

הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטים המקבלים דמי אבטלה

סיגל ריבון*

1. מבוא ועיקר הממצאים

בתקופה שבה שיעורי האבטלה במשק מגיעים לממדים שלא ידענו כמותם מאז השפל של אמצע שנות השישים, גדלה ההתעניינות בחקר הגורמים העשויים לתרום להסבר תופעת האבטלה. עבודה זו תנסה לבחון את הנושא ברמת הפרט הבודד, ומטרתה להציג מודל שיסביר את משך (עומק) האבטלה של פרטים מובטלים. היא אינה באה לבחון את כלל הגורמים המשפיעים על רמת האבטלה במשק, ובכללם אלו המסבירים את הכניסה לאבטלה; תרומתה מצמצמת לבחינה של הגורמים, כלכליים ואחרים, המשפיעים על משך האבטלה הצפוי למובטל, ובפרט על חלקם של דמי האבטלה בקביעת משך האבטלה של מקבליהם.

המודל, שאציג בהמשך, ייתן אומדן כמותי להשפעה של גובה דמי האבטלה, יחסית לשכר הקודם שקיבל הפרט, על משך האבטלה הצפוי לו. נראה, שהתכונות האישיות תורמות גם הן להסבר משך האבטלה הצפוי לפרט. כך, למשל, משך האבטלה הצפוי לנשים, בפרט לנשים שיש להן ילדים, ולפרטים קשישים, ארוך מזה של פרטים אחרים. גם לארץ הלידה, המצב המשפחתי ואזור המגורים יש השפעה על משך האבטלה הצפוי.

אברהם ומכנס (1986) בחנו את השפעתו של ביטוח האבטלה באמצעות בדיקת סדרה עתית של שיעורי האבטלה בשנים 1973 עד 1983, והצליחו לקבל הסבר טוב של שיעור האבטלה באמצעות היחס שבין דמי האבטלה לשכר והסטייה של התוצר מתוצר של שיווי-משקל של הטווח הארוך. לא מצאתי עבודות אחרות שבחנו את הבעיה במשק הישראלי באמצעות חתך רוחב של מובטלים, ונדמה לי שיש עניין בבדיקה כזאת.

המודל המוצע כאן מתמקד ברמת המיקרו, אך יש לו השלכות גם על הסבר היקף האבטלה ברמת המקרו. Blanchard and Summers (1987) מנתחים את תופעת האבטלה בעזרת תיאוריית ה-Hysteresis — מונח השאול מתחום הפיסיקה, ומבטא את הרעיון, שהאבטלה של שיווי-משקל בהווה תלויה באבטלה בפועל בעבר. גישתם היא עידון של תיאוריות ה-insider-outsider של Lindbeck and Snower (1988), והיא מניחה שלמובטלים במשך תקופה קצרה, בניגוד למובטלים ה"כרוניים", יש השפעה על רמת השכר של שיווי-משקל (נוסף על השפעתם של המועסקים — ה-insiders). זאת משום שהשכר שעבורו פרט מובטל מוכן לחזור ולעבוד יורד ככל שמתארך משך אבטלתו, ומשום שתדירות החיפוש שלו אחר תעסוקה יורדת

* בנק ישראל, מחלקת המחקר.

תודה למוסד לביטוח לאומי על הנתונים, ולמייקל בינשטוק, לגיורא חנוך ולקרנית פלוג — על הערותיהם המועילות.

עם הזמן. סיבה נוספת למיעוט השפעתם של המובטלים ה"כרוניים" על השכר נעוצה באפשרות, שהמעסיק הפוטנציאלי רואה באבטלה ארוכת-טווח איתות שלילי לכישוריו של אותו פרט.

בתהליך האמידה נרצה לברר אם וכיצד מושפעת ההסתברות של פרט לצאת מאבטלה ממשיך הזמן של היותו מובטל, כלומר אם, תחת מגבלות המודל, קיים hysteresis גם ברמת המיקרו, ובפרט — אם הסתברות זו יורדת על פני זמן, כפי שטענו לעיל.

המובטלים נבדלים זה מזה בשלושה סוגי משתנים. הראשון — משתנים אישיים, ובהם המצב המשפחתי ותכונות הקובעות את ההתאמה לעבודה. השני — משתנים כלכליים, כדמי אבטלה והשכר הקודם של הפרט. (אין לנו נתונים על הכנסות שלא משכר.) שני אלו משפיעים על התנהגות הפרט מצד היצע העבודה. סוג המשתנים השלישי הוא משתני ביקוש, ובהם, למשל, היחס בין הצעות העבודה לדורשי העבודה באזור או בענף כלשהו.

בהמשך אציג את הבסיס התיאורטי הכלכלי וההסתברותי העומד מאחורי המודל. לאחר מכן אסקור את האוכלוסייה הנחקרת, ואציג בדיקות מוקדמות שנערכו כדי לוודא כי המודל שבחרנו אכן יוכל להתאים לנתונים. לבסוף אציג את התוצאות האמפיריות שהתקבלו מאמידת המודל.

2. המודל התיאורטי

מטרת העבודה היא לבדוק מהם הגורמים המשפיעים על משך האבטלה (או, כפי שנהוג לכנותו, עומק האבטלה) של פרט, בהינתן שהוא מובטל. נבדוק פרטים השייכים לכוח העבודה אך אינם מועסקים (הגדרה מדויקת מופיעה בסעיף 3א. — האוכלוסייה), וננסה לנבא את התנהגותם באמצעות המודל. פרט שאינו מועסק יוגדר כשייך לכוח העבודה האזורי אם המשיך לחפש עבודה באותה תקופה, וכלא שייך לכוח העבודה האזורי, אם לא עשה כן. אנו מניחים שהפרטים שבאוכלוסייה הנחקרת נשארים בכוח העבודה האזורי, ולכן שני המצבים האפשריים לגביהם הם להמשיך להיות בלתי מועסקים ולחפש עבודה, או להפוך למועסקים, כלומר לצאת ממצב האבטלה. אני מתעלמת מפרטים שאינם מחפשים עבודה, ולכן אינם שייכים לכוח העבודה; זאת משום שבקרב מקבלי דמי האבטלה לא ניתן להבחין בין פרטים המתאמצים למצוא עבודה לבין אלו שאינם מתאמצים. נוסף על כך ניתן להניח, שכל עוד הפרט ממשיך להתייצב בלשכת התעסוקה כדי לעמוד בדרישות לצורך קבלת דמי אבטלה, ולכן מוצעות לו מדי פעם בפעם הצעות עבודה, ניתן לשייכו לכוח העבודה. פרטים המוותרים על דמי האבטלה יוצאים מכוח העבודה, ואינם שייכים לאוכלוסייה הנחקרת.

נתייחס אל משך האבטלה של פרט כאל תהליך רציף בזמן: בכל נקודת זמן יש למובטל הסתברות לצאת ממצב האבטלה. הסתברות זו, שהיא עוצמתו של התהליך מכונה גם "פונקציית הסיכון" hazard function; (שבהקשר זה אולי ראוי לקרוא לה "פונקציית הסיכוי"), ואותה נאמור בהמשך.

פרט יעבור ממצב אבטלה למצב תעסוקה אם יתקיימו שני תנאים: (א) עומדת בפניו הצעת עבודה; (ב) הוא מסכים לקבל הצעה זו. על פי מודל החיפוש שנבנה נניח, שההחלטה אם להיענות להצעת עבודה כלשהי תלויה בשכר המוצע בלבד. במודל זה, המבוסס בעיקרו על Karlin (1962) ו-Lippman and McCall (1976), מתקבל שהמדיניות האופטימלית תהיה: "קבל את הצעת העבודה אם השכר w מקיים $w^* < w$; אחרת המשיך לחפש". w^* הוא שכר סף כלשהו (reservation wage), שיכול להיות תלוי ב- w . אם נניח שהפרט פועל על פי כלל העצירה

האמור, ובהנחה שהצעות השכר הן בלתי-תלויות זו בזו, נקבל בהצגה הבדידה התפלגות גיאומטרית לזמן העצירה עם הסתברות להצלחה כדלקמן:

$$p = P(w \geq w^*) = 1 - F(w^*),$$

כאשר F היא פונקציית ההתפלגות המצטברת של w .

מכאן נקבל את תוחלת זמן החיפוש, או את מספר הצעות העבודה עד להצלחה:

$$EN = 1/p = 1/[1 - F(w^*)].$$

בהתאמה נקבל, כי זמן העצירה במודל הרציף יהיה בעל התפלגות מעריכית. אם התפלגות הצעות העבודה אינה תלויה ב- t , ובעל והתפלגות Weibull במקרה הכללי יותר. (דיון רחב יותר — בהמשך). ממדיניות החיפוש וכלל העצירה שקבענו נובע, ששכר הסף שייקבע יהיה זה השווה לתוחלת הרווח הצפוי ממנו. (פירוש — אצל ריבון, 1990).

א. המודל ההסתברותי

בהתאם למדיניות החיפוש שקבענו, נאמור את ההסתברות של מובטל לצאת ממצב אבטלה, כלומר את פונקציית הסיכון. לפנינו שתי מטרות: האחת — לברוק מהן התכונות והמשתנים השונים המשפיעים על פונקציית הסיכון של הפרט; השנייה: לעמוד על צורתה של הפונקציה, ובהתאם לכך לתאר את אופי ההתפלגות של משך אבטלתו.

המעבר ממצב אבטלה למצב תעסוקה תלוי, כאמור, בשני תנאים — קיום הצעת עבודה בפני הפרט והיענותו להצעה. נגדיר: $\lambda(t)dt$ הוא ההסתברות "להיתקל" בהצעת עבודה בקטע $V(w); (t, t + dt)$ היא התפלגות הצעות השכר (הידועה לפרט). נסמן ב- $J(t)$ הצעת עבודה בזמן t , ונרשום:

$$P[J(t), w \geq w^*] = P[w \geq w^* | J(t)]P[J(t)] = [1 - V(w^*)]\lambda(t)dt = \theta(t)dt,$$

כאשר $\theta(t)$ היא העוצמה בתהליך שהגרנו לעיל.

מטרתנו היא למצוא את $\theta_i(t)$ לכל פרט i , בהינתן התכונות המאפיינות אותו ומשך אבטלתו.

נגדיר $F_i(t)$ כהתפלגות משך האבטלה של פרט i , ובהתאם לכך את הצפיפות $f_i(t)$. אזי:

$$\theta_i(t)dt = P(t \text{ פרט יוצא מאבטלה בזמן } t)$$

$$= P(t \text{ (מובטל לפחות } t \text{ זמן) } / P(\text{לצאת מאבטלה בזמן } t)) = f_i(t)/[1 - F_i(t)].$$

לכן:

$$\Phi_i(t) = \int_0^t \theta_i(u)du = \int_0^t f_i(u)/[1 - F_i(u)]du = -\log[1 - F_i(t)],$$

ומכאן:

$$G_i(t) = 1 - F_i(t) = \exp[-\Phi_i(t)]$$

$G_i(t)$ היא המשלים לפונקציית ההתפלגות, ואותה נכנה "פונקציית ההישרדות" (survival function).

