



שיעור הקידום והשפעתו על השכר  
במגזר הציבורי בישראל

יובל מזר<sup>1</sup>

סדרת מאמרים לדיון 2007.11  
נובמבר 2007

---

<sup>1</sup> תודה לרון זכאי המתדיין, נועם זוסמן, עמית פרידמן, עדי ברנדר, קובי ברוידא וליתר חברי המחלקה על הערותיהם המועילות; כן תודה לרות זקוביץ ולציפי וייס על העזרה בעריכה. מחלקת המחקר, בנק ישראל. <http://www.boi.gov.il>

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

## תקציר

קידום עובדים במקום עבודתם – כלומר (ההעלאה בדרגה) – הוא האמצעי השכיח ביותר לתגמל עובדים על עבודתם. מאמר זה בוחן את השפעת הקידום על השכר ואת שכיחותם של הקידומים לאורך מסלול הקריירה של העובדים במגזר הציבורי בישראל. נמצא כי תרומתו של הקידום לסך עליית השכר במשך כל תקופת העבודה היא כ-60 עד 70 אחוזים. עובדים מקבלים בממוצע כ-12.5 קידומים, וכל עלייה בדרגה מעלה את שכרם, בממוצע, ב-6.5 אחוזים.

ניתוח התוצאות במאמר מצביע על שיטתיות בחלוקת הדרגות במגזר הציבורי בישראל: עובד מקודם בממוצע אחת לשנתיים עד ארבע שנים, כך שההסתברות לקבל קידום, אם הוא קבל דרגה שנה לפני, יורדת באופן חד. יתר על כן, הקידומים בשנים עברו מסבירים עד כ-45 אחוזים מסך השונות המוסברת של ההסתברות לקידום השנה – שיעור גבוה מאוד, שמעיד כי הקידום נעשה על פי התור, ולא דווקא על פי תפקודו של העובד. תוצאה נוספת העולה מהניתוח היא שקצב קידומם של העובדים ירד מונוטונית בין השנים 1988 ל-1996; ירידה זו מקורה, ככל הנראה, בבלימת האינפלציה שצמצמה את הצורך בקידום כפיצוי על שחיקת השכר.

תפקיד חשוב נוסף של הקידום הוא לתמרץ את העובדים להשקיע מאמץ בעבודה, שכן הם מתחרים ביניהם על מכסת קידומים הנמוכה ממספרם. מכאן, שנוסף על הערך הכספי של הקידום, גם תדירותו משפיעה על המוטיבציה של העובדים.

הנתונים מצביעים על ירידה הדרגתית של שיעור המקודמים במהלך שני השלישים הראשונים של הקריירה ועל ירידה חדה הרבה יותר בשליש האחרון; תופעה זו בולטת במיוחד בקרב העובדים האקדמאים. אחד הגורמים המרכזיים לירידה החדה בשיעור הקידומים הוא המגבלה של טווח הדרגות בכל עיסוק ("מתח הדרגות"). כפועל יוצא מכך, העובדים הוותיקים, שכבר אין לפניהם אופק קידום ממשי מזה וסכנת פיטורין מזה ייטו להקטין את תוצרתם. לכן יש מקום להעלות את סיכויי הקידום של העובדים הוותיקים, וזאת על ידי החלקה – מיתון – של תוואי הקידום לאורך הקריירה של העובד תוך הגדלה של התרומה לשכר של כל קידום.

## **The rate of promotion and its effect on the wage in the public sector**

**Yuval Mazar**

### Abstract

Promotion of employees, i.e., awarding them a higher grade, is the most common way of rewarding them for their efforts. This study examines the effect of promotion on wages in Israel's public sector, and the frequency of promotions in the careers of employees in that sector. Promotions were found to contribute 60–70 percent of the total rise in an employee's wage during his career. Employees are promoted on average 12.5 times during their careers, and each promotion increases their wage by an average of 6.5 percent.

The results show a certain pattern in the way grades are distributed in the public sector in Israel: employees are promoted on average once in two to four years, and having been promoted once in that period, their chances of another promotion fall rapidly. Furthermore, promotions in previous years explain about 45 percent of the explained variance of the probability of promotion that year—a very high share that indicates that promotion is granted according to a set order. Another result is that the rate of promotion declined monotonically in the years from 1988 to 1996. This was apparently due to the fall in the inflation rate, which reduced the need to grant promotion as a way of compensating for the erosion of wages.

An important aim of promotion is to provide an incentive for staff to make an effort in their work, as they are competing with each other for promotions (which are fewer than the number of employees). Hence, employees' motivation is affected not only by the monetary value of promotions but also by their frequency.

The data indicate that the rate of promotion slows in the first two-thirds of an employee's career, with a far steeper decline in the last third. This is most apparent among those with higher education. One of the main reasons for the steep drop in the rate of promotion is the limited range of grades in each occupation. This leads to a situation in which senior staff, who have reached a position in which they face the prospect no of real promotion on the one hand, and the possibility of being dismissed on the other, will tend to reduce their output. It would be appropriate, therefore, to increase the chances of promotion for senior employees, by smoothing, i.e., lowering, the promotion path during employees' career, at the same time raising the wage increase associated with each promotion.

## 1. מבוא וסקירת הספרות

הספרות התיאורטית הענפה העוסקת בניהול עובדים היא קרקע נוחה למחקרים אמפיריים בתחום. השפעת הקידום על עליית השכר ובעקבותיה על המוביליות החברתית, הן בתוך הארגון והן מחוץ לו, לא נחקרה במלואה – בוודאי לא לגבי המגזר הציבורי, ובפרט בישראל. במגזר זה השכר המשולם לעובד נקבע על פי טבלאות שכר; אלו תלויות בהחלטות מדיניות, כלומר בהסכמי שכר קיבוציים, ולא דווקא בכוחות השוק, ולכן ראוי לבחון את יעילותן. במאמר זה נחקר תוואי הקידום של העובדים במגזר הציבורי בישראל, תוך מתן דגש לתרומתו לעליית השכר. ניתוח של הקידום במגזר הציבורי יכול לשפר את הבנתנו גם בנושאים חשובים אחרים בתחום החברה בישראל, שכן, לקידום במקום העבודה נוסף על היותו מקור חשוב לעליית השכר של העובדים נודעת השפעה רבה על תופעות אחרות, כגון: מוביליות חברתית, פיטורין והחלפת מקום עבודה (Rosenbaum; 1996, McCute, 1979).

אחת הבעיות החשובות ביותר בכל ארגון היא כיצד למרב את תפוקותיהם של העובדים בסד של מגבלת תקציב, ובהתחשב בבעיות של סיכון מוסרי (Moral hazard), מנהל שליח (Principle agent) וכדומה. קידום נכון הוא אמצעי נפוץ של התמודדות עם בעיה זו על ידי הגברת המוטיבציה והתחרות בין העובדים, הצפויה להתבטא בגידול התפוקה והפריון (Etzioni, 1964). חלוקת העובדים על פי דרגות מקלה על הסדר בארגון, משקפת את נוהלי הקידום, וכן קובעת את הסטטוס של העובדים, כך שעובד ישאף לעלות בדרגה גם כדי להעלות את קרנו בעיני העובדים האחרים. שכיחות הקידום, פרמיית הקידום והשפעתן על השכר קובעות את התפלגות השכר בתוך הארגון, ומכאן שהן משפיעות גם על שאיפות העובדים (Chinoy, 1955), על העניין שלהם בעבודה (Pennings, 1970), ועל המוניטין של ההנהלה (Levenson, 1961; Hertzler, 1955). לעומת זאת, תחרות בין עובדים על מספר מוגבל של קידומים עלולה לפגוע בשיתוף הפעולה ביניהם, (Lazear, 1989; Harbing and Irlenbusch 2004 and 2005), ובכך להביא לירידת התפוקה של הארגון. בספרות מצויות כמה גישות, לאמידת השפעת הוותק (או הגיל) של העובדים על שיעורי הקידום: הגישה הסטציונרית (Markov literature), הגישה האקספוננציאלית היורדת (Mayer, 1972), וגישת ההון האנושי (Mincer, 1974; Becker, 1964). לפי הגישה הסטציונרית שיעורי הקידום אינם תלויים בגיל ובוותק, אולם מרבית המאמרים האמפיריים סותרים גישה זו, ביניהם: (Blumen et al., 1955; Chinoy, 1955; Martins and Strauss, 1972; Mayer, 1972; McGinnis, 1968; Rosenbaum, 1979).

אמנם (Dalton, 1951) תומך בה חלקית בזכותו, העדפה מסוימת לצעירים, אך מסיק שמבנה השכר אינו מבוסס על גיל העובדים. הגישה השנייה, האקספוננציאלית מצביעה על שיעורי קידום שיוורדים בשיעור קבוע עם גיל העובדים: הפונקציה האקספוננציאלית יוצרת עקומה יורדת לא-ליניארית, שלפיה השינוי הכמותי בשיעור מקבלי הקידום יורד בהדרגה עם הצטברות הוותק. מספר תוצאות אמפיריות (Sørensen, 1975; Mayer, 1972) תאמו תחזית זו, ואולם בעבודות אחרות (Martins and Strauss, 1959; Chinoy, 1955) נמצא גיל מסוים שמעליו שיעור הקידומים שואף לאפס. הגישה השלישית, גישת ההון האנושי, (Mincer, 1974; Ben Porath, 1967; Becker, 1964)

גורסת כי רכישת השכלה וניסיון הם השקעה בהון אנושי לכל דבר. העובדה שתשואתם של אלו יורדת עם העלייה בגיל מניעה אנשים לרכוש השכלה מוקדם ככל האפשר, ומכאן שמרבית ההשקעה בהון אנושי תיעשה בתחילת הקריירה. גישה זו צופה שיעור קידום גבוה יחסית בעשור הראשון של העבודה וירידה הדרגתית אחריו, עם ירידת ההשקעה בהון אנושי.

Rosenbaum 1979 מציג מודל המספק מספר הסברים לממצאים האמפיריים בדבר הקשר השלילי בין שיעורי הקידום לגיל העובדים. הוא טוען שלקידום בארגון יש שני תפקידים שונים, ולעיתים אף סותרים: מצד אחד, הקידום הוא אמצעי להציב עובדים בעמדות גבוהות ובעלות השפעה רבה, ולכן ינחו אותו שיקולי יעילות, ויועדפו עובדים צעירים, שטווח השפעתם על הארגון ארוך. מהצד האחר, הקידום נועד לשמר את המוטיבציה גם של העובדים המבוגרים, שכן בהעדר קידום לא יהיה להם תמריץ להשקיע מאמץ בעבודה, המוטיבציה שלהם תרד, ולכן תפוקתם תפחת למינימום. מכאן שארגון צריך למצוא איזון בין שני התפקידים הללו במטרה להשיג יעילות מרבית. על פי המודל של Rosenbaum שיעור הקידום צריך לרדת בהדרגה וברציפות עם הגיל של העובדים, כך שבכל גיל תהיה לעובדים אפשרות קידום ממשית. נוסף, על כך, אם שיקול ההיררכיה (הקידום בתפקיד, לא רק בדרגה) הוא זניח, כמו במרבית המגזר הציבורי בישראל (זוסמן וזכאי, 2003<sup>1</sup>), המעסיקים חייבים לתת לקידום העובדים הוותיקים משקל גדול יותר מאשר במערכת היררכית. כפי שנראה במאמר זה, קידומם של אלו במגזר הציבורי בישראל, ככל הנראה אינו מספק. יש לציין שהגישה האקספוננציאלית יכולה להתאים למודל זה, ואילו הגישה של רכישת הון אנושי סותרת אותה בתוואי הקידום בעשור הראשון של העבודה. המודל מתעלם גם מן ההשפעות של מחזורי העסקים ותכונות שונות של עובדים על נוהלי הקידום בארגון.

כלכלנים מתעניינים לרוב באמידת ההשפעה השולית של הקידום על השכר. הבעיה העיקרית בכך היא, ששכר העובדים עולה עם הגיל גם ללא קידום – כתוצאה מוותק שנצבר, השכלה, מיומנות נרכשת, גמולים להשתלמות וכו'. ולכן, כדי לאמוד את עליית השכר הנגזרת מקידום בלבד – להלן הפרמיה לקידום – יש לנטרל את ההשפעה של משתנים אלו. התבוננות בקיבצי חתך בלבד אינה מתמודדת עם בעיה זו באופן מספק, משום שהיא עלולה להטות את האמידה: שכרם של עובדים בטווח ארוך משתנה בהתאם למחזורי העסקים ולמשתני מקרו נוספים, ולפיכך אמידה של המקדמים בנתוני חתך היא מוטה (משום שנטרול השפעות המקרו באמצעות נתוני חתך אינו מושלם). במחקר זה אשתמש (לראשונה לגבי המגזר הציבורי בישראל), בנתוני פאנל, שבהם מצוינת בכל שנה דרגתו של העובד. באמצעות נתונים אלו נוכל לזהות את הקידום של העובדים, שכיחותו והשפעתו על השכר.

לפני בחינת הממצאים מהמגזר הציבורי בישראל, ראוי לסכם את עיקר הממצאים ממחקרים קודמים בנושא. מרבית הספרות העוסקת בשיעורי הקידום עושה שימוש בנתונים אישיים של עובדים מפירמות עסקיות<sup>2</sup>. ישנן גם מספר עבודות המשתמשות בנתוני פאנל<sup>3</sup>. תוצאה המשותפת,

<sup>1</sup> זוסמן וזכאי הראו שהתפלגות העובדים בין הדרגות היא בצורת יהלום ולא בצורת פירמידה המשקפת ארגונים שבהם ההיררכיה מהווה גורם מרכזי. תוצאה זו מוצגת גם כן באיור 3.3. בנספח.

<sup>2</sup> Baker et al. (1994); Wise (1975); Rosenbaum (1979); Medoff and Abraham (1980); Cabral, Ferber, and Green (1981); Abraham and Medoff (181, 1985); Stewart and Gudykunst (1982); Gerhart and Milkovich (1989); Hersch (1993) and also Lewis (1986).

<sup>3</sup> Brown (1989) and Moore et al. (1992) - PSID; Olson and Becker (1983) - Quality of Employment Panel.

כמעט לספרות זו כולה, היא ששיעור הקידום יורד עם הצטברות הניסיון והעלייה בגיל העובדים. כיוון ההשפעה של הוותק ("ניסיון מקצועי נרשם", באנגלית tenure) פחות עקבי. להשכלה נמצאה לרוב השפעה לא מובהקת (Herch, 1993, Lewis; e.g., 1986), אולם כאשר נמצאה השפעה מובהקת היא הייתה חיובית – עלייה בהשכלת העובדים מעלה את שיעור הקידום, במיוחד ברמות ההשכלה הנמוכות (Rosenbaum, 1979). Rosenbaum בדק גם את ההשפעה של צמיחת הפירמה על שיעור הקידום, ומצא ששיעור זה גדל בתקופות של צמיחה.

הממצאים בדבר השפעת מגדר העובד אינם עקביים: חלק מהעבודות בנושא מצאו ששיעור הקידום של נשים גבוה מזה של גברים (Hersch, 1993, Gerhart and Milkovich; 1989), אחרות מצאו את ההפך (Balun and DeVaro, 2006, Cabral et al. and 1981), וחלק לא מצאו הבדל בשיעור הקידום בין גברים לנשים (Lewis, 1986); לפירוט נוסף וסיכום הספרות על ההבדלים בשיעורי הקידום בין גברים לנשים ראו Balun and DeVaro, 2006. ההבדל בשיעורי הקידום בין נשים לגברים לשניים – הבדל בסיכוי לקבלת קידום והבדל בעליית השכר בעקבות הקידום. הם מצאו שלנשים סיכוי נמוך יותר לקידום, אך לא נמצא הבדל בפרמיית השכר של הקידום בין שני המינים. Booth, Francesconi and Frank (2003), Hersch (1993) מצאו את ההפך: שיעורי קידום דומים לגברים ולנשים, אולם עדיפות לגברים בפרמיית השכר. שוני בין המדגמים (לעיתים נבחנו רק פירמה אחת או שתיים) יכול להסביר את השוני המהותי בתוצאות בין המחקרים האמפיריים השונים.

מאמר זה מוצא שקידום מקנה, בממוצע, פרמיית שכר של 6.5 אחוזים. Gerhart and (1989) Milkovich אמדו פרמיה של 6 אחוזים בפירמות פרטיות גדולות, Brown (1989) מצא פרמיה של 8 אחוזים. כמו מאמרים נוספים, נמצא ששיעור קידומו של העובד יורד עם הניסיון הנצבר שלו ועם גילו. גובה שכרו ההתחלתי של העובד מתואם חיובית עם שיעור הקידום הצפוי שלו במשך עבודתו. השכלת העובדים ומינם משפיעים על שיעור הקידום במידה מעטה בלבד. נמצא גם שתרומת הקידום לסך העלייה בשכרו של העובד במהלך עבודתו הינה 60 עד 70 אחוזים בממוצע, ולעיתים שיעוריה גבוהים אף יותר. בבדיקה דומה McCue (1986) הצביע על שיעור של 9 עד 18 אחוזים; הוא מצא שהתרומה הגדולה ביותר של הקידום הייתה לאשה לבנה – בעוד שהתרומה הנמוכה ביותר הייתה לאשה שחורה<sup>4</sup>. עוד הוא מצא כי הסיכוי של עובדים בעלי משכורת גבוהה יחסית לקבל קידום גבוה מזה של בעלי משכורת נמוכה, וכי – בדומה לממצאי מחקרים אחרים – מרבית המובילים בשוק העבודה היא בתוך הפירמות ולא ביניהן.

