוג-דרגה – לא משפייע על השכר.

ההבדל המהותי השני הוא, כאמור, בתנאי ההעסקה. אחת הפרמיות המשמעותיות של העבודה בשירות הציבורי היא ביטחון תעסוקתי, המונגן במוסד הקביעות. עובד קבוע חתום על חוזה

² אمنם הדרגה היא כלי לקידום העובד, וניתנת על פי שיקולי המנהלים, אך כפי שהראה מזור (2007), סיכוי גבוהה יותר של עובד לקבל קידום בדרגה בשנה מסוימת נוצר בעיקר אם הוא לא קומד בדרגה השנה הקודמת.

³ בהקשר דומה מנתח Fama (1980) את מבנה השכר של מנכ"לים, ותוון שכasher מערכת השכר לא רגישה לביצועי הפירמה, יש סיכוי גדול יותר שמנהלים טובים יעזבו. Bishop (1990) מצא שבחברות עם איגוד עובדים יש קשר חזק בין פרודוקטיביות לעזיבה מרצון: עובדים טובים יותר ותור נוטים לעזוב מקומות העבודה שאינם מתגמלים באופן דיפרנציאלי.

⁴ עם העלייה בתשואה-ליקות בישראל (דהן ואחרים, 2001; יוטב-סולברג, 2002).

⁵ אין בימינו נייר מסודר המסכם את פרטיו של החוזה האישי בשירות הציבורי. המידע על אופיו ופרטיו בפרק זה נתקבל באדיבותה של מנהלת אגף תכנון ובקשה בנציגות שירות המדינה, וב' הינה מרקוביץ', שסייעה רבות, ועל כך תודתי הרבה.

העסקה ללא מוגבלות זמן, וברוב המקרים פיטוריו על ידי הנהלה דורשים את הסכמת ועד העובדים של הארגון, שכמונו לא ממהר לתת את הסכמתו. כך הлик הפיטוריין ארוך וקשה, והגמישות הניהולית הטמונה באופציית הפיטוריין כמעט אינה קיימת. לעומת זאת עובד לפי חוזה אישי אינו מוגן על ידי מוסד הקביעות. חוזהו מוגבל בזמן (לרוב שנה אחת), ובתום הזמן הזה הוא מוגרך לתקופת זמן נוספת – כמoven אם מעסיקו מעוניין בשירותיו. מבנה העסקה כזה מאפשר, דה יורה, את פיטורי העובד על פי צורכי הנהלה. אמנס זה פקטו הליך הפיטוריין של עובד בחוזה אישי אינו כה פשוט, כפי שהוא נראה, אך עדין האפשרות ממשית ופושטה יותר מזו של פיטורי עובדי דירוג-דרגה. נקודה נוספת, שתהיה חשובה בהמשך, היא המגבלה על עובדים הזכאים לפנסיה תקציבית: אם לעובד אין 10 שנות ותק במקומות העבודהו, מעבר לחוזה אישי משמעתו איבוד הזכויות שצבר עד אותה שנה.

בין מגנוןיו הקידום-שכר של עובדים בחוזה אישי ועובד דירוג-דרגה ישנו צדדים שווים ושוניים: הצד השווה – בשני המקרים יש סולם דרגות, שעובד מתקדם בו כתלות ביצועיו, במשך הזמן שעובר מאז הקידום הקודם וכו'. בשני המקרים ינסם גם עדכונים "מערכתיים" לשכר, אך זה גם הצד השונה ביניהם: טבלאות השכר של עובדי דירוג-דרגה נקבעות ומשתנות אחת לזמן מה דרך הסכמים קיבוציים ברמה הארץ או ברמת הדירוגים (הסכמים נפרדים לרופאים, למהנדסים וכו'). לעומת זאת, טבלאות השכר של עובדי חוזה אישי מעודכנות אחת לתקופה על פי מגנון הצמדה שנקבע כאשר אלה נוצרו, ב-1997. הבדל נוסף, כאמור, בהשפעת הוותק על השכר (משפייע בדירוג-דרגה ואינו משפייע בחוזה אישי).

נכסיות שירות המדינה אינה מחייבת או מחייבת תנאים לחוזה אישי; זה החלטה אוטונומית של המשרד עצמו, בכפיפות לתקציבו. עובד קיבל הצעה לעבור לחוזה אישי אם מנהלו יחליט לעשות כן – לרוב, בהתאם לרצינול שמאחורי כלி זה, כדי לתמוך את העובד שיישאר בתפקידו, ולא לשבור אותו לטובת מקום עבודה אחר, בדגש על המגרז העסק.

ניתן לראות את החוזה האישי מנוקודת מבט אחרת, שאינה נקודת המבט הרשמית שהוצגה לעיל. יתרכן כי מנהלים מסוימים מעדיפים שתהיה בידיים הגמישות הניהולית שלא לחדש חוזה גם במקרים של תשלום שכר גבוה יותר. בהסתכלות כזאת החזת אישי אינה קשורה בהכרח לאיות העובד, אלא להחלטה של המנהל משיקולים אחרים. כך או כך, למתקנות ההעסקה ולשכר השונים עשויות להיות השפעות על משך השירות, ואת אלה ראוי לבחון. ההבדל בין שתי נקודות מבט אלה – הרשמית והלא רשמית – הוא בהנחה לגבי טיבו של מקבל חוזה אישי (עובד מצטיין או לאו דווקא כזה) ובפרשנות הנורמטטיבית של פרופיל העזיבה: אם גרווס שכלי זה מיועד לעובדים מצטיינים, ונמצא כי אין לו השפעה חיובית על משך השירות, יוכל לומר כי הכללי אינו ממלא את ייעודו. אך אם לא נניח הנחות לגבי זהות העובדים להוזה אישי ולגביו מטרת השימוש בו מבחינות משך השירות, יוכל רק להצביע על הקשר בין מעבר לחוזה אישי למשך השירות. בשני המקרים למסקנה שנסיק עשויה להיות חשיבות מבחןם של מעסיקים המתכוונים השקעה בכוח האדם העומד לרשותם (קורסים, השתלמות וכדומה).

במהלך העבודה בחרתי לדבוק בנקודת המבט הרשמית, אולם בנסיבות שבהם נוצרות מסכנות מהთוצאות הבאות גם את המסכנות העשויות להיגזר על פי נקודת המבט השנייה.

1.2) סקירת ספרות

ספרות על חוזים אישיים בשירות הציבורי בישראל, ובפרט ספרות אמפירית, אינה נמצאת, בין היתר בגלל חוסר נגישות נתונים של הנתונים. ניתן למדוד מעט על סוג החוזה האישי מהדו"ח השנתי של הממונה על השכר,⁶ שבו מפורטים מאפיינים שונים של סוג החוזה האישי בשירות הציבורי. סיוגי החוזים אישיים במאמר הנוכחי מסתמכים בעיקר על דו"ח זה.

zosman (1995) התייחס לסוגיות החוזים אישיים במשק הישראלי, ולא דוקא בשירות הציבורי, מההיבט של החלשת כוחה של ההסתדרות. הוא חילק את סוגי החוזים אישיים לשישה: 1) חוזים אישיים במקומות העבודה שבהם רוב העובדים מועסקים על פי הסכם קיבוצי, ומיעוטם – על פי חוזה אישי. במקרים כאלה חוזים אישיים העיקריים עם עובדים בכירים ועם עובדים זמניים או בלתי מקצועיים; 2) מקומות עבודה שבהם כל העובדים מועסקים בחוזים אישיים, אך ועד העובדים שותף לתהליך קביעת השכר; 3) מקומות עבודה שבהם כל העובדים מועסקים בחוזים אישיים ואין ועד עובדים. על רקע זה החוזים אישיים בשירות הציבורי, כפי שתוארו לעיל, הם בין הסוג הראשון לשני – הם אינם מיועדים רק לבכירים אך לא כל העובדים מועסקים בחוזה אישי. ההבדל המרכזי בין חוזים אישיים להסכם קיבוצי הוא, לדברי זוסמן, התחלופה בין עלייה משמעותית של השכר לויתור על זכויות סוציאליות מסוימות, ובראשן הקביאות במקום העבודה. לטענתו העלייה בשכר היא שיקול של טווח קצר, משומש שבתווח הארוך לא מوطח שהחוזה אישי עליית השכר גדולה יותר. Kristal and Cohen (2007) מציינים את תהליכי המעבר לחוזים אישיים במשק הישראלי כחלק מתהליך רחב יותר – ירידת קרנס של הסכמים קיבוציים – ומוסאים שהתהליך הביא לעלייה בא השוויון בשכר.

בריטניה נכתבו ספרות ענפה על תהליכי הפרטה של המשק המקומי, שאחד ממאפייניו הבולטים הוא מעבר לתשלום על פי ביצועים במסגרת חוזה אישי, והקטנת חלקו של המומיין הקיבוצי בקביעת השכר. חוזים אלו התאפיינו, כמו בישראל, בתשלום גובה יותר ודיפרנציאלי יותר לצד ירידת בבטיחון התעסוקתי (Parker, 2005; Metcalfe, 1988; Ferner, 1990; Colling 1992). Brown et al. (and Ferner, 1992 1998) סקרו 32 חברות בריטיות, חלקן עברו לחוזים אישיים וחלקן לא עשו זאת, במטרה להבין את תפוצת החוזים אישיים על כל צדיה: מהן המשמעות של המעבר לחוזים אישיים, מהם המניעים, מהם המאפיינים המשותפים לחברות שעשו זאת ועוד. הם מבדילים בין שני סוגי תהליכי מעבר לחוזים אינדיידואליים (הגדרטם לחוזים אישיים) – אינדיידואליזציה פרודורלית, שבמסגרתה נקבעים תנאי העסקה של קביעת תנאי העסקה, ואינדיידואליזציה מוחותית, שבמסגרתה נקבעים תנאי התהליכי, שכן בתהליכי כל עובד באופן דיפרנציאלי, והטענה היא שאין קשר מחייב בין שני התהליכי, שכן בתהליכי הראשוני משנים את דלך קביעת תנאי העסקה ובתהליכי השני את תנאי העסקה עצם. לדעתם אחד היתרונות המרכזיים של מעבר לחוזים אישיים הוא שככל חוזה מותאם לעובד על פי יכולותיו, העדפותיו וכו'. עם זאת יש לכל התאמה כזאת עלויות עסקה, שכן נדרש מומיין אישי עם כל עובד הנקבעה הראשונית של שכרו והן לגבי העלה. עלויות אלה נחסכות בהסכם קיבוצי, אולם זה אינו מבטיח שהשכר הקיבוצי המוצע הוא השכר היעיל לכל עובד. לפיכך יתכן שהסכום קיבוצי יהיה עדיף כאשר קבוצת העובדים אוחידה מאוד, או לפחות כשהשוני להפריד בין קבוצות גדולות של עובדים על פי אופי התפקיד, ההשכלה וכו'. חברות שעברו לחוזים אישיים אכן דיווחו

⁶ לדוגמא, דו"ח לשנת 2008 :<http://hsgs.mof.gov.il/Documents/2008-3.pdf>

שסיבה מרכזית למעבר הייתה הצורך לבזר את השכר, ובפרט הרצון לחתך שכר נמוך יותר לעובדים לא מקצועיים וגובהו יותר לעובדים מקצועיים.

Tuckman and Finnerty (1998) מצאו שהחוזים האישיים בבריטניה אינם חוזים אינדיבידואליים לשלוטין במובן של חוזה מיוחד לכל עובד; למעשה נוצרו קבוצות של חוזים אישיים, וכלל עובד בהתאם לחוזה אישי מהקבוצה שמתאימה לו, על אפיונו השוניים. עוד הם טוענים כי נותרו לא מעט מקומות העבודה שאפשר לכלול אותם בסוג הראשון של זוסמן (1995), ככלומר מקומות עבודה שבהם ישנים חוזים אישיים לצד הסכמים קיבוציים, או לפחות בסוג השני. במקומות שבהם היו חוזים אישיים לצד הסכמים קיבוציים העובדים בחוזה אישי דיווחו על שביעות רצון גדרה מזו של עובדים בחוזה אישי במקומות לא הסכמים קיבוציים – ככל הנראה משום שבראשונים הייתה נקודת השווואה טובה יותר לשכרם במסגרת האלטרנטיבית. מבחינה

המבנה זה המכבגם בישראל – קבוצות של חוזים אישיים לצד הסכמי שכר קיבוציים.

Welch and Leighton (1996) ניתחו סקרים על החוזים האישיים שנחתמו בשנים שונות בשנות ה-90, ומתגלו כי עיקר המעבר לחוזים אישיים היה ב מגזר הכלכלי, ואילו ב מגזר הציבורי המעבר היה בעיקר בשירותי הבריאות ובמשל המקומי, ובפרט של מנהלים. בכך גם לממצאים של Tuckman and Finnerty (1998), שעובדים בחוזה אישי הרגישו כי הם שלוטים בשכרם במידה רבה יותר, הם מצאו כי ב מרבית המקרים המעסיקים הם שקבעו את השכר, ולעובדים לא היה חלק גדול בקביעתו.

השאלת הנשאלת במאמר זה לא נבחנה אמפירית במקומות אחרים. מרבית העבודות העוסקות בקשר שבין מבנה העסקה למשך השירות דעתם של חוזים זמינים על מנת השירות העתידי לאחר הקבלה למקום העבודה כעובד מן המניין (ראו, למשל, Hagen, 2003; Larsson et al., 2005; Boockmann and Hagen, 2008) שם גם מפנים לספרות נספה בנושא). לעומת זאת עוסקת ספרות ענפה בניתוח ההשפעה של Kıdemos ואו הعلاה בשכר על מנת תוצאה רבים, בהם משך השירות. אמנם, חוזים אישיים אינם מבטאים רק Kıdemos או הعلاה בשכר במובן הרגיל, שכן ברוב סוגי הקידום לא נדרשים לויתור כדוגמת החלטה לעבור לחוזה אישי (שם שמשמעותה איבוד הביטחון התעסוקתי). אף על פי כן, ראוי לבחון את החוזים האישיים במסגרת של ניתוח קידומים, ובפרט – את מקומו של הקידום בהחלטת העובד לעזוב את מקום עבודתו.

המושג "קידום" פורש באופןים שונים, וההגדרה המקובלת בספרות התיאורטיבית היא שינוי במקום ההיררכי של העובד, המלווה בשינוי בטכנולוגיית הייצור שלו (Bernhardt, 1995; Gibbons and Waldman, 1999). גם להיררכיה הגדרות שונות, שניתן לראותן אצל מחקרים אמפיריים בנושא השתמשו בהגדרות שונות. Manove, 1997 ו- Prendergast, 1993 למונח "קידום", ו- Pregamit and Veum (1999) הוכחו כי התוצאות האמפיריות רגישות לכך. במאמרם הם ערכו ניתוח פאנלי על בסיס הנתונים של ה- National Longitudinal Survey of Youth ומסיקים שכאשר עובד מדוח על קידום הוא מתכוון לאחד מתוך שמונה סוגים של קידום (למשל, קידום במעמד בלבד, קידום המלווה במעבר ליחידה אחרת, לתפקיד בכיר יותר וכו'). חלק הגדול ביותר של העוני שדיוחו על קידום – כ-30 אחוזים – לא שינו שום דבר בתפקידים

או במערכות, אלא רק קיבלו הعلاה בשכר.⁷ על כן, אף שלא ברור אם תפקידו של עובד שעבר לחוזה אישי משתנה עם המעבר, עדיין ניתן לומר שההعلاה (המשמעותית) בשכר מעידה על סוג של קידום.

האם קידום משפייע על החלטת הפרט לעזוב? העדויות, הן התייארטיות והן האמפיריות, אין חד-משמעות: תיארטית – מודלים של Lazear and Rosen (1990) ו- Sicherman and (1981) ו- Waldman (1990) Galor (1984) צופים שקידום ישאיר את העובד זמן ארוך יותר בתפקידו, בעוד Pregamit and Bernhardt and Scoones (1993) הגיעו למסקנה הפוכה. ובשדה האמפירי: Dias da Silva and Van der Klaauw (2006) Veum (1999) מצאו כי לקידום אין קשר לעזיבה. המונח השתמשו בקובצי עובד-מעביד מפורטוגל כדי לבדוק את משמעות הקידום והשפעתו. המונח "קידום" פורש בשני אופנים שונים: 1) שינוי בתפקיד; 2) קידום בשכר. הם מצאו שלקידום בכל הגדרה שהיא יש השפעה חיובית על הסיכון לעזוב, באופן ספציפי לגבי השירותים הציבוריים ניתן להביא את ממצאיו של Howes (2002), שলפיהם הعلاות שכר ממשמעותיו ביוטר (הכפלת השכר בתוך ארבע שנים) לעובדי שירותים ממשלתיים לתחזוקת בתים של אנשים נזקקים הביאו לירידה משמעותית ביוטר של קצב העזיבה.⁸

בסיום, מהספרות עולה כי לחוזים האישיים בישראל קווי דמיון לחוזים אישיים שנחתמו בבריטניה כחלק מתהליכי הפרטה והרצון להגמיש את מערכת השכר, אולם מחקרים אמפיריים לגבי השפעתם על משך התעסוקה של העובד לא נמצא. ניתן לראות בחוזים האישיים צורה של קידום (פחות בשכר), אך העדויות להשפעת הקידום על משך התעסוקה אין חד-משמעות.

2) סקירה ממוחשבת של החוזים האישיים במנהל הציבורי

2.1) תיאור מאגר הנתונים

הנתונים שמחקר זה מtabסס עליהם מקורם במאגר ייחודי של שכר עובדי המינהל הציבורי, המקיים בעיקר את משרדי הממשלה השונים וגופים ציבוריים נוספים, ונמצא בנק ישראל. לגבי כל עובד מופיעים כל נתוני השכר ונתוני כוח האדם (הגיל, המין, התפקיד וכו'). מספר שנות ההשכלה איינו ידוע, אך רמת ההשכלה, ובפרט אם מדובר באקדמי או לאו, נגורת מההתפקיד (כלומר מהדיזוג). לצורך מחקר זה משמש חדש דצמבר בלבד של כל שנה.⁹ מספר העובדים הנכלל בכל קובץ משתנה באופן טבעי, ונו בין כ-60,000 עובדים בדצמבר 1990 לכ-73,000 עובדים בדצמבר 2009. בסיס הנתונים הייחודי מאפשר לבחון, לראשונה, את התופעה המתרכבת והולכת (כפי שיוכח להלן) של החוזים האישיים ואת השפעתם על משך השירות.

נתון חשוב שchner הוא סיבת העזיבה של העובד: לא ניתן להפריד בין עובד שעזב מרצונו לעבוד שפותר. חסרונו של נתון זה מנסה לכואrho על בחינת שאלת המחקר, אולם כמה הסתייגויות מקטיניות מאד את עצמת הבעיה: ראשית, כפי שהסביר לעיל, פיטורין במנהל הציבורי אינם פשוטים כלל ועיקר; שנית, לגבי העובדים בחוזה אישי ניתן להניח כי מדובר בעובדים שהמערכת ראתה ערך בשמירתם (שהרי לשם כך נחתם עם חוזה אישי), ולכן הסבירות שהם יפטורו נמוכה

⁷ בכך זאת, 90 אחוזים לפחות שודיעו על קידום זכו גם להعلاה בשכר.

⁸ לגבי השפעת העבודה בשירות הציבורי על משך העבודה מצא Swindinsky (1992) כי בארצות הברית ובקנדה קיומו של איגוד העובדים במקומות העבודה משפייע חיובית על החלטתה להישאר, אך בבריטניה לא נמצא קשר כזה.

