

שינויים טכנולוגיים, שנאת סיכון והתפתחות השכר¹

עדית יוטב-סולברג*

סדרת מאמרים לדיון 2004.01
ינואר 2004

¹ תודה לדני צידון, לשאול יוטב, למישל סטרבצינסקי, לניצה קסיר ולמשתתפי הסמינרים בבנק ישראל ובאוניברסיטת תל-אביב על הערותיהם המועילות.
* מחלקת המחקר, בנק ישראל <http://www.boi.gov.il>.
עבודה זו נכתבה כחלק מעבודת הדוקטורט, בהדרכת פרופ' צידון, אוניברסיטת ת"א.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תקציר

הרמה הטכנולוגית הגבוהה המאפיינת את הליכי הייצור בעשורים האחרונים, הפכה את שוק העבודה לדינמי ולמסוכן יותר. מאמר זה בוחן את הקשר בין שינויים טכנולוגיים, שנאת הסיכון של העובד והתפתחות שכרו, וטוען כי קשר זה הוא דו-ממדי: שיפורים טכנולוגיים פועלים לעליית רמת הסיכון הכלכלית בשוק, ובמקביל מקנים יתרון לעובדים שהם פחות שונאי סיכון מטבעם; אלה משתלבים ביתר קלות בסביבה הכלכלית החדשה, ומשפרים את שכרם היחסי.

המודל המתואר במאמר מספק מסגרת תיאורטית לקשרים שבין שינויים טכנולוגיים, שנאת סיכון של העובד והתפתחות שכרו. תוצאת המודל בדבר שינוי ברמת הסיכון המאפיינת את שוק העבודה אוששה בעזרת אפיון התנהגותם של שני משתנים: נמצא כי בעשרים השנים האחרונות הואץ קצב המעבר של עובד מענף לענף, ועלה חלקם של רכיבי השכר התנודתיים, התלויים בזעזועים ריאליים וביכולתו של העובד (כבנוסים, עמלות וכ"ו), בשנים אלו. מרבית השינוי בשני המשתנים האמורים היה בעשירוני ההכנסה הגבוהים, דבר המחזק את הטענה כי בסוף המאה העשרים היה לעובד מניע לוותר על היציבות וההתמדה במקום עבודה אחד, ולהעלות את רמת חשיפתו לסיכון.

הקשר בין שנאת הסיכון של העובד להתפתחות שכרו נבחן על ידי אמידת משוואות שכר, בהן נאמדה באופן ישיר שנאת הסיכון בעזרת שאלון שחולק בשנת 1996 בארה"ב, לעובדים המשתתפים בסקר ה-PSID (Panel Study of Income Dynamic). בניגוד למצופה, נמצא כי רמת השכר יורדת ככל שקטנה שנאת הסיכון של העובד, וזאת, בין היתר, כתוצאה מחוסר היציבות התעסוקתית המאפיינת את העובדים שהם פחות שונאי סיכון. עם זאת, פער השכר בין עובדים שונאי סיכון לאחרים הצטמצם במהלך שני העשורים האחרונים, ואף התהפך בקרב העובדים המשכילים בשנות התשעים. התוצאות מאפשרות למקד את הגורם להתרחבות פערי השכר בין עובדים בעלי רמות השכלה שונות בהתנהלות שכרם של אלה מהם המאופיינים בשנאת סיכון נמוכה, בעוד שפערי השכר בין עובדים המאופיינים בשנאת סיכון גבוהה, לא השתנו משמעותית.

1. הקדמה

הקידמה הטכנולוגית שהשיגו המשקים המפותחים בדור האחרון חוללה שינויים עצומים בקצב הפעילות ובדפוסי הייצור, והעלתה את רמת החשיפה לסיכון כלכלי בשוק העבודה. שינוי זה, שלווה בעליית התשואה להשכלה וליכולת האישית של העובד, הגדיר קבוצה חדשה של עובדים "מנצחים" – חכמים, מהירי קליטה והסתגלות ואוהבי סיכונים.

מאמר זה בוחן את הקשר בין השינוי ברמת הסיכון בשוק העבודה, שנאת הסיכון של העובד והתפתחות שכרו בעשרים השנים האחרונות. מאמרים רבים בחנו את יחסי הגומלין בין שינויים טכנולוגיים לסיכון, תוך התייחסות לרמת הסיכון במשק או לרמת הסיכון בענפים השונים, כאשר, כאינדקאטורים למידת הסיכון שימשו במאמרים אלו שונות השכר, ההסתברות לאבד את מקום העבודה ועוד¹. לעומתם, תאופיין במאמר זה ההשפעה הישירה שהייתה לשנאת הסיכון של העובד על שכרו, וזאת, בתקופה המאופיינת בהתפתחות טכנולוגית משמעותית.

הקשר בין המשתנים השונים הושפע מצירוף של מספר גורמים: ההתקדמות הטכנולוגית ברבע האחרון של המאה העשרים שיפרה את הליכי התקשורת, ומשום כך איפשרה חשיפה גבוהה ומהירה יותר למידע. אלה פתחו בפני העובדים שווקים חדשים, שבהם תוחלת השכר והסיכון גבוהים יותר. בד בבד עם היווצרותם של השווקים החדשים התבטאה עליית התשואה להשכלה וליכולת בעליית שכרם היחסי והאבסלוטי של העובדים המשכילים והמיומנים – ובהנחה כי שנאת הסיכון יורדת עם עליית רמת ההכנסה – קטנה שנאת הסיכון שלהם². פתיחת אפשרויות חדשות ועלייה בנכונותם של העובדים להסתכן פעלו יחד למעבר של עובדים למגזרים המסוכנים יותר.

גורם נוסף שפעל לשינוי בהעדפות העובד ביחס לסיכון קשור אף הוא לגידול הביקוש לעובדים משכילים, גידול אשר הניע עובדים להעלות את רמת השקעתם בהשכלה. כאשר אנשים בוחרים את תחום לימודיהם אין הם יודעים את תנאי השוק העתידיים, ואין להם עדיין מידע מלא על יכולתם, ומשום כך החלטותיהם לגבי רמת ההשכלה וסוגה מתקבלות בתנאים של אי ודאות³. לכאורה, ניתן לראות בהשקעה בלימודים הוצאה קבועה, שאינה אמורה להשפיע על שיקוליו של העובד בהמשך דרכו, אולם ניתן להניח

¹ Abowd and Ashenfelter, 1981; Topel, 1984, 1996; Murphy and Topel, 1987; Barlevy, 2001, 2002; Magnani, 2002.

² כבר בשנת 1948 קשרו Frideman and Savage את רמת השכר של העובד לרמת שנאת הסיכון שלו. קשר זה ואפיון התנהגותו הרציונלית, ולעיתים הלא רציונלית, של העובד הועלה לרמה חדשה של הבנה על ידי Kahneman and Tversky, 1979.

³ Levhari and Weiss (1974) הדגישו זאת באומרם כי לאי-הוודאות ביחס להשקעה בהון האנושי השפעה מכרעת על רמת ההשקעה, וכי בשל הבדל בסיסי זה לא ניתן להשוות את השקעה בהון אנושי להשקעה בהון הפיסי.

כי ככל שתעלה רמת ההשקעה ההתחלתית של העובד הוא ייטה לנקוט פעולות הכרוכות בסיכון רב יותר כדי להשיבה⁴. התנהגות זו פועלת אף היא למעבר עובדים, ובפרט למעבר המשכילים שבהם, אל עיסוקים ומגזרים שבהם תוחלת השכר והסיכון גבוהים יותר.

המודל המתואר במאמר מספק מסגרת תיאורטית לקשרים שבין שינויים טכנולוגיים, שנתת סיכון של העובד והתפתחות שכרו. תוצאת המודל בדבר עליית רמת הסיכון בשוק העבודה נבחנת במאמר בעזרת אפיון התנהגותם של שני משתנים: נמצא כי קצב המעבר של עובד ממקום עבודה אחד לאחר הואץ, משנות השבעים לשנות השמונים, וכי חלקם של רכיבי שכר התנודתיים, התלויים בזעזועים ריאליים וביכולתו של העובד (בונוסים, עמלות וכו') עלה בעשרים השנים האחרונות. מרבית השינוי בשני משתנים אלו היה בעשירוני ההכנסה הגבוהים, דבר התומך בהנחה כי בסוף המאה העשרים נדרש העובד לוותר על היציבות שאפיינה את מקום עבודתו ולהעלות את רמת חשיפתו לסיכון.

במאמר נטען כי שינויים אלו יצרו סביבה נוחה עבור העובדים שהם פחות שונאי סיכון, ושנוטים להסתכן יותר מאחרים גם כשהדבר לא נדרש מהם ופוגע בהכנסותיהם. (לשם הפשטות נכנה עובדים אלה מעתה 'אוהבי סיכון'). משום כך לעובדים אלו היה קל יותר להשתלב בסביבה המשתנה בהיותה תואמת יותר את אופיים, ויכולת ההסתגלות שנדרשה מהם בעת השינויים הייתה נמוכה יחסית.

שנתת הסיכון של העובד נאמדה בעזרת שאלון שחולק בין העובדים שהשתתפו בסקר ה-PSID⁵ בשנת 1996, ונמצא כי השתלבותם של העובדים אוהבי הסיכון בדינמיקה המהירה של שוק העבודה הייתה מלאה מזו של שונאי הסיכון. כן נמצא כי עובד שונא סיכון הרוויח במוצע יותר מחברו אוהב הסיכון, כנראה בשל מאפייני אי-יציבות של העובד אוהב הסיכון, הפוגעים ביכולתו לצבור הון אנושי ספציפי, ומשום כך פוגעים בתוואי השתכרותו. עם זאת, פער השכר בין עובדים שונאי סיכון לאוהבי סיכון הצטמצם במהלך שני העשורים האחרונים, ובקרב בוגרי התיכון בשנות התשעים הוא אף התהפך. התוצאות במאמר מאפשרות למקד את הגורם להתרחבות פערי השכר בין קבוצות עובדים בעלי רמות השכלה שונות בעשורים האחרונים בהתנהלות שכרם של העובדים אוהבי הסיכון שביניהם, שכן שפיערי השכר בין קבוצות העובדים שונאי הסיכון לא השתנו משמעותית. כן מאפשר ניתוח הנתונים שבמאמר לאפיין את תהליך התפשטותה של הטכנולוגיה והשינוי הכרוך בהשתרשותה על פני זמן.

בפרק השני של העבודה מוצג המודל, ובפרק השלישי ניתן אישוש אמפירי לתוצאה הנגזרת ממנו בדבר שינוי ברמת הסיכון המאפיינת את שוק העבודה. בפרק הרביעי מאופיינים העובדים על פי רמת

⁴ על אף ההגיון שבהתנהגות זו, "פרדוקס מונטה-קרלו" טוען כי התנהגותם הלא רציונלית של האנשים תגרום לכך שעליית בתוחלת ההימור לא תשיב למהמר את השקעתו הראשונית.

⁵ ה-PSID (Panel Study of Income Dynamic) הוא סקר שנתי המבוצע בארה"ב החל משנת 1968 כמפורט בהמשך.

שנאת הסיכון שלהם ונבחנת מידת הסתגלותם לשינויים בשוק העבודה, ובחמישי נבחנת, בעזרת אמידת של משוואות שכר, השפעת שנאת הסיכון של העובד על התפתחות שכרו. הפרק השישי יסכם את העבודה.

2. המודל

המודל המתואר להלן מספק מסגרת תיאורטית לקשרים שבין שינויים טכנולוגיים, שנאת סיכון של העובד והתפתחות שכרו. נניח כי קיימת תקופה אחת שבתחילתה העובד משקיע בהשכלתו, ובמהלכה הוא עובד ומרוויח. במשק I עובדים זהים, שלכל אחד מהם תועלת מהכנסה:

$$1. \quad U(W) = \frac{1}{1-\theta} \cdot W^{1-\theta},$$

כאשר W הוא הכנסת העובד ו- θ הוא מדד שנאת הסיכון של העובד.⁶

הכנסת העובד שווה לשכר שירוויח במהלך התקופה (w) בניכוי עלות השקעתו בלימודים בתחילה

(m) .⁷ פונקצית התועלת המוגדרת על השכר וההשקעה בלימודים תהיה:

$$2. \quad U(w) = \frac{1}{1-\theta} \cdot (w-m)^{1-\theta}.$$

כל הפירמות במשק זהות, והן מייצרות בעזרת שני גורמי ייצור – הון פיזי והון אנושי (עבודה).

לכל אחת מהפירמות פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס:

$$3. \quad Y = \gamma \cdot K^\alpha \cdot (A \cdot L)^{1-\alpha},$$

כאשר K מגדיר את כמות ההון הפיזי שבפירמה, A היא הרמה הטכנולוגית המאפיינת את הפירמה, L

מגדירה את מספר העובדים בפירמה, α פרמטר ו- γ הוא משתנה מקרי עם תוחלת μ ושוונות σ^2 המגדיר

את זעזועי התוצר המשפיעים על הפירמה.

הרמה הטכנולוגית בכל פירמה היא משתנה אנדוגני, הנקבע בהתאם לתשואה-להשכלה

הממוצעת של העובדים בפירמה:

$$4. \quad A = g,$$

כאשר g היא התשואה להשכלה של העובד.^{8,9}

⁶ מדד שנאת הסיכון היחסית (R) מחושב באופן הבא: $R = -[U''(W)/U'(W)] \cdot W$.
⁷ בעזרת מודל רב-תקופתי ניתן למצוא גם את רמת ההשכלה האופטימלית לעובד. עם זאת, המודל החד תקופתי המתואר להלן נותן בסיס תיאורטי מספק לניתוח האמפירי שבהמשך המאמר.
⁸ כיוון שכל העובדים זהים, תהיה הרמה הטכנולוגית פרופורציונלית לתשואה-להשכלה של כל עובד ועובד.

במשק מתרחשים, כאמור, זעזועים ריאליים מקריים γ – המשפיעים על הייצור. כל פירמה מצטיידת בהון פיזי ובעובדים בתחילת התקופה, לפני הזעזוע הריאלי, ואילו שכר העובדים נקבע רק לאחר הזעזוע. את הדינמיקה במהלך התקופה ניתן לתאר כדלקמן:



בשיווי-משקל, ובהנחה כי מדובר במשק קטן, שאינו משפיע על שיעור הריבית העולמי, r , ייקבעו

כמות ההון הפיזי ומספר העובדים כך שמחירם יהיה שווה לערך תפוקתם השולית, כלומר¹⁰:

$$5. \quad r = \alpha \cdot \mu \cdot (A \cdot L / K)^{1-\alpha} ;$$

$$6. \quad w = (1-\alpha) \cdot \gamma \cdot A^{1-\alpha} \cdot (K/L)^\alpha .$$

ואם נחלץ את השכר משתי המשוואות נקבל:

$$7. \quad w = (1-\alpha) \cdot (\alpha \cdot \mu / r)^{\alpha / (1-\alpha)} \cdot \gamma \cdot A = \beta \cdot \gamma \cdot g$$

כאשר:

$$\beta \equiv (1-\alpha) \cdot \left[\alpha \cdot \mu / r \right]^{\alpha / (1-\alpha)} .$$

נציב את השכר בפונקציית התועלת של העובד ונקבל:

$$8. \quad U(w) = \frac{1}{1-\theta} \cdot (\beta \cdot \gamma \cdot g - m)^{1-\theta} .$$

⁹ הגישה האומרת שהרמה הטכנולוגית היא משתנה אנדוגני הנקבע על ידי רמת ההשכלה מקובלת במודלים של צמיחה ופיתחה, בין היתר, על ידי Acemoglu, 1998, 1999, 2002.

¹⁰ הואיל וכאשר הפירמה קובעת את כמות ההון הפיזי האופטימלי היא אינה יודעת מהו הזעזוע הריאלי שיתרחש, היא ממקסמת את רווחיה על בסיס תוחלת הזעזועים μ . לעומת זאת כאשר הפירמה קובעת את שכר העובדים, הזעזוע כבר התרחש וידוע, ומשום כך שכר העובדים נקבע בהתאם ל- γ .

ונניח כי $\beta \cdot \gamma \cdot g > m$, כלומר ששכרו של העובד גבוה מעלות השקעתו בלימודים.

כעת נניח כי קיים מגזר נוסף, בטוח (S), בו השכר קבוע ונמוך ב- C מתוחלת השכר במגזר המסוכן (R) המתואר לעיל. הקשר בשכר בין שני המגזרים נובע מהעובדים ההומוגניים העובדים בהם, כאשר הפער בתוצר ובתוחלת השכר ביניהם קשור לרמת הסיכון השונה שבכל אחד מהמגזרים. (ניתן להתייחס לפער השכר בין שני הסקטורים כפרמיית הביטוח אותה יסכימו העובדים לשלם על מנת לעבוד בסקטור הבטוח.) לשם הפשטות נניח כי פער השכר בין המגזרים פרופורציוני לתוחלת תפוקתו השולית של העובד. (גישה זו מבוססת על המודל שהציגו Caroli and Garcia-Penalosa (2002):

$$9. \quad C = c \cdot \mu \cdot g,$$

כאשר c קבוע.