נרשום בהתאם את פונקציית הצפיפות:

$$f_i(t) = [d\Phi_i(t)/dt] \exp[-\Phi_i(t)].$$

אנו מעוניינים באמידת $G_i(t)$, ולמעשה $\Phi_i(t)$. קל לראות, שעבור $\Phi_i(t)$ המקיים $\Phi_i(t) = \Phi t$, נקבל את ההתפלגות המעריכית, שהיא התפלגות מקובלת ופשוטה לתיאור משך הישרדות. הרחבה של התפלגות זו למקרה שבו פונקציית ההישרדות היא גם פונקציה של משך האבטלה עצמו, t , יכולה להתקבל על ידי הצגת $G_i(t)$ כשייכת להתפלגות Weibull, ואז:

$$\theta = at^\gamma, \quad \gamma > 0$$

$$G(t) = \exp(-at^\gamma) \quad f(t) = \gamma at^{\gamma-1} \exp(-at^\gamma).$$

(ההתפלגות המעריכית היא מקרה פרטי של התפלגות Weibull, שבה $\gamma = 1$).

$$H(t) = f(t)/G(t) = \gamma at^{\gamma-1} \quad \text{פונקציית ה"סיכון" תהיה:}$$

האומדן שנקבל לפרמטר γ יצביע על התנהגות פונקציית הסיכון על פני זמן:

$$dH/dt = \gamma a(\gamma - 1)t^{\gamma-2}.$$

בהתפלגות המעריכית $\gamma = 1$, ולכן $dH/dt = 0$; פונקציית הסיכון תהיה קבועה על פני זמן, כלומר, בלתי תלויה ב- t . עבור $\gamma > 1$ נקבל פונקציית סיכון עולה על פני זמן. ככל שמשך האבטלה של פרט ארוך יותר, כך גדלים סיכוייו לצאת מאבטלה. לפיכך נקבל כי הסיכויים לצאת מאבטלה קטנים והולכים כאשר $\gamma < 1$.

באמידה ננית, בשלב הראשון, כי γ או $\sigma = 1/\gamma$, הנקרא גם פרמטר השיעור (parameter scale), קבוע לכל האוכלוסייה, ואילו α תלוי בתכונות הפרט. ניסוח המודל מגביל אותנו להתנהגות מונוטונית של פונקציית הסיכון על פני זמן: לא נוכל לקבל מסלול שבו הסיכויים לצאת מאבטלה עולים בחלק מהתקופה ויורדים בחלקה האחר, ופירושו של דבר, שאנו מוגבלים ל- γ קבוע למשך האבטלה כולו. (γ אינו תלוי ב- t).

יהי: $\alpha = \exp[-(\alpha_0 + z\beta)]^{1/\sigma}$, כאשר z הוא וקטור התכונות הרלבנטיות, β הוא וקטור פרמטרים, ו- σ, α_0 הם פרמטרים בלתי ידועים.

נגדיר את ההתפלגות הבסיסית G_B כזו המתאימה לווקטור $z = 0$, ו- T_B יהיה המשתנה המקרי, המתפלג בהתאם לה. אם: $T_B \sim G_B$, אזי $G_B(t) = \exp[-\exp(-\alpha_0 t)]^{1/\sigma}$, ו- $T = T_B \exp(z\beta)$. ניתן לרשום: $G(t) = G_B[t \exp(z\beta)]$. בהתאם לכך, מתוך $G(t)$ גוזרים את פונקציית הצפיפות $f(t)$.

ב. שיטת האמידה

האומדנים לפרמטרים β, σ, α_0 הם אומדני נראות מקסימלית (אנ"מ) באמצעות האלגוריתם של ניוטון-רפסון.

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{תצפית מלאה} \\ 0 & \text{תצפית מצונזרת} \end{cases} \quad \text{נגדיר:}$$

כיוון שבקובץ מצוי משך האבטלה של פרט רק אם אינו ארוך מזה המזכה בדמי אבטלה, כל התצפיות שבהן משך האבטלה, כפי שהוא מתבטא במספר ימי הלשכה, אינו קטן ממשך הזמן המרבי המזכה בדמי אבטלה (138 יום או 175 יום למי שגילו מעל 45 שנה, או שתלויים

בו לפחות שלושה אנשים) הוגדרו כמצונזרות. לגבי אותם פרטים אנו יודעים שהיו מובטלים לפחות במשך הזמן האמור, ולכן לגביהם נשתמש במשלים לפונקציית ההתפלגות המצטברת $G(t)$ במקום בפונקציית הצפיפות.

בהתאם לכך פונקציית הנראות תהיה:

$$L = P(\epsilon_1 = a_1, \dots, \epsilon_n = a_n) =$$

$$\pi\{f_B[(y_i - x'\beta)/\sigma] \cdot (1/\sigma)\}^{\delta_i} \{G_B[(y_i - x'\beta)/\sigma]\}^{1-\delta_i},$$

כאשר $y_i = \log t_i$, $x = (1, z)$, $a_i = (y_i - x'\beta)/\sigma$, הפרמטרים σ, β מתקבלים על ידי מציאת מקסימום ללוג פונקציית הנראות.

משמעות המקדמים β

תוחלת משך הזמן שפרט יהיה מובטל, על פי ההתפלגות שהנחנו היא:

$$ET = (1/\alpha)^{1/\gamma} \Gamma(1 + 1/\gamma) = (1/\alpha)^\sigma \Gamma(1 + \sigma),$$

$$\Gamma(x) = (x-1)! \text{ טבעי } x \text{ ועבור } x \text{ טבעי } \Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} \exp(-t) dt$$

במונחי הפרמטרים שלנו נקבל: $ET = \exp(\alpha_0 + z'\beta) \Gamma(1 + \sigma)$. אם נשתמש, עבור המשתנים הרציפים, ב- $z = \log(v)$, כאשר v הוא המשתנה הכלכלי המקורי, נוכל לרשום:

$$ET = \exp[\alpha_0 + (\log v)'\beta] \Gamma(1 + \sigma).$$

חישוב הגמישות ביחס ל- v יהיה פשוט: $\eta_{ET,v} = dET/dv \cdot v/ET = \beta_i$. גמישות פונקציית הסיכון ביחס למשתנה V_i תהיה: $\eta_{H,V} = dH/dV \cdot V/H = -\beta_i/\sigma$. פרמטר קנה המידה. במקרה הפשוט של $\sigma = 1$, נקבל ש- $\eta_{H,V} = -\beta_i$.

בדיקת ההטרוגניות

עניין מרכזי שיש לשים אליו לב בתהליך אמידת המודל הוא הטיפול במשתנים חסרים או במשתנים שאינם ניתנים לצפייה. Lancaster and Nickell (1979) ו-Lancaster (1980) מתייחסים לבעיה זו במאמריהם. עקב השמטת משתנים, האוכלוסייה שאנו בוחנים אינה הומוגנית בהינתן המשתנים המסבירים שנכללו במודל. בכל נקודת זמן אנו אומדים למעשה את ממוצע פונקציות הסיכון של הפרטים באוכלוסייה באותה עת.

נניח שקיים משתנה כלתי מדר, המתאר "מוטיבציה" של פרט למצוא עבודה; משתנה כזה אינו נכלל, כמובן, במודל שלנו. נסתכל על קבוצת פרטים שהיא הומוגנית מבחינת המשתנים שבמודל, אבל הטרוגנית מבחינה המוטיבציה. פרטים בעלי מוטיבציה גבוהה יותר ימצאו עבודה במהירות, ואילו בעלי מוטיבציה נמוכה עשויים להישאר מובטלים במשך זמן רב יותר. המודל שלנו יראה ירידה, של ההסתברות לצאת מאבטלה ככל שמשך זמן האבטלה מתארך, אולם ירידה זו אינה נובעת ממשך האבטלה עצמו, אלא מהשוני בהרכב אוכלוסיית המובטלים במשכי אבטלה שונים.

לפיכך אנו עלולים לקבל אומדנים מוטים להסתברות ליציאה מאבטלה בכל t . (1979) Lancaster מראה, שההסתברות לצאת מאבטלה כפונקציה של משך האבטלה הולכת ומתקרבת

לצורה של פונקציה קבועה (כלומר $\gamma = 1$) ככל שמוסיפים למודל משתנים מסבירים, וכך מקטינים את הטרוגניות האוכלוסייה יחסית לפרמטרים שבמודל. כדי לבדוק קיום הטרוגניות במודל שיוצג נשתמש במבחן שמציע Keifer (1984). פירוט המבחן מובא בנספח.

3. היישום האמפירי

א. האוכלוסייה

חוק הביטוח הלאומי (המוסד לביטוח לאומי, 1973) וחוברת ההסבר (המוסד לביטוח לאומי ושירות התעסוקה, 1989) מגדירים כמובטל מי שאינו עובד שלא מרצונו, רשום בלשכת העבודה כמחוסר עבודה, מוכן ומסוגל לעבודה במקצועו או בכל עבודה אחרת המתאימה לו, ולשכת התעסוקה לא הציעה לו עבודה כזאת. דורש העבודה חייב להתייצב בלשכת התעסוקה, בהתאם לתנאי התקנון של שירות התעסוקה, ואם לא עשה כן, ייחשבו ימים אלו כימים שבהם עבד. החוק מגדיר מהי "עבודה מתאימה" מבחינת העיסוק, השכר והמיקום. גם הכשרה מקצועית המוצעת לדורש העבודה נחשבת, בתנאים מסוימים, כ"עבודה מתאימה". כדי להיות זכאי לדמי אבטלה, נדרשים תנאים נוספים: על דורש העבודה להיות זכאי לקבל דמי אבטלה מתוקף היותו מבוטח (או מתוקף הסכם מחייב לגבי משוחררי צבא הקבע). עובד עצמאי או עובד שאינו שכיר ואינו עצמאי, חבר אגודה שיתופית, קיבוץ או מושב, עובד שכיר שמעבירו אינו חייב בתשלום דמי ביטוח לאומי או מי שלא מלאו לו 18 שנה (חוץ מנער בן 15-18 המפרנס את משפחתו) או שמלאו לו 65 שנה (לה 60 שנה) אינם זכאים לקבל דמי אבטלה.

• מובטל יהיה זכאי לדמי אבטלה רק אם מילא אחר הדרישות של "תקופת אכשרה" — התקופה המינימלית שבגינה שולמו עבורו דמי ביטוח לאומי בתקופת עבודתו כשכיר. מי שעובד במשכורת חודשית זכאי לדמי אבטלה אם עבד לפחות חצי שנה בשנה האחרונה שקדמה לאבטלתו, או צבר 270 יום שעבורם שולמו לו דמי ביטוח במשך 540 הימים שקדמו לאבטלתו. חישוב דומה נעשה לגבי עובד יומי. לגבי עולה חדש יש הקלה במספר הימים המקנים את הזכאות, וחייל פטור מתקופת אכשרה במשך שנה מיום שחרורו.

כדי לממש את זכאותו, צריך דורש העבודה להגיש למוסד לביטוח לאומי תביעה לתשלום דמי אבטלה, בצירוף אישורים מלשכת העבודה המעידים על זכאותו. המוסד לביטוח לאומי בודק את הזכאות, ואם הוא מאשר אותה מתבצע התשלום. בהמשך נמסר דיווח ישיר מלשכת התעסוקה למוסד לביטוח לאומי, ודמי הביטוח משולמים, כל עוד הפרט זכאי להם, ללא צורך בתביעה נוספת.

