

הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטים
הזכאים לדמי אבטלה

סיגל ריבון

סדרת מאמרים לדיון 90.09
דצמבר 1990

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

מחלקת המחקר, בנק ישראל, ת"ד 780, ירושלים 91007.
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטים
הזכאים לדמי אבטלה*)

הקדמה

בתקופה שבה שיעורי האבטלה במשק מגיעים לממדים שלא ידענו כמותם מאז השפל של אמצע שנות ה-60 גדלה ההתעניינות בחקר הגורמים שיכולים להסביר את התופעה. עבודה זו תנסה לבחון את הנושא מכיוון שיתמקד ברמת הפרט הבודד. מטרתה להציג מודל שיסביר את משך (עומק) האבטלה של פרטים בהנתן שהם נמצאים כבר במצב של אבטלה. נרצה לבחון מהם הגורמים המשפיעים על משך האבטלה הצפוי, ובפרט, מה חלקם של דמי האבטלה המשולמים לזכאים להם, בקביעת משך האבטלה.

ישראל אברהם ויפה מכנס (1986) בחנו את השפעת ביטוח האבטלה על-ידי בדיקת סדרה עתית של שיעורי האבטלה בשנים 1973-1983 והצליחו לקבל הסבר טוב של שיעור האבטלה באמצעות היחס שבין דמי האבטלה לשכר בנוסף לסטיה של התוצר מתוצר של שיווי-משקל של הטווח הארוך. דמי האבטלה נמצאו כמשפיעים חיובית גם על ממוצע ימי האבטלה למובטל לחודש.

לא מצאתי עבודות אחרות עבור נתונים של המשק הישראלי שבחנו את הבעיה באמצעות חתך רוחב של מובטלים ונדמה לי שיש עניין בבדיקה כזו.

(*) תודה למוסד לביטוח לאומי עבור הנתונים ותודה למייקל בינשטוק, גיורא חנוך וקרנית פלוג על הערותיהם המועילות.

המודל המוצע כאן מתמקד ברמת המיקרו אך יש לו השלכות גם להסבר רמת האבטלה ברמת המקרו. (Blanchard and Summers (1987) מתייחסים במאמנם לתאוריות המסווגות כתאוריות של Hysteresis. מונח השאול מתחום הפיזיקה והמבטא את הרעיון שהאבטלה של שווי-משקל הנוכחית תלויה באבטלה בפועל בעבר. הם מציגים גישה שהיא עידון של תאוריות ה-insider-outsider של Lindbeck and Snower המניחה שלמובטלים משך זמן קצר, בניגוד למובטלים "הכרוניים" יש השפעה על רמת השכר של שווי-משקל. בנוסף למועסקים בפועל (insiders). הסיבות המצדיקות השפעה שונה על שוק העבודה, המוזכרות במאמר הן בכך שהשכר שעבורו פרט מובטל מוכן לחזור להיות מועסק יורד ככל שהוא מובטל משך זמן ארוך יותר. או שתדירות החיפוש שלו אחר תעסוקה יורדת על פני זמן. בנוסף, יתכן שהשפעתם של המובטל ה"כרוניים" על השכר קטנה יותר כיוון שהמעסיק הפוטנציאלי רואה באבטלה ארוכת-טווח סימן (signal) שלילי לכישוריו של אותו פרט.

בהליך האמידה נרצה לברר האם וכיצד מושפעת ההסתברות של פרט לצאת מאבטלה ע"י משך זמן היותו מובטל, כלומר, תחת מגבלות המודל, האם קיים hysteresis גם ברמת המיקרו. ובפרט, האם הסתברות זו יורדת על-פני זמן, כפי שנטען לעיל. הפרטים שבאוכלוסית המובטלים נבדלים זה מזה בשלושה סוגי משתנים. הראשון, משתנים אישיים הכוללים מצב משפחתי ותכונות הקובעות התאמה לעבודה. השני, משתנים כלכליים - כמו דמי אבטלה והשכר הקודם של הפרט (אין לנו נתונים על הכנסות שלא משכר). שני אלו משפיעים על התנהגות הפרט מצד הצע העבודה. הסוג השלישי של משתנים, הוא משתני ביקוש, כמו למשל היחס בין הצעות עבודה ודורשי עבודה באזור או ענף כלשהו.

בהמשך אציג את הבסיס התאורטי הכלכלי וההסתברותי העומד מאחורי המודל. לאחר מכן אסקור את אוכלוסית המחקר ואציג בדיקות מוקדמות שנעשו כדי לודא שאכן המודל שבחרנו יוכל להתאים לנתונים. לבסוף אציג את התוצאות האמפיריות שהתקבלו מאמידת המודל.

א. המודל התאורטי

מטרת העבודה היא לבדוק מהם הגורמים המשפיעים על משך זמן אבטלה, או כפי שנהוג לכנותו, עומק האבטלה, של פרט בהנחתן שהוא מובטל. נסתכל על פרטים ששייכים לכח העבודה אבל אינם מועסקים, (הגדרה מדויקת מופיעה בפרק האוכלוסיה), באמצעות המודל נרצה לנבא באופן הטוב ביותר את התנהגותם. נניח שהפרטים נשארים תמיד שייכים לכח העבודה ושני המצבים האפשריים הם להיות מובטל או מועסק, לכן יציאה ממצב של אבטלה פירושה כניסה למצב תעסוקה.

נתייחס אל משך השהייה של פרט במצב אבטלה כעל תהליך רציף בזמן. בכל נקודת זמן לפרט יש הסתברות לצאת ממצב אבטלה, בתנאי שידוע שהיה מובטל עד כה; הסתברות זו היא העוצמה של התהליך והיא גם מכונה פונקציית הסיכון (hazard function - אולי ראוי יותר לקרוא לה כאן "פונקציית סיכוי"). הסתברות זו נרצה לאמוד בהמשך. פרט כלשהו יעבור ממצב אבטלה למצב תעסוקה אם יתקיימו שני תנאים: הראשון; בפני הפרט עומדת הצעת עבודה כלשהי והשני: הפרט מסכים לקבל את הצעת העבודה. נניח, על פי מודל החיפוש שנבנה שההחלטה אם להענות להצעת עבודה כלשהי תלויה בשכר המוצע בלבד. נראה כעת כי המדיניות האופטימלית תהיה:

"קבל (הסכם) את הצעת העבודה אם השכר w מקיים $w > w^*$, אחרת המשך לחפש". w^*

הוא "שכר סף" כלשהו (reservation wage) שיכול להיות תלוי ב- t .

מדיניות ההיפוש

המודל שיוצג להלן מתבסס בעיקרו על KARLIN ו-Lippman & McCall. נרשום את המודל במונחים של זמן בדיד לצורך נוחות ההצגה, אך התוצאות המתקבלות יהיו דומות גם עבור הצריכה בזמן רציף, ועבור אופק זמן אין-סופי.

זמן בדיד, אופק סופי: לפרט יש בתחילת התהליך N אפשרויות חיפוש. עוד נניח כי הפרט מכיר את התפלגות השכר המוצע $F(w)$, $0 < w < \infty$.

I_n - ההכנסה המקסימלית הצפויה מהפעלת המדיניות האופטימלית, כשנותרו עוד n אפשרויות חיפוש.

$\varphi(w, N)$ - ההסתברות להסכים להצעת עבודה עם שכר בגובה w בתקופה הראשונה.
 $H(\varphi, N-1)$ - ההכנסה הצפויה משימוש במדיניות המתאימה ל- $\varphi(w, N)$ בתקופה הראשונה, ולאחריה שימוש במדיניות האופטימלית.

$$H(\varphi, N-1) = \int_0^\infty w \varphi(w, N) dF(w) + I_{N-1} \int_0^\infty [1 - \varphi(w, N)] dF(w) \quad \text{נקבל:}$$

ההכנסה הצפויה משימוש ב- $\varphi(w, N)$ ולאחר מכן במדיניות האופטימלית היא תוחלת ההכנסה הצפויה אם נסכים להצעה בגובה w בתקופה הראשונה ועוד ההכנסה המקסימלית הצפויה מחיפוש ב- $N-1$ התקופות הנותרות בתנאי שלא נסכים להצעה בתקופה הראשונה.

את הביטוי לעיל ניתן גם לרשום:

$$H(\varphi, N-1) = \int_0^\infty \varphi(w, N)(w - I_{N-1}) dF(w) + I_{N-1} \quad ; \quad N \geq 0, \quad I_0 = 0$$

מתוך ההגדרות ברור שמתקיים:

$$\max_{\varphi} H(\varphi, N-1) = I_N$$

ברור שבכדי לקבל מכסימום יש לקבוע עבור כל $w > I_{N-1}$ את $\varphi(w, N) = 1$ ועבור כל $w < I_{N-1}$ נקבע $\varphi(w, N) = 0$. באופן כזה נקבל את המשקל המירבי האפשרי על איזורי האינטגרל החיוביים ($w > I_{N-1}$) ונאפס את הרכיבים השליליים. המדיניות האופטימלית כפי שהיא מיוצגת ע"י הפונקציה תהיה:

$$\varphi^*(w, N) = \begin{cases} 1 & w > I_{N-1} \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases}$$

קיבלנו מדיניות חיפוש כפי שהגדרנו בתחילה. כאשר $w^* = I_{N-1}$.

נציב כעת את $\psi^*(W, N)$ בפונקציה H ונקבל עבור המדיניות האופטימלית:

$$\begin{aligned} H(p, N-1) &= I_N = \int_0^{I_{N-1}} 0 \cdot (w - I_{N-1}) dF(w) + \int_{I_{N-1}}^{\infty} 1 \cdot (w - I_{N-1}) dF(w) + I_{N-1} = \\ &= \int_{I_{N-1}}^{\infty} (w - I_{N-1}) dF(w) + I_{N-1} \end{aligned}$$

משואה זו ניתן לפתור באופן רקורסיבי עם תנאי התחלה $I_0=0$. ולקבל את "שכר הסף" w^* כפונקציה של N .

אצל Lippman & Mc Call מוצגת הרחבה של המודל למקרה שבו הפרט אינו מכיר מראש את התפלגות השכר העומדת בפניו. כל הצעת עבודה מוסיפה אינפורמציה לפרט והוא מחשב מחדש בכל תקופה את האומדן להתפלגות השכר ובהתאם לכך קובע את מדיניותו. המחברים מראים שגם במקרה זה נקבל שלמדיניות האופטימלית אופי של כזו הקובעת "שכר סף". השוני יהיה בכך שכאן נקבל "שכר סף" המשתנה על פני זמן. תוצאה זו נכונה אם מניחים שהפרט מעדכן את ההתפלגות לפני החלטתו אם לדחות או להסכים להצעה. אם הנחה זו אינה מקיימת ניתן לקבל כלל החלטה באיסיאני שאיננו בעל אופי של שכר סף (דוגמא של Rothschild מובאת במאמר בעמ' 174).

אם נניח שהפרט פועל על-פי כלל העצירה שהצגנו כאן ובהנחה שהצעות השכר הן ב"ת, נקבל במודל הבדיד התפלגות גאומטרית לזמן העצירה עם הסתברות להצלחה

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

ומכאן נקבל שתוחלת זמן החיפוש, או מספר הצעות העבודה עד להצלחה יהיה:

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

בהתאמה, נקבל זמן העצירה במודל הרציף יהיה בעל התפלגות מעורבת אם התפלגות הצעות העבודה אינה תלויה ב- t ומהתפלגות Weibull במקרה הכללי יותר, (דיון רחב יותר בהמשך).

נרצה לתת משמעות נוספת לקביעת מדיניות החיפוש של שכר סף מלבד הנימוק המתמטי: נבדוק מהי תוחלת הרווח הצפוי לפרט אם ינהג עפ"י הכלל שקבענו. נסמנו ע"י $g(w^*)$. נניח שהוצאות החיפוש קבועות בגובה C עבור כל תקופה ונקבל:

$$g(w^*) = -C \cdot EN + \int_{w^*}^{\infty} v dF(v/v \geq w^*)$$

הרכיב הראשון הוא תוחלת ההוצאות והרכיב השני תוחלת השכר בהנחת ההתפלגות המותנה של השכר, בהנחת $v > w^*$.

ניתן לרשום שוב, כשמציבים את הביטויים המפורשים לתוחלת ולהתפלגות המותנה:

$$g(w^*) = \frac{-C}{1-F(w^*)} + \int_{w^*}^{\infty} v \cdot \frac{f(v)}{1-F(w^*)} dv$$

נרצה להביא את הביטוי לעיל למקסימום, כפונקציה של w^* .

נניח שפונקציית הצפיפות גזירה ונרשם:

$$\frac{\partial g(w^*)}{\partial w^*} = \frac{-C \cdot f(w^*)}{(1-F(w^*))^2} - \left[\frac{w^* f(w^*) [1-F(w^*)] + \int_{w^*}^{\infty} v f(v) dv F(w^*)}{(1-F(w^*))^2} \right] = 0$$

כדי שהשויון לאפס יתקיים צריך להתקיים:

$$C = -w^* (1-F(w^*)) + \int_{w^*}^{\infty} v f(v) dv$$

כלומר:

$$\omega^* = \frac{-C}{1 - F(\omega^*)} + \int_{\omega^*}^{\infty} \frac{v f(v) dv}{1 - F(\omega^*)}$$

ומהזרות שרשמנו קודם נובע $W^* = g(W^*)$

כלומר; שכר הסף שיקבע יהיה זה השווה לתוחלת הרווח הצפוי ממנו.

המודל ההסתברותי - (מוצג ב-Amemiya, Kalbfleisch & Prentice). בהתאם למדיניות החיפוש שקבענו נרצה לאמוד את ההסתברות של פרט לצאת ממצב אבטלה, בהנתן שהוא נמצא בו עד עתה: כלומר לקבל אומדן לפונקציית הסיכון. בפנינו שתי מטרות, האחת: לבדוק מהן התכונות והמשתנים השונים המשפיעים על קביעת פונקציית הסיכון של הפרט והשניה: לגלות כיצד נראית אותה פונקציית סיכון ובהתאם, אופי ההתפלגות של משך האבטלה של הפרט.

כפי שהוזכר קודם לכן, דרושים שני תנאים כדי שיתרחש המעבר ממצב אבטלה למצב תעסוקה והם: קיום הצעת עבודה בפני הפרט והענות של הפרט להצעה. נגדיר: $\lambda(t)dt$ ההסתברות "להתקל" בהצעת עבודה בקטע $(t, t+dt)$ $V(w)$ התפלגות הצעות השכר (ידועה לפרט).

$$P(\text{הפרט יתקל בהצעת עבודה ב-} t \mid \text{הפרט לא התקל עד } t) = P(\text{הפרט יתקל בהצעת עבודה ב-} t \mid \omega \geq \omega^*) =$$

לכן:

$$= P(\omega \geq \omega^* \mid \text{הפרט יתקל בהצעת עבודה ב-} t) P(\text{הפרט יתקל בהצעת עבודה ב-} t) = (1 - V(\omega^*)) \lambda(t) dt = \theta(t) dt$$

$\theta(t)$ היא העוצמה בתהליך שהגדרנו לעיל.