מחקרים נוספים בדקו את הפער בשכר של המקודמים מהר בהשוואה לעובדים שקודמו לאט; ביניהם: זוסמן וזכאי, (2003), Olson and Becker (1983) ו-Lazear (1998) אשר מצאו פערים גדולים בשינוי הממוצע של שכר העובדים המתמידים כפונקציה של מספר הקידומים שקיבלו במהלך עבודתם.

מבנה המאמר הוא כדלקמן: הפרק השני מתאר את קובץ הנתונים שבבסיס המחקר. הפרק השלישי בוחן את ההשפעה של פרמיית הקידום על השכר ואומד את סך התרומה של הקידום

<sup>4</sup> תוצאות אלו מבוססות על זיהוי הקידום בנתוני הפאנל של PSID, זיהוי שעל פי McCue הוא אומד חסר לשכיחות הקידום בפועל, ואם כן האומדן של תרומת הקידום לסך הגידול בשכר הוא הערכת חסר.

לגידול הכולל של שכר העובד. הפרק הרביעי בודק מהן תכונות העובדים המשפיעות על הסיכוי לקידום. הפרק החמישי משרטט את תוואי הקידום הצפוי לקבוצות שונות של עובדים במהלך הקריירה שלהם במגזר הציבורי, ומציג שיעורים אלו בהשוואה לשיעור קידום אופטימלי, הנגזר ממודל תיאורטי מתאים. הפרק האחרון מסכם ודן בהשלכות של הממצאים.

## 2. בסיס הנתונים

הנתונים במחקר זה הם נתוני שכר חודשיים (דצמבר) של העובדים במגזר הציבורי בישראל. אלו מאפשרים לעקוב אחר עובדים על פי תעודות הזהות (המוצפנות) שלהם במשך מסלול עבודתם ולשרטט את תוואי השכר שלהם במשך התקופה. שנת 1988 נבחרה כשנת ההתחלה, משום שבשנים קדמו לה היתה היפר-אינפלציה, שבהן העובדים קודמו בדרגות בעיקר כפיצוי על שחיקת שכרם, ולא כאמצעי להעלאת שכרם או שדרוג בתפקידם. האינפלציה מוגרה בעקבות תכנית הייצוב של 1985. החל משנת 1988 ועד 2006 ישנן בערך כ-250 אלף תצפיות. לא לכל העובדים יש נתונים לכל השנים; חלק מהעובדים שנכללו ב-1988 עזבו לימים את המגזר הציבורי, וחלק הצטרפו אליו אחרי 1988. הנתונים אינם מכילים נתונים על משטרת ישראל, צה"ל, עובדי הוראה ועובדי עירויות ומועצות מקומיות, (יוצאת מכלל זה עיריית ירושלים).

נתונים אלו נבחרו משום שהם מכילים מידע אמיתי על דרגתו של העובד בדירוגו (אחיד, מח"ר, רופאים...), דרגה הקשורה לחשיבות תפקידו וממנה נגזר שכרו הטבלאי (שכר בסיס) של העובד. עלייה בדרגה משמעותה עלייה בשכר העובד, שיפור במעמדו ולעיתים גם הרחבת אחריות – כלומר שלפי הנתונים ניתן לזהות בדיוק את השנה שבה קודם העובד ואת פרמיית השכר שנבעה מקידום זה בלבד, מעבר לגידול בשכר שאינו תלוי בקידום. עובד הוגדר כמקודם אם ורק אם דרגתו בדצמבר הייתה גבוהה מדרגתו בדצמבר של השנה הקודמת.

הבעייתיות בנתונים אלו הוא, שלכל דירוג מתח דרגות וסולם דרגות שונה. כך, לדוגמה, דרגה 100 בדירוג הכלכלנים אינה שווה בערכה האורדינאלי היחסי בסולם לדרגה 100 בדירוג עורכי הדין. במטרה למצוא מכנה משותף לשם ההשוואה בין עובדים שונים מדירוגים שונים נרמלתי את מתח הדרגות כך שהדרגה הנמוכה ביותר בכל דירוג תהיה 1 והגבוהה ביותר תהיה  $M_i$ .

נוסף על דרגת העובדים ושכרם ברוטו<sup>5</sup>, שימשו, לגבי כל העובדים נתונים על הגיל, הוותק, ההשכלה, המין, השכר הבסיסי, חלקיות המשרה, המעמד (קבוע, ארעי או בחוזה מיוחד) והמשרד שבו הם עבדו. הקובץ אינו מכיל נתונים על תפוקת העובדים או על שכרם של אלו שעזבו את מגזר הציבורי.

## 3. קידום וצמיחת השכר

מאחר שהשכר עולה גם ללא קידום (גם על ידי ותק, גמול השתלמות, ועוד) לא נוכל לייחס את כל עלייתו לקידום. ההגדרה של הפרמיה לקידום היא שיעור הגידול של השכר עם הקידום פחות השיעור שבו הוא היה גדל אלמלא הקידום. לפיכך, נתוני חתך אינם יכולים לאמוד פרמיה זו בצורה מדויקת<sup>6</sup>; לעומתם, נתוני הפאנל של המגזר הציבורי בישראל, שעליהם מתבסס מאמר זה,

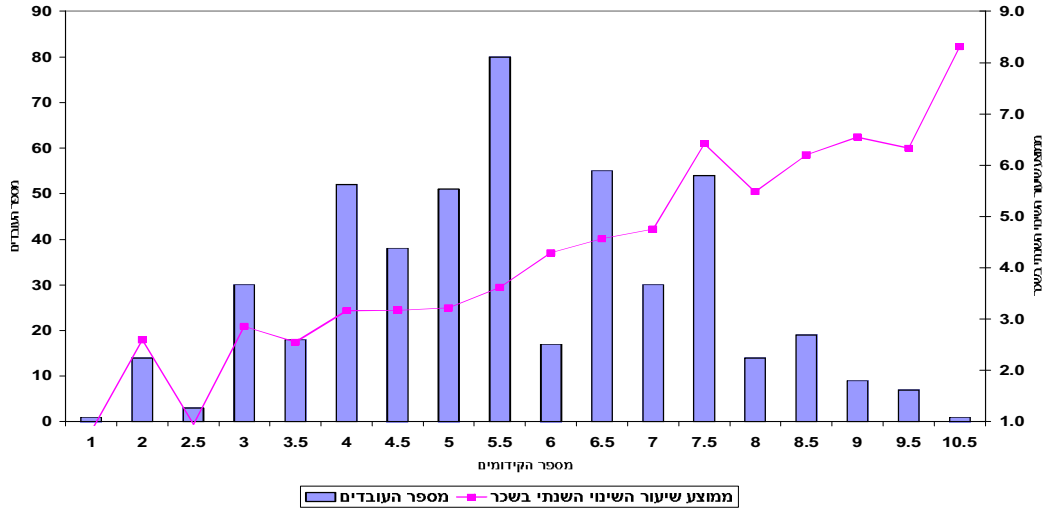
<sup>5</sup> השכר הוא השכר ברוטו בניכוי תוספות חד פעמיות, ביטוח, רכב וביגוד.

<sup>6</sup> איור 1. נ. בנספח מציג את השכר הממוצע, הטווח הבין-רבעוני והטווח בין האחוזון ה-90 לאחוזון ה-10 כפונקציה של גובה הדרגה בקרב העובדים הלא אקדמאים. איור 2. נ. מתאר את עליית השכר של העובדים הלא-אקדמאים שקודמו שנה מסוימת מול עליית השכר של אלה שלא קודמו כפונקציה של גובה הדרגה.

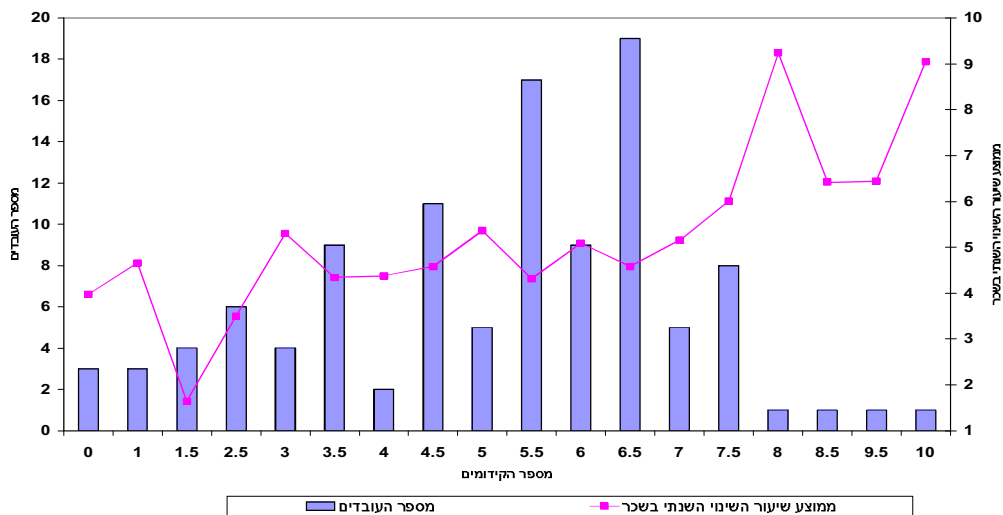
מאפשרים לאמוד את השפעת הקידום על העלייה בשכר בצורה נקייה יותר, מעבר למשתנים האחרים.

איורים 1.א ו-1.ב מתארים את השינוי השנתי בשכר של עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 ודירוגם לא השתנה עד 2006 ביחס למספר קידומיהם במהלך התקופה.

איור 1.א – שיעור השינוי השנתי בשכר של העובדים הלא-אקדמאים לעומת מספר הקידומים שלהם, 1988 עד 2006



איור 1.ב – שיעור השינוי השנתי בשכר של העובדים האקדמאים לעומת מספר קידומיהם שלהם, 1988 עד 2006



מהאיורים עולה, ראשית, שהשוונות במספר הקידומים אינה מבוטלת: מספר הקידומים של חלק מהמקודמים ("fast trackers") היה גבוה במיוחד בהשוואה לאחרים. ההשפעה החיובית של מספר הקידומים על שיעור השינוי הממוצע בשכר השנתי משתקפת בשיפוע החיובי של הגרף. לוחות 1 ו-2 מציגים את הפרמטרים הנאמדים של רגרסיות הבוחנות את ההשפעה של קידום בדרגות על העלייה בשכר העובדים. בשני הלוחות דירוגיהם של העובדים לא השתנו במשך כל תקופת המעקב. בלוח 1 הגידול הכולל של השכר נאמד בשני אופנים: בטור הראשון – על פי 19



שנות ניסיון בעבודה עבור עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנת 1988 והתמידו בעבודתם עד 2006 (לפחות); בטור השני – עבור עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנים 1988-1996 והתמידו בעבודתם 11 שנים (לפחות).

בלוחות 2-א, ג, נאמדה ההשפעה השולית של הקידום על עליית השכר באמצעות ניתוח נתוני פאנל שבהם כל עובד בשנה מסוימת הוא תצפית נפרדת.

לוח 1

השפעת סך הקידום על הגידול הכולל של השכר

טור (1): המשתנה התלוי – השינוי בלוג השכר של עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 והתמידו בעבודתם 19 שנים לפחות.

טור (2): המשתנה התלוי – השינוי בלוג השכר של עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנים 1988-1996 והתמידו בעבודתם 11 שנים לפחות.

$$\ln \frac{W_{i,t+s}}{W_{i,t}} = \beta_1 \sum_{j=t}^{t+s} promotion_j + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad [1]$$

$$S = 19,11$$

(2) מצטרפי 1996-1988	(1) מצטרפי 1988	
0.062 (0.006)	0.115 (0.006)	הקידום
0.068 (0.005)	0.036 (0.024)	גבר
0.175 (0.005)	0.146 (0.023)	ההשכלה
0.006 (0.001)	0.026 (0.007)	הוותק
-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	הוותק <sup>2</sup>
0.29	0.40	R <sup>2</sup>
10,474	650	מספר התצפיות

בסוגריים – סטיות התקן.

על פי הלוח, שכרו של עובד שעלה בדרגה אחת יותר מאשר עובד אחר גדל בממוצע ב-11.5 אחוזים יותר במשך 19 שנות עבודתם. עם קיצורה של תקופת המעקב ל-11 שנים, קטנה ההשפעה המצטברת של קידום נוסף על הגידול בשכר והיא נאמדת ב-6.2 אחוזים.

במודל הבא נעשה שימוש בנתוני הפאנל. בשל ההבדל בהשפעה של הקידום על השכר בין קבוצות הדירוגים השונים נבדק המודל על שלוש קבוצות בנפרד – לא אקדמאים, טכנאים (סמי-אקדמאים) ואקדמאים; כן נבדק המודל על האוכלוסייה כולה. החלוקה לקבוצות השכלה נעשתה עבור שלוש קוהורטות שונות: עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 והתמידו בעבודתם עד שנת 2006 לפחות, עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנת 1988, ועובדים שעבדו במגזר הציבורי בשנת 1988 והתמידו בעבודתם עד 2006 לפחות. העובדים לא החליפו את דירוגם במשך כל

התקופה. המשתנים המסבירים הנוספים היו ניסיון העובד, הניסיון בריבוע, חלקיות המשרה, גילו של העובד ועשירון השכר שלו. נבדקה גם ההשפעה של הקידום בזמן  $t+1$  ובזמן  $t-1$  על גידול השכר בזמן  $t$ . המודל הוא אפוא:

$$\ln \frac{W_{i,t}}{W_{i,t-1}} = \beta_1 I(prom_t) + \beta_2 I(prom_{t+1}) + \beta_3 I(prom_{t-1}) + \gamma X_t + \varepsilon_{i,t} \quad [2]$$

התוצאות העיקריות של המודל מוצגות בלוחות 2.א-ג. לוח 2.א.

מצטרפים 1988 ומתמידים 2006	כל האוכלוסייה	(1) לא אקדמאים	(2) טכנאים	(3) אקדמאים
הקידום	0.063 (0.006)	0.056 (0.003)	0.120 (0.005)	0.086 (0.003)
הקידום $t-1$	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.011 (0.009)	0.009 (0.007)
הקידום $t+1$	0.000 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.010 (0.020)	0.017 (0.011)
R <sup>2</sup>	0.11	0.12	0.15	0.11
מספר התצפיות	905	667	82	207

לוח 2.ב.

המתמידים 2006-1988	כל האוכלוסייה	(1) לא אקדמאים	(2) טכנאים	(3) אקדמאים
הקידום	0.067 (0.002)	0.062 (0.003)	0.086 (0.005)	0.099 (0.003)
הקידום $t-1$	0.006 (0.001)	0.007 (0.001)	-0.002 (0.004)	0.004 (0.002)
הקידום $t+1$	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.007 (0.007)	0.017 (0.004)
R <sup>2</sup>	0.10	0.11	0.12	0.11
מספר התצפיות	11,636	9,036	750	2,386

לוח 2.ג.

מצטרפי 1988	כל האוכלוסייה	(1) לא אקדמאים	(2) טכנאים	(3) אקדמאים
הקידום	0.065 (0.005)	0.054 (0.005)	0.120 (0.003)	0.104 (0.013)
הקידום $t-1$	0.005 (0.002)	0.003 (0.003)	0.016 (0.008)	0.015 (0.006)
הקידום $t+1$	0.001 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.006 (0.017)	0.023 (0.004)
R <sup>2</sup>	0.10	0.12	0.14	0.12
מספר התצפיות	1,504	1,111	106	353

בסוגריים – סטיות התקן.

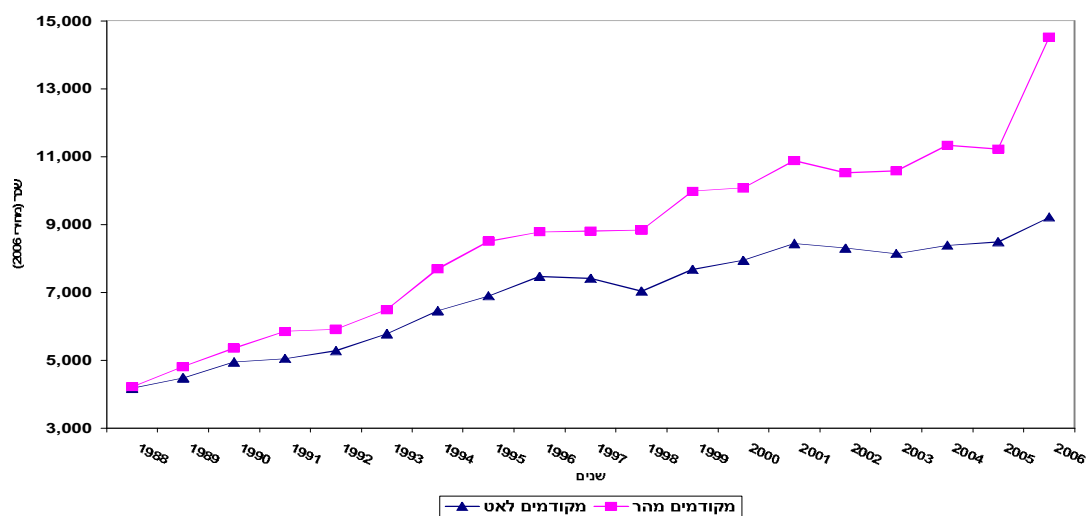
מהלוחות עולה הבדל גדול בפרמיה של הקידום בין קבוצות האוכלוסייה השונות ואף בקרב אותה קבוצת אוכלוסייה נאמדו השפעות שונות על השכר בין הקהורטות השונות. השפעת הקידום על גידול השכר, ללא התייחסות להשפעתו של הקידום בעבר או בעתיד על גידול השכר עלולה להיות מוטה, שכן חלק מגידול השכר המיוחס לקידום באותה תקופה מקורו בלמידה של השוני ביכולות העובדים על ידי המעסיק תוך כדי עבודתם, וחלק אחר מקורו בהיכרות עם יכולות העובדים בעת הצטרפותם לעבודה. ניתן לבחון את שתי ההשפעות הללו בנפרד. שוני ביכולות העובדים שהיה ידוע עם הצטרפותם לעבודה אמור להשתקף בהשפעה של קידום עתידי ושל קידום בעבר על עליית השכר; לעומתו ההשפעה של הידיעה על השוני בין יכולות העובדים המצטברת תוך כדי עבודתם עתידה להשתקף אך ורק בקידומם בשנים עברו (Lazear, 1996). האמידה מצביעה על השפעה חיובית של הקידום העתידי רק בקרב קבוצת העובדים האקדמאים. מכאן שרק בקבוצה זו יש לאמידת יכולת העובדים בזמן הצטרפותם לעבודה השפעה על הגידול השנתי של שכרם.