דמי אבטלה ישולמו לכל היותר למשך 138 יום נטו מתוך 12 חודשים רצופים שבהם היה המבוטח רשום כמובטל. למבוטח שגילו מעל 45 שנה, או שתלויים בו שלושה אנשים ויותר, ישולמו דמי אבטלה במשך 175 יום. למקבל הכשרה מקצועית ישולמו דמי אבטלה במשך 12 חודשים מהחודש הראשון לאבטלתו, וכל זמן שנמשכת הכשרתו. חמשת הימים הראשונים בכל ארבעה חודשים רצופים נחשבים כ"תקופת המתנה", ולא ישולמו בגינם דמי אבטלה. פרט שהתפטר מרצונו אינו זכאי לדמי אבטלה בעד 30 הימים הראשונים של אבטלתו. פרט שסירב לעבודה מתאימה שהציעה לו לשכת התעסוקה, או סירב לצאת להכשרה מקצועית, לא יקבל דמי אבטלה בעד 30 הימים הראשונים מיום הסירוב.

גובה דמי האבטלה

דמי האבטלה המגיעים לזכאים מחושבים על פי ההכנסה החייבת בדמי ביטוח, שהיתה לפרט בממוצע ב-75 הימים האחרונים שבערם שולמו דמי ביטוח. דמי האבטלה המשולמים יותאמו לפיצוי שניתן במשך הזמן על פי השכר הממוצע במשק (של עובד שכיר — על פי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה). לחייל משוחרר יחושבו דמי אבטלה על בסיס מחצית השכר היומי הממוצע במשק, ולא יעלו על 80 אחוזים משכר המינימום.

דמי האבטלה משולמים על פי השכר היומי הממוצע של המובטל בהתאם לטבלה זו:

השיעור		
השולי	הממוצע	
(אחוזים)		
80	80	מחלק השכר שעד מחצית השכר הממוצע במשק
80-70	50	ממחצית השכר ועד שלושת רבעי השכר הממוצע במשק
70-64	45	משלושת רבעי השכר ועד מלוא השכר הממוצע במשק
64-48	40	ממלוא השכר ועד פי שלושה מהשכר הממוצע
פחות מ-48	0	שכר גבוה מהתקרה הקבועה

בהתאם לשיעור השולי שנקבע בתקנות, חושב השיעור הממוצע של דמי האבטלה יחסית לשכרו הקודם של המובטל. זהו הגודל המכונה — replacement ratio — היחס בין דמי האבטלה לשכר. למעשה, גודל זה מוטה מעט כלפי מעלה, בשל ניכוי ימי ההמתנה. מהטבלה ניתן ללמוד, שבכל מקרה לא יעלו דמי האבטלה על רמת השכר שהיתה למובטל קודם להיותו מובטל. מטרתם של דמי האבטלה לשמש תחליף חלקי להכנסה משכר, אך לא נקבעת רמת הכנסה מינימלית שרוצים להבטיח; ממד סוציאלי חלקי מתבטא בפרוגרסיביות של שיעור דמי האבטלה מהשכר השולי. ה-replacement ratio נמוך יותר לגבי אלו שהיו להם הכנסות גבוהות יותר בעבר, ולכן הפסדם בגלל האבטלה, לעומת המשך תעסוקה במשרה הקודמת, גדול יותר. הפסד זה, אם הפרט לא התפטר מרצונו, אינו נתון לשליטתו של המובטל — אך, בהנחה שתוחלת ההתפלגות של השכר העתידי שהפרט רואה לפניו דומה לזו של שכרו הקודם, גם ההפסד יחסית לשכר הצפוי אם ימצא עבודה גדל ככל שה-replacement ratio נמוך יותר.

אוכלוסיית המדגם

הנתונים ששימשו לעבודה זו מקורם במוסד לביטוח לאומי, במאגר נתונים על פרטים שהיו רשומים כמובטלים בלשכות התעסוקה והגישו תביעה לדמי אבטלה. לכל פרט יש רשומה מובילה, שבה שמורים פרטים אישיים של המבקש; נוסף על כך נשמרת לגבי כל תשלום (חודשי) רשומה, הכוללת פרטים על ימי האבטלה שבגינם קיבל הפרט דמי ביטוח, הסכום ששולם והשכר היומי שלפיו שולמו דמי האבטלה.

בהתחשב במגבלת המקום והזמן נדגמו באורח מקרי מחצית מהפרטים, ומתוכם נבחרו אלו שהגישו לראשונה תביעה לתשלום דמי אבטלה בשנת 1988, תביעתם אושרה, והם היו רשומים בלשכות התעסוקה למבוגרים (כולל אקדמאים, לא כולל לשכות תעסוקה לנוער).

לא כללתי במשך האבטלה את תקופת ההכשרה המקצועית, אם היתה. לאחר ניפוי רשומות שלא היו מלאות, ועיבוד הנתונים, התקבל מדגם בן 17,221 תצפיות של פרטים שונים, מהן 5,292 מצונזרות.

המאגר המשמש כאן מכיל רק פרטים שקיבלו דמי ביטוח לאומי; הוא אינו מקיף את כל הפרטים שהיו רשומים בלשכות התעסוקה, ביניהם גם כאלה שאינם זכאים לדמי אבטלה, וגם הרשומים הם רק חלק מסך המובטלים באותה עת. על פי סקר כוח אדם רק 47.5 אחוזים מהמובטלים חיפשו עבודה דרך שירות התעסוקה. יתרונו של מאגר זה על פני האחרים הוא בפירוט דמי האבטלה המשולמים לפרטים, שהם המשתנה המרכזי לענייננו. בשל חלקיות המאגר, מעניין לבדוק אם בהרכב האוכלוסייה על פי תכונות שונות יש הבדל מובהק בין האוכלוסייה הנחקרת שלנו לבין הרכבה של אוכלוסיית המובטלים כולה על פי סקר כוח אדם.

המחקר שלנו	סקר כוח אדם	המחקר שלנו	סקר כוח אדם
		יבשת הלירה	
	0.151	לא יהודים	0.534
	0.845	סה"כ יהודים	0.466
	0.529	ילידי הארץ	
	0.140	אפריקה	
	0.203	אסיה	0.349
	0.063	אירופה	0.321
	0.163	אמריקה	0.286
	0.025		0.113
		ההשתייכות הענפית (ספרה ראשונה)	0.069
	0.032	חקלאות	
	0.256	תעשייה	
	0.006	חשמל ומים	0.408
	0.137	בינוי	0.209
	0.217	מסחר	0.201
	0.048	תחבורה ותקשורת	0.114
	0.089	שירותים פיננסיים	0.074
	0.132	שירותים ציבוריים	
	0.083	שירותים אישיים	
		מחוז המגורים	
		ירושלים	0.123
		צפון	0.153
		חיפה	0.157
		מרכז	0.202
		תל אביב	0.223
		דרום	0.142
			0.071
			0.191
			0.188
			0.262
			0.142
			0.146

מהשוואת התפלגות הפרטים אצלנו להתפלגות המתקבלת על-פי נתוני סקר כוח אדם לשנת 1988 באמצעות מבחן סטטיסטי (χ^2) עולה, שהמדגם שלנו אינו זהה בהתפלגותו לזה של סקר כוח אדם, אך בתכונות המין, ומספר הילדים ניתן לראות דמיון רב בין האוכלוסיות. דמיון נמצא גם בחלוקה על פי יבשת הלירה. השוני בהתפלגות הגילים יכול לנבוע מהעובדה, שהמדגם שלנו אינו כולל לשכות תעסוקה לנוער, ולכן חלקם של הצעירים בו קטן יותר. בבדיקת השתייכות הענפית מתגלה הבדל ברור בין שתי האוכלוסיות. אצלנו יש יותר משקל

לאלו השייכים לענף התעשייה (43 אחוזים לעומת 26 אחוזים) ולשירותים הציבוריים (24 אחוזים לעומת 13 אחוזים) ומשקל נמוך יותר לשייכים לענפי החקלאות, המסחר והשירותים האישיים. לכך ניתן להביא שני נימוקים: הראשון, אך לא העיקרי, הוא מהימנות הנתונים. השני נעוץ בעובדה, שזכאים לדמי ביטוח לאומי הם שכירים בלבד — לא עצמאיים ובעלי משקים חקלאיים (ראה תחילת הפרק). הענפים שבהם מצאנו יותר מובטלים מהצפוי על פי הסקר הם אלו שבהם אחוז השכירים גבוה.

ב. התוצאות האמפיריות

בדיקות אמפיריות מקדימות

לפני שננסה להתאים לנתונים שבידינו התפלגות באמצעות מודל פרמטרי, ננסה לקבל תחושה כלשהי למידת התאמתו של המודל לנתונים.

השלב הראשון יהיה בדיקה אם ניתן למצוא משתנים (מאלו המצויים ברשותנו) המסבירים את משך האבטלה של פרט, או ליתר דיוק, את ההסתברות לצאת מאבטלה בזמן מסוים, בהינתן שהפרט מובטל, ואם כן — אלו הם.

גישוש ראשון לגבי המשתנים הכמותיים הרציפים אפשרי באמצעות אמידת רגרסיה פשוטה למידת ההסבר שכל אחד מהמשתנים מספק למשך האבטלה. לצורך הבדיקה הראשונית של המשתנים האיכותיים קיבצתי את משכי זמן האבטלה לקטגוריות. באמצעות הפשטה זו ניתן לבדוק, אם יש תלות בין משך האבטלה למשתנים מסבירים אפשריים, ללא הגדרה מראש של מודל התלות (ולמעשה גם לא של כיוונה).

לאחר שקיבלתי מידע ראשוני על המשתנים המסבירים הפוטנציאליים, ערכתי בדיקה מוקדמת של התאמת ההתפלגות האמפירית להתפלגות התיאורטית שהונחה. ארשום שוב את פונקציית ההתפלגות הכללית לפי Weibull:

$$F(t) = 1 - \exp(-at^\gamma); \quad \alpha = \{\exp[-(\alpha_0 + z'\beta)]\}^\gamma.$$

ההנחה שלנו היא, ש- $\gamma = 1/\sigma^2$ קבוע לכל האוכלוסייה ו- α שונה לכל תת-קבוצה, המוגדרת באמצעות וקטור התכונות z .

בדיקה מוקדמת ניתן לערוך על ידי השוואת פונקציית ההתפלגות האמפירית $\hat{F}(t)$ לגבי תת-קבוצות שנגדיר (α קבוע) עם מה שהיינו מצפים למצוא תחת ההשערה של התפלגות Weibull.

נסתכל על:

$$G(t) = 1 - F(t) = \exp(-at^\gamma)$$

$$-\log G(t) = at^\gamma$$

$$\log[-\log G(t)] = \log \alpha + \gamma \log t$$

אם ההשערה שלנו נכונה, נצפה למצוא ש- $\log[-\log G(t)]$ הוא פונקציה ליניארית של $\log t$ עם חותך $\log \alpha$ ושיפוע γ לגבי כל תת-קבוצה. כיוון שהנחנו ש- γ קבוע, נצפה לקבל לגבי כל תת-קבוצה ישר עם אותו שיפוע ושנוי בחותך בלבד, הנובע משוני בווקטור Z .