מטרתנו היא למצוא את $\theta_i(t)$ לכל פרט i . בהנתן התכונות המאפיינות אותו ומשך זמן האבטלה שלו.

נגדיר $F_i(t)$ להיות התפלגות משך זמן האבטלה של פרט i , ובהתאם את הצפיפות $f_i(t)$.

אזי:

$$\sigma_i(t) dt = P\left(\frac{t}{\text{משך זמן}} \mid \frac{t}{\text{משך זמן}}\right) = \frac{P\left(\frac{t}{\text{משך זמן}}\right)}{P\left(\frac{t}{\text{משך זמן}}\right)} = \frac{f_i(t)}{1 - F_i(t)}$$

לכן:

$$\Theta_i(t) = \int_0^t \sigma_i(u) du = \int_0^t \frac{f_i(u)}{1 - F_i(u)} du = -\log(1 - F_i(t))$$

ומכאן:

$$G_i(t) = 1 - F_i(t) = e^{-\Theta_i(t)}$$

$G_i(t)$ היא המשלים לפונקציית ההתפלגות ותקרא פונקציית ההשרדות

(Survival Function).

נרשום בהתאם את פונקציית הצפיפות:

$$g_i(t) = \frac{\partial \Theta_i(t)}{\partial t} \cdot e^{-\Theta_i(t)}$$

אנחנו נהיה מעוניינים באמידת $G_i(t)$ ולמעשה $\Theta_i(t)$. קל לראות שעבור המקיים

$\Theta_i(t) = \sigma \cdot t$ נקבל את ההתפלגות המעריכית שהיא התפלגות מקובלת ופשוטה לתאור משך

השרדות. הרחבה של התפלגות זו למקרה שבו פונקציית ההשרדות היא פונקציה גם של משך

האבטלה עצמו, t , יכולה להתקבל ע"י הצגת $G_i(t)$ כשייכת להתפלגות Weibull

ואז:

$$\sigma = \alpha t^{\beta-1}, \quad \beta > 0$$

$$G(t) = e^{-\alpha t^\beta}$$

$$g(t) = \beta \alpha t^{\beta-1} e^{-\alpha t^\beta}$$

ההתפלגות המעריכית היא מקרה פרטי של התפלגות Weibull עם $p=1$

פונקציית "הסיכוי" תהיה:

$$H(t) = \frac{f(t)}{G(t)} = f \alpha t^{p-1}$$

האומדן שנקבל לפרמטר p יצביע על התנהגות פונקציית הסיכון על פני זמן.

$$\frac{\partial H}{\partial t} = f \alpha (p-1) t^{p-2}$$

בהתפלגות המעריכית $p=1$, לכן פונקציית הסיכון תהיה קבועה על-פני זמן, כלומר, ב"ת ב- t . עבור $p > 1$ נקבל פונקציית סיכון עולה על-פני זמן. ככל שמשך האבטלה של פרט ארוך יותר כך גדלים סיכויים לצאת מאבטלה, בהנתן שהוא עדיין מובטל. בהתאם, נקבל סיכויים קטנים והולכים לצאת מאבטלה כאשר $p < 1$. באמידה שנבצע נניח בשלב הראשון כי α או $\alpha = 1/\sigma$ הנקראת גם (scale parameter) פרמטר השיעור, קבוע לכל האוכלוסיה ואילו α תלוי בתכונות הפרט. יש לצייין שניסוח המודל מגביל אותנו להתנהגות מונוטונית של פונקציית הסיכון על פני זמן. בפרט, לא נוכל לקבל מסלול שבו, הסיכויים לצאת מאבטלה עולים בחלק מהתקופה ויורדים בחלק אחר.

יהי:

$$\alpha = [e^{-(\alpha_0 + z\beta)}]^{1/\sigma}$$

כאשר z הוא וקטור התכונות הרלוונטיות. β וקטור פרמטרים, α_0 , σ פרמטרים-בלתי ידועים.

נגדיר את ההתפלגות הבסיסית G_B להיות זו המחאימה לוקטור $z=0$! T_B המ"מ בהתאם.

אם:

$$G_B(t) = e^{-(e^{-\alpha_0} t)^{1/\sigma}} \quad ; \quad T_B \sim G_B$$

$$T = T_B e^{z'\beta}$$

אז:

ניתן לרשום:

$$\begin{aligned} G(t) &= e^{-[e^{-(\alpha_0 + z'\beta)} t]^{1/\sigma}} = \\ &= e^{-[e^{-\alpha_0} e^{-z'\beta} t]^{1/\sigma}} = \\ &= G_B(t e^{-z'\beta}) \end{aligned}$$

בהתאם, מתוך $G(t)$ גוזרים את פונקציית הצפיפות $f(t)$.

שיטת האמידה: האומדנים לפרמטרים β, σ, α_0 הם אומדני (ראות מקסימלית (א.נ.מ.)

המתקבלים באמצעות האלגוריתם של ניוטון-רפסון. ההצגה כאן תואמת את זו המתארת את

אופן פעולת הפרוצדורה לפתרון בתוכנת המחשב SAS (LIFEREG).

$$\begin{aligned} T &= T_B e^{z'\beta} && \text{כפי שרשמנו קודם:} \\ Y_B = \log T_B & \quad Y = \log T && \text{ונסמן} \quad \log T = \log T_B + z'\beta \\ Y &= Y_B + z'\beta && \text{ניקח לוג:} \\ &&& \text{אז:} \end{aligned}$$

β הוא קבוע. γ הוא המ"מ וניתן להתייחס אליו כאל גורם הטעות.

נסמן:

$$y = \alpha_0 + \sigma \varepsilon + \beta' x \quad ; \quad y_B = \alpha_0 + \sigma \varepsilon$$

נסמן:

$$\varepsilon = \frac{y - x'\beta}{\sigma} \Leftrightarrow y = x'\beta + \sigma \varepsilon \quad ; \quad \beta = (\alpha_0, \beta) \quad ; \quad x = (1, x)$$

יהיו:

$$x_i: \text{הגבול } G_i \text{ במחנה } i \quad ; \quad T_i, T_2, \dots, T_n \sim G_i$$

אז:

$$\alpha_0 + \sigma \varepsilon_1, \dots, \alpha_0 + \sigma \varepsilon_n \sim G_0$$

$$\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n \sim G_0 / \sigma$$

$$a_1, \dots, a_n \text{ הם } \varepsilon_i \text{ במחנה } i \quad ; \quad \text{יהיו:}$$

$$a_i = \frac{y_i - x_i'\beta}{\sigma}$$

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

כיון שבקובץ מצוי משך זמן האבטלה של פרט רק אם איננו ארוך מזה המזכה בדמי אבטלה, כל התצפיות בהן משך האבטלה כפי שהוא בא לידי ביטוי במספר ימי הלשכה שווה (או גדול) למשך הזמן המירבי המזכה בדמי אבטלה (138 יום או 175 יום למי שגילו מעל 45 שנה או שיש בו לפחות שלושה תלויים). הוגדרו כמצונזרות. עבור אותם פרטים אנו יודעים שהיו מובטלים לפחות את משך הזמן המצויין ולכן עבורם נשתמש במשלים לפונקציית ההתפלגות המצטברת ($G(t)$) במקום בפונקציית הציפעות.

בהתאם לכך פונקציית הניראות תהייה:

$$L = P(\varepsilon_1 = a_1, \dots, \varepsilon_n = a_n) = \prod_{i=1}^n f_B\left(\frac{y_i - x_i'\beta}{\sigma}\right)^{\delta_i} \left(G_B\left(\frac{y_i - x_i'\beta}{\sigma}\right)\right)^{1-\delta_i}$$

ולוג פונקציית הנראות:

$$\mathcal{L} = \log L = \sum_{i=1}^n \left\{ \delta_i \log \left(f_{\beta} \left(\frac{y_i - z_i \beta}{\sigma} \right) \right) + (1 - \delta_i) \log \left(G_{\beta} \left(\frac{y_i - z_i \beta}{\sigma} \right) \right) \right\}$$

הפרמטרים σ, β מתקבלים ע"י מציאת מקסימום לפונקציה $\mathcal{L}$ יחסית אליהם.

משמעות המקדמים β

תוחלת משך הזמן שפרט יהיה מובטל, עפ"י ההתפלגות שהנחנו נתונה ע"י:

$$ET = \left(\frac{1}{\alpha} \right)^{1/\sigma} \Gamma(1 + 1/\sigma) = \left(\frac{1}{\alpha} \right)^{\sigma} \Gamma(1 + \sigma)$$

כאשר:

$$\Gamma(x) = (x-1)! \quad \text{לכל } x \text{ ו} \quad \Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$$

במונחי הפרמטרים שלנו נקבל:

$$ET = e^{\alpha_0 + z \beta} \Gamma(1 + \sigma)$$

אם נשתמש, עבור המשתנים הרציפים ב- $z = \log \tilde{z}$, כאשר $\tilde{z}$ הוא המשתנה הכלכלי המקורי

נוכל לרשום:

$$ET = e^{\alpha_0 + \log \tilde{z} \beta} \Gamma(1 + \sigma)$$

ואז חישוב הגמישות ביחס ל- $\tilde{z}_i$ יהיה פשוט.

$$\eta_{ET, \tilde{z}_i} = \frac{\partial ET}{\partial \tilde{z}_i} \cdot \frac{\tilde{z}_i}{ET} = ET \cdot \frac{\beta_i}{\tilde{z}_i} \cdot \frac{\tilde{z}_i}{ET} = \beta_i$$

נרשום שוב את פונקציית הסיכון ונחשב את הגמישות שלה ביחס למשתנה $\tilde{z}_i$.

$$H = \frac{1}{\sigma} [e^{-(\alpha_0 + (\log \tilde{z}) \beta)}]^{1/\sigma} t^{1/\sigma - 1}$$

$$\eta_{H, \tilde{z}_i} = \frac{\partial H}{\partial \tilde{z}_i} \cdot \frac{\tilde{z}_i}{H} = H \cdot \left(\frac{-\beta_i}{\sigma} \right) \cdot \frac{1}{\tilde{z}_i} \cdot \frac{\tilde{z}_i}{H} = -\beta_i / \sigma$$

הגמישות של פונקצית הסיכון תלויה גם ב- σ - פרמטר קנה-מידה.

במקרה הפשוט של $\sigma=1$ נקבל ש- $\eta_{\alpha\beta} = -\beta$.

בדיקת הטרוגניות

עניין מרכזי שיש לשים אליו לב בתהליך אמידת המודל הוא הטיפול במשתנים חסרים או משתנים שאינם ניתנים לצפייה (Unobservables). (Lancaster (1979) ו- (1980) Lancaster and Nickell מתייחסים לבעיה זו במאמריהם. השמטת משתנים גורמת לכך שהאוכלוסיה שאנו בוחנים אינה הומוגנית יחסית למשתנים המסבירים שנכללו במודל. בכל נקודת זמן אנו אומדים למעשה את ממוצע פונקציות הסיכון של הפרטים באוכלוסיה באותה נקודת זמן.

נניח שקיים משתנה בלתי מדיד המתאר "מוטיבציה" של פרט למצוא עבודה. משתנה כזה אינו נכלל, כמובן, במודל שלנו. נסתכל על קבוצת פרטים הומוגנית יחסית למשתנים שבמודל (אבל הטרוגנית יחסית למוטיבציה). פרטים בעלי מוטיבציה גבוהה יותר ימצאו עבודה מהר יותר, בעוד שסיכוייהם של בעלי המוטיבציה הנמוכה להיות יותר זמן באבטלה, גדולים יותר. במודל שלנו אנו נראה ירידה, כביכול, בהסתברות לצאת מאבטלה ככל שמשך זמן האבטלה מתארך, הנובעת מהשוני בהרכב אוכלוסיית המבוטלים במשכי אבטלה שונים.

כתוצאה מתופעה זו אנו עלולים לקבל אומדנים מוטים להסתברות ליציאה מאבטלה בכל t. (Lancaster (1979 מראה במאמרו שההסתברות לצאת מאבטלה כפונקציה של משך האבטלה הולכת ומתקרבת לצורה של פונקציה קבועה (כלומר, $\rho=1$) ככל שמוסיפים משתנים מסבירים למודל ובכך מקטינים את הטרוגניות האוכלוסיה יחסית לפרמטרים שבמודל.

(KEIFER (1984 מציע מבחן פשוט לבדיקת קיום הטרוגניות במודל מעריכי לעומק

אבטלה. כפי שרשמנו בהצגת המודל, פרמטר ההתפלגות הוא:

$$\alpha = (e^{-(\alpha_0 + \beta'x)})^{1/\sigma}$$

כעת נניח שהשטנו מהמודל אוסף משתנים U והמודל האמיתי הוא

$$\alpha = (e^{-\alpha_0 + \beta'x + u})^{1/5}$$

פונקציית הצפיפות $f(t)$ הנובעת מהמודל שלנו נותנת להצגה על-ידי הסתברות שלמה על פני ערכי U :

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

$g(U)$ - פונקציית הצפיפות של U .

את ההתפלגות המותנה אפשר להציג על-ידי:

$$(2) \quad f(t/u) = f(t/0) + u \frac{\partial f(t/0)}{\partial u} + \frac{u^2}{2} \frac{\partial^2 f(t/0)}{\partial^2 u} + \dots$$

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

נציב את (2) בתוך (1) ונקבל:

$$f^*(t) \approx f(t/0) + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\partial^2 f(t/0)}{\partial^2 u}$$

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:

$$S = \frac{1}{n} \frac{\partial L}{\partial \sigma^2} \Big|_{\sigma^2=0}$$

נבדק את ההשערה $ES = 0$ באמצעות מבחן T פשוט.

נרצה לקבל ערך קטן של T כך שלא נוכל לדחות את השערה שההטרוגניות במודל זניחה.

ב. היישום האמפירי

1. האוכלוסיה

החוק² מגדיר כמובטל מי שאינו עובד שלא מרצונו ורשום בלשכת העבודה כמחוסר עבודה. בנוסף לכך, עליו להיות מוכן ומסוגל לעבודה במקצועו או בכל עבודה אחרת המתאימה לו ולשכת התעסוקה לא הציעה לו עבודה כאמור. דורש העבודה חייב להתייבץ בלשכת התעסוקה בהתאם לתנאי התקנון של שירות התעסוקה. לא עשה כן, יחשבו ימים אלו כימים בהם עבד. החוק מגדיר מהי "עבודה מתאימה" מבחינת העיסוק, השכר ומיקומה. הכשרה מיקצועית אליה מופנה דורש העבודה נחשבת גם היא כ"עבודה מתאימה" בתנאים מסויימים.

כדי להיות זכאי לדמי אבטלה, בנוסף להיות הפרט "מובטל" על-פי ההגדרה, עליו לקיים תנאים נוספים. על דורש העבודה להיות זכאי לקבל דמי אבטלה מתוקף היותו מבוטח (או מתוקף הסכם מתחייב עבור משוחררי צבא קבע), עובדים עצמאיים או שאינם שכירים ואינם עצמאיים, חברי אגודה שיתופית, קיבוץ או מושב, עובד שכיר שמעבידו אינו חייב בתשלום דמי ביטוח או מי שלא מלאו לו 18 שנה (יוצא מן הכלל נער בן 15-18 המפרנס את משפחתו) או שמלאו לו 65 שנה (לה 60 שנה) אינם זכאים לקבל דמי אבטלה.

