



# האם יציבות תעסוקתית בתחילת הקריירה טובה עבור המשכה? לקחים מענף אבטחה ושמירה

אביעד טור-סיני • דמיטרי רומנוב

מאמרים לדיון - כלכלת הבטחון הלאומי

12

## אודות מוסד שמואל נאמן

---

מוסד שמואל נאמן שהוקם בטכניון בשנת 1978 ביזמת מר שמואל (סם) נאמן ז"ל הוא מכון למחקרי מדיניות ציבורית במגוון רחב של נושאים בתחום הפיתוח הכלכלי, חברתי ומדעי-טכנולוגי של מדינת ישראל. פעילות המחקר בתחום המדיניות הציבורית מתרכזת בתשתיות הפיזיות, המדעיות-טכנולוגיות, תעשייתיות ותשתיות ההון האנושי הקובעות את חוסנה הלאומי של מדינת ישראל. במוסד מבוצעים מחקרי מדיניות וסקירות, שמסקנותיהם והמלצותיהם משמשים את מקבלי ההחלטות במשק על רבדיו השונים. מחקרי המדיניות נעשים בידי צוותים נבחרים מהאקדמיה: מהטכניון ומוסדות אחרים, והתעשייה. לצוותים נבחרים האנשים המתאימים, בעלי כישורים והישגים מוכרים במקצועם. במקרים רבים העבודה נעשית תוך שיתוף פעולה עם משרדים ממשלתיים ובמקרים אחרים היזמה באה ממוסד שמואל נאמן וללא שיתוף ישיר של משרד ממשלתי. בנושאי התוויית מדיניות לאומית שעניינה מדע, טכנולוגיה והשכלה גבוהה נחשב מוסד שמואל נאמן כמוסד למחקרי מדיניות המוביל בישראל.

עד כה ביצע מוסד שמואל נאמן מאות מחקרי מדיניות וסקירות המשמשים מקבלי החלטות ואנשי מקצוע במשק ובממשל. סקירת הפרויקטים השונים שבוצעו במוסד מוצגים באתר האינטרנט של המוסד. בנוסף מוסד שמואל נאמן מסייע בפרויקטים לאומיים דוגמת המאגדים של משרד התמ"ס - מגנט בתחומים: נווטכנולוגיות, תקשורת, אופטיקה ותקשורת, כימיה, אנרגיה, איכות סביבה ופרויקטים בעלי חשיבות חברתית לאומית. מוסד שמואל נאמן מארגן גם ימי עיון מקיפים בתחומי העניין אותם הוא מוביל. יו"ר מוסד שמואל נאמן הוא פרופ' זאב תדמור וכמנכ"ל מכהן פרופ' משה משה. המוסד פועל במסגרת תקציב של הקרן שהותיר שמואל נאמן להטמעת החזון לקידומה המדעי-טכנולוגי, כלכלי וחברתי של מדינת ישראל.

מוסד שמואל נאמן, קרית הטכניון, חיפה 32000

טלפון: 04-8232329, פקס: 04-8231889

כתובת דוא"ל: [info@neaman.org.il](mailto:info@neaman.org.il), כתובת אתר האינטרנט: [www.neaman.org.il](http://www.neaman.org.il)

האם יציבות תעסוקתית בתחילת הקריירה טובה עבור המשכה?  
לקחים מענף אבטחה ושמירה

אביעד טור-סיני\*, דמיטרי רומנוב\*

**ENS-WP 12-2010**

**פברואר 2010**

## תקציר

רוב הניידות מתרחשת בראשית הקריירה התעסוקתית של הפרט. ניידות זו נחוצה לשם לימוד תנאי השוק ומציאת משרה בעלת התאמה מרבית בין כישורי הפרט לבין שכרו. אנו רואים את האינתיפאדה השנייה, שגרמה למיתון העמוק בשנים 2001-2003 והתכווצות הביקוש לעובדים בכל ענפי המשק למעט בענף האבטחה והשמירה, כזעזוע אקסוגני לשוק העבודה. זעזוע זה הפך את ענף האבטחה והשמירה, שעד לפני כן סיפק תעסוקה זמנית לאוכלוסיות בטרם צאתן לקריירה מקצועית, למקור תעסוקה מתמשכת בשעות ארוכות, בה בעת שלא חל שינוי במאפייניהם הדמוגרפים של המועסקים בענף בין שתי התקופות. השערת המחקר היא שהיצמדות ממושכת לענף זה מכורח חולשת שוק העבודה מנעה מקוהורטה של צעירים שנכנסו לענף במהלך האינתיפאדה ניידות תעסוקתית "בריאה". בכך הוסטה הקריירה של קוהורטה זו למסלול שטוח יותר של עליית שכר, לעומת המתרחש בקרב קוהורטה של צעירים שהצטרפה לענף האבטחה והשמירה לפני האינתיפאדה ונטשה אותו בבוא הזמן לטובת משרות בענפי המשק האחרים. ארבעה ממצאים עיקריים עולים מהמחקר. ראשית, כניסה לענף האבטחה והשמירה בתקופת האינתיפאדה הגדילה את הסתברות התעסוקה בענף זה לאורך זמן, יותר בהשוואה לקוהורטה שנקלטה לעבוד בו קודם לכן. שנית, הקוהורטה שנכנסה לענף במהלך האינתיפאדה מתאפיינת בניידות תעסוקתית נמוכה יותר בהשוואה לנכנסים לענף טרם לכן. שלישית, הקוהורטה שנכנסה לענף במהלך האינתיפאדה פחות צמודה בסופו של דבר לשוק העבודה בהשוואה לנכנסים טרם לכן. רביעית, קיים פער מובהק באופק ההשתכרות בין הנקלטים בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה למול אלה העושים כן לפניו, לטובת האחרונים. מכלול ממצאים אלה מוכיח על דוגמה של ענף אחד, כי היצמדות למעביד לפרקי זמן ממושכים המפחיתים ניידות תעסוקתית בראשית הקריירה, בשנות ה-20 לחיי האדם, פוגעת בתוואי ההשתכרות ומחלישה את היצמדותו לשוק העבודה.

**מילות מפתח:** ניידות תעסוקתית, ניידות בהכנסות, שוק עבודה משני, פיתוח קריירה.

---

\* אוניברסיטת תל-אביב והלשכה המרכזית לסטטיסטיקה \* הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה

\* מחקר זה מבוסס על חלק מעבודת דוקטורט הנכתבת תחת הנחייתו של פרופ' דני צידון, אוניברסיטת תל-אביב.

אנו מודים לשלמה יצחקי, דני צידון, קרנית פלוג ויואל פינקל על הערותיהם והצעותיהם המועילות. כמו-כן תודה למשתתפי הסמינר המחלקתי במחלקה לכלכלה (הפקולטה לחקלאות, האוניברסיטה העברית), אגף המדען הראשי בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ובכנס השנתי של האגודה הישראלית לכלכלה. תודה מקרב לב למוסד שמואל נאמן בטכניון (תוכנית "כלכלת ביטחון לאומי") על התמיכה שהעניק לנו לצורך ביצוע המחקר.

## 1. מבוא

ניידות עובדים בשוק העבודה (להלן - מוביליות תעסוקתית) מתרחשת בעיקר בראשית הקריירה התעסוקתית של הפרט. במהלך עשר השנים הראשונות בשוק העבודה מחזיק עובד במוצע שני שליש מסך המשרות בהן יעסוק במרוצת הקריירה התעסוקתית שלו (Topel and Ward, 1992). קצב גידול השכר לאורך שנות הקריירה הראשונות עשוי להוות מרכיב מרכזי בתהליך לקראת יציבות תעסוקתית (Bougheas and Georgellis, 2004). ביסוד מארג הקשרים בין העובדים והמעסיקים עומדות מספר הנחות, הבאות לכלל ביטוי במודל ההתאמה (ראה אצל Jovanovic, 1979; Medoff and Abraham, 1980; Jovanovic, 1984; Miller, 1984; Mengistae, 2001; Smith and Zenou, 2003; Stevens, 2003; Moscarini, 2005; Barmby and Eberth, 2008). המודל מניח כי התאמה מוצלחת בין עובדים ומעסיקים תבוא לידי ביטוי בותק ממושך של העובד בשוק העבודה, עליה בשכרו עת שיחליף מקומות עבודה, צבירת הון אנושי בכל אחד ממקומות העבודה בהם מועסק וירידה בשיעור המוביליות התעסוקתית עם צבירת הוותק בשוק העבודה (ראה אצל Groot and Verberne, 1997).

ביסוד המחקר שלפנינו עומדת השאלה האם נטיית עובדים הנמצאים בראשית הקריירה התעסוקתית שלהם להישאר זמן ממושך במקום העבודה עשויה להוביל אותם לתוואי קריירה נחות יותר, במובן של השתכרות נמוכה יותר והיצמדות חלשה יותר לשוק העבודה. אנו מנצלים זעזוע אקסוגני בצד הביקוש לשומרים ועובדי ביטחון כדי לבחון את הטענה לפיה הגבלת ניידות תעסוקתית בפתיחת קריירה עשויה להוביל למסלול נחות בהמשך חיי העבודה של הפרט.

דרישות התפקיד הנמוכות למועסקים בענף האבטחה והשמירה (להלן – ענף האבטחה) הביאו ברבות השנים לא אחת להעסקת עובדים מבוגרים, חסרי השכלה ובעלי הכשרה ביטחונית בסיסית חלקית בלבד. כפועל יוצא שכרם החודשי של המועסקים בענף האבטחה נמוך ממחצית השכר הממוצע במשק, ורובם המכריע משתכר בשכר מינימום. בגלל חוסר צורך בהכשרה מורכבת, תעסוקה בענף אטרקטיבית גם לעובדים הנמצאים בראשית הקריירה התעסוקתית שלהם, אחרי שחרור משירות צבאי, או כאלה הנמצאים בשלבים שונים של רכישת השכלה. בשל כך, תעסוקה של העובדים הצעירים בענף בדרך כלל קצרת מועד.

בספטמבר 2000 התערער המצב הביטחוני במדינת ישראל, זאת לאחר מספר שנים אשר אופיינו בשקט וברגיעה ביטחונית יחסית. החל מאותה עת ועד אמצע שנת 2003 חלה עליה ניכרת במספר אירועי הטרור. תקופה זו מכונה בשם "אינתיפאדת אל-אקצא" (להלן – אינתיפאדה). על רקע ההסלמה בעימות המזוין עם הפלשתינאים ובמקביל לה התרחשה האטה בפעילות הכלכלית בעולם ומשבר חריף בענפי טכנולוגיית המידע והתקשורת. כתוצאה מכל אלה חלה התכווצות בפעילות הכלכלית בישראל באותה עת (ירידה של 0.9 ו-0.7 אחוזים בתמ"ג בשנים 2001 ו-2002, בהתאמה או ירידה של 3.2 ו-2.7 אחוזים בתמ"ג לנפש)<sup>1</sup>. על רקע המיתון ההולך ומחריף והעלייה בשיעור האבטלה באותה תקופה (עליה משיעור של 8.8 אחוזים בשנת 2000 לכדי 10.3 אחוזים בשנת 2002) צמחו ענפים בודדים במשק.

התערעורת המצב הביטחוני והתרחשות פיגועי הטרור במגוון ענף של מקומות ציבוריים, כדוגמת בתי קפה, מסעדות ואוטובוסים, העלו את הדרישה הציבורית להצבת מאבטחים ושומרים בכניסה למוסדות ציבוריים, מקומות בילוי ומאבטחים בתחבורה הציבורית. משנת 2000 עד לשנת 2003 גדל מספר המועסקים בענף בקצב שנתי ממוצע של 8.3%. במרוצת השנתיים הראשונות של האינתיפאדה הצטרפו לעבודה בענף האבטחה כ-40,236 עובדים (גברים) בני 20-30. חוסר חלופות הולמות בשוק העבודה בשנות האינתיפאדה גרם לרבים מהמצטרפים החדשים להיצמד לענף לפרק זמן ארוך יותר לעומת מה שהיו בוחרים בנסיבות אחרות. עם תום שנת 2005 היה מספר הגברים המועסקים בענף גבוה פי 1.5 (לערך) ממספרם בראשית האינתיפאדה, כאשר משקלם מכלל הגברים המועסקים במשק עלה ב-32% במרוצת אותה תקופה – מ-2.6 אחוזים (לערך) לכדי 3.4 אחוזים. מספרם הכולל של הגברים המועסקים בני 20 עד 30 בענף נמצא גבוה פי 1.7 בהשוואה בין שתי התקופות, לטובת זו המאוחרת (לוח 1). שלא כמו מרבית המבוגרים אשר הצטרפו במרוצת השנים לעבודה בענף האבטחה, ואשר מרביתם עשו כן לאחר צבירת ותק קודם בשוק העבודה, הרי שעבור מרבית הגברים בני 20 עד 30 אשר עשו כן הייתה זו הפעם הראשונה בה החלו דרכם בשוק העבודה<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> דיון נרחב בדבר השפעות הטרור על הכלכלה ככלל ועל הכלכלה הישראלית בפרט מוצג אצל טור-סיני (2009).  
<sup>2</sup> משום דומיננטיות העסקת גברים בענף האבטחה והשמירה מתמקד המחקר שלפנינו בקבוצת אוכלוסיה זו בלבד.