נוסף על כך, האומדן לפרמטר של הקידום עלול להיות מוטה כלפי מעלה; זאת במקרה שהמעסיק מפחית מגידול השכר העכשווי בשנה שבה העובד סיפק תפוקה גדולה במיוחד משום שהעובד קודם בשנה הקודמת; לעומת זאת הוא יכול להיות מוטה כלפי מטה, וזאת במקרה שקידום בדרגה פותח דלתות נוספות ואופק קידום שלא היה לעובד אלמלא קודם בדרגה. ניתן לבחון זאת על ידי בחינת השפעתם של קידומים קודמים על גידול השכר. אמידת המקדמים של הקידומים בשנים עברו מגלה שהשפעתן על הגידול העכשווי של שכר העובד לרוב אינה מובהקת, וכאשר היא מובהקת, היא חיובית וקטנה (בערך חצי נקודת אחוז).

המסקנה העיקרית הנגזרת מהניתוח דלעיל היא שקידום בדרגה מעלה את שכרו של העובד בממוצע ב-6.5 אחוזים. שיעור זה עולה עם גובה ההשכלה על העובדים: אצל לא-אקדמאים הוא נע בין 5.4 ל-6.2 אחוזים, אצל טכנאים בין 8.6 ל-12 אחוזים ואצל אקדמאים בין 8.6 ל-10.4 אחוזים. מכאן, שקידום בדרגות במהלך העבודה היוצר את האי רציפות – ה"קפיצות" – בשכרו של העובד במהלך שנות עבודתו.

ההשפעה המשמעותית של הקידום על שכרו של העובד באה לידי ביטוי גם באיור 2. האיור מתאר את מסלול השכר של שני סוגי עובדים, עובדים שקודמו מהר יחסית במהלך 19 שנות עבודתם,

איור 2 – תוואי השכר של המקודמים מהר והמקודמים לאט

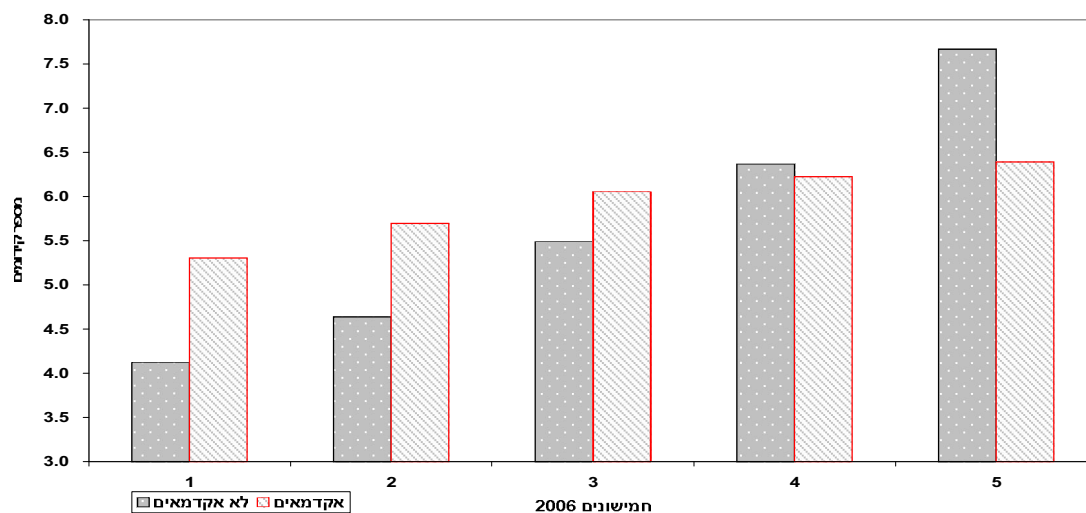


להם נרשמו – יותר מ-6 קידומים ("Winners"), וכאלה שקודמו לאט יחסית, עד 6 קידומים ("Losers"). כפי שעולה מהאיור, פרופיל השכר של המקודמים מהר הוא בעל שיפוע חד יותר ומאופיין ביותר קפיצות.

במהלך 19 שנים המקודמים מהר הכפילו את שכרם פי 3.44 לעומת שכרם ההתחלתי בעוד שהמקודמים לאט הכפילוהו פי 2.21 בלבד (פי 2.66 ופי 2.03 ללא הקפיצה בשנת 2006). שיעורי גידול אלו מבטאים שיעורי גידול שנתיים ממוצעים של 7.1 ו-4.5 אחוזים, בהתאמה (5.9 ו-4.3 אחוזים ללא הקפיצה בשנת 2006). שכרם של העובדים בשנת 2006 שהצטרפו לחמישון השני של השכר מקרב המצטרפים של 1988 (אשר נע בין 3,800 ל-4,500 ש"ח במחירי 2006) – התבדר כתוצאה משיעורי הקידום השונים: שכרם של העובדים שקודמו מהר עלה לממוצע של 14,521, ואילו שכרם של המקודמים לאט – ל-9,215; העובדים שקודמו מהר הגיעו בממוצע עד לעשירון השכר השמיני, בעוד שהמקודמים לאט הגיעו לעשירון השכר הרביעי בלבד.

איור 3 מציג את הקשר החיובי בין חמישון השכר הממוצע של העובדים בשנת 2006 לבין מספר הקידומים שלהם מאז הצטרפותם לעבודה בשנת 1988. חמישוני השכר חושבו לעובדים אקדמאים ולא-אקדמאים בנפרד. כפי שעולה מהאיור עובדים שהיו בחמישון השכר התחתון בשנת 2006 קודמו בממוצע 4.1 עד 5.3 קידומים במהלך 19 השנים; עובדים שהיו בחמישון השכר העליון קודמו בממוצע 6.4 עד 7.7 קידומים. מהאיור עולה בבירור שהבדלים בממוצע הקידומים בין העובדים בחמישוני השכר אצל העובדים הלא-אקדמאים היו גדולים מאשר אצל העובדים האקדמאים. הפער בין ממוצע הקידומים של העובדים בחמישון שכר העליון לבין העובדים בחמישון השכר התחתון בקרב העובדים האקדמאים היה קידום אחד בלבד, בעוד שבקרב העובדים הלא-אקדמאים פער זה עמד על 3.5 קידומים. כל אלו משתקפים בהשפעתו של הקידום על עליית השכר הנובעת מהתיאוריה של tournaments. לקפיצות השכר אין הסברם אחר – לא באמצעות מודל של צבירת הון אנושי ולא באמצעות צבירת ניסיון ומיומנות בעבודה.

איור 3 – חמישוני השכר ומספר הקידומים, אקדמאים ולא-אקדמאים



כעת נשאלת השאלה מהי התרומה של הקידום לסך העלייה בשכרו של העובד, או, במילים אחרות: איזה חלק מהגידול הכולל של שכר העובדים לאורך תקופת עבודתם נובע מהקידום בלבד.

התשובה לשאלה תלויה הן בשכיחות של הקידומים והן בתרומה של כל קידום לשכר. הדרך הנכונה לחישוב התרומה של הקידום לסך הגידול בשכרו של העובד הוצעה על ידי Topel and (1992) Ward ויושמה במאמר של McCue משנת 1996. אחוז התרומה המצטבר של הקידום לסך הגידול בשכר הוא:

$$C_P = \frac{\sum_{i=1}^T P_i \cdot G_i}{\sum_{i=1}^T dw_i^T} \quad [3]$$

כך ש- $T$  היא מספר שנות העבודה,  $i$  היא השנה הספציפית,  $P$  היא החלק של העובדים שקודמו,  $G_i$  היא ההבדל הממוצע בשכר בין השנה  $i$  לשנה  $i-1$  עבור העובדים שקודמו ו- $dw_i^T$  הוא ההבדל הממוצע בשכר של כל העובדים בין השנה  $i$  לשנה  $i-1$ . התוצאות מוצגות בלוח 3. במהלך 19 שנות המעקב, תרומת הקידום המצטברת לעליית השכר מוערכת ב-65 אחוזים – כשני שלישים. זוהי תוצאה גבוהה מאוד, שכן McCute מצא במחקרו תרומה של 15 אחוזים בלבד. התרומה של הקידום אצל הגברים, 68 אחוזים, גבוהה יותר מאשר אצל הנשים, 64 אחוזים, ואצל עובדים ששכרם בשנת 1988 היה מעל לחציון השכר בקרב העובדים באותה שנה היא גבוהה מעט יותר מאשר אצל האחרים. התרומה של הקידום לעליית השכר גבוהה יותר גם בקרב העובדים האקדמאים. כן נמצא שתרומת הקידום לגידול השכר קטנה עם השנים: השפעת הקידום על עליית השכר נשחקה עם הזמן, וזאת תוצאה נלווה של ירידת האינפלציה (זוסמן וזכאי, 2003).

### לוח 3

התרומה המצטברת של הקידום לסך הגידול בשכר

	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
	מצטרפי 1988	2006-1992	2006-1990	2006-1988		
.1	64.9	63.0	63.9	65.8	כל המדגם	
.2	65.9	65.1	66.0	68.2	גברים	
.3	63.4	61.3	62.2	63.7	נשים	
.4		71.1	71.7	78.1	אקדמאים	
.5		67.6	69.7	71.0	לא-אקדמאים	
.6		66.2	67.0	69.1	גברים ששכרם בתחילת המעקב גבוה מהחציון	
.7		61.5	62.3	65.1	גברים ששכרם בתחילת המעקב נמוך מהחציון	
.8		64.3	65.1	66.2	נשים ששכרן בתחילת המעקב גבוה מהחציון	
.9		60.9	61.5	62.9	נשים, שכר נמוך מהחציון בתחילת המעקב	
.10		63.4	62.9	65.5	= >0 ניסיון > 5	
.11		69.5	69.4	70.6	= >5 ניסיון > 10	
.12		68.1	68.5	68.0	= >10 ניסיון > 15	
.13		66.4	67.4	69.4	= >15 ניסיון > 20	
.14		69.6	70.0	71.2	> 20 ניסיון	

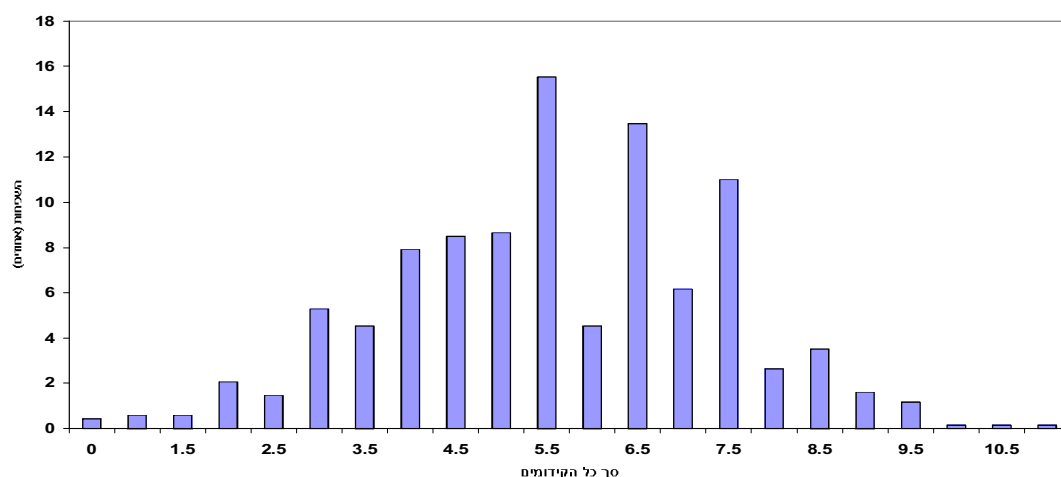
העובדים בשנת 1988 היו שונים זה מזה בוותק במקום עבודתם (שכן לא מדובר בעובדים המצטרפים באותה שנה בלבד). כדי לבדוק אם לוותק יש השפעה על התרומה של הקידום לסך הגידול בשכר נערכו שלוש בדיקות. בבדיקה ראשונה נעשתה לגבי עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 והתוצאות היו דומות (טור 5 בלוח 3). בבדיקה השנייה חולקו העובדים שנדגמו בשנת 1988 לחמש תת-קבוצות של ותק באותה שנה. גם במקרה זה לא אובחנו הבדלים גדולים בין קבוצות אלו בתרומה של הקידום ולא נרשם מתאם מונוטוני כלשהו, אף כי נתקבל כי תרומת הקידום לסך הגידול בשכר עולה עם הצטברות הוותק. לבסוף נבחרו אוכלוסיות נוספות של עובדים (1989-1996), אולם התוצאות (שרק שתיים מהן מוצגות במאמר, בטורים 3 ו-4 של לוח 3) לא השתנו גם במקרה זה, אף שניכרת ירידה מונוטונית בשיעור התרומה המצטבר של הקידום לסך גידולו של השכר לאורך השנים. בחינות אלה והעמידות של הממצאים מצביעות על ממצא נוסף: התרומה המצטברת של הקידום לסך העלייה בשכרו של עובד לאורך עבודתו במגזר הציבורי בישראל מוערכת ב-60 עד 70 אחוזים שיעור שהוא ללא ספק משמעותי ביותר.

#### 4. שיעור הקידום הפנימי

מה שיעור הקידום התוך דירוגי במגזר הציבורי ומה משפיע עליו?

המשתנה התלוי שננתח הוא מספר הקידומים של העובדים לאורך תקופת המחקר. נתחיל בעובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנת 1988 והתמידו בעבודתם לאורך כל התקופה, עד שנת 2006. כפי שעולה מאיור 4.4, התפלגות מספר הקידומים של העובדים מאופיינת בשונות לא מבוטלת, הבאה לידי ביטוי בטווח גדול של קידומים: ממוצע מספר הקידומים של העובדים בשנים אלה היה 5.6, החציון והשכיח – 5.5; סטיית התקן – 3.6. אורך התקופה הוא 19 שנים, משמע שהעובדים קודמו בממוצע אחת ל-3.4 שנים, ורובם אחת ל-3.45 שנים.

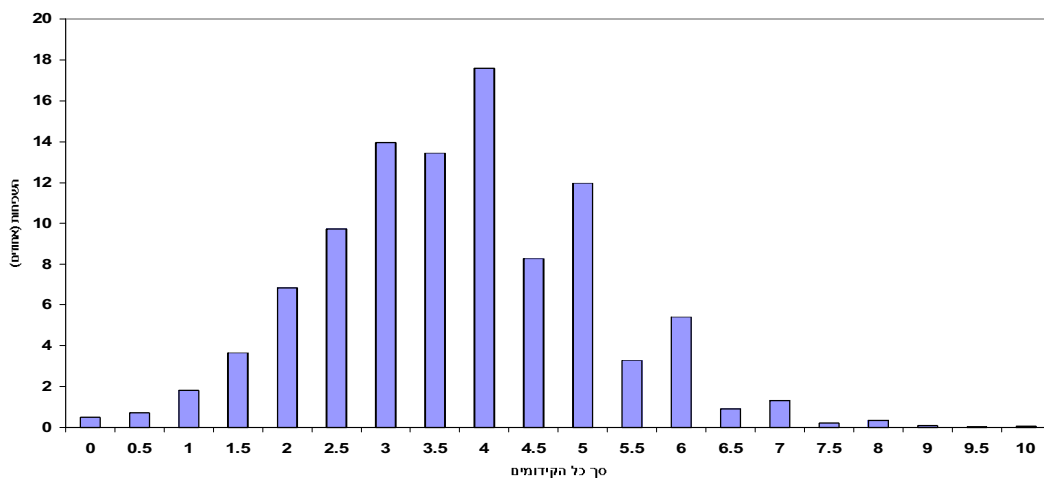
איור 4.4 – התפלגות מספר הקידומים של עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 והתמידו בעבודתם עד שנת 2006 לפחות



ניתן להרחיב את אוכלוסיית המדגם על ידי בחינת עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנים 1989 ואילך, ובאמצעותן לבחון את ההתפתחות בשיעורי הקידומים עם השנים. הרחבת המדגם מביאה לקיצור אופק התעסוקה של העובדים. (לדוגמה: בעוד שעבור העובדים שהצטרפו בשנת 1988 יש 19 שנים של תצפיות, לעובדים שהצטרפו בשנת 2000 – רק 7 שנים.) לכן הוחלט להרחיב

את האוכלוסייה רק עד לעובדים שהצטרפו בשנת 1996, כך שמספר השנים המינימלי למעקב אחר עובד הוא 11 שנים. איור 4.4 מציג את התפלגות מספר הקידומים עבור אוכלוסייה מורחבת זו. ממוצע מספר הקידומים ל-11 שנות העבודה הראשונות הוא 3.7; החציון – 4; השכיח – 3.5; סטיית התקן – 1.4. בניגוד להתפלגות של 19 שנות עבודה, שנראית נורמלית פחות או יותר, להתפלגות זו זנב ימני, דבר המרמז על התכנסות של מספר הקידומים להתפלגות נורמלית עם הצטברות הוותק בעבודה; במילים אחרות: עובדים שקודמו מהר בתחילת עבודתם, מקודמים פחות בהמשכה.