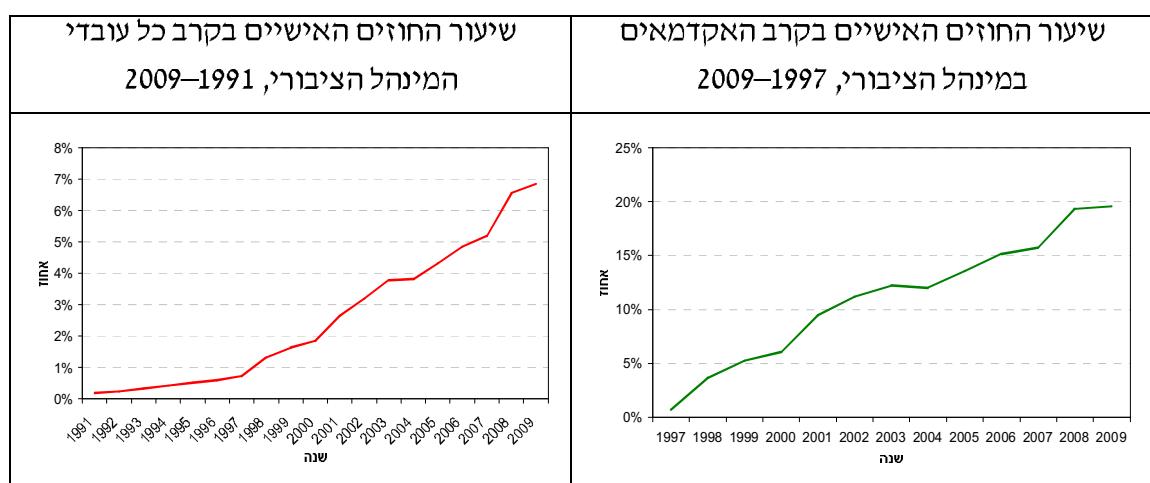
⁹ השימוש בחודשי דצמבר נעשו במחקרים נוספים שהתבססו על מאגר נתונים זה ונמצא מייצג די הצורך, משום שבחודש זה לא משלמים תוספות או החזוי הוצאות מיוחדות.

עוד יותר מן הממוצע; שלישיית, Pregamit and Veum (1999) מצאו שהשפעת הקידום על העזיבה אין הבדל בין עובדים שפוטרו לאלה שעזבו מרצונים. לצורך מחקר זה חילקתי את האוכלוסייה לארבע קבוצות על פי אופי הדיירוגים שלהם: הקבוצה ראשונה מכילה עובדים מינהליים, בעלי תפקידים לא מקצועיים; הקבוצה שנייה היא של טכנאים, שלרובם השכלה סמי-אקדמית (לימודי תעודה ועוד); הקבוצה שלישית מכילה עובדים אקדמיים, לרובם מקצועות מוגדרים (משפטן, כלכלן וכו'); וקבוצה רביעית היא של עובדים בדרגת בכיר. עיקר עניינו הוא בעובי הקבוצה השלישי, שכן זו עומדת באופן רשמי בסיס הסיבה לצירת החזים האישיים. כSIDEOVER על שכר הכוונה לשכר ברוטו ללא תוספות שנתיות (ביגוד, הרהרה ועוד) ולא תוספות אישיות מיוחדות (פיצויים ועוד), אלא אם כן יצוין אחרת.

2.2 סטטיסטיקה תיאורית

את התפתחותה של תופעת החזים האישיים ניתן לראות בורור בחלק השמאלי של איור 1. כאמור, עד שנת 1997 רוב רובם בעלי חזים אישיים היו, כאמור, אנשי הדרג הבכיר ובעלי משרות אמונה, ושיעורם לא עלה על אחוז אחד. מאז החלה הנסיקה של שיעור של החזים האישיים, והוא התקרב ל-7 אחוזים.¹⁰

איור 1: שיעור החזים האישיים במנהל הציבורי

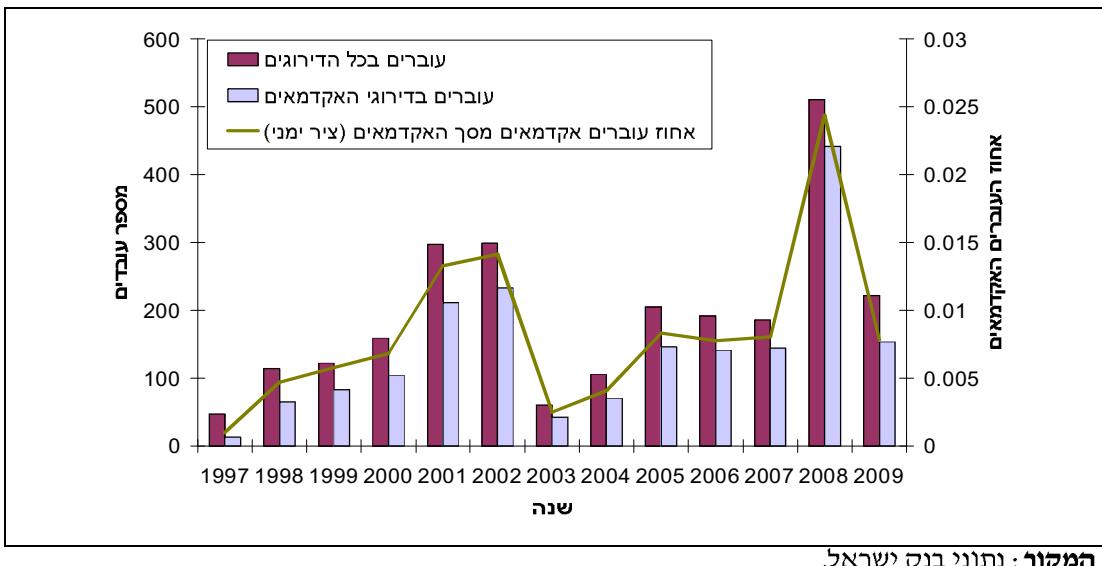


המקור : נתוני בנק ישראל.

שיעורם של החזים האישיים בקרב העובדים האקדמאים מוצג בחלק הימני של איור 1, ונitinן לראות את מרכזיותם כיום: כ-20 אחוזים מכלל האקדמאים במנהל הציבורי עובדים לפי חוזה אישי. עם זאת, לא יהיה נכון לומר שככל אוטם 20 אחוזים הם עובדים שהוצע להם חוזה אישי כדי להשתאירם במערכת, שכן האוכלוסייה כוללת עובדים מתמידים לצד עובדים מצטרפים, ובכלל 20 האחוזים גם עובדים שנגנשו לשירות הציבורי בחוזה אישי. איור 2 מציג את מספר העוברים לחוזה אישי מקרב כל העובדים ומרקם האקדמאים בלבד; עובד נחשב לעובר אם היה בשנה 1-זובשנה 2 במנהל הציבורי, בשנה 1-זעבד בדירוג גגיל וובשנה 2 עבד לפחות פי חוזה אישי.

¹⁰ בשנת 2002 החלו להיחתם חוזים אישיים גם עם עובדים לא מקצועיים.

איור 2: עובדים שעברו לחוזה אישי, 1997–2009



כפי שניתן לראות, מרבית העוברים לחוזה אישי בכל שנה הם בקבוצת האקדמאים: בכל התקופה, מتوוך כ-2,500 עובדים שעברו, יותר מ-1,800 היו עובדים מוקבוצה זו.

3.2) השווי של חוזים אישיים

באופן רשמי שכרו של עובד בחוזה אישי גבוהה, כאמור, בכ-25 עד 30 אחוזים מזה של עובד מקביל לפי הסכם קיבוצי (זהיינו בדרוג רגיל). להלן אבחון את העמידות של ערך זה בעזרת נגרסיות שכר. כן אבחון משמעות נספחת של החוזים האישיים – מהירות הקידום בשכר לעומת לועמת עובדי דירוג-דרגה. ראוי לציין כי כל הניתוחים דלהלן נסבים על נשים וגברים יחד. אמנם בכל ניתוח של כלכלת עבודה ראוי להפריד בין נשים לגברים, אך מיעוט התוצאות שעליהן תיבחן שאלת המחקר בפרק 3 לא מאפשר זאת. על כן בחרתי להתמקד כאן בסדר הגודל הממוצע של השפעת החוזה אישי, וכן גם בניתוחים האחרים.

לצורך אמידת שווי החוזה האישי במנוחי שכר נאמד המודל הבא: המשטנה התלו依 הוא לוג השכר ברווחו הריאלי (במנוחי דצמבר 2007), והמשתנים המסבירים הם מגן העובד, גילו, גילו בריבוע והוותק שלו; לגבי האחזור חשוב לעיר: הוויל ובאופן רב יותר להעיר: השלמתי אותו באופן מלałכתי על ידי השכר של עובד בעל חוזה אישי, אין נטון על עובדים אלה; השלמתי אותו באופן מלאלכתי על ידי הוספת שנות ותק בהתאם למספר שנות הוותק של העובד בשנים קודמות (נתון המציג רק אם באחת השנים הקודמות הוא עבד לפיק דירוג-דרגה), או על ידי אמידת שנות הוותק בעזרת גיל העובד ושנות עבודתו בפועל.¹¹

אחד מרכיבי השכר הוא, כפי שהושבר לעיל, דרגת העובד – אך בהינתן הדרגה בפני עצמה לרוגרסיה כרוכז קושי, כי לכל דירוג (כולל חוזים אישיים) סולם דרגות מסויל, עם מספר דרגות וסמל מספרי שונים. על כן היה צורך ליצור משתנה המוגדר כ"סדר הדרגה": לכל דרגה בכל דירוג

¹¹ ככלומר הכפלת המקדים מרגסיה של שנות הוותק על הגיל ושנות העבודה בפועל לגבי עובדים עם נתוני ותק תקינים. יש לציין כי לרוגרסיה זו ערך R-squared גובה מאוד.

ניתן מקומה היחסית בסולם הדרגות של אותו דירוג. כך, למשל, בדירוג שבו 20 דרגות, עובד בדרגה 4 קיבל את הערך 20 (4/20 * 100), הזזה לערך של עובד בדרגה 3 בדירוג שבו 15 דרגות. כן הוספו משתני דמי לכל קבוצת דירוגים ולכל שנה, וכמוון – משתנה דמי לחזאים אישיים, שהם לב העניין. האוכלוסייה היא כל העובדים בשנת 1997–2009. עם זאת, בטורים (2) ו-(3) הכללת אינטראקציה בין איש חזה אישי, כדי לבחון דיפרנציאליות בין גברים לנשים בתשואה. התוצאות מוצגות בלוח 1 בספציפיות שונות של המודל.

לוח 1 – תוצאות רגרסיות השכ

(3)	(2)	(1)	
אקדמאים בלבד	כל העובדים	כל העובדים	
0.3288*** [0.0134]	0.1010*** [0.0096]	0.0785*** [0.0061]	חזאה אישי
-0.1576*** [0.0040]	-0.2304*** [0.0024]	-0.2254*** [0.0024]	אישה
-0.0005 [0.0014]	0.0336*** [0.0006]	0.0333*** [0.0006]	הגיל
-0.0000** [0.0000]	-0.0003*** [0.0000]	-0.0003*** [0.0000]	הגיל בריובע
0.0080*** [0.0004]	0.0127*** [0.0002]	0.0126*** [0.0002]	הוותק
0.0138*** [0.0001]	0.0042*** [0.0001]	0.0041*** [0.0001]	סדר הדרגה
0.1118*** [0.0107]	0.1447*** [0.0095]		אישה X חזאה אישי
0.0059*** [0.0014]	-0.0058*** [0.0006]		הוותק X חזאה אישי
-0.0081*** [0.0003]	-0.0010*** [0.0002]		סדר הדרגה X חזאה אישי
8.6052*** [0.0300]	8.2835*** [0.0133]	8.2884*** [0.0132]	הקבוע
כן	כן	כן	פיקוח על השניים
	כן	כן	פיקוח על קבוצות הדירוג
180,577	935,150	935,150	מספר התצפיות
0.544	0.492	0.491	R-squared

המקורות: נתוני בנק ישראל. טעות תקן בסוגרים. *** p-value קטן מ-0.01; ** p-value קטן מ-0.05;
* p-value קטן מ-0.1.

בטור (1) מובאות תוצאות רגרסיה בסיסית, ובטור (2) נוספות אינטראקציות כדי לבחון תשואה שונה של סדר הדרגה והוותק אצל עובדים בעלי חזאה אישי לעומת עובדים ללא חזאה אישי. משתנה הדמי לחזאים אישיים עולה במידה ניכרת כאשר מושפעים אינטראקציות – מ-7.8 אחוזים בטור (1) ל-10 אחוזים בטור (2). האינטראקציה בין נשים לחזאה אישי מלמדת נשים נשכחות מחזאה אישי יותר מאשר גברים, אולם הפער ביניהם, לרעת הנשים, עדין קיים אם מחברים את ההשפעה השלילית שיש למשתנה "אישה" בפני עצמו. הסימן השלילי של האינטראקציות סדר הדרגה והוותק מלמדות שניים מהרכיבים המרכזיים בקביעת שכרו של עובד שווים פחות אצל עובדים לפי חזאה אישי.

יש לשים לב כי על אף השפעתו הנמוכה יותר של הוותק אצל עובדים בחוזה אישי, התשואה לוותק אצל עובדים אלה עדין חיובית – כ-0.7 אחוז.¹² הדבר תמורה, שכן לפי האמור לעיל הוותק אינו משפיע על השכר של עובדים בחוזה אישי. הסבר אפשרי הוא שהאומד לוותק מוטה, ואף שונות הוותק עצמו אין מושיפות לשכרו של עובד בחוזה אישי באופן ישיר, יש קשר בין שנות הוותק לרכיבי שכר דיפרנציאליים כגון נסיעות, הוצאות על רכב, שעות נוספות, החזרים בגין טלפון ועוד.

בטור (3) מוצגים אומדנים של רגרסיה הדומה לזה שבטור (2), אולם האוכלוסייה הנבחנת היא רק קבוצת הדירוגים האקדמיים, לבו של מחקר זה. התוצאות מעידות על הבדלים משמעותיים בגורם המשפיעים על השכר ועל שוויו של החוזה האישי. ראשית, שוויו של החוזה האישי נאמד בכ-33 אחוזים. לצד זאת, תרומת סדר הדרגה היא מעל פי שלושה מזו שנמצאה אצל כל קבוצות הדירוג (0.0138 לעומת 0.042), ובה בעת גדולה יותר גם התרומה השילנית של סדר הדרגה, ואף ביתר שאת (-0.0081 לעומת -0.0010), עובדה המköנות מגודלה של תרומת החוזה האישי. עוד עולה כי התשואה לוותק גדולה יותר בקרב העובדים בחוזה אישי. על בסיס ההסביר בפיסקה הקודמת אפשר לשער כי בקרב העובדים האקדמאים נוספים יותר הרכיבים הדיפרנציאליים המושפעים מהוותק, ועל כן התשואה גדולה יותר מאשר אצל עובדים בדירוג-דרגה. השערה זו טעונה מחקר נוספת.

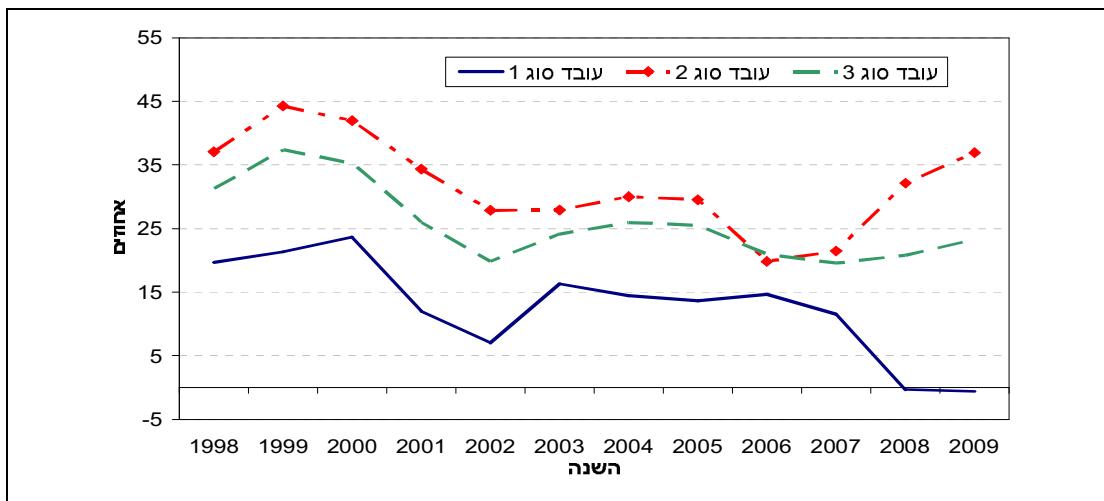
האוכלוסייה הנבדקת בשלוש הרגרסיות שבלוח 1 היא, כאמור, כלל העובדים, או האקדמאים בלבד בשנים 1997–2009. אולם מעוניין לבדוק אם היו שינויים בשווי החוזה האישי בשנים שנות. לשם כך נבחן המודל שבטור (3) בלוח 1¹³ לגבי כל אחת מהשנתיים 1998 עד 2009¹⁴ ולגבי העובדים האקדמאים בלבד. בעזרת תוצאות האמידה הרלבנטיות המובאות בלוח 1 – לגבי משתנה הדמי חוזה אישי, הוותק בחוזה אישי וסדר הדרגה בחוזה אישי – חושבה תרומת החוזה האישי לפרט הנמצא בסדר דרגה 50 (כלומר באמצעות סולם הדרגות) ובעל 16 שנות ותק. ערכיהם אלו קרוביים לממוצע שלהם אצל בעלי החוזה האישי. התפתחות התרומה הכלולת של החוזה האישי לסוג עובד זה (עובד סוג 1) ולסוגי עובדים נוספים (כפי שיוצג בהמשך) מוצגת באIOR 3.

¹² מבחן F לבדיקת ההשערה 'וותק + ותק X חוזה אישי = 0' נדחה.

¹³ אך לא האינטראקציה איש X חוזה אישי, כדי לקבל תמונה ממוצעת לשתי הקבוצות.

¹⁴ שנת 1997 לא נכללה בבדיקה בגלל מיעוט תצפיות.

איור 3: תרומתו הכלולת של החוזה האישית לשכר של עובדים אקדמיים מסוימים מסויימים, 1998–2009 (אחוזים)



עובד סוג 1 – עובד לפי חוזה אישי, סדר דרגה 50, ותק 16.

עובד סוג 2 – עובד לפי חוזה אישי, סדר דרגה 10, ותק 2.

עובד סוג 3 – עובד לפי חוזה אישי, סדר דרגה 25, ותק 9.

המקור : נתוני בנק ישראל.

תוצאות הרגression השנתיות (שאינן מובאות כאן) מעידות שבכל שנה ירדה תרומתו הכלולת של החוזה האישית בכ-2 נקודות האחוז, עד לרמה שלילית (נמכה) בסוף התקופה. בסוף התקופה, שכרו של עובד לפי חוזה אישי אפוא נמוך ביחסו איזה של עובד דומה במגמת דירוג-דרגה. הירידה בערכו של החוזה האישית יכולה לנבוע או מירידת ערכו המשמעותי של החוזה האישית, כלומר משכר נמוך יחסית לשכר בדירוג-דרגה לכל אורך סולם הדרגות, או מירידת התשואה לדרגה בחוזה אישי לעומת זו שבדירוג-דרגה. ובמונחי המקדים – או שהמקדם "חוזה אישי" או שהמקדם "סדר דרגה X חוזה אישי" קטן עם השנים. האומדיים מהרגression השנתיות (שאינן מוצגים כאן) תומכים באפשרות הראשונה – שהתשואה לדרגה בחוזה אישי הלכה וקטנה (כלומר, נהייתה שלילית יותר) עם השנים, ועל כן שכרו של עובד "ممוצע" בחוזה אישי בסדר דרגה 50 וותק של 16 שנים הלק וקטן ביחס לזה של מקבילו במגמת של דירוג-דרגה. אולם, גם ערכי המקדים "חוזה אישי" ו"ותק X חוזה אישי" השתנו לאורך השנים, אך לדיפרנציאליות של התשואה לדרגה הייתה ההשפעה המשמעותית ביותר על יחס השכר בין עובדים חוזה אישי לעובדי דירוג-דרגה.