לוח 1. מספר המועסקים בענף האבטחה והשמירה, 1997-2005 (אלפים)

2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998	1997	/ שנה
50.1	52.6	46.5	41.1	37.1	34.9	34.0	32.2	30.2	סה"כ מועסקים
45.6	47.0	39.3	36.7	33.5	31.2	30.4	29.3	27.7	מתוכם: גברים
25.1	26.4	21.1	19.0	16.2	14.5	13.6	13.7	13.7	מתוכם: גברים בני 20-30

המקור: סקר כח אדם, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

כאמור, האסטרטגיה האמפירית לאמידת השפעת חוסר ניידות תעסוקתית על המשך הקריירה היא שימוש בזעזוע (שוק) אקסוגני של האינתיפאדה על קוהורטה של צעירים שהצטרפו לענף האבטחה במהלכה, לעומת הקוהורטה של הנקלטים לאותו ענף כמה שנים לפנייהם. מידת הפרמננטיות של השוק, כמו גם חוסר היכולת לחזות מראש את התרחשות אירועי הטרור השונים, הינם בין אלה המייחדים את האינתיפאדה השנייה כמול עימותים קודמים בין ישראל והצד הפלשתינאי<sup>3</sup>. אלא שהאינתיפאדה גרמה למיתון כלכלי, וישנו צורך להפריד בין השפעת זעזוע בטחוני לבין השפעת המצב הכלכלי במשק, אשר כידוע יש בו לכשעצמו כדי לפגוע באופן מתמשך או פרמננטי בתוואי ההשתכרות של הקוהורטה שלרוע מזלה נכנסה לשוק העבודה במהלכו (ראה אצל Kodrzycki, 2007; Oreopoulos et al., 2008). לשם הבדלה בין שתי ההשפעות אנו משתמשים בשונות גיאוגרפית של התרחשות אירועי הטרור, שכן שוק האבטחה הוא שוק מקומי (לוקלי), ופיגועי הטרור בעוצמה שונה ובתדירות שונה גרמו לביקוש דיפרנציאלי לשומרים ומאבטחים. זאת להבדיל מהשפעת המיתון ששרר בכל הארץ ולא היה מתואם עם השונות הגיאוגרפית של עוצמת הטרור<sup>4,5</sup>.

<sup>3</sup> צידון (2004) גורס כי בניגוד לעימותים קודמים, הדבר הראשון שמאפיין את האינתיפאדה השנייה הוא שהאיום ישיר על האוכלוסייה האזרחית והוא מתמשך. הדבר השני שמאפיין את העימות, הוא שהעימות נעשה פרטי ואישי ופוגש את חלק מהאזרחים באופן ישיר. המאפיין האחרון הוא שהעימות לא פוגע בכלם באופן שווה. העימות, לטענתו, פוגע בעיקר באוכלוסיות החלשות במדינת ישראל, ואפשר להסתכל על הטרור כעל מנגנון ניסוי רגרסיבי, בו האוכלוסייה הענייה משלמת מחיר כבר יותר מהאוכלוסייה המבוססת. הטרור, לדבריו, יוצר תחושת אין-אונות ומקריות. בניגוד לתאונות דרכים, בהן אדם יכול להסיק שאם ייסע בזהירות ייקטנו מאוד סיכוייו להיפגע, אין כמעט דרך להימנע מפגיעה על ידי טרור, בוודאי לא ברמה האישית.

<sup>4</sup> תקופות מיתון מאופיינות בהקצאה מחדש של המשורות בחלק מענפי הכלכלה, תופעה המוכרת בשם "השפעת הניקוי" ("cleansing" effect): משורות פחות פרודוקטיביות נהרסות והמשאבים מחולקים מחדש לטובת שימושים יותר יעילים (Barlevy, 2002; Davis and Haltiwanger, 1990). עם זאת, לדברי Barlevy (1999), חיכוכים בשוק האשראי עשויים להטות את הכף באופן שהמשורות היעילות ייהרסו בתקופת מיתון ומשאבים יוקצו מחדש לטובת שימושים פחות יעילים.

<sup>5</sup> המחקר הכלכלי חלוק בדעתו בדבר אופי ההשפעה המיוחס לזעזוע זמני המתחולל במשק (כדוגמת שינוי בצד הביקוש לעובדים או מיתון כלכלי). לדברי Doeringer and Piore (1971) ו-Okun (1973) ההשפעה המיוחסת לכך עשויה להיות בעלת השלכות פרמננטיות בשוק העבודה, בעיקר בעבור עובדים בעלי יכולות נחותות יותר. Beaudry and DiNardo

לפיכך, ינסה המחקר הנוכחי לבחון ולענות על ארבע השאלות הבאות: (א) האם קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה נצמדת אליו יותר בהשוואה לאלה שנקלטו לעבוד בו קודם לכן? (ב) האם קוהורטת הנקלטים בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מתאפיינת בניידות תעסוקתית נמוכה יותר בהשוואה לקוהורטה שעשתה כן לפני האינתיפאדה? (ג) האם קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה צמודה לשוק העבודה פחות מאלה שנקלטו לעבוד בו קודם לכן? כפועל יוצא משאלה זו, האם היקף התעסוקה בשאר ענפי המשק תלוי במועד הכניסה לענף האבטחה? (ד) האם קיים פער באופק ההשתכרות בין הנקלטים בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה למול אלה העושים כן לפני? נדגיש כי מחקרנו מתייחס רק לשלבים הראשונים של מסלול התעסוקה, ולא ניתן להסיק אפוא על מגמה ארוכת טווח.

סדר העבודה הוא כדלקמן. נפתח בסקירת ספרות, בה נעמוד על השאלות הפתוחות בנושא תעסוקה בראשית הקריירה ומוביליות תעסוקתית. בפרק 3 נציג את מאפייני הטרור בשנים 1997-2005. בסיס הנתונים והגדרת אוכלוסיית המחקר יוצגו בפרק 4. בפרק 5 נציג את הסטטיסטיקה התיאורית. לאחר מכן נציג את המודל האקונומטרי לחקירת המוביליות התעסוקתית על סמך הנתונים שבידינו. ממצאים אמפיריים יוצגו בפרק 7. סיכום הדברים חותם את העבודה.

## 2. סקירת ספרות

המחקר הכלכלי מצביע על כך שעיקר תחלופת המשרות מתרחשת בראשית הקריירה התעסוקתית של הפרט. לדברי (Topel and Ward (1992), כשני שלישים מתחלופת המשרות במהלך החיים של גברים אמריקאים בוגרי תיכון מתרחש בעשר שנות העבודה הראשונות. Booth et al. (1999) מוצאים כי גברים ונשים בריטים החזיקו בממוצע חמש משרות במרוצת חייהם, כאשר מחצית מכלל החלפות המשרות התרחשה בעשר שנות התעסוקה הראשונות.<sup>6</sup> Mincer and Jovanovic (1981), כמו גם (Groot and Verberne (1997), מוצאים כי שיעור תחלופת המשרות תלוי שלילית

---

(1991), (1991) Cutler and Katz ו-(2002) Hines et al. מוסיפים ובוחנים אף באם מיתון כלכלי מותיר "צלוקת" בקרב העובדים. כמול עמדה זו ניצבת הגישה לפיה קרות זעזועים אלה משפיע באופן זמני בלבד על המתרחש בשוק העבודה (להרחבה ראה אצל Burdett, 1978; Harris and Holmstrom, 1982; Topel and Akerlof and Yellen, 1985; Ward, 1992; Macleod and Malcomson, 1993; Acemoglu, 2001).

<sup>6</sup> (2008) Finney and Kohlhasse מוצאים כי מועסקים צעירים מחליפים משרות בקצב מהיר יותר בראשית הקריירה באם מתגוררים הם באזורים משכילים יותר.



בגיל העובד. כתימוכין לכך נציין את Hall (1982) אשר מצא כי מגיל 30 ואילך מחצית מהגברים וכרבע מהנשים החזיקו בשנות השבעים בארצות הברית במשרה אחת במשך למעלה מעשרים שנה.<sup>7,8,9</sup>

מודל ההתאמה בשוק העבודה, הבוחן את מארג הקשרים בין העובדים והמעסיקים, מוצא כי מוביליות תעסוקתית הולכת ופוחתת עם הוותק בשוק העבודה (Groot and Verberne, 1997); (Ghosh, 2007; Hammida, 2004; Romanov and Zussman, 2003)<sup>10</sup>.

כמו תחלופת המשרות המתרחשת בעיקר עם ראשית תקופת העסקת הפרט בשוק העבודה, כך נתברר גם ביחס לגידול בשכרו. Murphy and Welch (1990) מוצאים כי בין 70 ל-80 אחוז משיעור הגידול בשכרו של העובד האמריקאי מתרחש במרוצת עשר השנים הראשונות בהן נמצא בשוק העבודה (טענה דומה נמצאת אצל Topel and Ward, 1992). המחקר הכלכלי חלוק בדעתו בדבר מידת ההשפעה של מוביליות תעסוקתית בשוק העבודה על שכר העובדים. לדברי Borjas (1981) קיימת תשואה חיובית בגין מוביליות תעסוקתית בין הפירמות<sup>11</sup>. Keith and McWilliams (1997), לעומתו, כלל אינם מוצאים פער בשיעור גידול השכר כתלות ברמת הניידות התעסוקתית של העובד. לעומתם, Light and (1998) McGarry, (2004) Hammida, (2004) Munasinghe and Sigman (2004) ו-Miranda (2005) מוצאים כי עובדים המתנסים באופן עקבי בתחלופת משרות – הינם בעלי נתיב שכר נמוך יותר בהשוואה למועסקים המחליפים בתדירות נמוכה יותר את משרותיהם<sup>12,13</sup>. ייתכן והבדלים אלה נובעים מהטרוגניות בתכונות הבלתי-נצפות וביניהן נטייה לניידות ותועלת מהחלפת מקום עבודה, הידועה בהקשר למוביליות תעסוקתית כמודל movers-stayers (ראה אצל Frydman, 1984; Sampson, 1990; Dutta et al., 2001; Major, 2008; Kettunen, 2002).

<sup>7</sup> Von Wachter and Bender (2006) טוענים כי דפוסי המוביליות התעסוקתית מושפעים מזעזועים אקסוגניים בשוק העבודה. Oreopoulos et al. (2008) מוסיפים ובוחנים את ההשפעה של משברים וזעזועים כלכליים על שיעור המוביליות התעסוקתית (בכלל ענפי המשק); לדבריהם, נמצא כי בתחילה ישנה עליה (בממוצע) ואולם לאחר מכן ישנה ירידה ממונת.<sup>8</sup> Verhofstadt et al. (2009) דנים בקשר בין רמת הלהיץ בעבודה ובין ההסתברות לעזוב את מקום העבודה. נמצא כי בעבור חלק ניכר מכוח העבודה הצעיר קיים סיכוי להישאר לאורך זמן בעבודה המוגדרת כ"לחוצה" ולא להתנייד אל עבודות המוגדרות כ"פחות לחוצות".

<sup>9</sup> Deding et al. (2009) בוחנים את הקשר בין תחלופת משרות בקרב בני זוג. לדבריהם נמצא כי שיעור תחלופת משרות תלוי חיובית במרחק היוממות הנדרש מהעובד, תלוי שלילית במרחק היוממות הנדרש מבן הזוג, ותלוי חיובית במרחק שבין שני מקומות העבודה (של בני הזוג).

<sup>10</sup> Idson בוחן את הקשר בין גודל המעסיק וניידות העובדים בתוך העסק. לדבריו, ניתן לשער כי ככל שהמעסיק גדול יותר כך יכול הוא להציע לעובדים מגוון רחב יותר של הצעות ותפקידים לשם התקדמות בקריירה, ובכך גם להגן על ההשקעה שלו בעובד וגם לאמוד את ביצועי העובדים.

<sup>11</sup> Bartel and Borjas (1981) ו-Mincer (1986) מוצאים כי שכרם של עובדים צעירים גדל עם החלפת משרות, אולם תוספת זו תלויה שלילית בגיל העובד.

<sup>12</sup> לדברי Light (2005) שוק העבודה כיום דינאמי יותר לעומת שהיה בעבר.

<sup>13</sup> הרחבה נוספת אודות הקשר שבין מוביליות תעסוקתית ושכר העובד ניתן למצוא אצל Krause and Lubik (2005), (2008) Dustmann and Pereira ו-(2009) Hospido.

טיפוס בסולם משלחי יד עשוי להיות מלווה במוביליות תעסוקתית והחלפת מקומות עבודה, אף כי אין הכרח לדבר. לטענת (Sicherman and Galor (1990), קיימות שתי השפעות הפוכות של רכישת השכלה על מוביליות תעסוקתית: עובדים בעלי רמת השכלה גבוהה יותר יכולים להתחיל את הקריירה התעסוקתית שלהם במשלח יד גבוה יותר, ועל כן מספר משלחי היד אליו ייחשפו נמוך לעומת זה שמשויך לעובדים בעלי רמת השכלה נמוכה יותר; כמו-כן, הם צפויים לשנות בתדירות נמוכה יותר את קצב החלפת המשימות המיועדות להם, ועל כן הם יחליפו פחות מקומות עבודה במהלך הקריירה התעסוקתית שלהם. מנגד, ניתן לשער כי ככל שהעובד משכיל יותר כך תגדל ההסתברות שיעבור למשלח יד גבוה יותר. (Sicherman (1990 מוסיף ואומר כי ככל שהעובד בעל רמת השכלה גבוהה יותר, כך קטנה (במוצע) ההסתברות שיחליף משלח יד – בין אם משום שנדרשת השקעה (פיננסית) גדולה יותר בהשמתו במשרה שכזו, או שמא קיים היצע מצומצם יותר של משלחי יד המוגדרים ותואמים את כישוריו. עם זאת, בתוך אותה הגדרת משלח יד, אנשים בעלי השכלה גבוהה יותר הינם בעלי הסתברות גדולה יותר להתקדם, בין אם בתוך החברה (קידום) או מחוצה לה. (Moscarini and Vella (2008 מוסיפים ומוצאים כי הניידות במשלח היד יורדת עם גיל העובד, רמת השכלתו ומידת התחייבותו המשפחתית – ואולם, בעת בה רמת האבטלה גבוהה נתברר כי השפעות שליליות אלו חלשות בעוצמתן.