איור 4.4 – התפלגות מספר הקידומים של עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 עד 1996 והתמידו בעבודתם 11 שנים לפחות



שאלת השאלה אילו תכונות של עובדים במגזר הציבורי, אם בכלל, משפיעות על מספר קידומים שהם זכו או עתידים לזכות בהם. לפני שנבחן את ההשפעה של תכונות העובדים על תוואי הקידומים נבדוק את הקשרים ביניהן לבין עצמן ואת המיתאם ביניהן לבין מספר הקידומים. המשתנים המסבירים המועמדים להסבר מספר הקידומים של העובד הם מינו (בר = 1), גילו והוותק שלו בעת ההצטרפות לעבודה, עשירון השכר שלו מבין כלל המצטרפים בעת כניסתו לעבודה (עשירון\_88), עשירון השכר בתוך הדירוג שאליו הוא משתייך בעת כניסתו לעבודה (עשירון\_דירוג\_88), חלקיות המשרה שבה הוא התחיל לעבוד והדרגה (המתוקנת) שקיבל עם תחילת עבודתו<sup>7</sup>. משתנה מעניין נוסף, שלא משמש משתנה מסביר, הוא שיעור הגידול של שכר העובד בשנות המחקר (ש"ש\_שכר). המיתאם בין המשתנים ייבחן ללא כל תחזית מוקדמת, כלומר ללא כל מודל תיאורטי. לוח 4.4 א (ב.4) מציג סטטיסטיקה תיאורית של המשתנים עבור אוכלוסיית העובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 והתמידו עד 2006 (עבור אוכלוסיית העובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 עד 1996 והתמידו עד 11 שנים בעבודה), נוסף על כך – את הקשרים הבינאריים ביניהם, מקדם המתאם של פירסון, ואת הקשר ביניהם לבין מספר הקידומים של העובדים.

<sup>7</sup> הדרגות נורמלו, כאמור, בצורה שונה לכל דירוג, מהדרגה הנמוכה ביותר (1) ועד לדרגה הגבוהה ביותר, כולל הצאי דרגות.

#### לוח 4.א

סטטיסטיקה תיאורית ומקדמי המתאם של המשתנים במודל עבור עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988\*\*

פרמטר	מספר הקידומים	העשירון בדירוג	העשירון הכללי	הגיל	גבר	הניסיון	חלקיות המשרה	התואר האקדמי	הדרגה	שיעור העלייה בשכר
הממוצע	5.60	5.91	5.13	32.01	0.47	3.72	0.943	0.32	3.86	2.40
סטיית התקן	1.79	3.06	3.00	7.05	0.50	4.36	149	0.61	1.52	0.91
התצפיות	675									
העשירון בדירוג	0.02									
העשירון הכללי	0.05	<b>0.62</b>								
הגיל	<b>-0.33</b>	<i>0.05</i>	<b>0.12</b>							
גבר	<i>0.07</i>	<b>0.33</b>	<b>0.48</b>	<b>-0.09</b>						
הניסיון	<b>-0.10</b>	<i>0.08</i>	<b>0.27</b>	<b>0.44</b>	0.05					
חלקיות המשרה	<b>0.16</b>	<i>0.01</i>	<b>0.10</b>	<b>-0.15</b>	<b>0.31</b>	0.04				
התואר האקדמי	<b>-0.10</b>	<i>-0.03</i>	<b>0.47</b>	<b>0.22</b>	<b>0.19</b>	<b>0.35</b>	<i>0.07</i>			
הדרגה	0.00	<b>0.13</b>	<b>0.43</b>	<b>0.13</b>	<b>0.15</b>	<b>0.38</b>	<b>0.03</b>	<b>0.21</b>		
שיעור העלייה בשכר	<b>0.56</b>	<b>-0.24</b>	0.04	<b>-0.14</b>	<b>0.10</b>	<i>0.07</i>	<b>0.16</b>	<b>0.19</b>	<b>0.17</b>	

\* הערכים המודגשים מובהקים ברמת מובהקות של לפחות 5 אחוזים.

\*\* מקדם המתאם בין גבר לסך הקידום, שיעור העלייה של השכר והניסיון, תואר אקדמי וחלקיות משרה – כל אלה מובהקים ברמת מובהקות של 10 אחוזים.

#### לוח 4.ב

סטטיסטיקה תיאורית ומקדמי המתאם של המשתנים במודל עבור עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי ב-1988 עד 1996\*\*

פרמטר	מספר הקידומים	העשירון בדירוג	העשירון הכללי	הגיל	גבר	ניסיון	חלקיות המשרה	התואר האקדמי	הדרגה	שיעור העלייה בשכר
הממוצע	3.70	5.92	5.22	33.81	0.48	4.42	0.92	0.39	4.46	1.91
סטיית התקן	1.38	3.05	2.93	8.08	0.50	5.60	0.17	0.67	1.87	0.76
התצפיות	11,133									
העשירון בדירוג	<b>-0.07</b>									
העשירון הכללי	<b>-0.03</b>	<b>0.60</b>								
הגיל	<b>-0.28</b>	<b>0.09</b>	<b>0.17</b>							
גבר	<b>0.10</b>	<b>0.28</b>	<b>0.33</b>	<b>-0.03</b>						
הניסיון	<b>-0.18</b>	<b>0.14</b>	<b>0.37</b>	<b>0.48</b>	0.04					
חלקיות המשרה	<b>0.13</b>	<i>-0.01</i>	<b>0.06</b>	<b>-0.13</b>	<b>0.32</b>	<b>0.03</b>				
התואר האקדמי	<b>-0.10</b>	<i>-0.06</i>	<b>0.43</b>	<b>0.26</b>	<b>0.05</b>	<b>0.50</b>	<b>0.06</b>			
הדרגה	<b>-0.17</b>	<b>0.04</b>	<b>0.31</b>	<b>0.10</b>	<b>0.08</b>	<b>0.32</b>	<b>0.10</b>	<b>0.19</b>		
שיעור העלייה בשכר	<b>0.46</b>	<b>-0.29</b>	<b>-0.06</b>	<b>-0.16</b>	<b>0.11</b>	<i>0.02</i>	<b>0.22</b>	<b>0.17</b>	<b>0.03</b>	

\* הערכים המודגשים מובהקים ברמת מובהקות של לפחות 5 אחוזים.

\*\* כל הפרמטרים הינם ערכים בעת ההצטרפות לעבודה בשנים 1988-1996.

כפי שעולה מלוח 4.א, עשירון השכר הכללי ועשירון השכר התוך דירוגי אינם מתואמים עם מספר הקידומים. לעומתם הן הניסיון והן גיל העובד עם ההצטרפות לעבודה מתואמים שלילית עם מספר הקידומים. גם הקורלציה בין השכלת העובד למספר הקידומים היא שלילית, ואילו בין מינו של העובד למספר קידומיו לא נמצא קשר מובהק ברמה של 5 אחוזים. גברים נהנו עם הצטרפותם מעשירון שכר כללי ותוך-דירוגי גבוה יותר מאשר נשים: עשירון השכר הכללי והתוך-דירוגי בקרב הגברים היה גבוה יותר ב-2.8 וב-2 עשירונים, בהתאמה; קשר זה תואם את העובדה שהשכלת



הגברים ודרגתם הייתה גבוהה יותר בממוצע (מזר, 2006 ב'). גובה הדרגה בכניסה אינו מתואם עם מספר הקידומים, אבל הוא מתואם חיובית חזק עם עשירון השכר התוך-דירוגי, הוותק וההשכלה של העובד. הוותק של העובד וגילו מתואמים ביניהם חיובית חזק, כצפוי. מניתוח האוכלוסייה המורחבת יותר, לוח 4.ב, נסיק את אותן המסקנות ואף יותר: עשירון השכר הכללי והתוך-דירוגי מתואמים שלילית עם מספר הקידומים, וכן גם גובה דרגתו של העובד עם כניסתו לעבודה. כפי שמראה איור 2, מספר הקידומים של העובד במהלך עבודתו מתואם חיובית חזק עם שיעור הגידול של שכרו. גם הגידול של סך השכר, כמו מספר הקידומים, מתואם חיובית עם חלקיות המשרה בעבודה שבה החל העובד ומתואם שלילית עם עשירון השכר הכללי שלו, דבר המרמז על התכנסות בשכר העובדים עם צבירת הוותק. בניגוד למספר הקידומים, עליית השכר מתואמת חיובית עם השכלת העובד בעת הצטרפותו לעבודה, נתון המצביע על פרמיה לקידום העולה עם השכלת העובדים. מסקנה מעניינת נוספת שעולה מלוח 4.א (וגם מלוח 4.ב) היא, ששיעור הגידול של שכר הגברים היה גבוה מזה של הנשים (בממוצע ב-17 נקודות אחוזים), דבר שאינו עולה בקנה אחד עם הממצא שלפיו אין הבדל מובהק בין נשים לגברים במספר הקידומים במהלך עבודתם (על פי לוח 4.א); סתירה זו מצביעה על דרכים אחרות שבהן התרחב פער השכר בין נשים לגברים עם הצטרות הוותק בעבודה.

לוח 5 מציג את התוצאות של רגרסיה רב-משתנית המתבססת על נתוני חתך כאשר המשתנה התלוי בהן הוא מספר הקידומים אותם קיבלו העובדים במהלך עבודתם. כל טור בלוח מציג שנת הצטרפות שונה והטור האחרון מציג את התוצאות של הרגרסיה המתבססת על האוכלוסייה המורחבת – אוכלוסיית המצטרפים בשנים 1988-1996 אשר התמידו בעבודתם 11 שנים לפחות.

לוח 5

רגרסיית OLS רב-משתנית

המשתנה התלוי – מספר הקידומים המצטבר של העובדים

$$Total\_Promotion_{s-2006} = \beta X_t + \varepsilon_i \quad [4]$$

$$S = 1988 - 1996$$

כל האוכלוסייה	1996	1994	1992	1990	1988	שנת ההצטרפות
11,123	2,298	1,266	1,264	1,254	667	דרגות החופש
0.16	0.16	0.13	0.13	0.11	0.14	R-squared
5.43	4.90	5.36	6.47	5.92	6.60	החותך
-0.08***	-0.10***	-0.12***	-0.04*	-0.08***	-0.05*	העשירון בדירוג
0.08***	0.11***	0.15***	0.05**	0.09***	0.14***	העשירון הכללי
0.21***	0.25***	0.21***	0.24***	0.15	-0.17	גבר
-0.04***	-0.04***	-0.03***	-0.06***	-0.06***	-0.08***	גיל
0.57***	0.51***	0.62***	0.44*	1.05***	1.46***	חלקיות המשרה
-0.21***	-0.37***	-0.38***	-0.10	-0.18**	-0.41***	תואר אקדמי
-0.12***	-0.15***	-0.19***	-0.14***	-0.01	-0.02	הדרגה
-0.09**						שנת ההצטרפות

\*רמת מובהקות של 10 אחוזים. \*\*רמת מובהקות של 5 אחוזים. \*\*\*רמת מובהקות של 1 אחוז.

מהרגרסיה הרב-משתנית נוכל להסיק מספר מסקנות חשובות:

1. הממצא הבולט ביותר, ואולי החשוב ביותר, הוא שהתרומה הכוללת של כל המשתנים המסבירים להסבר השונות של מספר הקידומים שניתנו לעובדים היא קטנה מאוד, וזאת בהתאם למה שמצאו זוסמן וזכאי (2003). ניתן להסיק מממצא זה שהקידומים במגזר הציבורי ניתנים לרוב בשיטה קבועה, כך שמרביתם אינם תלויים בעובד עצמו, וככל הנראה גם לא בתפוקותיו.
2. גברים קיבלו מעט יותר קידומים מאשר נשים, ממצא שתואם את הממצאים של (1986), Lazear and Rosen (1990), Ransom and Oaxaca (2005), Cobb-Clark (2001), McCue (1986) and Lewis.
3. לגיל ההצטרפות של העובדים ישנה השפעה שלילית, אמנם קטנה בלבד.
4. ממצא מפתיע מעט הוא, שלהשכלה – בהינתן שהמשתנים האחרים קבועים – ישנה השפעה שלילית על מספר הקידומים. גם Jed De Varo et al. (2004) מצאו השפעה שלילית של ההשכלה, והסבירו אותה במודלים תיאורטיים של איתות (signal) אל מחוץ למגזר הציבורי (עניין שיוסבר בהמשך). מחקרים אחרים – ביניהם Wise 1975; Rosenboun; 1979; Berg; 1971. מצאו מיתאם חיובי בין ההשכלה למספר הקידומים של העובד.
5. לעשירון השכר התוך-דירוגי ולעשירון השכר הכללי של העובדים בעת הצטרפותם למגזר הציבורי ישנה השפעות מנוגדות: בעוד ההשפעה השולית של עשירון שכר כללי גבוה יותר היא חיובית, ההשפעה השולית של עשירון השכר התוך-דירוגי היא שלילית. בין הדירוגים, דירוג המאופיין בשכר גבוה יותר מאופיין גם בשיעורי קידום גבוהים יותר, אולם בתוך הדירוגים, עובדים בעלי שכר גבוה יותר מאופיינים בשיעורי קידום נמוכים יותר. ממצא זה עמיד בכל תקופות הבדיקה. מגבלת מתח הדרגות, שהופכת להיות אפקטיבית עם העלייה בדרגות, יכולה להוות סיבה לממצא זה. השערה זו מתחזקת כאשר מריצים את המודל רק עבור עובדים המצטרפים בדרגה נמוכה מהדרגה החצינית: אז מקבלים שהפרמטר של עשירון השכר התוך-דירוגי אינו מובהק.
6. השפעת הדרגה של העובד עם הצטרפותו לעבודה על מספר הקידומים שלו מובהקת רק עבור האוכלוסייה המורחבת. השפעה זו היא שלילית וקטנה; חלק מההשפעה של גובה הדרגה משתקף בהשפעה השלילית של העשירון התוך-דירוגי.
7. בשנים 1988-1996 שיעורי הקידום יורדים עם השנים בשיעור ממוצע של 0.09 קידומים בכל שנה, נתון שהתבטא בירידת התרומה המצטברת של הקידום לסך העלייה בשכר עם השנים, כפי שהוצג בלוח 3.
8. נבדק מודל נוסף, שבו המשתנה התלוי היה שיעור הגידול של השכר במקום מספר הקידומים. הממצאים מחזקים את ההשערות שעלו מבחינת הקשרים הבינאריים בין המשתנים: גברים נהנו משיעור גבוה יותר של גידול שכרם, שאי אפשר להסביר אותו במלואו על ידי מספר הקידומים הגבוה יותר לגברים. (הפרמטר של גבר במודל של שיעור השינוי בשכר הוא 0.23 נקודות אחוז, והוא מובהק מאוד.) המשתנה גבר מובהק גם במודל שמסביר את שיעור השינוי בשכר וכולל בתוכו גם את מספר הקידומים (הפרמטר הנאמד במקרה זה הוא 0.10). גם

ההשכלה מתואמת חיובית עם שיעור הגידול של שכר העובדים - הפרמטר הנאמד של תואר נוסף הוא 0.21.

שימוש בנתוני פאנל

לאחר בחינת תכונות העובדים והתאמתן לסך הקידומים במהלך העבודה נאמד את ההסתברות לקבלת קידום בשנה מסוימת; זאת נעשה, לראשונה לגבי ישראל, באמצעות נתוני פאנל.

$$P(I_{i,t} = 1) = f(x_{i,t,t-1,\dots,t-x}) \quad [5]$$

תוצאות מודל זה צפויות להיות דומות לאלו של המודל הקודם, שאותו אמדנו באמצעות נתוני החתך, שכן:

$$Total\_Prom_{i,t\dots T} \equiv \sum_{t=1}^T (I_{i,t} = 1) \quad [6]$$

הערך המוסף העיקרי הוא שימוש בנתוני פאנל, שמאפשר לנו להתנות את הסיכוי לקבלת קידום בשנה מסוימת בקבלת קידום בשנה או בשנים הקודמות. כן ניתן להשתמש בצורה נקייה יותר בוותק של העובד כמשתנה מסביר, שאינו לוקה בהטיה שהייתה נגזרת משימוש בו באמצעות נתוני החתך. יתרון נוסף של האמידה באמצעות נתוני פאנל הוא בנטרול השפעתם של המאפיינים האישיים הלא-נצפים של הפרטים (*Fixed effects*).