השכר העובד במגזר הבטוח יהיה:

$$10. \quad w_S = (\beta - c) \cdot \mu \cdot g,$$

ואילו שכר העובד במגזר המסוכן יהיה:

$$11. \quad w_R = \beta \cdot \gamma \cdot g, \quad \gamma \sim F(\mu, \sigma^2).$$

העובד יעדיף לעבוד במגזר הבטוח אם תועלתו במגזר זה תהיה גבוהה מתועלתו במגזר המסוכן ולהפך. נגדיר את ΔU כהפרש בין תועלת העובד במגזר ה"בטוח" ובין תועלתו במגזר ה"מסוכן", כלומר:

$$12. \quad \Delta U = U(w_S) - EU(w_R) = \frac{1}{1-\theta} \cdot ((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)^{1-\theta} - \int_{\gamma=0}^{\infty} \left[\frac{1}{1-\theta} \cdot (\beta \cdot \gamma \cdot g - m)^{1-\theta} \right] d\gamma,$$

והעובד יעדיף לעבור למגזר המסוכן אם $\Delta U < 0$.

לשם הפשטות נניח כי γ יכול לקבל שני ערכים - $\underline{\gamma}$ ו- $\bar{\gamma}$ - בהסתברות שווה, כאשר ממוצע

הערכים שווה μ ו- S^2 הוא ריבוע ההפרש שלהם מהממוצע. ניתן לכתוב את ההפרש בין התועלת במגזר הבטוח לממוצע התועלת במגזר המסוכן כדלקמן:

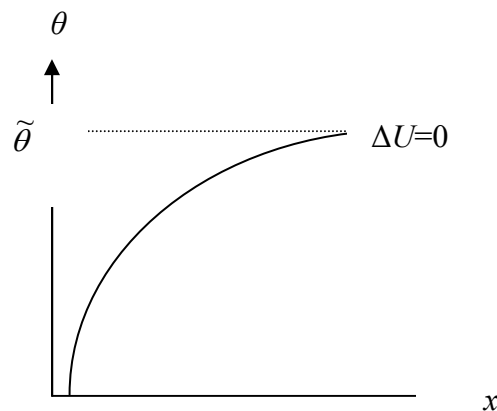
$$13. \quad \Delta U = \frac{1}{1-\theta} \cdot ((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)^{1-\theta} - \frac{1}{2} \cdot \left[\frac{1}{1-\theta} \cdot (\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m)^{1-\theta} + \frac{1}{1-\theta} \cdot (\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)^{1-\theta} \right]$$

טענה I:

אם $\theta > 0$ כאשר $\theta \neq 1$, אזי לכל ערך חיובי של g, m, μ ו- s יש c חיובי, כך ש: $\Delta U = 0$. (ההוכחה

מובאת בנספח 1.)

הקשר בין רמת שנאת הסיכון של העובד (θ) לפער השכר בין המגזרים (c), וכן הקשר בין רמת שנאת הסיכון לתשואה להשכלה (g), כאשר $\Delta U = 0$, נבחנו ונמצאו חיוביים. (ראו נספח 2.) פירושו של דבר שככל ששנאת הסיכון של העובד גבוהה יותר, צריך פער גבוה יותר בשכר בין שני המגזרים או/תשואה גבוהה יותר להשכלה כדי להניעו לעבור למגזר המסוכן. יתר על כן, בבדיקות נומריות נמצא כי הקשר בין רמת שנאת הסיכון לשני המשתנים מוגדר על ידי פונקציה קמורה כפי שמתואר בתרשים 1 כאשר x הוא התשואה להשכלה (g) או לחילופין פער השכר בין המגזרים (c). (ראוי להדגיש כי $\tilde{\theta}$ המוגדר בתרשים שונה כאשר הפונקצייה מוגדרת עבור g וכאשר הפונקצייה מוגדרת עבור c , והתרשים הוא סכמטי בלבד.) כלומר, ככל שהעובד יאופיין בשנאת סיכון גבוהה יותר הוא יתקשה יותר לעבור למגזר המסוכן, ומעבר לרמה מסוימת של שנאת סיכון ($\tilde{\theta}$), הוא לא יסכים לעבוד בסביבה המסוכנת תמורת כל פיצוי שהוא. (דוגמא מספרית מצורפת בנספח 2.)



תרשים 1: הקשר בין רמת שנאת הסיכון לפרמטרים השונים כאשר $\Delta U = 0$

לשם הבנת התמונה במלואה נבחן את הקשר בין המשתנים עבור שני מקרים פרטיים של עובדים

המאופיינים בשנאת סיכון יחסית קבועה (פונקציית תועלת CRRA): במקרה הראשון נניח כי $\theta=1$

ופונקציית התועלת היא לוגריתמית¹¹, ובמקרה השני נניח כי $\theta=2$ ופונקציית התועלת היא כפי שהוגדרה במשוואה 1.

טענה II:

קיים ערך חיובי ψ_θ , המגדיר מתי העובד יעדיף לעבוד בכל אחד משני המגזרים, ותלוי ביחס בין תשואת

ההשכלה (g) לעלות ההשקעה בה (m), כך:

עבור $\frac{g}{m} < \psi_\theta$ מתקיים $\Delta U_i > 0$, והעובד יעדיף לעבוד במגזר הבטוח,

ועבור $\frac{g}{m} \geq \psi_\theta$ מתקיים $\Delta U_i \leq 0$, והעובד יעדיף לעבוד במגזר המסוכן.

כאשר עבור $\theta=1$:

$$14. \quad \psi_{(\theta=1)} \equiv \frac{2 \cdot c \cdot \mu}{c \cdot (2 \cdot \beta - c) \cdot \mu^2 - \beta^2 \cdot \sigma^2},$$

ועבור $\theta=2$:

$$15. \quad \psi_{(\theta=2)} \equiv \frac{c \cdot \mu}{\beta \cdot c \cdot \mu^2 - \beta^2 \cdot \sigma^2}.$$

(ההוכחה מצורפת בנספח 3.)

אם $\frac{\sigma}{\mu} > \frac{c}{\beta}$ אזי $\psi_{(\theta=1)} < \psi_{(\theta=2)}$, כלומר, גידול של פיזור השכר במגזר המסוכן (מנורמל

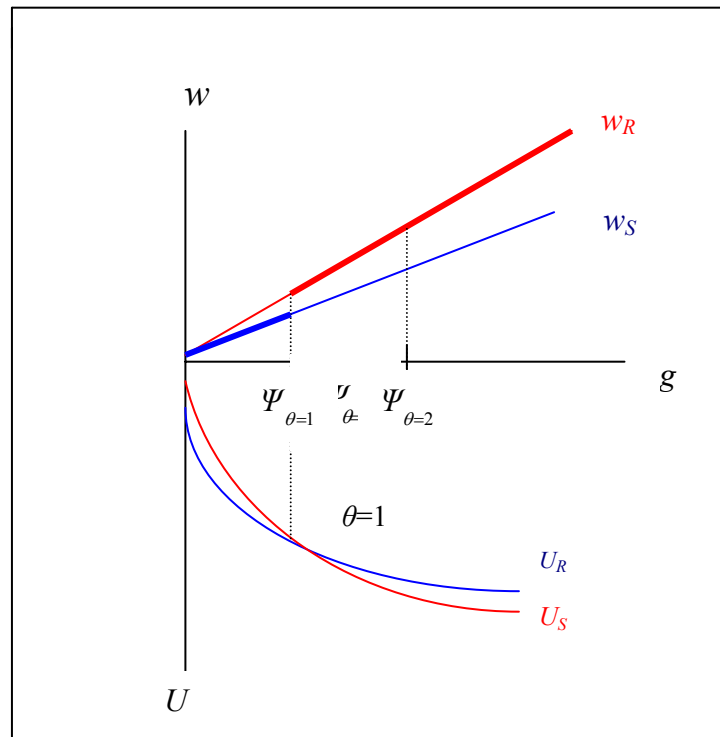
בממוצע השכר במגזר זה) יוביל להתרחבות הפער בין התשואה להשכלה שתניע את העובדים בעלי שנאת הסיכון הנמוכה יחסית לעבור למגזר המסוכן לבין התשואה שתמורתה שונאי הסיכון יעברו למגזר זה. ירידה בפער השכר (מסך השכר) בין המגזרים תוביל לצמצום פער זה.

נדגים בעזרת תרשים 2 את מעבר העובד מהמגזר הבטוח למגזר המסוכן כפונקציה של התשואה

להשכלה. נניח כי עקומת השכר w_S מגדירה את השכר כפונקציה של התשואה האישית במגזר הבטוח (משוואה 10), והתועלת של העובד המועסק במגזר זה, שעבורו $\theta=1$, היא U_S , ואילו העקומה w_R מגדירה

¹¹ פונקציית התועלת הלוגריתמית היא: $U(c) = \ln(W)$, ובה שנאת הסיכון היחסית (המוגדרת בהערה 5) קבועה ושווה ל-1.

את השכר במגזר המסוכן (משוואה 11), והתועלת של העובד המועסק במגזר זה, שעבורו $\theta=1$, היא U_R . לשם הפשטות ובלי לפגוע בכלליות, נניח כי $m = 1$.



תרשים 2: פונקציות השכר והתועלת במגזר המסוכן ובמגזר הבטוח

אם התשואה להשכלה (g) קטנה מ- $\psi_{\theta=1}$, יעבדו כל העובדים בסקטור הבטוח. כאשר תעלה התשואה להשכלה כך ש- $\psi_{\theta=1} < g < \psi_{\theta=2}$ יעברו העובדים אוהבי הסיכון לעבוד בסקטור המסוכן, ופערי השכר בין הקבוצות יתרחבו. אם התשואה להשכלה תעלה בשיעור גבוה יותר, כך ש- $g < \psi_{\theta=2}$, יעברו גם העובדים שונאי הסיכון לעבוד במגזר המסוכן, ופערי השכר בין הקבוצות יצטמצמו. בכל שלב יפעל מעבר עובדים למגזר המסוכן לגידול אי-השוויון בשכר בתוך קבוצת העובדים ועל פני שנות עבודתו של כל עובד.

יתר על כן, נניח כי העובדים בכל אחת מהקבוצות שונים זה מזה בהשכלתם¹². עלייה בתשואה להשכלה תוביל למעבר הדרגתי של עובדים לעבודה במגזר המסוכן: תחילה יעברו העובדים המשכילים אוהבי הסיכון, ויעלו שכרם היחסי ורמת הסיכון המאפיינת אותו. לאחר מכן, ובהנחה כי התפשטותה של

¹² במקרה זה תהיה פונקציית הייצור המוגדרת במשוואות 3 ו-4 תלויה גם במספר שנות הלימוד של העובד. מאחר ובמודל הבסיסי הונח כי כל העובדים זהים לא היה צורך בהכנסת מספר שנות הלימוד לפונקציית הייצור, וההבחנה הנעשית כאן בין עובדים בעלי השכלה שונה משמעותה יציאה ממסגרת המודל המקורי.

הטכנולוגיה החדשה תעלה במידה מספקת גם את התשואה להשכלה של העובדים האחרים, יעברו גם הם לעבודה במגזר המסוכן, ואחרוני העוברים יהיו העובדים שונאי הסיכון בעלי ההשכלה הנמוכה. חלק מתופעות אלו, ובפרט, עליית שונות השכר בשנות השמונים, בין קבוצות עובדים בעלי רמות השכלה שונות ובתוכן, והתמתנות הגידול של פערי השכר בין הקבוצות בשנות התשעים, תועדו באופן רחב בספרות התיאורטית והאמפירית¹³. במאמר זה תיבדק התפתחות השכר של העובדים בהתאם להשכלתם, וכן בהתאם לסיווגם לפי מידת שנאת הסיכון שלהם.

3. עדויות אמפיריות משוק העבודה

חלק זה בוחן את השינוי ברמת הסיכון המאפיינת את שוק העבודה, תוך הדגשת העוצמה שיש לשינוי זה בעשירוני ההכנסה השונים. השינוי ברמת הסיכון נבחן בעזרת שני אינדיקטורים: (א) מידת היציבות התעסוקתית של העובד; (ב) מידת התלות של השכר בגורמים משתנים. שני המשתנים שנבחרו נאמדו בעזרת נתונים מה-PSID (Panel Study of Income Dynamic)¹⁴, והם מתארים את שוק העבודה האמריקאי.

3.1 יציבות תעסוקתית

בדיקת השינוי ברמת היציבות התעסוקתית של העובדים בעשורים האחרונים מחייבת מספר הבהרות: ראשית, שינוי ברמת היציבות התעסוקתית, אם אכן התרחש, משקף את השפעת ההתקדמות הטכנולוגית, בצד שינויים מבניים נוספים שאירעו במהלך התקופה, כשינוי בכוחם של האיגודים המקצועיים, חשיפה לשווקים זרים ועוד. עם זאת, השפעתם של השינויים הטכנולוגיים באותה התקופה הייתה דומיננטית במיוחד, וכן יש טוענים כי השינויים המבניים במשק הם עצמם תולדה של השיפורים הטכנולוגיים¹⁵. (סקירה בנושא ניתן למצוא אצל Acemoglu, 2002).

שנית, ראוי לזכור כי מעבר תכופ ממוקם עבודה אחד לאחר, או הימצאותו של העובד בענפים ועיסוקים מסוכנים, המאופיינים בשיעור תחלופה גבוה, יכולים לנבוע לא רק מבחירתו של העובד אלא גם ממחסור בחליפות, תופעה המאפיינת בעיקר קבוצות עובדים חלשות. אולם, מחקרים רבים טוענים כי

¹³ Bartel and Lichtenberg, 1987, Greenwood and Yorukoglu; 1997, Goldin and Katz; 1998, Helpman; 1998, Agihon, Howitt and Violante; 1998, and Trajtenberg, 2002.

¹⁴ פנל הנתונים יתואר בהמשך והוא מצוי באינטרנט באתר: <http://psidonline.isr.umich.edu/Sitemoved.aspx>.
¹⁵ כוחם של האיגודים ירד, בין היתר, בשל התחזקות המקצועות אשר אינם מאוגדים - עו"ד, רופאים וכו' (Agihon, Howitt and Violante, 1999). באופן דומה ניתן לטעון כי הירידה בשכר המינימום היא פועל יוצא של הירידה בכוחם של האיגודים.

שכרם של העובדים העוזבים את מקום עבודתם עלה בטווח הארוך יחסית לשכר הנשארים, דבר המעיד כי מרביתם עוזבים מרצונם, לשם שיפור שכרם¹⁶.

ניתן גם לטעון כי השינוי בקצב החלפת מקום העבודה קשור לשינויים בשיעורי האבטלה במשק, או בקצב הפעילות. ואכן, ספרות ענפה בוחנת את הקשר הפרו-מחזורי בין אבטלה, שיעור הצמיחה וקצב החלפת מקום העבודה¹⁷. אולם שיעורי האבטלה והצמיחה בארה"ב, בממוצע לעשור, לא היו שונים משמעותית בשלושת העשורים האחרונים: שיעור האבטלה עלה מ-6.2 אחוזים בממוצע בשנות השבעים ל-7.3 בממוצע בשנות השמונים וירד ל-5.8 בממוצע בשנות התשעים¹⁸, ואילו התל"ג הראלי עלה בממוצע ב-3.2 אחוזים לשנה בשנות השבעים ובכ-3 אחוזים בשנות השמונים ובשנות התשעים. (תרשים של שיעור האבטלה ושיעור הגידול בתל"ג בארה"ב, מצורף בנספח 4.) מעניינת בהקשר זה הערתו של Greenspan מ-1996:

“ The Advent of the semiconductor, the microprocessor , the computer and the satellite, ...has puzzled many of us in that the growth of output as customarily measured has not evidenced of corresponding growth” (quoted in McGuckin, Stiroh and Van Ark, 1997, p.9).

הנתונים שבמאמר נלקחו מתוך ה-PSID העוקב החל משנת 1968 אחר נתונים דמוגרפיים, כלכליים ואחרים של 4,802 משפחות בארה"ב, ומשפחות שהתפתחו מהמשפחות הראשוניות¹⁹. בהגדרת מספר הפעמים שהעובד מחליף מקום עבודה כרוכה בעיה מהותית שכן לא בכל השנים נשאלו השאלות הרלוונטיות וגם אם כן, אין עקביות בתשובות לשאלון. המאמרים הדנים בנתון זה מתמודדים עם הבעיה באופנים שונים – חלקם על ידי צמצום ניכר של המדגם, וחלקם על ידי הצלבת התשובות למספר נתונים. במאמר זה נבדקו תשובות העובדים לשאלות מהו עיסוקם ומהו ענף עבודתם בכל שנה, כאשר נבחנו רק עובדים שענו על השאלון ברצף במהלך העשור כולו, גם אם לא עבדו במהלך כל השנים. עבור כל עובד בכל שנה סווגו הענף והעיסוק של ראש המשפחה ונבדק מספר הפעמים שבהם הוא החליף את ענף העבודה או את עיסוקו במהלך העשור כולו (הסיווג נעשה בהתאם להגדרות " 1970

¹⁶ הקשר בין שינוי מקום העבודה ועלייה בשכר נבדק בין היתר גם על ידי: Rosen, 1972; Blau and Kahn, 1981; Topel, 1984, 1986; Wilson and Green, 1990; Farber, 1998, 2001, ועוד.