לשם התרשמות ראשונה נצייר את $\text{Log} t$ לעומת $\log[-\log G(t)]$. ניתן גם לנסות ולהתאים קו רגרסיה ולברוק את מקדם המיתאם הלינארי המבטא את מידת הקשר הליניארי בין המשתנים. בהמשך, לאחר שנקבל את σ, β, α_0 באמצעות הליך האמידה, נוכל להשוות אותם עם הפרמטרים שהתקבלו באמצעות הרגרסיה.

לוחות השכיחות שנבדקו הם אלו המעמידים את מספר ימי הלשכה של הפרט מקובצים על פי קבוצות של 7 ימים, מול כל אחת מתכונות אלה: המין, המצב המשפחתי, מספר הילדים, המוצא, משתנה דמה לצעירים (עד גיל 30), משתנה דמה למבוגרים (מעל גיל 50), משלח היד, הענף הכלכלי (ספרה ראשונה), הסניף, המחוז וסוג הלשכה. רוב הבריקות שערכתי מצביעות בבירור על קשר בין המשתנים המאפיינים של הפרטים לבין משך האבטלה כפי שהוא נמדד בימי לשכה, בכל רמת מובהקות. נמצא קשר בין משך האבטלה ובין המשתנים הרציפים — הגיל ומשתני ההכנסה — שנבדקו באמצעות אמידת משוואות רגרסיה.

בהסתמך על תוצאות אלו יש בסיס ראשוני לבחירת המשתנים שנרצה לכלול במודל הכמותי הרציף; באמצעותו נוודא את עוצמת הקשר בין המשתנים המסבירים למשתנה המוסבר, ונוכל לתת אומדן כמותי להשפעה החלקית של כל אחד מהם. נמשיך ונבדוק את צורת פונקציית ההתפלגות. אף שברור כי פונקציית ההתפלגות תהיה תלויה במשתנים המסבירים, ולכן הפרמטר α יהיה שונה לגבי כל תת-קבוצה של אוכלוסייה, חישובי בשלב ראשון את פונקציית ההתפלגות המצטברת לכל האוכלוסייה, ובהתאם למוסבר קודם לכן ציירתי את $\log(-\log(1-F))$ לעומת $\log t$ (דיאגרמה 1). הקו שהתקבל דומה לקו ישר באזור המרכזי, אך שיפועו משתנה במידה ניכרת בקצוות.

רגרסיה פשוטה שנאמדה נתנה תוצאה זו:

$$\log[-\log(1 - F(t))] = -7.34 + 1.60 \log t$$

-55.7 54.9

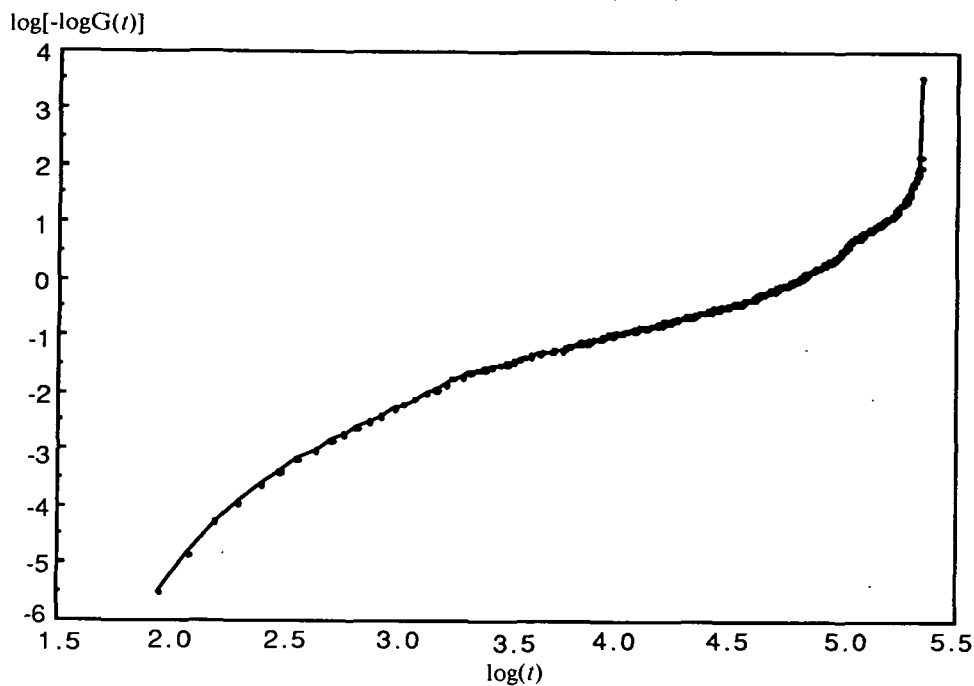
$R^2 = 0.937$

כדי לשפר את הבדיקה יש להתייחס לקבוצות אוכלוסייה מפורטות יותר, שיהיו יותר הומוגניות מבחינת פרמטר ההתפלגות הנובע מהתכונות הקובעות אותו. בדקתי את צורת הפונקציה המתקבלת לגבי אומדנים נפרדים לנשים ולגברים ולגבי אומדנים נפרדים לפי יבשות הלידה (דיאגרמה 2). התוצאות מוצגות להלן, ונתייחס אליהן באמידה הפרמטרית.

	ההתפלגות לפי המין							ההתפלגות לפי המוצא
	נשים	גברים	נשים	גברים	אסיה	אפריקה	אירופה	
החותך	-9.02	-7.22	-7.58	-7.55	-7.87	-7.90	-7.45	-8.41
γ לוג הזמן	1.73	1.57	1.61	1.61	1.67	1.71	1.64	1.76
$1/\gamma = \sigma$	0.578	0.637	0.621	0.621	0.599	0.585	0.610	0.568
R^2	0.935	0.938	0.934	0.935	0.934	0.947	0.940	0.933

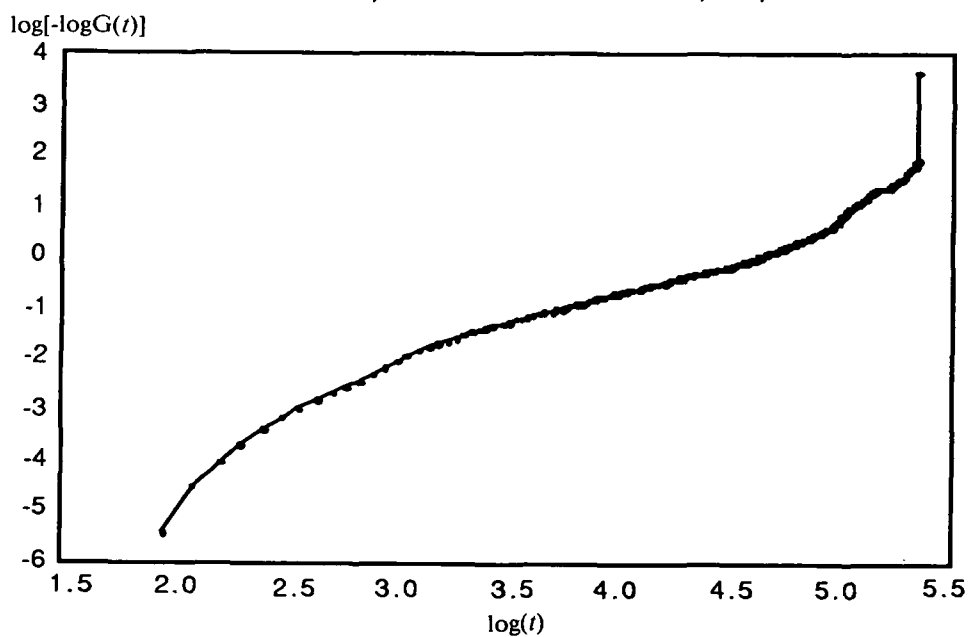
כל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של 0.001 לפחות.

דיאגרמה 1

בדיקה מקדימה — כלל האוכלוסייה¹¹ הנתונים — בכל הדיאגרמות, כמו במאמר כולו — לשנת 1988.

דיאגרמה 2

בדיקה מקדימה — נשים ילידות הארץ בנות 25-34



הביטוי הגרפי המתאים לרגרסיות הללו נותן תחושה טובה יותר של קו ישר ברוב המקרים. ניסיון להוסיף משתנה מסביר ריבועי $(\log t)^2$ נכשל ברובם. אמידות נוספות של תת-קבוצות הממוינות על פי הגיל, המין וארץ הלידה תמכו בהשערה כי המודל שבחרנו מתאים. מן הבדיקות שערכתי עולה, כי אפשר להסביר את משך האבטלה באמצעות המשתנים שהזכרנו, וכי צורת ההתפלגות שהנחנו תוכל לתת הסבר טוב לצורת ההתפלגות האמפירית של הנתונים. עוד עולה מהבדיקות, כי יש שוני גם בערכו של σ לגבי תת-קבוצות שונות. בהמשך ניסיתי לאמוד פונקציות הישרדות נפרדות לגבי כל תת-קבוצה.

האמידה הפרמטרית

התוצאה המרכזית של הניסיונות השונים שנעשו להתאים מודל הישרדות לנתונים, שדמי האבטלה והשכר משפיעים על משך האבטלה הצפוי של פרט. פרמטר השיעור (scale parameter) מקבל בכל האמידות ערך שבין 0.62 ל-0.63, כך ש- $\gamma > 1$; פירושו של דבר, שהסיכויים של מובטל לצאת מאבטלה גדלים ככל שמשך אבטלתו ארוך יותר. ניסיון להתאים לנתונים מודל עם התפלגות מעריכית, תחת המגבלה $\gamma = 1$, נדחה באופן מובהק. כיוון שקיבלנו $\gamma > 1$, אין עדות להטרוגניות שתגרום להטיה של האומדנים. שתי עדויות נוספות תומכות באמידה: הראשונה היא ש- γ נשאר יציב יחסית גם כשנכללים במודל משתנים נוספים; השנייה היא המבחן שהציע Keifer (1984) (ראה סעיף ההטרוגניות). התוצאות המתקבלות אינן מאפשרות לנו לדחות את השערת ההומוגניות בכל רמת מובהקות. נסקור תחילה את התוצאות שהתקבלו לגבי המשתנים הלא-כלכליים. בניסוחים השונים יש למין, לגיל, למצב המשפחתי למספר הילדים ולמוצא השפעה מובהקת על פונקציית ההסתברות.

המין: כפי שראינו בבדיקות המקדימות, משך האבטלה הצפוי לגברים קצר יותר. הסיכוי של אישה לצאת מאבטלה, קטן פי $\exp(\beta_{sex})$ מזה של גבר, בכל נקודת זמן. האומדן נע בין 1.06 ל-1.20.

הגיל: השפעתו של הגיל על משך האבטלה היתה מובהקת בכל הניסוחים. משמעות המקדם החיובי היא, שככל שפרטים הם מבוגרים יותר, צפוי כי משך אבטלתם יהיה ארוך יותר. הגמישות של פונקציית הסיכון ביחס לגיל נעה סביב -0.4. הצגת הגיל באמצעות משתני דמה לקבוצות גיל הניבה תוצאות דומות לאלו שבהצגה הרציפה, חוץ מאשר במקרה של קבוצת הגיל המבוגרת. האמידה שופרה על ידי הוספת משתנה דמה לקבוצת הגיל שמעל 54 אל משתנה הגיל הרציף.