לוח 6 בנספח מסכם את תוצאות האמידה של רגרסיות *Probit* עבור חמש קבוצות מצטרפים שונות – 1988, 1990, 1992, 1994 ו-1996. המשתנים המסבירים דומים לאלה של הרגרסיות של נתוני החתך. נוסף למשתנה הוותק האמור, הוכנסו כמשתנים מסבירים, שלושה משתני דמה של קידומים לשנים  $t-3$  עד  $t-1$ . התוצאה החשובה ביותר שעולה מניתוח תוצאות הרגרסיה הוא המתאם השלילי בין משתנה הדמה לקידום בשנה  $t-1$  לבין המשתנה התלוי – קידום בשנה  $t$ : הסיכוי של עובד להיות מקודם בשנה  $t$  קטן ב-30 נקודות אחוז אם העובד קודם שנה אחת לפני כן, מובהקות התוצאה גבוהה מאוד. קידום בשנה  $t-2$  מתואם חיובית עם קידום בשנה  $t$ , אולם ערך הפרמטר שלו קטן בהרבה – כ-4 נקודות אחוז; קידום בזמן  $t-3$  מתואם חיובית גם כן עם הקידום בזמן  $t$ , וערך הפרמטר שלו גדול יותר – 10 נקודות אחוז. תוצאות אלו מצביעות על שיטתיות בחלוקת הדרגות במגזר הציבורי בישראל: עובד מקודם בממוצע אחת לשנתיים עד ארבע שנים, ואם הוא מקודם פעם אחת בתקופה זו, סיכויו לקבל קידום נוסף יורדים ירידה חדה. יתר על כן, הקידומים בשנים עברו מסבירים כ-34 עד 44 אחוזים מסך השונות המוסברת של ההסתברות לקידום השנה – שיעור גבוה מאוד, שמעיד כי הקידום נעשה על פי ה"יתור" ולא דווקא בהתאם לתפוקתו של העובד.

בממצא זה תומכים גם הערכים הקטנים, ואף הזניחים בהשוואה לפרמטרים של השנים עברו, של הפרמטרים של המשתנים האחרים בשני המודלים, הן בנתוני חתך והן בנתוני פאנל: בהינתן תוואי הקידום של העובד כמעט אין השפעה, או שיש השפעה קטנה בלבד, של המשתנים המסבירים האחרים, למעט הוותק. בדומה לממצאים שעלו ממאמרים רבים הבוחנים את ההסתברות לקידום, נמצא שהסיכוי לקידום יורד עם הצטברות הוותק של העובד: כל שנת ניסיון מורידה את

ההסתברות לקבלת קידום ב-2.8 עד 5.5 נקודות אחוז. מין העובד נמצא לא-מובהק; להשכלה כמעט אין חשיבות (היא נמצאה מתואמת חיובית עם הקידום רק לשנים 1992 ו-1994); הדרגה של העובד בכניסה נמצאה לרוב כנטולת השפעה או כבעלת השפעה מינורית; ככל שעשירון השכר הכללי של העובד בעת ההצטרפות גבוה יותר, ההסתברות לקידום גבוהה יותר ב-0.015 עד 0.023 נקודת אחוז; גם לגיל העובד בעת ההצטרפות נמצא מתאם שלילי עם ההסתברות לקידום: שנה נוספת בגיל העובד בעת הצטרפותו מורידה את הסיכוי שלו לקבלת דרגה בזמן  $t$  ב-0.5 נקודות אחוז. ואשר לחלקיות המשרה – משרה מלאה בעת ההצטרפות מעלה את ההסתברות לקבלת דרגה ב-4.4 עד 10.2 נקודות אחוז.

כמצופה, קיבוץ כל תת-קבוצות המצטרפים לקבוצה אחת מחזקת את התוצאות העולות מניתוח כל תת-קבוצה בנפרד. הוספת משתני דמה עבור השנים 1989 עד 1996 אינה משנה את התוצאות, אולם מעלה ממצא חשוב נוסף, שנתקבל גם מניתוח נתוני החתך: שיעורי הקידום יורדים מונוטונית עם השנים. כששאר המשתנים המסבירים קבועים, הסיכוי של עובד שהצטרף למגזר הציבורי ב-1988 לקידום גבוה ב-10 נקודות אחוזים מזה של עובד שהצטרף למגזר הציבורי 9 שנים מאוחר יותר, ב-1996. ירידה זו מקורה, ככל הנראה, בבלימת האינפלציה, שצמצמה מאוד את הצורך בקידום כפיצוי על שחיקת השכר.

#### **5. שיעורי הקידום במהלך מסלול הקריירה של העובדים**

בפרק זה מנותח לעומק הקידום של כלל העובדים במהלך עבודתם ושל קבוצות עובדים שונות, ובפרט – התקציב לקידום העובדים, התקציב לקידום למקודמים, השפעת הקידום על השכר ותוואי שיעור הקידום.

השיטה: הנתונים מכילים 9 תת-קבוצות של עובדים שעבדו במגזר הציבורי בשנים 1988 עד 1996 והתמידו בעבודתם עד שנת 2006 לפחות. (לדוגמה: הקבוצה הראשונה היא של עובדים שעבדו ברציפות במגזר הציבורי בשנים 1988 עד 2006; הקבוצה השנייה – מ-1989 עד 2006 וכו'). בקבוצה הראשונה (1988-2006) מרבית העובדים לא הצטרפו למגזר הציבורי בשנת 1988, כך שהם שונים זה מזה בוותק שלהם. הוותק הנרשם של העובד שימש כ-Proxy לתאריך שבו העובדים הצטרפו לעבודה; לדוגמה: עובד שב-1988 נרשם לו וותק של 10 שנים – הוסק כי הוא הצטרף למגזר הציבורי ב-1979. בדיקות אמפיריות מאשרות שזהו קירוב טוב. כתוצאה מהנחה זו נוכל לעקוב ולשרטט מסלולי שכר היפותטיים לאורך כל הקריירה של העובדים. יש לציין שהדרך האופטימלית לנהל מעקב זה הייתה לעקוב אחר עובדים מתמידים שהצטרפו לעבודתם בשנות השישים, וכיום רובם נמצאים בתהליכי פרישה, אולם אין בידי נתונים מהימנים לאותן שנים; לכן איעזר בנתוני חתך, וכן בנתוני פאנל משנות השמונים המאוחרות, כפי שהוסבר לעיל. יתרון חשוב הנובע משימוש בכל 9 קבוצות האוכלוסייה, אף שיש ביניהן חפיפה גדולה בתצפיות, הוא בהורדת ההשפעה של השנה הקלנדרית, שבה ייתכן כי נחתמו הסכמי שכר (למשל השנים 1993 ו-1994), והתייחסות לכל שנה כשנה נוספת של ותק לעובדים. לדוגמה: השנים הקלנדריות 1989 עד 1997 ייחשבו כשנים ראשונות בעבודה עבור עובדים שהצטרפו למגזר הציבורי בשנים 1988 עד 1996, בהתאמה.

התקציב השקלי (במחירי 2006) לקידום למקודם (*NBP*) חושב אחרי נטרול השפעת הניסיון הנצבר, כפי שמתואר ב-[7].

$$NBW \equiv \frac{\sum_{i=1}^k dW_{i,t} | I = 1}{k} - \frac{\sum_{i=k+1}^N dW_{i,t} | I = 0}{N - k} \quad [7]$$

כך ש- $dW_{i,t}$  הוא השינוי בשכר בין  $t-1$  ל- $t$ , הוא משתנה אינדיקטור, המקבל ערך אחד אם העובד קודם ואפס אחרת;  $k$  הוא מספר המקודמים, ו- $N$  הוא סך כל העובדים. ההשפעה על יחס השכר ( $RBP$ ) מחושבת באותה דרך [8].

$$RBP \equiv \frac{\sum_{i=1}^k d \ln W_{i,t} | I = 1}{k} - \frac{\sum_{i=k+1}^N d \ln W_{i,t} | I = 0}{N - k} \quad [8]$$

הכפלה של  $NBW$  בשיעור המקודמים תבטא את התקציב לקידום לעובד [9].

$$NBW \equiv \frac{k}{N} \cdot NBW \quad [9]$$

הגיוני להניח שמנהל במגזר הציבורי רואה את התקציב לקידום של סך העובדים,  $NBW$ , ומספר העובדים שהוא מעסיק  $N$  כנתונים – כאקסוגניים. מכאן שלגביו משתנה ההחלטה היחיד הוא שיעור המקודמים  $\alpha \equiv \frac{k}{N}$ . המנהל בסד של מגבלת תקציב ירצה לבחור את שיעורי המקודמים בקבוצות העובדים השונות כך שסך התפוקה של העובדים תהיה הגבוהה ביותר. שאלה זו מנותחת באופן פורמלי בעזרת מודל תיאורטי פשוט (שלט), שאותו לא אציג במאמר זה, אולם אפרט את עיקריו ואת מסקנותיו.

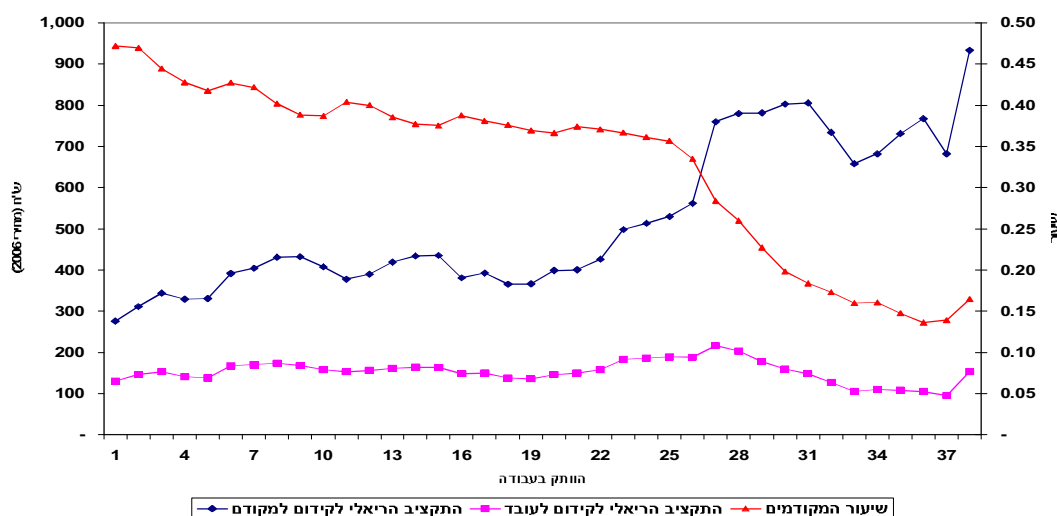
המודל הבסיסי מורכב משתי תקופות. בתקופה הראשונה העובדים, הנבדלים זה מזה בכישוריהם, צריכים להחליט אם להשקיע מאמץ או לא, החלטה בינארית. השקעת מאמץ כרוכה בירידה בתועלתם במהלך התקופה הראשונה, אולם מעלה את הסתברותם לקידום במהלך התקופה השנייה. השאלה היא מהו שיעור הקידום האופטימלי,  $\alpha^*$ , שעבורו סך התפוקה של העובדים צפויה להיות מרבית.

שיעור זה תלוי במשתנים אקסוגניים, כפי שמפורט ב-[10].

$$\alpha^* = \text{function } NBW^+, |\bar{U}^n|, (\bar{L}_h - \bar{L}_l), \bar{W}_1 \quad [10]$$

כך ש- $W_1$ , הוא ממוצע שכר העובדים לפני הקידום,  $(\bar{L}_h - \bar{L}_l)$  מייצג את העלות במונחי השקעת מאמץ של תועלת  $|\bar{U}^n|$ , מייצג את שנאת הסיכון של העובדים, ו- $NBW$ , כאמור, הוא התקציב לקידום לעובד.

איור 5 מציג את המשתנים הנצפים לגבי העובדים במגזר הציבורי בישראל.  
 איור 5 – התקציב הממוצע לקידום לעובד, שיעור המקודמים והתקציב הממוצע לקידום למקודם  
 לאורך כל עבודתו במגזר הציבורי בישראל



איור 5 מציג מספר ממצאים מעניינים:

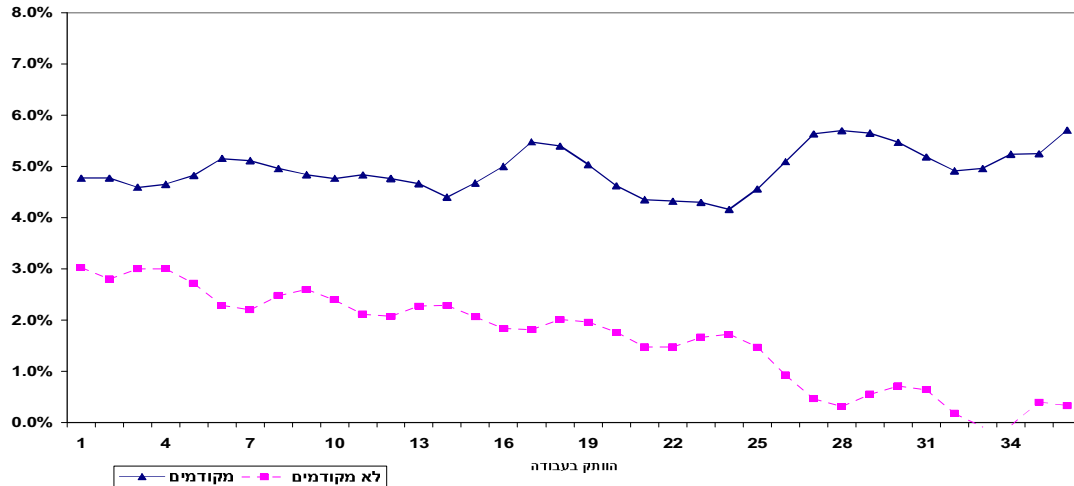
עובדים צפויים לקבל במהלך הקריירה שלהם במגזר הציבורי כ-12.5 קידומים (גם חצאי דרגות נחשב לקידום); בקירוב – קידום אחת ל-3.5 שנים. התקציב הממוצע השנתי לקידום לעובד הוא 150 ש"ח, והתקציב הממוצע לשנת ותק לעובד ללא קידום הוא 80 ש"ח, במחירי 2006. (מעניין לראות ש- $\frac{150}{80+150}$  שווה ל-65 אחוזים. נתון דומה לזה העולה מהניתוח שתוצאותיו מוצגות בלוח 3).

ניתן לחלק את תוואי שיעור הקידומים לאורך הקריירה של העובד לשתי תקופות: הראשונה – 25 עד 27 שנות ותק – שני השלישים הראשונים של הקריירה, השנייה – השליש האחרון של הקריירה; נקודת החלוקה המדויקת אינה קריטית. בתקופה הראשונה התקציב לקידום לעובד עולה בהדרגה יחד עם ירידה מתונה של שיעור המקודמים – בממוצע ירידה של 0.5 נקודת אחוז בכל שנה. שתי ההשפעות פועלות על התקציב לקידום למקודם באותו כיוון, ולכן שיפועו של תקציב זה בתקופה זו חד יותר מן השיפוע של התקציב לעובד. בתקופה השנייה, לאחר כ-26 שנות ותק, שיעור המקודמים מתחיל לרדת בצורה חדה הרבה יותר – בכל שנת ותק הוא יורד בממוצע ב-1.5 נקודות אחוז. בשל ירידה זו העובדים מצפים לקבל 82 אחוזים מסך כל הקידום שלהם במהלך שני השלישים הראשונים של הקריירה. גם, התקציב לקידום לעובד מתחיל לרדת בהדרגה בשליש האחרון: בעוד שאחרי 26 שנות ותק התקציב לקידום לעובד היה 216 ש"ח (מחירי 2006) הרי לאחר 35 שנות ותק תקציב זה עומד על 100 ש"ח בלבד. שתי ההשפעות פועלות על התקציב למקודם בכיוונים מנוגדים [9], אולם השפעת הירידה בשיעורי הקידום חזקה יותר – דבר שמביא לעלייה בתקציב לקידום למקודם.

כפי שנראה בהמשך, הירידה בתקציב לקידום לעובד יחד עם העלייה בשכרו אינה יכולה להצדיק תיאורטית את הירידה החדה של שיעורי הקידום.

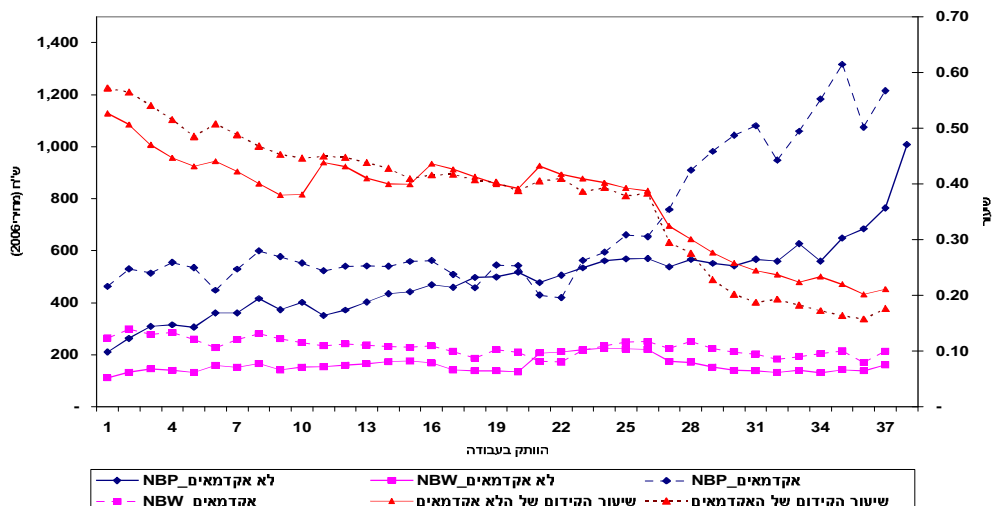
איור 6 מציג את העלייה של שכר המקודמים ביחס לשכרם לפני הקידום בהשוואה ליחס זה אצל הלא-מקודמים [8].