¹⁷ הקשר בין שינוי מקום העבודה והמחזוריות במשק נבדק בין היתר גם על ידי: Solon, Barsky and Parker, 1994; Beaudry and DiNardo, 1991; Farber, 1998; Barlevy, 2000, 2002.

¹⁸ כמו כן היו השינויים בשיעור האבטלה דומיננטיים בעיקר באוכלוסיות החלשות ומשום כך והשפיעו בעיקר על עשירי ההכנסה הנמוכים.

¹⁹ הנתונים כולם הם עבור עובדים שהם "ראשי המשפחה" מהסקרים לשנים 1969 עד 2001.

Census of Population" ברמה של סיפורה אחת ושלוש ספרות). כן סווגו העובדים לעשירוני הכנסה לפי הכנסתם השנתית מעבודה בשנים 1976, 1986 ו-1996. בלוח 1 מפורטים, עבור כל אחד מהעשורים, מספר הפעמים שהעובדים החליפו את עיסוקם וענף עבודתם הראשיים בממוצע לעשור, בכל אחד מעשירוני ההכנסה. (הנתונים לגבי מעבר מקום עבודה בין תת-ענפים ותת-עיסוקים בסיווג לפי שלוש ספרות מצורפים בנספח 5).

מספר הפעמים שעובד החליף ענף עבודה במהלך שנות השבעים היה נמוך משמעותית מאשר בשנות השמונים והתשעים – 0.6 פעם בממוצע בשנות השבעים לעומת 2.2 פעם בממוצע בשנות השמונים ו-1.9 בשנות התשעים (לוח 1), כאשר בין שנות השבעים לשנות השמונים פחתה היציבות של העובד במקום עבודתו, ואילו משנות השמונים לשנות התשעים היא עלתה מעט. תוצאות דומות התקבלו במחקרים נוספים²⁰. כמו כן נעשו השינויים בין הענפים פחות משמעותיים במהלך השנים: בשנות השבעים כ-75 אחוזים מהמעבר בין הענפים היו בין ענפים ראשיים, לעומת כ-70 אחוזים בשנות השמונים ו-60 אחוזים בשנות התשעים (נספח 5). משמע, שבשנות התשעים העובד החליף עבודה בקצב מהיר יותר גם אם לא חולל המעבר שינוי משמעותי בתחום עבודתו, וזאת בניגוד גמור לדפוס ההתנהגות שאפיין אותו בשנות השבעים.

בתרשים 3 מתואר קצב החלפת ענף העבודה בסיווג לפי עשירוני הכנסה בשנות השבעים ובשנות התשעים. מתוך לוח 1 וכן מתוך התרשים בולט כי בשנות השבעים עלתה היציבות התעסוקתית עם עליית רמת השכר, ואילו בשנות התשעים ירד קצב החלפת ענף העבודה עם עליית ההכנסה בעשירוני ההכנסה הנמוכים, ועלייתו התחדשה בעשירוני ההכנסה הגבוהים.

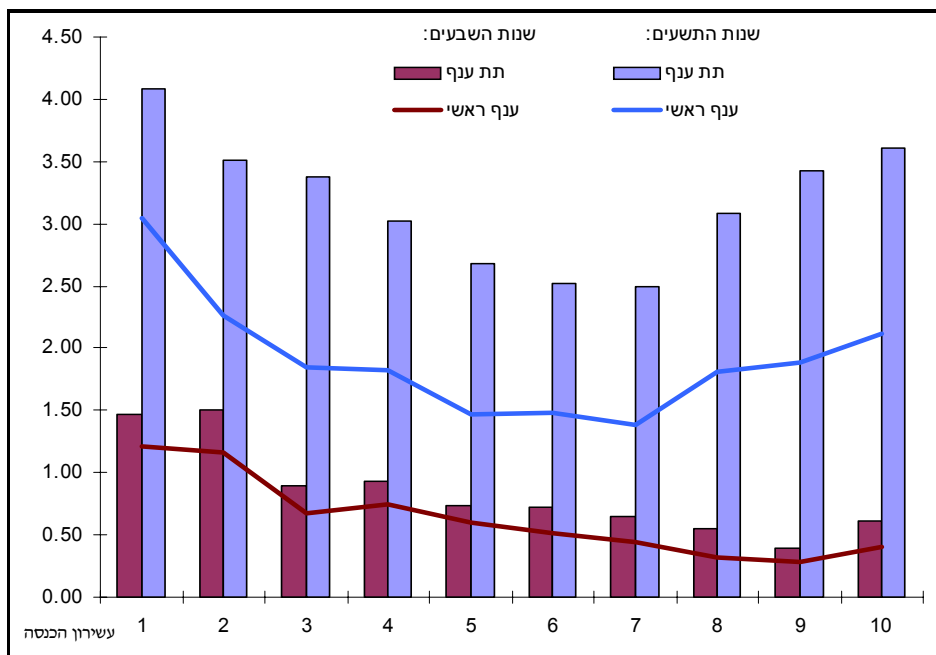
²⁰ Bernhardt, Morris, Handcock and Scott (1999) מצאו ירידה חדה ביציבות התעסוקתית משנות השישים והשבעים לשנות השמונים והתשעים. Farber (1998^(a), 1998^(b), 2001) מצא כי היציבות התעסוקתית פחתה בשנות השמונים והתשעים, וכי העלייה בקצב השינוי במקום העבודה בשנות התשעים גבוהה מזו שהייתה צפויה בשל המחזוריות במשק. Valletta (1999) טען כי בין 1976 ל-1992 קטנה היציבות במקום העבודה גם עבור בעלי ותק גבוה, דבר המעיד על שינוי בהסדרים בשוק העבודה בשנים אלו ועל עליית הרמה של אי-הביטחון התעסוקתי. במקביל טענו Neuman, Polsky and Hansen (1999) ו-Gottschalk and Moffitt (1999) כי בין שנות השמונים לתשעים לא השתנתה היציבות התעסוקתית במידה משמעותית, ומכאן הסיקו האחרונים כי אם הייתה בה ירידה היה זה משנות השבעים לשנות שמונים.

לוח 1: יציבות העובד במקום עבודתו *
1970 עד 2001

מספר הפעמים שהעובד החליף עיסוק בעשור**			מספר הפעמים שהעובד החליף ענף בעשור**			בעשירון
בשנות התשעים	בשנות השמונים	בשנות השבעים	בשנות התשעים	בשנות השמונים	בשנות השבעים	
3.54	3.25	1.92	3.05	2.86	1.46	1
3.10	2.71	2.18	2.26	2.23	1.50	2
2.58	2.48	1.46	1.85	2.11	0.89	3
2.36	2.43	1.58	1.82	1.81	0.93	4
2.25	2.15	1.34	1.46	1.76	0.74	5
1.88	2.30	1.24	1.49	1.46	0.72	6
2.02	2.37	1.20	1.38	1.90	0.65	7
2.13	2.28	0.96	1.81	1.78	0.55	8
1.93	2.31	0.76	1.89	2.13	0.39	9
0.98	2.31	0.62	2.11	1.94	0.61	10
2.28	2.65	0.56	1.91	2.19	0.63	סה"כ

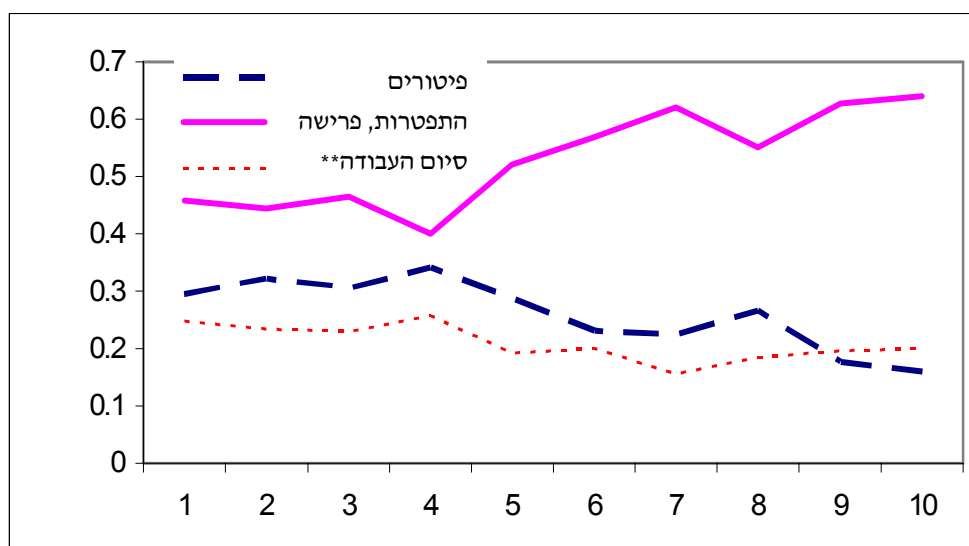
* בשנות השבעים נבחנו כ-4,500 עובדים, בשנות השמונים נבחנו כ-2,600 עובדים, ובשנות התשעים כ-6400.

** סיווג הענפים נעשה לפי הגדרות ה-Census of Population 1970 ברמה של סיפורה אחת.



תרשים 3: מספר הפעמים שהעובד החליף ענף ראשי או תת-ענף
בשנות השבעים ובשנות התשעים

כאשר נבחנת הסיבה להחלפת עבודה נמצא כי שיעור המפוטרים ירד ושיעור המתפטרים עלה ככל שעלה שכרו של העובד (תרשים 4). מכאן שבעשירוני ההכנסה הנמוכים יש לייחס את שיעור התחלופה הגבוה של העובד לקושי במציאת עבודה יציבה (כלומר ההסתברות שיפוטר גבוהה יחסית) ובעשירוני העליונים נראה כי מדובר בבחירת העובד שעוזב את מקום עבודתו – בחיפוש אחר עבודה או בשל בבחירת ענף מסוכם – כדי להשיג שכר גבוה יותר²¹.



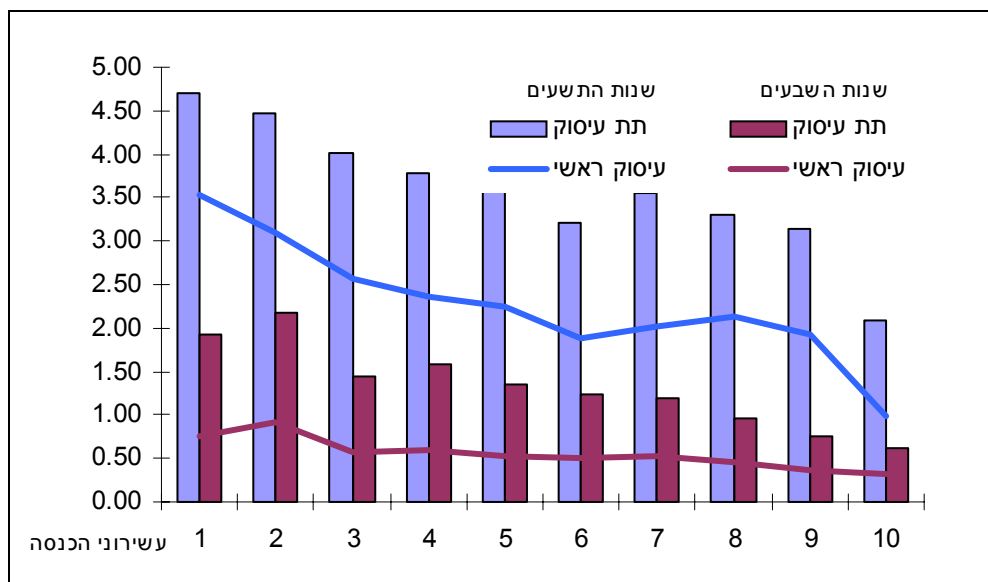
* נבחנו 2,016 עובדים שהחליפו את מקום עבודתם בשנות התשעים.
 ** הסיבות לסיום העבודה יכולות להיות: סגירת החברה, החלפת הבעלות, סיום עבודה עונתית או זמנית, מעבר גיאוגרפי של מקום העבודה.

תרשים 4: התפלגות הסיבות לעזיבת העבודה לפי עשירון הכנסה בשנות התשעים

משתנה נוסף שנבדק הוא יציבותו של העובד בעיסוק שבחר. נמצא כי משנות השבעים לשנות השמונים עלה מספר הפעמים שהעובד מחליף את עיסוקו (מ-0.5 פעם בממוצע בעשור ל-2.7 פעם בממוצע בעשור), וירד מעט בשנות התשעים (ל-2.3 בממוצע לעשור). אולם בכל העשורים בולט כי מספר הפעמים שהעובד מחליף עיסוק קטן ככל שעולה רמת ההכנסה (לוח 1 ותרשים 5). תוצאה זו נובעת כנראה

²¹ Wilson and Green (1990) בחנו את שכרם של 872 עובדים בשנות השבעים והשמונים מצאו כי שכר המחליפים מקום עבודה גבוה משכר הנשארים. ממצא זה תומך בהנחה כי מרבית העובדים המשנים את מקום עבודתם עושים זאת מבחירה. כמו כן הראו Galor and Sichernan (1990), במאמר תיאורטי ואמפירי, כי ניתן להסביר חלק מעליית התשואה להשכלה בשנות השמונים בעליית הסיכוי שהעובד ישפר את עיסוקו, בתוך הפירמה או במעבר בין פירמות, וכי סיכוי זה גדל עם עליית רמת ההשכלה. מאמרו מוסיף הסבר לעליית הקצב של החלפת מקום העבודה במהלך העשור, בעיקר בעשירוני ההכנסה הגבוהים.

מההגדרה הרחבה יחסית של העיסוקים הבכירים (כגון: "מנהלים", "עובדים אקדמאים"), וכן תואמת את ההנחה כי הלימוד וההתמקצעות במקצועות המניבים שכר גבוה כרוכים בהשקעה גבוהה יחסית, ומשום כך קטן הסיכוי כי העובד יחליף את עיסוקו באופן תדיר.



תרשים 5: מספר הפעמים שהעובד החליף עיסוק ראשי או תת עיסוק בשנות השבעים ובשנות התשעים

3.2 התנודתיות בשכר

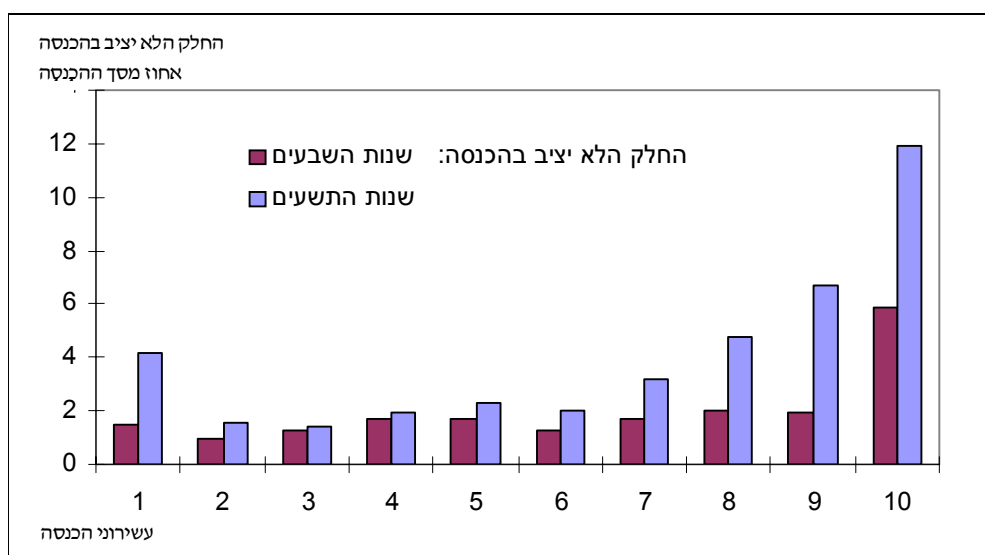
במודל המוצג בסעיף 2 תואר כיצד הקדמה טכנולוגית פועלת לעליית הסיכון בעבודה, בשל מעבר עובדים ממגזרים "בטוחים", שבהם השכר קבוע, למגזרים "מסוכנים" שבהם השכר תלוי ביכולתו של העובד ובביצועי הפירמה והמשק²². בחלק זה נבדוק אם רמת הסיכון ואי היציבות שאליה נחשפת הכנסתו של העובד השתנתה. לשם כך חולקה הכנסתם של העובדים השכירים לשני חלקים – חלק יציב, המוגדר כשכר חודשי קבוע, וחלק לא-יציב המחושב על ידי סיכום הסעיפים התלויים ביכולתו של העובד ובביצועי הפירמה והמשק כבנוס, שעות נוספות, עמלות, השתלמויות וכו'. סטיית התקן (משוקללת בממוצע), של הרכיבים הלא יציבים בהכנסה גבוהה בממוצע פי עשרה מסטיית התקן (המשוקללת) של השכר החודשי הקבוע.

²² באופן דומה הראו Caroli and Gaecia-Peralosa (2002) כי אותם השיקולים שיניעו את העובד לעבור ממקום עבודה יציב למסוכן יגרמו לו להמיר שכר קבוע מראש בשכר הנקבע בהתאם לתנאי השוק.