### 3. מאפייני הטרור בישראל: האינתיפאדה השנייה<sup>14</sup>

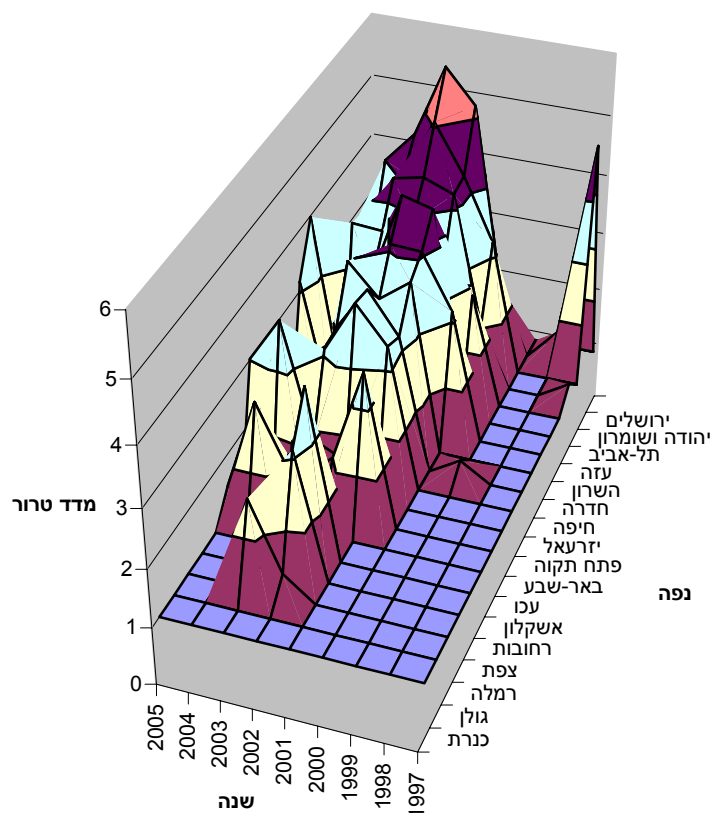
בספטמבר 1993 חתמה מדינת ישראל עם הרשות הפלשתינאית על "הסכם אוסלו". ראשית העת לאחר חתימת הסכם השלום אופיין בהפחתה ניכרת של עוצמת ההתנגדות האלימה מצד ארגוני הטרור הפלשתינאים כלפי מדינת ישראל. עם הגברת מספר פעולות חיסול מבוקשי הרשות הפלשתינאית הופר במידת מה השקט היחסי, כאשר מספר פיגועי טרור רבי-נפגעים התרחשו, בפריסה גיאוגרפית מצומצמת (חמישה, שלושה ופיגוע אחד ברחבי מדינת ישראל הריבונית, בשנים 1997, 1998, 1999, בהתאמה). פרק הזמן שחלף משנת 1999 ועד ספטמבר 2000 התאפיין בדרך כלל ברגיעה ביטחונית, אשר ניתן

<sup>14</sup> מידע על היקף התרחשות הטרור ברחבי מדינת ישראל הריבונית התקבל מהצלבת מקורות מידע הקיימים במכון הבינלאומי למדיניות נגד טרור במרכז הבינתחומי הרצליה, משרד החוץ, משרד ראש הממשלה, בצלם – מרכז המידע הישראלי לזכויות האדם בשטחים והאתר לזכר האזרחים נפגעי פעולות האיבה מטעם המוסד לביטוח לאומי.

לייחסה ככל הנראה למאמצים הדיפלומטיים שנעשו באותה תקופה לשם קידום תהליך השלום בין מדינת ישראל והרשות הפלשתינאית.

עם כשלון מארג התהליכים הדיפלומטיים בספטמבר 2000 חזר הטרור להכות במדינת ישראל, תקופה אשר יש המכנים בשם "אינתיפאדת אל-אקצא" (האינתיפאדה השנייה). בעת הראשונה התרחשו עיקר פיגועי הטרור בנפת ירושלים. עם חלוף הזמן התגבר קצב התרחשות אירועי הטרור, והורחב משרע התרחשותם. לא עוד התרחשו אירועי הטרור בסביבת העיר ירושלים בלבד, כי אם אף בערי המרכז (נתניה, כפר-סבא), בחיפה, בתל-אביב ואף בצפון הארץ (תרשים 1)<sup>15</sup>.

### תרשים 1. התפלגות מדד הטרור בישראל, לפי נפות גיאוגרפיות, 2005-1997



**המקור:** המכון הבינלאומי למדיניות נגד טרור, משרד החוץ משרד ראש הממשלה, בצלם, המוסד לביטוח לאומי, עיבודי המחברים.

#### הערה לתרשים:

מדד הטרור הינו דרך לאמידת מושג "עוצמת הטרור". המדד הוצע אצל Eckstein and Tsiddon (2004), לפיו ניתן משקל למספר אירועי הטרור, מספר הפצועים ומספר ההרוגים בעת הנחקרת. ערך I מייצג את כמות הטרור לא התרחשו אירועי טרור בנפה.

<sup>15</sup> התרשים מציג את התפלגות הטרור לפי נפות גיאוגרפיות, בין השנים 1997 עד 2005. כדי לעשות כן הוגדר "מדד טרור", אשר הינו דרך לאמידת "עוצמת הטרור". המדד הוצע אצל Eckstein and Tsiddon (2004), לפיו ניתן משקל למספר אירועי הטרור, מספר הפצועים ומספר ההרוגים בעת הנחקרת.

תחושת אי הביטחון הלכה וגברה במרוצת שנת 2001, עם עליה ניכרת במספר אירועי הטרור בהשוואה לשנה שקדמה לה (55 אירועי טרור בגבולות מדינת ישראל הריבונית, בהשוואה לחמישה בשנה שקדמה לה). במהלך שנת 2002 הוסיף והתערער המצב הביטחוני במדינת ישראל. במרוצת השנה התרחשו בגבולות מדינת ישראל הריבונית 64 אירועי טרור, חלקם התרחשו במועדי זמן סמוכים האחד לשני, כמו גם בעוצמות שטרם הכירה החברה בישראל עד אותה עת. בעקבות ההסלמה במצב הביטחוני הוחל במבצע צבאי במטרה להפחית את רמת האיום הביטחוני על הציבור הישראלי (מבצע "חומת מגן"). הצלחת המבצע נתבררה כחלקית בלבד, שכן עדיין הוסיפו להתרחש לא אחת אירועי טרור ברחבי מדינת ישראל, אף כי בתדירות ובעוצמה הפחותים לאלה שהיו מוכרים לחברה בישראל בשנים הקודמות.

עם חלוף הזמן וההכרה במציאות הביטחונית הקיימת הכירה מערכת הביטחון במרכיבים הנחוצים לשם הבטחת הגנת על בטחון אזרחי ישראל ("גדר ההפרדה", לדוגמה), כאשר במקביל אף החל תהליך מדיני של היפרדות מדינת ישראל מהעם הפלשתינאי. שני תהליכים אלה הובילו, כל אחד בנפרד ושניהם יחדיו, לירידה ניכרת במספר פיגועי הטרור ברחבי מדינת ישראל ובמאפייניו, החל משנת 2004 ואילך (18 אירועי טרור בשנת 2004, 8 אירועי טרור בשנת 2005 – בגבולות מדינת ישראל הריבונית).

#### **4. בסיס הנתונים והגדרת אוכלוסיית המחקר**

לצורך המחקר נבנה בסיס מידע ייחודי המבוסס על מיזוג קבצים מינהליים מגוונים: בסיס נתונים מזווג עובד-מעביד הכולל מידע על תעסוקה ושכר בשנים 1997-2005; מרשם התושבים; קובץ סטודנטים לתואר ראשון. באופן זה ניתן לעקוב אחרי ההשתלבות בשוק העבודה ובלמודים אקדמיים של המועסקים בעבודות אבטחה. בסיס הנתונים מוזג עם נתוני התרחשות הטרור בישראל בשנים 2005-1997, לפי נפה גיאוגרפית בה מתגורר הפרט.

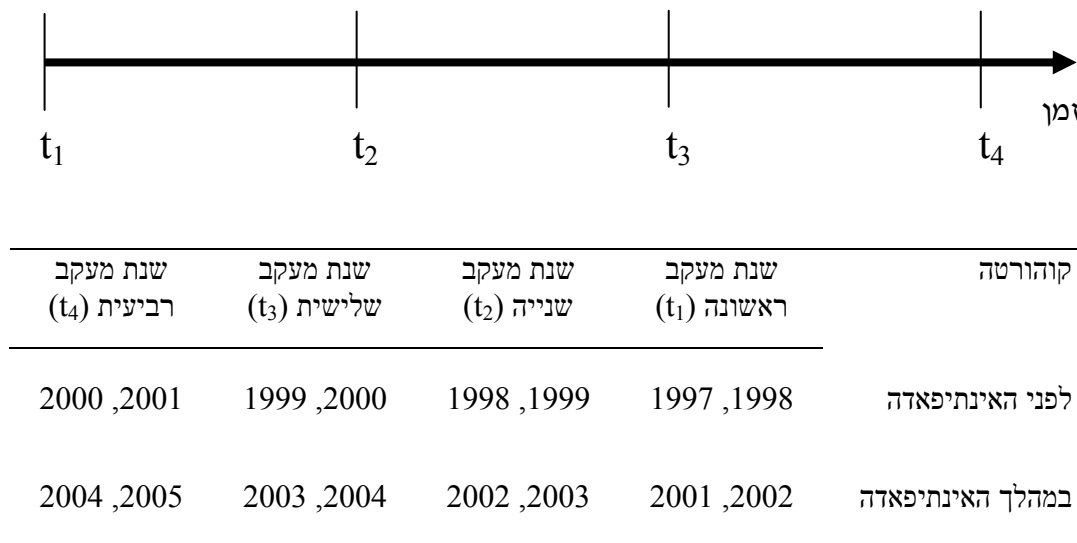
#### **(1) אוכלוסיית המחקר**

המחקר מבוסס על קובץ מצטרפים חדשים לענף האבטחה<sup>16, 17</sup>. לצורך ההשוואה אנו מתמקדים בשתי קבוצות – **לפני האינתיפאדה**, שנכנסו לענף האבטחה בשנים 1997 ו-1998 – **ובמהלך**

<sup>16</sup> עובד מוגדר כחדש בענף בשנה נתונה אם לא נמצא עובד בענף זה בשנה קודמת.

**האינתיפאדה**, שנכנסו לענף זה בשנים 2001 ו-2002. על כל פרט משתי קבוצות אלה נערך מעקב במשך ארבע שנים, דהיינו על מצטרפים חדשים בשנת 1997 נערך מעקב עד שנת 2000, בעוד שעל מצטרפים חדשים בשנת 2002 נערך מעקב עד שנת 2005 (להלן:  $t_1$  עד  $t_4$ ). משך המעקב מוגבל בזמינות הנתונים אודות תעסוקה (ראה תרשים 2).

**תרשים 2. לוח זמני החקירה**



המחקר מתמקד במועסקים חדשים משום אופי ההעסקה הרווח בענף האבטחה. עיקר העוסקים בעבודות אלה רואים בעצם תעסוקתם בהן כאל תעסוקה זמנית. מיומנות מקצועית נמוכה המאפיינת תעסוקה בענף, אשר מביא אליו לא אחת עובדים צעירים הנמצאים בראשית הקריירה התעסוקתית שלהם, והנוטים לעזוב את תעסוקתם בו עם העלאת רמת השכלתם ומידת נגישותם למשרות המחייבות תנאי סף גבוהים יותר, עשויה להוות הסבר אחד לטענה זו. שכר העבודה הנמוך בענף המהווה תמריץ שלילי להישארות לאורך זמן בו, עשוי להיות הסבר שני לאותו דפוס התעסוקה. מטרה מרכזית במחקר הינה לבחון את מידת המוביליות התעסוקתית של המועסקים בענף האבטחה, כנקודת כניסה לשוק העבודה, וביתר הענפים בהם ממשיך עובד את פיתוח הקריירה לאחר עזיבתו ענף האבטחה. לפיכך לא יהא זה נכון

<sup>17</sup> הספרות הכלכלית גורסת כי מידת ההשפעה הניתנת לייחוס לשינויים בתנאים החיצוניים בשוק העבודה עשויה להיות גדולה יותר בעבור מועסקים חדשים לעומת אלה הותיקים בו (Freeman, 1975, 1979; Blanchflower and Oswald, 1994; Katz and Autor, 1999; Katz et al., 1995; Farber, 2003; Ryan, 2001).

לעשות כן ביחס לאלה אשר כבר מועסקים בענף האבטחה, אלא לעשות כן ביחס למצטרפים לענף באותה עת.

המחקר נערך על גברים, בני 20 עד 30 בשנת הכניסה לענף. הגבלת הגיל נובעת מרצוננו להתמקד בשנות פתיחת הקריירה, שלרוב הגברים בענף זה מתרחשת במחצית הראשונה של שנות ה-20 לחייהם, אחרי סיום שירות צבאי ו/או במקביל עם לימודים אקדמיים. מאוכלוסייה זו הושמטו מועסקים שנפטרו עם חלוף שלוש שנים אחרי כניסתם לענף. בסיכומו של דבר הסתכמה אוכלוסיית המחקר ב-85,211 מצטרפים חדשים לענף: 44,975 איש בקוהורטה לפני האינתיפאדה, ו-40,236 איש בקוהורטה במהלך האינתיפאדה.

## (2) בסיסי נתונים

מידע על התעסוקה של המועסקים בענף האבטחה התקבל מבסיס נתונים מזווג עובד-מעביד לשנים 1997-2005. בסיס הנתונים נבנה על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על בסיס דיווחים שנתיים של מעבידים לרשות המיסים. בסיס הנתונים כולל בין השאר את פירוט חודשי העבודה, השכר השנתי ותאריך תחילת העבודה של השכירים המועסקים על ידם. יש להדגיש שבבסיס נתונים מזווג עובד-מעביד לא קיים מידע על היקף שעות העבודה ומשלח היד, ומידע זה אינו מצוי במקורות מידע מינהלים אחרים. ממקור זה נלקחו נתוני הכנסה, תעסוקה וזיהוי משרות עבודה שכירה, עבור שנת הצטרפות לענף וגם ביחס לשלוש השנים שאחריה.