* חוק הביטוח, תקנות הביטוח (ביטוח אבטלה תשל"ג - 1973), חוברת הסבר "ביטוח אבטלה" בהוצאות שירות התעסוקה והמוסד לביטוח לאומי.

מובטל יהיה זכאי לדמי אבטלה רק אם מילא אחר הדרישות של "תקופת אכשרה" - זוהי התקופה המינימלית עבורה שולמו דמי ביטוח לאומי עבור המובטל בתקופה שבה עבד כשכיר. מי שהיה עובד במשכורת חודשית זכאי לדמי אבטלה אם עבד לפחות חצי שנה בשנה האחרונה שקדמה לאבטלתו או צבר 270 יום שעבורם שולמו דמי ביטוח תוך 540 הימים שקדמו לאבטלתו. חישוב דומה נעשה עבור עובד יומי. עבור עולה חדש יש הקלה במספר הימים שעבורם שולמו דמי ביטוח הדרושים לזכאות. חייל פטור מתקופת אכשרה במשך שנה מיום שחרורו.

כדי לממש את זכאותו על דורש העבודה להגיש למוסד לביטוח-לאומי תביעה לתשלום דמי אבטלה הנתמכת ע"י אישורים מלשכת העבודה המעידים על זכאותו. המוסד לבי"ל בודק את הזכאות ובמידה שהיא מאושרת התשלום מתבצע. בהמשך מתקיים דווח ישיר מלשכת התעסוקה למוסד לבי"ל והתשלום נעשה ללא צורך בתביעה נוספת כל עוד הפרט זכאי לדמי ביטוח.

דמי אבטלה ישולמו לכל היותר למשך 138 יום נטו תוך 12 חודשים רצופים בהם היה המבוטח רשום כמבוטל. למבוטח שגילו מעל 45 שנה או שיש שלושה תלויים בו ישולמו דמי אבטלה במשך 175 יום. למשתתף בהכשרה מקצועית ישולמו דמי אבטלה במשך 12 חודשים מחודש האבטלה הראשון וכל עוד הוא משתתף בהכשרה. חמשה ימים ראשונים מכל 4 חודשים רצופים נחשבים כ"תקופת אמתנה" ולא ישולמו בעדם דמי אבטלה. פרט שהתפטר מרצונו לא זכאי לדמי אבטלה בעד 30 הימים הראשונים של אבטלתו. פרט שסרב לעבודה מתאימה שהוצעה לו ע"י לשכת התעסוקה או סרב לצאת להכשרה מקצועית לא יקבל דמי אבטלה בעד 30 הימים הראשונים מיום הסירוב.

גובה דמי האבטלה

דמי האבטלה המגיעים לזכאי להם מחושבים על-פי ההכנסה החייבת בדמי ביטוח שהיתה לפרט במוצק ב-75 הימים האחרונים שבעדם שולמו דמי ביטוח. דמי האבטלה המשולמים יותאמו לפיצוי שחל במשך הזמן בשכר על-פי השכר הממוצע במשק (של עובד

שכיר - על פי הלמ"ס). לחייל משוחרר יחושבו דמי אבטלה על בסיס מחצית השכר היומי הממוצע במשק, ולא יעלו על מ-80% משכר המינימום ליום.

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

<u>ממוצע</u>	<u>שולי</u>	
80%	80%	- מחלק השכר שעד מחצית השכר הממוצע במשק
70%-80%	50%	- ממחצית ועד 3/4 השכר הממוצע במשק
60%-64%	45%	- מ-3/4 ועד מלוא השכר הממוצע במשק
48%-64%	40%	- ממלא השכר ועד פי 3 מהשכר הממוצע
פחות מ-48%	0	- שכר הגבוה מהתקרה הקבועה

בהתאם לתנאים השוליים שנקבעו בתקנות חושב השיעור הממוצע של דמי האבטלה יחסית לשכרו הקודם של המובטל. זהו הגודל המכונה replacement ratio - היחס בין דמי האבטלה לשכר. למעשה, הגודל הזה מוטה כלפי מעלה במעט בשל ניכוי ימי האמתנה. מהטבלה ניתן ללמוד שבכל מקרה דמי האבטלה לא יעלו על רמת השכר שהיתה למובטל קודם להיותו מובטל. מטרת דמי האבטלה להיות תחליף חלקי להכנסה משכר אך לא נקבעת רמת הכנסה מינימלית אותה רוצים להבטיח. ממד סוציאלי חלקי קיים בפרוגרסיביות של שיעור דמי האבטלה מהשכר השולי. ה-replacement ratio נמוך יותר עבור אלו שהיו להם הכנסות גבוהות יותר בעבר ולכן ההפסד הנובע מאבטלה לעומת המשך תעסוקה במשרה הקודמת גדול יותר.

ההפסד הזה, אם הפרט לא התפטר מרצונו אינו נתון לשליטתו של הפרט המובטל, אבל, בהנחה שהפרט רואה לפניו התפלגות שכר עתידי עם תוחלת דומה לזו של השכר הקודם, גם ההפסד יחסית לשכר הצפוי אם ימצא עבודה גדול יותר לבעלי replacement ratio הנמוך יותר.

אוכלוסיית המדגם

הנתונים ששימשו לעבודה זו מקורם במוסד לביטוח לאומי והם ממאגר שבו נרשמו נתונים עבור פרטים שהיו רשומים כמובטלים בלשכות התעסוקה והגישו תביעה לדמי אבטלה מהביל⁴. עבור כל פרט קיימת רשומה מובילה, בה שמורים פרטים אישיים של המבקש, בנוסף נשמרת רשומה עבור כל תשלום (חודשי) הכוללת פרטים על ימי האבטלה עבורם קיבל הפרט דמי ביטוח, הסכום ששולם והשכר היומי לפיו שולמו דמי האבטלה.

בהתחשב במגבלת מקום וזמן נדגמו באופן מקרי מחצית מהפרטים ומתוכם נבחרו אלו שהגישו לראשונה תביעה לתשלום דמי אבטלה בשנת 1988, תביעתם אושרה והיו 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, כלומר כללו ערכים חסרים במשתנים רלוונטיים, התקבל מדגם בגודל 17,221 תצפיות של פרטים שונים, מהן 2,592 מצונזרות.

המאגר המשמש כאן מכיל רק פרטים שקיבלו דמי ביטוח לאומי; הוא חלקי לסך הפרטים שהיו רשומים בלשכות התעסוקה, ביניהם יש גם כאלו שאינם זכאים לדמי אבטלה, ואלו הם רק חלק מסך המובטלים באותה עת. על-פי סקר כח-אדם רק 47.5% מהמובטלים חיפשו עבודה דרך שירות התעסוקה.

יתרוננו של מאגר זה על פני האחרים הוא בפירוט דמי האבטלה המשולמים לפרטים שהם המשתנה המרכזי המעניין אותנו.

בשל חלקיות המאגר מעניין לבדוק האם יש הבדל מובהק בהרכב האוכלוסייה על-פי תכונות שונות בין הנתונים שלנו לבין הרכבה של אוכלוסיית המובטלים כולה על-פי סקר כוח-אדם. התפלגות התכונות העיקריות שנבדקו מוצגת במקביל עבור אוכלוסיית המדגם ועבור נתוני סקר כח-אדם.

		<u>נשים</u>		<u>גברים</u>		<u>מין</u>	
		.438		.562		מחקר	
		.466		534		סקר	
<u>קבוצת גיל</u>		<u>עז 24</u>	<u>25-34</u>	<u>25-44</u>	<u>45-54</u>	<u>55+</u>	
מחקר		.238	.344	.236	.113	.069	
סקר		.349	.321	.286		.042	
<u>מצב משפחתי</u>		<u>רווק</u>	<u>גרוש</u>	<u>אלמן</u>	<u>נשוי</u>		
מחקר		.278	.039	.008	.676		
סקר			אין נתונים				
<u>מס' ילדים</u>		<u>0</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4+</u>	
מחקר		.456	.148	.185	.128	.083	
סקר		.408	.209	.201	.114	.074	
<u>מחוז מגורים</u>		<u>ירושלים</u>	<u>צפון</u>	<u>חיפה</u>	<u>מרכז</u>	<u>תל-אביב</u>	<u>דרום</u>
מחקר		.071	.191	.188	.262	.142	.146
סקר		.123	.153	.157	.202	.223	.142

יבשת לידה	לא יהודים	יהודים סה"כ	ילידי הארץ	אפריקה	אסיה	אירופה	אמריקה
מחקר	.079	.921	.530	.140	.063	.163	.025
סקר	.151	.845	.529	.203		.125	

השתיכות ענפית (ספרה ראשונה)	חקלאות	תעשייה	חשמל ומים	בינוי	מסחר	תחבורה ותקשורת	שירותים פיננסיים
מחקר	.009	434	.011	.056	.082	.048	.090
סקר	.032	.256	.006	.137	208	.048	.089

השתיכות ענפית (ספרה ראשונה)	שירותים ציבוריים	שירותים אישיים
מחקר	.243	.027
סקר	.132	.083

מהשוואת התפלגות הפרטים אצלנו להתפלגות המתקבלת על-פי נתוני סקר כח-אדם 1988 באמצעות מבחן סטטיסטי (χ^2) עולה שהמדגם שלנו לא שייך לאותה התפלגות בדיוק כמו של סקר כ"א, אבל במבט על הנתונים ניתן בכל זאת לראות שיש דמיון רב בין האוכלוסיות בתכונות מין; מצב משפחתי ומספר ילדים. התנהגות דומה בשתי האוכלוסיות קיימת גם בחלוקה על פי יבשח לידה.

השוני בהתפלגות הגילים יכול לנבוע מכך שהמדגם שלנו אינו כולל לשכות תעסוקה לנוער, ולכן חלקם של הצעירים קטן יותר.

בבדיקת השתייכות הענפית מתגלה הבדל ברור בין שתי האוכלוסיות. אצלנו יש משקל יותר לאלו השייכים לענף התעשייה (43% לעומת 26%) ולשירותים ציבוריים (24% לעומת 13%) ומשקל נמוך יותר בחקלאות במסחר ובשירותים האישיים.

ניתן לחת שני נימוקים לתופעה. הראשון, אך לא העיקרי הוא מהימנות הנתונים. ההסבר השני הוא בעובדה שזכאים לדמי ביטוח לאומי הם שכירים בלבד בעוד שעצמאיים או בעלי משק חקלאי אינם בין הזכאים (ראה תחילת הפרק). הענפים שבהם מצאנו יותר מובטלים מהצפוי על-פי הסקר הם אלו שבהם אחוז השכירים הוא גבוה, לעומת ענפי החקלאות והמסחר שם חלקם של העצמאיים גדול יותר.

2. תוצאות אמפריות

בדיקות אמפריות מקדימות לפני שננסה להתאים לנתונים שבידינו התפלגות באמצעות מודל פרמטרי, ננסה לקבל תחושה כלשהי למידת התאמת המודל לנתונים. השלב הראשון יהיה בדיקה האם בכלל ניתן למצוא משתנים (מאלו המצויים ברשותנו) המסבירים את משך האבטלה של פרט. או ליתר דיוק את ההסתברות לצאת מאבטלה בזמן מסויים בהנתן שהפרט מובטל; ואם כן, אלו הם. גישוש ראשון עבור המשתנים הכמותיים הרציפים יכול להעשות באמצעות הרצת רגרסיה פשוטה להסבר משך אבטלה על-ידי כל אחד מהמשתנים. לצורך הבדיקה הראשונית

של המשתנים האיכותיים נתייחס אל משך זמן האבטלה כאל משתנה קטגוריאל ע"י קיבוץ משכי זמן אבטלה. באמצעות הפשטה זו נוכל לבדוק אם קיימת תלות בין אורך משך האבטלה ומשתנים מסבירים אפשריים ללא הגדרה מראש את מודל התלות (ולמעשה גם לא כיוון התלות). השערת האפס תהיה קיום אי-תלות ונבדוק אותה באמצעות מבחן χ^2 של פירסון.

$$P = \sum_{i,j} \left(\frac{(obs - exp)^2}{exp} \right)_{ij} \sim \chi^2_{(I-1)(J-1)}$$

obs: כאשר - שכיחות נצפית בתא ה-(i, j)

exp - שכיחות צפויה תחת הנחת האי-תלות

I, J - מספר הקטגוריות בכל אחד מהמשתנים.

אם ניתן לדחות את H_0 אפשר גם ללמוד על מבנה הקשר בין המשתנים באמצעות ניתוח שאריות.

נגדיר שארית מתוקננת:

$$R_{ij} = \left(\frac{obs - exp}{\sqrt{exp}} \right)_{ij}$$

שארית מתוקננת תהיה שונה באופן מובהק מאפס (ברמה של 5%) אם $R_{ij} > 1.96$

באמצעות סימון השאריות המתוקננות החיוביות והשליליות המובהקות על פני הלוח ניתן לקבל מושג על מבנה התלות.

תחושה על עוצמת התלות בין המשתנים ניתן לקבל באמצעות שני מדדים נוספים.

הראשון מקדם התלות (הסימטרי) של קרמר:

$$V = \left[\frac{P/n}{\min(I, J) - 1} \right]^{1/2}$$

וקיים $0 \leq V \leq 1$; כאשר המשתנים בלתי תלויים. $V = 0$

המדד השני הוא Pearsons Contingency Coefficient

והוא מחושב ע"י

$$C = \left(\frac{P}{P+n} \right)^{1/2}$$

וגם הוא מקיים: $0 \leq C \leq 1$

לאחר שקיבלנו מידע ראשוני על המשתנים המסבירים הפוטנציאליים אפשר לבצע בדיקה מוקדמת עבור התאמת ההתפלגות האמפירית להתפלגות התאורטית שהנחנו. נרשם שוב את פונקציית ההתפלגות הכללית עבור Weibull:

$$F(t) = 1 - e^{-\alpha t^\gamma} ; \alpha = (e^{-(\alpha_0 + t_0^\gamma)})^\gamma$$

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

בדיקה מוקדמת יכולה להעשות ע"י השוואת פונקציית ההתפלגות האמפירית $\hat{F}(t)$ עבור תתי-קבוצות שנגדיר (α קבוע) עם מה שהיינו מצפים למצוא תחת ההשערה של התפלגות weibull.