איור 6 – תוואי העלייה ביחס השכר של המקודמים ושל העובדים שלא קודמו לאורך כל הקריירה של העובדים במגזר הציבורי



איור 6 מצביע על עלייה ממוצעת של 5 עד 6 אחוזים בשכר של העובדים שקודמו, עלייה שאינה מושפעת במידה רבה מהוותק של העובדים. עוד עולה מאיור 6, שהעלייה ביחס השכר של העובדים שלא קודמו יורדת כמעט מונוטונית עם הצטברות הוותק של העובדים ומגיעה כמעט לאפס לקראת שלהי הקריירה של העובדים.

איור 7 מציג השוואה של המשתנים הנצפים עבור עובדים אקדמאים ולא אקדמאים. איור 7 – התקציב הממוצע לקידום לעובד, שיעור המקודמים והתקציב הממוצע לקידום למקודם לאורך כל עבודתם של העובדים במגזר הציבורי בישראל – אקדמאים ולא-אקדמאים



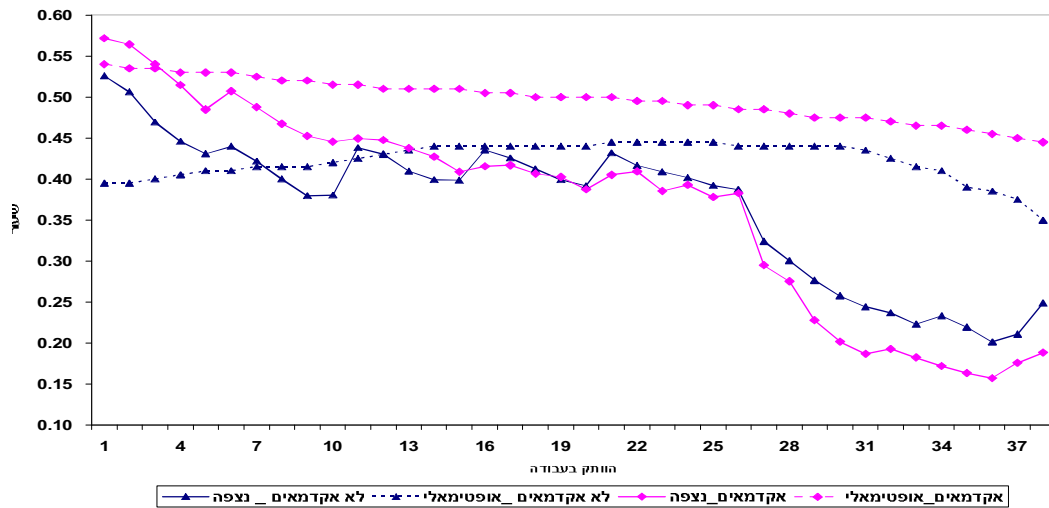
התקציב לקידום עובדים אקדמאים גבוה יותר מאשר לעובדים לא-אקדמאים. ממצא זה נראה הגיוני וצפוי שכן שכר העובדים האקדמאים גבוה יותר. ממצא חשוב נוסף ומעניין יותר הוא ירידה חדה יותר של שיעור המקודמים כפונקציה של הוותק בעבודה בקרב האקדמאים: בתחילת

הדרך האקדמאים נהנים משיעורי קידום גבוהים יותר, ואילו לקראת השליש האחרון של הקריירה מגמה זאת מתהפכת. התוצאה מתבטאת בתקציב לקידום של מקודם, שעולה עלייה חדה בקרב האקדמאים בתקופה האחרונה של הקריירה – מעט מקודמים אך לכל קידום שווי כספי גבוה מאוד. מטריצת מעברים, המתארת את מספר השנים הממוצע שהעובדים צפויים להמתין בכל דרגה לפני הקידום הבא, מציגה תמונת "מראה" של שיעור הקידום, היורד עם הוותק הנצבר של העובדים. שתי דוגמאות, לאקדמאים וללא אקדמאים, מוצגות בנספח באיור 4.1; השיפוע החיובי בולט מאוד, במיוחד לגבי העובדים האקדמאים, כמצופה.

איור 8 מציג את שיעורי הקידום הנצפים של אקדמאים ולא אקדמאים מול אלו שנגזרו מהמודל התיאורטי. התוואי האופטימלי מביא בחשבון את שכרם של העובדים ואת התקציב לקידום לעובד. בסימולציה התיאורטית כיולו הפרמטרים באופן הבא:

$$C(x) = x^4 \text{ היא פונקציית עלות המאמץ, } U(W) = Ln(W), \text{ ו- } L_h = 7, L_l = 6.$$

איור 8 – שיעור המקודמים לאורך הקריירה, המציאות מול המודל, אקדמאים ולא-אקדמאים

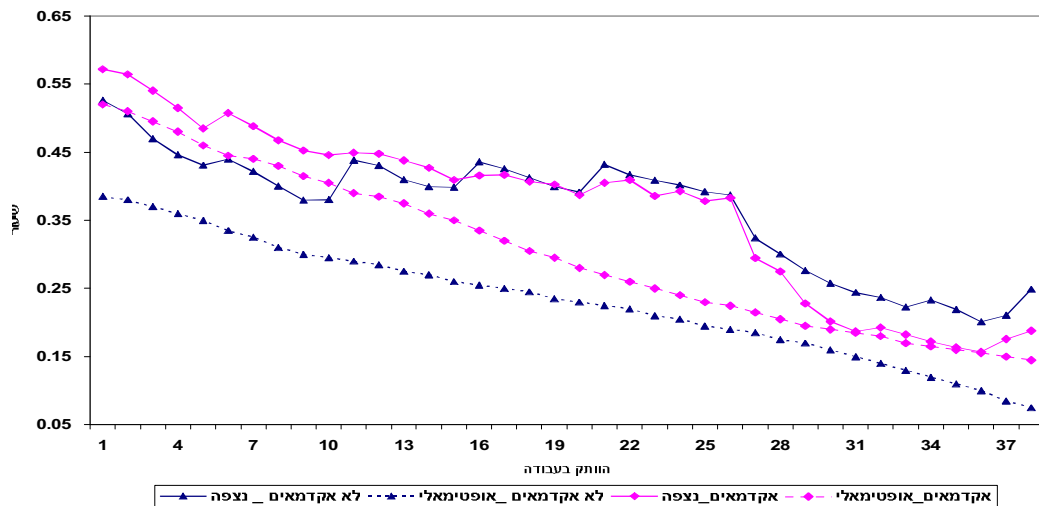


העלייה בתקציב לקידום לעובד,  $NBW$ , יחד עם העלייה של שכר העובדים הלא-אקדמאים מקוזזות זו את ההשפעה של זו על שיעור העובדים האופטימלי [10], ולכן עבור שני השלישים הראשונים של הקריירה של העובדים הלא אקדמאים נגזר מהמודל התיאורטי עקום אופקי בערך, המציג שיעור קידום קבוע. תופעה זאת אינה מאפיינת את העובדים האקדמאים, שכן תקציב קידומם אינו עולה בשנות הקריירה המוקדמות. הנקודה החשובה יותר היא, שבקרב שתי קבוצות האוכלוסייה הירידה החדה של שיעור הקידומים בשליש האחרון של הקריירה אינה מוסברת על ידי המודל. על פי המודל ירידה זו אינה יעילה, ועלולה להביא לירידה בתפוקה של העובדים לקראת החלק האחרון של הקריירה שלהם. ההשלכות, שעלולות להיות חמורות, מתחדדות נוכח העובדה שהקידום הוא כמעט הדרך היחידה להעלות את שכרם של העובדים הוותיקים, כפי שמראה איור 6, ולנוכח העובדה שאיום פיטורין עבור מרבית העובדים הוותיקים אינו רלוונטי, שכן מרביתם נהנים מקביעות. משמע שלעובדים הוותיקים אין תמריץ מספיק להשקיע מאמץ, ולכן תפוקתם תרד. מהצד האחר, יחס השכר של העובדים הוותיקים לשכר האלטרנטיבי שלהם (בחוץ) גדול יותר מיחס זה אצל העובדים הצעירים, שכן לוותיקים קשה יותר למצוא עבודה חלופית. לפיכך, גם למעסיק אין תמריץ להעלות את שכרם של הוותיקים כדי למנוע מהם מעבר לפירמה אחרת, או



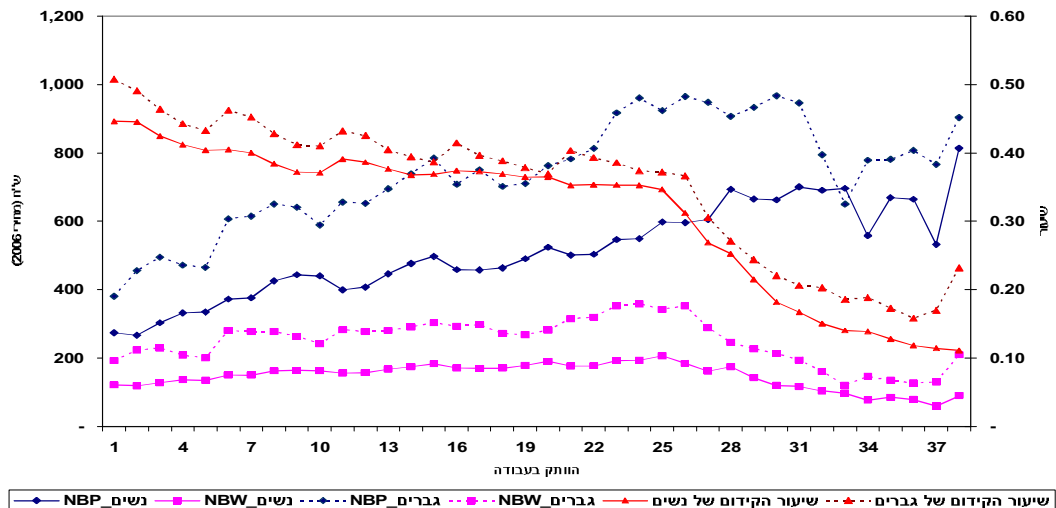
בדוגמה שלנו, למגזר העסקי. נוסף על כך, אם נניח שהעלות של מאמץ עולה עם גידול הוותק של העובד (שחיקה, מוגבלות פיזית וכן הלאה), הממצאים האמפיריים ייטיבו יותר לחפוף את ההתפלגות האופטימלית של הקידומים הנגזרת מהתיאוריה. איור 9 מציג תוצאה זו. (הנחתה שהעלות למאמץ עולה בקצב ליניארי, כך שעובד בעל ניסיון של 38 שנים כדי לקבל קידום יצטרך להשקיע מאמץ כפול מעובד חדש  $L_{h,1} = 7, L_{h,38} = 8$ ).

איור 9 – שיעור המקודמים לאורך הקריירה, מציאות מול מודל, אקדמאים ולא-אקדמאים בהנחה שהעלות של השקעת מאמץ במונחי תועלת עולה עם הוותק של העובדים



בניגוד למסקנה הברורה העולה מאיור 8, כי העובדים הוותיקים אינם מקודמים בקצב מספק, מראה איור 9, כי הואיל ועלות המאמץ עולה עם הצטברות הוותק של העובד, תוואי הקידום צריך לרדת ירידה חדה, כפי שאכן קורה במציאות.

איור 10 בוחן את המשתנים הנצפים השונים בהשוואה בין גברים לנשים. איור 10- התקציב הממוצע לקידום לעובד, שיעור המקודמים והתקציב הממוצע לקידום למקודם, נשים מול גברים



כפי שעולה מאיור 10, ללא נטרול של השפעת המשתנים האחרים, גברים נהנים משיעור קידום גבוה יותר מאשר נשים לאורך כל מסלול הקריירה שלהם. גברים צפויים לקבל במהלך הקריירה שלהם, בממוצע, 13.3 קידומים, ונשים – רק 11.9. ממצא זה מתיישב עם המודל התיאורטי שלפיו התקציב לקידום לעובד גבוה יותר אצל הגברים, אולם אינו מתיישב עם העובדה שלגברים שכר התחלתי גבוה יותר (מזר, 2006 ב'). גם הנשים וגם הגברים סובלים מירידה חדה של שיעור המוקדמים בשליש האחרון של הקריירה שלהם, ירידה שעל פי המודל התיאורטי, בהנחה של עלות מאמץ קבועה על פני השנים, היא חדה מדי.

המודל התיאורטי אינו מביא בחשבון שלעיתים ההסתברות לקידום עלולה להיות נמוכה יותר ככל שעולה דרגתו של העובד, משום שהזדמנויות הקידום בשלבים הגבוהים מעטות יותר. מפני ההיררכיה בארגון, במיוחד הרווחת בזו בעלת צורת הפירמידה, הקידומים נעשים נדירים יותר עם העלייה בשלבי הדרגות. (מאמרים תיאורטיים בעניין זה הם של Malcomson; 1994 or Qian, 1984, ומאמר אמפירי – Baker, 1994a). צורת ההתפלגות של ההיררכיה במגזר הציבורי בישראל היא צורת יהלום (איור 3.נ). עובדים רבים ממוקמים במרכז הרמות של הדרגות, ועובדים מעטים – בשני הקצוות. מבנה זה מעיד על מהות הקידום במגזר הציבורי בישראל, שרובו אמצעי להעלאת השכר תוך הגדלת המוטיבציה של העובדים במטרה להגביר את מאמציהם, ולא אמצעי להרחבת הסמכויות של העובד או לשינוי בתפקידו. לכל דירוג במגזר הציבורי מתח דרגות שרובו בר השגה עבור מרבית העובדים גם ללא שינוי בתפקידם. מהממצאים עולה, כפי שצוין בפרק 4, שטווח הדרגות נהיה אפקטיבי עם הצטברות הוותק של העובד ותורם לירידה החדה של שיעורי הקידום בשליש האחרון של הקריירה כפי שעולה מהאיורים הקודמים. לוח 6 מציג את ההתפלגויות השוליות והמצטברות בחלוקה לשלישים עבור ארבע קבוצות עובדים בשני חתכים: אקדמאים, לא אקדמאים, גברים ונשים.

#### לוח 6

ההתפלגות השולית של מספר הקידומים של העובדים

(אחוזים)

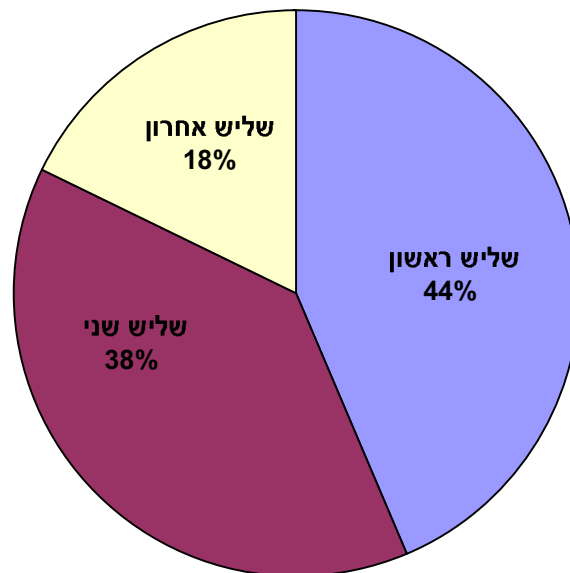
השליש הראשון של הקריירה	השליש השני של הקריירה	השליש האחרון של הקריירה	
44	38	18	כל העובדים
44	39	17	נשים
43	38	19	גברים
45	37	17	אקדמאים
41	38	21	לא-אקדמאים

ההתפלגות המצטברת של מספר הקידומים של העובדים (באחוזים)

השליש הראשון	שני השלישים הראשונים	סך הכל	
44	82	100	כל העובדים
44	83	100	נשים
43	81	100	גברים
45	83	100	אקדמאים
41	79	100	לא אקדמאים

כפי שעולה מלוח 6, תופעת הירידה בשיעורי הקידום בולטת במיוחד בקרב נשים ועובדים אקדמאים: 83 אחוזים מסך הקידום שלהם התרכזו בשני שלישים הראשונים של הקריירה שלהם, ו-17 אחוזים בלבד עתיד להתבצע בשליש האחרון שלה.