המצב המשפחתי: נמצא כי פרט נשוי שבן/בת זוגו עובד/ת נוטה להישאר מובטל זמן רב יותר מאשר פרט נשוי שבן זוגו אינו עובד. זאת משום שמציאותו של מפרנס נוסף במשק הבית מקטינה את התמריץ למצוא עבודה: הפסד ההכנסה, יחסית להכנסה הכוללת של משק הבית, כשאחד מבני הזוג הופך למובטל, קטן יותר כשבן הזוג עובד. גרושים ורווקים צפויים למשך האבטלה הקצר ביותר, ואלמנים — למשך אבטלה ארוך יותר. ייתכן שהמקדמים לגבי רווקים ואלמנים מבטאים גם מיתאם חיובי בין המצב המשפחתי לגיל.

מספר הילדים: גם למשתנה זה יש השפעה על משך האבטלה. הצגתו כשני משתנים (שהם מכפלת משתנה דמה למין במספר הילדים) הובילה למסקנה, שמספר הילדים משפיע השפעה מובהקת על משך האבטלה של נשים בלבד. נראה שנשים עם ילדים מתקשות להשיג הצעות עבודה מתאימות — או לחילופין, אינן ממהרות להיענות לכל הצעת עבודה. כיוון שמספר

הילדים הוצג בניסוח המקורי ולא במונחי לוגים — הגמישות של פונקציית הסיכון ביחס אליו תלויה בערכו, והוא בכל הניסוחים בין $0.07NCHILD2$ לבין $0.09NCHILD2$ (עבור הנשים).

המוצא: לא נמצאו הבדלים משמעותיים בין ארצות הלידה השונות של יהודים (כולל ילידי הארץ). תוחלת משך האבטלה של יוצאי אמריקה היא הנמוכה ביותר, ויש נטייה קלה של יוצאי אפריקה למשך אבטלה ארוך יותר, אך ההבדל הבולט ביותר הוא, כי תוחלת משך האבטלה של פרטים לא-יהודים ארוך יותר (בכ-20 אחוזים) מזה של יהודים. בבדיקה נוספת שערכתי נמצאה תלות בין המוצא לענף הכלכלי, ולכן ייתכן שמשתנה המוצא מייצג למעשה את השונות שבין הענפים: בענפי התעשייה והבנייה יש יותר יהודים ילידי הארץ ואמריקה — יחסית לצפוי בהעדר תלות בין המוצא לענף הכלכלי.

סוג הלשכה: בהעדר מידע על השכלתם של הפרטים, השתמשתי בהבחנה בין לשכות תעסוקה למבוגרים ללשכות תעסוקה לאקדמאים כמשתנה מסביר, היכול לרמוז על הבדלים הנובעים מההשכלה ומהעיסוק. במשוואות שבהן נכלל משתנה זה רואים, שאקדמאי צפוי למשך אבטלה ארוך יותר בכ-6-8 אחוזים.

אינדיקטורים לביקוש: מצד הביקוש לעבודה אפשר לשער, שרמת האבטלה באזור מגוריו של הפרט, או אומדן כלשהו ליחס בין מספר דורשי העבודה למספר הצעות העבודה, יכולים להסביר את משך האבטלה. ניסיתי לבטא רכיב זה בכמה אופנים. הראשון — שימוש בשיוך למחוזות מגורים; נמצא, כי למחוז המגורים תרומה מובהקת-סטטיסטית למשך האבטלה הצפוי: לפרטים בדרום ובמרכז (לא כולל תל אביב) צפוי משך אבטלה ארוך יותר מאשר לאלה שנרשמו במחוז חיפה וארוך מאשר לאלה השייכים למחוזות הצפון, תל אביב וירושלים. קשה להתייחס לתוצאות אלו — קודם כול, משום שנדמה לי כי החלוקה גסה מדי, ובמידה מסוימת שרירותית. כך, למשל, מטעה שיוכה של לשכת תעסוקה מסוימת דווקא למחוז המרכז, ולא למחוז תל אביב — אף שמתקבל על הדעת כי אותו פרט יהיה מוכן לבחון הצעות עבודה בשני המחוזות האלה. נוסף על כך סביר להניח, שיש מידור (segmentation) בשוק העבודה, שהרי לא כל פרט מוכן ומתאים להיות מועסק בכל עבודה, ושיעורי האבטלה במשלחי יד שונים נבדלים זה מזה. אפשרות שנייה שנוסתה בהצלחה היא בניית אומדן מתוך הנתונים עצמם, שיהיה ממוצע ימי הלשכה של פרטים על פי תכונות מסוימות. מספר הפרטים בכל תת-קבוצה גדול די הצורך (בדרך כלל מאות), כך שאפשר להתעלם מבעיות התלות, ולראות בו גודל אקסוגני לפרט הבודד. שלוש חלופות שנוסו היו ממוצעים על-פי המין והסניף, על פי הסניף והענף, ועל פי המחוז והענף. התקבל כי לאינדיקטורים לביקוש יש השפעה חיובית על תוחלת משך האבטלה, וכי גמישותה של פונקציית הסיכון ביחס אליהם היא 1.3 — 0.8. אפשרות שלישית היתה שימוש באינדיקטור של שיעור האבטלה הממוצע במחוז על פי המין, לפי נתוני סקר כוח אדם.

משתני הכנסה: השפעת שני משתני ההכנסה המרכזיים — גובה דמי האבטלה והשכר האלטרנטיבי — נבדקה בניסוחים שונים. בדקתי את השפעתו של כל אחד מהגדלים בנפרד, ובהתאם למקדמים שקיבלתי בדקתי את השפעתו של יחס התחלופה (replacement ratio). לגבי השכר האלטרנטיבי השתמשתי בשכר היומי שעל פיו חושבו דמי האבטלה, או בשכר הצפוי לפרט כפי שהוא מתקבל כממוצע השכר היומי לעיל באוכלוסייה הנחקרת — על פי הענף, הסניף והמין. ההנחה העומדת מאחורי השימוש באומדן זה היא, כי מובטל רואה לפניו שכר צפוי "דומה" (בעל תוחלת דומה) לזה שהיה לו לפני אבטלתו, וכי המשרות הפנויות

האפשרויות באזור המיוצג על ידי הסניף דומות ברמת השכר המוצעת בהן לאלו שמהן באו מובטלי אותה קבוצה. Nickell (1979) תומך בשימוש בממוצע כלשהו, לאו דווקא בשכר הידוע של אותו פרט בעבר, כי הוא טוען שרמת השכר בפועל של הפרט בעבר ו/או בעתיד, תלויה ב"שכר הסף" בעבר ובעתיד, ולכן אינה יכולה לשמש לצורך קביעתו. עוד טוען Nickell, שמיתאם שלילי בין רמת השכר בפועל של הפרט לבין משך אבטלתו יכול לנבוע ממיתאם שלילי של שני משתנים אלו עם משתנים מסבירים אחרים שהושמטו. ניתן להשתמש במיתאם עם משתנים אחרים דווקא כדי להצדיק שימוש בשכר היומי הידוע של הפרט. מחמת מחסור בנתונים על ההשכלה, ההכשרה, הוותק בעבודה וכדומה, יכול שימוש בשכר היומי בעבר לשפר את האמידה — שכן בשונות השכר מתבטאת הטרוגניות בתכונות הפרטים.

כדי להשלים את התמונה הוספתי עוד משתנה מתקן ($yhsd$) — היחס בין מספר ימי הזכאות לדמי אבטלה לבין סך ימי הלשכה. (ראה סעיף האוכלוסייה.) המשתנה חושב לגבי כל פרט מתוך הנתונים המתאימים ברשומה, והמקדם שקיבל נע סביב 1.3. בכל הניסוחים שנוסו התקבל, כי לדמי האבטלה יש השפעה חיובית על תוחלת משך האבטלה, נוסף על תרומתם ליחס התחלופה. בניסוחים שבהם מופיע השכר הקודם של הפרט (משוואות 3 עד 6) השפעתם חזקה יותר מאשר בניסוחים שבהם שימש השכר הממוצע (משוואות 8 עד 10). גמישות פונקציית הסיכון של הפרט כשנעשה שימוש בשכר הספציפי של הפרט היא סביב -0.6 — ביחס לדמי האבטלה וכ-0.2 ביחס לשכר הקודם. בחלופה של השכר הממוצע הגמישות ביחס לדמי האבטלה היא כ-0.33 — וביחס לשכר — בין 0.21 ל-0.27. ניתן להסביר את ההשפעה הנוספת של דמי האבטלה כ"השפעת הכנסה": גידול של דמי האבטלה ליום מגדיל את הכנסתו של הפרט, ולכן מאפשר משך אבטלה ארוך יותר. "השפעת התחלופה" מתבטאת ביחס בין דמי האבטלה לשכר: ככל שדמי האבטלה גבוהים יותר יחסית לשכר הצפוי, העלות האלטרנטיבית של הימצאות במצב אבטלה קטנה יותר, ולכן משך האבטלה הצפוי נוטה להתארך.

התוצאות שקיבלתי תואמות תוצאות שהתקבלו לגבי מדרגים של מובטלים באנגליה ובארה"ב: גם שם נמצא, שדמי האבטלה מאריכים את משך האבטלה הצפוי לפרט. הגמישות של תוחלת משך האבטלה שהתקבלה אצלנו נמוכה יותר. במחקר חדש של Meyer (1990), המשתמש במודל פרמטרי למחצה (אינו מחייב כי $\phi(t)$ יהיה מהתפלגות Weibull), ובודק את התנהגות משך האבטלה לגבי נתונים מ-12 מדינות בארה"ב, נתקבלה עלייה של ההסתברות לצאת מאבטלה בשבועות האחרונים שלפני תום תקופת הזכאות. בניסוחים שונים נתקבל, שעלייה בת 10 אחוזים של דמי האבטלה מגדילה את משך האבטלה הצפוי ב-5.3 עד 8.8 אחוזים. למשתנים נוספים במודל נמצא כיוון השפעה כמו אצלנו. Nickell (1979) קיבל גמישות שבין 0.6 ל-1.0 של יחס התחלופה לפרט הממוצע. Lancaster (1979) קיבל גמישות של 0.53, אולם חושש מהטרוגניות ומהטיה כלפי מטה של האומדנים. Narendranathan, Nickell and Stern (1985) אמדו פרמטר שיעור (scale parameter) הגדול במקצת מ-1, וקיבלו כי גמישות של משך האבטלה ביחס ליחס התחלופה היא 0.28 עד 0.36. Ehrenberg and Oaxaca (1976) אמדו משוואה ליניארית ללוג משך האבטלה; נאמדו משוואות נפרדות לקבוצות אוכלוסייה שונות (נשים, גברים, צעירים ומבוגרים), ובכולן נמצאה השפעה חיובית עם מקדמים בטווח של 1.3 עד 1.6 ליחס התחלופה. מסקירת התוצאות שהתקבלו בעבר ניתן לראות, שטווח התוצאות הוא רחב מאוד, ולכן אין לצפות מראש לתוצאות שיתיישבו דווקא עם אלו של מדרגם כלשהו.