נסתכל על:

$$G(t) = 1 - F(t) = e^{-\alpha t^\gamma}$$

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

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

אם ההשערה שלנו נכונה נצפה למצוא ש- $\text{Log}(-\log G(t))$ הוא פונקציה לינארית של $\text{Log } t$ עם חותך $\text{Log } \alpha$ ושיפוע α . עבור כל תת-קבוצה. כיוון שהנחנו ש- α קבוע נצפה לקבל עבור כל תת-קבוצה ישר עם אותו שיפוע ושונה בחותך בלבד הנובע משוני בוקטור Z . לצורך התרשמות ראשונה נצייר את $\text{Log } t$ לעומת $\text{Log}(-\log(G(t)))$. ניתן גם לנסות ולהתאים קו רגרסיה ולבדוק את מקדם המתאם הלינארי המבטא את מידת הקשר הלינארי בין המשתנים. בהמשך, לאחר שנקבל את α, β, γ באמצעות פרוצדורת האמידה נוכל להשוות אותם עם הפרמטרים שהתקבלו באמצעות הרגרסיה ולקוות שלא יהיו שונים באופן מובהק.

תוצאות הבדיקות המקדימות

לוחות השכיחות שנבדקו הם אלו המעמידים את מספר ימי הלשכה של הפרט מקובצים על-פי קבוצות של 7 ימים כל אחת מול כל אחת מהתכונות הבאות בנפרד: מין, מצב משפחתי, מספר ילדים, מוצא, משתנה דמי לצעירים (עד גיל 30) משתנה דמי למבוגרים (מעל גיל 50), משלח יד, ענף כלכלי (ספרה ראשונה). סניף, מחוז וסוג לשכה.

רוב הבדיקות שנעשו מצביעות באופן ברור שקיים קשר בין המשתנים המאפיינים הללו של הפרטים לבין משך זמן האבטלה כפי שהוא נמדד בימי לשכה, בכל רמת מובהקות.

מין: גברים נוטים להיות מובטלים זמן קצר מאוד (פחות מחודש) או זמן ארוך מאוד (יותר מחצי שנה) לעומת נשים שהן בעלות משקל גדול יותר מזה של אי-תלות במשכי אבטלה בינוניים עד ארוכים.

מצב משפחתי: יש נטיה חיובית ברורה של פרטים רווקים להיות מובטלים מעט זמן לעומת פרטים נשואים, שם רואים סטיות מובהקות חיוביות עבור אבטלה ארוכה מ-120 יום. מעניין לציין שמוצאים סטיות שליליות מובהקות אצל נשואים שבן בת הזוג שלהם עובדים במשקי האבטלה הקצרים ושאינן רואים תופעה כזו אצל הפרטים הנשואים שבן זוגם אינם עובד, כלומר, פרטים שיש להם הכנסה שוטפת נוספת ממקור אחר נוטים להיות מובטלים יותר זמן.

מספר ילדים: סטיה מאי-תלות מתבטאת בעיקר בהבדל בין פרטים ללא ילדים (בלא לדעת מה מצבם המשפחתי) לבין פרטים עם ילדים. חלקם של פרטים ללא ילדים במשקי האבטלה הקצרים גדול יותר מזה הצפוי תחת אי-תלות. יש סטיות חיוביות מובהקות בחלקם של הפרטים בעלי שלושה ילדים ויותר במשקי אבטלה שמעבר ל-150 יום.

מוצא: משקלם של היהודים ילידי הארץ במשקי האבטלה הארוכים קטן באופן מובהק מחלקם הצפוי תחת אי תלות. בכל שאר הקטגוריות (יוצאי אסיה אפריקה, אירופה ולא יהודים). מלבד יוצאי אמריקה יש סטיה חיובית מובהקת באותן קטגוריות של משך אבטלה. התמונה המשלימה במשקי האבטלה הקצרים פחות חזקה אבל מצביעה באותו כוון.

צעירים: באופן ברור חלקם של הצעירים באבטלה ה"קצרה" גדול יחסית למשקלם באוכלוסיה הנבדקת. סטיות מובהקות המצביעות על כך התקבלו בשני הקצוות של הלוח.

מבוגרים: גם כאן מקבלים תמיכה לאותה התנהגות. סטיות מובהקות התקבלו עבור אותן קטגוריות. כמובן, בסימנים ההפוכים.

משלח-יד: המידע שיש לנו כאן הוא חלקי בלבד. רק עבור 84% מהפרטים ידוע לנו מה היה משלח היד. וגם כאן, על סמך "המלצה" שקיבלתי מהביטוח הלאומי יש להתייחס בזהירות לנתונים. יש סטיה ברורה מאי-תלות אבל קשה לתת לה מבנה מדויק.

ענף כלכלי: גם כאן, רק עבור כ-88% מהתצפיות יש לנו מידע על השתייכות לענף כלכלי. יש סטיה ברורה מאי-תלות. פרטים השייכים לענפים חקלאות, תעשייה ובינוי (0.1,2,4) נוטים להיות מובטלים זמן ארוך יותר. יש מעט מובטלים למשך זמן ארוך, יחסית למצב של אי-תלות בענף המסחר ושירותי אוכל והארוחה ובענף השירותים הפיננסיים והעיסקיים (ענפים 5.7).

סניף: ניתן בקלות לדחות את השערת אי-התלות בין הסניף שבו המובטל רשום לבין משך האבטלה. הסטיות מאי-תלות מפוזרות על פני הלוח וקשה להצביע על קשר ברור. בסניפים של נצרת, פתח-תקוה, רמלה, אשדוד וקרית-גת יש יותר מובטלים לפרקי זמן ארוכים יותר. בירושלים, לעומת זאת, יש משקל גדול יותר בתקופות הקצרות יותר.

שנת עלייה: אין עדות ברורה להשפעה של "ווחק" בארץ על משך האבטלה. פרטים שעלו לאחר שנת 1980 נוטים להיות מובטלים פחות זמן מאחרים.

מחוז: החלוקה למחוזות נעשתה על סמך שיוך הסניף שבו המובטל רשום למחוז המתאים לו (יש ששה כאלו).

התמונה המתקבלת היא שבמחוזות ירושלים והצפון יש נטיה למשך אבטלה קצר, לעומת הדרום שבו יש יחסית יותר מובטלים למשך זמן ארוך.

לא נמצאה עדות למתאם חזק בין רמת האבטלה במחוז לבין משך האבטלה הממוצע באיזור. יתכן שהסיבה לכך היא שהחלוקה למחוזות הוא "גסה" מדי (התיחסות בהמשך).

סוג לשכה: הפרטים שבמדגם רשומים רובם בלשכות התעסוקה למבוגרים (90%) ורק מיעוטם (10%) רשומים בלשכות תעסוקה לאקדמאים. המבחן הסטטיסטי מראה שיש סטיה מאי-תלות והסטיות מרמזות שאקדמאים נוטים להיות מובטלים זמן ארוך יותר יחסית. בהעדר נתונים על השכלה עבור הפרטים ננסה להעזר במשתנה זה כאומדן גם (מאוד) להשכלתם של הפרטים.

הגיל: גילו של פרט נוטה להאריך את משך האבטלה הצפוי לו. מהרצת רגרסיה של הגיל על מספר ימי הלשכה של הפרט מתקבל מקדם חיובי (1.01) ומובהק לגיל.

יחס התחלופה: המדד הגולמי ליחס התחלופה הוא היחס בין דמי האבטלה ליום לבין השכר היומי ששימש לצורך חישוב דמי האבטלה. מדד מתוקן ליחס התחלופה הוא אותו היחס שהוזכר לעיל מוכפל בשיעור הימים עבורם הפרט זכאי לדמי אבטלה מתוך סך ימי הלשכה. בבדיקה באמצעות רגרסיה התקבלה השפעה מובהקת (בלוגים) של יחס התחלופה על משך האבטלה. אך גם השכר הקודם משפיע, כך שאי-אפשר להתייחס ליחס בלבד אלא לכל אחד ממרכיביו בנפרד. בנוסף, התקבלה השפעה של הגורם המתקן על משך האבטלה.

$$\begin{aligned} \log(NOLISH) &= 4.267 + .352 \log(PAYDAY/SAHRD) + .182 \log(SAHRD) + 3.199 \log(YHSD) = \\ &\quad (93.2) \quad (6.2) \quad (10.8) \quad (117.7) \\ &= 4.267 + .352 \log(PAYDAY) - .170 \log(SAHRD) + 3.199 \log(YHSD) \end{aligned}$$

הלוח המוצג בהמשך מסכם את המדדים המרכזיים עבור לוחות השכירות. המדד של CRAMER והסטטיסטי C תומכים, אם כי לא באופן חזק, בקיום תלות בין המשתנים. יש להדגיש שהבדיקה כאן היא חלשה גם מכיוון שאיננה מניחה (או בודקת) את כיוון התלות, ובנוסף, מתעלמת מהשפעות חלקיות ואינטראקציות.

בהסתמך על תוצאות אלו יש לנו בסיס ראשוני לבחירת המשתנים שנרצה לכלול במודל הכמותי הרציף, באמצעותו נוודא את עוצמת הקשר בין המשתנים המסבירים והמשתנה המוסבר ונוכל גם לתת אומדן כמותי למידת ההשפעה החלקית של כל אחד מהם.

מדדים ללוחות השכיחות

משתנה מסביר	p	ד"ח	P-Value	V	C
מין	304	29	0	.125	.125
מספר ילדים	932	145	0	.102	.223
מוצא	731	145	0	.087	.191
סניף	1424	638	0	.058	.262
מצב משפחתי	1171	116	0	.124	.240
ענף	441	261	0	.059	.173
משלח-יד	512	261	0	.063	.189
צעירים	1041	29	0	.232	.226
מבוגרים	995	29	0	.227	.221
מחוז	356	145	0	.064	.142
עליה לפני 77	37	29	.15	.046	.046
עליה לפני 80	55	29	.002	.056	.056
עליה לפני 83	44.5	29	.033	.050	.050
סוג לשכה	62.5	29	0	.060	.060

ראינו שניתן בקלות לדחות את השערת אי-התלות בין כל אחד המשתנים המסבירים למשתנה המוסבר. נמשיך ונבדוק את צורת פונקציית ההתפלגות.

על אף שברור שפונקציית ההתפלגות תהיה חלופה במשתנים המסבירים ולכן הפרמטר α יהיה שונה עבור כל תת-קבוצה של אוכלוסיה, חישבתי בשלב ראשון את פונקציית ההתפלגות המצטברת לכל האוכלוסיה,

ובהתאם למוסבר קודם לכן, ציירתי $\log(-\log(1-F))$ את לעומת $\log t$. הקו שהתקבל דומה לקו ישר באיזור המרכזי אך מקבל צורת פרבולה בקצוותיו.

רגרסיה פשוטה שהורצה נתנה את התוצאה הבאה:

$$\log(-\log(1-\hat{F}(t))) = \underset{(-55.7)}{-7.34} + \underset{(54.9)}{1.60} \log t$$

$$R^2 = .937$$

כדי לשפר את הבדיקה יש צורך להתייחס לקבוצות אוכלוסיה מפורטות יותר, כך שיהיו יותר הומוגניות מבחינת הפרמטר של ההתפלגות הנובע מהתכונות הרלוונטיות הקובעות אותו.

בדקתי את צורת הפונקציה המתקבלת עבור הרצות נפרדות לנשים ולגברים, ועבור הרצות נפרדות לפי יבשות לידה.

התוצאות מוצגות להלן בהמשך נתייחס אליהן באמידה הפרמטרית.

	גברים	נשים
חותך	-7.22	-9.02
σ - לוג הזמן	1.57	1.73
σ^{-1}	.637	.578
R^2	.938	.935

כל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של לפחות .001.

	אסיה	אפריקה	אירופה	אמריקה	ישראל	לא-יהודי
חותך	-7.58	-7.55	-7.87	-7.90	-7.45	-8.41
σ - לוג זמן	1.61	1.61	1.67	1.71	1.64	1.76
σ^{-1}	.621	.621	.599	.585	.610	.568
R^2	.934	.935	.934	.947	.940	.933

כל המקדמים מובהקים ברמת מובהקות של לפחות .001.

ה"ציורים" המתאימים לרגרסיות הללו נותנים תחושה טובה יותר של קו ישר ברב המקרים. ניסיון להוסיף משתנה מסביר ריבועי $(\log t)^2$ נכשל ברב המקרים.

בנוסף, הורצו רגרסיות עבור קבוצת הגיל 25-34 כשהיא מחולקת לתת-קבוצות לפי מין וארץ לידה (סך הכל 12 קבוצות). התוצאות שהתקבלו תמכו בהשערה שהמודל שבחרנו מתאים.

בוצעה הרצה נוספת עבור קבוצת הגיל 35-44. התוצאות שהתקבלו דומות.

הבדיקות שעשינו מצביעות על כך שאפשר להסביר את משך האבטלה באמצעות המשתנים שהזכרנו וכי צורת ההתפלגות שהנחנו תוכל לתת הסבר טוב לצורת ההתפלגות האמפירית של הנתונים עוד עולה מהבדיקות שיש שוני גם בערכו של α עבור תת-קבוצות שונות. בהמשך ניתן לנסות ולאמוד פונקציות השרדות נפרדות עבור כל תת-קבוצה.

תוצאות האמידה הפרמטרית

התוצאה המרכזית של הנסיונות השונים שנעשו להתאים מודל השרדות לנתונים היא שדמי האבטלה והשכר משפיעים על משך האבטלה הצפוי של פרט.

פרמטר השיעור (scale parameter) מקבל בכל ההרצות ערך שבין 0.62 ל-0.63. כך ש- $\alpha = 1/\beta$: כלומר, הסיכויים לצאת מאבטלה בתנאי שהפרט עדיין מובטל גדלים ככל שהפרט מובטל זמן ארוך יותר. ניסיון להתאים התפלגות מעריכית עם המגבלה $\alpha = 1$ נדחה באופן מובהק. כיון שקיבלנו $\alpha < 1$ אין עדות להטרוגניות שתגרום להטיה באומדנים. שתי עדויות נוספות באות לעזרת עמידות האמידה. הראשונה היא ש- α נשאר יציב יחסית גם כאשר מוספים משתנים נוספים למודל. העדות השניה היא המבחן שהוצע ע"י KEIFER (ראה סעיף הטרוגניות). התוצאות המתקבלות אינן מאפשרות לנו לדחות את השערת ההומוגניות, עבור כל רמת מובהקות.

נסקור תחילה את התוצאות שהתקבלו עבור המשתנים הלא-כלכליים. בניסוחים השונים יש השפעה מובהקת למין, גיל, מצב משפחתי מספר ילדים ומוצא על פונקציית ההסתברות.

מין: כפי שצפינו בבדיקות המקדימות, לגברים צפוי משך אבטלה קצר יותר. הסיכוי של אשה לצאת מאבטלה, בהנתן שהיתה מובטלת זמן t עד עתה קטן פי $\exp(\beta_{sex} \cdot t)$ מזה של גבר, בכל נקודת זמן. האומדן נע בין 1.06 ל-1.20.

גיל: השפעתו של הגיל על משך האבטלה היתה מובהקת בכל הניסוחים. משמעות המקדם החיובי היא שפרטים צפויים להיות מובטלים זמן ארוך יותר ככל שהם מבוגרים יותר. הגמישות של פונקציית הסיכון ביחס לגיל נעה סביב 0.4-.