המחשה לניתוח זה ניתנת באיור 3, שבו מוצגת התשואה הכלולת לחוזה אישי לשני סוגי עובדים מייצגים נוספים: עובדים בעלי סדר דרגה 10 וותק של שנתיים ועובדים בעלי סדר-דרגה 25 וותק של 9 שנים. לגבי שני סוגי עובדים אלה, התרומה של החוזה האישית אמונה השתנתה לאורך השנים, אך לאורך כל התקופה נשמר פער חיובימשמעותי ביחס לעובדים ללא חוזה אישי.

מהאמור לעיל עולה כי תרומתו המשמעותית של החוזה האישית, שנשארה גבוהה מאז 1998, היא בחלק התיכון של סולם הדרגות, ככלומר מתחילה לסדר דרגה 50 (אמצע הסלום). מעל לסדר דרגה זה (ובהינתן הוותק האופייני בסדר דרגה זה) התרומה של חוזה אישי בשנים האחרונות אינה משמעותית, ומماז 2008 אף שלילית. הסבר אפשרי למגמת הירידה הכלכלית של תרומת החוזה

האישי הוא שברבות השנים גדל משקלם של העובדים האקדמיים המציגים לשירות הציבור בחזזה אישי: בשנת 2000 רק 15 אחוזים מהמציגים האקדמיים הצטרפו בחזזה אישי, לעומת 40 אחוזים בשנת 2008 ו-34 אחוזים בשנת 2009; המיתאמים בין התשואה הכלכלת לחזזה אישי לשיעור המציגים החדשניים מס' האקדמאיים בחזזה אישי בשנים 1998–2009 עומד על 0.589. ניכר כי לא מדובר בהבדל כמותי בלבד, אלא בהופפת שימוש לחזזה אישי: קבלת העובד על בסיס זמן שלא מחייב מתן קביעות. במקרה כזה יתכן כי השכר שמציע השירות הציבורי לא יהיה גבוה במידה רבה מזה המוצע בדירוג-דרגה, ומכאן הירידה בתשואה לחזזה אישי.

(2.4) חזזים אישיים וקידום בשכר

המצאים בחלק הקודם מתייחסים לכל העובדים בחזזים אישיים, אך אלה שהציגו לשירות הציבור וקיבלו חזזה אישי והן אלה שעבדו לפני כן במסגרת של דירוג-דרגה ועברו לחזזה אישי. כפי שניתן היה לראות, גידול חלקם של העובדים הנכנסים לפי חזזה אישי מתואם עם הירידה בתשואה לחזזה אישי. התמונה לגבי מהות החזזים האישיים לאקדמאיים בכניסה לשירות הציבור אינה ברורה דיה, ומסתמן כי השימוש שונה; לעומת זאת, התמונה לגבי מעברים מדירוג-דרגה לחזזה אישי ברורה יותר, ומצביעה על כליל לקידום משמעותי בשכרו של עובד מצטיין במטרה לשמורו במערכת. על רקע זה ראוי לבחון מה המשמעות של מעבר לחזזה אישי מבחינה הקידום בשכר.

ברגرسיות הבאות המשנה המוסבר הוא השינוי בלוג השכר הריאלי בין שנה 7 לשנה 1-7. המשנים המסבירים הם המין, הגיל, הגיל בריון והוותק ומשתני דמי המפקחים על מעבר דירוג, מעבר קבוצת דירוג, מעבר לחזזה אישי והתמדה בחזזה אישי (כלומר, אם העובד היה בשנת 7 ו-1-7 בחזזה אישי). השינוי בסדר הדרגה נכנס גם הוא כמשנה מסביר, וכן השינוי בלוג השכר הריאלי בין שנה 1-7 ל-2-7 ובין 2-7 ל-3-7, שני משתנים שהוכחו כמשמעותיים ביותר להסביר העלייה בשכר (מזר, 2007). בלוח 2 מוצגות תוצאות אמידת המודל לגבי 3 קבוצות אוכלוסייה: כלל העובדים (טור 1), עובדים שעברו מכל הקבוצות לקבוצת האקדמאים בלבד (טור 2) ועובדים אקדמיים במקצועות נבחרים שלא בחזזה אישי (טור 3)¹⁵ – בשנים 1997–2009.

¹⁵ הכוונה לדירוגים מח"ר, מהנדסים, מבקרים, דירוגים בתחום המשפט, עיתונאים ועובדים סוציאליים. חלקם של דירוגים אלה בקרוב סך העובדים האקדמיים הוא סכיב 75 אחוזים, ובהמשך יוסבר מה ייחודה של קבוצה זו.

לוח 2 – תוצאות רוגסיות קידום בשכר

(3) עובדים אקדמיים במקצועות נבחרים	(2) עובדים שעבורו לקצועות אקדמיים	(1) כל העובדים	
0.1426*** [0.0179]	0.0921*** [0.0108]	0.2381*** [0.0091]	מעבר לחוזה אישי
-0.4493*** [0.0048]	-0.4346*** [0.0044]	-0.4535*** [0.0020]	השינוי בלוג השכר הריאלי בין שנה t-1 ל-2-t
-0.1598*** [0.0038]	-0.1474*** [0.0036]	-0.1748*** [0.0016]	השינוי בלוג השכר הריאלי בין שנה t-2 ל-3-t
0 [0.0008]	-0.001 [0.0007]	0.0019*** [0.0003]	אישה
-0.0040*** [0.0004]	-0.0057*** [0.0004]	-0.0013*** [0.0002]	גיל
0.0000*** [0.0000]	0.0000*** [0.0000]	0.0000*** [0.0000]	הגיל ברכיבוע
-0.0009*** [0.0001]	-0.0005*** [0.0001]	-0.0007*** [0.0000]	הוותק
0.0034*** [0.0002]	0.0032*** [0.0001]	0.0022*** [0.0001]	שינוי בסדר-הדרגה
0.0766*** [0.0119]	0.1153*** [0.0081]	0.0561*** [0.0071]	מעבר דירוג
0.3015*** [0.0206]	-0.0883*** [0.0085]	-0.0154** [0.0077]	מעבר קבוע דירוג
0.0140*** [0.0018]	0.0073*** [0.0018]	התמדה בחוזה אישי	
-0.3885*** [0.0585]	0.1778*** [0.0101]	0.0602*** [0.0035]	הקבוע
106415	131,424	665,905	מספר התכפיות
0.239	0.225	0.214	R-squared

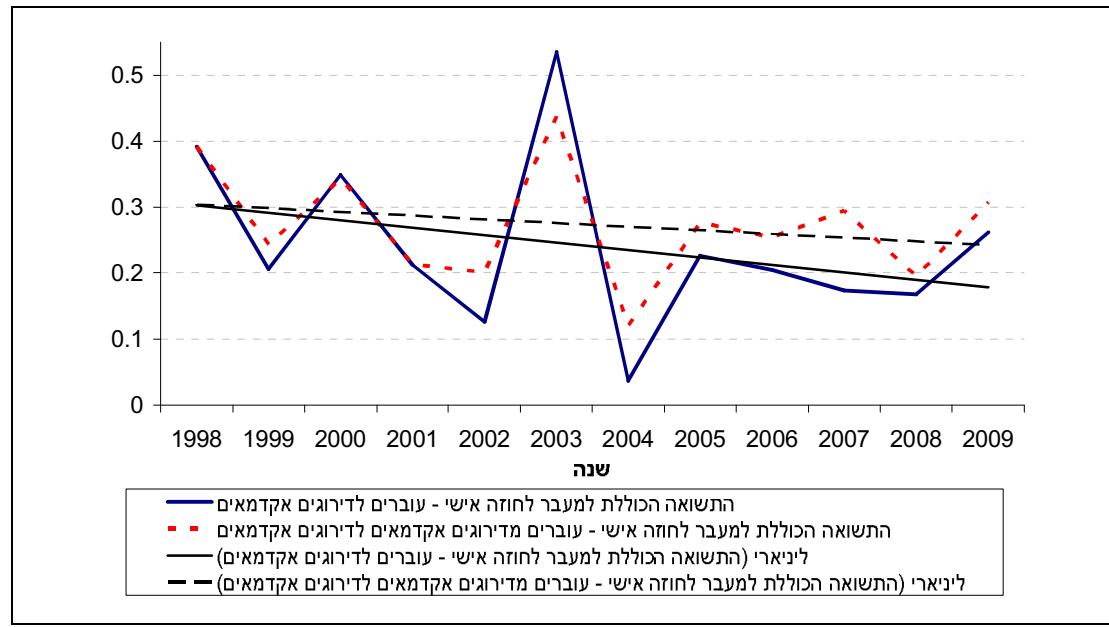
המקור : נתוני בנק ישראל. טעות תקן בסוגרים. *** p-value < 0.01 ; ** p-value < 0.05 ; * p-value < 0.1 .

המשתנה המעניין ביותר הוא כМОון משתנה הדמי למעבר לחוזה אישי, אולם בכל מעבר לחוזה אישי משתנה גם הדירוג¹⁶, ועל כן יש להסתכל על הסכום של שניהם. מהතוצאות עולה כי שווי המעבר לחוזה אישי נאמד בכ-23 אחוזים, והשווי של מעבר מדירוג-דרגה לחוזה אישי נאמדת בכ-6.6 אחוזים, כך שבsek הכל עליית שכרו של עובד שעבר מדירוג-דרגה לחוזה אישי נאמדת בכ-28.6 אחוזים. בקרב עובדים שעברו לחוזים אישיים בקבוצת האקדמאים מסתכם שווי המעבר ב-20.7 אחוזים (9.2 אחוזים בזכות חוזה אישי ו-11.5 אחוזים בזכות מעבר דירוג), ובקרב האקדמאים במקצועות נבחרים – ב-22 אחוזים. עוד עולה מהלוח כי עובדים בחוזה אישי זוכה לעליית שכר של כ-0.7 אחוז (אצל כלל השניה במסימת ובזו שאחריה בחוזה אישי זוכה לעליית שכר של כ-0.7 אחוז (אצל כל העובדים) או 1.3 אחוזים (אצל העוברים למקצועות אקדמיים) אחוזים יותר מאשר לעובד דומה

¹⁶ מפni שינוי דירוג מוגדר טכנית כשינוי בסמל של דירוג העובד, וכך גם במעבר מדירוג דירוג רגיל לחוזה אישי או בין שני דירוגים בתוך דירוגי החוזים האישיים.

בדירוג-דרגה. נמצא זה מערער על טענתו של זוסמן (1995) שלפיה חוזה האישី מקנה רוחחים קצרי טווח בלבד, שכן נראה שגם מסלול ההתקדמות בשכר מהיר יותר לפי חוזה אישី. כמו בחלק הקודם, גם כאן נבחנה השונות בהשפעת המעבר לחוזה אישី על פני השנים בקרוב העובדים האקדמיים שעברו לחוזה אישី ובקרב עובדים במקצועות אקדמיים נבחרים שעברו לחוזה כזה. התמונה המתבקשת דומה (איור 4): התשואה הכלולה למעבר לחוזה אישី (איור 4) ירדה במהלך השנים – מסביב 40 אחוזים בשנת 1998 לכ-30 אחוזים בשנת 2009.

איור 4: התשואה הכלולה למעבר לחוזה אישី, 1998–2009 (אחוזים)



המקור : נתוני בנק ישראל.

בסיום חלק זה : ניכר כי החזים האישיים הולכים וטופסים נפח משמעותי בשירות הציבור, אף כי יש מקום להפריד בין חוזים אישיים הנחتمים עם עובדים קיימים במטרה להשאים במערכת לבין אלה הנחتمים עם עובדים מצטרפים, שמטרתם אינה ברורה די צורכה. התשואה לחוזה אישי לאקדמי הלכה וירדה עם השנים, אולם קשה לבדוק אם מדובר בירידה אמיתית, או שהיא משקפת שינוי באוכלוסיות. בחינת התשואה הכלולה של מעבר לחוזה אישី (כלומר בתוספת התשואה למעבר דירוג) עוקפת את בעיית האוכלוסיות השונות ומעידה גם היא על ירידת התשואה של מעבר לחוזה אישី, אף כי קטינה יותר.

3) האפקטיביות של חוזים אישיים

לאחר שתוארה ההיסטורית המכוטית הקציה של מגנון החזים האישיים, תיאור שהתמקד בקבוצת האקדמאים, אפשר לפנות לבחינתה של שאלת המחקר המרכזי: האם כל החזים האישיים, שנועד להשאיר עובדים מצטיינים במערכת, אכן אפקטיבי? (או על פי נקודת המבט השנייה: האם לחזים אישיים השפעה כלשהי על משך השירות?) מסגרת הניתוכה כוללת שני ענייניםシアורתיים מרכזים, שיש לעמוד עליהם לפני הניסיון להסביר.

3.1 המבנה התיאורטי

3.1.1 ניסוי טבעי ו- Propensity Score Matching

הפרמטר שיש למדוד כדי לענות על שאלת המחקר הוא השפעת החזים האישיים על משך השירות. במנוחים של הערכת הטיפול, אנו מעוניינים למדוד את ההשפעה המומוצעת של הטיפול שנitin (חזים אישיים) על המטופלים (העובדים שעברו) במנוחים של שנות עבודה לאחר הטיפול. ובאופן פורמלי – אנו מעוניינים למדוד את θ הנתנו על ידי:

$$\theta = E[Y_1 - Y_0 | T = 1] = E[Y_1 | T = 1] - E[Y_0 | T = 1]$$

כאשר Y_1 הוא התוצאה של הטיפול, Y_0 הוא התוצאה ללא הטיפול ו- T הוא הטיפול (כאשר שווה 1). θ ידוע כאמור המומוצע של הטיפול (ATT – Average Treatment effect on Treated). $E[Y_0 | T = 1]$ – מה היה מכך של פרט שהושם בקבוצת הטיפול לו לא קיבל את הטיפול באמות. רכיב זה נקרא בשם Counterfactual, והוא אינו נצפה, ועל כן אין לנו זיהוי טוב שלו.

לא זיהוי ישנה בעית סלקציה המתה את התוצאות, שכן כיצד יהיה אפשר להבטיח כי הפרטים אשר הושמו בקבוצת הטיפול אכן דומים לפרטים שלא הושמו בה? ייתכן שישנו גורם בלתי נצפה (או נצפה, אך לא מפוקח) המשפיע גם על ההשמה טיפול וגם על התוצאה, ואם כן האמידה של השפעת הטיפול מוטה. כדי לפתור את בעיית הזיהוי יש למצוא קבוצה שתהוו אומדן טוב די לצורך T -Counterfactual, וכך יהיה אפשר למצוא את השפעת הטיפול המומוצעת. בהנחה שככל הגורמים אשר בගלים פרטניים נבחרים לקבוצת הטיפול ידועים, ניתן למדוד את ה-Counterfactual. זוהי הנחת אי-התלות המותנית (CIA – Conditional Independence Assumption), ובאופן פורמלי:

$$(assumption 1) \quad Y_0 \perp\!\!\!\perp T | X = x, \forall x \in \chi$$

משמעותה הנחתה המשנה הנצפה X , השיק לכל המשתנים המשפיעים על ההשמה בקבוצת הטיפול, χ , ההשמה אינה תלולה במשתנה התוצאה ללא טיפול. ובצורה אחרת:

$$E[Y_0 | T = 1, X] = E[Y_0 | T = 0, X] = E[Y_0 | X]$$

אם ש- $E[Y_0 | T = 1, X] \neq E[Y_0 | T = 0, X]$ נצפה, אפשר להשתמש ב- $[X | T = 0, X]$ כתחליף לו, ורכיב זה הוא בפשטות משתנה התוצאה עבור הפרטים שלא הושמו בקבוצת הטיפול, ובמקרה שלנו – אלו שלא קיבלו חזים אישיים. עם זאת, לא כל הפרטים שלא הושמו טיפול יכולים להיות קבוצת השוואה מתאימה, אלא רק אלה שהמשתנים המשפיעים על ההשמה בקבוצת הטיפול זהים לאלה שהושמו בקבוצת הטיפול. כדי שאכן תהיה קבוצה כזו יש להניח כי אין ערכים ספציפיים של המשתנים המסבירים שבニアנדים ההשמה בקבוצת הטיפול מובטחת בהסתברות 1. ובאופן פורמלי:

$$(assumption 2) \quad P(x) < 1, \text{ where } P(x) = P(T = 1 | X = x)$$

האם שתי ההנחות הקריטיות אכן מתקינות? ההנחה השנייה פשוטה יותר לבדיקה: אם נראה שבקרב אוכלוסייה עם משתני השפעה (כלומר גורמים המשפיעים על קבלת חוזה אישי) זהים רק חלק קיבל טיפול, הרי שהנחה זו מתקינה. את הנחה 1 קשה יותר לבדוק, ואחזקורה אליה בהמשך. כאמור, כדי ליצור קבוצת השווה טובה יש למצוא פרטימן לא חוזה אישי הזהים במאפייניהם לפרטימן בעלי החוזה האישי. כאשר הגורמים המשפיעים, וכן ערכיהם האפשריים, מעתים, ישנה סבירות מסוימת כי במקרים גדולים יימצאו פרטימן "תאומים" בכל המאפיינים. אולם לרוב הממצב אינו זהה – או בغالל גודל המדגם או בגלל ריבוי הגורמים המשפיעים וערכיהם האפשריים.

לכוארה, רגסיה רב-משתנית עשויה לעזור בעיה זו, על ידי הכללת הגורמים המשפיעים על ההשמה בקבוצת הטיפול כמשתנים מסבירים; כך מוטל "פיקוח" על גורמים אלה, וניתן לamodel את השפעת הטיפול באופן בלתי מוטה. אולם לשיטה זו יש חסרונות. אחד מהחסרונות (המצוינים, יחד עם חסרונות נוספים, אצל Ichino et al, 2006) הוא במרקם שבתים התפלגיות (המשתנים המסבירים את ההשמה בקבוצת הטיפול בקרוב הפרטימן שהושמו בקבוצת הטיפול ובקרב אלה שלא הושמו בה שונות זו מזו במידה משמעותית. כאשר מדובר על מעלה מעשרה משתנים מסבירים (כמו במאמר זה), סביר שלא כל ההתפלגיות של המשתנים המסבירים תהינה דומות. במקרה זה השפעתו של הטיפול תהיה תלויה מאוד בספציפיಕציה של המודל, והאיום של סלקציה יהיה ממשי יותר.

שיטה אחרת, שבה משתמש, היא להפחית את ריבוי המשתנים המסבירים לכדי משתנה אחד – הסıcıוי להיות מושם בקבוצת הטיפול בהינתן המשתנים הרלבנטיים: ($p(X) \equiv P(T=1 | X)$). בהינתן (X), ואם הנחת CIA (הנחה 1 מתקינה, $Y_0 = Y_1$ אינם תלויים ב- T) (Rosenbaum, 1983 and Rubin, 1983). משמעו שלגביה פרטימן עם אותו (X) p , ההשמה בקבוצת הטיפול או בקבוצת הביקורת מקרית לחלוטין. השפעת הטיפול בעזרת התנינה על (X) p במקומות על X נתונה עכשו על ידי:

$$\tau|_{T=1} = E_{p(X)}[(\tau|_{T=1, p(X)}) | T=1]$$

זאת אומרת שהשפעת הטיפול הממוצעת היא התוחלת של השפעת הטיפול על כל הפרטימן שקיבלו טיפול בהינתן (X). היתרונו המרכזי של שימוש בשיטה זו הוא כאמור הפחתת מספר ממדי ההנתינה לאחד בלבד.

3.1.2 ניתוח שרידות¹⁷

השימוש ב- Propensity Score Matching, מאפשר ליצור קבוצת ביוקור הזזה לקבוצת הטיפול, ומכאן הדרך לاميידת השפעת הטיפול קצרה. אולם בהקשר הנוכחי יש עניין תיאורטי נוספת שעליינו צריך לתת את הדעת: משתנה התוצאה כאן הוא משך השירות; לניתוח משתנה מסווג זה יש להשתמש בכלים של ניתוח שרידות.¹⁸

¹⁷ חלק זה וכן היישום של הניתוח בתוכנת SAS מתבסס רובה על ספרו של Allison (1995).