הנתונים על מהלך התעסוקה עובד במידע נוסף על מאפייניהם הדמוגרפיים של המועסקים. התווספו נתונים ממרשם התושבים הכוללים את הפרטים הבאים: שנת לידה, לאום/דת, ארץ לידה, תאריך עליה, מצב משפחתי (בשנת 2000 עבור הקוהורטה לפני האינתיפאדה; בשנת 2004 עבור הקוהורטה במהלך האינתיפאדה) וסמל יישוב מגורים של הפרט (ממנו נגזרה נפה גיאוגרפית). עוד התווסף מידע על הימצאות המועסק במערכת ההשכלה הגבוהה (תואר ראשון) בכל אחת משנות המעקב באמצעות שימוש בקבצי סטודנטים לתואר ראשון. לבסוף קושר בסיס הנתונים עם נתוני התרחשות הטרור בישראל בשנים 1997-2005<sup>18</sup>, לפי נפה גיאוגרפית בה מתגורר הפרט.

<sup>18</sup> לפירוט בדבר מקורות הנתונים ראה הערה מספר 15.

## 5. סטטיסטיקה תיאורית

גילם הממוצע (הציוני) של המועסקים החדשים בני 20 עד 30 בענף האבטחה נמצא עומד על 23.7 (23) שנים – עדות לכך ששוק זה מספק ברוב המקרים תעסוקה אחרי שירות צבאי שמסתיים אצל גברים (יהודים) בגיל 21.

השוואה בין קבוצת המצטרפים החדשים לענף האבטחה לפני האינתיפאדה ובמהלכה מלמדת על דמיון במאפייניהם הדמוגרפיים: הגיל הממוצע עומד על 23.7 שנים (סטיית תקן 2.9 שנים) בקרב אלה הראשונים ועל 23.6 שנים (סטיית תקן 2.9 שנים) בקרב האחרונים; 88.6 ו-88.4 אחוזים מהמועסקים החדשים, בהתאמה – הינם יהודים; 29.8 אחוזים מכלל המצטרפים לענף לפני האינתיפאדה ו-30.5 אחוזים מכלל המצטרפים לענף במהלך האינתיפאדה - מוגדרים כעולים חדשים, כמו גם ש-13.1 ו-12.7 אחוזים מכלל המועסקים החדשים, בהתאמה – נשואים.

שיעור המועסקים במשרה אחת או יותר בענף האבטחה מבין אלה שעבדו בענף בשנת כניסתם אליו, כמו גם השיעור המתוקנן לשיעור התעסוקה הכללי של גברים בני אותו גיל, הולך ופוחת עם חלוף הזמן (עד ל-23% בשנת המעקב הרביעית), הן בעבור אלה שהחלו לעבוד בענף לפני האינתיפאדה והן בעבור אלה שהחלו לעבוד בו במהלכה. במקביל, עולה שיעור המועסקים (במשרה אחת לפחות) בשאר ענפי הכלכלה, בעבור עובדים בשתי קוהורטות החקירה, אך בקרב המועסקים לפני האינתיפאדה, גבוה יותר שיעור זה בכל שנות המעקב (לוח 2).

לוח 2. שיעור המועסקים (לפחות משרה אחת) בכל הענפים, לפי שנת מעקב (אחוזים)

שנת המעקב	ענף אבטחה ושמירה		שאר ענפי הכלכלה	
	לפני האינתיפאדה	במהלך האינתיפאדה	לפני האינתיפאדה	במהלך האינתיפאדה
t <sub>1</sub>	100	100		
t <sub>2</sub>	49.18 (48.90)	52.05 (51.79)	72.21 (71.79)	66.31 (65.98)
t <sub>3</sub>	30.14 (29.95)	30.65 (30.60)	74.17 (73.68)	68.24 (68.12)
t <sub>4</sub>	22.50 (22.36)	22.73 (22.81)	75.29 (74.80)	69.80 (70.03)

המקור: נתוני מס הכנסה, עיבודי המחברים.  
הערה: שיעור המועסקים המתוקנן לשיעור התעסוקה של גברים בני 20 עד 30 מוצג בסוגריים.

המספר הממוצע של המשרות בענף האבטחה עמד על 1.2 בערך, ללא מגמת שינוי בחלון הזמן הנחקר (ארבע שנים), בעבור עובדים בשתי קוהורטות החקירה – לוח 3 חלק I. להבדיל, תעסוקה של אותם הפרטים ביתר ענפי הכלכלה מתאפיינת בניידות גבוהה יותר, ההולכת ופוחתת במהלך תקופת המעקב: מ-1.91 משרות בשנת המעקב השנייה ל-1.73 בשנת המעקב הרביעית בקוהורטה לפני האינתיפאדה, לעומת 1.82 ו-1.72, בהתאמה, בקוהורטה במהלך האינתיפאדה. בהסתכלות על כל משרות השכיר, הקוהורטה לפני האינתיפאדה מתאפיינת בניידות גבוהה יותר (הבדל מובהק סטטיסטית) מהקוהורטה במהלך האינתיפאדה, לאורך כל שנות המעקב.

כאשר בוחנים את התפלגות שיעור המועסקים בענף האבטחה כתלות במספר חודשי העבודה הממוצע בו, נמצא כי אלה שהועסקו בענף בתקופת האינתיפאדה אופיינו בשכיחות גבוהה יותר של תעסוקה מתמשכת (9-12 חודשי עבודה בשנה), זאת בהשוואה לאלה שהועסקו בענף לפני האינתיפאדה, אשר אופיינו יותר בתעסוקה לפרקי זמן קצרים (1-4 חודשי עבודה בשנה). תוצאה זו נמצאה בכל שלוש שנות המעקב האחרונות (תרשים 3). השוואת ממוצע מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה מעידה על הבדל מובהק לטובת אלה המועסקים בהם לפני האינתיפאדה, לאורך כל אחת משנות החקירה (כמו גם על הבדל מובהק בסך מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה בשלוש שנות המעקב האחרונות – 22.01 חודשי עבודה בקרב המועסקים לפני האינתיפאדה, כמול 20.06 חודשי עבודה בקרב המועסקים במהלכה) (לוח 3 חלק II).

השכר החודשי הממוצע של המועסקים בענף האבטחה עלה בהתמדה במרוצת השנים, מ-1,940 ש"ח בשנת הכניסה לענף ל-3,170 ש"ח בשנת המעקב הרביעית בקוהורטה לפני האינתיפאדה, לעומת 2,290 ש"ח ו-3,230 ש"ח, בהתאמה, בקוהורטה במהלך האינתיפאדה (לוח 3 חלק III ותרשים 4). הפער בשכר הממוצע בין שתי קוהורטות אלה (לטובת זו האחרונה) נמצא מובהק בכל אחת מארבע שנות המעקב. ניתן לראות בתוצאה זו ביטוי לעלייה המוגברת בביקוש למאבטחים במהלך האינתיפאדה, שכן דרך חישוב השכר החודשי הממוצע מביאה בחשבון את עומס תעסוקת הפרט באותה עת. בקרב אלה שהועסקו כמאבטחים בשנת הכניסה לענף נמצא כי שכרם החודשי הממוצע בכל שאר ענפי הכלכלה בהם הועסקו עלה אף הוא בהתמדה במהלך השנים, מ-3,400 ש"ח בשנת המעקב השנייה ל-5,000 ש"ח בשנת המעקב הרביעית בקוהורטה לפני האינתיפאדה, לעומת 3,200 ש"ח ו-4,050 ש"ח, בהתאמה, בקוהורטה



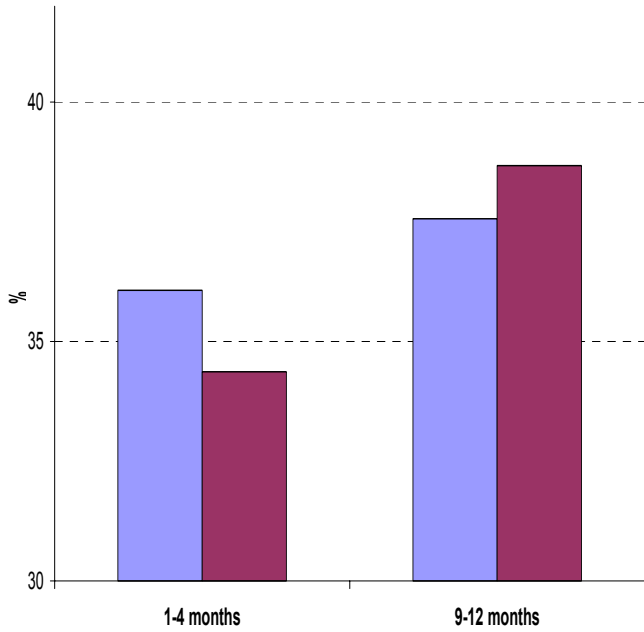
לוח 3. מספר משרות ממוצע בשנה, חודשי עבודה ממוצע בשנה, שכר חודשי ממוצע לפי סוג ענף תעסוקה ושנת מעקב (ש"ח, מחירי 2005)

P. Value	סה"כ		P. Value	שאר ענפי הכלכלה		P. Value	ענף אבטחה ושמירה		שנת המעקב
	במהלך האינתיפאדה	לפני האינתיפאדה		במהלך האינתיפאדה	לפני האינתיפאדה		במהלך האינתיפאדה	לפני האינתיפאדה	
<b>I - מספר משרות בשנה</b>									
0.000	1.865	1.905				0.000	1.146	1.169	t <sub>1</sub>
0.000	2.081	2.214	0.000	1.822	1.914	0.160	1.246	1.239	t <sub>2</sub>
0.000	1.907	2.016	0.000	1.760	1.834	0.006	1.217	1.235	t <sub>3</sub>
0.000	1.836	1.868	0.768	1.724	1.726	0.000	1.203	1.238	t <sub>4</sub>
<b>II - מספר חודשי עבודה בשנה</b>									
0.000	6.074	6.263				0.000	3.790	3.975	t <sub>1</sub>
0.000	9.738	10.211	0.000	7.625	8.121	0.000	6.976	6.749	t <sub>2</sub>
0.000	9.738	10.351	0.000	8.560	9.094	0.615	7.167	7.140	t <sub>3</sub>
0.000	10.022	10.438	0.000	9.188	9.570	0.249	7.250	7.177	t <sub>4</sub>
<b>III – שכר חודשי ממוצע (ש"ח, מחירי 2005)</b>									
0.000	2,557.3	2,240.9				0.000	2,291.6	1,943.1	t <sub>1</sub>
0.649	3,340.9	3,321.3	0.061	3,199.8	3,397.2	0.000	2,960.5	2,563.9	t <sub>2</sub>
0.000	3,680.8	4,022.8	0.000	3,622.9	4,089.4	0.000	3,132.2	2,871.1	t <sub>3</sub>
0.000	4,057.0	4,898.6	0.000	4,052.9	5,013.1	0.058	3,227.1	3,170.9	t <sub>4</sub>

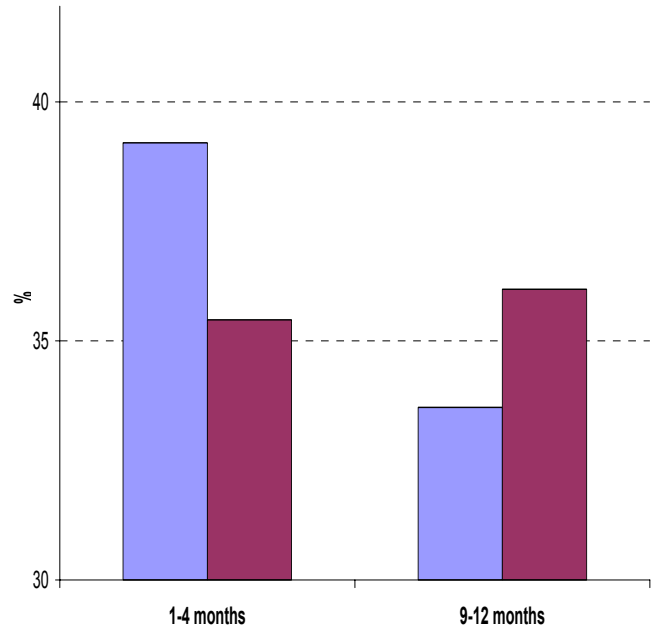
המקור: נתוני מס הכנסה, עיבודי המחברים.