לוח 2: החלק הלא-קבוע בשכר העובד לפי עשירוני הכנסה
 ממוצע שנות השבעים לעומת ממוצע שנות התשעים

השינוי בחלק הלא יציב בהכנסה משנות השבעים לשנות התשעים	החלק הלא יציב מסך ההכנסות מעבודה* (אחוזים)		עשירון הכנסה
	בשנות התשעים	בשנות השבעים**	
2.8	4.2	1.5	1
1.6	1.6	1.0	2
1.1	1.4	1.3	3
1.1	1.9	1.7	4
1.4	2.3	1.7	5
1.5	2.0	1.3	6
1.9	3.2	1.7	7
2.4	4.8	2.0	8
3.5	6.7	1.9	9
2.0	11.9	5.9	10
2.8	4.3	1.6	ממוצע

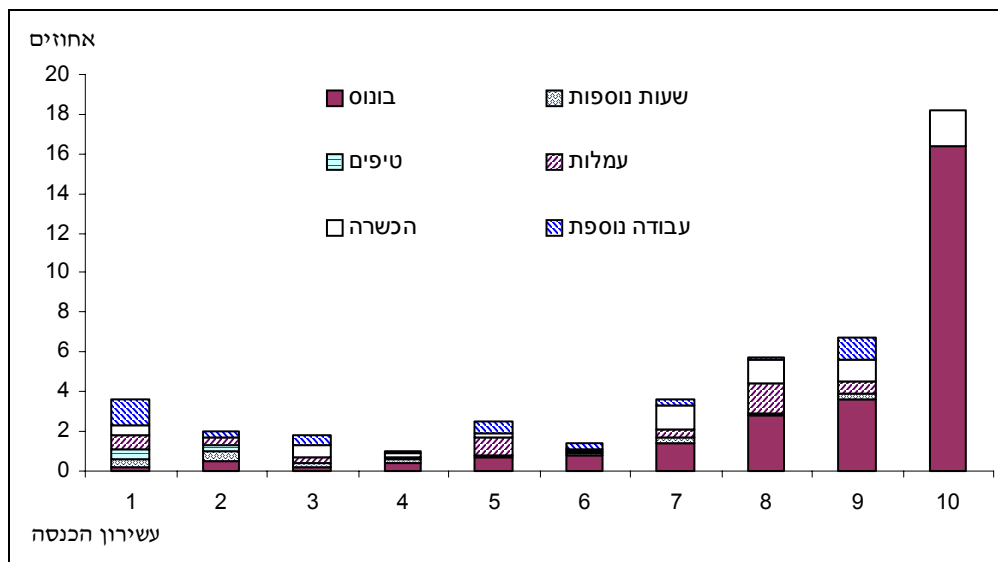
* בשנות השבעים חושב החלק הלא יציב בהכנסה על ידי חיבור שני סעיפי משנה: (1) בונוס, שעות נוספות ועמלות (2) הכשרה.
 בשנות התשעים חושב החלק הלא יציב בהכנסה על ידי חיבור 6 סעיפי משנה: (1) בונוס (2) שעות נוספות (3) עמלות (4) הכשרה (5) טיפים (6) עבודה נוספת.
 ** במחצית הראשונה של שנות השבעים סווגו הסכומים בכל אחד מהסעיפים לקטגוריות, ולא ניתן הסכום המדויק. משום כך החישובים בטבלה מסתמכים רק על הנתונים המלאים שצורפו משנת 1975.



תרשים 6: החלק הלא יציב מסך ההכנסות מעבודה
 בשנות השבעים לעומת שנות התשעים (אחוזים)

חלקם של הסעיפים הלא יציבים בהכנסה עלה מ-1.6 אחוזים בממוצע בשנות השבעים ל-4.3 אחוזים בשנות התשעים (לוח 2). יתר על כן, בשנות השבעים היה אחוז זה יציב יחסית – בין אחוז לשניים - בין עשירוני ההכנסה השונים, עם עלייה קלה בעשירון השמיני והתשעי ועלייה חדה בעשירון העליון. לעומת זאת בשנות התשעים השתנה התוואי, והחל מהעשירון החמישי עולה החלק הלא יציב בהכנסה (תרשים 6). כאשר בוחנים את השינוי משנות השבעים לשנות התשעים בחלקם של הסעיפים התנדודתיים בהכנסה בולט כי כמעט בכל עשירוני ההכנסה, עלייה ברמת ההכנסה מובילה למעבר חד יותר של העובד לרכיבי שכר מסוכנים (לוח 2).

כלומר, במהלך השנים גדל חלקם של התשלומים התלויים בביצועי העובד או הפירמה בסך השכר, וחלק זה עולה עם עליית רמת ההכנסה. תוצאה זו תומכת בהנחה כי תוואי השתכרותו של העובד פחות יציב ובטוח מאשר בעבר, במיוחד ברמות ההכנסה הגבוהות. כדי לחזק תוצאה זו מתואר בתרשים 7 החלק הלא יציב בהכנסה לפי סוגי ההכנסה השונים, ובסיווג לפי עשירונים. קל לראות כי הגידול של החלק שאינו משכר, בעיקר בעשירון העליון, נבע מגידול חלקם של הבונוסים, הקשורים באופן ישיר לתפקודם של העובד והפירמה שהוא מועסק בה (בנספח 6 מובא תרשים שבו מסווג החלק הלא יציב בהכנסה בשנות השבעים).



* מבוסס על 3,820 ראשי משפחות שדיווחו ל-PSID על הכנסותיהם בשנת 2001.

תרשים 7: החלק הלא יציב בהכנסה לפי רכיביו ולפי עשירוני הכנסה בשנת 2001

4. אפיון שנאת הסיכון של העובד

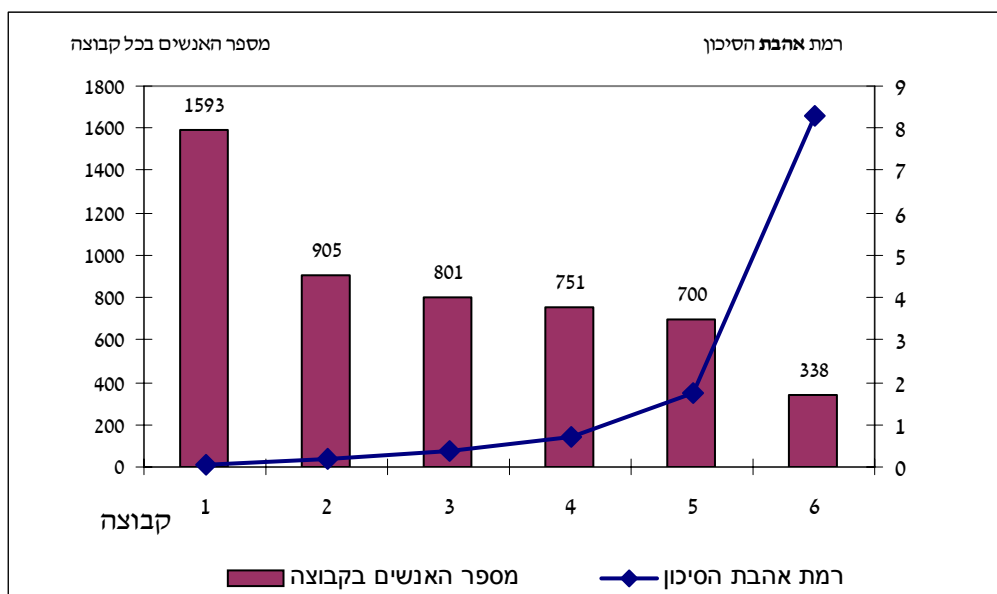
בסעיף זה מסווגים העובדים בהתאם לרמת שנאת הסיכון שלהם במטרה לבדוק אם העובדים אהבי הסיכון אכן הסתגלו לשינויים בשוק העבודה יותר מחבריהם. שנאת הסיכון של העובד אופיינה בעזרת שאלון שצורף לסקר הקבוע של ה-PSID בשנת 1996. בשאלון נבדקה נכונותם של הנשאלים להחליף את עבודתם הנוכחית בעבודה אחרת, שבה תוכפל הכנסתם בהסתברות של חמישים אחוזים, או תקטן בשליש באותה הסתברות. אם העובד ענה בחיוב הוא נשאל שאלה נוספת, שנייה, שבה נבדקה נכונותו לקבל עבודה אשר בה קטנה תוחלת השכר והסיכון יחסית לשאלה הראשונה. אם העובד ענה בשלילה לשאלה הראשונה, הוא נשאל שאלה נוספת לגבי נכונותו לעבור לעבודה שבה תוחלת השכר גדלה וקטנה רמת הסיכון קטן. באופן דומה, ובהתאם לתשובותיהם של העובדים בשלב השני, נשאלה גם שאלה שלישית. (השאלות מצורפות בנספח 7). בצורה זו חולקו הנדגמים ל-6 קבוצות, המגדירות את שנאת הסיכון שלהם. ההמרה של שאלות אלו למדד שנאת סיכון נעשתה על ידי Barsky, Juster, Kimball and Shapiro (1997), אשר הניחו כי לכל נדגם פונקציית תועלת שבה שנאת הסיכון היחסית קבועה (CRRA), וחישבו את מדד שנאת הסיכון עבור כל קבוצה בעזרת אי השוויון:

$$16. \quad \frac{1}{2} \cdot U(2 \cdot w) + \frac{1}{2} \cdot U(\lambda \cdot w) \geq U(w)$$

כאשר λ נקבע בהתאם לשאלה המיטיבה לאפיין את העדפותיו של העובד, ו- w הוא שכרו בפועל. בתרשים 8 מתוארים מדד אהבת הסיכון ($1/\theta$) ומספר העובדים שבכל קבוצה לפי אהבת הסיכון שלהם. קל לראות כי מספר האנשים בקבוצה קטן ככל שגדלה אהבת הסיכון.

Barsky et. al. (1997) התמקדו בסיווג שנאת הסיכון לארבע קבוצות עיקריות (לפי תשובת העובד לשתי השאלות הראשונות), ומצאו כי ניתן לאפיין בעזרת המדד את התנהגות העובד בתחומים רבים²³. בין היתר נמצא מיתאם בין אהבי הסיכון לעישון, לשתייה, להעדר ביטוח חיים ולתעסוקה מסוכנת (עצמאיים). אחוז נמוך יחסית מבין אהבי הסיכון הם בעלים של דירות, והם נוטים להחזיק בנכסים מסוכנים. בבחינת שנאת הסיכון לפי גיל נמצא כי שנאת הסיכון נוטה לעלות עם התבגרות העובד, ומגיעה לשיאה בגיל 55. כן נמצא כי את התנהגות מדד הסיכון לפי השכלה מאפיינת הצורה $U -$ כלומר אהבת הסיכון גבוהה ברמות ההשכלה הנמוכות והגבוהות, ונמוכה ברמת ההשכלה הממוצעת²⁴.

²³ ממצא זה תורם זווית נוספת לוויכוח מתחום הפסיכולוגיה, הן בשאלה אם קיים אפיון התנהגותי (behavioral specificity) כלומר אם פרט יתנהג באופן דומה בתחומים שונים של חייו: בחברה, בעניין כסף, בריאות וכו'.
²⁴ נתון מעניין נוסף הוא, שהיהודים הם אהבי סיכון באופן מובהק יחסית לשאר האוכלוסייה, ואחריהם הקתולים ואחריהם הפרוטסטנטים.



תרשים 8: התפלגות המשיבים בהתאם לרמת שנאת הסיכון שלהם

כאשר נבחן הקשר בין שנאת הסיכון של העובד להכנסתו נמצא כי שנאת הסיכון גדלה מונוטונית בששת העשירונים הראשונים של ההכנסה וקטנה בארבעת העשירונים העליונים. עם זאת יש מיתאם חזק בין המצאות העובד בעשירוני ההכנסה העליונים לגילו ולרמת עושרו, וכן קטן האחוז של הכנסתו-מעבודה בסך הכנסותיו, דבר הפועל להקטנת חשיפתם לסיכון של העובדים בעשירוני ההכנסה הגבוהים, ולהגדלת יכולתם ורצונם להמר על הכנסותיהם מעבודה.

בלוח 3 מתוארים משתנים דמוגרפיים נוספים של העובד לפי ארבע קבוצות הסיכון שהוגדרו על ידי Barsky et. al. (1997). (בעזרת נתונים אלו הורצו משוואות השכר בסעיף 5). נמצא כי עם עליית שנאת הסיכון של העובד עולה גילו, יורד אחוז העצמאים, גדל חלקם של העובדים בשירות המדינה ומספר שעות העבודה – בין היתר כתוצאה של ייתר המאפיינים שנמנו לעיל – קטן. עם זאת, קשה למצוא בשנות השמונים והתשעים מגמה ברורה בשכר הממוצע של העובד כפונקציה של שנאת הסיכון שלו.

לוח 3: מאפיינים נוספים של העובדים בסיווג לפי רמת שנאת הסיכון שלהם^a
שנות השמונים ושנות התשעים

שנות התשעים				שנות השמונים				קבוצות
קבוצה 4 (אוהבי סיכון)	קבוצה 3	קבוצה 2	קבוצה 1 (שונאי סיכון)	קבוצה 4 (אוהבי סיכון)	קבוצה 3	קבוצה 2	קבוצה 1 (שונאי סיכון)	
0.57	0.35	0.28	0.15	0.57	0.35	0.28	0.15	מדד אהבת הסיכון – $1/\theta$
783	579	637	2098	160	126	112	456	מספר העובדים
36.3	35.8	36.9	39.3	35.5	34.7	36.4	39.0	גיל ממוצע
80	77	80	74	85	84	90	82	אחוז הגברים
13.7	13.5	13.3	13	14.2	13.2	13.1	12.6	מספר שנות לימוד ממוצע ^b
14.5	12.8	10.6	11	19.5	17.9	11.1	10.4	אחוז העובדים העצמאים ^c
13.1	18.5	21.6	21.6	10.5	20.0	21.0	24.0	אחוז עובדי המדינה ^c
43.5	43.1	43.0	42.3	38.8	38.4	37.5	38.7	שעות עבודה בשבוע
13.8	12.7	13.9	13.3	14.1	12.2	12.3	12.9	שכר ממוצע לשעת עבודה (במחירי 1990)
4.0	3.9	4.2	3.9	4.1	3.0	3.1	3.5	עשירון הכנסה ממוצע

^a מבוסס על ראשי משפחות בני 25 עד 65 שהיו בשוק העבודה מתחילת שנות השמונים עד סוף שנות התשעים.

^b בשנות השמונים נגזר מספר שנות הלימוד מתוך הסיווג לקבוצות השכלה של העובדים.

^c הנתונים נכונים לשנים 1986 ו-1996.

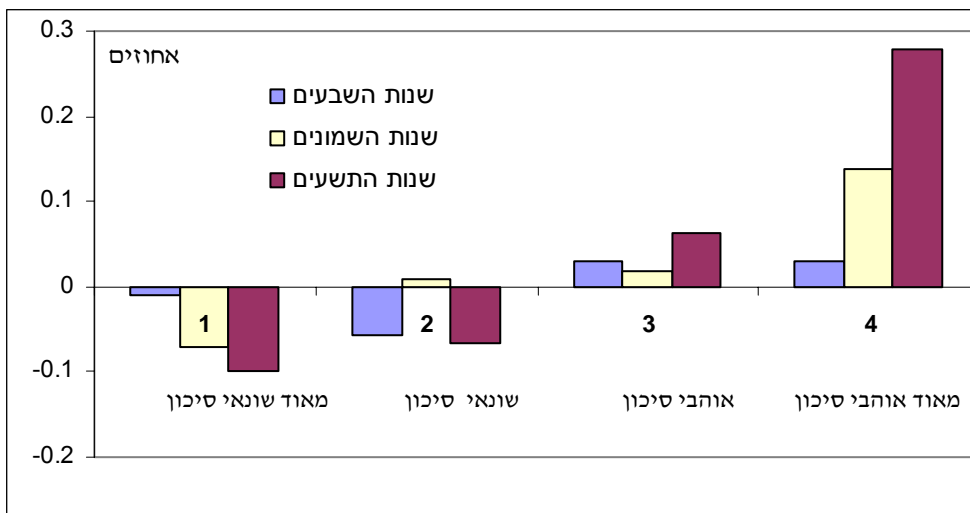
יציבותו של העובד במקום העבודה תלויה אף היא במידת שנאת הסיכון שלו: כמעט בכל הרמות

ובשני העשורים, גדל מספר הפעמים הממוצע שהעובד מחליף עבודה ככל שגדלה אהבת הסיכון שלו (לוח

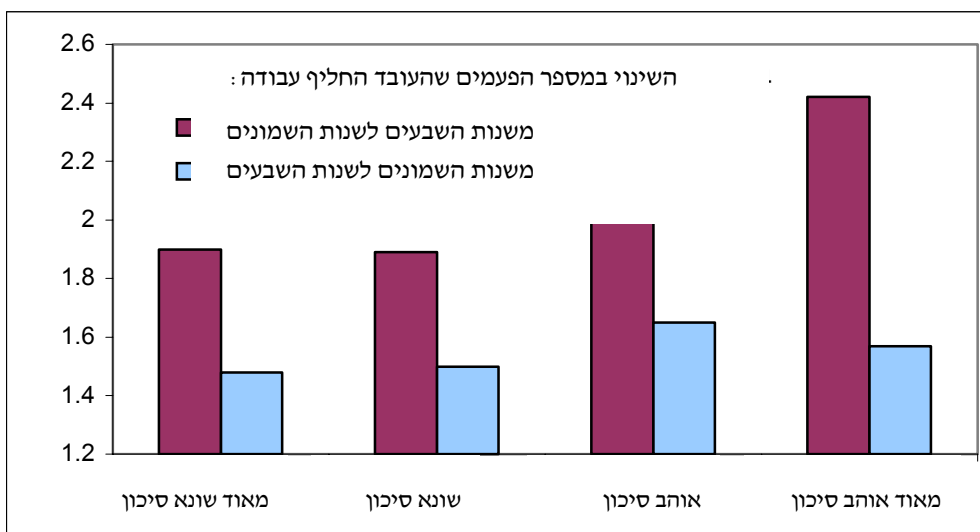
4). תוצאה זו תומכת בהנחה כי השינויים שחלו במשק יצרו אווירה המקלה על אוהבי הסיכון.