¹⁸ מאמריהם נוספים בהם השתמשו בניתוח שרידות של מדגם המבוסס על זיווג תכיפותם הם של Boockmann and (1999) Hujer et al.-1 (2004) Frederiksson and Johansson ,(2008) Hagen

ניתוח שרידות הוא מסגרת לניתוח אירועים שהתרחשו אחרי זמן מסוים, או לא התרחשו כלל. כאמור, ורגסיה הסטברותית מסוג Logit או Probit, שבה המשתנה המושבר הוא משתנה דיקוטומי, שמקבל את הערך 1 אם האירוע קרה ו-0 אחרת, יכולה לספק מענה לניתוח מעין זה. אולם לרגרסיות מסוג זה כמו חסרונות, והבולט שבhem הוא ההתייחסות לאירוע שלא קרה בטוחה הזמן שעליו יש מידע Caino והוא לא יקרה גם בעתיד. תוצאות מעין אלה, הנקראות Censored, יקבלו את הערך 0 במשתנה המושבר, אף שלא ידוע אם האירוע יתרחש בהמשך אום לאו. אפשרות אחת להתגבר על בעיה זו היא השמתה תוצאות שבhem האירוע עדין יכול להתרחש, אולם השמתה תוצאות כרוכה באיבוד מידע, אשר במקרים מסוים מספר התוצאות ה"טובות" קטן עשוי להיות חשוב יותר. הדרכים האחרות לפטור בעיה זו אינן טובות יותר.

ישן כמה גישות לניתוח שרידות, ואני בחרתי להשתמש בשיטת הסיכון היחסי של Cox (Cox's Proportional Hazard Method), כפי שהוא הציג אותה לראשונה ב-(1972) Cox. יתרונוטיה המרכזיות, לעומת השיטות האחרות, היא בהדר הכרוך בהנחה על ההתפלגות האמיטית של התרחשויות האירועים ובקלות היחסית של הכנסת משתנים מסבירים תלוי זמן למודל. לעומת זאת, המילה "יחסית" בשם של השיטה והעדר ההנחה על ההתפלגות מלמדת כי התוצאה המיידית של שיטת ניתוח זו היא זיהוי ההסתברות היחסית ולא המוחלטת.¹⁹ הוואיל והמחקר הנוכחי עניינו בהשפעה היחסית של חוזים אישיים, אין כמובן זה כדי לגרוע מההתאמה של שיטה זו לניתוח.

הסיכון לגבי פרט? מוגדר על ידי פונקציית הסיכון:

$$h_i(t | x_{i1}(t) \dots x_{ik}(t)) = \lambda_0(t) \exp[\beta_1 x_{i1}(t) + \beta_2 x_{i2}(t) + \dots + \beta_k x_{ik}(t)]$$

כאשר (t) $x_{i1}(t) \dots x_{ik}(t)$ הם k מאפיינים של הפרט בזמן t שותרים לסיכון. הביטוי λ_0 מייצג את "סיכון הבסיס" – הסיכון שהאירוע יתרחש בהינתן שכל מאפייני הפרט הם 0. היות שהענין הוא בסיכון היחסי, אנו מבקשים לאמוד את יחס הסיכון בין i ל- j , כלומר:

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \exp[\beta_1(x_{i1}(t) - x_{j1}(t)) + \dots + \beta_k(x_{ik}(t) - x_{jk}(t))]$$

במצגה זאת אין צורך לאמוד את סיכון הבסיס, שכן הוא מתבטל, ואנו אומדים רק את הסיכון היחסי. שיטת האמידה עשוה שימוש במקסימיזציה של "הנראות החלקית" (Partial Likelihood). החלקיות של שיטה זו מתחבطة באין הכללתו של המידע לגבי β , המתkeletal מסיכון הבסיס, שבטעיה התוצאות אינן היעילות ביותר, אך הוכח שאובדן היעילות אינו רב (Efron, 1977). עם זאת התוצאות עמידות, כי הן אינן כוללות הנחות כלשהן לגבי ההתפלגות של סיכון הבסיס. כמו כן אין, בשיטה זו, משמעות בזמן ההתרחשויות של האירוע, אלא רק לסדר האירועים. הנראות החלקית מוגדרת כך: נניח שישנם n פרטים, וידוע כי אירוע התרחש בזמן t . הנראות החלקיות של פרט i ($i=1, \dots, n$) تعנה על השאלה מה ההסתברות שהינתן שהאירוע התרחש בזמן t , הוא התרחש דווקא לפרט i . כלומר:

¹⁹ אף שניתן לאמוד את הסתברות הבסיס גם במודל זה.

$$L_1 = \frac{h_1(t)}{h_1(t) + h_2(t) + \dots + h_n(t)}$$

במקרה נכללים ורק הפרטים שבזמן t היו עדין בקבוצת הסיכון, כלומר כאשר שמהינתם האירוע טרם התרחש. על פי הגדרת הסיכון לעיל אפשר להרחיב את המשוואה האחורונה כך:

$$L_1 = \frac{\lambda_0(t) \exp[\beta_1 x_{11}(t) + \dots + \beta_k x_{1k}(t)]}{\lambda_0(t) \exp[\beta_1 x_{11}(t) + \dots + \beta_k x_{1k}(t)] + \dots + \lambda_0(t) \exp[\beta_1 x_{n1}(t) + \dots + \beta_k x_{nk}(t)]}$$

כאשר הביטוי (t) מtbody מייד. אם ישנו a פרטים, פונקציית הנראות החלקית תהיה מכפלה של L על פני כל הפרטים שלגביהם האירוע התרחש בזמן t בלבד:

$$PL = \prod_{i=1}^n \left[\frac{e^{\beta' X_i(t)}}{\sum_{j \in R(t_i)} e^{\beta' X_j(t)}} \right]^{\delta_i}$$

במקרה נמצאת פונקציית הסיכון (לא סיכון הבסיס) של הפרט i שלגביו התרחש האירוע, עם וקטור מאפיינו השונים, X , כפי שנצפו בעת האירוע. במקרה ישנה סכימה של כל הפרטים שנמצאים בקבוצת הסיכון (t) , R , כלומר שבזמן שהאירוע התרחש לפרט i הוא עדין לא התרחש לגביהם. δ_i הוא אינדיקטור המקבל ערך 0 אם פרט i הוא censored ו-1 אחרת. כך מתאפשר שרק פרטים שאינם censored תורמים לפונקציית הנראות החלקית דרך המונה, בעוד שדרך המונה תורמים כל הפרטים שבבסיס הנתוניים. האומדים β - $\hat{\beta}$ מתוקבים על ידי מקסימיזציה של לוג הנראות החלקית:

$$\max_{\beta} \log PL = \sum_{i=1}^n \delta_i [\beta' X_i(t) - \log \sum_{j \in R(t_i)} e^{\beta' X_j(t)}]$$

3.1.3 הסוגיה של זמני אירוע שווים בניתוח שרידות

ענין תיאורי אחרון הרלבנטי ביותר לסוג הנתוניים שברשותי הוא התמודדות עם אירועים שזמינים התרחשותם זהים (Tied Data) במסגרת ניתוח שרידות. כפי שהוסבר לעיל, בנסיבות של כל אירוע חשוב לדעת לגבי איזה פרט הוא התרחש לפני שהתרחש לגבי פרטים אחרים. אולם במקרה שבו הנתוניים על זמן אירוע זהים לכמה פרטים דרך החישוב של הנראות איננה פשוטה. במקרה זה יש להפריד בין שני תתי-מקרים: באחד הנתוניים על זמן ההתרחשות זהים וגם בנסיבות הזמןיים היו זהים; בשני הנתוניים על זמן ההתרחשות אמורים זהים, אך במצבות זמני ההתרחשות אינם זהים. במחקר זה המקרה השני הוא הרלבנטי: הנתוניים על זמן העזיבה של העובד הם בשנים (האם עזב בשנת 2003? 2004?), ואילו במצבות גם עובדים שעזבו באותה שנה סביר שעזבו בחודשים שונים, וסביר אף יותר שעזבו ביום שונים. התמודדות עם בעיה זו אפשרית על ידי שיקילת כל האפשרויות לסדר התרחשותם של מקרים בזמן מסוים. כלומר, אם ידוע כי בזמן t (שנה מסוימת) התרחש אירוע k פרטים, אך הסדר האמתי של האירועים (באיזה חודש) אינו

ידעו. ישן k אפשרויות לסידור האירועים, שנסמן אותן ב- (A_1, A_2, \dots, A_k) . אנו מחפשים את ההסתברות שהיא איחוד ההסתברויות בכל אחד מהאירועות, וזה מתקבל על ידי הסכימה:

$$\Lambda_{\hat{t}} = \sum_{i=1}^{k!} L(A_i)$$

כאשר $L(A_i)$ היא מכפלת ה- L כפי שהוגדרה במשווה לעיל עבור סדר A_i . אם מדובר ב- k גדול מדי, החישוב עלול להיות ארוך במידה ניכרת, וזו תידרשנה שיטות קירוב כדי להחליף את החישוב המדויק. אולם יישום החישוב המדויק במחקר זה כפי שיצג להלן לא דרש משאבי מחשב ואו זמן יוצא דופן, ועל כן הועדף חישוב זה על שיטות קירוב כלשהן.²⁰

3.2) האפקטיביות של חזים אישיים – ניתוח אמפירי

האוכלוסייה

האוכלוסייה הנבחנת במטרה לענות על שאלת המחקר היא עובדים בשנים 2001 ו-2002. האוכלוסייה זו נבחרה מתוך הצורך לאון בין שתי דרישות: ראשית, אוכלוסיית העוברים לחוצה אישי צריכה להיות גדולה ככל האפשר, כדי לקבל אומדן יותר; שנית, האוכלוסייה צריכה להיות בעליות אופק שירות גודל יחסית, כדי שהיא אפשר להסיק מסקנות לגבי פרופיל העזיבה. על כן נבחרה אוכלוסייה זו: מצד אחד, כפי שניתן לראות באIOR 2, מספר העוברים לחוצה אישי בכל אחת משנים אלו היה גדול יחסית; מצד שני, אופק שירות של 8–9 שנים (עד שנת 2009) הוא טווח רחב דיו להסקת מסקנות על פרופיל העזיבה. לפיכך משמעויות ניתוח מוגבלות למעשה על אוכלוסייה ספציפית זו, אולם השונות הגדולה בשווי התמරיצים של החזים אישיים, כפי שהוצג בפרק הקודם, מミילא מ恳ה על כל ניסיון לאמירה כללית על טיבם ומשמעותיהם הכלליים, ועל כן נוסף יהיה להתמקד בניתוח אוכלוסייה ספציפית.

מתוך העובדים האקדמיים האוכלוסייה כוללת רק את העובדים בדירוגים מרכזיים אשר מהם נצפו רוב המעברים לחזים אישיים,²¹ ולגבי העובדים שעברו הוצב אילוץ שלפיו בעת המעבר לחוצה אישי מלאו לשירותם במינהל הציבורי לא יותר מעשר שנים. חסם עליון זה הכרחי, שכן, כפי שהסביר לעיל, משמעויות המעבר מבחינת מי שכברו בפנסיה תקציבית עד עשר שנים שונות מן המשמעות לגבי בעלי ותק רב יותר.²² כמו כן נוכו העובדים שלא עברו לחוצה אישי בשנים 2001 או 2002 אך עברו בשנים מאוחרות יותר.

שיטת ניתוח

אתחליל את ניתוח האמפירי בניתוח פשוט²³ של הסיכוי המותנה לעזוב לאחר מספר שנים מסוימים. המשתנים המסבירים הנכללים במודל הם משתנה דמי למעבר לחוצה אישי, מין העובד, לוג השכר הריאלי, הותק, סדר-הדרגה, השנים בשירות בפועל, הגיל והגיל בRiboux, ששת האחוריים בערכיהם שנה אחת לפני העזיבה. משתנה נוסף, המהווה proxy לאיכות העובד, הוא השינוי

²⁰ במקרים שבהם נדרש נדרשה שיטת קירוב מפני שהמודל לא התכנס נבחרה שיטת Efron.

²¹ מח"ר, מהנדסים, מבקרים, דירוגים בתחום המשפט, UITונאים ועובדים סוציאליים.

²² נבחנה השפעת החוצה אישי גם על האוכלוסייה ללא מגבלה זו והוצאות דומות.

²³ במובן של התעלמות מבעיית הסלקציה הנובעת מהעובד שאינו אכן נשמה רנדומלית.

המוצג בשכר **הבסיס** (המושפע מהדרוג, מהדרגה ומהוותק בלבד) מאז הכנסתה. גם השכר עצמו בכניסה לשירות נכלל כדי לפקח על רמות שונות של שכר התחלתי. הנחה מאחרוי משתנה זה היא שקצב הקידום של עובד איקוטי מהיר יותר מזה של עובד Bìnhוני. הביעיתות במשתנה זה היא שהוא כולל גם שינויים כתוצאה מהכלכלי שכר, ועל כן נדרש פיקוח גם על שנת ההצופות. בעיתיות נוספת היא המתאים הגבוה בין משתנה זה למעבר לחזזה אישי, שכן מעבר לחזזה אישי, כפי שהוכח לעיל, מעלה את השכר בעשרות אחוזים. משתנה אחרון שנכלל הוא השינוי בשכר לעומת השנה הקודמת.²⁴ בלוח 3 מוצגת סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים המסבירים, בערכם לעומת השנה הקודמת העזיבה לגבי עובדים שעזבו, ובשנת 2009 לגבי עובדים שנשארו.

**לוח 3 – סטטיסטיקה תיאורית של כלל האוכלוסייה בשנה שלפני העזיבה לעוברים לחזזה אישי
ובשנת 2009 ללא עובדים**

המשתנה	העובדים שעברו לחזזה אישי	העובדים שלא עברו לחזזה אישי	כל העובדים
N	179	5,661	5,840
הגיל	38.2	46.0	45.7
הוותק	9.7	17.3	17.1
סדר-הדרגה	56.8	50.2	50.4
שיעור הנשים	0.49	0.61	0.61
השכר הכללי הריאלי (מחריי 2007)	14,077	10,262	10,362
השנים בשירות בפועל	9.3	11.2	11.1
שיעור השינוי בשכר מהשנה הקודמת	9.09	5.77	5.88
שיעור השינוי המוצג בשכר מאז הכנסתה לשירות	20.75	5.25	5.74
השכר הריאלי בכניסה לשירות	2,878.3	3,012.3	3,008.2
השנים עד העזיבה	6.37	6.10	6.11

המקור: בנק ישראל.

בלוח לא ניכרים הבדלים משמעותיים במשכwi השירות בין עובדים שעברו לחזזה אישי לעובדים אחרים, אולם ניכר השוני הבולט במשמעות המשתנים המסבירים, שחילקו נובע מהאלץ הנוסף על העובדים שעברו (שלא יהיו בעלי ותק של יותר מ-10 שנים בשירות). הבדל משמעותי ניכר בשיעור השינוי המוצג בשכר מאז הכנסתה לשירות (5.25 לעומת 20.75), ומכוון בnidol הניכר של השכר כאשר העוברים לחזזה אישי ובהטיה הנוצרת מפני שהשכר בחזזה אישי מוגדר כולו בשכר בסיס. ההבדלים במשמעות המשתנים המסבירים עשויים להיפתר במודל גרגסיה. שתי טכניקות נבחנו לשם אמידת השפעת החזזה האישי על סיכויי העזיבה. האחת היא גרגסית Logit. המשתנה התלו依 מוגדר על פי העזיבה של העובד עד למספר שנים מקסימלי מסויים, ולשם כך נבחרה השנה השביעית כמספר השנים המקסימלי.²⁵ לגבי שתי הקווורטוטות (קבוצת העובדים מ-2000 וזו מ-2001) מדובר על עזיבה כמעט בסוף התקופה הנצפית, דהיינו בשנת 2009. המשתנים המסבירים הם, כאמור, בערכם בשנה האחורונה הנצפית, כך שלגביהם שעזבו מדובר בשנה האחורונה לעובודתם, ולגבי עובדים שנשארו – בשנה שבה מלאו להישארותם מספר השנים המקסימלי שהוגדר.

²⁴ בפרק הסיכום מוסברות המשמעות של המשתנים אלה וחשיבותם.

²⁵ להמחשת משמעות השנים עד העזיבה: לעובד שעבר לחזזה אישי במהלך שנת 2001 ועזב בשנת 2007 נרשמו 6 שנים עובודה – עד 2006, שכן בשנת 2007 הוא כבר לא נცפה במאגר.

חסרונותיה של טכניתה זו בניתוח שרידות הובירה לעיל, וכך הםבולטים ביותר שאותם משומש –
60 אחוזים מהניצפים סיימו את התקופה הנצפית (שנת 2009) בלי שהairoע התרחש, ועל כן
מחושבים בתצפיות המקובלות את הערך 0,²⁶ אולם לא מיתו של דבר הן כראיות להיחשב בתצפיות
censored, ככלمر כאשר אין מידע מULAה גורלן בעtid. הוצאת תצפיות אלה מהאוכלוסייה
הנחקרת לא משנה מהותית את התוצאות שיוצגו להלן²⁷, אולם כפי שהסביר לעיל, כרוך בה איבוד
מידיערב, מידע שעשו היה חשוב.

על כן ניתוח מדוקיק יותר יעשה שימוש ב-Cox's Proportional Hazard Model, לגבי עובדים שלא
ידוע אם עובו בהמשך אם לאו censored, וכך יתקבלו אומדיים מדוקיקים יותר. בשימוש
בטכניתה זו אין צורך להגדיר איזושהי "שנת ס'פ" (כמו ס'פ של 7 שנים ב-Logit) ועל פיה להגדיר
את המשתנה התלויה, שכן בחישוב מובאות בחשבון ההשפעה היחסית של המעבר לחוזה אישי בכל
airoע של עזיבה, ככלmr בכל שנה בפני עצמה. תוצאות ה-Logit מופיעות בטורים (1) ו-(2) בטבלה
4, ובטורים (3) ו-(4) מוצגות התוצאות מהאמידה באמצעות רגרסית Cox. בטורים (2) ו-(4) לא
הכלתי את משתנה ה-*proxy* למציאות בغالל המתאים הגדל שלו עם מעבר לחוזה אישי. כל
התוצאות הן במונחי Odds Ratio.

**ЛОЧ 4 – תוצאות אמידת הגורמים המשפיעים על ההסתברות לעזוב
המשתנה התלויה בטורים 1-2: "1" אם עזב בתוך 7 שנים, "0" אחרת**

(4)	(3)	(2)	(1)	
Cox's Proportional Hazard Model	Cox's Proportional Hazard Model	Logit (עזבו עד 7 שנים)	Logit (עזבו עד 7 שנים)	טכניקת האמידה
1.538***	1.508***	1.612*	0.393**	מעבר לחוזה אישי
0.885**	0.883**	0.625***	0.572***	אישה
0.387***	0.386***	0.108***	0.088***	לוג השכר הריאלי
1.018***	1.017***	1.049***	1.055***	הוותק
1.02***	1.019***	1.029***	1.025***	סדר דרגה
	1.002		1.117***	השינוי בשכר מאיו הכניתה לשירות
	1		1	השכר בכניסה לשירות
1.08***	1.083***	0.503***	0.501***	מספר השנים בשירות
0.681***	0.681***	0.522***	0.513***	הגיל
1.004***	1.004***	1.007***	1.007***	הגיל בריבוע
0.999	0.998	1.009***	1.007***	השינוי בשכר לעומת השנה הקודמת
				פיקוח על שנתן הצטרופות
	לא	כן	כן	פיקוח על משרדים
	כן	כן	כן	פיקוח על דירוגים
תצפיות "טובות": 1,994 תצפיות censored: 3,846	5,129	5,087		מספר תצפיות

המקור: נתונים בנק ישראל. האומדיים מוצגים במונחי יחס סיכויים (odds ratio). מספר התצפיות קטן מזה שבולה;
3 בשל נתון חסר באחד מהמשתנים המסבירים ברגרסיה. *** p-value מ-0.01; ** p-value מ-0.05; * p-value מ-0.1.