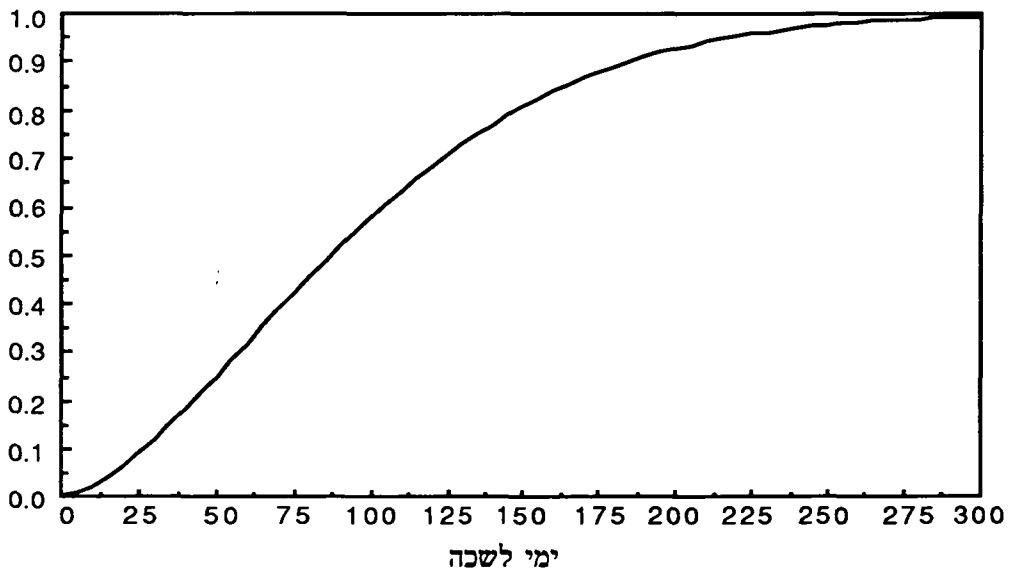
ברמה האיכותית מתיישבות תוצאות אלו עם התוצאה התיאורטית שקיבל צוקרמן (1985). במאמרו מוצג מודל אופטימלי לגובה דמי האבטלה, והתוצאה היא פתרון של משחק, שבו

הממשלה המובילה בקבעה את גובה דמי האבטלה, ואילו המובטל, בהינתן החלטתה של הממשלה, קובע את מדיניות החיפוש שלו — את גובה ההוצאות בכל תקופה ואת זמן העצירה. (פתרון Stackelberg). ההנחה היא, כמו במודלים האחרים, שהפרט משתמש באסטרטגיה של "שכר סף" יורד מונוטונית על פני זמן, והוצאותיו לצורך החיפוש הולכות וגדלות. משתי תוצאות אלו נובע, שההסתברות של פרט נתון לצאת מאבטלה בזמן כלשהו עולה עם התארכות זמן אבטלתו. תוצאה זו מתאימה ל- $\gamma > 1$, המעיד על פונקציית סיכון העולה על פני זמן.

בלוחות שבהמשך מפורטים האומדנים שהתקבלו בניסוחים השונים והגמישות של פונקציית הסיכון $(-\beta i/\sigma)$. דיאגרמות 3 ו-4 מתבססות על משוואה (9) ומציגות את פונקציית ההסתברות ופונקציית ההתפלגות המצטברת של משך זמן האבטלה לגבי פרט מייצג (בעל תכונות ממוצעות מבחינת המשתנים הרציפים והערך השכיח במשתנים האיכותיים). נוסף על כך מוצגת לגבי התצפיות הלא-מצונזרות פונקציית ההתפלגות האמפירית יחד עם פונקציית ההתפלגות, כפי שהתקבלה מתוך האומדנים לגבי תת-קבוצות שונות של האוכלוסייה (דיאגרמות 5, 6 ו-7). בכל נקודה ההתפלגות הנאמדת המוצגת היא ממוצע של הפרטים השייכים לתת-הקבוצה, ולכן הפונקציה אינה עולה בכל נקודה ונקודה.

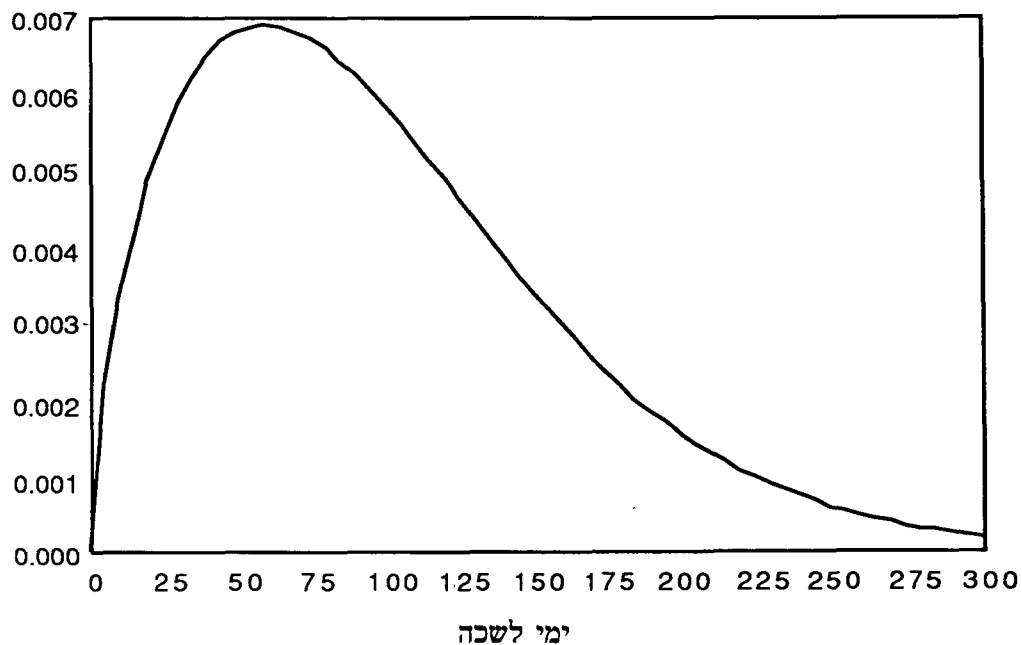
דיאגרמה 3

ההתפלגות המצטברת של ימי הלשכה
למובטל טיפוסי על פי משוואה (9)



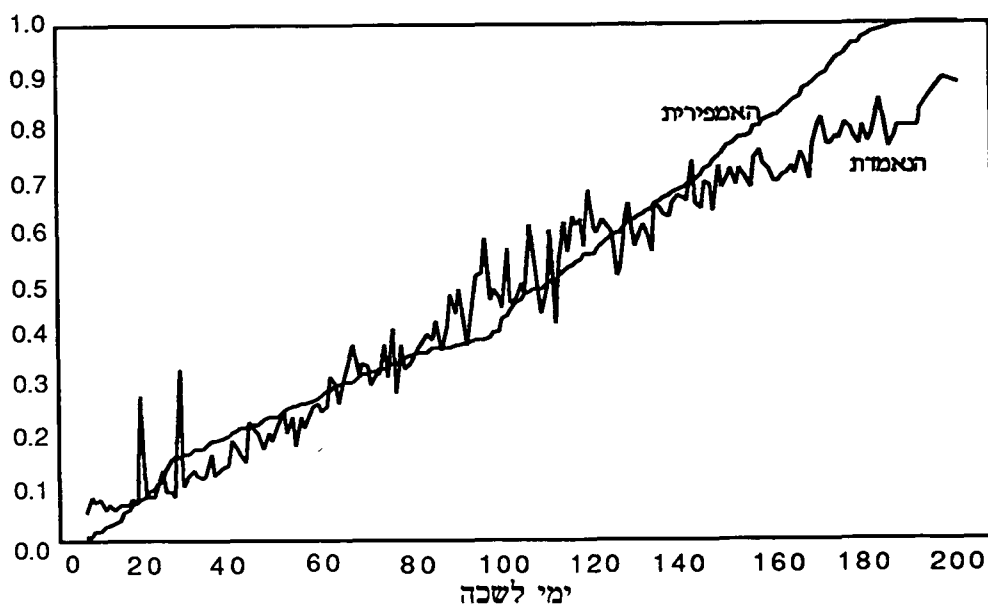
דיאגרמה 4

פונקציית הצפיפות של ימי הלשכה

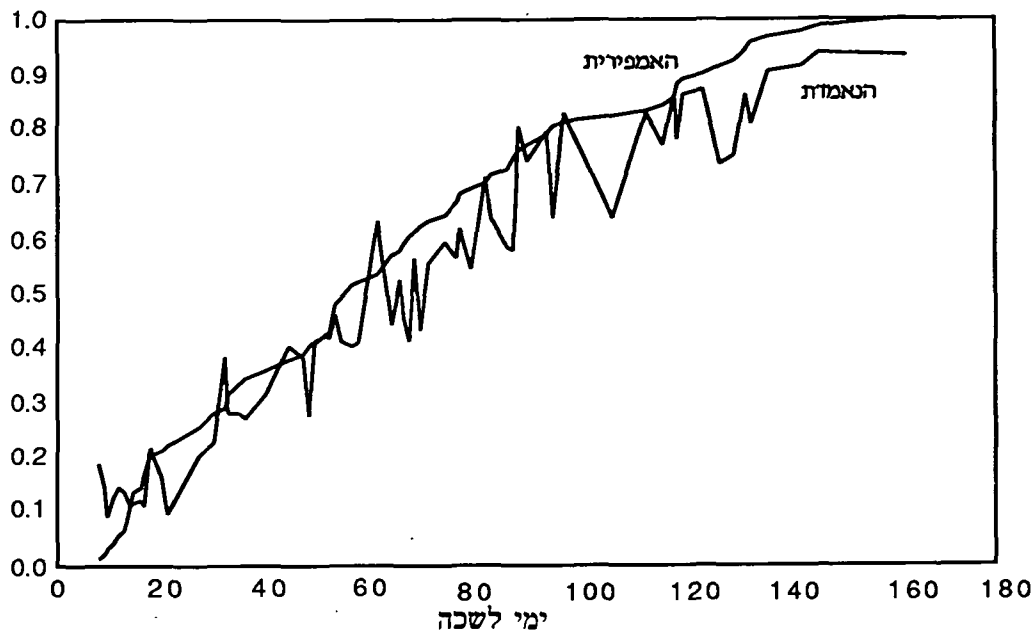


דיאגרמה 5

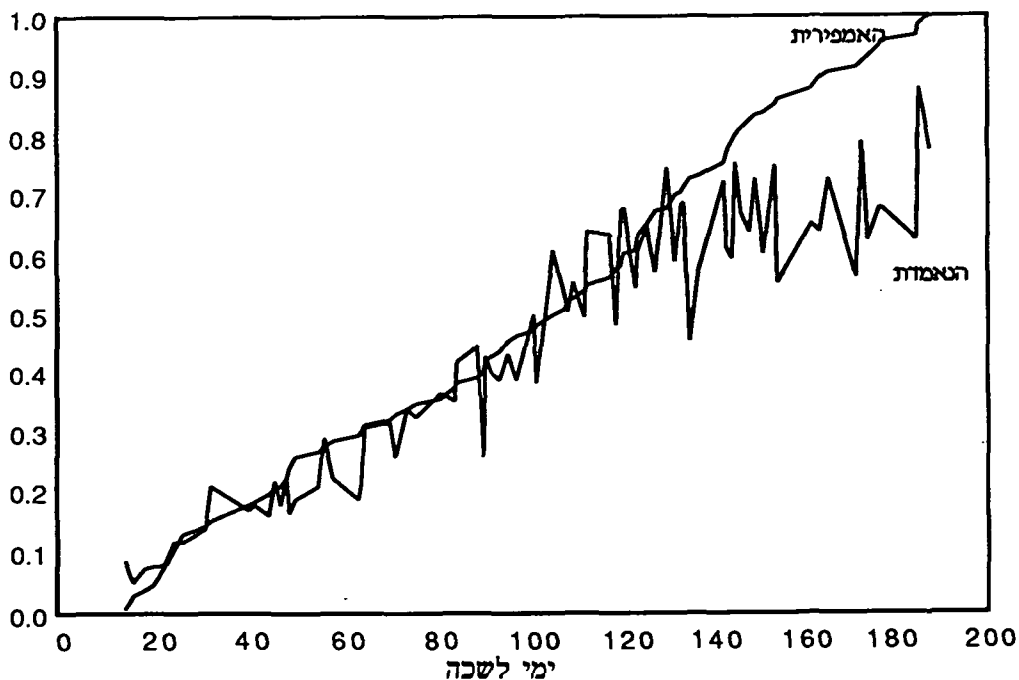
ההתפלגות המצטברת של ימי הלשכה לגברים בני 55 ויותר