**לוח 4: היציבות התעסוקתית של העובדים לפי רמת שנאת הסיכון שלהם
שנות השמונים ושנות התשעים**

שנות התשעים				שנות השמונים				רמת שנאת הסיכון
קבוצה 4 (אוהבי סיכון)	קבוצה 3	קבוצה 2	קבוצה 1 (שונאי סיכון)	קבוצה 4 (אוהבי סיכון)	קבוצה 3	קבוצה 2	קבוצה 1 (שונאי סיכון)	
2.60	2.15	1.95	1.91	2.67	2.34	2.17	1.90	מספר הפעמים שהעובד החליף ענף בעשור
3.11	2.95	2.43	2.51	3.03	2.67	2.64	2.36	מספר הפעמים שהעובד החליף עיסוק בעשור



תרשים 9: מספר הפעמים שהעובדים החליפו ענף העבודה יחסית לממוצע במשק



תרשים 10: השינוי במספר הפעמים שהעובד החליף ענף בין העשורים

עבור העובדים שונאי הסיכון (קבוצות 1 ו-2) היה מספר הפעמים שהם החליפו מקום נמוך יחסית לממוצע במשק, בעוד שאצל אוהבי הסיכון (קבוצות 3 ו-4) מספר זה עלה על הממוצע (תרשים 9). יתר על כן, לאחר שבשנות השבעים ההבדלים בין הקבוצות היו נמוכים יחסית, הרי השינוי בקצב החלפת ענף העבודה בין העשורים היה חד יותר אצל אוהבי הסיכון (תרשים 10), ומשום כך, בשנות התשעים התחדדו ההבדלים מאוד: אוהבי הסיכון החליפו ענף עבודה בקצב גבוה משמעותית משונאי הסיכון ומהממוצע במשק.

אם נשתמש בקצב החלפת מקום העבודה של העובדים כאינדיקטור למידת ההסתגלות של העובדים לשינוי בסביבה הכלכלית נמצא כי אוהבי הסיכון הסתגלו לסביבה החדשה, ואף ייתכן כי התנהגותם משקפת תגובת יתר לשינוי במשק. לעומת זאת שונאי הסיכון נטו לשמר את התנהגותם ולא הסתגלו לסביבה המשתנה²⁵.

5. אמידת משוואות שכר

בחלק זה תיבחן בעזרת אמידת משוואות שכר, השפעת שנאת הסיכון של העובד על התפתחות שכרו. המשוואות נאמדו על נתונים ממאגר ה-PSID לשנים 1980 עד 2001, וכאינדיקטור עבור רמת שנאת הסיכון של העובד נלקחו אומדיהם של Barsky et. al. (1997) שתוארו לעיל.

המשתנה המוסבר במשוואת הרגרסיה הוא השכר הראלי לשעת עבודה. משתנה זה חושב על ידי חלוקת סך ההכנסות מעבודה – שכר, בונוסים, שעות נוספות, עבודות נוספות וכו' – בסך השעות שעבד העובד במהלך השנה, והערך הראלי של הנתונים התקבל לאחר חלוקתם במדד המחירים לצרכן. משוואות השכר נאמדו בשני שלבים; בשלב הראשון נאמדה משוואת השכר הבאה על נתוני הפנל²⁶:

$$17. \ln(w_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot x'_{it} + \varepsilon_{it},$$

כאשר w_{it} הוא שכרו של עובד i בזמן t , γ_0 הוא פרמטר, γ_1 הוא וקטור פרמטרים, x'_{it} הוא וקטור המאפיינים הדמוגרפיים המאפיינים את העובד ואת התקופה, ו- ε_{it} הוא השארית המורכבת משני רכיבים – משתנה הטעות המאפיין את העובד ($fixed\ effect$), m_i , ושארית "רגילה", ξ_{it} , שתוחלתה אפס ושונותה קבועה, כלומר:

²⁵ המשתנה השני – מידת התנודתיות של השכר – לא נבדק בהקשר זה, בשל מיעוט נתונים על קבוצות העובדים השונות.

²⁶ המשוואה שנאמדה מניחה אפיון קבוע לכל עובד ($fixed\ effect$), שכן מבחן Hausman הראה כי המקדמים במשוואה המניחה אפיון מקרי ($random\ effect$) מוטים ואינם עקיבים.

$$18. \quad \varepsilon_{it} = m_i + \xi_{it},$$

המשוואה נאמדה עבור כלל העובדים ולכל אחת מהקבוצות בנפרד. וקטור המאפיינים הדמוגרפיים של העובד במשוואת הרגרסיה - x'_{it} - כולל את הגיל וריבוע הגיל לכלל העובדים, לבוגרי התיכון ולבוגרי הקולג' (משתני אינטראקציה), מספר השעות שהעובד עבד במהלך השבוע, מספר השבועות שעבד במהלך השנה, משתנה דמה אם עבד במגזר הממשלתי, משתנה דמה אם היה עצמאי, משתני דמה אם שינה עיסוק במהלך השנה, משתנה דמה אם שינה ענף עבודה במהלך השנה, משתנה דמה לעיסוק (ברמה של סיפורה ראשית) ומשתנה דמה לכל אחת מהשנים. המשוואות נאמדו הן עבור מדגם משתנה של עובדים מעשור לעשור, והן עבור קבוצה קבועה של אנשים (*cohort*) שהחלו לעבוד בתחילת שנות השבעים והיו בשוק העבודה עד סוף שנות התשעים. (התוצאות המלאות של הרצת הרגרסיה מצורפות בנספח 8.)

בשלב השני נאמד המאפיין הקבוע של העובד (*m_i-fixed effect*) בעזרת משוואת רגרסיה *ols*.

משוואת הרגרסיה שנאמדה היא :

$$19. \quad m_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot z'_i + v_i,$$

כאשר z_i הוא וקטור מאפייניו של העובד ובו משתני דמה עבור מגדרו ומוצאו, רמת השכלתו (לא סיים תיכון, בוגר תיכון ובוגר קולג') ורמת ההשכלה של אמו. כמו כן מכיל וקטור זה את רמת אהבת הסיכון של העובד כפי שנאמדה על ידי Barsky et. al. (התוצאות המלאות של הרצת הרגרסיה מצורפות בנספח 8.)

התוצאות מעידות כי בשני העשורים היה שכרו של עובד אהב סיכון נמוך באופן מובהק משכרו של עובד שונא סיכון (לוח 5). תוצאה זו מפתיעה, מפני הקשר הצפוי בין נקיטת צעדים שבהם כרוך סיכון רב יותר, לתיגמול גבוה יותר, אך ניתן לתלות אותה במאפייניהם האחרים של העובדים אהבי הסיכון, ובמיוחד בחוסר היציבות הגבוהה יחסית המאפיין את התנהגותם בשוק העבודה, תכונה הפוגעת ביכולתם לצבור הון אנושי ספציפי (*on the job training*) ולהתמחות במקום עבודה לאורך זמן²⁷.

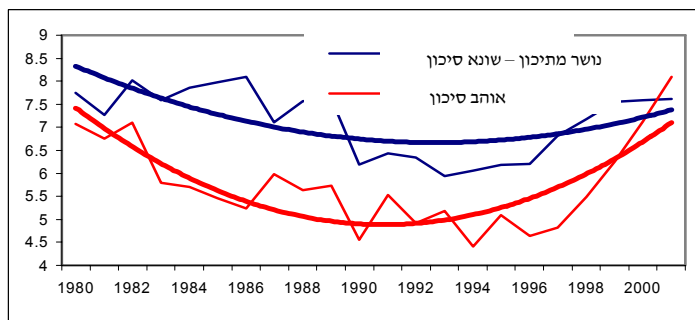
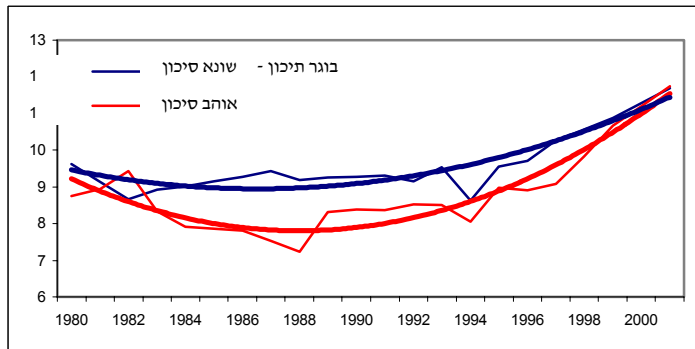
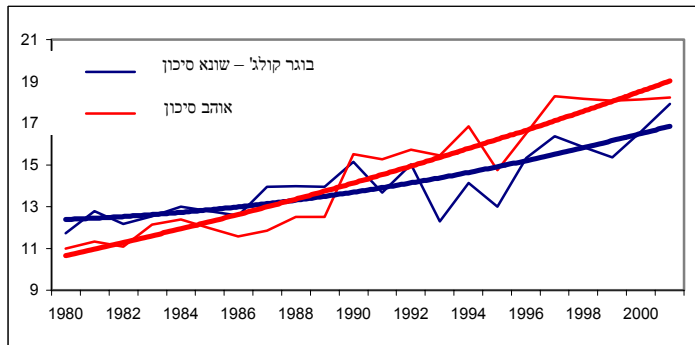
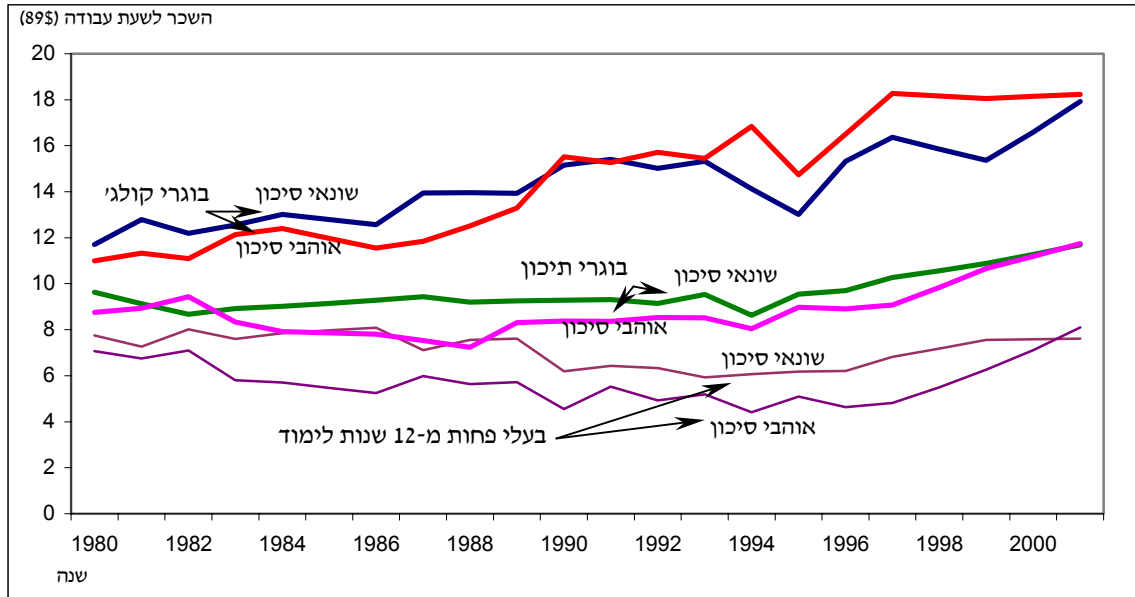
²⁷ את חשיבות הצבירה של הון אנושי ספציפי במקום העבודה הדגישו בין היתר: Becker (1962), Oi (1962), Hashimoto (1981) ו-Arnott and Stiglitz (1985).

לוח 5: השפעת שנאת הסיכון על המאפיין הקבוע של העובד (fixed effect)
(בסוגריים: רמת המובהקות של המשתנה)

עבור אוכלוסייה משתנה של עובדים מעשור לעשור		עבור אוכלוסייה קבועה (cohort)		משוואות הרגרסיה נאמדו לעשור:
שנות התשעים	שנות השמונים	שנות התשעים	שנות השמונים	
-0.130 (0.000)	-0.170 (0.000)	-0.134 (0.006)	-0.227 (0.000)	כל העובדים
-0.318 (0.000)	-0.026 (0.850)	-0.337 (0.073)	-0.095 (0.486)	מתחת ל-12 שנות לימוד
-0.114 (0.000)	-0.127 (0.000)	-0.166 (0.007)	-0.402 (0.004)	בוגרי תיכון
0.150 (0.042)	-0.196 (0.001)	0.025 (0.743)	-0.250 (0.001)	בוגרי קולג'י

התמונה הכללית בדבר נחיתות שכרם של העובדים **אוהבי סיכון** מתחדדת כאשר בוחנים את השפעת שנאת הסיכון של עובדים בעלי רמות השכלה שונות על התפתחות שכרם (לוח 5). נמצא כי: (א) פער השכר בין עובדים שונאי סיכון **לאוהבי סיכון** הצטמצם משנות השמונים לשנות התשעים כמעט בכל רמת השכלה (להוציא את העובדים בעלי פחות מ-12 שנות לימוד, עבורם פער זה לא היה מובהק בשנות השמונים); (ב) פער השכר בין שונאי סיכון **לאוהבי סיכון** נמוך יותר, והצטמצם בשיעור גבוה יותר, ככל שעלתה רמת ההשכלה; (ג) בוגרי קולג'י **אוהבי סיכון** הרוויחו בשנות התשעים יותר מחבריהם שונאי הסיכון. ראוי לציין כי תוצאות דומות התקבלו הן עבור מדגם משתנה של עובדים והן עבור קבוצה קבועה של עובדים.

זאת ועוד, המגמות העולות מאמידת הרגרסיות בולטות בתרשים 11. בתרשים מתוארת התפתחות השכר של עובדים שעבדו ברצף במהלך שנות השמונים והתשעים (מספר העובדים שבכל קבוצה מפורט בנספח 3.8). מהתרשים בולט כי במהלך שנות השמונים והתשעים השתנה פער השכר בין העובדים שונאי סיכון **לאוהבי הסיכון** בכל רמת השכלה: עבור בוגרי הקולג'י הלך וקטן הפער כבר משנות השמונים, עד אשר בשנות התשעים עלה שכרם של **אוהבי הסיכון** על שכרם של שונאי הסיכון. לעומת זאת, בקרב העובדים בעלי ההשכלה הנמוכה השתנו המגמות בין העשורים, כך שלאחר התרחבות פער השכר בין שונאי הסיכון **לאוהבי הסיכון** בשנות השמונים, הצטמצם הפער עד אשר לקראת סוף שנות התשעים שכרם של **אוהבי הסיכון** – בוגרי התיכון והנושרים מהתיכון – דמה לשכרם של שונאי הסיכון.



תרשים 11: התפתחות השכר הראלי לשעת עבודה בסיווג לפי רמת ההשכלה ושנאת הסיכון, 1980 עד 2001

הסתכלות מעמיקה בנתונים מאפשרת לראות כי צמצום הפער בין שכרם של אוהבי הסיכון לשונאי הסיכון החל בזמנים שונים: אצל בוגרי הקולג' החל פער השכר בין אוהבי הסיכון לשונאי הסיכון להצטמצם בשנות השמונים. אצל בוגרי התיכון הוא החל להצטמצם בתחילת שנות התשעים ואילו עבור העובדים שלא סיימו 12 שנות לימוד – רק במחצית השנייה של שנות התשעים (תרשים 11).