²⁶ למעשה, ישנו נציגים שעזבו לאחר 8 שנים, וגם תצפיות אלה מקובלות – על פי ההגדרה – את הערך 0. בדكتי גם את
המקרה שבו 8 שנים מוגדרות כמספר השנה המקסימלי, והතוצאות דומות מאוד.

²⁷ זאת כפי שעולה מאמידת המודל על התצפיות שאין censored בלבד. התוצאות לא מוצגות כאן.

הבדלים בין שתי הטכניקות בתוצאות האמידה בולטים למדי, הן בכיוונים והן בגודלים. המשנה המרכזית – מעבר לחוזה אישי – משפייע שלילית על סיכוי העזיבה ברגרסיות Logit (odds ratio) שקטן מ-1; טור 1) וחובבנית ברגרסיות Cox (טור 3). תופעה דומה התגלה גם לגבי מספר השנים בשירות. באומדי השפעת המין, לוג השכר הריאלי, הוותק, סדר הדרגה, הגיל והגיל בריבוע לא משתנה כיון להשפעה אלא רק גודלה. לעומת זאת, משתנה ה-proxy למצוינות איבד את מובהקות השפעתו. יתר על כן, השוואת טורים 2 ו-4 מוכיחה שרגרסיות Logit רגישה הרבה יותר למתאימים הגבוה בין משתנה המצוינות למעבר לחוזה אישי: כאשר לא מכילים את משתנה המצוינות, וכך המעבר לחוזה אישי תופס לבוזו, ורק במידה מסוימת את איקות העובד, השפעת המעבר לחוזה אישי על סיכוי העזיבה הופכת לחובבנית, אמונם עם value-k של 9 אחוזים בלבד. לעומת זאת, תרגיל דומה שנעשה ברגרסיות Cox מוכיחה שתכנית זו כמעט אינה רגישה לשינוי.

מ אין נובעים ההבדלים בתוצאות של שתי הטכניקות? בלי להיכנס להסביר פרטוני של כל הבדל ניתן לומר, כפי שהוסבר בחלק התיאורטי, כי ההבדלים מקורים בהתייחסות שונה לעובדים שנשארו עד 2009 – אם הם חלק מהאוכלוסייה שעלה נאמד המודל אותם לאו; ואם הם אינם נכללים בה, אם ראוי להתעלם מעובדים אלה, או שיש בהם מידע חשוב שאותו אפשר לנצל. במקרה הנוכחי, שבו מספר התצפויות שהן censored גדול (3,846) תצפויות, המחלוקת בערך שווה? בין העובדים שעברו לחוזה אישי לעובדים שלא עברו, להבדיל בין הטכניקות יש משמעות, והוא עשוי להיות הגורם להבדלים הניכרים בתוצאות. על כן, באופן כללי, ניתוח שרידות שימוש במודל Cox עדיף על שימוש ב- Logit, ובפרט במקרה הנדון כאן, שבו ההבדלים בין הטכניקות אקטואיטים.

אולם ניתוח לעיל אינו מספק: כפי שהוסבר לעיל, חוזה אישיים עם עובדים פעילים נחתמים במטרה להשאירם במערכת על ידי העלה משמעותית של שכרים, ת Zuk ויתוריהם מסויימים מצדם. כדי לבדוק אם שיטה זו אכן צלחה יש לדעת متى העובד היה עוזב ללא נתום עמו חוזה אישי. הסתכלות על כלל העובדים שלא קיבלו חוזה אישי איננה מספקת, כי תיתכן סלקציה, שימושה גם על הסיכוי לקבל חוזה אישי וגם על משך השירות. זו נובעת בעיקר מהרעיון שבבסיס החוזה האישי, מנוקדת המבט הרשמי: שמירה על העובדים מעתיקיים במערכת. משמע שעיר הבדל בין העובדים שקיבלו חוזה לאלו שלא קיבלו הוא באיכותם – מצטיינים לעומתם לא מצטיינים – ולאיכותם עשויה להיות השפעה (שכיוונה אינו ודאי) גם על משך השירות. על כן אנו פונים לצירוף קבוצת ביקורת בשיטת PSM, שהוסבירה לעיל. Pregamit and Veum (1999), שבחן אמפירית את השפעת הקידום על משך התעסוקה, לא תיינו את בעיית הזיהוי, בשיטת PSM או בכל שיטה אחרת, ועל כן ממצאים, כמו אלו שהוצעו לעיל, מוטים. אם החוזה האישי לא נתקבל באופן מקרי, הרי גם מנוקדת המבט הלא רשמי יש הבדל כלשהו בין העובדים שקיבלו לאלה שלא קיבלו – אמונם לא בהכרח הבדל באיכותם – וושיטת PSM תסייע להתגבר על הבדל זה.

תחליה יש לזהות את העובדים שליהם הסתברות הגובהה ביותר לקבל חוזה אישי אך הם לא קיבלו. כיוון שאין אפשרות לדעת לאלו העובדים בכלל הוציאו חוזה אישי, עובדים שרק עם חלום החוזה נתום בפועל, הסתברות לקבלת חוזה תיאمد על ידי ניתוח הקשר בין המשתנים הנכפים להסתברות לקבלת חוזה.

האוכלוסייה היא אותה אוכלוסייה כפי שהוגדרה לעיל, בשלושה הבדלים מרכזיים: הויאל ואנו מעוניינים רק בהסתברות לעבור לחוזה אישי בשנים מסוימות, לא החלתי את המגבלה על מעבר

לחוזה אישי בהמשך הקריירה, שכן זה אינו רלוונטי. כמו כן, עובד שלא קיבל חוזה בשנת 2001 ונשאר במקום העבודה מופיע בסיס הנתונים פעמיים – פעם אחת כ"موظוד" לקבל חוזה בשנת 2001 ופעם נוספת כموظוד לקבל חוזה בשנת 2002. הבדן נוסף הוא החלטת המגילה של שנות השירות (לא יותר מ-10) על כל האוכלוסייה ולא רק על העוברים, כי, כאמור, יש לכך השפעה על ההחלטה לעבור לחוזה אישי. סטטיסטיקה תיאורית של אוכלוסייה זו על פי המשתנים המרכזיים שבהם ייועשה שימוש ברגסיה ההסתברותית מוצגת בלוח 5. הממצאים הם לשנה שקדמה או מעבר או לאפשרות-למעבר (כלומר 2000-2001).

ЛОח 5 – סטטיסטיקה תיאורית של כלל האוכלוסייה בשנה הראשונה שבה הם מופיעים במדוגם, העוברים לחוזה אישי ואלה שלא עברו

המשתנה	העובדים הכלליים	העובדים שאינם שעבורו לחוזה אישי	העובדים שעבורו לחוזה אישי	העובדים שעבורו לחוזה אישי
N	9,241	9,062	179	לחוזה אישי
הגיל	39.2	39.4	31.6	
הוותק	11.1	11.2	3.6	
סדר-הדרגה	39.3	39.5	28.6	
שיעור הנשים	0.60	0.61	0.49	
שכר הכלול הריאלי	9,818	9,845	8,447	שכר הכלול הריאלי
שיעור העובדים במשדרים הכספיים לנכיבות שירות המדינה	0.74	0.74	0.95	שיעור העובדים במשדרים הכספיים
שיעור השירותים הממוצע בשכר מאז הכנסתה לשירות	8.4	8.3	13.1	שיעור השירותים הממוצע בשכר מאז הכנסתה לשירות
סדר הדרגה חלקי בוותק	7.0	6.8	15.9	סדר הדרגה חלקי בוותק

המקור: נתוני בנק ישראל.

לניתוח ההסתברות למעבר לחוזה אישי לצורך *propensity score* לכל תצפית, הלכתי בדרך הפופולרית שהציגו (1999), Dehjia and Wahba, ובחרתי להשתמש במודל Logit, שבו המשתנה התלוי הוא אם העובד עבר לחוזה אישי בשנה $t+1$, והמשתנים הבלתי תלויים הם המשתנים הנצפים של הפרט בשנה $t-1$. רשימת משתנים אלה כוללת את מגן העובד, גילו וגילו בריבוע, הוותק והוותק בריבוע, סדר-הדרגה וסדר-הדרגה בריבוע ולוג השכר הכלול הריאלי שלו.²⁸ נוסף על כך נכללו גם כמה משתנים על סביבת העובד – אחוז בעלי החזזים האישיים במשרדו של העובד, אחוז בעלי החזזים האישיים ביחידתו, משתנה דמי, המקבל ערך 1 אם הבכיר ביחידתו של העובד, אחוז בעלי החזזים האישיים ביחידתו, משתנה דמי נוסף המקבל את הערך 1 אם המשרד כפוף לנכיבות שירות המדינה.

שני משתני *proxy* למצוינות נבחנו במודל ההסתברותי: האחד, כפי שהסביר לעיל, הוא שיעור הקידום בשכר הבסיס מהכנסה לשירות הציבורי ועד עבר המעבר; השני הוא סדר הדרגה חלקי הוותק, בהנחה שעבור שני עובדים עם אותו ותק סדר הדרגה של העובד המרכזי יהיה גבוהה יותר. התוצאות המרכזיות של האמידה מוצגות במונחי יחסים סיציאליים בלוח 6.

²⁸ בידי גם נתונים על המצב המשפחתי של העובד, אולם בדיקה העלתה של משתנה זה אין השפעה, והרוווח במונחי טיב ההתאמה הוא אפסי. לעומת זאת, הערות של הכללת משתנה זה היא שבקבוצת הביקורת, הנוצרת על בסיס אומדי הרגרסיה הכוללים אותו, לא ניתן לבצע אמידה מדוייקת של מודל Cox עם זמני אירעושווים, אלא להשתמש בשיטות קירוב שונות, כפי שהסביר בסעיף 3.1.3. על כן החלטתי לא לכלול משתנה של מצב משפחתי. להחלטה זו אין, כאמור, השפעות ממשיות על התוצאות.

²⁹ הבכיר ביחידה הוגדר כעובד בעל השכר הגבוה ביותר.

ЛОח 6 – תוצאות אמידת רגסיטי Logit על הסתברות לעבור לחוזה אישי

(2)	(1)	
2.691*** (0.3577) 0.466*** (0.1759)	2.041** (0.3604) 0.522*** (0.1796)	כפיפות לנכיבות שירות המדינה
	0.951** (0.0246)	אישה
	1 (0.000355)	סדר-דרגה סדר-דרגה בריבוע
0.869 (0.116)	1.002 (0.1339)	גיל
1 (0.00154)	1 (0.00176)	גיל בריבוע
0.825 (0.2822)	1.26 (0.2977)	לוג השכר הריאלי
	0.826** (0.0782)	הוותק
	0.999 (0.00439)	הוותק בריבוע
1.016*** (0.00503)		משתנה מצוינות: סדר-דרגה / הוותק
1.01*** (0.00276)	1.01*** (0.00262)	משתנה מצוינות: שיעור השינוי הממוצע בשכר מאז הכנסתה לשירות
1.029*** (0.00697)	1.038*** (0.00723)	ח祖 בعلي החוזה האישית במשרד
1.04*** (0.00446)	1.039*** (0.00455)	ח祖 בعلي החוזה האישית ביחידה
1.026 (0.2119)	1.223 (0.2189)	האם לבכיר ביחידה יש חוזה אישי?
8,671	8,671	מספר התצפיות
0.260	0.296	McFadden's pseudo R-squared

המקורה: נתוני בנק ישראל. האומדמים מוצגים במונחי יחס סיכויים (odds ratio). טעות התקן בסוגרים. *** p-value מ-0.01; ** p-value מ-0.05; * p-value מ-0.1.

את המשתנים המשפיעים ניתן לחלק לשתי קבוצות: קבוצה אחת היא של משתני הפרט. בקבוצה זו נראתה (טור 1) כי משתני סדר הדרגה והוותק משפיעים, אך במידה שלילית: ככל שעבוד בכיר יותר בסולם הדרגות, או ותיק יותר במקום העבודה, סיכויו לקבלת חוזה אישי נמוכים יותר. מטoor (2) עולה כי היחס ביןיהם – המשמש גם proxy להצטיינות – חיובי: ככל שהעובד הגיע לסדר-דרגה גבוהה יותר בזמן שירות קצר יותר סיכויו לקבל חוזה אישי גבוהים יותר. לוג השכר אינו משפיע במידה מובהקת, וגם הגיל לא. לעומת זאת למן העובד השפעה משמעותית ביותר: סיכויו של גבר לקבל חוזה אישי גבוהים פי שניים מסיכויה של אישה. מובהקותם של שני משתני המצוינות מחזקת את נקודת המבט הרשמית, ש לפיה אלה הזוכים בחוזה אישי הם העובדים המציגים יחסית, אף כי השפעת ההצטיינות על הסתברות לקבלת חוזה אישי אינה גדולה: יחס הסיכויים למשתני המצוינות הוא 1.01 לשיעור השינוי הממוצע בשכר מאז הכנסתה לשירות" ו-1.016 לשדר-דרגה חלקי הוותק".

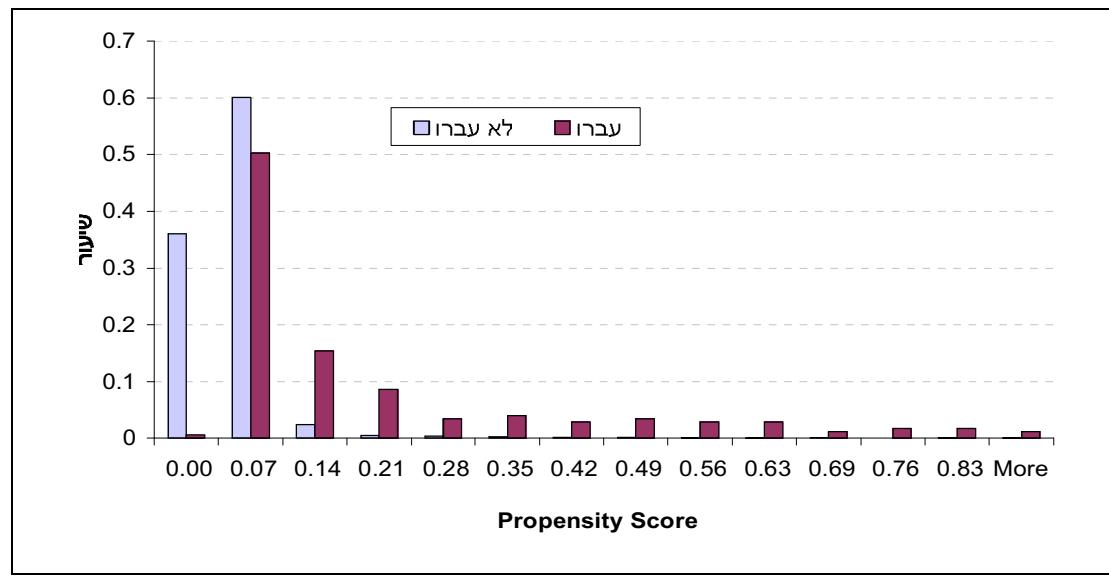
הקבוצה השנייה היא של מאפייני מקום העבודה. סיכויו של עובד שמשרדו כפוף לנכיבות שירות המדינה (שלא כמו, למשל, עובדי הכנסת, בקרות המדינה ועוד) לקבל חוזה אישי גדולים פי שניים

ויתר מסכויו של עובד שמשרדו לא כפוף לנכיבות. כן בולטת ביותר השפעת השיעור של בעלי חוות אישי במשרד וביחידה של העובד, דבר שיש בו כדי להעיד על ריכוזיות של החזים האישיים במשרדים מסוימים.³⁰ התוצאה עשויה לשקף את טענותם של Brown and Sisson (1975) שעובדים נוטים להשווות את שכרם זה עם זה, במיוחד בסביבה קטנה יחסית (למשל ברמת היחידה) ועל כן שכיחות גדולה יחסית של חוות אישים במקומות העבודה תביא להפעלת לחץ גדול יותר על המעסיקים מצד עובדים שלא קיבלו חוות אישי במטרה לקבל זהה. לעומת זאת, לעובדה שהבכיר ביחידה בחוות אישי או לא אין השפעה על הסיכוי לקבל חוות אישי.

בהעדר ערך R-squared ברגRESSEDIT, ניתן לבדוק את כוח ההסביר של המודל בעוראת STATISTICALS המדמים ערך כזה (McFaddens's R-squared). שימוש ב-Pseudo R-squared Logit שבנה מעלה כי כוח ההסביר של מודל (1) הוא 0.296³¹. זה ערך גבוה, יחסית לרגRESSEDIT Logit שבנה משתמשים במסגרת ניתוח PSM, והוא מחזק במידה מסוימת את הנחתה 1, הנחתה CIA. נציין כי נבחנו ספציפיקציות נוספות של המודל,³² אולם ההבדלים אינם גדולים, הן במובוקות התוצאות הנילו והן בתוצאות הסופית המרכזית.

בහינתו המודל הסתברותי³³, ניתן כעת להנימק "ציוון", או הסתברות, לכל תצפית במדגם על סמך המשתנים הנכפים. איור 5 מציג את ההיסטוגרמה של הסתברויות לגבי העובדים שעברו לחווה אישי ועבור אלה שלא עברו.

איור 5: ההיסטוגרמה של הסתברויות העובדים לעבר לחווה אישי



המקור : נתוני בנק ישראל.

³⁰ הבאת החתפלגות של חוות אישים על פי משרדים אינה אפשרית, מפאת רגישות הנתונים.

³¹ שיטות אחרות להערכת כוח ההסביר נונאות ותוצאות דומות.

³² הכללת המשתנה "השנים בשירות בפועל"; הכללת משתני מצוינות יחסיים בתוך משרד/יחידה.

³³ המודל שבו נעשה שימוש הוא זה שאומדינו מוצגים בטבלה (1), משום שהוא כולל הן משתני פרט למופרטים יותר (סדר הדרגה והוותק) והן משתנה מצוינות, ב嚷גון למודל בטבלה (2), שבו משתני הפרט מתרגומים למשתנה מצוינות נוספת. כמו כן, ערך R-squared בריבוע המלאכותי גבוה יותר. החשש להטייה במשתנה המצויונות כתוצאה מהחסמי שכר גדולים שהעלו את השכר באופן שאינו משקף הנסיבות הופך לאחר שגורסיה עם שליטה על שנת החצרפות הניבה תוצאות דומות.

התוצאה החשובה העולה מאיור זה היא קיומו של Common Support, כלומר טווח שבו ההסתברות לקבל חוזה אישי אצל אלה שקיבלו דומה להסתברות אצל אלה שלא קיבלו.³⁴ קיומו של טווח זה מאמת את הנחה 2, ועשוי להעיד כי ישם עובדים ש מבחינות נטווניהם האישיים (כולל נתוניים בלתי נצפים כגון האיכות וכוח המיקוח) והסבירתיים היו ראויים לקבל חוזה אישי אך לא קיבלו. עובדים אלה יכולים לשמש כבוצת ביקורת, שתאפשר לאמוד באופן בלתי מוטה את השפעת החוזה האישי על אופק השירות, כפי שהוכח בחלק ההיסטורי.