דיאגרמה 6
ההתפלגות המצטברת של ימי הלשכה לגברים
בני 24 ויותר, ילידי אירופה, רווקים



דיאגרמה 7
ההתפלגות המצטברת של ימי הלשכה לנשים בנות 45-54, ילידות ישראל



לוח 1

אומדנים

המשוואה:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
הקבוע	4.738	3.200	3.241	1.002	2.883	3.116	3.140	0.975	0.536	0.796
σ	0.690	0.631	0.629	0.630	0.630	0.630	0.631	0.628	0.624	0.623
LPAYDAY		0.387	0.399	0.377	0.387	0.399	0.208	0.208	0.207	0.212
LSAHRD		-0.131	-0.138	-0.124	-0.124	-0.127				
				0.011	0.013					
LSAHRDSA						-0.056	-0.056	-0.126	-0.170	0.167
						0.040				
LYHSD		1.350	1.329	1.306	1.339	1.339	1.351	1.326	1.310	1.310
LAGE		0.263	0.277	0.264	0.267	0.218	0.256	0.226	0.216	0.152
NCHILD1		0.013*	-0.005	-0.004	-0.005		0.013	-0.003	-0.003	0.004
			0.325	0.408	0.292	0.950		0.456	0.505	0.453
NCHILD2			0.050	0.051	0.052	0.057		0.043	0.040	0.047
המצב המשפחתי										
רווק		-0.173	-0.172	-0.172	-0.172	-0.164	-0.173	-0.157	-0.155	-0.145
נשוי-לא עובד		-0.111	-0.105	-0.107	-0.1	-0.098	-0.112	-0.114	-0.122	-0.118
נשוי-עובד		-0.006	-0.020	-0.019	-0.019	-0.012	-0.008	-0.033	-0.037	-0.026
גרוע		-0.122	-0.121	-0.121	-0.123	-0.107	-0.123	-0.130	-0.131	-0.111
אלמן		0	0	0	0	0	0	0	0	0
המין		-0.167	-0.109	-0.074	-0.071	-0.074	-0.192	-0.057	-0.036	-0.040
									0.054	
ארץ המוצא										
ישראל		0.097	0.113	0.110	0.115	0.112	0.095	0.113	0.114	0.110
אירופה		0.096	0.103	0.100	0.109	0.104	0.095	0.104	0.106	0.100
אסיה		0.102	0.108	0.112	0.123	0.12	0.101	0.119	0.116	0.113
לא יהודי		0.345	0.409	0.332	0.361	0.359	0.355	0.338	0.295	0.292
אפריקה		0.124	0.127	0.135	0.135	0.135	0.126	0.126	0.123	0.123
אמריקה		0	0	0	0	0	0	0	0	0

לוח 1 (המשך)
אומדנים

המשוואה:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
המחוז										
ירושלים			-0.147							
צפון			-0.130							
חיפה			-0.089							
מרכז			-0.057							
תל-אביב			-0.135							
דרום			0							
DSUGL			-0.076	-0.068	-0.065	-0.07		-0.069	-0.071	-0.078
LLISHA				¹ 0.484				² 0.646	³ 0.788	³ 0.795
LUNEMS					0.137	0.135				
DA55						-0.087				-0.112
LOG-LIKELIHOOD	-21,421	-19,556	-19,486	-19,493	-19,513	-19,507	-19,557	-19,434	-19,312	-19,303
T FOR HETRO	18.59	1.64	1.97	1.43	1.71	1.72	1.64	1.5	1.47	1.47

¹ לפי הסעיף והמין.

² לפי הענף והמחוז.

³ לפי הענף והסניף.

* כל האוכלוסייה.

המספרים בסוגריים הם רמת המובהקות עבור $H_0 : \beta_i = 0$. אם לא צוין אחרת, רמת המובהקות קטנה מ-0.01.

לוח 2
הגמישויות של פונקציית הסיכון

המשוואה	σ	$1/\sigma$	LPAYDAY	LSAHRD	LSAHRDSA	LYHSD	LAGE	NCHILD*	NCHILD2*	LLISHA	LUNEMS
(1)	0.690	1.449									
(2)	0.631	1.585	-0.613	0.208		-2.139	-0.417	-0.021			
(3)	0.629	1.590	-0.634	0.219		-2.113	-0.440		-0.079		
(4)	0.630	1.587	-0.598	0.197		-2.073	-0.419		-0.081	-0.768	
(5)	0.630	1.587	-0.614	0.197		-2.125	-0.424		-0.083		-0.217
(6)	0.630	1.587	-0.633	0.202		-2.125	-0.346		-0.090		-0.214
(7)	0.631	1.585	-0.330		0.089	-2.141	-0.406	-0.021			
(8)	0.628	1.592	-0.331		0.201	-2.111			-0.068	-1.029	
(9)	0.624	1.603	-0.332		0.272	-2.099	-0.346		-0.064	-1.263	
(10)	0.623	1.605	-0.340		0.268	-2.103	-0.244		-0.075	-1.276	

* המשתנה מופיע במונחים המקוריים. יש להכפיל את מקדם הגמישות בערך המשתנה.

אומדנים נפרדים לקבוצות אוכלוסייה

מתוצאות הבדיקות המקדימות אפשר לראות, שהתפלגות Weibull אכן מתאימה לנתונים, אך לגבי תת-קבוצות של האוכלוסייה מתקבל פרמטר קנה מידה ($\sigma = 1/\gamma$) שונה. הרבר בולט מאוד בחלוקה לגברים ולנשים. האמידה, כפי שבוצעה לגבי כלל האוכלוסייה, הניחה γ קבוע, ואילו אמידת המודל בקבוצות נפרדות מאפשרת γ שונה לכל אחת מהן. לשם כך נאמדו כמה מהמשוואות בנפרד לגבי גברים ונשים ולגבי פרטים ילידי ארצות שונות. התוצאות מסוכמות בלוח 3, ותואמות בדרך כלל את האינדיקציות שנתקבלו מהבדיקות המוקדמות. בכל האמידות קיבלתי $\gamma > 1$ כלומר פונקציית סיכון העולה על-פני זמן. ככל שמשך האבטלה של פרט מתארך, גדלים והולכים סיכוייו לצאת מאבטלה. פרמטר קנה המידה של הנשים נמוך מזה של הגברים, ולכן אצלן γ גדול יותר (1.692 לעומת 1.538 — במשוואה 8); אצל נשים גידולו של הסיכוי לצאת מאבטלה על פני משך אבטלתן מהיר יותר מאשר אצל הגברים. גידולו של סיכוי זה אצל ילידי אמריקה מהיר יותר מאשר בשאר הקבוצות.

בדיקת ההשערה, כי פרמטר קנה המידה שקיבלנו אינו שונה באופן מובהק מזה של משוואת כלל האוכלוסייה העלתה, כי ניתן לדחות את ההשערה בכל רמת מובהקות, כלומר: יש שוני בין קבוצות האוכלוסייה השונות. אף על פי כן נראה, שניתן בהחלט להסתפק באמידה יחידה לכל האוכלוסייה בלא לחטוא לנתונים. זאת משום שמבחינה איכותית התוצאות המתקבלות לקבוצות השונות דומות, משום שחלק מקבוצות האוכלוסייה (במקרה של ארץ לידה) הן קטנות יחסית, ומשום שהתנהגותם של המשתנים האחרים באמידה הכוללת טובה יותר.

לוח 3
משוואה (8) לפי קבוצות אוכלוסייה

	לפי המין		לפי יבשת הלידה						
	גברים	נשים	אסיה	אפריקה	אירופה	אמריקה	ישראל	לא יהודי	
הקבוע	0.975	1.410	1.939	0.527	0.403	-1.371	1.273	3.289	
			0.032	0.445	0.467	0.221			
σ	0.628	0.591	0.585	0.630	0.599	0.562	0.635	0.571	
LPAYDAY	0.208	0.220	0.341	0.235	0.117	0.035	0.220	0.127	
						0.525		0.041	
LSAHRDSA	-0.126	-0.070	-0.102	-0.297	-0.159	0.159	-0.092	-0.049	
		0.137	0.376		0.029	0.405	0.026	0.639	
LYHSD	1.326	1.357	2.130	1.543	1.983	2.105	1.252	2.701	
LAGE	0.226	0.058	0.154	0.220	0.296	0.469	0.156	0.158	
			0.061						
NCHILD1	-0.003	—	-0.006	-0.023	0.000	0.061	0.019	-0.018	
	0.456	0.840	0.726	0.035	0.960	0.058	0.023	0.041	
NCHILD2	0.043	—	0.066	0.011	0.046	0.058	0.067	-0.016	
				0.485	0.010	0.161		0.706	
המצב המשפחתי									
רווק	-0.157	-0.078	-0.144	0.051	0.000	-0.021	-0.025	-0.489	
נשוי לבן זוג לא עובד	-0.114	0.007	-0.040	0.009	0.041	-0.082	-0.010	-0.492	
נשוי לבן זוג עובד	-0.033	0.137	-0.033	0.084	0.019	0.036	0.115	-0.411	
גרש	-0.130	0.000	-0.055	0.000	-0.006	0.000	-0.015	-0.560	
אלמן	0.000	0.137	0.000	0.222	0.047	0.219	0.000	0.000	
		0.060	0.644	0.126	0.887	0.544		0.667	
המין	-0.057	—	-0.016	-0.030	-0.011	-0.310	-0.093	0.054	
			0.844	0.627	0.823	0.010		0.518	

לוח 3 (המשך)
משוואה (8) לפי קבוצות אוכלוסייה

המוצא	לפי יבשת הלידה							לפי המין	
	לא יהודי	ישראל	אמריקה	אירופה	אפריקה	אסיה	נשים	גברים	כל האוכלוסייה
ישראל							-0.158	0.145	0.113
אירופה							-0.150	0.139	0.104
אסיה							-0.190	0.177	0.119
לא יהודי							0.000	0.385	0.338
אפריקה							-0.136	0.166	0.126
אמריקה							-0.210	0.000	0.000
							0.045		
DSUGL	-0.213	-0.067	-0.054	-0.121	0.042	0.006	-0.062	-0.089	-0.069
	0.066		0.403		0.605	0.949			
LLISHA	0.394	0.587	0.865	0.835	0.859	0.395	0.660	0.670	0.646
						0.049			
סך התצפיות	1,369	9,123	431	2,805	2,413	1,080	7,546	9,675	17,221
מהן: מצונזרות	244	1,262	55	460	406	165	1,331	1,261	2,592
σ									
בדיקות מקדימות	0.568	0.610	0.585	0.599	0.621	0.621	0.587	0.637	0.625
משוואה (4)	0.570	0.637	0.562	0.602	0.632	0.582	0.591	0.652	0.630
משוואה (5)	0.570	0.637	0.572	0.603	0.631	0.584	0.593	0.652	0.630
משוואה (9)	0.569	0.631	0.558	0.597	0.623	0.581	0.587	0.646	0.624

המספרים בסוגריים הם רמת המובהקות עבור $H_0 : \beta_i = 0$. אם לא צוין אחרת, רמת המובהקות קטנה מ-0.01.