כדי לחזק את הקשר בין השינוי בדינמיקה בשוק העבודה, שנאת הסיכון של העובד והתפתחות שכרו הורצו משוואות שכר נוספות, שבהן במקום רמת שנאת הסיכון של העובד נלקח כמשתנה מסביר השינוי במספר הפעמים שהעובד החליף ענף עבודה בין העשורים. (ביתר משתני הרגרסיה לא חל שינוי, תוצאות הרגרסיה המלאות מצורפות בנספח 9²⁸). משתנה זה, כאמור, מתואם עם מדד שנאת הסיכון של העובד (כמתואר בתרשים 10). מהתוצאות עולה כי בשנות השמונים פעלה על השכר השפעתם של שני גורמים – חוסר היציבות התעסוקתית מחד גיסא ויכולת ההתאמה של העובד לשינויים במשק מאידך. משום כך השפיע הגידול בקצב החלפת ענף העבודה באופן שלילי על השכר, אולם השפעתו השלילית קטנה ככל שעלתה רמת ההשכלה. לעומת זאת, בשנות התשעים השפיע השינוי בקצב זה (משנות השבעים לשנות השמונים) חיובית על השכר, שכן ההשפעה השלילית של חוסר היציבות התעסוקתית בשנות השמונים נמוגה, ונותרה ההשפעה החיובית – הגדלה עם עליית ההשכלה – של יכולת ההסתגלות של העובד לשינויים.

לוח 6: השפעת השינוי במספר הפעמים שהעובד החליף מקום עבודה מעשור לעשור על המאפיין הקבוע של העובד (*fixed effect*)
(בסוגריים: רמת המובהקות של המשתנה)

שנות התשעים		שנות השמונים	משוואת הרגרסיה נאמדה עבור:
משנות השמונים לשנות התשעים	משנות השבעים לשנות השמונים	משנות השבעים לשנות השמונים	המשתנה המסביר: השינוי במספר הפעמים שהעובד החליף מקום עבודה
-0.025 (0.225)	0.028 (0.025)	-0.053 (0.000)	כל העובדים
0.039 (0.522)	0.031 (0.401)	-0.083 (0.008)	מתחת ל-12 שנות לימוד
-0.067 (0.075)	0.012 (0.041)	-0.053 (0.003)	בוגרי תיכון
0.050 (0.059)	0.084 (0.002)	-0.031 (0.000)	בוגרי קולג'

²⁸ עבור אמידת ה-*fixed effect* הורצו משוואות הפנל מחדש עבור כלל האוכלוסייה ועבור כל קבוצה בנפרד.

התוצאות שהתקבלו מצביעות על שיפור בשכרם היחסי של העובדים אוהבי הסיכון במהלך עשרים השנים האחרונות. תהליך זה, כפי שתואר בהרחבה במודל התיאורטי, ניתן לקשור להשפעתם של השינויים הטכנולוגיים על שוק העבודה, שמהם נהנו ראשוניים אוהבי הסיכון, וזאת, מפני פתיחתן של אפשרויות חדשות בהן תוחלת השכר והסיכון גבוהים יותר, או/ו בשל עליית התשואה להשכלה בשנים אלו.²⁹

התוצאות מאפשרות לגבש תמונה ברורה של השינויים בסביבה הכלכלית והשפעתם על השכר; עיקר השינוי בסביבה הכלכלית היה בשנות השמונים וחייב את הסתגלותם של כלל העובדים, אך השפעתו על השכר בעשור זה, הייתה משמעותית רק עבור העובדים המשכילים בוגרי הקולג', ובעיקר עבור העובדים אוהבי הסיכון שמתוכם. עליית שכרם היחסי של העובדים המשכילים אוהבי הסיכון הייתה בין הגורמים להתרחבות פערי השכר בין העובדים המשכילים לעובדים הלא משכילים בשנות השמונים, ובתוך קבוצת העובדים בוגרי הקולג'. במקביל, הצטמצם בעשור זה פער השכר בין אוהבי הסיכון לשונאי הסיכון בקרב העובדים המשכילים.

בשנות התשעים נפוצה ונתגברה השפעתן של הטכנולוגיות המתקדמות, והתחזקו המגמות שהחלו בשנות השמונים.³⁰ בקרב בוגרי הקולג' עלה שכרם של אוהבי הסיכון לראשונה על שכרם של שונאי הסיכון. בוגרי התיכון החלו ליהנות בשנות התשעים מפירות השינויים הטכנולוגיים ועברו בשנות התשעים תהליך דומה לזה שעבר על בוגרי הקולג' בשנות השמונים: גדלה חשיבותה של יכולת ההתאמה שלהם לשינויים, ופער השכר של בין אוהבי הסיכון לשונאיו הלך והצטמצם. ולמרות, שבקרב העובדים בעלי פחות מ-12 שנות לימוד לא ניתן בשלב זה למצוא השפעה מובהקת של משתנים אלו הרי לאור המגמות המאפיינות את שכרם נראה כי גם אצלם התרחש תהליך כזה במחצית השנייה של שנות התשעים.

²⁹ ניתן לקושר התפתחות זו גם לשינויים אחרים שחלו בשוק העבודה והקלו את מעבר העובד ממקום עבודה אחד למשנהו. Brynjolfsson and Hitt (2000, 2003) סקרו בהרחבה את השינויים שנצפו בעיסוקים ומבנה הפירמות.

³⁰ יש טוענים כי המהפכה הטכנולוגית ה"אמיתית" של סוף המאה הקודמת התחוללה רק בשנות התשעים, עם התרחבות השימוש במחשב, באינטרנט וביישומיהם לכלל האוכלוסייה ולכל תחומי החיים (Bresnahan, 1999, ו-Brynjolfsson and Hitt, 2002).

6. סיכום

הקשר בין שינויים טכנולוגיים, שנאת הסיכון של העובד והתפתחות שכרו נחקר עד היום בעיקר בכיוון אחד: כיצד השפיעו שינויים טכנולוגיים על שכר העובד, ומהי ההשפעה של השינוי בשכרו על שנאת הסיכון שלו. במאמר זה נבחן קשר זה, לראשונה, מהכיוון ההפוך: כיצד השפיע אפיון שנאת הסיכון של העובד על שכרו בעת שיפורים טכנולוגיים. נמצא כי הקשר בין המשתנים הוא דו-ממדי: מחד גיסא פועלים שיפורים טכנולוגיים לעליית רמת שנאת הסיכון הכלכלית בשוק, ובמקביל מעניק שינוי זה יתרון לעובדים שהם אוהבי סיכון מטבעם; הם משתלבים ביתר קלות בסביבה החדשה, ושכרם היחסי עולה.

המאמר מראה כי שוק העבודה בארה"ב אופיין בעשרים השנים האחרונות בקצב מהיר יותר מאשר בעבר של החלפת מקום העבודה והעיסוק על ידי העובד, ושינוי זה בולט במיוחד במעבר בין שנות השבעים לשנות השמונים. כמו כן נמצא כי במהלך עשרים השנים האחרונות גדלה חשיפתו של השכר לזעזועים – ברמת העובד, הפירמה והמשק. התברר כי עובדים אוהבי סיכון הסתגלו לשינויים בשוק העבודה ביתר קלות מאשר שונאי הסיכון, שנטו לשמר את התנהגותם.

אפיון התנהגותם של העובדים אוהבי הסיכון, ובפרט חוסר יציבותם היחסית בשוק העבודה פוגעים בתוואי השתכרותם, ומשום כך הם מרוויחים במוצע פחות מחבריהם. עם זאת, פער השכר בין שונאי סיכון לאוהבי סיכון הצטמצם בשני העשורים האחרונים, ובקרב בוגרי בקולג' אף התהפך בשנות התשעים, כנראה בשל מעבר העובדים לעבודות חדשות – מסוכנות יותר ובעלות תשואה גבוהה יותר – שמהן נהנו תחילה העובדים שונאי הסיכון. בקרב בוגרי הקולג' החל תהליך זה בשנות השמונים, אצל בוגרי התיכון בתחילת שנות התשעים, ואצל העובדים בעלי פחות מ-12 שנות לימוד באמצע שנות התשעים.

כל אלו מאפשרים למקד את הגורם להתרחבות פערי השכר בין קבוצות עובדים בעלי השכלה שונה בהתנהלות שכרם של עובדים אוהבי הסיכון שבתוכם. לעומת זאת בקרב שונאי סיכון, לא ניכר שינוי משמעותי בפערי השכר בין עובדים בקבוצות ההשכלה השונות.

שילוב התוצאות המתוארות במאמר מציג זווית ראייה שונה של הקשרים בין שינויים טכנולוגיים, יכולת התאמה, שנאת סיכון ושכר. עם זאת, הקשר החזק שנמצא בין משתנים אלו נבע מהדינמיקה המיוחדת שאפיינה את הסביבה הכלכלית בסוף המאה העשרים. התנפצות חלומות רבים, בעיקר במגזרים הטכנולוגיים המתקדמים, בתחילת המאה העשרים ואחת, מעידה כי בשווקים אלו הגבול בין הישג מרשים לכישלון צורב דק מאוד, וכי חלון ההזדמנויות שנפתח לאוהבי הסיכון בסוף המאה, כנראה, לא נשאר פתוח לאורך זמן.

- Abowd, J.M. and O. Ashenfelter, "Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs and Compensating Wage Differentials," in *Studies in Labor Markets*, edited by Sherwin Rosen, Chicago: University of Chicago Press, pp. 141-190.
- Acemolgu, Daron, "Matching, Heterogeneity, and the Evolution of Income Distribution", *Journal of Economic Growth* 2(1), (1997), 61-92.
- _____, "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics* 113, (1998), 1055-1089.
- _____, "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", NBER *Working Paper* 7800, (2002).
- Aghion, Philippe, Peter Howitt and Giovanni L. Violante, "General Purpose Technology and Wage Inequality", *Journal of Economic Growth* 7(4), (2002), 315-45.
- Arnott, Richard J., and Stiglitz, Joseph E., Labor Turnover, "Wage Structures, and Moral Hazard: The Inefficiency of Competitive Markets" *Journal of Labor Economics* 3, (1985), 434-462.
- Balu, Peter M. and Lawrence M. Kahn, "Race and Sex Differences in Quits by Young Worker", *Industrial and Labor Relations review* 34, (1981), 563-577.
- Barlevy, G., "The Sullyng Effects of Recessions", *Review of Economic Studies* 69, (2002), 65-96.
- _____, "Why Are the Wages of Job Changers So Procyclical?", *Journal of Labor Economics* 19(4), (2001), 837-879.
- Bartel, Ann P. and Frank Lichtenberg, "The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology", *Review of Economics and Statistics* 49, (1987), 1-11.
- Barsky, Robert B. Thomas F. Juster, Miles S. Kimball and Matthew D. Shapiro, "Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study", *The Quarterly Journal of Economics*, (1997), 537-579.
- Beaudry, P. and DiNardo, J., "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy* 99 (1991), 665-688.
- Becker, Gary S., "Investments in Human Beings," National Bureau of Economic Research (NBER) Special Conference 15, *Journal of Political Economy* 70, suppl., (1962), 9-49.
- Bernhardt, Annette, Martina Morris, Mark S. Handcock and Marc A. Scott, "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men", *Journal of Labor Economic* 17, s65-s90.
- Bresnahan, T.F., "Computerisation and Wage Dispersion: An Analytical Reinterpretation," *Economic Journal* 109 (1999), 390-415.
- _____, Brynjolfsson, E. and L.M. Hitt, "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence", *Quarterly Journal of Economics* 117 (2002), 339-376.
- Browning, M., Hansen, L. and Heckman, J., "Microdata and General Equilibrium Models", in *Handbook of Macroeconomics* eds. J.B. Taylor and M. Woodford, Amsterdam: North-Holland (1999).
- Caroli, E. and Garcia-Penalosa, C. "Risk Aversion and Rising Wage Inequality", *Economics Letters* 77(1), (2002), 21-26.

- Diebold, Francis X., David Neumark and Daniel Polsky, "Job Stability in the United States", *Journal of Labor Economics* 15, (1997), 206-233.
- Farber, Henry S., "Are Lifetime Job Disappearing ? Job Duration in the United States, 1973-1993", *Labor Statistic Measurement Issues*, Haltiwanger, Manser and Topel (eds.) Chicago, University of Chicago press, (1998a), 157-203.
- _____ "Has the Rate of Job Loss Increased in the Nineties ?" industrial Relations Research Association, (1998b), 88-97.
- _____ "Job Loss in the United States, 1981-1999" Working Paper 453, Princeton University, Industrial Relations Section, (2001).
- Friedman, Milton and Leonard J. Savage, "The Utility Analysis of Choices Involving Risk", *Journal of Political Economic*, 56, (1948), 279-304.
- Galor, Oded and Nachu, Sichernman, "A Theory of Career Mobility" *Journal of Political Economy* 98, (1990), 169-192.
- Goldin, Claudia and Lawrence F. Katz, "The Origins of Technology – Skill Complementarity", *Quarterly Journal of Economics* 113, (1998), 693-732.
- Gordon, Robert J., "Does the 'New Economy' Measure Up to the Great Inventions of the Past?" *Journal of Economic Perspectives* 14 (2000), 49-74.
- Gottschalk, Peter and Robert Moffitt, "Change in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data", *Journal of Labor Economic* 17, s91-s126.
- Greenwood, Jeremy and Mehmet Yorukoglu, "1974", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 46, (1997), 49-95.
- Hashimoto, Masanori, "Firm-specific Human Capital as a Shared Investment", *American Economic Review* 72, (1982), 1070-1087.
- Helpman, Elhanan and Manuel Trajtenberg, "A Time to Sow and a Time to Reap: Growth Based on General Purpose Technologies", in: E. Helpman (ed.), *General Purpose Technologies and Economic Growth*, Cambridge: MIT Press, (1998).
- Jorgenson, D.W., "Information Technology and the U.S. Economy", *American Economic Review* 91 (2001), 1-32.
- Kahneman, Daniel and Amos Tversky, "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica*, (1979), 263-291
- Levhari, David and Yoram Weiss, "The Effect of Risk on Investment in Human Capital", *American Economic Review* 65, (1974), 950-963.
- Magnani, E., "Product Market Volatility and the Adjustment of Earnings to Risk", *Industrial Relations* 41(2), (2002), 304-328.
- McGuckin, R.H., Stiroh, K.J. and Van Ark, B., "Computers, Productivity and Economic Growth", Report No. 1206-97-RR, New York: Conference Board, (1997).
- Murphy, K.M. and R. Topel, "Unemployment, Risk and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market", In *Unemployment and the Structure of the Labor Markets*, edited by Kevin Lang and Jonathan S. Leonard, New York: Basil Blackwell, (1987), 103-140.
- Neumark, David, Daniel Polsky and Daniel Hansen, "Has Job Stability Declined Yet ? New Evidence for the 1990s", *Journal of Labor Economic* 17, s29-s64.
- Oi, Walter Y., "Labor as a Quasi-Fixed Factor", *Journal of Political Economy* 70, (1962), 538-555.
- Oliner, S.D. and Sichel, D.E., "The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?", *Journal of Economic Perspectives* 14 (2000), 3-22.
- Rosen, Sherwin, "Learning and Experience in the Labor Market", *Journal of Human Resources* 7, (1972), 326-342.

- Rubinstein, Yona and Daniel Tsiddon, "Coping with Technological Progress: The Role of Ability in Making Inequality so Persistent" *C.E.P.R. Discussion Papers* 2153, (1999).
- Solon, G., Barsky, R., and Parker, J., "Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important is Composition Bias?", *Quarterly Journal of Economics* 109 (1994), 1-26.
- Sternberg, R.J. "Beyond IQ: A Triarchic Theory of Human Intelligence", New York: Cambridge University Press, (1985).
- _____, "Educating Intelligence: Infusing the Triarchic Theory into School Instruction", in Sternberg, Robert J. and Elena Grigorenko (eds.), *Intelligence, Heredity, and Environment*, New York: Cambridge University Press, (1997).
- Topel, Robert, "Equilibrium Earnings, Turnover and Unemployment: New Evidence", *Journal of Labor Economics* 2 (1984), 500-522.
- _____, "Job Mobility, Search, and Earning Growth: A Reinterpretation of Human Capital Earning Function", in *Research in Labor Economic* 8, Part A. ed. Ehrenberg, JAI press, Inc., Greenwich, Connecticut, (1986).
- Valletta, Robert G., "Declining Job Security", *Journal of Labor Economic* 17, s170-s197.
- Violante, Giovanni L., "Technological Acceleration, Skill Transferability and the Rise in Residual Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), (2002), 297-338.
- Wilsom, Mark R. and Carole A. Green, "Occupation, Occupational Change and Movement Within the Income Distribution", *Eastern Economic Journal* 16, (1990), 209-218.