במטרה לייצר כבוצת ביקורת טובה יש להתאים לכל עובד שקיבול חוזה אישי עובד התואם לו במאפייניו האישיים שלו קיבל. כפי שהוכיח לעיל, ההתאמה לא צריכה – גם לא יכולה – להתבסס על שוויון בכל מאפיין; אלא מספיק שההסתברות החזואה תהיה דומה. ישן כמו וכמה שיטות זיוג, ופה ייעשה שימוש בשיטה המתאימה לכל עובד שקיבול חוזה אישי עובד אחד שלא קיבל חוזה כזה.³⁵ ההתאמה נעשית בשיטת Nearest Neighbor³⁶: נלקח העובד בקבוצת הביקורת שההסתברות החזואה שלו היא הקרובה ביותר לו של העובד בקבוצת הטיפול, אם נמצא בקבוצת הביקורת צפיפות שהיא המתאימה ביותר לשתי צפיפות (או יותר) בקבוצת הטיפול, היא מותאמת לשתייה. הבחירה נעשתה רק מתוך העובדים שהמשיך הקריירה שלהם לא קיבלו טיפול, כלומר לא עברו לחוזה אישי. בשיטה זו מובטח שלכל עובד בקבוצת הטיפול זיוג עובד מקבוצת הביקורת.

בבסיס הנתונים מכיל אפו 350 עובדים³⁷, מחציתם עובדים שעברו לחוזה אישי ומהחצים לא. כפי שהסביר לעיל, אוכלוסיית העוברים (קבוצת הטיפול) כוללת עובדים שעברו לחוזה אישי בשנת 2001 או בשנת 2002, ואוכלוסיית הלא העוברים (קבוצת הביקורת) נבחרה בשיטה האמורה מתוך כלל העובדים בשנים 2001 ו-2002, והתנאי הנדרש הוא שעד שנת העזיבה, או עד שנת 2009, הם לא עברו לחוזה אישי.

בלוח 7 מוצגים ממוצעי המשתנים המשבירים בקרב העובדים שעברו לחוזה אישי, כל העובדים שלא עברו וקבוצת הביקורת שנבנתה בשיטה הניל. ניתן לראות כי שיטת ההתאמה יצרה קבוצת ביקורת טובה מבחינת הדמיון בין הממוצעים: מבחן χ^2 מראים כי לא ניתן לדחות את ההשערה כי אין הבדל בממוצעי המשתנים בין שתי הקבוצות. האיזון שנמצא בין הקבוצות מאפשר CUT לאמוד את ההשפעה של קבלת החוזה האישי על משך השירות.

³⁴ גם לגבי הטווחים גדולים מ-0.23 יש צפיפות לקבוצת הלא העוברים, אך אלה אין נראות באיוור בגלל קנה המידה.

³⁵ בשיטה זו יש חשיבות לסדר הцеיפויות, ועל כן סדרן נקבע באופן רנדומלי.

³⁶ אחת השיטות שהציגו Deheja and Wahaba (1999) להתאמה בין צפיפות בקבוצת הביקורת לцеיפות מקבילות בקבוצת הטיפול.

³⁷ אמנים שנים 179 עובדים שעברו לחוזה אישי אך ל-4 מתוכם היו נתוניים חסריים ולכן propensity score שלהם לא חשוב.

לוח 7 – סטטיסטיות תיאורית של קבוצת הטיפול, קבוצת הביקורת וכל האוכלוסייה

(1)= השערה: (2)	(4) ערך t לבחינת השערה:	(3) כל האוכלוסייה – לא עברו לחוזה אישי	(2) קבוצת הביקורת – לא עברו לחוזה אישי	(1) קבוצת הטיפול – עברו לחוזה אישי	
		9,062	175	175	N
0.25	0.74	0.95	0.95		כפיות לניצבות שירות המדינה
-1.07	0.61	0.49	0.43		אישה
-0.23	39.55	28.76	28.40		סדר-דרגה
-0.2	1,820	1,032	1,011		סדר-דרגה בריבוע
1.2	39.36	31.56	32.35		גיל
1.32	1,645	1,026	1,093		גיל בריבוע
-0.93	9.12	8.99	8.96		לוג השכר הריאלי
-0.52	11.25	3.66	3.49		הוותק
-0.93	210.92	23.6	20.0		הוותק בריבוע
0.38	8.33	13.33	15.51		משתנה מצורנות: שיעור השינוי המוצע בשכר מАЗ חנינה לשירות
-0.68	5.59	16.28	15.26		ה אחוז של בעלי חוזה אישי במשרד
-0.49	2.84	23.25	21.80		ה אחוז של בעלי חוזה אישי ביחידה
-0.32	0.20	0.49	0.47		האם לבכיר ביחידה יש חוזה אישי?

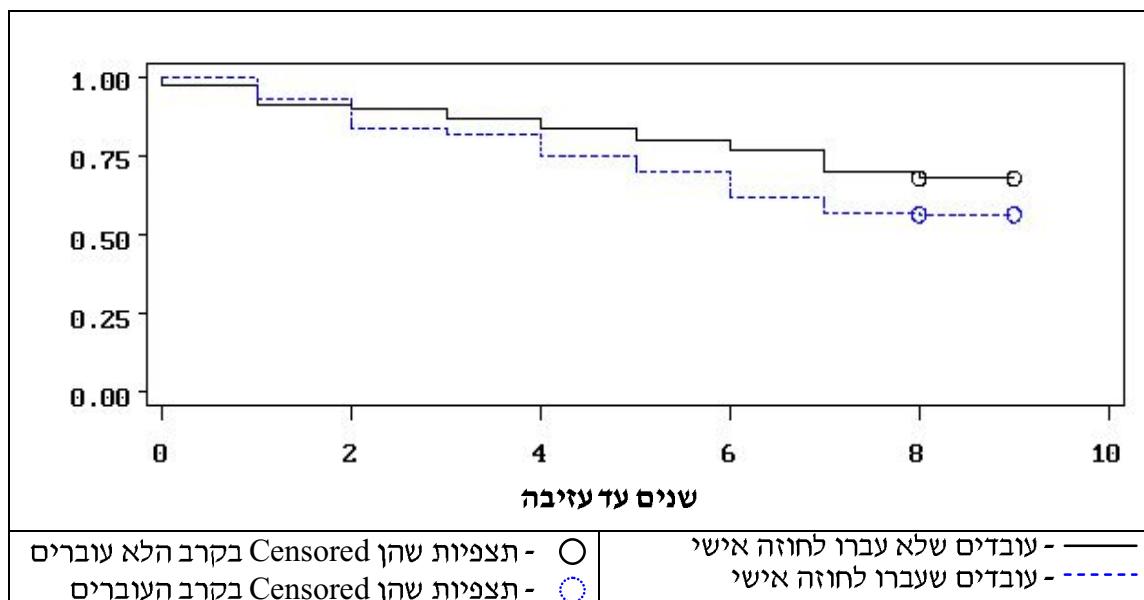
המקור: נתוני בנק ישראל.

המחשה ראשונית של פרופיל משכי השירות השונים ניתן לראות באIOR 6, המוכר כגרף-Kaplan Meier על פי מאמרם של Kaplan and Meier, 1958 (Kaplan and Meier). באIOR זה מוצגת פונקציית השרידות של שתי הקבוצות – אלו שקיבלו חוזה אישי ולא ללא קיבלו. ניתן לראות את פרופיל העזיבה המיוחד לשתי הקבוצות בלוח 8: שנה 0 היא השנה הראשונה לאחר שנת קבלת החוזה האישית (2001 או 2002). מובן שככל מקבל החוזה האישית נשארו, שהרי זו קבוצת הטיפול עצמה, אולם בין העובדים שלא קיבלו חוזה אישי, נשארו רק 97.7 אחוזים; לעומת זאת 2.3 אחוזים מהעובדים שהיו – על פי מאפייניהם – מועמדים לקבל חוזה אישי ולא קיבלו אותו את המניהל הציורי בשנת העוקבת. אחוזי השרידות נמוכים יותר אצל העובדים שלא קיבלו חוזה אישי גם בסنة העוקבת, אולם מאז נראה כי עובדים שעברו לחוזה אישי נטו לעזוב יותר. בשנת השמינית (שבוער מקבל החוזה בשנת 2002 היא האחורה שנמצפה) נמצאים 68 אחוזים מהעובדים ללא החוזה, ו- 56.6% מהעובדים עם החוזה.

הבעיה המתעוררת לגבי העובדים שעזו בسنة הראשונה (2.3 אחוזים) היא שאלת הרכב קבוצה זו: האם מדובר בעובדים שלא הוציא להם כלל חוזה ועזבו, בacellularה שהוצע להם חוזה אך סירבו ועזבו, או בתמיהיל כלשהו של שתי הקבוצות? קבוצת ביקורת טוביה היא זו המורכבת רק מעובדים שלא הוציא להם חוזה, שכן אז אפשר לתלות את עזיבתם בעובדה שלא נכנסו לקבוצת הטיפול באופן מקרי, שאינו תלוי בהם. אולם הויאל ואין ביכולתי לבדוק זאת אמפירית, בדקתי מה צריך להיות החלק המינימלי של קבוצה זו אשר לגבי עדין תקופה התואמת שלפיה בשנתיים הראשונות אלה שלא קיבלו חוזה נוטים לעזוב יותר. מהחישוב עולה כי חלק זה עומד על 20 אחוזים: אם לפחות 20 אחוזים מכבוצת העובדים בשנתיים הראשונות עזבו מושם שלא הוציא להם חוזה אישי, הרי שהتوزאה בדבר נטייתם של הללו-מקבלים לעזוב יותר בשנתיים הראשונות אכן תקופה.

משמעותה זה עולה כי השפעתו של החוזה האישית – במובן של השארת העובדים לתקופה ארוכה יותר – פועלת לכל היותר במשך שנים אחדים (השנה שבה הוא עבר לחוזה ועוד שנה אחת), ואילו במהלך השנה שאחריה, וכן באלו הבאות, העובדים שעברו לחוזה אישי נוטים לעזוב יותר. דיון בתוצאה ייירץ בפרק 4, לאחר שנבננס את ממצא זה.

איור 6 : גרפ Kaplan-Meier לניטוח אחוזי שרידות העובדים במקום העבודה



לוח 8 – אחוז העובדים שנשארו אחרי מספר שנים

השנה	לא עברו לחוזה אישי	מעברו לחוזה אישי
0	0.977	1
1	0.914	0.931
2	0.897	0.840
3	0.869	0.817
4	0.834	0.749
5	0.800	0.697
6	0.766	0.617
7	0.697	0.571
8	0.680	0.566

המקורה: נתוני בנק ישראל.

כדי לבדוק את מהימנות הממצא נבחנה מובהקות ההשפעה של קבלת חוזה אישי עד השנה השנייה באמצעות שני מבחנים סטטיסטיים מקובלים: מבחן Log-Rank (Mantel, 1966) ו מבחן Wilcoxon (Gehan, 1965). לפי שני המבחנים ניתן לדוחות את השערת האפס ברמת מובהקות הנמוכה מחמישה אחוזים; זאת אומרת שהקבוצות נבדלות זו מזו, והעוברים לחוזה אישי נשאים יותר זמן בתחילת התקופה. (זאת בנסיבות להערכה דלעיל על הרכב העוברים). בדיקה דומה נערכה כדי לבדוק את ההבדל בין הקבוצות מהשנה השנייה ואילך, וגם כאן הסטטיסטיים מעידים על מובהקות של ההבדל, אף כי חלשה מעט יותר (בין 5 ל-10 אחוזים).

אולם המסקנה הנגזרת מניתוח בשיטת Kaplan-Meier איננה מספקת: היא מתבססת על ניתוח ממד מסביר אחד – השיווק לקבוצת הביקורת או לקבוצת הטיפול – בעוד של החלטה לעזוב משפיעים גורמים נוספים, שרובם משתנים עם הזמן. בנסיבות מונחים, כמשמעותם בעלי פוטנציאל להשפיע על ההחלטה לעזוב, את השכר, ההתקדמות בשכר, הגיל והgendre, ואלה אינם כללים בנייהו האמור; יש להרחיב אפוא את מסגרת הניתוח. לשם כך אעשה שימוש במודל הרוגסיה של Cox, שיתרונותיו פורטו לעיל, וניתן להכליל בו משתנים תלויי זמן. המשתנים המסבירים במודל זה הם משתני הפרט ששימשו ברגסיטות על האוכלוסייה הלא מזוגת (תוצאות האמידה בלוח 4), וכן משתנה נוסף: לג תקציב המדינה לאומה שנה (במחקרים ריאליים של 2007³⁸, משתנה מהוות proxy לאיוצי תקציב כדי לבחון אם איוצי תקציב משפיעים על עזיבה של עובדים, ובפרט – לבדוק אם השפעת המעבר לחוצה אישי נחלשת עם הכללת משתנה זה; היחסותה עשויה ללמוד שעובדים בעלי חוזה אישי יהיו הראשונים לעזוב במצב של איוצי תקציב, בגל הגמישות הגדולה יותר שבהעסקתם. תוצאות הרוגסיה במונחים של Hazard Ratio מוצגות בלוח 9.

האומד של המשתנה המרכזי במאמר זה – עבר לחוצה אישי – מעלה מסקנה ברורה: סיכון העזיבה של עובד שעבר לחוצה אישי גבוהים במידה ניכרת מalto של עובד שלא עבר – פי 2.78. תוצאה זו גבוהה כמעט כמעט פי שניים מזו שבטור (3) בלוח 4, מה שמעיד כי ההתייה הנובעת מוהසלקציה היא שלילית.³⁹ אולם בחינה נפרדת לשתי התקופות המשתקפות באירור 6 מעלה כי התמונה באירור מדויקת: בשנתיים הראשונים סיכוןו של עובד שעבר לחוצה אישי נמוכים באופן מובהק מalto של עובד שלא עבר. סדר הגדל של השפעת החוצה הוא כ-5 אחוזים, משמע שסיכון העזיבה של עובד שקיבל חוזה הם רק 5 אחוזים מalto של מקבילו שלא קיבל. האוכלוסייה השלישית היא האוכלוסייה שנשארה לפחות 3 שנים. גם הממצא לגבי מובהק: סיכון העזיבה של עובד בעל חוזה אישי גדולים פי שישה (בממוצע) מalto של עובד ללא חוזה אישי. אירור 6 מספק אפוא תמונה אמיןה של השוני בדינמיקה בין עובדים מסוימים משתי הקבוצות, ותוצאות הרוגסיה מינות לכך משמעותיות מספריות. אמידת המודל עם משתנה התקציב ובלעדיו (לא מוצגת כאן) לא משנה משמעותית את התוצאות, מה שמחליש את ההשערה שהעובדים הראשונים לעזוב במקרה של איוצי תקציב הם בעלי החוצה האישי.

לוח 9 עולות מספר מסקנות נוספות לגבי הגורמים לעזיבה. ראשית, ניכר כי למין העובד השפעה מכרעת על הסיכויים לעזוב: הסיכון של נשים לעזוב הוא כ-50 אחוזים מזו של גברים, אולם הממצא איננו מובהק בשנתיים הראשונות. שנית, גם לגיל העובד ולגיל העובד בRibivo השפעה משמעותית ולא ליניארית. הסיכון לעזוב יורך עם הגיל, אולם החל מסביבות גיל 37 השפעה נעשית חיובית, ומשמעותה שהסיכון לעזוב עולה. גם ממצא זה אינו מובהק בשנתיים הראשונות. למשתנה *the-hazard* מצוינות, שיעור השינוי בשכר מאז הכניסה לשירות, השפעה מובהקת בכל אחת מהת-האוכלוסיות, וכיום אחד: עובדים "מצוינים" יותר נוטים יותר לעזוב.

³⁸ תקציב רגיל לחוצה. كالטרנטיבה נבחן شيئا כוח האלים במשדי הממשלה, אך אמידה זו לא שינתה את התוצאות.

³⁹ אף שהאינטואיציה אומרת שבהעדיף סלקציה על פי איות העובד המעביר לחוצה אישי ישפייע פחות (בחנחה שעובדים איקוטי יותר לעזוב יותר), הדברים אמרויים לו בכלל ברגסיטות רק משתנה הטיפול (מעבר לחוצה אישי). ברגסיטיה רב-משתנית כיוון ההתייה מושפע לא רק מהקשר בין המשתנה המושפט (איות העובד) למשתנה המסביר (המעבר) ולتوزאה, אלא גם מהקשר בין זה המושפט לשאר המשתנים, ועל כן לא מתקבלת התוצאה האינטואיטיבית.

לוח 9 – תוצאות מודל Cox לאמידת הגורמים המשפיעים על ההסתברות לעזוב

(4)	(3)	(2)	(1)	
רַק עֲבָדִים שְׁעִבָּרוּ לְחוֹזָה אִישָׁי	שְׁלֹשׁ שָׁנִים וּמָעוֹלָה	עַד שְׁנָתִים	כּוֹלָם	
6.549***	0.049**	2.789***	עַבְרֶל לְחוֹזָה אִישָׁי	
0.59*	0.394***	0.55	0.562**	אִישָׁה
0.26**	0.082***	0.491	0.384**	לוֹג הַשְׁכָרָה
0.969	0.971	1.054	0.972	חוֹזָה
1.004	1	0.983	1.005	סְדֵר-חֶדְרָגָה
1.015	1.046**	1.039**	1.006	שִׁיעֻר הַשְׁינָוי בְּשְׁכָר מִאֵז הַכְּנִיסָה לְשִׁירָות
1	1	1.001	1	הַשְׁכָרָה הַרִּיאָלִי בְּכִנִּיסָה לְשִׁירָות
0.021	0.739	0	0.036	לוֹג תְּקִצְבֵּה הַמִּדִּינָה (רִיאָלִי, מִחְרִי 2007)
1.883	6.92		4.677	הַמִּשְׂרָד כּוֹפֵר לְנִצְיוֹת שִׁירָות הַמִּדִּינָה
1.005	1.068	1.256	0.908	הַשְׁנִים בְּשִׁירָות
0.738	0.548***	0.753	0.735**	הַגִּיל
1.004	1.008***	1.003	1.004***	הַגִּיל בְּרִיבּוּעָה
1.001	1.01	1.002	1.001	הַשְׁינָוי בְּשְׁכָר לְעֹומֶת הַשָׁנָה הַקוֹּדֶמת

המקורה: נתונים בנק ישראל. האומדדים מוצגים במונחי יחס הסיכון (hazard ratio) לעזיבה. *** p-value קטן מ-0.01; ** p-value קטן מ-0.05; * p-value קטן מ-0.1.

תשומת לב מיוחדת יש להזכיר למשתנים הקשורים לשכר העובד ולהתקדםתו. גובה השכר מקטין את הסיכון לעזוב, אולם לשיעורי השינוי בשנה האחרונות, בשנים מאז תחילת הטיפול או מאז הכניסה לשירות אין השפעה. השפעת גובה השכר לא מובהקת בשנתיים הראשונות, אך מהשנה השלישית ואילך היא מובהקת, ובמיוחד הרבה יותר מאשר בכלל האוכלוסייה. נמצא זה משתלב עם טענתו של Jovanovic (1979) שגובה השכר משפיע על החלטה לעזוב, וסתור ממחקרים אחרים (Topel and Ward, 1992; Munasinghe, 2000), שלפיהם דזוקא לkiemdom בשכר, ולא לרמותו, השפעה על ההחלטה לעזוב. השפעתelog השכר נמצאת מובהקת גם כאשר המודל נאמד על אוכלוסיות העוברים לחוזה אישי בלבד (טור 4). כמו כן נמצא כי ההסתברות של נשים לעזוב נמוכה יותר גם בתת-אוכלוסייה זו, אולם מעבר לכך לא נמצא במודל משתנים נוספים שליהם השפעה מובהקת על העזיבה.

לסיכום חלק זה, שבו שאלת המחקר נענתה ביתר דיוק, ניתן לומר כי בהסתכלות כוללית החזויים האישיים לא הגיעו את מטרתם בקרבת העובדים שקיבלו אותם בשנים 2001 ו-2002. לא נמצא עדות אשר לפיה עובדים שעברו לחוזה אישי נשארו יותר זמן מעובדים מקבילים להם שלא קיבלו חוזה; להפוך: קבלת חוזה אישי מגדילה את הסיכון לעזוב. הסתכלות מדויקת יותר מעלה כי מסקנה כוללית זו מטשטשת הבדל שבכל זאת קיים בין שתי הקבוצות בפרופיל העזיבה: בשנתיים הראשונות העובדים שלא עברו לחוזה אישי נטו לעזוב יותר מאשר שקיבלו, ואילו מהשנה השלישית העובדים בעלי חוזה הם שעזבו יותר מהאחרים.⁴⁰ נשוב אל תוצאות אלו לאחר שנודעה שחן עמידות.