איור 11- ההתפלגות השולית של מספר הקידומים הממוצע של העובדים – מחולק לפי שלישים של הקריירה



### 6. מסקנות וסיכום התוצאות

מאמר זה בחן את תוואי השכר של העובדים במגזר הציבורי בישראל על תכונותיהם השונות לאורך כל מסלול הקריירה שלהם. המאמר התרכז בשיעור הקידום ובפרמיה של הקידום לשכרו של העובד ודן בממצאים במונחים של יעילות. ההנחה היא שקידום, נוסף על היותו אמצעי להעלאת השכר, הוא אמצעי להגברת המוטיבציה של העובדים, שתבוטא בהשקעת מאמץ בעבודתם. מאמץ כזה עתיד להשתקף בתפוקה גדולה יותר תוך שיפור השירות שנותן המגזר הציבורי. משימוש בנתוני חתך, ולראשונה גם ניתוח באמצעות נתוני פאנל, התקבלו מספר מסקנות:

- קידום מעלה את שכרו של עובד בממוצע בכ-6.5 אחוזים, כאשר פרמיה זו עולה עם עליית ההשכלה.
- התרומה הכוללת של הקידום לסך הגידול של שכר העובד מוערכת ב-60 עד 70 אחוזים. התרומה גבוהה יותר לגברים, לאקדמאים ולעובדים בעלי שכר גבוה.
- במהלך הקריירה גברים נהנים מגידול מהיר יותר של שכרם, גידול שמוסבר רק חלקית במספר הקידומים הגבוה יותר של הגברים.
- מהרצת מודל *Probit* עם נתוני פאנל עולה, ש-40 אחוזים מהשונות המוסברת של הסיכוי לקבלת קידום מוסברים בעזרת קידומים בשנים שלפני השנה הנוכחית. ההסתברות לקבלת קידום בשנה הנוכחית נמוכה ב-30 נקודות אחוז עבור עובד שקיבל קידום בשנה

- שלפניה. ממצא זה מעיד יותר מכול על שיטתיות בחלוקת קידומים – קידום על פי ה"תור" – שיטתיות שככל הנראה כמעט מתעלמת מביצועיו של העובד ומהישגיו.
- ההסתברות להיות מקודם יורדת בממוצע ב-4 אחוזים עבור כל שנת ותק.
  - התקציב הממוצע השנתי לקידום לעובד הוא, במחירי 2006, 150 ש"ח, התקציב הממוצע לשנת ניסיון לעובד ללא קידום הוא 80 ש"ח.
  - עובדים צפויים לקבל, במהלך הקריירה שלהם במגזר הציבורי, כ-12.5 קידומים; בקירוב קידום אחד לכל 3.5 שנים. 44 אחוזים מכל הקידום הצפוי לעובד במהלך עבודתו צפוי להיות בשליש הראשון של הקריירה שלו, ורק 18 אחוזים – בשליש האחרון. התופעה בולטת במיוחד בקרב עובדים אקדמאים, שנהנים בתחילת העבודה משיעורי קידום גבוהים יחסית, אולם הירידה בשיעורי קידומם לקראת השליש האחרון חדה יותר: במהלך שליש זה והם צפויים לקבל רק 17 אחוזים מסך הקידום שלהם.
  - בשליש האחרון של הקריירה, בנוסף על הירידה בשיעור הקידום, יורד תקציב לקידום לעובד, ממצא זה תקף לכל קבוצות העובדים.
- סביר שתוואי הקידום היורד ירידה חדה מפחית את המוטיבציה של העובדים הוותיקים להשקיע מאמץ בעבודה. תופעה זו עלולה לשחוק את העובדים הוותיקים, ליצור אצלם התמרמרות, וכתוצאה מכך – להוריד את תפוקתם, ועמה – את תפוקת הארגון. תוואי קידום שונה, שבו הירידה בשיעורי הקידום תהינה פחות חדה, במיוחד בשליש האחרון של הקריירה, עתיד לתמרץ גם את העובדים הוותיקים. מובן שלולא שינוי בתקציב לקידום עלייה בשיעור הקידומים של העובדים הוותיקים חייבת לבוא על חשבון שיעור הקידום של העובדים הצעירים, דבר שיפוצה בפרמיה גבוהה יותר לכל קידום. במילים אחרות, יש למתן יותר את הירידה בתוואי הקידום של העובדים לאורך הקריירה שלהם במגזר הציבורי.
- לאור ממצאים אלו עולות שאלות מחקר נוספות. ביניהן, האם המגזר הציבורי משכיל לשמור על עובדיו האיכותיים ומונע את מעברם למגזר העסקי? יתכן שהקידום המהיר יחסי של העובדים האקדמאים בתחילת הקריירה שלהם פועל דווקא בכיוון ההפוך, באותתו לעצמם ולפירמות מתחרות כי הם טובים – איתות המעודד הצעות עבודה אטרקטיביות יותר; אם כן, דווקא קידום מהיר עלול להרחיק מהמגזר הציבורי את כוח העבודה האיכותי. נשאלת השאלה לאן עוברים העובדים האיכותיים שעוזבים את המגזר הציבורי, ובעיקר – אם יש קשר, חיובי או שלילי, בין המקום שאליו הם עברו לבין תוואי הקידום שלהם במגזר הציבורי, שאותו הם עזבו? שאלה נוספת היא כיצד העלייה בגיל הפרישה החוקי עתידה להשפיע על תוואי הקידום: האם לנוכח השחיקה של שכר העובדים הוותיקים, כלומר אי קידומם, נכון להעלות את גיל הפרישה? האם העלאת גיל הפרישה החוקי תעלה גם את גיל הפרישה האפקטיבי? (מזר, 2006 א').

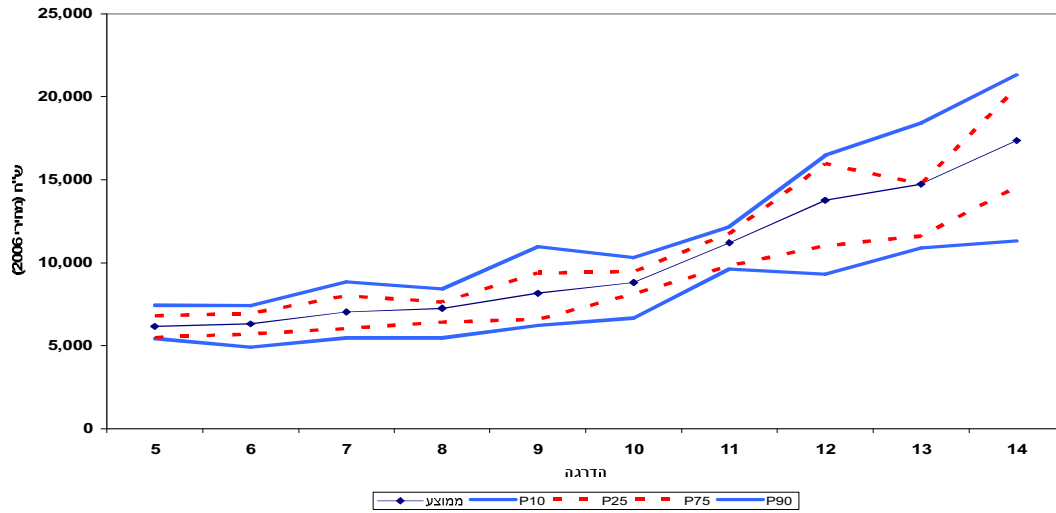
## ביבליוגרפיה

- זוסמן, צבי ודן זכאי (2003), "מקידום הראויים לקידום גורף - המגזר הציבורי בישראל, 1975 עד 1999", סקר בנק ישראל 75, מחלקת מחקר.
- מזר, יובל (2006), "פערי השכר בין גברים לנשים בעת הצטרפותם למגזר הציבורי, 1990 עד 2005", בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- מזר, יובל (2006), "פרישה לפנסיה במגזר הציבורי בישראל מאז שנות השמונים ועד היום", בנק ישראל, מחלקת המחקר.
- Ben-Porath, Yoram (1967). "The Production of Human Capital and the Life-Cycle of Earning", *Journal of Political Economy*, 75, 352-365.
- Becker, G. (1964), "Human Capital" New York: Columbia University Press.
- Berg, Ivar. (1971), "Education and Jobs: the Great Training Robbery", Boston: Beacon.
- Blumen, I., M. Kogan, and P. J. McCrthy (1995), "The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process", *Cornell Studies in Industrial Relations*, 6, Ithaca, N.Y: Cornell University Process.
- Booth, Alison L., M. Francesconi, and Jeff Frank (2003), "A Sticky Floors Model of Promotion, Pay, and Gender", *European Economic Review*, 47, 295-322.
- Brown, James N. (1989), "Why Do Wages Increase with Tenure?", *The American Economic* 79, 971-979.
- Chinoy, Eli. (1955), "Automobile Workers and American Dreams", New York: Random.
- Cobb-Clark, A. Deborah (2001), "Getting Ahead: The Determinants of and Payoffs to Internal Promotion for Young U.S. Men and Women", In Solomon W. Polachek, ed., *Worker Wellbeing in a Changing Labor Market*, *Research in Labor Economics* 20:339-372.
- Dalton, Melville. (1951), "Informal Factors in Career Achievement", *The American journal of Sociology*, 56.
- Etzioni, Amitai (1964). "Modern organizations", Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.

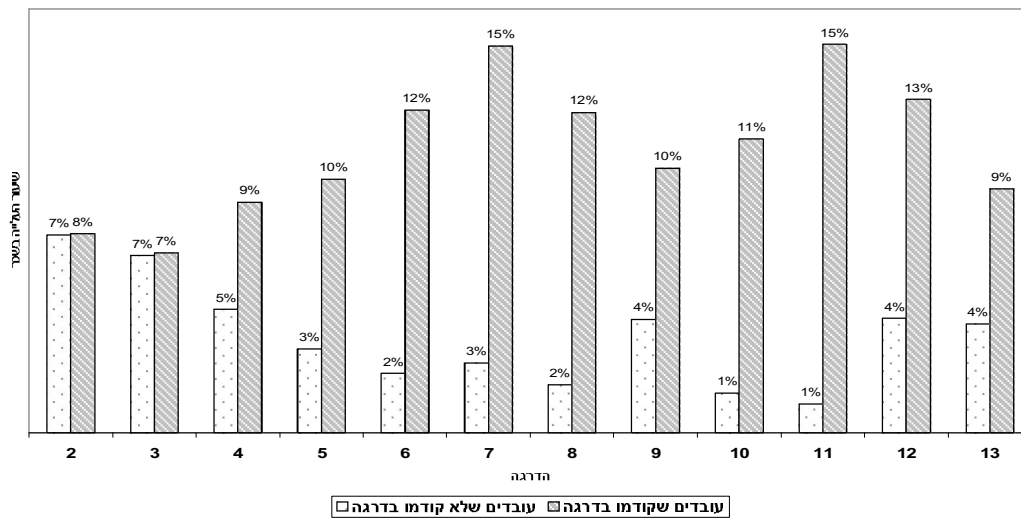
- Francine, D. Blua and Jed DeVaro, "*New Evidence on Gender Differences in Promotion Rates: an Empirical Analysis of a Sample New Hires*", NBER working paper 12321.
- Gerhart, Barry and George, Milkovich (1989) "*Salaries, Salary Growth, and Promotions of Men and Women in a Large, Private Firms*", *Pay Equity: Empirical Inquiries*, 23-48: Washington, DC. National Academy Press.
- Harbring, Christine and Irlenbusch, Bernd (2004), "*Incentives in Tournaments with Endogenous Prize Selection*", IZA, Discussion Paper No. 1340.
- Harbring, Christine and Irlenbusch, Bernd (2005), "*How Many Winner Are Good to have? On Tournaments with Sabotage*", IZA, Discussion Paper No. 1777.
- Hersch, Joni (1993), "*Gender Differences in Promotions*", WP, Laramie: University of Wyoming.
- Hetzler, Stanley (1955), "*Variations in Role Playing Patterns among Different Echelons of Bureaucratic Leaders*", *American sociological Review*, 20.
- Jed, DE Varo and Michael, Waldman (2004), "*The Signaling Role of Promotions: Further Theory and Empirical Evidence*", Working paper, Cornell University.
- James, M. Malcomson (1984), "*Work Incentives, Hierarchy, and Internal Labor Markets*", *Journal of Political Economy*, 92, no. 3.
- Lazear, Edward P. and Sherwin, Rosen (1981), "*Rank-order Tournaments as Optimum labor Contracts*", *Journal of Political Economy*, 89, no. 5.
- Lazear, Edward P. (1989), "*Pay Equality and Industrial Politics*", *Journal of Political Economy*, 97, no. 3.
- Lazear, Edward P. and Sherwin, Rosen (1990). "*Male-Female Wage Differentials in Job Ladders*", *Journal of Labor Economics* 8, no. 1:106-123.
- Lazear, Edward P. (1998), "*Personnel Economics for Managers*", Wiley New York.
- Lazear, Edward P. (1999), "*Personnel Economics: Past Lessons and Future Directions*", *Journal of Labor Economics*, 17, no. 2.
- Lewis, Gregory (1986), "*Gender and Promotions*", *Journal of Human Resources* 21, 406-419.

- Levenson, Bernard, (1961) "*Bureaucratic Succession*", 362-375 in *Complex Organizations : a Sociological Reader*, edited by Amitai Etzioni. New York: Holt.
- Martin, N. H. and A.L. Strauss. (1959), "*Patterns and Mobility within Industrial Organizations*". 85-101 in *Industrial Man*, edited by W. Lloyd Warner and N.H. Martin. New York: hamper.
- Mayer, Thomas (1972), "*Models of Intergenerational Mobility*", 308-357 in *Sociological Theories in progress*, 2, edited by Joseph Berger et al. Boston: Houghton-Mifflin.
- McCue, Kristin (1996), "*Promotions and Wage Growth*", *Journal of Labor Economics*, 14, no. 2, 175-209.
- McGinnis, Robert. (1968), "*A stochastic Model of Social Mobility*", *American Sociological Review* 33: 712-722.
- Mincer, Jacov (1974), "*Schooling, Experience, and Earning*", New York : NBER.
- Rosen, Sherwin (1986), "*Prizes and Incentives in Elimination Tournament*", *The American Economic Review*, 76, no. 4,.
- Rosenbaum, James. E. (1979), "*Promotion Chances in a Corporation During Periods of Growth and Contraction*". *The American Journal of Sociology*, 85, no. 1.
- Olson, Carig and Becker, Brain. (1983), "*Sex Discrimination in the Promotion Progress*", *Industrial and Labor Relation Review* 36. 624-641.
- Ransom, Michael, and Ronald L. Oaxaca (2005), "*Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay*". *Industrial and Labor Relations Review* 58, no.2 (January): 219-37.
- Rosenbaum, James. E. *Making inequality* (1976), "*The Hidden Curriculum of High School Tracking*", New York: Wiley/Interscience.
- Sørensen, Aage B. (1975), "*The Structure of Intergenerational Mobility*", *American Sociological Review* 40. no. 6. 456-471.
- Wise, David A. (1975), "*Personal Arrttributes, job Performance, and the Probability of Promotion*", *Econometrica* 43, 913-932.

איור 1.ג. - השכר הממוצע, הטווח הבין רבעוני, והטווח בין האחוזון ה-90 לאחוזון ה-10 ביחס לגובה הדרגה בקרב העובדים הלא-משכילים לאחר 19 שנות עבודה רצופות



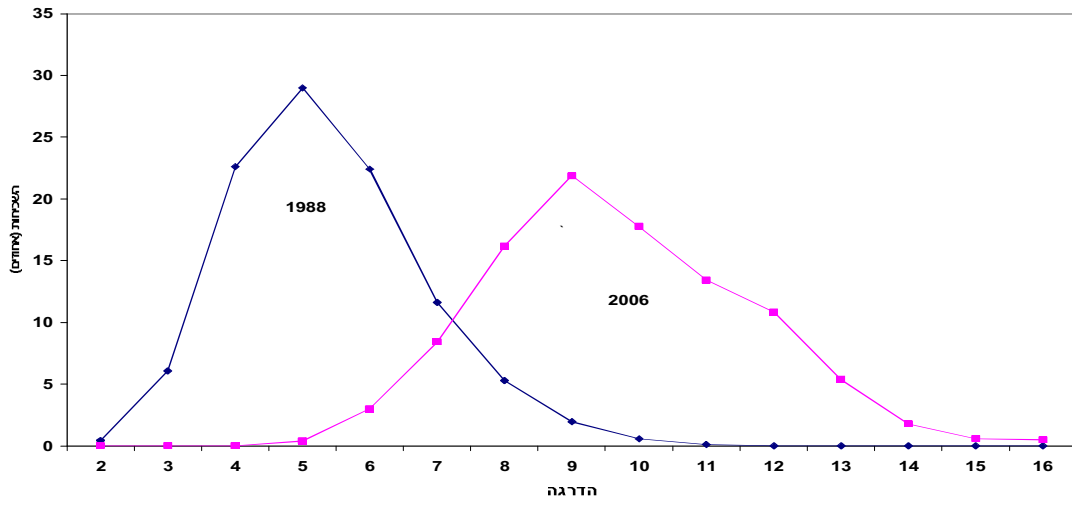
איור 2.ג. - הפרמיה לשכר לקידום לעומת גובה הדרגות בקרב העובדים הלא-משכילים



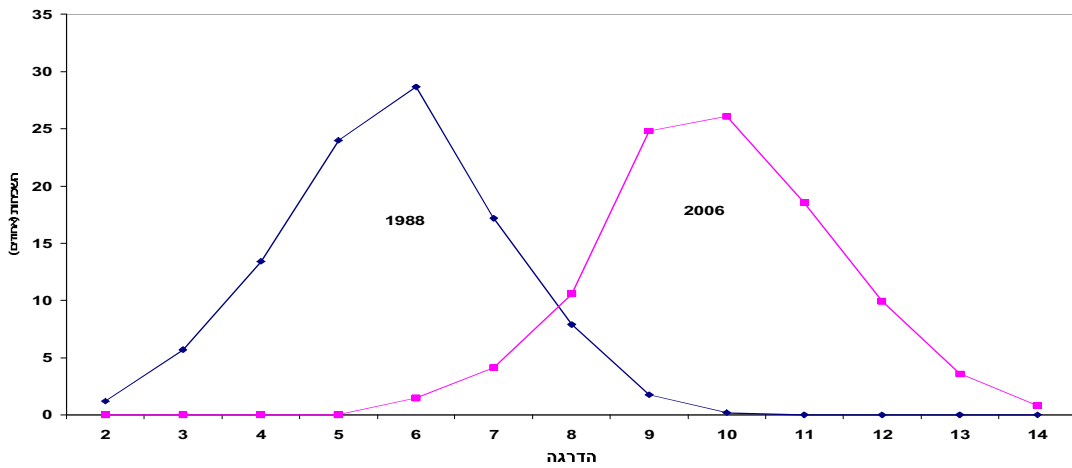


איור 3.ג. – צורת ההיררכיה של הדרגות במגזר הציבורי 1988 ו-2006 – עובדים שעבדו ברציפות משנת 1988 עד שנת 2006