נספח 1: הוכחת טענה I

פונקציית התועלת של העובד היא:

$$1. \quad U(W) = \frac{1}{1-\phi} \cdot W^{1-\phi}, \quad U'(W) = W^{-\phi}, \quad U''(W) = -\phi \cdot W^{-(\phi+1)}$$

כאשר:

$$2. \quad W = \beta \cdot \mu \cdot g - m$$

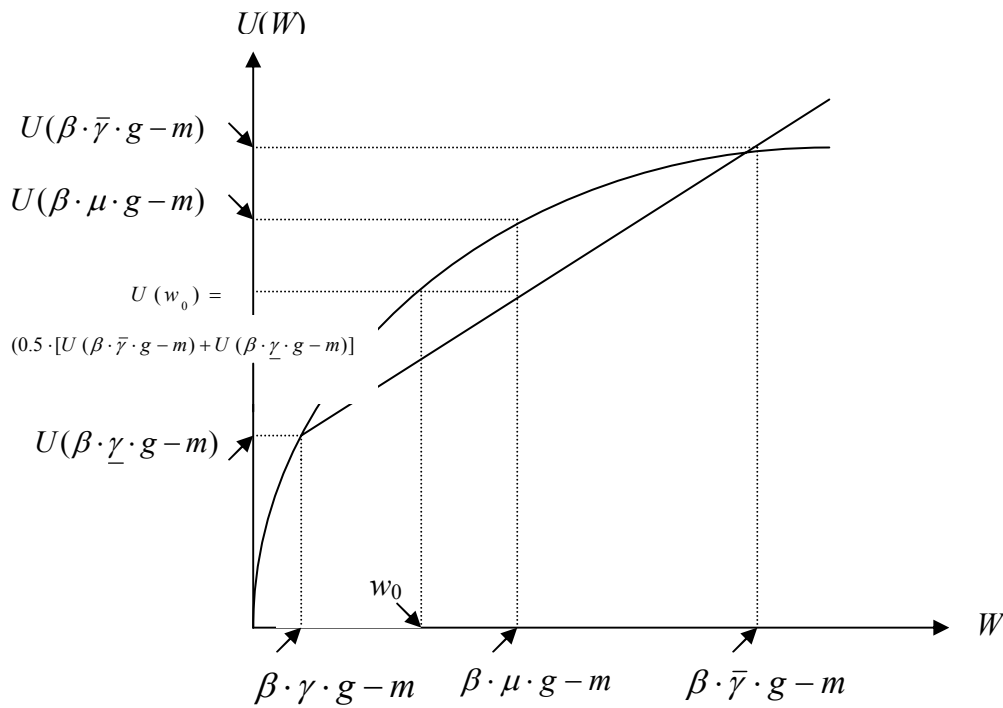
והמשתנים הם כפי שהוגדרו בגוף המאמר.

עבור $\theta < 0$

פונקציית התועלת קעורה – עולה מונוטונית ($U'(W) > 0$) בשיעור הולך וגדל ($U''(W) > 0$). במקרה זה העובד יעדיף, עבור אותה תוחלת שכר, לעבוד במגזר המסוכן, ומשום כך פער השכר בין המגזר המסוכן לבטוח צפוי להיות שלילי. מקרה זה סותר את הנחות המודל ומשום כך אינו בתחום האפשרי.

עבור $\theta \neq 1, \theta > 0$

פונקציית התועלת קמורה – עולה מונוטונית ($U'(W) > 0$) בשיעור הולך וקטן ($U''(W) < 0$).



תרשים נ-1: פונקציית התועלת

במקרה זה, בשל הנחת הקמירות :

$$3. \quad U(\beta \cdot \mu \cdot g - m) - (0.5 \cdot [U(\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m) + U(\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)]) > 0,$$

ובשל הנחת הרציפות :

$$4. \quad U(\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m) - (0.5 \cdot [U(\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m) + U(\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)]) < 0.$$

משום כך יש בקטע $[(\beta \cdot \mu \cdot g - m), (\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)]$ נקודה, w_0 , שעבורה :

$$5. \quad U(w_0) - (0.5 \cdot [U(\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m) + U(\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)]) = 0,$$

כאשר :

$$6. \quad (\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m) < w_0 < (\beta \cdot \mu \cdot g - m).$$

נגדיר :

$$7. \quad w_0 \equiv (\beta \cdot \mu \cdot g - k - m)$$

וכן :

$$8. \quad c \equiv k/(\mu \cdot g),$$

אזי, עבור כל ערך חיובי של g, m, s ו- μ יש c חיובי המקיים :

$$9. \quad U((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m) = 0.5 \cdot [U(\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m) + U(\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)],$$

כלומר, ערך זה מקיים :

$$10. \quad \Delta U = 0.$$

עבור $\theta=1$

פונקציית התועלת אינה מוגדרת.

נספח 2:

הקשר בין שנאת הסיכון לפער השכר בין הסקטורים ולתשואה להשכלה כאשר $\Delta U = 0$.

טענה א': הקשר בין שנאת הסיכון (θ) ובין פער השכר בין שני המגזרים (c), כאשר $\Delta U = 0$, חיובי.

הוכחה: נכתוב את השוויון שבמשוואה 12 בצורה הבאה:

$$1. \quad (x_1)^\alpha = 0.5 \cdot ((x_2)^\alpha + (x_3)^\alpha),$$

כאשר:

$$2. \quad x_1 = (\beta - c) \cdot g \cdot \mu - m, \quad x_2 = \beta \cdot g \cdot \underline{\gamma} - m, \quad x_3 = \beta \cdot g \cdot \bar{\gamma} - m, \quad \alpha = 1 - \theta.$$

והמשתנים הם כפי שהוגדרו בגוף המאמר.

נעביר אגפים ונקבל:

$$3. \quad x_1 = x_2 \cdot \left(\frac{1+u^\alpha}{2}\right)^{1/\alpha}, \quad u \equiv x_3 / x_2 > 1.$$

נגדיר:

$$4. \quad z \equiv \alpha \cdot \ln(u), \quad k \equiv \ln(u), \quad u > 1 \Rightarrow k > 0,$$

אזי ניתן לכתוב את משוואה 3 באופן הבא:

$$5. \quad x_1 = x_2 \cdot \left[\left(\frac{1+e^z}{2}\right)^{1/z}\right]^k$$

ומכיוון ש- $k > 0$, והנחנו במאמר כי $x_2 > 0$, די אם תיבדק השפעת z על x_1 בשוויון:

$$6. \quad x_1 = \left(\frac{1+e^z}{2}\right)^{1/z}.$$

נעלה את שני האגפים בלוג טבעי:

$$7. \quad \ln(x_1) = (1/z) \cdot \ln\left(\frac{1+e^z}{2}\right),$$

ונגזור לפי z :

$$8. \quad \frac{x_1'}{x_1} = -\frac{1}{z^2} \cdot \ln\left(\frac{1+e^z}{2}\right) + \frac{1}{z} \cdot \frac{e^z}{1+e^z},$$

נגדיר :

$$9. \quad \rho = \frac{1}{1+e^z} \Rightarrow 0 < \rho < 0.5,$$

ונקבל :

$$10. \quad x'_1 = \frac{x_1}{z^2} \cdot [\ln(2) + \ln \rho + \ln \frac{(1-\rho)}{\rho} \cdot (1-\rho)].$$

נפתח אלגברית ונקבל:

$$11. \quad x'_1 = \frac{x_1}{z^2} \cdot [\ln(2) + \rho \cdot \ln \rho + (1-\rho) \cdot \ln(1-\rho)] \equiv \frac{x_1}{z^2} \cdot h(\rho),$$

ובגזירה לפי ρ נקבל (כאמור, $0 < \rho < 0.5$):

$$12. \quad h'(g) = \ln\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right) < 0, \quad h''(g) = \frac{1}{\rho} + \frac{1}{1-\rho} > 0.$$

הפונקציה $h(\rho)$ חיובית בתחום הרלוונטי, כאשר נקודת המינימום מתקבלת כאשר $\rho=0.5$, כלומר, קיים

קשר חיובי בין x_1 ובין z , ומשום כך קשר חיובי בין θ לבין c .

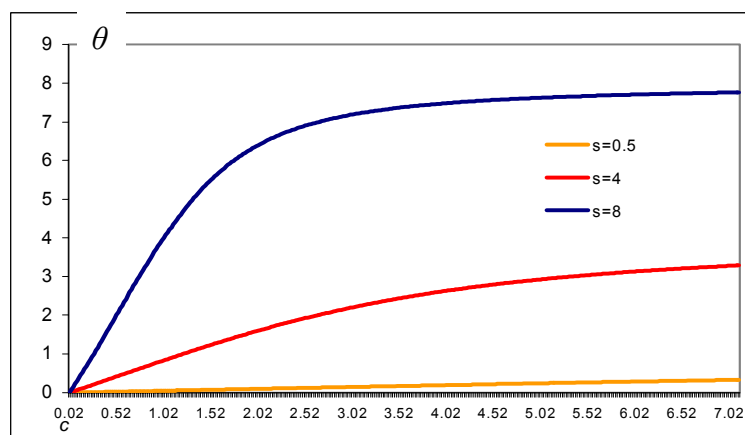
טענה ב': הקשר בין שנאת הסיכון (θ) ובין התשואה להשכלה (g) כאשר $\Delta U = 0$ חיובי וקמור.

הוכחה: טענה זו קשה לניתוח אנליטי ולכן היא נבדקה נומרית בתחומים:

$$0 < \mu < 100, \quad \beta = 1, m = 1, \quad 0 < g < 100, \quad 0 < c < 10, \quad 0 < \theta < 10.$$

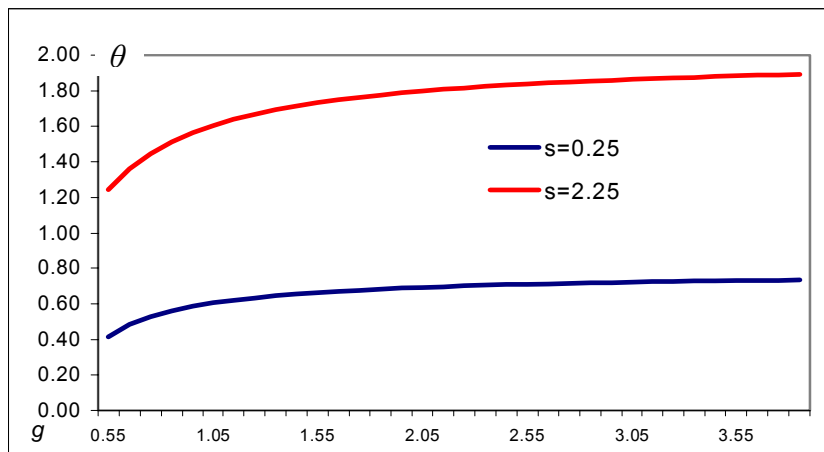
דוגמאות לקשר בין המשתנים מתוארות בתרשימים נ-2 ו-3.

תרשים נ-2: הקשר בין שנאת הסיכון (θ) ובין פער השכר בין המגזרים (c) כאשר $\Delta U = 0$



$$\mu = 10, \quad \beta = 1, \quad m = 1, \quad g = 1.$$

תרשים נ-3: הקשר בין שנאת הסיכון (θ) ובין התשואה להשכלה (g) כאשר $\Delta U = 0$



$$\mu = 10, \beta = 1, m = 0.5, c = 1.$$

נספח 3: חישוב הערך הקריטי הקובע את מעבר העובד למגזר המסוכן

עבור $\theta=1$ ופונקצית תועלת לוגריתמית הפתרון הוא:

$$1. \quad \Delta U = \ln((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m) - \frac{1}{2} \cdot [\ln(\beta \cdot \bar{\theta} \cdot g - m) + \ln(\beta \cdot \underline{\theta} \cdot g - m)] < 0,$$

כלומר:

$$2. \quad \ln \frac{((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)}{[(\beta \cdot \bar{\theta} \cdot a - m)(\beta \cdot \underline{\theta} \cdot a - m)]^{1/2}} < 0.$$

נפתור:

$$3. \quad \frac{((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)}{[(\beta \cdot \bar{\theta} \cdot g - m)(\beta \cdot \underline{\theta} \cdot gm)]^{1/2}} < 1,$$

כלומר:

$$4. \quad ((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)^2 < (\beta \cdot \bar{\theta} \cdot g - m) \cdot (\beta \cdot \underline{\theta} \cdot g - m),$$

נפתח את הסוגריים, נעביר אגפים ונקבל:

$$5. \quad \frac{g}{m} > \frac{\beta \cdot (\bar{\theta} + \underline{\theta}) - 2 \cdot (\beta - c) \cdot \mu}{\beta^2 \cdot \mu^2 + \beta^2 \cdot \bar{\theta} \cdot \underline{\theta} + c \cdot (2 \cdot \beta - c) \cdot \mu^2}.$$

ומאחר ש- $\mu = 2 \cdot (\bar{\theta} + \underline{\theta})$ ו- $\sigma^2 = (\mu^2 - \bar{\theta} \cdot \underline{\theta})$, נקבל:

$$6. \quad \frac{g}{m} > \frac{2 \cdot c \cdot \mu}{c \cdot (2 \cdot \beta - c) \cdot \mu^2 - \beta^2 \cdot \sigma^2}.$$

עבור $\theta=2$ הפתרון הוא:

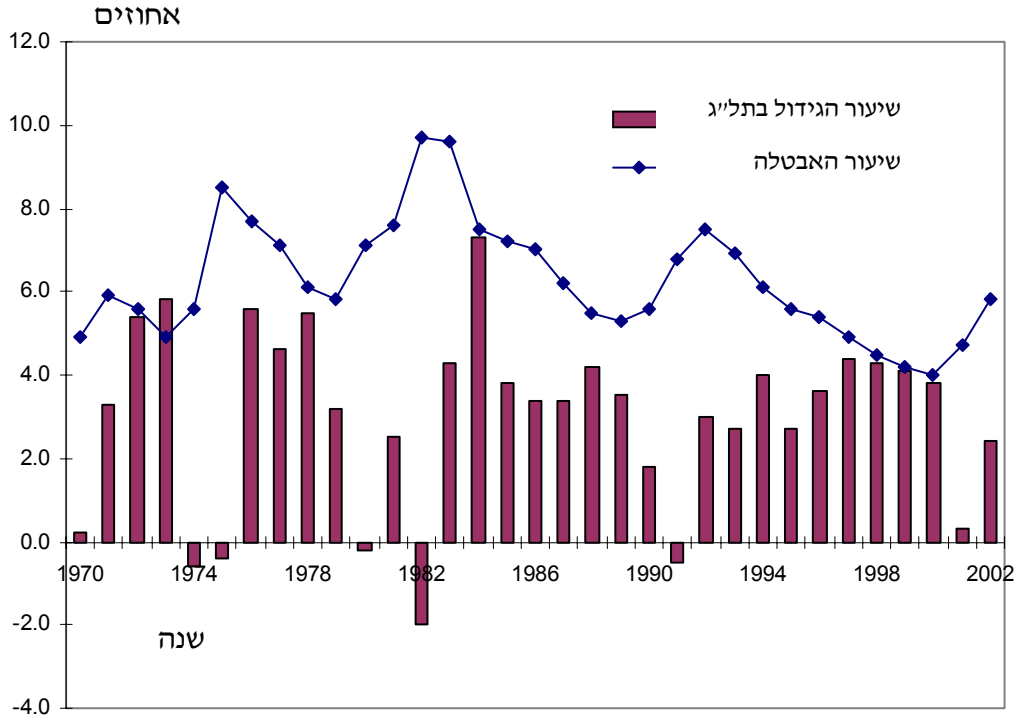
$$7. \quad \Delta U = ((\beta - c) \cdot \mu \cdot g - m)^{-1} - \frac{1}{2} \cdot [(\beta \cdot \bar{\gamma} \cdot g - m)^{-1} + (\beta \cdot \underline{\gamma} \cdot g - m)^{-1}]$$

נפתור ונקבל:

$$8. \quad \frac{g}{m} > \frac{\beta \cdot (\bar{\theta} + \underline{\theta}) + 2 \cdot c \cdot \mu - 2 \cdot \beta \cdot \mu}{\beta^2 \cdot (2 \cdot \mu^2 - 2 \cdot \bar{\theta} \cdot \underline{\theta}) - 2 \cdot \beta \cdot c \cdot \mu^2} = \frac{\mu \cdot c}{\beta \cdot (c \cdot \mu^2 - \beta \cdot \sigma^2)}.$$

נספח 4: שיעור האבטלה ושיעור הגידול הריאלי של התל"ג בארה"ב

תרשים נ-4: שיעור האבטלה ושיעור הגידול הריאלי של התל"ג בארה"ב
1970 עד 2002



מקורות: Commerce Department and the bureau of labor statistics, USA.