4. סיכום

המודל שהוצג להסבר משך האבטלה של פרטים המקבלים דמי אבטלה מלמד, שככל שדמי האבטלה של פרט גבוהים יותר, והשכר האלטרנטיבי שלו (בהגדרות שונות) נמוך יותר, יהיה משך האבטלה הצפוי לו ארוך יותר. לנשים, בפרט לאמהות, לפרטים מבוגרים וללא-יהודים יש סיכויים גדולים יותר להיות מובטלים זמן רב יותר. באזורים שבהם שיעור האבטלה גבוה קשה יותר לצאת ממצב אבטלה, וגם שם יש לצפות שפרטים יהיו מובטלים זמן רב יותר. מסקנה נוספת היא, שככל שהפרט מובטל זמן ממושך יותר, כך גדלים סיכוייו לצאת מהאבטלה — אולי מפני שהתקרבות מועד סיום זכאותו לדמי אבטלה מביאה לירידת "שכר הסף" שהוא מוכן לקבל, ולכן גדלים סיכוייו למצוא תעסוקה. מהדיאגרמות המוצגות בהמשך ניתן לראות, שהמודל תואם את הנתונים, בעיקר במשכי האבטלה הקצרים יותר (עד 100-120 ימי לשכה), ולוקה בהטיה כלפי מעלה לאחר מכן. הפער בין ההתפלגות בפועל, הנמוכה יותר, לבין ההתפלגות הנאמדת, כפי שהן מוצגות בדיאגרמות, הולך ומתרחב ככל שמשך האבטלה מתארך. הסבר אפשרי לכך הוא, שהמובטלים במשך תקופה ארוכה מאוד, אולי אף מעבר לזו המזכה בדמי אבטלה, סיכוייהם למצוא תעסוקה אינם גדלים עוד עם הזמן. אף שהשערת ההטרוגניות נדחתה (מבחן Keifer), ייתכן שלגבי אותה קבוצה של פרטים המובטלים זמן רב מאוד נשמטה מהמודל תכונה, שהיתה מסבירה את ירידת הסיכוי לצאת מאבטלה. נוסף על כך אפשר שאותו פרמטר, σ , המייצג את השתנות הסיכויים לצאת מאבטלה על פני זמן — פרמטר המוגבל במודל להיות קבוע לכל משך אבטלה — אינו תופס את שינוי ההתנהגות במשכי האבטלה הארוכים מאוד.

המודל שהצגנו מתאר את סיכוייו של פרט מובטל לצאת ממצב אבטלה בתנאים מקרו-כלכליים נתונים. זאת משום שמשך הזמן שאנו בודקים קצר במידה המאפשרת לראות תנאים אלו כקבועים. הרחבה מעניינת של המודל תהיה הפיכתו למודל רב-תקופתי, שיבחן כיצד מושפעים הפרמטרים שהתקבלו משינוי בתנאים המקרו-כלכליים: האם למצב המשק — למשל, מיתון לעומת גאות — יש השפעה על התפלגות משך האבטלה של אותם פרטים שכבר מצויים במצב אבטלה?

הבנת הגורמים המשפיעים על משך האבטלה תוכל לסייע בקביעת מדיניות לצמצום רמת האבטלה במשק. מדיניות כזאת צריכה להביא בחשבון, כי הפחתת דמי האבטלה יש בה כדי לתרום לקיצור משך האבטלה הצפוי למובטל, ולהקדמת חזרתו אל מעגל המועסקים.

נספח

Keifer (1984) מציע מבחן פשוט לבדיקת קיום הטרוגניות במודל מעריכי לעומק האבטלה. כפי שרשמנו בהצגת המודל, פרמטר ההתפלגות הוא:

$$\alpha = \exp[-(a_0 + z'\beta)]^{1/\sigma}.$$

כעת נניח שהשמטנו מהמודל אוסף משתנים u , והמודל האמיתי הוא

$$\alpha = \exp[-(a_0 + z'\beta + u)]^{1/\sigma}.$$

פונקציית הצפיפות $f(t)$ הנובעת מהמודל שלנו, ניתנת להצגה על ידי הסתברות שלמה על פני ערכי u :

$$(1) \quad f(t) = E_u f(t | u) = \int f(t | u) g(u) du.$$

כאשר $g(u)$ היא פונקציית הצפיפות של u .

את ההתפלגות המותנה אפשר להציג על ידי פיתוח טיילור עד האיבר השני:

$$(2) \quad f(t | u) = f(t | 0) + u \cdot df(t | u)/du + (u^2/2) \cdot d^2f(t | u)/d^2u + \mu.$$

כאשר השערת האפס להומוגניות (כלומר $E(u)=0$) מתקיימת, u קטן, ולכן ניתן להשמיט את הרכיב מסדר שלישי (μ).

נציב את (2) בתוך (1) ונקבל:

$$f^*(t) \approx f(t | 0) + (\sigma^2/2) \cdot d^2f(t | 0)/d^2u,$$

כאשר $\sigma^2 = \text{Var}(u)$

נרצה לבדוק את ההשערה ש- $\sigma^2 = 0$ לעומת $\sigma^2 > 0$ באמצעות מבחן Lagrange multiplier.

תהי L לוג פונקציית הנראות; אזי הסטטיסטי יהיה:

$$S = (1/N)(dL/d\sigma^2) \Big|_{\sigma^2 = 0}$$

נבדוק את ההשערה $ES = 0$ באמצעות מבחן T פשוט. נרצה לקבל ערך קטן של T , כך שלא נוכל לדחות את ההשערה כי ההטרוגניות במודל זניחה.

שמות המשתנים

—	לוג דמי האבטלה ליום (מחולק במדר המחירים).	LPAYDAY
—	לוג השכר היומי לצורך חישוב דמי האבטלה (מחולק במדר המחירים).	LSAHRD
—	לוג ממוצע השכר היומי לפי המין, הסניף והענף.	LSAHRDSA
—	לוג היחס בין ימי הזכאות לדמי אבטלה לבין ימי הלשכה.	LYHSD
—	לוג הגיל.	LAGE
—	משתנה דמה לקבוצת הגיל שמתחת ל-55.	DA55
—	מספר הילדים.	NCHILD
—	מספר הילדים כשהפרט הוא גבר. אחרת — אפס.	NCHILD1
—	מספר הילדים כשהפרט הוא אשה. אחרת — אפס.	NCHILD2
—	מספר ימי האטבלה כפי שהם נרשמים בלשכת התעסוקה.	NDLISH
—	המצב המשפחתי (רווק, נשוי לכן זוג עובד, נשוי לכן זוג שאינו עובד, גרוש, אלמן).	ST
—	משתנה דמה למין (גבר = 1).	SEX
—	מקום הלידה (יהודי: אסיה, אפריקה, אירופה, אמריקה, ישראל; לא יהודי).	MOZA

—	MAHOZ	מחוז מגורים.
—	DSUGL	משתנה דמה לסוג הלשכה (1 = לשכה רגילה, 0 = לשכה לאקדמאים).
—	LUNEMS	לוג רמת האבטלה לפי המין והמחוז.
—	LLISHA	ממוצע ימי הלשכה על פי מיונים שונים (הסניף והמין, הענף והמחוז, הענף והסניף).

ביבליוגרפיה

- אברהם, ישראל ויפה מכנס (1986), "ביטוח אבטלה ואבטלה בישראל", בתוך: ברגלס, איתן ומרדכי פיין (עורכים), **עיונים בכלכלה**, מכון פאלק והאגודה הישראלית לכלכלה, עמ' 69-81.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (1988), סקר כוח-אדם.
- המוסד לביטוח לאומי (1973), **חוק הביטוח הלאומי, תקנות הביטוח הלאומי (ביטוח אבטלה תשל"ג — 1973)**.
- ריבון, סיגל (1990), **הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטים הזכאים לדמי אבטלה**, בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון, מס' 90.09.
- Amemyia, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Oxford: Basil Blackwell Ltd.
- Blanchard, Olivier, J. and Lawrence H. Summers (1987). "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, 31 (No. 1,2, February/March), 288-295.
- Ehrenberg, Ronald, G. and Ronald L. Oaxaca (1976). "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain", *American Economic Review*, 66 (No. 5, December), 754-766.
- Kalbfleish, John, D. and Ross L. Prentice (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: Wiley.
- Karlin, S. (1962). "Stochastic Models and Optimal Policy for Selling an Asset". In *Studies in Applied Probability and Management Science*. Edited by Kenneth Arrow, S. Karlin, and H. Scarf. Stanford California: Stanford University Press. pp. 148-158.
- Kiefer, Nicholas M. (1984). "A Simple Test for Heterogeneity in Exponential Models of Duration", *Journal of Labor Economics*, 2 (No. 4, October), 539-549.
- Lancaster, Tony (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47 (No. 4, July), 939-956.
- Lancaster, Tony and Stephen J. Nickell (1980). "The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed", *Journal of Royal Statistics Society*, Vol. 143 (Part 2) pp. 141-152.
- Lindbeck, A. and Snower, D.J. (1988). *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment* (Cambridge, Massachusetts. MIT Press).
- Lippman, Steven, A. and John J. McCall (1976). "The Economics of Job Search: A Survey: Part I", *Economic Inquiry*, 14 (No. 2, June), 155-189.
- Meyer, Bruce D. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 58 (No. 4, July), 757-782.
- Narendranathan, Wiji, Stephen Nickell and J. Stern (1985). "Unemployment Benefits Revisited", *Economic Journal*, 95 (No. 378, June), 307-329.
- Nickell, Stephen J. (1979). "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, 89 (No. 353, March), 34-49.
- Zuckerman, Dror (1985). "Optimal Unemployment Insurance Policy", *Operations Research*, 33 (No. 1, January/February) 263-276.