הצגת הגיל באמצעות משתני דמי לקבוצות גיל הניבה תוצאות דומות לאלו שבהצגה הרציפה מלבד קבוצת הגיל המבוגרת. האמידה שופרה ע"י הוספת משתנה דמי לקבוצת הגיל שמעל 54 למשתנה הגיל הרציף.

מצב משפחתי: תוצאה מעניינת שהתקבלה היא שפרט נשוי שבן/בת הזוג שלו עובד/ת נוטה להיות מובטל יותר זמן מפרט נשוי שבן הזוג שלו איננו עובד. גרושים ורווקים צפויים למשך אבטלה הקצר ביותר ואלמנים למשך אבטלה ארוך יותר. יתכן שהמקדמים עבור רווקים ואלמנים מבטא גם מיתאם חיובי בין המצב המשפחתי לגיל.

מספר הילדים: משתנה זה התגלה כבעל השפעה על משך האבטלה. הצגתו כשני משתנים שהם מכפלת משתנה דמי למין במספר הילדים הובילה למסקנה שמספר הילדים משפיע באופן מובהק על משך האבטלה של נשים בלבד. נראה שנשים עם ילדים מתקשות להשיג הצעות עבודה מתאימות או לחילופין, אינן ממהרות להענות לכל הצעת עבודה. כיון שמספר הילדים הוצג בניסוח המקורי ולא במונחי לוגים הגמישות של פונקציית הסיכון ביחס אליו תלויה בערכו והוא בכל הניסוחים בין $NCHILD2 \times 0.07$ לבין $NCHILD2 \times 0.09$ (עבור הנשים).

מוצא: תוחלת משך האבטלה של יוצאי אמריקה היא הנמוכה ביותר. אין הבדלים משמעותיים בין ארצות הלידה השונות של יהודים (כולל ילידי הארץ). יש נטיה קלה של

יוצאי אפריקה למשך אבטלה ארוך יותר, אך ההבדל הבולט ביותר הוא בתוחלת משך אבטלה ארוך יותר (בכ-20%) של פרטים שאינם יהודים לעומת פרטים יהודים. בבדיקה שנעשתה התברר שקיימת תלות בין מוצא לענף כלכלי (הסטטיסטיים $C=.338$, $V=.161$ - ראה פרק על בדיקות מקדימות). ולכן יתכן שמשתנה זה מייצג למעשה את השונות שבין הענפים. (יש יותר לא-יהודים בענפי התעשייה והבינוי ויותר ישראלים יהודים ילידי הארץ ואמריקה בענפי השירותים הפיננסיים והשירותים הציבוריים ממה שהיינו מצפים תחת אי-תלות.)

סוג לשכה: בהעדר מידע על השכלתם של הפרטים השתמשתי באבחנה בין לשכות תעסוקה למבוגרים ולשכות לאקדמאים כמשתנה מסביר היכול לרמוז על הבדלים הנובעים מהשכלה ומעיסוק. במשוואות בהן נכלל משתנה זה רואים שאקדמאי צפוי למשך אבטלה ארוך יותר בכ-6-8%.

אינדיקטורים לביקוש: מצד הביקוש לעבודה אפשר לשער שרמת האבטלה באיזור מגוריו של הפרט או אומדן כלשהו ליחס בין דורשי העבודה למספר הצעות העבודה יכול להסביר משך אבטלה. ניסיתי לבטא מרכיב זה בכמה אופנים. הראשון, שימוש בשיוך למחוזות מגורים. למחוז המגורים יש תרומה מובהקת מבחינה סטטיסטית למשך האבטלה הצפוי. פרטים בדרום ובמרכז (לא כולל ת"א) צפויים למשך אבטלה ארוך יותר מאלו שנרשמו כשייכים למחוז חיפה ועוד יותר מאלו השייכים למחוזות הצפון, ת"א וירושלים. קשה להתייחס לתוצאות אלו, קודם כל, כיון שנדמה לי שהחלוקה גסה מדי ובמידה מסויימת שרירותית. למשל, שיוך סניף לשכת תעסוקה מסוים דווקא למחוז המרכז ולא למחוז ת"א בעוד שמתקבל על הדעת שאותו פרט יהיה מוכן לבחון הצעות עבודה בשני המחוזות האלו. בנוסף לכך, סביר להניח שיש סגמנטציה בשוק העבודה כי הרי לא כל פרט מוכן ומתאים להיות מועסק בכל עבודה ושיעורי האבטלה של משלחי-יד שונים נבדלים זה מזה.

אפשרות שניה שנוסתה בהצלחה היא לבנות אומדן מתוך הנתונים עצמם, שיהיה ממוצע ימי הלשכה של פרטים על פי תכונות מסויימות. מספר הפרטים בכל תת-קבוצה מספיק גדול (מאות בדר"כ) כך שיהיה אפשר להתעלם מבעיות התלות ולהתייחס אליו

כגודל אקסוגני יחסית לפרט הבודד. שלוש אלטרנטיבות שנוסו היו ממוצע על-פי מין וסניף, סניף וענף, מחוז וענף. כל אחת מהאלטרנטיבות הניבה תוצאות בצירופים שונים של שאר המשתנים. התקבלה השפעה חיובית על תוחלת משך האבטלה עם גמישות של פונקציית הסיכון ביחס אליהם סביב 1.3 - 0.8.

אפשרות שלישית היתה שימוש באינדיקטור של שעור האבטלה הממוצע במחוז - על פי מין, לפי נתוני סקר כח-אדם. השפעת שני משתני ההכנסה המרכזיים, גובה דמי האבטלה והשכר האלטרנטיבי נבדקה בניסוחים שונים. נבדקה השפעתו של כל אחד מהגדלים בנפרד ובהתאם למקדמים שהתקבלו נבדקה השפעתו של יחס התחלופה (replacement ratio).

עבור השכר האלטרנטיבי השתמשתי בשכר היומי שעל-פיו חושבו דמי האבטלה או בשכר הצפוי לפרט כפי שהוא מתקבל כממוצע השכר היומי לעיל באוכלוסית המחקר, על-פי ענף, סניף ומין. ההנחה העומדת מאחורי השימוש באומדן הזה הוא שמובטל רואה בפניו שכר צפוי "דומה" (בעל תוחלת דומה) לזה שהיה לו לפני אבטלתו והמשרות הפנויות האפשריות באיזור המיוצג ע"י הסניף דומות ברמת השכר המוצעת בהן לאלו שמהן באו המובטלים באותה קבוצה. (Nickell (1979 תומך בשימוש בממוצע כלשהו ולא דוקא בשכר הידוע של אותו פרט בעבר, כיון שהוא טוען שרמת השכר למעשה של הפרט בעבר ו/או בעתיד תלויה ב"שכר הסף" בעבר ובעתיד ולכן אינה יכולה לשמש לצורך קביעתו. Nickell טוען עוד, שמיתאם שלילי בין רמת השכר למעשה של הפרט לבין משך האבטלה יכול לנבוע ממיתאם שלילי של שני משתנים אלו עם משתנים מסבירים אחרים שהושמטו.

ניתן לעשות שימוש במיתאם עם משתנים אחרים במיתאם עם משתנים אחרים דוקא כדי להצדיק שימוש בשכר היומי הידוע של הפרט. בשל מחסור בנתונים על השכלה, הכשרה ותק בעבודה וכדומה, שימוש בשכר היומי בעבר יכול לשפר את האמידה על-ידי כך שהוא כולל בתוכו תיקון להטרוגניות בתכונות הפרטים המתבטאת בשונות בשכר.

כדי להשלים את התמונה הוספתי עוד משתנה מתקן (yhsd) שהוא היחס בין מספר ימי הזכאות לדמי אבטלה לבין סך ימי הלשכה (ראה פרק האוכלוסיה). המשתנה חושב עבור כל פרט מתוך הנתונים המתאימים ברשומה, וקיבל מקדם שנע סביב 1.3.

משתני ההכנסה: בכל הניסוחים שנוסו התקבלה התוצאה שלדמי האבטלה יש השפעה נוספת חיובית על תוחלת משך האבטלה מעבר לתרומתם ליחס התחלופה. השפעתם חזקה יותר בניסוחים בהם מופיע השכר הקודם של הפרט (משואות 3 עד 6), לעומת הניסוחים בהם נעשה שימוש בשכר הממוצע (משואות 7 עד 10). הגמישות של פונקצית הסיכון של הפרט כשנעשה שימוש בשכר הספציפי של הפרט הוא סביב 0.6 - ביחס לדמי האבטלה וכ-0.2. ביחס לשכר הקודם. באלטרנטיבה של השכר הממוצע הגמישות ביחס לדמי האבטלה היא כ-0.33. וביחס לשכר בין 0.21 ל-0.27. ניתן לפרש את ההשפעה הנוספת של דמי האבטלה כ"השפעת הכנסה" - עליה בגובה דמי האבטלה ליום מגדילה את הכנסתו של הפרט ולכן מאפשרת משך אבטלה ארוך יותר. "השפעת התחלופה" מתבטאת ביחס בין דמי האבטלה לשכר - ככל שדמי האבטלה גבוהים יותר יחסית לשכר הצפוי, העלות האלטרנטיבית של המצאות במצב אבטלה קטנה יותר ולכן משך האבטלה הצפוי נוטה להתארך.

התוצאות שהתקבלו כאן תואמות תוצאות שהתקבלו במאמרים אחרים עבור מדגמים של מובטלים באנגליה ובארה"ב בכך שגם שם מתקבלים שדמי האבטלה מאריכים את משך האבטלה הצפוי לפרט. הגמישות של תוחלת משך האבטלה שהתקבלה אצלנו היא נמוכה יותר. במחקר חדש של Meyer (1990) המשתמש במודל פרמטרי למחצה (אינו מגביל את $Q(t)$ להיות מהתפלגות Weibull) ובודק את התנהגות משך האבטלה עבור נתונים מ-12 מדינות בארה"ב מקבלים עליה בהסתברות לצאת מאבטלה בשבועות האחרונים לפני תום תקופת הזכאות. בניסוחים השונים יש גידול של בין 5.3-8.8 אחוזים במשך האבטלה הצפוי עבור עליה 10% בדמי האבטלה. משתנים נוספים במודל בעלי כוון השפעה כמו אצלנו. (1979) Nickell מקבל גמישות שבין 0.6-1.0 של יחס התחלופה לפרט הממוצע. (1979) Lancaster מקבל גמישות של 0.53 אך הוא חושש מהטרוגניות ומהטיה כלפי מטה של האומדנים. (1985) Narendranathan אומדים פרמטר שיעור קצת יותר גדול מ-1 והגמישות של משך האבטלה ביחס ליחס התחלופה הוא 0.28-0.36. (1976) Ehrenberg and Oaxaca אומדים משוואה לינארית ללוג משך האבטלה. נאמדו משוואות נפרדות

לקבוצות אוכלוסיה שונות (נשים גברים צעירים ומבוגרים) ובכולן התקבלה השפעה חיובית עם מקדמים בטווח של 1.3-1.6 ליחס התחלופה.

מסקירת התוצאות שהתקבלו בעבר ניתן לראות שטווח התוצאות הוא רחב מאוד ולכן אין לצפות מראש שאצלנו יתקבלו תוצאות שיהיו עקביות דווקא עם אלו של מדגם כלשהו אחר.

ברמה האיכותית, מתיישבות תוצאות אלו עם התוצאה התאורטית שמקבל דרור צוקרמן (1985). במאמר מוצג מודל אופטימלי לגובה דמי האבטלה. התוצאה המתקבלת היא פתרון של משחק שבו הממשלה היא המובילה על-ידי קביעת גובה דמי האבטלה. ואילו המובטל, בהנתן החלטת הממשלה קובע את את מדיניות החיפוש שלו - גובה ההוצאות בכל תקופה וזמן העצירה. (פתרון Stackelberg).

ההנחה כמו במודלים האחרים היא שהפרט משתמש באסטרטגיה של "שכר סף" יורד מונוטונית על פני זמן וההוצאות של הפרט לצורך חיפוש הולכות וגדלות ממש בכל תקופה. משתי תוצאות אלו נובע שההסתברות של פרט נתון לצאת מאבטלה בזמן כלשהו עולה על פני זמן האבטלה.

תוצאה זו מתאימה ל- λ המעיד על פונקציות סיכון העולה על פני זמן. בלוחות שבהמשך פירוט האומדנים שהתקבלו בניסוחים השונים והגמישות של פונקצית הסיכון (β_1/θ) .

אחריהם, מוצגות שתי דיאגרמות המתבססות על משוואה 9 והן מציגות את פונקצית ההסתברות ופונקצית ההתפלגות המצטברת של משך זמן האבטלה עבור פרט מייצג (בעל תכונות עם הערך הממוצע עבור המשתנים הרציפים והערך השכיח במשתנים האיכותיים). בנוסף, מוצגת עבור התצפיות הלא-מצונזרות פונקציות ההתפלגות האמפירית יחד עם פונקציית ההתפלגות כפי שהתקבלה מתוך האומדנים (קו מקווקו - $\hat{F}(t)$) עבור תת-קבוצות שונות של האוכלוסיה. בכל נקודה ההתפלגות הנאמדת המוצגת היא ממוצע על פני הפרטים השייכים לתת-הקבוצה ולכן לא מתקיים שהפונקציה עולה בכל נקודה.

אומדנים נפרדים לתת-קבוצות: בבדיקות המקדימות שבוצעו אפשר לראות שאכן התפלגות Weibull מתאימה לנתונים. אך מהתוצאות ניתן ללמוד שעבור תת-קבוצות של האוכלוסיה מחקבל פרמטר קנה מידה $(\sigma \cdot \frac{1}{\sigma})$ שונה. הדבר בולט מאד בחלוקה לגברים ונשים. האמידה, כפי שבוצעה עבור כלל האוכלוסיה הניחה σ קבוע: אמידת המודל בתת-קבוצות נפרדות מאפשרת שונה לכל אחת מהן. לצורך כך הורצו כמה מהמשוואות בנפרד לגברים ונשים ובנפרד עבור פרטים השייכים לארצות לידה שונות. התוצאות מסוכמות בלוח 3 והן תואמות בד"כ את האינדיקציות שקיבלנו בבדיקות המוקדמות. נרשום שוב את פונקציית הסיכון

$$H(t) = \frac{1}{\sigma} \alpha t^{\frac{1}{\sigma}-1} = \gamma \alpha t^{\gamma-1}$$

בכל ההרצות קיבלנו $\gamma \approx 1$ כלומר, פונקציית סיכון עולה על-פני זמן. ככל שמשך האבטלה של פרט מתארך גדלים והולכים הסיכויים לצאת מאבטלה (בתנאי שעדיין מובטלים). פרמטר קנה המידה של הנשים נמוך מזה של הגברים ולכן גדול יותר (1.692 לעומת 1.538 - במשואה 8) - הסיכוי של נשים לצאת מאבטלה גדל מהר יותר מזה של הגברים על פני משך אבטלתם. הסיכוי של ילידי אמריקה גדל מהר יותר מזה של שאר הקבוצות.