נספח 5: יציבות העובד במקום העבודה

לוח נ-1: יציבות העובד במקום עבודתו (תת ענף ותת עיסוק)*
שנים: 1970 עד 2001

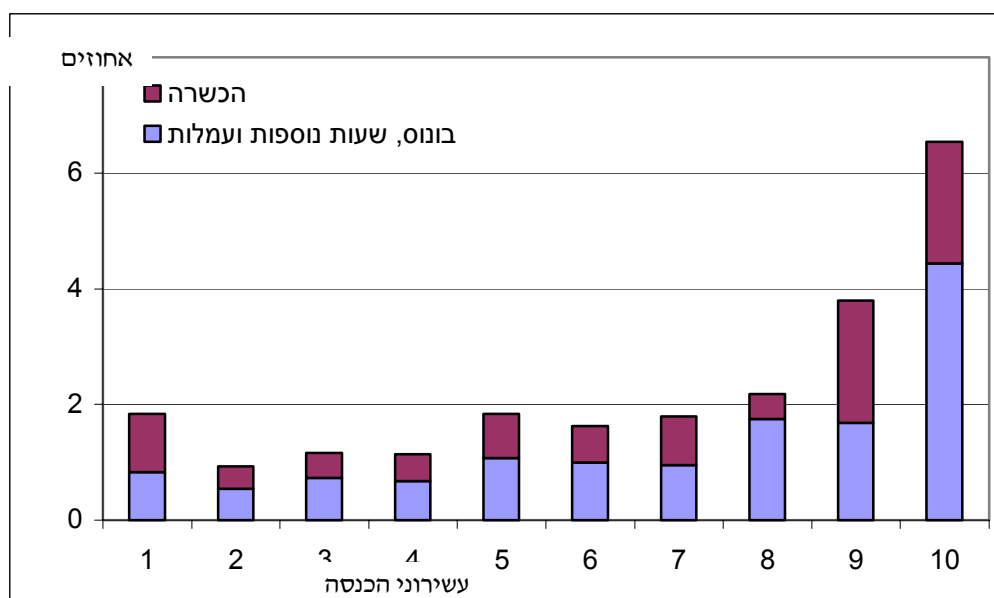
מספר הפעמים שהעובד החליף תת עיסוק בעשור			מספר הפעמים שהעובד החליף תת ענף בעשור			עשירון
שנות התשעים	שנות השמונים	שנות השבעים	שנות התשעים	שנות השמונים	שנות השבעים	
4.69	4.26	0.75	4.08	3.32	0.75	1
4.48	4.07	0.91	3.51	2.94	0.91	2
4.02	3.88	0.57	3.37	3.01	0.57	3
3.79	4.03	0.59	3.02	2.82	0.59	4
3.58	3.32	0.52	2.67	2.50	0.52	5
3.22	3.56	0.51	2.51	2.28	0.51	6
3.55	3.52	0.53	2.49	2.69	0.53	7
3.31	3.56	0.45	3.08	2.56	0.45	8
3.15	3.58	0.38	3.42	3.11	0.38	9
2.09	3.53	0.33	3.61	2.88	0.33	10
3.59	3.89	0.73	3.19	2.92	1.33	סה"כ

* בשנות השבעים נבחנו כ-4,500 עובדים, בשנות התשעים נבחנו כ-2,600 עובדים, ובשנות התשעים נבחנו כ-6,400 עובדים.

* סיווג הענפים נעשה לפי הגדרות ה-Census of Population משנת 1970 ברמה של שלוש ספרות.

נספח 6: פירוק ההכנסה לרכיביה

תרשים נ-5: פירוק ההכנסה לרכיביה לפי עשירונים*
1979



נספח 7: שאלון

נספח 8: תוצאות משוואות הרגרסיה עבור אוכלוסייה קבועה (לוח 5)

לוח נ-2: משתנה מוסבר: לוג השכר הראלי לשעת עבודה (במחירי 1989) – *fixed effect*

שנות התשעים				שנות השמונים				משתנים ¹
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	
6.26 (0.454)	3.355 (0.076)	1.758 (0.792)	1.136 (0.191)	2.798 (0.000)	2.202 (0.000)	1.093 (0.040)	2.035 (0.000)	קבוע
0.092 (0.135)	0.028 (0.425)	0.025 (0.728)	0.039 (0.174)	0.007 (0.853)	0.069 (0.098)	0.032 (0.510)	0.002 (0.933)	ניסיון ²
-0.002 (0.000)	-0.001 (0.009)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.042)	-0.001 (0.148)	-0.001 (0.001)	ריבוע הניסיון
0.064 (0.587)	0.097 (0.091)	-0.442 (0.001)	0.001 (0.969)	-0.110 (0.011)	-0.241 (0.000)	-0.069 (0.000)	-0.116 (0.000)	עצמאי
0.018 (0.410)	0.017 (0.893)	0.004 (0.890)	0.003 (0.077)	-0.023 (0.065)	0.027 (0.067)	0.010 (0.654)	0.005 (0.517)	עובד במגזר הממשלתי
			-0.007 (0.273)				-0.002 (0.687)	ניסיון של בוגרי תיכון ³
			-0.001 (0.186)				0.002 (0.700)	ניסיון של בוגרי קולג' ³
-0.005 (0.577)	-0.130 (0.011)	0.029 (0.017)	-0.004 (0.289)	-0.002 (0.539)	0.002 (0.782)	0.005 (0.526)	0.000 (0.945)	ניסיון של עובד עצמאי ³
-0.018 (0.000)	-0.020 (0.000)	-0.015 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.016 (0.000)	-0.018 (0.000)	-0.013 (0.000)	-0.016 (0.000)	מספר שעות עבודה בשבוע
0.013 (0.000)	0.018 (0.000)	0.018 (0.000)	0.017 (0.000)	0.022 (0.000)	0.025 (0.000)	0.028 (0.000)	0.024 (0.000)	מספר השבועות שעבד בשנה
1325	2942	634	4901	1870	1163	590	3623	מספר התצפיות
223	552	137	893	261	197	94	477	מספר העובדים
0.10	0.18	0.10	0.14	0.29	0.37	0.31	0.29	(overall) R ²

1. כן הוכנסו משתני דמה אם העובד החליף עיסוק או ענף בשנה, משתנה דמה לכל שנה ומשתנה דמה עבור כל עיסוק ראשי.

2. הניסיון של העובד נאמד בעזרת גיל העובד פחות 25 שנה.

3. משתני אינטראקציה של ניסיון של העובד מוכפל במשתני דמה עובד העובד בוגר תיכון, בוגר קולג' או עצמאי.

תוצאות משוואות הרגרסייה עבור אוכלוסייה קבועה (לוח 5)

לוח נ-3: משתנה מוסבר: הקבוע המאפיין את העובד (fixed effect)
Ols

שנות התשעים				שנות השמונים				משתנים
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	
-0.171 (0.519)	-0.296 (0.055)	0.004 (0.991)	-0.464 (0.000)	-0.090 (0.626)	-0.318 (0.327)	0.434 (0.128)	0.230 (0.066)	קבוע
-0.136 (0.289)	-0.190 (0.009)	0.080 (0.702)	-0.150 (0.009)	-0.323 (0.001)	-0.083 (0.586)	-0.474 (0.003)	-0.362 (0.000)	מגדר
0.398 (0.011)	0.229 (0.003)	0.068 (0.743)	0.225 (0.000)	0.282 (0.004)	0.577 (0.000)	0.351 (0.013)	0.227 (0.000)	גזע ¹
			0.287 (0.000)				0.147 (0.076)	בוגר תיכון
			0.562 (0.000)				0.503 (0.000)	בוגר קולג'
-0.000 (0.998)	0.048 (0.034)	-0.130 (0.070)	0.003 (0.864)	0.008 (0.728)	0.097 (0.071)	-0.043 (0.448)	0.002 (0.883)	רמת ההשכלה של אם העובד ²
0.025 (0.743)	-0.166 (0.007)	-0.337 (0.073)	-0.134 (0.006)	-0.250 (0.001)	-0.402 (0.004)	-0.095 (0.486)	-0.227 (0.000)	מדד אהבת הסיכון ³
221	535	131	868	256	187	86	456	מספר העובדים
0.08	0.12	0.12	0.12	0.12	0.16	0.24	0.28	R ²
0.12	0.11	0.08	0.12	0.11	0.14	0.21	0.27	Adj R ²

1. המשתנה קיבל ערך 1 אם העובד היה לבן ו-0 אחרת.
 2. בסיווג לפי 5 רמות כפי שהוגדר ב-PSID.
 3. מסווג ל-2 רמות.

תוצאות משוואות הרגרסיה עבור אוכלוסייה משתנה (לוח 5)

לוח נ-4: משתנה מוסבר: לוג השכר הראלי לשעת עבודה במחירי 1989 - *fixed effect*

שנות התשעים				שנות השמונים				משתנים ¹
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	
1.882 (0.000)	1.893 (0.005)	2.894 (0.157)	1.949 (0.000)	2.291 (0.000)	1.863 (0.000)	0.824 (0.058)	1.882 (0.000)	קבוע
0.101 (0.010)	0.037 (0.006)	0.011 (0.774)	0.031 (0.000)	0.005 (0.853)	0.029 (0.362)	0.057 (0.112)	0.010 (0.577)	ניסיון ²
-0.002 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.038)	-0.000 (0.378)	-0.001 (0.000)	ריבוע הניסיון
0.024 (0.113)	-0.017 (0.946)	-0.009 (0.886)	0.030 (0.120)	-0.096 (0.002)	-0.153 (0.000)	-0.103 (0.132)	-0.110 (0.000)	עצמאי
0.272 (0.000)	0.006 (0.326)	0.010 (0.599)	0.010 (0.076)	-0.013 (0.116)	0.0461 (0.000)	0.009 (0.594)	0.009 (0.152)	עובד במגזר הממשלתי
			0.000 (0.940)				-0.003 (0.152)	ניסיון של בוגרי תיכון ³
			0.010 (0.006)				0.003 (0.284)	ניסיון של בוגרי קולג' ³
-0.022 (0.000)	-0.001 (0.546)	-0.002 (0.781)	-0.003 (0.073)	-0.005 (0.057)	-0.086 (0.041)	0.007 (0.176)	-0.003 (0.179)	ניסיון של עובד עצמאי ⁴
-0.019 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.018 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.014 (0.000)	-0.014 (0.000)	-0.016 (0.000)	מספר שעות עבודה בשבוע
0.012 (0.000)	0.014 (0.000)	0.019 (0.000)	0.014 (0.000)	0.023 (0.000)	0.026 (0.000)	0.026 (0.000)	0.025 (0.000)	מספר השבועות שעבד בשנה
2320	14,032	2410	22,436	3362	2085	1035	6482	מספר התצפיות
402	2915	634	4554	462	337	162	846	מספר העובדים
0.16	0.15	0.12	0.14	0.35	0.314	0.25	0.29	(overall) R ²

1. כן הוכנסו משתני דמה אם העובד החליף עיסוק או ענף בשנה, משתנה דמה לכל שנה ומשתנה דמה עבור כל עיסוק ראשי.
2. הניסיון של העובד נאמד בעזרת גיל העובד פחות 25 שנה.
3. משתני אינטראקציה של ניסיון של העובד מוכפל במשתני דמה עובד העובד בוגר תיכון, בוגר קולג' או עצמאי.

תוצאות משוואות הרגרסיה עבור אוכלוסייה משתנה (לוח 5)

לוח נ-5 משתנה מוסבר: הקבוע המאפיין את העובד (fixed effect)
Ols

שנות התשעים				שנות השמונים				משתנים
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	
0.047 (0.799)	-0.177 (0.004)	0.233 (0.204)	-0.503 (0.000)	-0.031 (0.760)	0.108 (0.530)	0.736 (0.013)	-0.150 (0.119)	קבוע
-0.074 (0.392)	-0.145 (0.000)	-0.213 (0.026)	-0.127 (0.000)	-0.377 (0.000)	-0.377 (0.000)	-0.816 (0.000)	-0.450 (0.000)	מגדר
-0.297 (0.005)	0.200 (0.000)	0.311 (0.000)	0.211 (0.000)	0.319 (0.000)	0.328 (0.000)	0.317 (0.000)	0.260 (0.000)	גזע ¹
			0.353 (0.000)				0.202 (0.001)	בוגר תיכון
			0.658 (0.000)				0.496 (0.000)	בוגר קולג
0.075 (0.001)	0.018 (0.041)	-0.013 (0.000)	-0.005 (0.431)	0.004 (0.813)	-0.416 (0.140)	0.020 (0.685)	-0.001 (0.912)	רמת ההשכלה של אם העובד ³
0.150 (0.042)	-0.144 (0.000)	-0.318 (0.000)	-0.130 (0.000)	-0.196 (0.001)	-0.127 (0.000)	-0.026 (0.850)	-0.170 (0.000)	מדד אהבת הסיכון
441	2767	552	4279	453	319	144	804	מספר העובדים
0.17	0.10	0.10	0.11	0.12	0.17	0.26	0.29	R ²
0.13	0.07	0.10	0.11	0.11	0.15	0.24	0.28	Adj R ²

1. המשתנה קיבל ערך 1 אם העובד היה לבן ו-0 אחרת.
2. בסיווג לפי 5 רמות כפי שהוגדר ב-PSID.
3. מסווג ל-2 רמות.

נספח 9: תוצאות משוואות הרגרסיה (לוח 6)

לוח נ-6: משתנה מוסבר: לוג השכר הראלי לשעת עבודה במחירי 1989 - *fixed effect*

שנות התשעים				שנות השמונים				משתנים ¹
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	
2.345 (0.452)	1.897 (0.005)	1.208 (0.261)	2.029 (0.000)	2.029 (0.000)	1.743 (0.000)	0.824 (0.058)	1.882 (0.000)	קבוע
0.040 (0.109)	0.037 (0.006)	0.004 (0.901)	-0.013 (0.000)	0.013 (0.549)	0.021 (0.316)	0.037 (0.112)	-0.010 (0.577)	ניסיון ²
-0.002 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.378)	-0.001 (0.000)	ריבוע הניסיון
0.110 (0.004)	0.016 (0.946)	0.002 (0.972)	-0.049 (0.063)	-0.048 (0.063)	-0.140 (0.000)	-0.103 (0.132)	-0.110 (0.000)	עצמאי
0.017 (0.064)	0.006 (0.326)	0.009 (0.609)	-0.004 (0.571)	-0.004 (0.571)	0.016 (0.059)	0.009 (0.592)	0.009 (0.152)	עובד במגזר הממשלתי
			-0.023 (0.022)				-0.003 (0.172)	ניסיון של בוגרי תיכון ³
			0.017 (0.257)				0.003 (0.284)	ניסיון של בוגרי קולג' ³
-0.009 (0.007)	-0.014 (0.546)	0.008 (0.884)	-0.010 (0.000)	-0.010 (0.000)	-0.008 (0.003)	0.007 (0.176)	-0.003 (0.179)	ניסיון של עובד עצמאי ³
-0.019 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.019 (0.000)	-0.017 (0.000)	-0.018 (0.000)	-0.013 (0.000)	-0.014 (0.000)	-0.016 (0.000)	מספר שעות עבודה בשבוע
-0.012 (0.000)	-0.014 (0.000)	0.020 (0.000)	0.025 (0.000)	0.025 (0.000)	0.031 (0.000)	0.026 (0.000)	0.025 (0.000)	מספר השבועות שעבד בשנה
5994	14032	2819	5289	5289	4351	1035	9853	מספר התצפיות
1134	2915	741	838	838	816	162	846	מספר העובדים
0.16	0.15	0.13	0.32	0.32	0.32	0.25	0.30	(overall) R ²

1. כן הוכנסו משתני דמה אם העובד החליף עיסוק או ענף בשנה, משתנה דמה לכל שנה ומשתנה דמה עבור כל עיסוק ראשי.

2. הניסיון של העובד נאמד בעזרת גיל העובד פחות 25 שנה.

3. משתני אינטראקציה של ניסיון של העובד מוכפל במשתני דמה עובד העובד בוגר תיכון, בוגר קולג' או עצמאי.

תוצאות משוואות הרגרסיה (לוח 6)

לוח נ-7: משתנה מוסבר: הקבוע המאפיין את העובד (fixed effect)
Ols

שנות התשעים				שנות השמונים					
בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	בוגרי קולג'	בוגרי תיכון	פחות מ-12 שנות לימוד	כל המדגם	משתנים	
-1.34 (0.005)	-0.378 (0.105)	-1.278 (0.018)	-0.486 (0.017)	-0.486 (0.017)	-1.053 (0.000)	2.010 (0.000)	-0.679 (0.000)	קבוע	
-0.116 (0.333)	-0.155 (0.031)	-0.137 (0.398)	-0.340 (0.000)	-0.340 (0.000)	-0.370 (0.000)	-0.425 (0.005)	-0.448 (0.000)	מגדר	
0.426 (0.004)	0.235 (0.002)	0.085 (0.581)	0.327 (0.007)	0.327 (0.000)	0.236 (0.000)	0.380 (0.004)	0.160 (0.006)	גזע ¹	
			0.312 (0.000)				0.298 (0.000)	בוגר תיכון	
			0.533 (0.000)				0.541 (0.000)	בוגר קולג'	
-0.025 (0.455)	0.025 (0.251)	-0.008 (0.879)	0.002 (0.904)	0.002 (0.017)	0.008 (0.698)	-0.039 (0.445)	0.199 (0.241)	רמת ההשכלה של אם העובד ²	
0.084 (0.002)	0.012 (0.041)	0.031 (0.401)	0.028 (0.025)	0.031 (0.401)	-0.053 (0.003)	-0.083 (0.008)	-0.053 (0.000)	משנות השבעים לשמונים	מספר הפעמים שהעובד החליף ענף עבודה
0.050 (0.059)	-0.067 (0.075)	0.039 (0.522)	-0.025 (0.225)					משנות השמונים לתשעים	
221	535	0.541	418	418	405	80	431	מספר העובדים	
0.16	0.15	0.11	0.19	0.19	0.35	0.55	0.36	R^2	
0.14	0.13	0.10	0.18	0.18	0.33	0.52	0.35	$Adj R^2$	

1. המשתנה קיבל ערך 1 אם העובד היה לבן ו-0 אחרת.
2. בסיווג לפי 5 רמות כפי שהוגדר ב-PSID.