תרשים 3. התפלגות שיעור המועסקים (גברים, בני 20-30) בענף האבטחה והשמירה, לפי מספר חודשי עבודה ממוצע בשנה, קוהורטות לפני ובמהלך האינטיפאדה ושנת מעקב

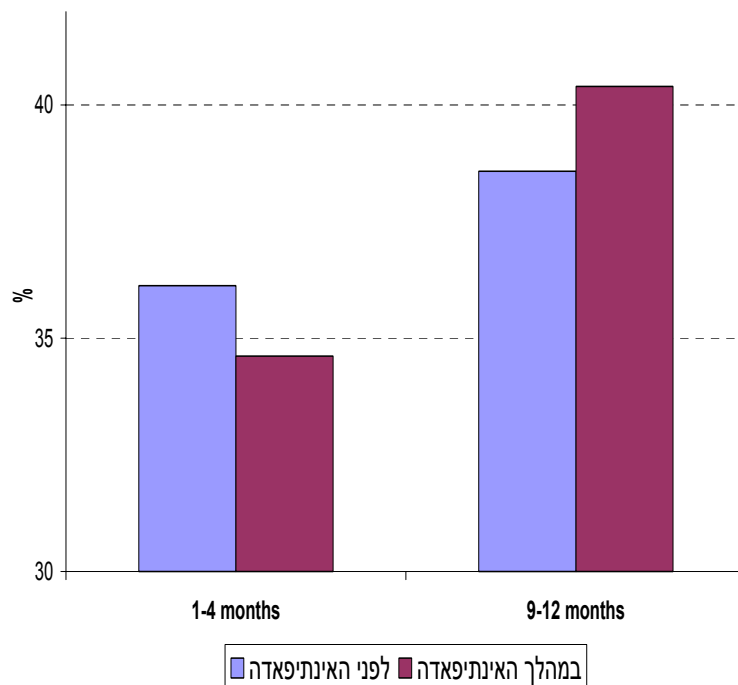
ב. שנת מעקב שלישית ( $t_3$ )



א. שנת מעקב שנייה ( $t_2$ )



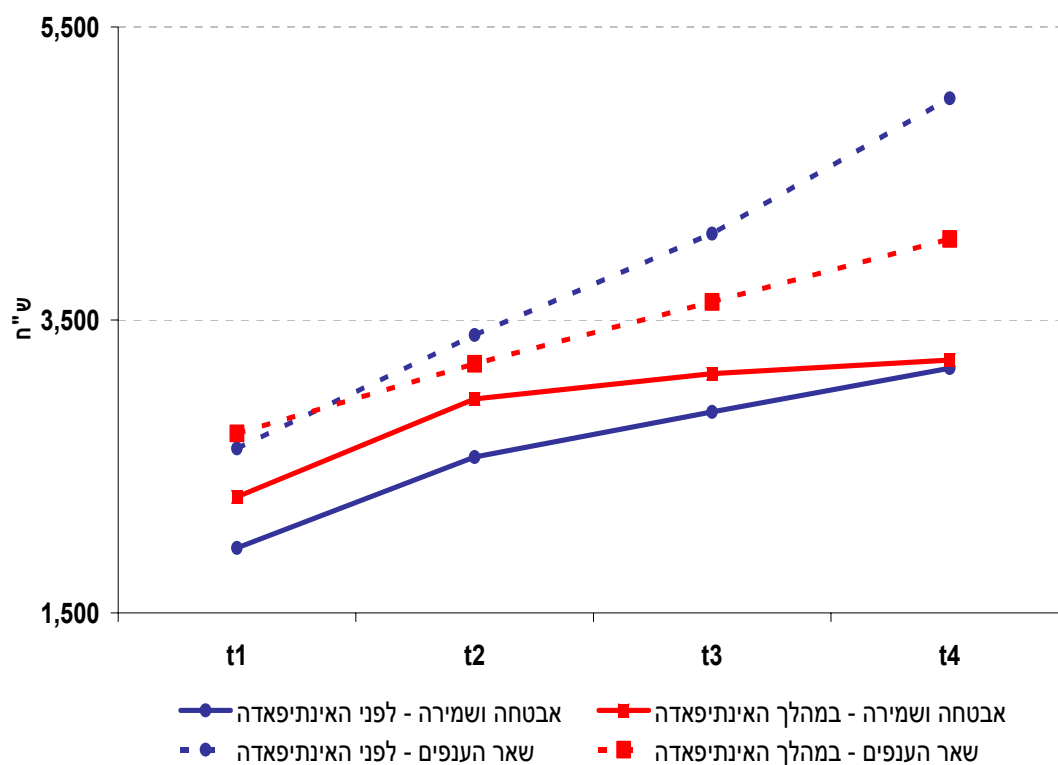
ג. שנת מעקב רביעית ( $t_4$ )



□ לפני האינטיפאדה □ במהלך האינטיפאדה

המקור: נתוני מס הכנסה, עיבודי המחברים.

**תרשים 4. השכר החודשי הממוצע של מועסקים (גברים, בני 20-30) בענף האבטחה והשמירה ובשאר הענפים בארבע שנות המעקב, קוהורטות לפני ובמהלך האינטיפאדה (מחירי ממוצע שנת 2005)**



המקור: נתוני מס הכנסה, עיבודי המחברים.

במהלך האינטיפאדה. אף כאן נמצא כי הפער בשכר הממוצע בין שתי הקוהורטות מובהק בכל אחת משלוש השנים הנבחנות. יתרון השכר החודשי הממוצע בענפי הכלכלה השונים בהשוואה לשכר בענף האבטחה נשמר לכל אורך תקופת החקירה<sup>19</sup>.

השיעור הממוצע של השכר השנתי שמקורו בענף אבטחה נמצא תלוי שלילית בזמן שחלף ממועד תחילת התעסוקה בו (מ-73.3 אחוזים בשנת המעקב הראשונה ל-17.4 בשנת המעקב הרביעית בקוהורטה לפני האינטיפאדה, לעומת 73.4 ו-20.0, בהתאמה, בקוהורטה במהלך האינטיפאדה). הדבר נובע כמובן מהחלפה הדרגתית של משרות בענף האבטחה במשרות בענפי המשק האחרים, בד בבד עם עלייה בשכר היחסי בענפים האחרים יחסית לשכר המאבטחים. מתברר כי שיעור השכר מענף האבטחה גבוה יותר בקוהורטת הנכנסים לענף במהלך אינטיפאדה, החל מהשנה העוקבת למועד הכניסה לענף. ההסבר לכך

<sup>19</sup> טולידנו וזוסמן (2008) מוצאים כי קרוב למחצית מהחיילים המשוחררים מקבלים שכר מינימום או קצת מעליו בתקופה הראשונה של עבודתם לאחר השחרור מצה"ל. יש בתוצאה זו כדי להתאים למגמה המוצגת לעיל.

נעוץ ככל הנראה בשעות עבודה ארוכות יותר ובתשלום פרמיית סיכון בעבור תעסוקה בענף האבטחה באותה עת<sup>20</sup>.

## 6. המודל האקונומטרי

על מנת לענות על השאלה האם נטיית עובדים הנמצאים בראשית הקריירה התעסוקתית שלהם להישאר זמן ממושך במקום העבודה עשויה להשפיע בשלילה על פיתוח הקריירה, ועל רמת השתכרותם בעתיד, נאמדים מספר מודלים אקונומטריים. הגדרת אוכלוסיית המחקר ומבנה בסיסי הנתונים מחייב לסייג ולהדגיש כי מחקרנו עוסק רק בשלבים הראשונים של מסלול התעסוקה, ולא ניתן להסיק אפוא על מגמה ארוכת טווח.

ראשית ברצוננו לבחון האם העובדים אשר נקלטו לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה עובדים בו פרק זמן ארוך יותר מאלה שנקלטו לעבוד בו קודם לכן. לפיכך נדרש היה לבדל בין העוסקים בענף האבטחה בתקופות הזמן השונות<sup>21</sup>. על כן הוגדר המשתנה "עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה" (Intifada), המשמש כאינדיקטור לקוהורטה של הנכנסים לענף האבטחה אותה עת. באמצעות עומדת היכולת לבדל בין הפרטים המשתייכים לקוהורטה "לפני האינתיפאדה" לבין המשתייכים לקוהורטה "במהלך האינתיפאדה", וללמוד באם קיימת שונות בדפוסי התעסוקה כתלות בעת ההעסקה. 85,211 איש הצטרפו לענף האבטחה בשנת המעקב הראשונה ( $t_1$ ), מתוכם 44,975 איש בקוהורטה "לפני האינתיפאדה" ו-40,236 איש בקוהורטה "במהלך האינתיפאדה" (תרשים 2).

לשם מענה על שאלת המחקר נאמדה "פונקצית ההישרדות" של פרט  $i$  בענף האבטחה. האמידה מבוססת על מצבור הזמן בו עוסק הפרט בענף האבטחה, החל משנת כניסתו לענף ( $t_1$ ) ועד תום שנת המעקב הנאמדת. דהיינו, המשתנה התלוי הינו מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה, משנת הכניסה לענף ( $t_1$ ) ועד תום שנת המעקב ( $t = t_2, t_3, t_4$ ) (להלן – MonthSec). במשוואת "פונקצית ההישרדות", כמו גם בכל המודלים אשר יתוארו להלן, נאמדה השפעת לימודי השכלה גבוהה על משתנה

<sup>20</sup> דיון נרחב בנושא תשלום פרמיית הסיכון לעובד, בין השאר כתלות במשלח ידו, ניתן למצוא אצל Siebert and Wei (1994), Baranzini and Ferro Luzzi (2001), Barlevy (2001), Sandy et al. (2001), Black and Kniesner (2004), Giergiczny (2008) ו-Chen and Zhang (2009).

<sup>21</sup> כפי שהוסבר קודם לכן, המחקר מתמקד במועסקים חדשים בענף האבטחה. לפיכך, על כל אחד מן המועסקים בענף חלה החובה להיות מועסק בענף האבטחה בשנת המעקב הראשונה, בין אם לכל אורכה ובין אם בחלקה.

החקירה באמצעות הכללת משתנה מייצג (להלן – HighEduc). עם זאת, אין בדרך זו כדי ללמוד האם בתקופת המתחות הביטחונית קיים זעזוע בכל הקשור לדפוסי התנהגותם של הסטודנטים. בכדי לענות על שאלה זו יצרנו משתנה אינטראקציה בין משתנה "עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה" ומשתנה "לימודי השכלה גבוהה", אשר משמעותו שכיחות לימודים אקדמיים בקרב קוהורטת הנכנסים לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה לעומת קוהורטת הנכנסים לענף לפני האינתיפאדה. כמו-כן הוכלל במשוואת האמידה מערך מאפיינים דמוגרפיים של העובד (להלן – X). משוואת "פונקצית ההישרדות" נאמדה באמצעות מודל OLS ומודל Maximum likelihood - התפלגות Weibull, אשר נמצאה כמתאימה ביותר לאמידת פרקי זמן התעסוקה במחקר זה<sup>22</sup>. לפיכך, משוואת האמידה אשר נאמדה הינה<sup>23</sup>:

$$MonthSec_{it} = \phi X_i + \alpha_1 Intifada_i + \alpha_2 HighEduc_{it} + \alpha_3 HighEduc_{it} * Intifada_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

עם השלמת החסר אודות תכונות פונקצית ההישרדות של המועסק כתלות בתקופת הזמן, פונים אנו להתמודד עם שאלת הניידות התעסוקתית. במילים אחרות, נדרש עלינו לבחון האם קוהורטת הנקלטים בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מתאפיינת בניידות תעסוקתית נמוכה יותר בהשוואה לקוהורטה שעשתה כן לפני האינתיפאדה. ניידות תעסוקתית של עובדים אשר נקלטו לעסוק בענף האבטחה – אל יתר ענפי המשק - מבוססת על מצבור השנים בהן עוסק הפרט במשרות בכל שאר ענפי הכלכלה, החל מהשנה העוקבת לשנת כניסתו לענף האבטחה ( $t_2$ ) ועד תום שנת המעקב הנאמדת. לפיכך נכון יהיה כי מספר המשרות הכולל בכל שאר ענפי הכלכלה, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב, יהא זה המייצג את מידת הניידות התעסוקתית בכל עת (להלן – JobsOth). לבד מהמשתנים המפקחים בהם נעשה שימוש עד כה, הוספו שני משתני חקירה אשר אפשר ויתברר כי השפעתם על הניידות התעסוקתית רבה. האחד הינו מספר המשרות הכולל בענף האבטחה, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב (להלן – JobsSec). הכללת משתנה זה מאפשרת בחינה של מידת התחלופה בין תעסוקה בענף האבטחה ותעסוקה בשאר ענפי

<sup>22</sup> הסבר מפורט בדבר התפלגות Weibull ניתן למצוא אצל Mudholkar et al. (1996) ו- Abu-Taleb et al. (2003).  
<sup>23</sup> המשתנה HighEduc אומד את מספר שנות לימודי השכלה גבוהה (בוגר) באחת או יותר מהשנים: משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

הכלכלה. המשתנה השני הינו מספר חודשי העבודה בענף האבטחה בשנת הכניסה לעבודה בענף (להלן – MonthSec). משתנה זה עשוי להיות סמן למידת ההשפעה שיש למשך התעסוקה בענף האבטחה עם ראשית דרכו של המועסק בשוק העבודה על המשך הקריירה התעסוקתית שלו לאורך השנים. מכאן כי הניידות התעסוקתית נאמדה בצורה הבאה<sup>24</sup>:

$$JobsOth_{i\Sigma t} = \theta X_i + \beta_1 Intifada_i + \beta_2 JobsSec_{i\Sigma t} + \beta_3 MonthSec_i^1 + \beta_4 HighEduc_{i\Sigma t}^1 + \beta_5 HighEduc_{i\Sigma t}^1 * Intifada_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

עוד בטרם נפנה לבחון את המשך הקריירה והיקף תעסוקת הפרט בשאר ענפי הכלכלה, סומא עלינו לאמוד את מידת היצמדותו לשוק העבודה. בדרך זו ניתן יהיה לבחון האם קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה צמודה לשוק העבודה פחות מאלה שנקלטו לעבוד בו קודם לכן. היצמדות לשוק העבודה מבוססת על מצבור תקופת הזמן בה עוסק הפרט במשרות בענף האבטחה ובשאר ענפי הכלכלה, החל מהשנה העוקבת לשנת כניסתו לענף האבטחה ( $t_2$ ) ועד תום שלוש השנים לאחריה ( $t_4$ ). היצמדות לשוק העבודה נאמדת בצורה הבאה:

$$MonthAll_{i\Sigma t} = \pi X_i + \gamma_1 Intifada_i + \gamma_2 HighEduc_{i\Sigma t}^2 + \gamma_3 HighEduc_{i\Sigma t}^2 * Intifada_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

כאשר המשתנה MonthAll אומד את מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה ובשאר ענפי הכלכלה, מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שלוש שנים לאחריה ( $t = t_4$ ), והמשתנה  $HighEduc^2$  אומד מספר שנות לימודי השכלה גבוהה (בוגר) מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שלוש שנים לאחריה.