⁴⁰ גם אם מהימנות התוצאה לגבי השנתיים הראשונות מוטלת בספק (בגלל הרכב העובדים בשנה הראשונה), אין בה כדי להחליש את התוצאה המרכזית.

יתכן שההתוצאה לוקה בהטיה מסויימת, שכן הנחה חשובה במתודולוגיה של הערכת השפעות הטיפול הוא העדר השפעה לא ישירה של הטיפול על קבוצת הביקורת (Heckman et al, 1999). אם נניח שלפחות חלק מסוים מקבוצת הביקורת הם עובדים שלא הוציא להם חוזה אישי (אף שהם ראויים לכך), ובקו אחד עם טענתם של Brown and Sisson (1975) בדבר הנטייה של עובדים להשואות זה עם זה – אזי יתכן כי העובדה שעבד אחר, דומה להם, קיבל חוזה אישי ולא קיבלו השפעה על החלטתם לעזוב, ואם כן יש לטיפול השפעה עקיפה על קבוצת הביקורת.⁴¹ על פי היגיון זה ההשפעה היחסית של החוזה האישי על העזיבה גדולה מזו שנכפית, שכן חלק מהעובדים בקבוצת הביקורת עושים זאת בגלל השפעה עקיפה של החוזה האישי, ובלעדיה היו נשארים. התוצאות, הן אף ורק חסם תחthon, ואיילו ההשפעה האמיתית גדולה אף יותר מזו שנכפית. באופן מתון יותר, מתוך הסתכבות מנקודת המבט הלא רשמית, שלפייה שיקולי גמישות – ולאו דווקא אינטואיטיבי – הם המניעים מנהל להציג חוזה אישי, לא נוכל להציג על הצלחה או כישלון של החוזה האישי, אלא רק להציג את התוצאות, שלפיהן חוזה אישי מתואם עם הסביבות גבואה יותר להישארות בשנתיים הראשונות ועם הסביבות נמוכה יותר בשנים הבאות. אינדיקציה לגבי מידת השירות הצפוי של העובד עשויה לסייע למנהל השוקל השקעה בשיפור אינטואיטיבם של עובדים על ידי קורסים, השתלמות וצדומה.

(3.3) עמידות התוצאות וניתוח רגישות

ערעור על מהימנות התוצאות יכול לבוא מרבעה כיוונים מרכזיים: כיוון ראשון של ערעור עלול לנבוע מהעובדת שניתוח משותף לגברים ונשים אינו מקובל בכלכלת העבודה – קל וחומר כשמדבר על החלטות של הפרטים על מסלול הקריירה שלהם, החלטות המתקבלות באופןיים שונים ביוטר בין גברים לנשים. הניתוח הוא, כאמור, תוצאה של מיעוט ציפויות, וניתוח לגבי כל מגדר בנפרד לא מוביל לתוצאות בגלל המדגמים הקטן. עם זאת נראתה בדיקת יציבות עבור הזוג. הואיל ובשיטת הזוג שננקטה כל תכנית מזווגת ל看起來 קרובנה אליה ב"יציון", ללא הבדלי מגדר, נוצרו גם זוגות שבהם התכנית המטופלת היא גבר ותכנית הביקורת היא אישה. אף שבחינה סטטיסטיית ניתן לומר שהזוגות טובים, יש מקום לערער על תוקפו, שכן גברים צריכים להיות מושווים לגברים ונשים לנשים. על כן נעשה ניסיון לזוגות נשים מקבוצת הביקורת לנשים מקבוצת הטיפול, וכך גם עבור גברים. התוצאה היא מדגם של 350 נציגות של זוגות בני אותו מגדר. הרגרסיה על ההסתברות לעזוב אמן נאמנה עבור כלל המדגמים ולא עבור גברים ונשים בנפרד (על מנת מיעוט התכיפות), אולם ניתן לומר שהמודלים כתם מאוזן יותר ומיצג זוגות "אמיתיים" יותר מבחינה מהותית ולא רק סטטיסטיות. התוצאות שהתקבלו מעידות שהמסקנות דלעיל יציבות:⁴²

- 1) חוזה אישי משפייע חיובית על ההסתברות לעזוב;
- 2) בשנתיים הראשונות חוזה אישי משפייע שלילית על ההסתברות לעזוב, ברמת מובהקות של 10 אחוזים;

⁴¹ מנהלים בחברות בריטיות דיווחו שעם שיקוליהם בהענקת חוזה אישי לעובד נמה החשש מירידת מוטיבציה בקרב עובדים שלא קיבלו (Brown et al., 1998).

⁴² את התוצאות המלאות של בדיקת יציבות זו ניתן לקבל מהמחבר.

3) בעבר שלוש שנים ומעלה החוצה האישית שפיע חיוונית על ההסתברות לעזוב ברמת מובהקות של 10 אחוזים.

כיוון שני של ערעור עלול לבוא משיתת היזוג. כדי להפריך ערעור מסווג זה בחנתי מודלים אחרים של זיוג, והתוצאות נמצאו עמידות, כפי שפורסם בנספח א'.

כיוון נוסףינו מטיל ספק בנסיבות התוצאות עצמן, אלא בתקופות החיצונית, דהיינו ביכולת להסביר ממחקר זה על כלל תופעת החוזים האישיים. המגבלה של מחקרים רבים היא ההתקדמות במדגים מסוימים; במקרה זה – עובדים שעברו לחוצה אישי בשנים 2001 ו-2002. האם התוצאות תקפות גם לגבי עובדים שעברו לחוצה אישי בשנים 2003, 2004 וכוכו? הניסיון האמפירי מענות על שאלה זו לא הניב תוצאות חד-משמעות, בשל מיעוט התוצאות ותקופת הזמן הנכפית הקצרה יחסית של המשך השירות. אולם מגמת הירידה בתשואה למעבר לחוצה אישי עשויה להעיד כי התמരיצים להישאר נמכרים מalto שבתקופה הנחקרת, ובහינתן שרמת הקשרים של העובדים העוברים לחוצה אישי לא השתנתה ממשמעותית ניתן לטעון כי השפעת החוצה האישית על פרופיל העזיבה, היא, לפי מחקר זה, חסם תחthon. הצמיחה המוחדשת של המשק הישראלי לאחר המיתון של 2001–2003 עשויה גם היא להשפיע חיובית על פרופיל העזיבה בשנים שלאחר התקופה הנחקרת, וכן גם ההשפעה – לא ברור לאיזה כיוון – של המעבר מפן סייה תקציבית לצוברת. עם זאת, כל האמור לעיל אינו אלא העשרות לא מבוססות, ולשם השלמת התמונה דרישה בוחינה נוספת של הסוגיה, שתסובב על השנים הבאות.

הכוון הרביעי שמננו עלול לצמוח ערעור על מהימנות התוצאות הוא סבירותה של הנחתה CIA. זו שמשה לצורך היזוי ורכיבה המרכזית מחייב לבחון את סבירותה ביתר והירות. משמעות הנחה זו היא, כזכור, אי תלות בין משתנה התוצאה להשמה בקבוצת הטיפול או הביקורת, כאשר מוטל פיקוח על המשתנים המסבירים את ההסתברות להיכל בקבוצת הטיפול, או פיקוח על ה- propensity score שלהם. במילים אחרות: בהינתן פיקוח על המשתנים הנכפים, אין משתנים לא נכפים המסבירים את השוני בהשמה ועלולים להשפיע על משתנה התוצאה, וממילא אין בעית סלקציה, ומהמודל הוא ברזיהו.

במודל לעיל הוטל פיקוח על משתני פרט וסבביה אפשריים המסבירים את הסיכוי להיכל בקבוצת הטיפול, אך קיימת אפשרות שישנם משתנים בלתי נכפים המשפיעים על המעבר לחוצה אישי וכן על החלטה לעזוב, שאינם מובאים בו בחשבון (למשל קשרים טובים עם המנהל, אינטראקציות בלתי נכניות של העובד, אהבת סיכון); ואם כן, להשמטהם עשויה להיות השפעה מהותית על התוצאות. מובן שלא ניתן לשול.AL אפשרות זו באופן מוחלט, אך ניתן לבצע ניתוח רגישות מבוסס סימולציה לתוצאות, כפי שהציגו Ichino et al (2006). הרעיון המרכזי של שיטתם הוא ליצור משתנה ביןארי חדש, שיישקף משתנה בלתי נכפה, ולבחוון את ההבדל בין השפעת הטיפול כאשר כוללים משתנה זה בתהיליך ההתאמנה ובניתו השפעת הטיפול וכאשר לא כוללים משתנה זה בניתוחים. באופן פורמלי, אם מהנחתה CIA התקבל השווון הבא:

$$E[Y_0 | T = 1, X] = E[Y_0 | T = 0, X] = E[Y_0 | X]$$

כעת אנו מניחים ש:

$$E[Y_0 | T = 1, X] \neq E[Y_0 | T = 0, X]$$

אולם:

$$E[Y_0 | T = 1, X, U] = E[Y_0 | T = 0, X, U] = E[Y_0 | X, U]$$

U הוא המשתנה הבלתי נצפה, להלן "המשתנה המפעריך" (confounding variable), שמניחים כי הוא משפייע על ההשמה בטיפול. ההתפלגות של U מאופיינית בעוררת ארבעה פרמטרים:

$$p_{ij} \equiv \Pr(U = 1 | T = i, Y = j, X) = \Pr(U = 1 | T = i, Y = j), \quad i, j \in \{0,1\}$$

כאשר T מקבל 1 אם הפרט הוושם בקבוצת הטיפול ו-0 אחרת, ו- Y הוא משתנה התוצאה, הנמדד גם הוא ב-0 או 1. בהתאם להגדרה זו, כל פרט מקבל ערך מסוים של U , הנכלל במודל ההסתברותי לחיזוי ההשמה בקבוצת הטיפול (קרי קבלת חוזה אישי) ובניתו הגורמים לעזיבה. על תהליך זה חוזרים פעמים רבים (כאמ - 200 פעמים), והتوزואה הממוצעת של השפעת הטיפול מושווית לתוצאה המקורית, ככלומר של המודל ללא U . דמיון משמעותי בין התוצאות יחזק את הנחת CIA, באפשרו לטעון שאם הוושם משתנה בעל משמעות שאיןו נצפה, השמטתו לא משנה במידה ניכרת את התוצאה.

כדי לחת בסיס עם משמעות לערכי p_{ij} , Ichino et al., מציעים לבחור את ערכי p שיקבעו את התפלגות U בדומה להתפלגות של משתנה ביןארי אחר המשפייע על ההשמה לטיפול (למשל מין העובד). את השפעה של U על סיכון ההשמה ועל תוצאות הטיפול אפשר להעריך באמצעות שני הפרמטרים הבאים:

$$\cdot \Gamma \equiv \frac{\Pr(Y = 1 | T = 0, U = 1, X)}{\Pr(Y = 0 | T = 0, U = 1, X)} \quad , \quad \Lambda \equiv \frac{\Pr(T = 1 | U = 1, X)}{\Pr(T = 0 | U = 1, X)}$$

$$\frac{\Pr(Y = 1 | T = 0, U = 0, X)}{\Pr(Y = 0 | T = 0, U = 0, X)} \quad \frac{\Pr(T = 1 | U = 0, X)}{\Pr(T = 0 | U = 0, X)}$$

Γ מודד את השפעה של U במונחים של Odds Ratio ומתקבל מרגסית Logit של משתנה התוצאה על U ועל שאר המשתנים המסבירים את ההסתברות לעזוב, ו- Λ מודד את השפעה של U על הבחירה לקבוצת הטיפול במונחים של Odds Ratio, ומתקבל מרגסית Logit שאומדת את הסיכון לקבל חוזה אישי.

אם המשתנה המפעריך מהווה ערעור פוטנציאלי, צריך להתקיים ש- $p_{01} > p_{10}$ (ל- U השפעה חיובית על משתנה התוצאה), מה שמחיב $\Gamma > 1$, בעוד $\Lambda > 1$ ראה של משתנה המפעריך יש השפעה חיובית על הסיכון להיכנס לקבוצת הטיפול. לצורך יישום הניתוח הניל במחקר זה נדרש שינוי אחד. היות משתנה התוצאה אינו ביןארי לנדרך יישום הניתוח הניל במחקר זה נדרש שינוי אחד. היות משתנה התוצאה אינו ביןארי לנדרך יישום הניתוח הניל במחקר זה נדרש שינוי אחד. היות משתנה התוצאה גודל מערך מסוים:

$$, p_{ij} \equiv \Pr(U = 1 | T = i, I(Y > y^*) = j)$$

ובמושגי עבודה זו – השפעה של U על הסיכון לעזוב עד שנה מסוימת. האמידה תבוצע בעוררת רgresiyt Logit, כפי שנעשה לעיל. אמן רואי היה להעדיף את מודל Cox לאמידה, אולם הכללת מודל זה בניתוח הרגישות המבוצע כאן אינה טריומיאלית וטוענה מחקר ופיתוח מיוחד.

בניתו שיצג להלן התפלגות U נקבע בהתאם לשני משתנים. משתנה אחד הוא שיעור הגברים, שלו השפעה חיובית על ההסתברות לקבל חוזה אישי ($1 > \Gamma$). המשתנה השני מתבסס על סדר-הדרגה: הויאל וסדר-הדרגה הוא משתנה רציף הגדրתי, המשתנה הבינארי מקבל את הערך 1 אם סדר-הדרגה בשנה שקדמה לאפשרות מעבר נמוך מ-35 (מעט מתחת לממוצע סדר-הדרגה באוכלוסייה, העומד על 39) ו-0 אחרת. כפי שיצג בלוח, התפלגות של U הנגרמת ממשתנה ביבاري מלאכותי זה יוצרת את המאפיינים הרצויים של U . כמו כן נבחנו 4 ערכי * y (3 עד 6 שנים). הפרוצדורה הורצה 200 פעמים עבור כל ערך y וממוצע השפעת המעבר לחוזה אישי על משך השירות מוצג בלוח 10, יחד עם הגדים המומוצעים של Λ ו- Γ .

לוח 10 – סיכום ממצאי ניתוח הרגישות

ערכי y (שנת העזיבה המינימלית)					
6	5	4	3		
2.366	1.709	1.16	1.916	ה להשפעה המומוצעת של הטיפול על התוצאה (ATT) ללא המשתנה המפריך ⁴³ (Odds Ratio)	(1)
התפלגות U על בסיס שיעור הגברים					(2)
2.01	1.50	1.20	2.27	ה להשפעה המומוצעת של הטיפול על התוצאה (ATT) ⁴⁴ (Odds Ratio)	(3)
0.38	0.38	0.38	0.39	$\Pr(U=1 T=0,Y=0)$	(4)
0.42	0.46	0.44	0.43	$\Pr(U=1 T=0,Y=1)$	(5)
0.46	0.49	0.41	0.55	$\Pr(U=1 T=1,Y=0)$	(6)
0.56	0.57	0.50	0.50	$\Pr(U=1 T=1,Y=1)$	(7)
1.69	1.67	1.67	1.63	השפעה של המשתנה המפריך על ההשמה (Λ) (Odds Ratio)	(8)
1.41	1.62	1.43	1.32	השפעה של המשתנה המפריך על התוצאה (Γ) (Odds Ratio)	(9)
התפלגות של U על בסיס שיעור המשרדים השיכים לנציבות שירות המדינה					(10)
2.15	1.59	1.26	2.15	השפעה ממוצעת של הטיפול על התוצאה (ATT) (Odds Ratio)	(11)
0.41	0.40	0.41	0.41	$\Pr(U=1 T=0,Y=0)$	(12)
0.43	0.42	0.44	0.44	$\Pr(U=1 T=0,Y=1)$	(13)
0.59	0.61	0.62	0.63	$\Pr(U=1 T=1,Y=0)$	(14)
0.72	0.71	0.81	0.81	$\Pr(U=1 T=1,Y=1)$	(15)
2.89	2.85	2.96	2.82	השפעה של המשתנה המפריך על ההשמה (Λ) (Odds Ratio)	(16)
1.80	1.65	1.73	2.06	השפעה של המשתנה המפריך על התוצאה (Γ) (Odds Ratio)	(17)

⁴³ האומד של משתנה הטיפול מרגרסית Logit ללא המשתנה המפריך על זוגות שהותאמו ללא התחשבות במשתנה המפריך.

⁴⁴ האומד של משתנה הטיפול מרגרסית Logit עם המשתנה המפריך על זוגות שהותאמו תוך התחשבות במשתנה המפריך.

בשורה (1) מוצגת ההשפעה החיובית של המעבר לחוזה אישי על הנסיבות לעזוב עד השנה ^{*} ג'. השוואת תוצאות אלו עם אלו המופיעות בשורה (3) ו-(11) מראות שהבדלים אינם גדולים במיוחד, ובכל אופן אינם שונים בכיוון ההשפעה, והדברים נכוונים לשני המשתנים שעל פיהם נבנתה התפלגות של U. לגבי השנים 5 ו-6 עולה כי ההשפעה הנמדדת ללא המשתנה המפריך (שורה 1) גבוהה מזו הנמדדת כאשר המשתנה המפריך נכלל בניתוח (שורות 3 ו-11). תוצאה זו אינטואיטיבית, שכן אם המשתנה המפריך מתאר משתנה לא נכפה המתואם חיובית עם ההשמה בטיפול ועם התוצאה (שורות 8, 9 ו-17), הרי בהשמטה נכפה לקבל אומדן של השפעת הטיפול המוטה כלפי מעלה, וזה אכן התוצאה המתקבלת. עם זאת, אומדן היתר גבוה רק ב-7 עד 17 אחוזים מהאומדן ה"אמיתי", כך שהמסקנה היא שלטיפול השפעה אמיתית גם אם מנחים ממנו השפעה כלשהי שאינה נצפית.

עבור השנים 3 ו-4 התוצאה היא הפוכה, וממנה עולה כי השפעת הטיפול הנמדדת ללא המשתנה המפריך היא הערכת חסר של ההשפעה האמיתית, זו שנמדדת עם המשתנה המפריך. תוצאה זו אינה ברורה, שכן ההשפעות של המשתנה המפריך על ההשמה ועל התוצאה הן חיוביות, ובහינתן שגים בשנים 3 ו-4 הטיפול משפייע חיובית על העזיבה היינו מצפים למצוא כי בדומה להשפעה שנמצאה בשנים 5 ו-6, הערכת השפעת הטיפול ללא התחשבות במשתנה המפריך מובילת להערכת חסר, ולא להערכת יתר כפי שעולה כאן. ללא הסבר חד משמעי לעניין⁴⁵ נוכל בכל זאת לומר כי עבור שנה 4 ההבדלים קטנים מאוד, כך שעיקר הבעיה מתרכזת בשנה 3. גם אם נראה בתוצאה זו תוצאה בעייתית יש בה רק כדי להציג סימן שאלה על תקופתה של המסקנה לגבי השפעת הטיפול בטוחה הקצר⁴⁶, בעוד שהשפעת הטיפול בטוחה הארוך (כפי שנמדד על ידי הבדיקות ל-5 ו-6 שנים) יציבה.

לא בכדי לא מוצגת כאן המובהקות הסטטיסטיות של ההשפעה. Ichino et al. ציינו, בין היתר בעקבות Imbens (2003), כי הדגש ב厰בחן זה הוא **בהבדלים** בין גודלי ATT בניתוח עם המשתנה המפריך ובלעדיו. לגודל האבסולוטי או למובהקות חשיבות משנה בלבד. בסיכום נוכל לומר כי בדיקה זו מenna יתר תוקף לממצא המרכזי ב厰חקר זה, שכן עולה ממנה שגם הושמט המשתנה כלשהו שהוא בעל השפעה על ההשמה והטיפול (משמעות ה-CIA אינה יציבה), התוצאה המרכזית עדיין יציבה.