בדיקת ההשערה כי פרמטר קנה המידה שקיבלנו אינו שונה מאופן מובהק מזה של המשואה לכלל האוכלוסיה העלתה כי ניתן לדחות את ההשערה בכל רמת מובהקות. כלומר, יש שוני בין קבוצות האוכלוסיה השונות. למרות זאת, כיון שמבחינה איכותית התוצאות המתקבלות לקבוצות השונות דומות, מכיון שחלק מקבוצות האוכלוסיה (במקרה של ארץ לידה) קטנות יחסית ומכיון שהמשתנים האחרים מתנהגים טוב יותר באמידה הכוללת נראה לי שניתן בהחלט להשאר עם אמידה יחידה לכל האוכלוסיה בלא לחטוא לנתונים.

שמות המשתנים

LPAYDAY	-	לוג דמי האבטלה ליום (מחולק במדד המחירים).
LSAHRD	-	לוג השכר היומי לצורך חישוב דמי האבטלה (מחולק במדד המחירים).
LSAHRDSA	-	לוג של ממוצע השכר היומי לפי מין סניף וענף.
LYHSD	-	לוג היחס בין ימי הזכאות לדמי האבטלה לבין ימי הלשכה.
LAGE	-	לוג הגיל.
DA55	-	משתנה דמי לקבוצת הגיל מתחת ל-55.
NCHILD	-	מספר הילדים.
NCHILD1	-	מספר הילדים כאשר הפרט הוא גבר. אחרת - אפס.
NCHILD2	-	מספר הילדים כאשר הפרט היא אשה. אחרת - אפס.
ST	-	מצב משפחתי (1-רווק, 2-נשוי בן זוג עובד, 3-נשוי בן זוג לא עובד, 4-גרש, 5-אלמן).
SEX	-	משתנה דמי למין (1=גבר).
MOZA	-	ארץ לידה (יהודי: 19-אסיה, 29-אפריקה, 69-אירופה, 89-אמריקה, 90-ישראל. לא יהודי-91).
MAHOZ	-	מחוז מגורים.
DSUGL	-	משתנה דמי לסוג הלשכה (1=לשכה רגילה, 0=אקדמאים).
LUNEMS	-	לוג רמת האבטלה לפי מין ומחוז.

רשימת מקורות

אברהם י. מכנס י. (1986) "ביטוח אבטלה ואבטלה בישראל", עיונים בכלכלה, 1986, עמ' 69-81.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר כח-אדם, 1988.

חוק הביטוח הלאומי, תקנות הביטוח הלאומי (ביטוח אבטלה תשל"ג - 1973).

Anemiyah, T., Advanced Econometrics, Basil Blackwell Ltd., Ch. 11, pp. 412-458

Blanchard, D. and Summers, L. (1987), "Hysteresis in Unemployment," European Economic Review, 31, pp. 288-295.

Ehrenberg, R. and R. Oaxaca, (1976), "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain," American Economic Review, 66, pp. 754-766.

Kalbfleish, John D. and Prentice, Ross L., The Statistical Analysis of Failure Time Data, New York: Wiley, 1980.

Karlin, S., "Stochastic Models and Optimal Policy for Selling an Asset," in Studies in Applied Probability and Management Science, ed. by K.S. Arrow, S. Karlin and H. Scarf, Stanford University Press, 1962, pp. 148-158.

Keifer, N. (1984), "A Simple Test for Heterogeneity in Exponential Models of Duration," Journal of Labor Economics, 2, No. 4, pp. 539-549.

Lancaster, T. (1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment," Econometrica, 47, pp. 939-959.

Lancaster, T. and S. Nickell (1980), "The Analysis of Reemployment Probabilities for the Unemployed," Journal of Royal Statistics, Soc. A 143, Part A, pp. 141-165.

Lippman, S. and S.S. McCall (1976), "The Economics of Job Search: A Survey," Economic Inquiry, 14, pp. 155-189.

Meyer B.D. (1990) "Unemployment Insurance and Unemployment Spells" Econometrica, 58, PP.757-782

Narendranathan, W., S. Nickell and J. Stern (1985), "Unemployment Benefits Revisited," The Economic Journal, 95, pp. 307-329.

Nickell, J. (1979), "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment," The Economic Journal, 89, pp. 34-49.

Zuckerman, D. (1985), "Optimal Unemployment Insurance Policy," Operations Research, 33, pp. 263-276.

לוח 1 : אומדנים

מסומן	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
קבוע	4.738	3.200	3.241	1.002	2.883	3.118	3.140	0.975	0.538	0.798
SIGMA σ	0.690	0.631	0.629	0.630	0.630	0.630	0.631	0.628	0.624	0.623
LFAYDAY		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				
LSAHRDSA				(.011)	(.013)		0.058 (.040)	-0.128	-0.170	-0.187
LYHSD		1.350	1.329	1.308	1.339	1.339	1.351	1.328	1.310	1.310
LAGE		0.283	0.277	0.284	0.287	0.218	0.258	0.228	0.218	0.152
NCHILD1			-0.005	-0.004	-0.005	0.000		-0.003	-0.003	0.004
NCHILD2		0.013 ^(*)	(.325)	(.408)	(.292)	(.850)	0.013 ^(*)	(.458)	(.505)	(.453)
			0.050	0.051	0.052	0.057		0.043	0.040	0.047
ST:										
רווק		-0.173	-0.172	-0.172	-0.172	-0.184	-0.173	-0.157	-0.155	-0.146
נשוי ל.ע.		-0.111	-0.105	-0.107	-0.100	-0.098	-0.112	-0.114	-0.122	-0.118
נשוי ע.		-0.008	-0.020	-0.019	-0.019	-0.012	-0.008	-0.033	-0.037	-0.028
גרוע		-0.122	-0.121	-0.121	-0.123	-0.107	-0.123	-0.130	-0.131	-0.111
אלמן		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SBX		-0.187	-0.109	-0.074	-0.071	-0.074	-0.192	-0.057	-0.038 (.054)	-0.040
MOZA:										
ישראל		0.097	0.113	0.110	0.115	0.112	0.095	0.113	0.114	0.110
אירופה		0.098	0.103	0.100	0.109	0.104	0.095	0.104	0.108	0.100
אסיה		0.102	0.108	0.112	0.123	0.120	0.101	0.119	0.116	0.113
לא יחודי		0.345	0.409	0.332	0.381	0.359	0.355	0.338	0.295	0.292
אפריקה		0.124	0.127	0.135	0.135	0.135	0.128	0.128	0.123	0.123
אמריקה		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
MAHOZ:										
ירושלים			-0.147							
צפון			-0.130							
חיפה			-0.089							
מרכז			-0.057							
תל-אביב			-0.135							
דרום			0.000							
DSUGL			-0.078	-0.088	-0.085	-0.070		-0.089	-0.071	-0.078
ממוצע ימי לשנה				0.484 ^(*)				0.648 ^(*)	0.788 ^(*)	0.795 ^(*)
LUNEMS					0.137	0.135				
DA55						-0.087				-0.112
LOG-LIKELIHOOD	-21421	-19558	-19488	-19493	-19513	-19507	-19557	-19434	-19312	-19303
T FOR HETRO.	18.59	1.64	1.97	1.43	1.71	1.72	1.64	1.50	1.47	1.47

המספרים בטורים הם רמת המובהקות עבור
אם לא צויין, רמת המובהקות קטנה מ-0.01.

- (1) לפי סניף ומין
(2) לפי ענף ומחוז
(3) לפי ענף וסניף
(*) כל האוכלוסיה

לוח 2: גמישויות - פונקציית סיכון

	σ	$1/\sigma$	PAYDAY	SAHRD	SAHRDSA	YHSD	AGE	NCHILD ^(a)	NCHILD ^(a)	ממוצע ימי לשנה 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	-0.768 ^(a)	
4	0.630	1.587	-0.598	0.197		-2.073	-0.419	-0.081		-0.217
5	0.630	1.587	-0.614	0.197		-2.125	-0.424	-0.083		-0.214
6	0.630	1.587	-0.633	0.202		-2.125	-0.346	-0.090		
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 ^(a)	
9	0.624	1.603	-0.332		0.272	-2.099	-0.346	-0.064	-1.263 ^(a)	
10	0.623	1.605	-0.340		0.268	-2.103	-0.244	-0.075	-1.276 ^(a)	

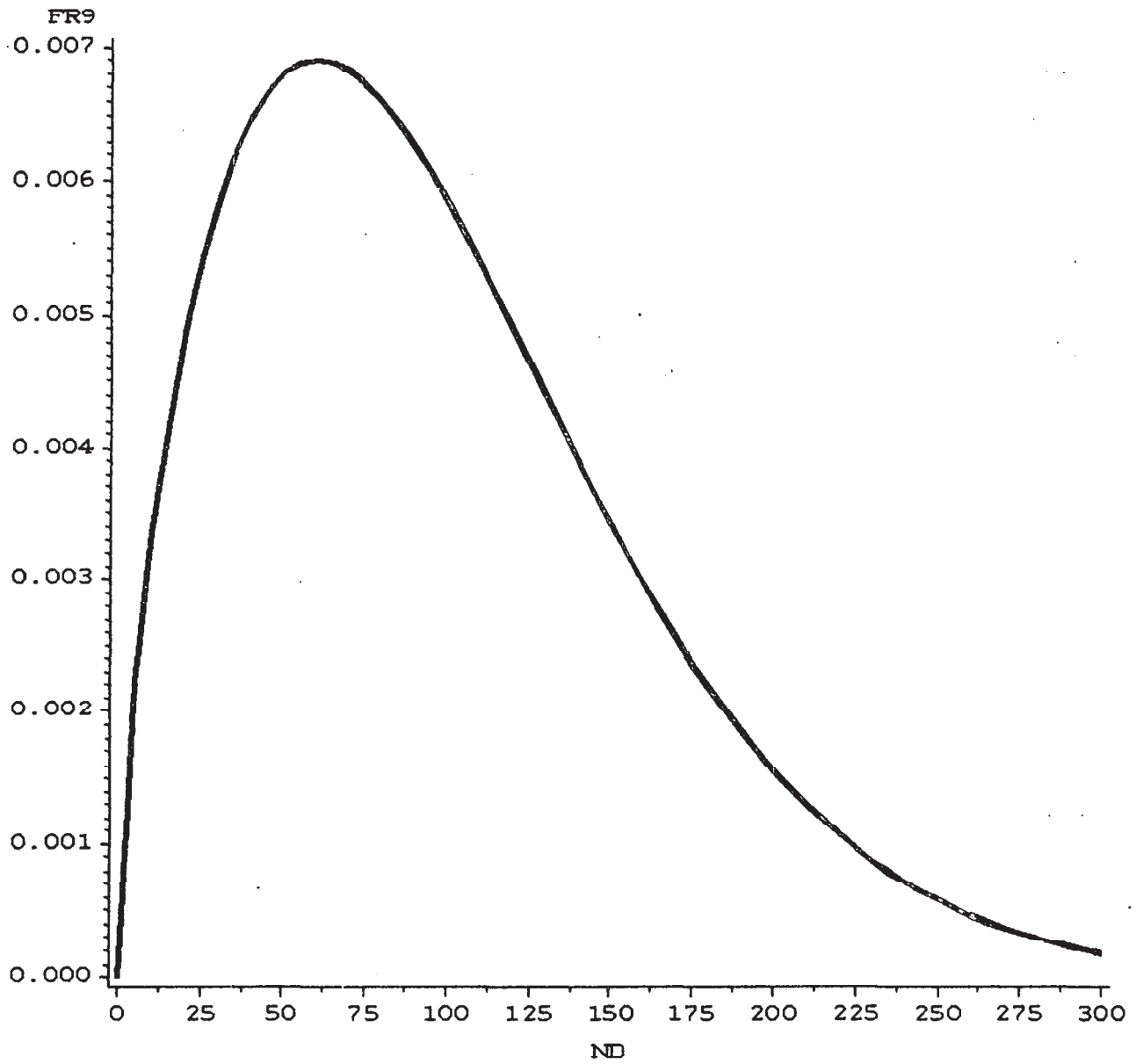
(*) המשתנה מופיע במונחים המקוריים. יש להכפיל את מקדם הגמישות בערך המשתנה.