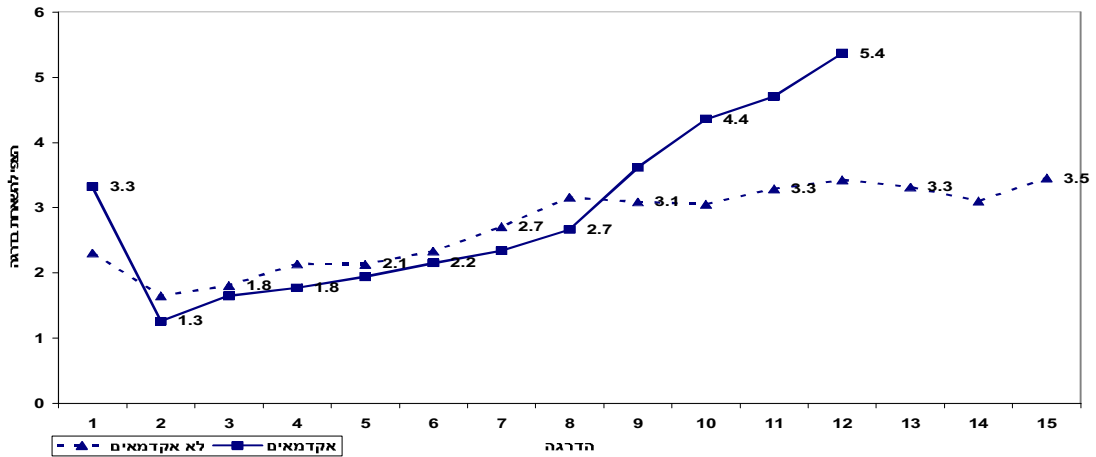
עובדים לא-אקדמאים



עובדים אקדמאים



איור 3.ד. – צפי השנים להישארות בדרגה, אקדמאים ולא-אקדמאים



לוח 7

גרסיה רב משתנית

משתנה התלוי – הסיכוי להיות מקודם.

$$Prob_{s-2006}(I_t = 1) = \sum_{j=1}^3 \beta_j Prob(I_{t-j} = 1) + \gamma X_t + \varepsilon_{i,t} \quad [11]$$

$$S = 1988 - 1996$$

אינדקס לכל הרגרסיות (קידום בזמן  $t$   $dum1\_d \sim k$ ; קידום בזמן  $t-1$   $dum2\_d \sim k$ ; קידום בזמן  $t-2$   $dum3\_d \sim k$ ; קידום בזמן  $t-3$   $dum4\_d \sim k$ ; דרגה S.rank; תואר Degree; עשירון שכר כללי Tenth; מין Gender; ניסיון exp; גיל Age; חלקיות משרה=1 אם העובד עובד במשרה מלאה  $dum\_he \sim t$ ; משתני דמה לקבוצות דירוגים  $dum\_gr \sim 1$ - $dum\_gr \sim 12$ ; בגרסיה האחרונה בלבד, משתני דמה לשנה בה הצטרפו העובדים למגזר הציבורי ( $dum\_1989^* - dum\_1996^*$ ).

```

Year=1988
Probit estimates                               Number of obs = 18437
                                                Wald chi2(15) =2909.61
                                                Prob > chi2   = 0.0000
Log likelihood = -10478.54                    Pseudo R2    = 0.1495
    
```

(standard errors adjusted for clustering on v2)

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	[	95% C.I.	]
dum_dr~k								
dum1_d~k*	-.2688044	.0087684	-29.27	0.000	.429571	-.28599	-.251619	
dum2_d~k*	.0578799	.0089537	6.44	0.000	.472745	.040331	.075429	
dum3_d~k*	.1140828	.0095685	11.77	0.000	.516624	.095329	.132837	
dum4_d~k*	-.0048429	.0089838	-0.54	0.590	.555785	-.022451	.012765	
S.rank	.0012837	.0017753	0.72	0.470	4.14219	-.002196	.004763	
degree	-.0230287	.0137114	-1.68	0.093	.35925	-.049903	.003845	
Tenth	.023634	.0018253	12.92	0.000	5.60422	.020057	.027212	
Gender	-.0399472	.0095416	-4.17	0.000	.440473	-.058648	-.021246	
exp	-.0284819	.0012039	-24.00	0.000	9.98487	-.030841	-.026122	
age	-.0047864	.0006665	-7.13	0.000	40.5901	-.006093	-.00348	
dum_he~t*	.1024393	.0127622	7.63	0.000	.857298	.077426	.127453	
dum_gr~1*	.0561665	.0175057	3.20	0.001	.511526	.021856	.090477	
dum_gr~3*	.0423083	.0192269	2.23	0.026	.076368	.004624	.079992	
dum_g~10*	.0451469	.0232756	1.96	0.050	.144817	-.000473	.090766	
dum_g~12*	-.1652785	.0190227	-7.85	0.000	.153116	-.202562	-.127995	

```

obs. P | .3888377
pred. P | .3672505 (at x-bar)
    
```

Year=1990

Probit estimates

Number of obs = 29402

Wald chi2(15) =4898.77

Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -16874.677

Pseudo R2 = 0.1481

(standard errors adjusted for clustering on v2)

```

-----+-----
                                |
                                | Robust
dum_dr~k |      dF/dx  Std. Err.      z  P>|z|      x-bar [  95% C.I.  ]
-----+-----
dum1_d~k*|  -.3120524   .006546   -44.84  0.000   .444085  -.324882  -.299222
dum2_d~k*|  .0217027   .007095    3.06  0.002   .48915  .007797  .035609
dum3_d~k*|  .0727848   .0079411   9.11  0.000   .53578  .057221  .088349
dum4_d~k*|  .0253861   .0077486   3.27  0.001   .581151  .010199  .040573
  S.rank |  .0008208   .0013661    0.60  0.548   4.4868  -.001857  .003498
  degree | -.0057225   .0111293   -0.51  0.607   .306935  -.027536  .016091
  Tenth  |  .0230371   .0015129  15.28  0.000   5.56513  .020072  .026002
Gender   | -.0357864   .0073241   -4.88  0.000   .452316  -.050141  -.021431
  exp    | -.0348836   .0011604  -30.05  0.000   8.98857  -.037158  -.032609
  age    | -.0050646   .0004476  -11.28  0.000   40.2993  -.005942  -.004187
dum_part*|  .086001   .0089745    9.25  0.000   .858241  .068411  .103591
dum_gr~1*|  .0853852   .0149542    5.65  0.000   .577954  .056076  .114695
dum_gr~3*|  .0575922   .0170057    3.43  0.001   .07707  .024262  .090923
dum_g~10*|  .0706511   .0194318    3.68  0.000   .117067  .032565  .108737
dum_g~12*| -.1519457   .0167385   -8.33  0.000   .132542  -.184753  -.119139
-----+-----
                                |
                                | obs. P |  .4016734
                                | pred. P | .3822299 (at x-bar)
-----+-----

```

```

Year=1992
Probit estimates
Number of obs = 27265
Wald chi2(15) =5245.32
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -15148.802
Pseudo R2 = 0.1745

```

(standard errors adjusted for clustering on v2)

```

-----+-----
|                                     | Robust
|                                     | 95% C.I.
| x-bar [ 95% C.I. ]
-----+-----
dum_dr~k |      dF/dx  Std. Err.      z  P>|z|      x-bar [ 95% C.I. ]
-----+-----
dum1_d~k*|  -.3374611  .0068475  -45.24  0.000  .450834  -.350882  -.32404
dum2_d~k*|  .0429006  .0078108   5.49  0.000  .502439  .027592  .05821
dum3_d~k*|  .1150883  .0083465  13.61  0.000  .554227  .098729  .131447
dum4_d~k*|  .0276361  .0081376   3.39  0.001  .606749  .011687  .043586
  S.rank |  -.0028158  .0014125  -1.99  0.046  4.18359  -.005584  -.000047
  degree |  .0234295  .0089623   2.62  0.009  .43664  .005864  .040995
  Tenth  |  .0189309  .0014722  12.87  0.000  5.65135  .016045  .021816
Gender   |  -.0257189  .0070496  -3.65  0.000  .462644  -.039536  -.011902
  exp    |  -.0424827  .0013658 -30.71  0.000  7.98716  -.04516  -.039806
  age    |  -.0057716  .0004009 -14.34  0.000  40.3758  -.006557  -.004986
dum_part*|  .056064   .009459   5.80  0.000  .865395  .037525  .074603
dum_gr~1*|  .1091129  .0138544   7.83  0.000  .468183  .081959  .136267
dum_gr~3*|  .0805595  .0164008   4.99  0.000  .05872  .048415  .112705
dum_g~10*|  .0525771  .0169812   3.13  0.002  .175206  .019295  .08586
dum_g~12*|  -.1562637  .0146875  -9.90  0.000  .192408  -.185051  -.127477
-----+-----
obs. P | .4001467
pred. P | .3760874 (at x-bar)
-----+-----

```

```

Year=1994
Probit estimates
Number of obs = 23102
Wald chi2(15) =3911.38
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -13071.3
Pseudo R2 = 0.1654

```

(standard errors adjusted for clustering on v2)

```

-----+-----
|                                     | Robust
|                                     | 95% C.I.
| x-bar [ 95% C.I. ]
-----+-----
dum_dr~k |      dF/dx  Std. Err.      z  P>|z|
-----+-----
dum1_d~k* | -.3315759  .0079582  -38.82  0.000  .471821  -.347174  -.315978
dum2_d~k* | .0534746  .0088273   6.03  0.000  .529997  .036173  .070776
dum3_d~k* | .112692   .0091057  12.17  0.000  .586399  .094845  .130539
dum4_d~k* | .0236487  .0094662   2.49  0.013  .643581  .005095  .042202
  S.rank | -.0048846  .0011789  -4.15  0.000  4.83218  -.007195  -.002574
  degree | .0223439  .0083858   2.67  0.008  .473574  .005908  .03878
  Tenth | .0175228  .0014723  11.90  0.000  5.57393  .014637  .020408
Gender | -.0053963  .0072522  -0.74  0.457  .440481  -.01961  .008818
  exp | -.051878  .0017551 -29.31  0.000  6.98338  -.055318  -.048438
  age | -.003943  .0004147  -9.49  0.000  39.9033  -.004756  -.00313
dum_part* | .0703937  .0087418   7.88  0.000  .817072  .05326  .087527
dum_gr~1* | .080939   .0118056   6.85  0.000  .438014  .0578  .104078
dum_gr~3* | .0656624  .0157471   4.22  0.000  .056186  .034799  .096526
dum_g~10* | .0071587  .0147568   0.49  0.627  .185352  -.021764  .036082
dum_g~12* | -.1237311  .0123278  -9.57  0.000  .186174  -.147893  -.099569
-----+-----
obs. P | .4130811
pred. P | .3920841 (at x-bar)
-----+-----

```

```

Year=1996
Probit estimates
Number of obs = 32736
Wald chi2(15) =5596.52
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -19075.47
Pseudo R2 = 0.1476

```

(standard errors adjusted for clustering on v2)

```

-----+-----
|                                     | Robust
|                                     | 95% C.I.
| x-bar [ 95% C.I. ]
-----+-----
dum_dr~k |      dF/dx  Std. Err.      z  P>|z|      x-bar [ 95% C.I. ]
-----+-----
dum1_d~k*|  -.3330363  .0068514  -45.77  0.000  .494043  -.346465  -.319608
dum2_d~k*|  .0504224  .0078675   6.38  0.000  .55914  .035002  .065842
dum3_d~k*|  .1082292  .0080106  13.29  0.000  .626375  .092529  .12393
dum4_d~k*|  .0315995  .0083867   3.75  0.000  .688691  .015162  .048037
  S.rank |  -.0040976  .001213  -3.38  0.001   5.0289  -.006475  -.00172
  degree |  .0076579  .0086295   0.89  0.375  .357695  -.009256  .024571
  Tenth  |  .0156941  .0013197  11.91  0.000  5.57469  .013108  .018281
Gender   |  .0064615  .006335   1.02  0.308  .466398  -.005955  .018878
  exp    |  -.0551085  .0018558 -29.60  0.000   6  -.058746  -.051471
  age    |  -.0054591  .0003453 -15.77  0.000  38.5638  -.006136  -.004782
dum_part*|  .0447112  .0071786   6.17  0.000  .797562  .030641  .058781
dum_gr~1*|  .0704725  .0098317   7.13  0.000  .523796  .051203  .089742
dum_gr~3*|  .0576793  .0137608   4.22  0.000  .072794  .030709  .08465
dum_g~10*|  .0054603  .015616   0.35  0.726  .141373  -.025146  .036067
dum_g~12*|  -.0974678  .0120665  -7.82  0.000  .127566  -.121118  -.073818
-----+-----
obs. P | .4311461
pred. P | .4161847 (at x-bar)
-----+-----

```

```

Year=all
Probit estimates      Number of obs = 218992
                      Wald chi2(15) =34782.18
                      Prob > chi2   = 0.0000
Log likelihood = -125591.74      Pseudo R2   = 0.1516

```

(standard errors adjusted for clustering on v2)

```

-----+-----
                |                               Robust
dum_dr~k |      dF/dx   Std. Err.      z   P>|z|   x-bar [   95% C.I.   ]
-----+-----
dum1_d~k*|  -.3021144   .0024453  -116.64  0.000   .459601  -.306907  -.297322
dum2_d~k*|  .0709388   .002686   26.27   0.000   .51269   .065674   .076203
dum3_d~k*|  .1254499   .0028583   43.08   0.000   .566126   .119848   .131052
dum4_d~k*|  .0430375   .0028323   15.12   0.000   .618114   .037486   .048589
  S.rank |  -.0030578   .0004354   -7.03   0.000   4.60297  -.003911  -.002205
  degree |  .0065578   .0032108    2.04   0.041   .396126   .000265   .012851
  Tenth |  .0190618   .0005097   37.44   0.000   5.60502   .018063   .020061
Gender   |  -.0181634   .0024836   -7.31   0.000   .451405  -.023031  -.013296
  exp    |  -.0340069   .0004389  -77.09   0.000    7.8804  -.034867  -.033147
  age    |  -.0047781   .0001414  -33.69   0.000   39.9919  -.005055  -.004501
dum_part*|  .0696358   .0030275   22.45   0.000   .837985   .063702   .07557
dum_gr~1*|  .0846204   .0044115   19.09   0.000   .498781   .075974   .093267
dum_gr~3*|  .0628179   .0053874   11.80   0.000   .073633   .052259   .073377
dum_g~10*|  .0319397   .0057961    5.55   0.000   .15475   .02058    .0433
dum_g~12*| -.1289196   .0049377  -24.66   0.000   .156791  -.138597  -.119242
-----+-----
                                obs. P |   .4075948
                                pred. P |   .3877298 (at x-bar)
-----+-----

```

Probit estimates

Number of obs = 218992

Wald chi2(23) =35537.09

Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -125246.31

Pseudo R2 = 0.1539

(standard errors adjusted for clustering on v2)

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	x-bar	Robust 95% C.I.	
dum_dr~k							
dum1_d~k*	-.3073654	.0024631	-117.81	0.000	.459601	-.312193	-.302538
dum2_d~k*	.0639484	.0026815	23.73	0.000	.51269	.058693	.069204
dum3_d~k*	.1184549	.0028533	40.80	0.000	.566126	.112863	.124047
dum4_d~k*	.0379123	.0028401	13.29	0.000	.618114	.032346	.043479
S.rank	-.0016068	.0004357	-3.69	0.000	4.60297	-.002461	-.000753
degree	.0058024	.0032603	1.78	0.075	.396126	-.000588	.012192
Tenth	.0186917	.0005076	36.86	0.000	5.60502	.017697	.019687
Gender	-.0164571	.0024646	-6.67	0.000	.451405	-.021288	-.011627
exp	-.0372807	.0004486	-82.93	0.000	7.8804	-.03816	-.036402
age	-.0045995	.0001409	-32.54	0.000	39.9919	-.004876	-.004323
dum_part*	.0679394	.0030552	21.72	0.000	.837985	.061951	.073927
dum_gr~1*	.0783273	.0044166	17.66	0.000	.498781	.069671	.086984
dum_gr~3*	.0607064	.0053722	11.43	0.000	.073633	.050177	.071236
dum_g~10*	.0311002	.005871	5.33	0.000	.15475	.019593	.042607
dum_g~12*	-.137056	.004948	-26.01	0.000	.156791	-.146754	-.127358
dum_1989*	-.0171065	.005671	-3.00	0.003	.088939	-.028221	-.005992
dum_1990*	-.0257147	.0051977	-4.91	0.000	.134261	-.035902	-.015527
dum_1991*	-.0416274	.0052367	-7.84	0.000	.118265	-.051891	-.031364
dum_1992*	-.0504427	.0050877	-9.74	0.000	.124502	-.060414	-.040471
dum_1993*	-.0529669	.0053531	-9.69	0.000	.094168	-.063459	-.042475
dum_1994*	-.0667898	.0051165	-12.71	0.000	.105492	-.076818	-.056762
dum_1995*	-.08383	.0051635	-15.64	0.000	.100698	-.09395	-.07371
dum_1996*	-.0985516	.0047683	-19.87	0.000	.149485	-.107897	-.089206
					obs. P	.4075948	
					pred. P	.3877288 (at x-bar)	