4) דיוון, סיכום ומסקנות

החויזים האישיים במנהל הציבורי נוצרו ככלי אחד משימושיו המרכזיים הוא האפשרות להציג שכר גבוה יותר לעובדים טובים מטריה להשאים במנהל הציבורי, או לפחות כדי לאפשר גמישות ניהול במנהל בלי להתחייב להעסיק עובד ארכוכת טווח. נראה כי למרות התשואה המשמעותית של מעבר לחוזה אישי בשנים 2001–2002 ההשפעה החיובית של כלי זה על משך השירות, אם בכלל, הייתה קצרת טווח – לא יותר מאשריים – ואחריה השפעתו שלילית. בשורות הבאות אנסה להציג תשובה אפשרית לתופעה זו.

⁴⁵ ובלי לראות בכך תוצאה יוצאת דופן, שכן גם Boockmann and Hagen (2008) קיבלו בחלק מבדיות הרגשות שלחם תופעה דומה.

⁴⁶ ככלומר: ייתכן שהתקופה שבה החוזה האישי מתחיל להופיע חיובית על הנסיבות לעזיבה אינה כעבור שנתיים, אלא כעבור 3 או 4 שנים.

במעבר לחוזה אישי יש תחלופה – שכר גבוה יותר בתמורה לאובדן הביטחון התעסוקתי (באופן ייחסי). אם נניח שההעדפות הנגלוות של הפרט מלמדות על פונקציית התועלת שלו, ניתן לומר כי השווי של הביטחון התעסוקתי (ושל סך ההפסדים האחרים הכרוכים במעבר לחוזה אישי) גדול יותר מהתוספת השכר המתלווה למעבר, ובכך הכל תועלתו נפגמה מהמעבר, ועל כן הוא עוזב את מקום עבודתו. ממצאיו של Mazar (2010) בדבר עזיבתם של העובדים הטוביים אל המגזר העסקי עשויה להעיד שישקוoli הפרט הובילו אותו להבנה שם ויתר על יתרון ייחסי מרכזי בעבודה במינהל הציבורי – הביטחון התעסוקתי – הרי שモטב לו לקבל על כך שכר גבוה אף יותר, כפי שניתן להציג המגזר העסקי.⁴⁷ מהיבט זה ניתן לומר כי העובד עוזב כשהוא מבין שמסלול

הקרירה הנוכחית אינו האופטימלי עבורו (Sicherman and Galor, 1990).

אך הסתכילות מנקודת מבט זו בלבד אינה מסבירה את ההחלטה של הפרט לעבור לחוזה אישי מლכתחילה, שהרי התחלופה האמורה הייתה ידועה לו גם לפני המעבר. יתר על כן, כפי שצווין לעיל, אף שזאת יקרה יותר קל לפתור עבודה בחוזה אישי, זה פקטו הדבר אינו פשוט.

כיוון אחר שמננו אפשר להציג הסבר הוא היחס לסיכון. אם נאמר שהעובדים שזווגו לאלה שקיבלו חוזה אישי הם עובדים שבוחניהם מאפייניהם מתאימים גם הם לקבל חוזה כזה, והיות שאין מגבלה על מספר החוזים האישיים ביחיד או במשרד (מלבד מגבלת התקציב היחידית או המשרדית), ניתן שגים לעובדים אלו הוצע חוזה אישי, אך הם סירבו לכך בגלל שנת סיכון, ככלומר אי רצון או יותר על הביטחון התעסוקתי. סביר להניח כי שנת סיכון משפיעה גם על מידת הרצון של העובד להחליף את מקום עבודתו, בשל חוסר הוודאות הכרוך בכך. במקרה כזה החוזה האישי הוא לא יותר מאשר *ex prorox* ליחס-לסיכון ולהשפעתו על משך התעסוקה, ולא ניתן לטען לסבירות. החיסרון בהסבר זה הוא הממצא בדבר הפרופיל השונה בין השנתיים הראשונות שלآخر המעבר לשנים הבאות אחריהן, שכן לא מובן מדוע העובדים שונים סיכון (אלו שלא קיבלו חוזה אישי) נוטים לעזוב יותר בשנתיים הראשונות. על כן אציג הסבר נוסף, שלדעתי מטיב יותר להסביר את הממצאים.

Jovanovic (1979) טוען שההתאמה בין עובד למקצוע נעה על פי הפרודוקטיביות של העובד, כפי שהיא נתפסת *ex ante*, כאשר הפרודוקטיביות היא התפלגות על פני מקומות העבודה השונים. בغالל אינפורמציה חלקית, עסקיק אלטרנטיבי המועוני לעבוד יכול ללמוד עליו רק על סמך הישגיו במקום העבודה הקודם שלו. כשלמדת אינפורמציה חדשה, מתאפשר מעבר למקום העבודה חדש. באופן דומה רואים Bernhardt and Scoones (1993) בקידום מעיןアイテות לבעלי מקצוע אחרים, שבקבוקותיו ניתן להשיג שכר גבוה יותר במקום העבודה אחר. כדי למנוע את המעבר נדרש צרך המעסק.

המקורו להציג שכר (או קידום) גבוה יותר ממה שתכננו, מעין "שכר מנע" (Preemptive Wages). ניתן אפילו להציג הסבר להשפעת החוזה האישי על המעבר בפרשפקטיביה זו: במערכת שכר קשיחה עם קידומים בשכר שאינם בהכרח תלויים במצביות, החוזה האישי יוצרアイテות ייחודי שנלמד על ידי מעסיקים אחרים. בשנים הראשונות לעבוד שבערו לחוזה אישי נשארים כדי לרכוש אתアイテות; לאחר תקופה קצרה של עבודה בחוזה אישי (אמפירית – כשתיים) יש להם סיכוי גבוה יותר להשיג עבודה טובה יותר בזכותアイテות שרכשו, ولكن יגדלו הסיכויים שייעזבו.

⁴⁷ יש לציין כי למROT השכר הגבוה יותר של החוזים האישיים עדין מדובר בסולם שכר קבוע, שגם בו הגמישות מוגבלת.

לעומת זאת, עובדים שלא קיבלו חוזה אישי, דהיינו איתות כאמור, אך היו ראויים לכך לא רואים ערך מיוחד בהישארות במקומות העבודה, ועל כן נוטים לעזוב. לאחר אותה תקופה קצרה האלטרנטיבות התעסוקתיות של עובדים שעברו לחוזה טובות יותר מלאה של העובדים שלא עברו, ועל כן מנקודה מסוימת הם גם נוטים לעזוב יותר.

בעקבות המודל של Bernhardt and Scoones (1993) נוכל לומר כי "שכר מנע" הוא פתרון אפשרי לבעה החדש שיצר החוזה האישי, אולם לא ניתן לומר מהו גובה השכר החדש כדי שהוא אכן יתפרק כ"שכר מנע". תוצאות הרגסיה, המעודדות על השפעה שלילית של גובה השכר על הסיכון לעזוב, מחזקות את הסבירות שהצעה זו אכן אפקטיבית. עם זאת, ככל שינוי בתנאיו ואו בשינוי של החוזה האישי יש להביא בחשבון את ההשפעות העקיפות על עובדים הנמצאים בעמדת מתאימה לקבלת חוזה אישי אך אינם זוכים לו.

כל האמור לעיל רלבנטי רק אם מאמצים את נקודת המבט הרשמית (הזכה לתימוכין ברגסיה ההסתברותית), שפיה חוזים אישיים ניתנו לעובדים מצטיינים במטרה להשאים במערכת. מנקודת המבט הלא רשמית כל שניתן לומר על פי מחקר זה הוא שהשעטו של חוזה אישי על משך השירות הוא חיובי בטוח הקצר ושלילית בטוח הארוך. האם זהה תוצאה רצiosa אם לאו? מצד אחד, אם העובד טוב, למנהל יהיה אינטראקטיבי לטוח אורך; מצד שני, ייתכן כי ישנים תפקדים שבהם משך שירות ארוך אינו חשוב, ועל כן ההשפעה שלילית בטוח הארוך חשיבותה משנית יחסית לטיב העובדים שעליהם אפשר לשמור בטוח הקצר באמצעות הצעת חוזה אישי. הכרעה בין שתי אפשרות אלו היא מוחצת לתחומיו של המחקר הנוכחי. מכל מקום, משך השירות הצפוי לעובד מסוים חשוב למנהל בבאו לקבל החלטות על השקעה בשיפור אינכותו עובדיו על ידי קורסים, השתלמויות וצדומה, ומכאן חשיבותן של מסקנות המחקר גם אם מאמצים נקודת מבט זו.

מחקר זה הتمקד בעובדים שעברו לחוזה אישי בשנים 2001 ו-2002, אך כפי שהוזכר לעיל, השונות המשמעותית בתשובות המעבר לחוזה אישי, ולמעשה, הירידה של תשואה זו, עלולה להחליש את כוח המשיכה של חוזה אישי יחסית לכוחו בתקופה הנוכחית, ולפגוע עוד יותר באפקטיביות של כל זה. על כן מן הראוי להמשיך ולעקוב אחר החזאים האישיים, ובמהמשך – לבחון מחדש את שאלת המחקר מפרשפקטיבה מתאימה של זמן.

ביבליוגרפיה

דהו, מומי, נטליה מירונייצ'ב, איל דביר ושמואל שי (2002). "האם הוצאותם הפעריים בחינוך?" *לבנון לכלכלה* 49, מס' 1 (מרץ 2002), 159–188.

ועדת זוסמן (1989). דו"ח הוועדה לבחינת מערכת השכר בשירות הציבורי (פברואר).

זוסמן, צבי (1995). "מהסכמים קיבוציים לחובים אישיים: שכר, יחסית עבודה והסתדרות". *לבנון לכלכלה* 42 (אפריל), 17–35.

יוטב-סולברג, עידית (2002). "השפעת השינויים הטכנולוגיים על מבנה השכר בישראל, 1980 עד 1999", סקן בנק ישראל 74, 131–176.

מזר, יובל (2007). "שיעור הקיזום והשפעתו על השכר במרחב הציבורי בישראל." מאמר לדיזון מס' 2007.11, בנק ישראל, מחלקת המחקר.

Allison, Paul D. (1995). *Survival Analysis Using SAS: A Practical Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

Bernhardt, Dan and David Scoones (1993). "Promotion, Turnover and Preemptive Wage Offers", *The American Economic Review*, 83, No. 4, 771–791.

Bernhardt, Dan. (1995). "Strategic Promotion and Compensation", *Review of Economic Studies*, 62, No. 2, 315–339.

Bishop, John H. (1990). "Job Performance, Turnover, and Wage Growth", *Journal of Labor Economics*, 8, No. 3 (July), 363–386.

Boockmann, Bernhard and Tobias Hagen. (2008). "Fixed-term Contracts as Sorting Mechanisms: Evidence from Job Durations in West Germany", *Labour Economics*, 15, No. 5, 984–1005.

Brown, William and Keith Sisson (1975). "The Use of Comparisons in Workplace Wage Determination", *British Journal of Industrial Relations*, 13, No. 1, 23–53.

Brown, William, Simon Deakin, Maria Hudson, Cliff Pratten and Paul Ryan (1998). "The Individualization of Employment Contracts in Britain", Research Paper for the Department of Trade and Industry (June)..

Colling, Trevor and Anthony Ferner (1992). "The Limits of Autonomy: Devolution, Line Managers and Industrial Relations in Privatized Companies", *Journal of Management Studies*, 29, No. 2, 219–227.

Cox, David R. (1972). "Regression Model and Life-Tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 34, No. 2, 187–220.

Dehejia, Rajeev H. and Sadek Wahba (1999). "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of the American Statistical Association*, 94, No. 448, 1053–1062.

Dias da Silva, Antonio and Bas Van der Klaauw (2006). "Wage Dynamics and Promotions Inside and Between Firms", IZA Discussion Paper No. 2351.

Efron, Bradley (1977). "The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data", *Journal of the American Statistical Association*, 72, No. 359, 557–565.

Fama, Eugene F. (1980). "Agency Problems and the Theory of the Firm", *The Journal of Political Economy*, 88, No. 2 (April), 288–307.

Ferner, Anthony (1990). "The Changing Influence of the Personnel Function: Privatization and Organizational Politics in Electricity Generation", *Journal of Human Resource Management*, 1, No. 1, 12–30.

Frederiksson, Peter and Per Johansson (2004). "Dynamic Treatment Assignment – The Consequences for Evaluations Using Observational Data", IZA Discussion Paper, vol. 1062.

Gehan, Edmund. A. (1965). "A generalized Wilcoxon Test for Comparing Arbitrarily Singly-censored Data." *Biometrika*, 52, No. 1–2, 203–223.

Gibbons, Robert. and Michael Waldman. (1999). "A Theory of Wage and Promotion Dynamics Inside Firms." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 4, 1321–1358.

Hagen, Tobias (2003). Do Fixed-Term Contracts Increase the Long-Term Employment Opportunities of the Unemployed? ZEW Discussion Paper, Vol. 03–49.

Heckman, James, J., Robert, J. Lalonde and Jeffrey A. Smith (1999). "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs", in: A. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labour Economics* Vol. 3, 1865–2097.

Howes, Candace (2002). "The Impact of a Large Wage Increase on the Workforce Stability of IHSS Home Care Workers in San Francisco", University of California, Berkeley, Center for Labor Education and Research Working Paper, available at <http://laborcenter.berkeley.edu/homecare/Howes.pdf>.

Hujer, Reinhard, Maurer Karl-Oliver and Marc Wellner (1999). "The Effects of Public Sector Sponsored Training on Unemployment Duration in West Germany – A Discrete Hazard Rate Model Based on a Matched Sample", *ifo-Studien*, Vol. 45, 371–410.

Ichino, Andrea, Fabrizia Mealli and Tommaso Nannicini (2006). "From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and their Sensitivity?", IZA Discussion Paper No. 2149 (May).

Imbens, Guido W. (2003). "Sensitivity to Exogeneity Assumptions in Program Evaluation", *The American Economic Review* 93, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Fifteenth Annual Meeting of the American Economic Association, Washington, DC, January 3–5, pp. 126–132.

Jovanovic, Boyan (1979). "Job Matching and the Theory of Turnover", *The Journal of Political Economy*, 87, No. 5, Part 1, 972–990.

Kaplan, E. L. and Paul Meier (1958). "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, 53, No. 282, 457–481.

Kristal, Tali and Yinon Cohen (2007). "Decentralization of Collective Agreements and Rising Wage Inequality in Israel", *Industrial Relations*, 46, No. 3 (July), 613–635.

Larsson, Laura, Lindqvist, Linus and Oskar Nordström Skans (2005). "Stepping Stones or Dead Ends? An Analysis of Swedish Replacement Contracts", IFAU Working Paper, 05–18.

Lazear, Edward P. and Sherwin Rosen (1981). "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts", *Journal of Political Economy*, 89, No. 5, 841–864.

Lazear, Edward P. and Sherwin Rosen (1990). "Male-Female Wage Differentials in Job Ladders." *Journal of Labor Economics*. 8, No. 1, Part 2, S106–S123.

Manove, Michael (1997). "Job Responsibility, Pay and Promotion." *Economic Journal*, 107, No. 440, 85–103.

Mantel, Nathan (1966). "Evaluation of Survival Data and Two New Rank Order Statistics Arising in its Consideration", *Cancer Chemotherapy Reports*, 50. No. 3, 163–170.

Mazar, Yuval (2010). "Selection of Employees Moving Between the Public and Private Sectors." *Israel Economics Review*, 9, No. 1, 151-180.

Metcalfe, Les (1988). "Accountable Public Management: UK Concepts and Experience" In: A. Kakabadse, P. R. Brovetto and R. Holzerm (eds), *Management Development in the Public Sector: A European Perspective*, Avebury, Aldershot, p. 84.

Munasinghe, Lalith (2000). "Wage Growth and the Theory of Turnover", *Journal of Labor Economics*, 18, No. 2, 204–220.

Parker, David (2005). "Privatization and the Internal Environment: Developing our Knowledge of the Adjustment Process", *The international Journal of Public Management*, 8, No. 2, 44–62.

Pregamit, Michael R. and Jonathan R. Veum (1999). "What is Promotion?" *Industrial and Labor Relations Review*, 52, No. 4, 581–601.

Prendergast, Canice (1993). "The Role of Promotion in Inducing Specific Human Capital Acquisition", *Quarterly Journal of Economics*, 108, No. 2, 523–534.

Rosenbaum Paul R. and Donald B. Rubin (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70, No. 1, 41–55.

Sicherman, Nachum and Oded Galor (1990). "Theory of Career Mobility", *The Journal of Political Economy*, 98, No. 1, 69–192.

Swidinsky, Robert (1992). "Unionism and the Job Attachment of Canadian Workers", *Industrial Relations*, 47, No. 4, 729–751.

Topel, Robert H. and Michael P. Ward (1992). "Job Mobility and the Careers of Young Men", *The Quarterly Journal of Economics*, 107, No. 2, 439–479.

Tuckman, Alan and Christopher Finnerty (1998). "Individual Contracts, Collective Bargaining and Trade Unionism: A Case for the Union Voice", *Personnel Review*, 27, No. 6, 448–459.

Waldman, Michael (1984). "Job Assignment, Signaling and Efficiency", *RAND Journal of Economics*, 15, No. 2, 255–267.

Welch, Roger and Patricia Leighton (1996). "Individualizing Employee Relations: The Myth of the Personal Contract", *Personnel Review*, 25 No. 5, 37–50.

Zusman, Zvi and Dan Zakai (1996). "The Decentralization of Collective Bargaining and Changes in the Compensation Structure in Israel's Public Sector", Discussion Paper No. 96.04, Bank of Israel, Research Department.

נספח א': בדיקת עמידות לשיטת הזיווג

שיטת הזיווג שנבחרה לעיל היא רק אחת מכמה שיטות אפשריות. לכל שיטה יתרונות וחסרונות, וקשה להתאים שיטה אחת מסוימת לשאלת מחקר אחת. הויאל ומדובר במדגם קטן, בחירת השיטה יכולה להשפיע על התוצאות המתפלות. על כן בוחני את התוצאות המרכזיות המתפלות בשלוש שיטות זיווג נוספות. (למעשה מדובר בשתי שיטות, אך עם פרמטרים שונים).

השיטה הראשונה היא אותה שיטה שננקטה לעיל, (NN) Nearest Neighbor, אך ללא אפשרות להתאים תצפית אחת מקבוצת הביקורת ליותר מתצפית אחת בקבוצות הטיפול. השיטה השנייה, שנבחנה בשתי ספציפיות שונות, היא חיפוש זיווג במירוח (Caliper) קטן, ואם לא נמצא זיווג מתאים, התצפית מקבוצת הביקורת לא נכללת בבסיס הנתונים. נבדקו שני מירוחים: 0.001 ו-0.0001; ככל שהמירוח קטן יותר, אך מירוח קטן עלול להוותר תציפות לא זיווג.

התוצאות המרכזיות שהתקבלו לאחר השימוש בשיטות הזיווג לעיל מוצגות בלוח ני-1, ומידות על עמידות של התוצאות.

לוח ני-1 – תוצאות מרכזיות מזיווגים בשיטות שונות

Caliper 0.0001	Caliper 0.001	Nearest Neighbor לא חזרות	
98	136	350	מספר התציפות (טיפול + ביקורת)
רק ב-10 מ-13 המשתנים	כן	כן	אם קבוצות הטיפול וארגוני מאוזנות?
כן	כן	כן	אם איררי Kaplan-Meier לשתי הקבוצות דומים?
כן	כן	כן	אם השפעת הטיפול מובהקת ובכיוון חיובי?
אין די תציפות	כן (ברמת מובהקת של 10 אחוזים)	כן	אם השפעת הטיפול על עובדים שנשארו עד שנתיים מובהקת עם ובכיוון שלילי?
	כן	כן	אם השפעת הטיפול מובהקת ⁺ עם כיוון חיובי עבור עובדים שנשארו למשך משנתיים?

⁺ ברמה של 5 אחוזים.