לוח 3 : משואה 8 לפי תת - קבוצות

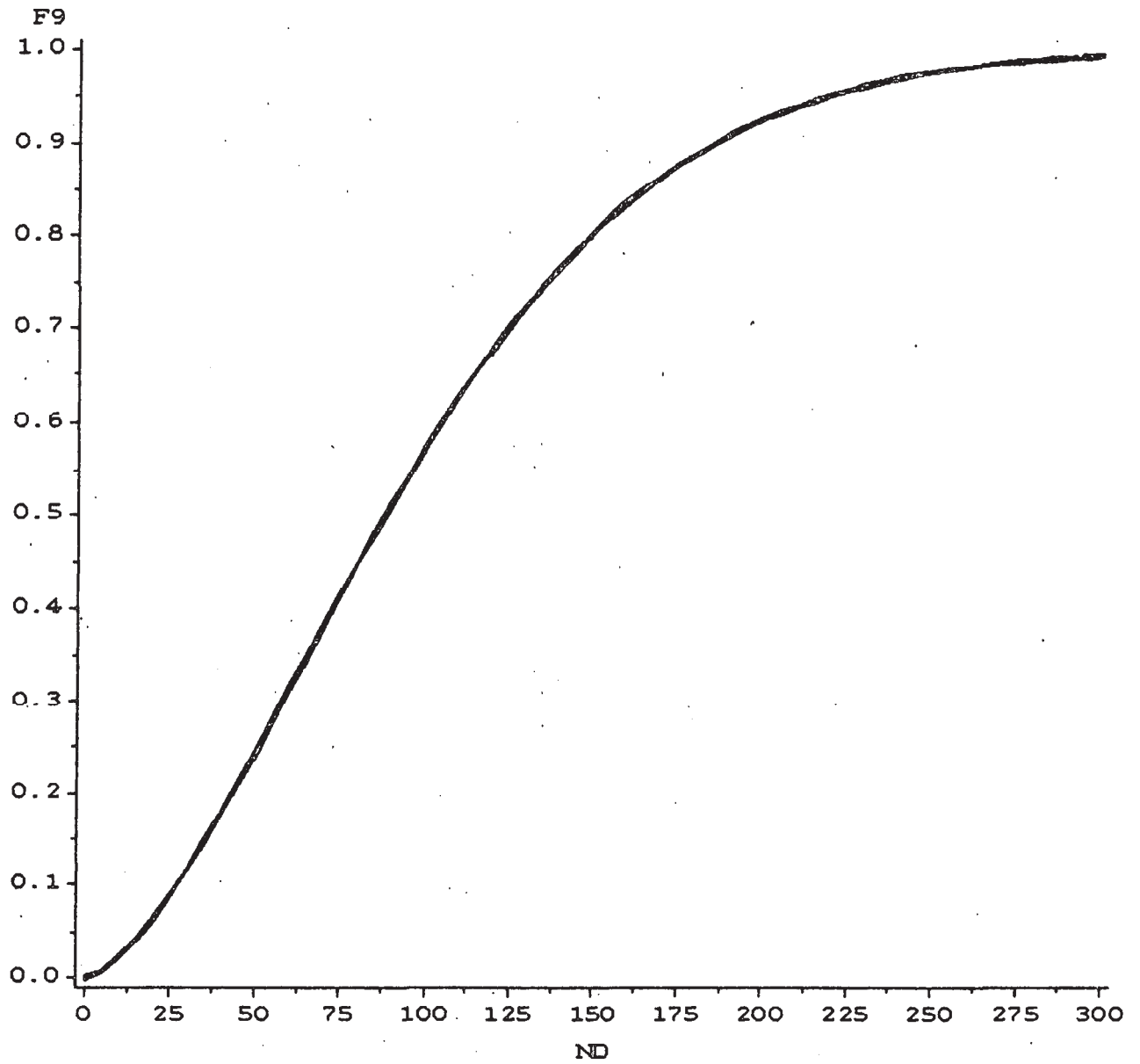
	לפי מין				לפי יבשת לידה				
	סה"כ	גברים	נשים	אסיה	אפריקה	אירופה	אמריקה	לא יהודי ישראל	קבוצה
	0.975	0.440	1.410	1.939 (.032)	0.527 (.445)	0.403 (.467)	-1.371 (.221)	1.273	3.288
SIGMA σ	0.828	0.650	0.591	0.585	0.630	0.599	0.562	0.635	0.571
LPAYDAY	0.208	0.210	0.220	0.341	0.235	0.117	0.035 (.525)	0.220	0.127 (.041)
LSAHRDEA	-0.128	-0.183	-0.070 (.137)	-0.102 (.378)	-0.297	-0.159 (.029)	0.159 (.405)	-0.092 (.026)	-0.049 (.639)
LYHSD	1.328	1.300	1.357	2.130	1.543	1.983	2.106	1.252	2.701
LAGR	0.226	0.381	0.058	0.154 (.081)	0.220	0.296	0.469	0.156	0.158
NCHILD1	-0.003 (.456)	0.001 (.840)	-	-0.008 (.728)	-0.023 (.035)	0.000 (.960)	0.081 (.058)	0.019 (.023)	-0.018 (.041)
NCHILD2	0.043	-	0.032	0.066	0.011 (.466)	0.046 (.010)	0.058 (.181)	0.067	-0.016 (.706)
ST:									
ריוק	-0.157	-0.169	-0.078	-0.144	0.051	0.000	-0.021	-0.025	-0.489
נשוי ל. ע.	-0.114	-0.210	0.007	-0.040	0.009	0.041	-0.082	-0.010	-0.492
נשוי ע.	-0.033	-0.169	0.137	-0.033	0.084	0.019	0.036	0.115	-0.411
גרוע	-0.130	-0.178	0.000	-0.056	0.000	-0.006	0.000	-0.015	-0.560
אלמן	0.000	0.000 (.080)	0.137	0.000 (.644)	0.222 (.126)	0.047 (.887)	0.219 (.544)	0.000	0.000 (.667)
SEX	-0.057	-	-	-0.016 (.844)	-0.030 (.827)	-0.011 (.823)	-0.310 (.010)	-0.093	0.054 (.518)
MOZA:									
ישראל	0.113	0.145	-0.158						
אירופה	0.104	0.139	-0.150						
אסיה	0.119	0.177	-0.190						
לא יהודי	0.338	0.385	0.000						
אפריקה	0.126	0.166	-0.138						
אמריקה	0.000	0.000	-0.210 (.045)						
DSUGL	-0.069	-0.089	-0.082	0.006 (.949)	0.042 (.605)	-0.121	-0.054 (.403)	-0.067	-0.213 (.066)
ממוצע ימי לשכה	0.646	0.670	0.660	0.395 (.049)	0.859	0.835	0.865	0.587	0.394
סך תצפיות	17221	9875	7546	1080	2413	2805	431	9123	1369
מהן: מצונזרות	2592	1261	1331	165	406	460	55	1262	244
SIGMA:									
בדיקות מקדימות	0.625	0.637	0.587	0.621	0.621	0.599	0.585	0.610	0.568
משואה 4	0.630	0.652	0.591	0.582	0.632	0.602	0.582	0.637	0.570
משואה 5	0.630	0.652	0.593	0.584	0.631	0.603	0.572	0.637	0.570
משואה 9	0.624	0.648	0.587	0.581	0.623	0.597	0.558	0.631	0.569

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

TYPICAL UNEMPLOYED - EQ. 9
DENSITY FUNC.

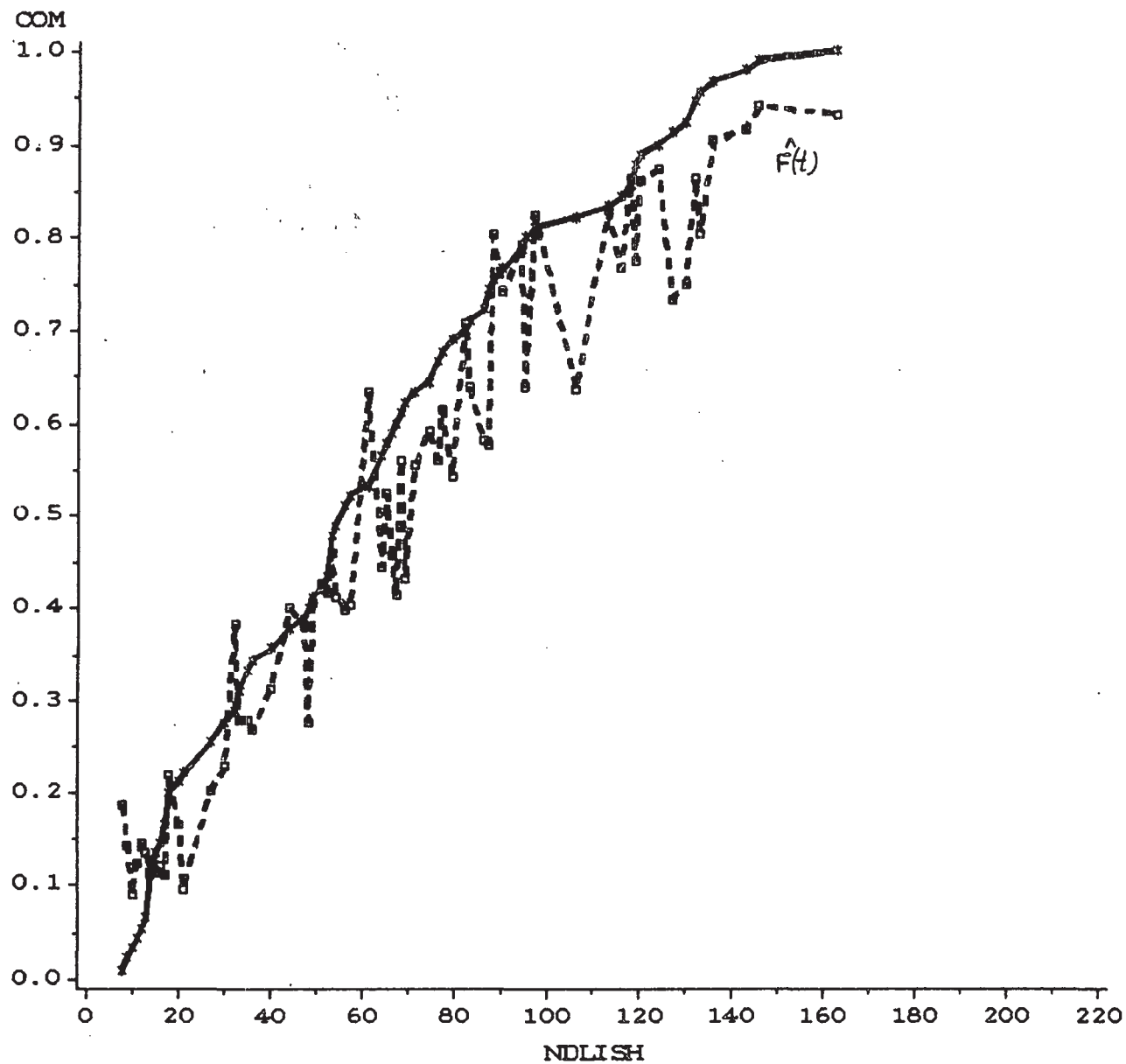


TYPICAL UNEMPLOYED - EQ. 9
CUMULATIVE DIST.