כפועל יוצא מחקירת מידת ההיצמדות לשוק העבודה עולה הצורך בידיעת תכונות המשך הקריירה התעסוקתית של הפרט בשאר ענפי הכלכלה. בניגוד לכל המודלים אשר הוצגו עד כה ושהיו מבוססים על צבירה רב-שנתית, יהא נכון הוא לבחון את היקף תעסוקת הפרט בשאר ענפי הכלכלה על בסיס שנתי. ההסבר לכך נובע משני טעמים. האחד, משום הצורך במענה האם קיימת השפעה דינאמית של התעסוקה בשאר ענפי הכלכלה על היקף התעסוקה הנוכחי בו. השני, משום הצורך בידיעה האם קיימת

<sup>24</sup> המשתנה  $HighEduc^1$  אומד את מספר שנות לימודי השכלה גבוהה (בוגר) מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

שונות במידת ההשפעה המיוחסת לגורמים האקסוגנים על היקף התעסוקה של הפרט בשאר ענפי הכלכלה בכל עת. לפיכך הוגדר מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה בשנת המעקב כמשתנה התלוי במשוואת האמידה (להלן – MonthOth). הכללת המשתנה התלוי בפיגור של תקופה אחת כמשתנה מסביר מבטאת את האינרציה המובנית של תעסוקה בענף נתון על פני שנים. מדד הטרור השנתי בנפה הגיאוגרפית  $j$  בה מתגורר הפרט ( $i \in j$ ) (להלן – Terror) הוכלל אף במסגרת משוואת האמידה. היקף התעסוקה של הפרט בשאר ענפי הכלכלה בכל שנת מעקב (אמידה שנתית) נאמד באמצעות מודל OLS<sup>25</sup>:

$$\begin{aligned} \text{MonthOth}_{it} = & \delta X_i + \mu_1 \text{Intifada}_i + \mu_2 \text{MonthOth}_{it-1} \\ & + \mu_3 \text{HighEduc}_{it} + \mu_4 \text{HighEduc}_{it} * \text{Intifada}_i + \mu_5 \text{Terror}_{jt} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

השאלה בדבר קיום הפער באופן ההשתכרות בין הנקלטים בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה למול אלה העושים כן לפני עומדת ביסוד מודל האמידה האחרון במחקר הנוכחי. לצורך כך נאמדה משוואת השכר החודשי (להלן – W)<sup>26</sup> בשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ובשתי השנים לאחריה. מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בענף האבטחה ובשאר ענפי הכלכלה, הוכללו, כל אחד בנפרד, כמשתנים העשויים להוות הסבר על שכר העובד (להלן – MonthAvgOth, MonthAvgSec), בהתאמה<sup>27</sup>. בעצם הכללת שני משתנים אלה במסגרת האמידה יש כדי לבחון את הקשר בין היצמדות העובד לשוק העבודה לבין שכרו. בנוסף למשתנים אלה הוכללו שני משתנים המייצגים את הניידות בשוק העבודה – האחד, מספר המשרות הממוצע בהן מועסק בענף האבטחה לאורך השנים (להלן – JobsAvgSec); השני, מספר המשרות הממוצע בהן מועסק בשאר ענפי הכלכלה לאורך השנים (להלן – JobsAvgOth)<sup>28</sup>. גורם הטרור משפיע על הביקוש למאבטחים במהירות, ואילו השפעתו על השכר מתבטאת בפיגור מה, בגלל קשיחות במנגנון קביעת השכר והתוספת השולית הקטנה של שכר המאבטחים

<sup>25</sup> המשתנה HighEduc אומד לימודי השכלה גבוהה (בוגר) בשנת המעקב.

<sup>26</sup> שכר לחודש (שכר שנתי חלקי מספר חודשי עבודה בכל הענפים) בכל המשרות בשנת המעקב ( $t = t_2, t_3, t_4$ ).

<sup>27</sup> משתנה מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בענף האבטחה נאמד משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב; משתנה מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בשאר ענפי הכלכלה נאמד מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

<sup>28</sup> משתנה מספר המשרות הממוצע בהן מועסק בענף האבטחה לאורך השנים נאמד משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב; משתנה מספר המשרות הממוצע בהן מועסק בשאר ענפי הכלכלה לאורך השנים נאמד מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

החדשים לעומת שכר הקיימים. מכאן כי משוואת השכר בשנה t נאמדה בצורה הבאה (אמידה שנתית)<sup>29</sup>.

30, 31.

$$\ln(W_{it}) = \rho X_i + \kappa_1 Intifada_i + \kappa_2 MonthAvgSec_{it} + \kappa_3 MonthAvgOth_{it} + \kappa_4 JobsAvgSec_{it} + \kappa_5 JobsAvgOth_{it} + \kappa_6 HighEduc_{it} + \kappa_7 HighEduc_{it} * Intifada_i + \kappa_8 Terror_{jt-1} + \varepsilon_i \quad (5)$$

המשתנה בעל מידת העניין הרבה ביותר בכל אחת ממשוואות האמידה אשר הוצגו לעיל הינו "עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה" (Intifada). על יסוד ההנחות אשר הוצגו עד כה ניתן להניח כי סימן השפעתו של משתנה זה יהיה חיובי באמידת תעסוקה בענף האבטחה ושליילי באמידת תעסוקה בשאר ענפי הכלכלה. השפעתו האגרטיבית על השכר צפויה להיות שלילית משום שמוביליות תעסוקתית אמורה להוביל לתוואי שכר גבוה יותר וכך גם בהתייחס לסך חודשי עבודה (היקף תעסוקה בכל הענפים).

## 7. תוצאות האמידה

בלוחות 4-9 מוצגים אומדני הסיכוי להישאר לאורך זמן בענף האבטחה, מידת הניידות התעסוקתית בקרב מאבטחים, מידת ההיצמדות לשוק העבודה, מידת היקף התעסוקה בשאר ענפי המשק ומשוואת השכר בקרב מאבטחים, כתלות במועד כניסת הפרט לשוק המאבטחים.

סיכויי הימשכות תעסוקה של הפרט בענף האבטחה נאמדו באמצעות מודל OLS ומודל Maximum likelihood של פונקצית ההישרדות, כמוצג במשוואה מספר (1). הישרדות בענף האבטחה לאורך שנות המעקב נמדדת על יסוד תעסוקה בו לאורך זמן. במילים אחרות, בהתבסס על מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף, החל משנת הכניסה אליו ( $t_1$ ) ועד תום שנת המעקב<sup>32</sup>. התוצאות מוצגות בלוח 4. האומדנים מלמדים כי קיים מתאם חיובי בין גיל העובד ומספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה, ביחס לכל אחת משלוש השנים העוקבות לשנת הכניסה לענף (תוספת ממוצעת של

<sup>29</sup> המשתנה HighEduc אומד לימודי השכלה גבוהה (בוגר) בשנת המעקב.

<sup>30</sup> בתהליך הבניית משוואות האמידה אשר הוצגו לעיל הוכללו מגוון משתני מאקרו מסבירים, כדוגמת שיעור האבטלה האזורי ושיעור גידול המועסקים במשק. השפעתם נמצאה כבלתי מובהקת ועל כן אינם נכללים במודל האמידה הסופי.

<sup>31</sup> בהמשך המחקר מוצגת אמידת משוואת השכר כמו גם משוואת יחס השכר, אשר אומדת את היחס בין השכר החודשי בכל המשרות לבין השכר החודשי הממוצע בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר הפרט באותה עת. הסבר נרחב ביחס למשמעות המשוואה ולממצאיה מובא בהמשך העבודה.

<sup>32</sup> מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה, משנת הכניסה לענף ועד תום שנת המעקב (שנה/שנתיים/שלוש שנים אחרי הכניסה לענף) – מוגבל ב-48/36/24, בהתאמה.



שלושה חודשי עבודה עם עליה של שנה בגיל העובד). עובדים יהודים אשר נקלטו לעבודה בענף נמצאו כבעלי מספר חודשי עבודה גבוה יותר לעומת ערבים ואחרים (תוספת בגובה 0.6 חודשי עבודה בממוצע בכל שנה). מועסקים חדשים בענף האבטחה אשר עלו לישראל משנת 1989 ואילך עבדו מספר חודשי עבודה גבוה יותר, כאשר כל שאר הגורמים קבועים. המתאם החיובי בין שני משתנים אלה נמצא במגמת עליה עם חלוף הזמן מיום כניסת העובד לענף האבטחה (תוספת בגובה 0.6 חודשי עבודה בשנת המעקב השנייה; תוספת בגובה 1.8 חודשי עבודה בשנת המעקב הרביעית).

ללימודי השכלה גבוהה השפעה חיובית על מספר חודשי עבודה בענף האבטחה. תוצאה זו נובעת, לדעתנו, מאופי ההעסקה הרווח בשוק האבטחה, המאפשר גמישות בין שעות העבודה ושעות הפנאי בהן ניתן ללמוד. המתאם החיובי בין שני משתנים אלה נמצא במגמת ירידה עם חלוף הזמן מיום כניסת העובד לענף האבטחה (תוספת של 0.7 חודשי עבודה בתחילת התקופה; תוספת של 0.6 חודשי עבודה בסוף התקופה), ממצא הניתן להסבר בנטיית המועסקים בענף לעזוב את תעסוקתם בו עם העלאת רמת השכלתם ומידת נגישותם למשרות המחייבות תנאי סף גבוהים יותר. הרי אם ממוצע הגיל של אוכלוסיית המחקר עומד על 23.7 שנים (בשנת הכניסה לענף), ושכיח גיל סיום לימודי התואר הראשון בארץ עומד על 26 שנה, משמע כי הפרט הממוצע באוכלוסיית המחקר נמצא בשנת המעקב השלישית בסיום לימודיו (אם למד, כמובן). זהו שלב חיפוש עבודה מקצועית ועזיבת עבודה בענף האבטחה. להבדיל, לימודי השכלה גבוהה במהלך האינתיפאדה נמצאים כמקטינים את מספר חודשי העבודה במשרות אבטחה. ניתן להסביר ממצא זה במספר שעות העבודה הרב אותן נדרש לעבוד מאבטח באותה עת (בהשוואה לתקופה טרם פרוץ האינתיפאדה), אשר מנע ממספר לא מבוטל של סטודנטים ששקלו לעבוד בענף האבטחה שלא להיות מועסקים בענף בעת ההיא, בשל הדרישה לשעות עבודה ארוכות שהיו גוזלות מהם שעות פנאי בהן יכלו ללמוד.

כניסה לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מתבררת כמגדילה את מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה, בכל אחת משלוש השנים העוקבות לשנת הכניסה לענף (תוספת ממוצעת בגובה 0.3 חודשי עבודה בכל שנה). תוצאה זו, מעבר לזו המוצגת בתרשים 3, מהווה עדות לפיה המועסקים החדשים בענף האבטחה בתקופת האינתיפאדה אופיינו בתעסוקה ממושכת יותר לעומת זו המאפיינת את המועסקים החדשים בענף לפני האינתיפאדה. אפשר וניתן לראות בתוצאה זו, יחדיו עם מגמת העלייה

במשקל המועסקים בענף האבטחה מכלל המועסקים במשק באותה עת, כדי להעיד על עליה במוטיבציה של המועסקים בענף "להשקיע" בו יותר.

לוח 4. אומדני משך התעסוקה בענף האבטחה, מודל רגרסיה (1)

שנת מעקב (t <sub>4</sub> ) רביעית	שנת מעקב (t <sub>3</sub> ) שלישית	שנת מעקב שנייה (t <sub>2</sub> )	
(א3)	(א2)	(א1)	מודל OLS, מודל רגרסיה (1)
***3.3459 (0.2135)	***3.2856 (0.1705)	***2.7446 (0.1172)	גיל
***-0.0643 (0.0043)	***-0.0629 (0.0034)	***-0.0524 (0.0024)	גיל (בריבוע)
***0.6881 (0.1281)	***0.7069 (0.1019)	***0.4873 (0.0701)	יהודי
***1.7886 (0.0884)	***1.1648 (0.0704)	***0.6034 (0.0485)	עולה משנת 1989 ואילך
-0.0646 (0.1274)	-0.0282 (0.1016)	-0.0131 (0.0699)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***0.2837 (0.0865)	***0.3401 (0.0676)	***0.3000 (0.0456)	עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה
***0.5990 (0.0487)	***0.6781 (0.0506)	***0.6872 (0.0518)	לימודי השכלה גבוהה <sup>1</sup>
-0.1013 (0.0707)	***-0.3170 (0.0742)	***-0.5576 (0.0767)	לימודי השכלה גבוהה במהלך האינתיפאדה
85210	85210	85210	מספר תצפיות
0.3102	0.3357	0.3174	R <sup>2</sup> adjusted

לוח 4 (המשך). אומדני משך התעסוקה בענף האבטחה, מודל רגרסיה (1)

שנת מעקב (t <sub>2</sub> )	שנת מעקב שלישית (t <sub>3</sub> )	שנת מעקב רביעית (t <sub>4</sub> )	
<b>מודל maximum likelihood של פונקצית הישרדות בענף, התפלגות Weibull</b>			
(ב1)	(ב2)	(ב3)	
***0.3886 (0.0163)	***0.3706 (0.0184)	***0.3258 (0.0196)	גיל
***-0.0074 (0.0003)	***-0.0071 (0.0004)	***-0.0062 (0.0004)	גיל (בריבוע)
***0.0533 (0.0098)	***0.0728 (0.0110)	***0.0660 (0.0117)	יהודי
***0.0807 (0.0067)	***0.1196 (0.0075)	***0.1567 (0.0080)	עולה משנת 1989 ואילך
-0.0023 (0.0098)	-0.0036 (0.0110)	-0.0080 (0.0117)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***0.0370 (0.0063)	***0.0366 (0.0073)	***0.0280 (0.0079)	עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה
***0.0847 (0.0072)	***0.0665 (0.0055)	***0.0513 (0.0045)	לימודי השכלה גבוהה <sup>1</sup>
***-0.0699 (0.0107)	***-0.0318 (0.0081)	-0.0088 (0.0065)	לימודי השכלה גבוהה במהלך האינתיפאדה
85210	85210	85210	מספר תצפיות
-120274.7	-129376.4	-134214.6	Log likelihood

**הערות ללוח:**

המשתנה המוסבר הינו מספר חודשי עבודה בכל המשרות בענף האבטחה, משנת הכניסה לענף ועד תום שנת המעקב (שנה/שנתיים/שלוש שנים אחרי הכניסה לענף) (מוגבל ב-48/36/24, בהתאמה). בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*, \*\* ,\*\*\* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.  
(1) לימודי השכלה גבוהה באחת או יותר מהשנים: משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

כעת ניגשים אנו לניתוח שאלת המוביליות התעסוקתית של העובדים אשר נקלטו לעסוק בענף האבטחה – אל יתר ענפי המשק. לשם מענה על שאלה זו נאמדה משוואת הניידות התעסוקתית (משוואת מספר (2)), הבוחנת את כלל מספר המשרות בהן היה מועסק בכל שאר ענפי הכלכלה - החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה, ועד תום שנת המעקב. התוצאות מוצגות בלוח 5.