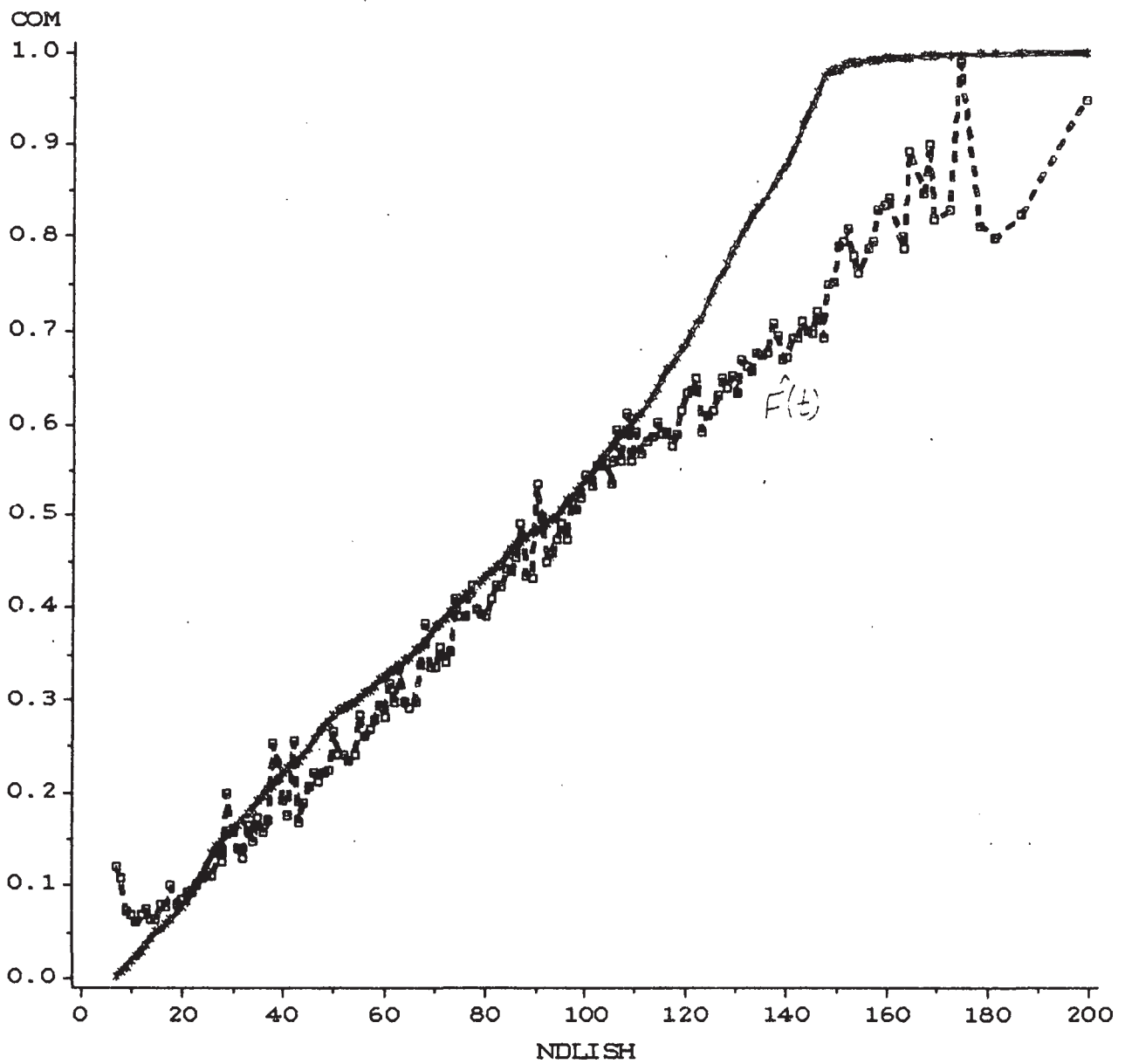
-45-

EQUATION 8
AGE <=24, SEX =1, MOZA=69, ST=1



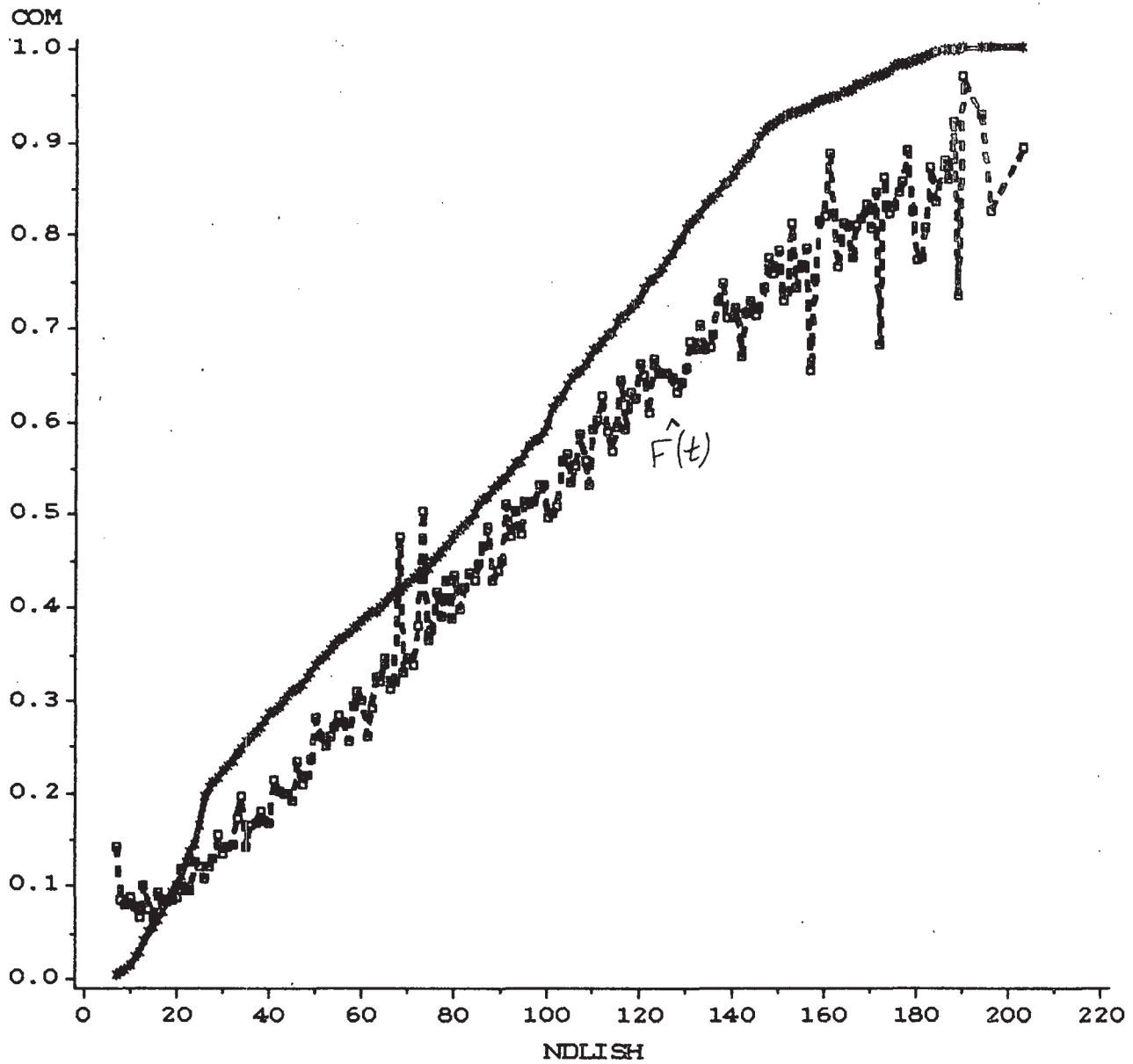
- 46 -

EQUATION 7
25 <= AGE <= 34, SEX = 2



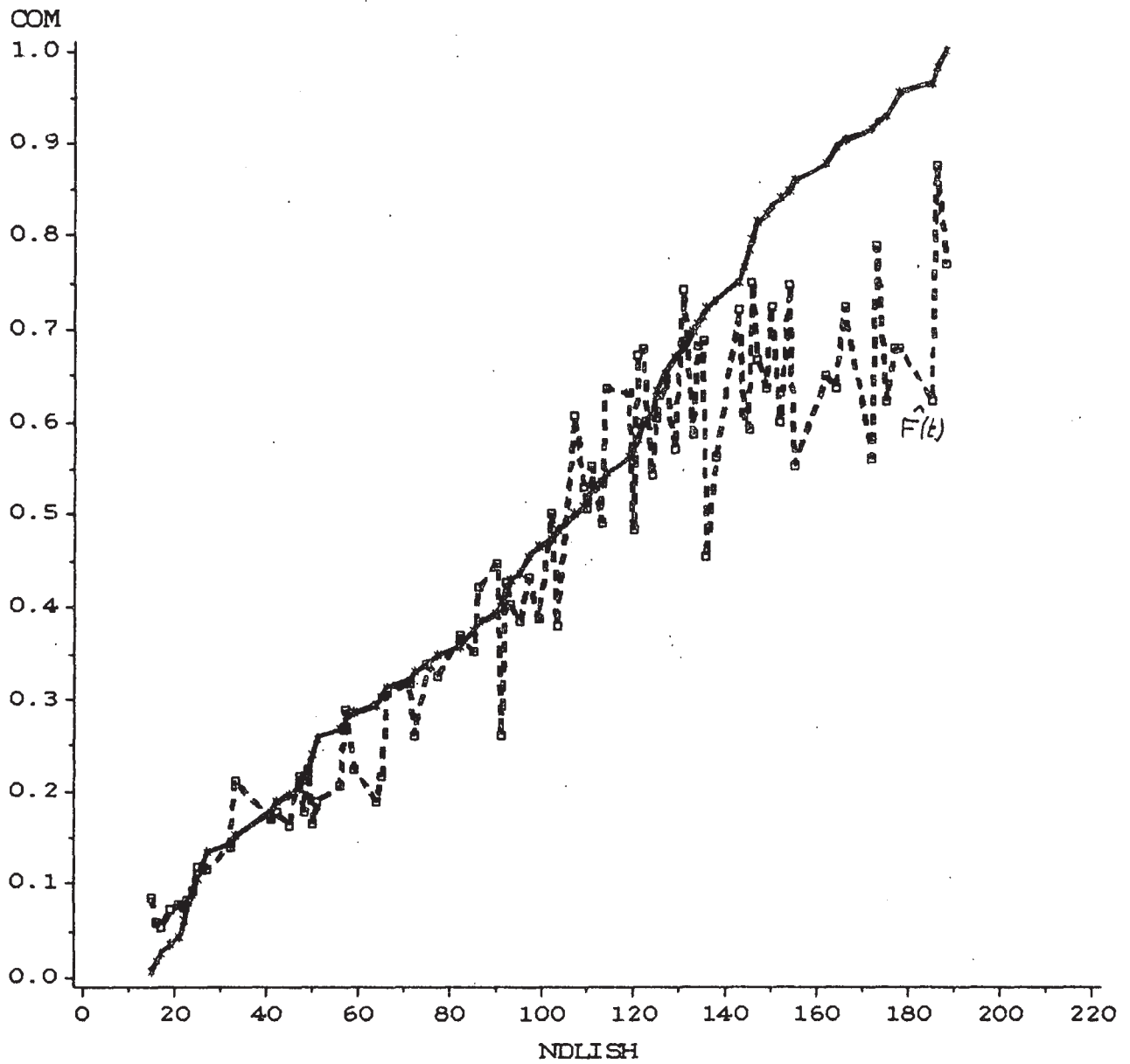
- 47 -

EQUATION 10
35 <= AGE <= 44, SEX = 1



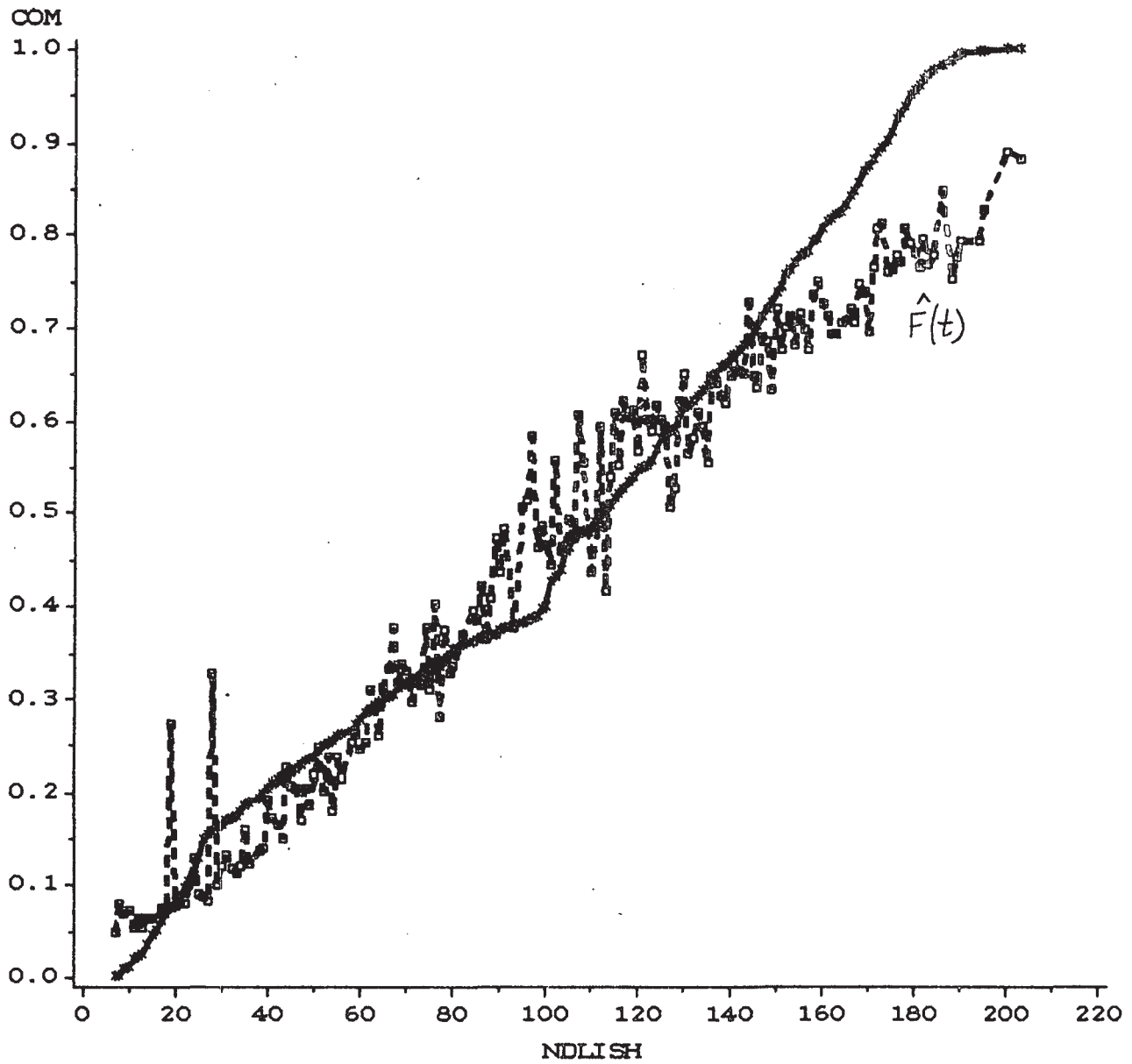
EQUATION 10

45 <= AGE <= 54 , SEX = 2 , MOZA = 90



- 49 -

EQUATION 7
55 <= AGE ,SEX =1



סדרות מאמרים לדיון

1986

- 86.01 ל. (רובין) מרידור, - מימון הוצאות הממשלה בישראל 1960-1983.
- 86.02 מ. בר-נתן, - המימון הציבורי לדיור - סיבסוד, מימון ופרוגרסיביות.
- 86.03 L.Leiderman, and E. Offenbacher, - Monetary Announcements and Stock Prices in Israel
- 86.04 א. מרום, - תרומת האינפלציה לגודלו של ענף הנקאות בישראל.
- 86.05 R. Melnick - Prices, Wages, and Import Prices in Israel: 1970-1983
- 86.06 מ. ברון, - השפעות כלכליות של גורמים דמוגרפיים: היבטים נוספים.
- 86.07 ש. אמיר, - התפתחות הפרשי השכר בין גברים יהודים מארצות מוצא שונות בשנות השבעים.
- 86.08 ע. לויתן - בחינת עצמת השיבושים ביחסי העבודה בעת שינויים כלתי צפויים בקצב האינפלציה.
- 86.09 ד. אלקיים, י. טל, ד. יריב - השפעת החוב הפנימי והחוב החיצוני על הצריכה הפרטית בישראל בשנים 1971 עד 1984.
- 86.10 M. Katz, Mexico - Anatomy of a Debt Crisis.
- 86.11 ד. יריב, - אמידת הצפיות לאינפלציה בישראל וניתוח התפתחותן על רקע תכניות כלכליות לדיסאינפלציה.
- 86.12 ד. אלקיים, - ההצע והביקוש לעבודה בסקטור העסקי בישראל.

1987

- M. Bar-Nathan, J. Baruh, - Determinants of the Tariff Structure of the Israeli Industrial Sector 1965-1977. 87.01
- R. Melnick, - Inflationary Expectation Formation in Israel: A Specification Test. 87.02
- L. (Rubin) Meridor, Trying to Cope With Large Government Deficits :The Israeli Experience. 87.03
- ל. (רובין) מרידור, - מימון גירעון הממשלה: חוב חיצוני מול אינפלציה. 87.04
- M. Bruno, S. Piterman - Israel's Stabilization, a Two-year Review. 87.05

1988

R. Ablin - The Logic of "Ricardian Equivalence" and the Deficit-Inflation Debate.	88.01
ע. לויתן. - הגורמים המשפיעים על הרכב תקציב הממשלה.	88.02
ש. פסח. - מדדים לרווחיות היצוא.	88.03
ד. יריב. - פרסום מדד המחירים לצרכן ובחינת יעילות שוק ניירות הערך בישראל.	88.04
A. Cukierman, Meir, Sokoler, - Monetary Policy and Institutions in Israel - Past, Present and Future.	88.05
ש. אמיר. ר. קלינוב. - השפעת שינויים במבנה הותק של כוח העבודה על השכר, 1972-1983: גישת הקבועים והזמניים.	88.06
Y. Artstein, Z. Sussman, - Wage Policy During Disinflation: The Israeli Stabilization Program of 1985	88.07
M. Beenstock, M. Ben-Gad - The Fiscal And Monetary Dynamics Of Israeli Inflation: A Cointegrated Analysis 1970-1987	88.08
R. Melnick, - The Demand for Liquid Assets in Israel, 1970 - 1985	88.09
M. Beenstock, Mishel Kahanaman - The Trade Balance Ratio and the Real Exchange Rate in Israel 1955 - 1986	88.10
A. Offenbacher, - Short-Run Monetary Control in Israel	88.11
M. Beenstock, - A Democratic Model of the "Rent-Sought" Benefit Cycle	88.12

1989

- 89.01 צ. אורבך, ס. פיטרמן, - הריבית הריאלית והנומינלית על החוב הפנימי והחצוני.
- 89.02 M. Beenstock, - The Factorial Distribution of Income in the Union Bargaining Model
- 89.03 R. Ablin, - Erosion of the Real Exchange Rate; Demand and Growth A Diagrammatic Clarification
- 89.04 A. Bregman, M. Fuss, and Haim Regev - High-Tech Firms in Israeli Industry.
- 89.05 ד. גבע, י. פישר, - סקר החברות של בנק ישראל - בחינה מחודשת.
- 89.06 R. Melnick, - Forecasting Short Run Inflation in Israel 1983-1987 An Evaluation
- 89.07 י. בן-רוה, - נטל הריבית על האשראי הבנקאי לזמן קצר בענפי המשק, 1983 עד 1988.
- 89.08 י. לביא, - השפעת שערי הריבית על ההשקעה בענפי משק של הסקטור העסקי, במשק הישראלי - 1962 - 1987.
- 89.09 א. בן-בסט, - הרפורמה בשוק ההון - יעדים ותוצאות ראשונות.
- 89.10 A. Bregman, - Technological Progress, Structural Change, and Productivity in Industry: The Case of Israel.
- 89.11 ע. בן-בסט, - מדדים למחירי מוצרים סחירים ובלתי סחירים.
- 89.12 Leora (Rubin) Meridor and Shula Pessach, - The Balance-of-Payments Offset to Monetary Policy: An Examination of The Israeli Case.

1990

Michael Bruno & Leora (Rubin) Meridor, - The Costly Transition from Stabilization to Sustainable Growth: Israel's Case.	90.01
David Elkayam and Yitzhak Tal, - Monetary Aggregates and the Balance of Payments: Israel, 1970-1988	90.02
Richard Ablin - High Interest Rates, Spreads and Margins in Israel - An Analytical Review	90.03
Shula Pessach and Assaf Razin, - Targeting the Exchange Rate: An Empirical Investigation	90.04
Avi Ben-Bassat and Daniel Gottlieb, Optimal International Reserves and Sovereign Risk	90.05
Avraham Ben-Bassant and Daniel Gottlieb - A Note on the Effect of Opportunity Cost on International Reserve Holdings	90.06
מלכה ברון, "קשרי גומלין בין התפתחות הרכב הגילים, ההתפתחות הכלכלית ושיעורי הנישואין והילודה בשני העשורים האחרונים"	90.07
יעקב לביא, "השפעת הריבית על הצריכה הפרטית, במודל מסורתי ובמודל עם צפיות רציונאליות; מימצאים אמפיריים, 1988-1962"	90.08
סיגל ריבון, "הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטים הזכאים לדמי אבטלה"	90.09