האומדנים מלמדים כי קיים מתאם חיובי בין היות העובד יהודי ומספר המשרות הכולל בהן עסק בכל שאר ענפי הכלכלה. מתאם זה הולך וגדל עם חלוף הזמן מעת כניסת העובד לענף האבטחה (תוספת של חמישית משרה בשנת המעקב השנייה; תוספת של למעלה ממחצית משרה בשנת המעקב הרביעית).

נמצא כי קיים מתאם שלילי הולך וגדל ובין גיל העובד ומספר המשרות הכולל בהן עסק בכל שאר ענפי הכלכלה, החל משנת המעקב השלישית (גריעה של 0.13-0.27 משרות בשנה, בהתאמה). מתברר כי היות העובד נשוי בעת כניסתו לענף האבטחה מקטין את מספר המשרות בהן יעסוק בשאר ענפי הכלכלה. דהיינו, ניידות המועסקים הנשואים נמוכה מניידות הרווקים, כפי שניתן היה לצפות בהתחשב במחויבות כלכלית מוגברת של הראשונים כלפי משפחותיהם. הקשר השלילי הולך וגדל ברבות השנים בהן נמצא הפרט מועסק בענף האבטחה (גריעה של עשירית משרה בשנת המעקב השנייה; גריעה של ארבע עשיריות המשרה בשנת המעקב הרביעית).

אומדני המשתנה "מספר משרות כולל בענף האבטחה" מלמדים כי קיימת תחלופה בין תעסוקה בענף האבטחה ותעסוקה בשאר ענפי הכלכלה. מידת התחלופה נמצאת הולכת וגדלה ככל שחולף הזמן מעת כניסת העובד לענף האבטחה: בשנת המעקב השנייה תוספת של משרת עבודה נוספת בענף האבטחה הפחיתה שלישי משרה ממספר המשרות שהעובד היה מוצא ביתר הענפים, ואילו בשנתיים הבאות עמד היחס על אחד לשניים בערך.

ככדי לבחון האם תעסוקה ממושכת יותר בשנת הכניסה לענף האבטחה משאירה "צלכת" על ניידות תעסוקתית בשנים הבאות, הוספנו למשוואת האמידה את מספר חודשי העבודה בענף האבטחה בשנת הכניסה לעבודה בענף. האומדנים מלמדים כי קיימת השפעה שלילית של היקף התעסוקה בענף האבטחה בשנה הראשונה על מספר המשרות בהן היה מועסק בשאר ענפי המשק ברבות השנים, כאשר מפקחים על תרומתה של ניידות בין החברות בענף האבטחה. השפעה זו חזקה למדי: תוספת של ששה חודשי עבודה בענף האבטחה בשנת הכניסה לענף מצמצמת את מספר המשרות מחוץ לענף כעבור שלוש שנים ביותר מחצי משרה.

לימודים להשכלה גבוהה בקרב המאבטחים באינתיפאדה מתבררים כמקטינים את מספר המשרות בהם יעסקו בשאר ענפי הכלכלה (גריעה של 0.04-0.09 משרות בשנה). אפשר ומקור ההסבר לכך נעוץ בקשיחות היכולת לנתב את הזמן בין עבודה ולימודים, זאת בשל הדרישה לתעסוקה כמאבטח מספר רב של שעות באותה עת. מעניין שלא נמצאה השפעה מובהקת עצמית ללימודי השכלה גבוהה אלא רק לגורם האינטראקציה עם תקופת האינתיפאדה, אשר פועל כצפוי לריסון הניידות תעסוקתית. פירוש הדבר הוא שמלבד הזעזוע הזמני בתקופת המתיחות הביטחונית, אין לסטודנטים דפוס יוצא דופן במוביליות

כניסה לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מתבררת כמקטינה עוד את הניידות התעסוקתית של העובד מחוץ לענף בשלוש השנים הבאות. השפעת האינתיפאדה עומדת על כרבע משרה בשנתיים האחרונות של תקופת המעקב.

**לוח 5. ניידות תעסוקתית בשאר ענפי המשק, מודל רגרסיה (2)**

שנת מעקב (t <sub>4</sub> ) רביעית	שנת מעקב (t <sub>3</sub> ) שלישית	שנת מעקב שנייה (t <sub>2</sub> )	
***-0.2782 (0.0608)	***-0.1357 (0.0437)	0.0069 (0.0252)	גיל
***0.0048 (0.0012)	***0.0024 (0.0009)	-0.0002 (0.0005)	גיל (בריבוע)
***0.5736 (0.0374)	***0.3889 (0.0265)	***0.1734 (0.0151)	יהודי
-0.0183 (0.0249)	0.0165 (0.0178)	***0.0271 (0.0103)	עולה משנת 1989 ואילך
***-0.4217 (0.0351)	***-0.2565 (0.0253)	***-0.0968 (0.0148)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***-0.2333 (0.0244)	***-0.2707 (0.0172)	***-0.1720 (0.0097)	<b>עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה</b>
***-0.5390 (0.0069)	***-0.5021 (0.0066)	***-0.3727 (0.0063)	מספר משרות כולל בענף האבטחה <sup>1</sup>
***-0.0928 (0.0035)	***-0.0767 (0.0025)	***-0.0544 (0.0015)	מספר חודשי העבודה בענף האבטחה בשנת הכניסה לעבודה בענף (t <sub>1</sub> )
0.0039 (0.0152)	-0.0148 (0.0159)	-0.0018 (0.0180)	לימודי השכלה גבוהה <sup>2</sup>
***-0.0947 (0.0225)	** -0.0573 (0.0237)	*-0.0435 (0.0266)	לימודי השכלה גבוהה במהלך האינתיפאדה
60763	67661	76338	מספר תצפיות
0.4314	0.4212	0.3850	R <sup>2</sup> adjusted

**הערות ללוח:**

המשתנה המוסבר הינו מספר משרות כולל בשאר ענפי הכלכלה, מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב (שנה/שנתיים/שלוש שנים אחרי הכניסה לענף). בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*, \*\*, \*\*\* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.  
 (1) מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.  
 (2) לימודי השכלה גבוהה באחת או יותר מהשנים: מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

<sup>33</sup> Mincer and Jovanovic (1981), כמו גם Groot and Verberne (1997) מוצאים כי שיעור תחלופת המשרות תלוי שלילית בגיל העובד. אפשר ומשום שהמחקר נערך על בני 20 עד 30, קבוצת גיל המאפיינת את הלומדים לתואר ראשון, "נתפסת" השפעה אפשרית של לימודי השכלה גבוהה על הניידות התעסוקתית כחלק מהשפעת משתנה הגיל על הניידות התעסוקתית, ועל כן נמצא כי משתנה לימודי ההשכלה הגבוהה אינו מובהק.

עם השלמת הידיעה בדבר סיכויי הימשכות תעסוקת הפרט בענף האבטחה והניידות התעסוקתית אל עבר ענפי כלכלה אחרים, נדרש עלינו לדעת בדבר מידת היצמדות הפרט לשוק העבודה. משוואה מספר (3) הציגה את מערך המשתנים אשר אמורים להסביר תהליך זה. מידת ההיצמדות של הפרט לשוק העבודה נאמדה באמצעות מודל OLS ומודל Maximum Likelihood – התפלגות Weibull. משתנה החקירה הינו מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה ובשאר ענפי הכלכלה, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שלוש שנים לאחריה. התוצאות מוצגות בלוח 6.

האומדנים מלמדים כי קיים מתאם חיובי בין גיל העובד ומספר חודשי העבודה בכל המשרות במשק (תוספת של 5.4 חודשי עבודה עם עלייה של שנה בגיל העובד). עובדים יהודים אשר נקלטו בראשית דרכם התעסוקתית לעבוד בענף האבטחה נמצאו בתום התקופה כבעלי מספר חודשי עבודה גבוה יותר בכל המשרות במשק לעומת ערבים ואחרים (פער בגובה 2.2 חודשי עבודה, כאשר מפקחים על תרומת כל שאר המשתנים). מועסקים חדשים בענף האבטחה אשר עלו לישראל משנת 1989 ואילך, כמו- גם מועסקים נשואים, נמצאים כבעלי מספר חודשי עבודה גבוה יותר בכלל שוק העבודה, שלוש שנים עוקבות לשנת הכניסה לענף האבטחה, כאשר כל שאר הדברים קבועים (תוספת של חמישית חודש עבודה ו-1.7 חודשי עבודה, בהתאמה).

לימודי השכלה גבוהה מגדילים את מספר חודשי העבודה בכל ענפי המשק (תוספת בגובה 0.6 חודשי עבודה). ממצא זה תואם את העובדה הידועה ששיעור ההשתתפות מכלל כוח העבודה והיצע העבודה בקרב בעלי השכלה אקדמית גבוהים לעומת שיעוריהם בקרב בעלי השכלה תיכונית ועל-תיכונית. בנוסף, ניתן להסביר תוצאות אלה בכך שעיקר העוסקים בעבודות אבטחה רואים בעצם תעסוקתם בהן כאל תעסוקה זמנית, ונוטים לעזוב את תעסוקתם בו עם העלאת רמת השכלתם ומידת נגישותם למשרות המחייבות תנאי סף גבוהים יותר. לעומת זאת, נמצא כי לימודים במהלך האינתיפאדה מקטינים את מספר חודשי העבודה בכלל המשק (גריעה של רבע חודש עבודה). ההסבר לכך נעוץ ככל הנראה בתנאי ההעסקה הנחותים באותה עת אשר מנעו מסטודנטים אשר רצו לשלב בין לימודים ועבודה לעשות כן, בשל דרישת שעות העבודה הארוכות בענף האבטחה באותה עת.

קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מתבררת כמועסקת פחות חודשי עבודה בכל המשרות במשק לעומת קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה טרם האינתיפאדה (פער

בגובה 1 חודשי עבודה). שני הסברים עשויים להיות מיוחסים לתוצאה שהתקבלה: האחד, ביקוש גדול למשרות מאבטחים במהלך האינתיפאדה (בהשוואה לתקופה שקדמה, ראה לוח 1); השני, היצע נמוך של משרות שאינן אבטחה בתקופת האינתיפאדה. השפעת שתי סיבות אלה הופכת בהתייחס למספר חודשי העבודה של המועסקים (הראשונה - חיובית; השנייה – שלילית). על כן יוצא שמידת ההשפעה האחרונה גוברת על זו הראשונה.

### לוח 6. היצמדות לשוק העבודה, מודל רגרסיה (3)

מודל maximum likelihood <sup>1</sup>	מודל OLS	
***0.1440 (0.0072)	***5.4091 (0.1952)	גיל
***-0.0027 (0.0001)	***-0.1010 (0.0039)	גיל (בריבוע)
***0.0407 (0.0043)	***2.1998 (0.1174)	יהודי
***0.0092 (0.0030)	**0.1962 (0.0810)	עולה משנת 1989 ואילך
***0.0443 (0.0042)	***1.7286 (0.1167)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***-0.0292 (0.0029)	***-1.0477 (0.0791)	<b>עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה</b>
***0.0147 (0.0019)	***0.6019 (0.0531)	לימודי השכלה גבוהה <sup>2</sup>
**-0.0063 (0.0028)	***-0.2585 (0.0763)	לימודי השכלה גבוהה במהלך האינתיפאדה
85210	85210	מספר תצפיות
	0.5372	R <sup>2</sup> adjusted
-60895.6		Log likelihood

#### הערות ללוח:

המשתנה המוסבר הינו מספר חודשי עבודה בכל המשרות בענף האבטחה ובשאר ענפי הכלכלה, מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שלוש שנים לאחריה (מוגבל ב-36). בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*, \*\*, \*\*\* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1% בהתאמה.  
 (1) מודל maximum likelihood של פונקציית הישרדות, התפלגות Weibull.  
 (2) מספר שנות לימודי השכלה גבוהה (בוגר) באחת או יותר מהשנים: מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שלוש שנים לאחריה.

אמידת היצמדות הפרט לשוק העבודה אינה מאפשרת, כפי שהוצג לעיל, לאמוד את היקף תעסוקת הפרט בשאר ענפי הכלכלה בכל שנה, שכן אין בידינו כל ידיעה בדבר היקף התעסוקה בשאר ענפי המשק טרם הצטרפותו לענף האבטחה בשנה  $t_1$ , משמע כי לא ניתן למדוד את ההמשך המצטבר של תעסוקה בשאר ענפי המשק. על כן נאמדה משוואת היקף התעסוקה בשאר ענפי המשק (משוואה מספר (4)), בעבור כל אחת משנות המעקב, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה (אמידה שנתית). התוצאות מוצגות בלוח 7.

האומדים בלוח מלמדים כי כניסה לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מקטינה את מספר חודשי התעסוקה בשאר ענפי הכלכלה. יש בתוצאה זו, יחדיו עם התוצאה המוצגת בלוח 4, כדי תימוכין בהשערת המחקר בדבר תחלופה בין הצמדות מתמשכת לענף האבטחה לבין מעבר לעבודה בשאר ענפי המשק. התרומה השלילית של השתייכות לקוהורטת הנכנסים לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה הולכת ופוחתת (בערך מוחלט) עם הזמן (ירידה של 0.35 חודשי עבודה בשאר ענפי המשק בשנת המעקב השנייה; ירידה של 0.07 חודשי עבודה בשאר ענפי המשק בשנת המעקב הרביעית). ניתן להסביר זאת על ידי ירידה באינטנסיביות הטרור בשנים 2004-2005 וצמצום הביקוש למאבטחים בד בבד עם התאוששות בשאר ענפי המשק.

אומדי מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה בשנה שקדמה לשנת המעקב נמצאים חיוביים ומובהקים. עליה בחודש עבודה אחד בשנה שקדמה נמצאת כמגדילה את מספר חודשי העבודה באותו ענף ב-0.35 (במוצע) בשנה הנוכחית. ייתכן ויש בכך עדות ל"אינרציה" של התעסוקה בשאר ענפי המשק, משמע שההסתברות שפרט שעזב את ענף האבטחה יחזור אליו בשנה הבאה פחותה מההסתברות שימשיך לעבוד באחד מענפי המשק שאינם אבטחה.

מספר ממצאים נוספים עולים מאמידת משוואת היקף התעסוקה בשאר ענפי המשק. גיל העובד משפיע חיובית על מספר חודשי תעסוקת העובד (תוספת של 0.75-1.2 חודשי עבודה עם עלייה של שנה בגיל העובד), יהודים מועסקים יותר חודשים מערבים (תוספת בגובה 0.1-0.5 חודשי עבודה בממוצע בכל שנה), עולים מועסקים פחות חודשים (פער בגובה 0.05-0.18 חודשי עבודה בממוצע בכל שנה, לטובת המועסקים ילידי הארץ), נשואים מועסקים יותר חודשים (תוספת בגובה 0.4-0.75 חודשי עבודה



בממוצע בכל שנה), כמו גם שמועסקים המתגוררים במחוזות יהודה, שומרון וחבל עזה מועסקים (בד"כ) פחות (פער בגובה 0.15 חודשי עבודה).

האומדנים של מדד הטרור בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר העובד בשנה שקדמה לשנת המעקב מלמדים כי כצפוי קיימת השפעה שלילית של עוצמת הטרור על היקף התעסוקה בשאר ענפי הכלכלה (גריעה בגובה 0.03 חודשי עבודה בממוצע בכל שנה).

**לוח 7. משוואת היקף תעסוקה בשאר ענפי המשק, מודל רגרסיה (4)**

שנת מעקב (t <sub>4</sub> ) רביעית	שנת מעקב (t <sub>3</sub> ) שלישית	שנת מעקב (t <sub>2</sub> ) שנייה	
***0.7570 (0.0752)	***0.6990 (0.0789)	***1.2435 (0.0895)	גיל
***-0.0143 (0.0015)	***-0.0126 (0.0016)	***-0.0215 (0.0018)	גיל (בריבוע)
***0.4811 (0.0467)	***0.3989 (0.0484)	*0.0938 (0.0537)	יהודי
-0.0454 (0.0315)	***-0.1787 (0.0330)	**0.0834 (0.0373)	עולה משנת 1989 ואילך
***0.4029 (0.0448)	***0.4549 (0.0465)	***0.7475 (0.0524)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
**0.0696 (0.0303)	***-0.1920 (0.0353)	***-0.3471 (0.0448)	<b>עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה</b>
***0.3507 (0.0029)	***0.3468 (0.0031)		מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה בשנה שקדמה לשנת המעקב
**0.1189 (0.0485)	-0.0242 (0.0515)	***-0.2887 (0.0631)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב
-0.1101 (0.0700)	-0.0367 (0.0758)	0.1060 (0.0955)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב בעת האינתיפאדה
0.0039 (0.0703)	**0.1492 (0.0735)	-0.0937 (0.0844)	מגורים מחוץ לגבולות '67 ("שטחים")
**0.0263 (0.0110)	*0.0256 (0.0154)	**0.0318 (0.0129)	מדד טרור בישראל בשנת המעקב
61946	60806	59153	מספר תצפיות
0.4483	0.4217	0.3651	R <sup>2</sup> adjusted

**הערות ללוח:**

המשתנים המוסברים הם מספר חודשי העבודה בשאר ענפי הכלכלה בשנת המעקב. בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*, \*\*, \*\*\* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.

כעת פונים אנו לבחון את השפעת מועד הכניסה לענף האבטחה ומידת המוביליות התעסוקתית על השכר החודשי הכולל, באמצעות משוואת השכר (משוואה מספר 5)). המשוואה נאמדה בעבור כל אחת משנות המעקב, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה (אמידה שנתית). התוצאות מוצגות בלוח 8.

האומדנים בלוח 8 מלמדים כי כניסה לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מגדילה את שכרם החודשי של העושים כן במהלך השנה העוקבת לשנת הכניסה ב-8% לעומת אלה שנכנסו לפני האינתיפאדה (טור 1). לא זו התוצאה ביחס לשתי השנים שלאחר מכן, בהן נפתח פער שכר שלילי אשר מגיע עד לכדי 9% בשנת המעקב הרביעית (טור 3). אפשר להסביר תוצאה זו על בסיס התוצאות המוצגות קודם לכן – לפיהן מידת המוביליות התעסוקתית של המועסקים הנכנסים לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה נמוכה לעומת זו של המועסקים בענף לפני האינתיפאדה; יתרון השכר החודשי הממוצע בענף האבטחה נשמר לטובת המועסקים בו במהלך האינתיפאדה בהשוואה למועסקים בו לפני האינתיפאדה - אך הפער הולך ומצטמצם בהתמדה עם השנים, כמו גם שנמצא שיתרון השכר החודשי הממוצע בענפי הכלכלה השונים בהשוואה לשכר בענף האבטחה נשמר לכל אורך תקופת החקירה.

מספר חודשי העבודה הממוצע השנתי בענף נמצא כבעל השפעה חיובית על שכר העובד, בין אם מועסק העובד בענף האבטחה ובין אם בשאר ענפי הכלכלה, זאת בהתאם לקשר החיובי הידוע בין טיב היצמדות העובד למעביד לבין שכרו. עם ההתרחקות ממועד הכניסה לענף האבטחה הולכת וגדלה השפעתם של שניהם על שכרו של הפרט, כאשר הפער במידת ההשפעה המיוחסת לשני האומדנים הולך וגדל לטובת תעסוקה בשאר ענפי הכלכלה (תוספת חודש עבודה אחד בענף האבטחה מוסיפה 6-7% לשכר העובד; תוספת חודש עבודה אחד בשאר ענפי הכלכלה מוסיפה 7-10.5% לשכר העובד).

בעת שבוחנים באם שכר העובד תלוי במידת ניידותו בשוק העבודה מתברר כי קיים קשר שלילי בין שני מרכיבים אלה, הן בעבור מספר המשרות הממוצע בהן מועסק לאורך השנים בענף האבטחה והן בעבור אלה בשאר ענפי הכלכלה (תוספת של משרה אחת בשנה גורמת לירידה ממוצעת של כ-20% בשכר החודשי הכולל). תוצאה זו תומכת בממצאים של (Hammita, Light and McGarry (1998), (2004), Munasinghe and Sigman (2004) ו-Miranda (2005).

לימודי השכלה גבוהה נמצאים כבעלי השפעה שלילית על שכר העובד, בין אם מועסק טרם

לוח 8. משוואת שכר, מודל רגרסיה (5)

שנת מעקב (t <sub>4</sub> ) רביעית	שנת מעקב (t <sub>3</sub> ) שלישית	שנת מעקב (t <sub>2</sub> ) שנייה	
***0.1408 (0.0128)	***0.1469 (0.0125)	***0.3152 (0.0122)	גיל
***-0.0026 (0.0003)	***-0.0026 (0.0003)	***-0.0058 (0.0002)	גיל (בריבוע)
***0.1393 (0.0079)	***0.0968 (0.0076)	*0.0129 (0.0073)	יהודי
***-0.0067 (0.0018)	***-0.0189 (0.0052)	***-0.0417 (0.0050)	עולה משנת 1989 ואילך
***0.0728 (0.0076)	***0.0881 (0.0074)	***0.0853 (0.0072)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***-0.0962 (0.0057)	***-0.0203 (0.0063)	***0.0819 (0.0054)	<b>עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה</b>
***0.0662 (0.0009)	***0.0651 (0.0012)	***0.0646 (0.0014)	מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בענף האבטחה <sup>1</sup>
***0.1051 (0.0008)	***0.0954 (0.0008)	***0.0731 (0.0006)	מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בשאר ענפי הכלכלה <sup>2</sup>
***-0.2272 (0.0088)	***-0.1997 (0.0073)	***-0.1973 (0.0059)	מספר משרות ממוצע שנתי בענף האבטחה <sup>1</sup>
***-0.2653 (0.0031)	***-0.2279 (0.0027)	***-0.1696 (0.0021)	מספר משרות ממוצע שנתי בשאר ענפי הכלכלה <sup>2</sup>
***-0.2469 (0.0083)	***-0.3286 (0.0082)	***-0.3754 (0.0087)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב
***-0.1334 (0.0118)	***-0.0615 (0.0118)	**0.0285 (0.0128)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב בעת האינתיפאדה
0.0051 (0.0117)	0.0117 (0.0115)	0.0016 (0.0113)	מגורים מחוץ לגבולות '67 ("שטחים")
***-0.0099 (0.0025)	***-0.0103 (0.0023)	***-0.0132 (0.0017)	מדד הטרור בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר הפרט בשנה שקדמה לשנת המעקב
70361	71858	76335	מספר תצפיות
0.2789	0.2728	0.2539	R <sup>2</sup> adjusted

**הערות ללוח:**

- המשתנה המוסבר הינו (לוג) שכר חודשי בכל המשרות שנה/שנתיים/שלוש שנים אחרי כניסה לענף האבטחה. בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*, \*\*, \*\*\* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.  
 (1) משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.  
 (2) מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

האינתיפאדה ובין אם במהלכה (ציבור האנשים המועסקים ולומדים במקביל משתכרים כ-30% פחות לעומת אלה המקדישים את זמנם לעבודה בלבד); ציבור האנשים המועסקים ולומדים במקביל בעת האינתיפאדה משתכרים בממוצע כ-7% פחות לעומת אלה המועסקים ולומדים טרם האינתיפאדה – זאת כאשר מפקחים על תרומת כל שאר המשתנים). ייתכן ותוצאה זו נובעת ממגבלת הזמן בה נתון באותה עת

להקצאה בין תעסוקה ולימודים, תעסוקתם של סטודנטים ומספר שעות עבודה קצר יחסית (שמתבטא ברמת שכר חודשי).

מספר ממצאים נוספים עולים מאמידת משוואת השכר. גיל העובד משפיע חיובית על שכרו של העובד (תוספת של 14-31% לשכר עם עליה של שנה בגיל העובד); יהודים משתכרים יותר מערבים, כאשר הפער הולך וגדל עם חלוף הזמן (פער בגובה 1% בשכר בשנת המעקב השנייה, פער בגובה 14% בשכר בשנת המעקב הרביעית – כאשר מפקחים על תרומת כל שאר המשתנים); עולים משתכרים פחות מילידי הארץ, כאשר הפער הולך וקטן עם חלוף הזמן (פער בגובה 4% בשכר בשנת המעקב השנייה, פער בגובה 0.5% בשכר בשנת המעקב הרביעית – בהינתן שכל שאר הגורמים קבועים), כמו גם שעובדים נשואים משתכרים יותר לעומת כל השאר (תוספת ממוצעת של 8% לשכר). למדד הטרור בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר העובד בשנה שקדמה לשנת המעקב קיימת השפעה שלילית על שכר העובד באותה עת. ההשפעה השולית עומדת על אחוז אחד בערך בשלוש השנים, דהיינו עליית מדד הטרור ביחידה מפחיתה שכר חודשי באחוז אחד – השפעה זניחה יחסית לעוצמת אפקט הקוהורטה במהלך האינתיפאדה (בשנות המעקב השנייה ועד הרביעית).

אמידת משוואת השכר אשר הוצגה לעיל אינה לוקחת בחשבון את השונות בשכר הממוצע בין הנפות הגיאוגרפיות – אשר עשויה לנבוע, בין היתר, משום שונות שיעורי האבטלה (תעסוקה) בין הנפות. לאור זאת, נאמדה משוואת השכר החודשי בשנית, כאשר משתנה החקירה הינו היחס בין השכר החודשי בכל המשרות לבין השכר החודשי הממוצע בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר הפרט באותה עת, וכל המשתנים המסבירים הינם אלה הנכללים במשוואת השכר (להלן – משוואת יחס השכר). המשוואה נאמדה בעבור כל אחת משנות המעקב, החל מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה (אמידה שנתית). התוצאות מוצגות בלוח 9. האומדים בלוח 9 מלמדים על עקיבות בכיוון המגמה וההשפעה המיוחסת לכל אחד ממשתני האמידה כפי שנמצאו בעת אמידת משוואת השכר. יש בכך כדי לתת תוקף למהימנות מגמות משתנה השכר החודשי אשר נבחן במחקר הנוכחי.

לוח 9. משוואת יחס שכר, מודל רגרסיה (5)

שנת מעקב (t <sub>4</sub> ) רביעית	שנת מעקב (t <sub>3</sub> ) שלישית	שנת מעקב (t <sub>2</sub> ) שנייה	
***0.1021 (0.0066)	***0.0689 (0.0054)	***0.0437 (0.0124)	גיל
***-0.0019 (0.0001)	***-0.0012 (0.0001)	***-0.0007 (0.0002)	גיל (בריבוע)
***0.0745 (0.0041)	***0.0462 (0.0033)	0.0036 (0.0075)	יהודי
***-0.0110 (0.0028)	***-0.0149 (0.0022)	***-0.0189 (0.0051)	עולה משנת 1989 ואילך
***0.0546 (0.0040)	***0.0577 (0.0032)	***0.0610 (0.0073)	נשוי בשנת כניסה לענף האבטחה
***-0.2148 (0.0030)	***-0.1639 (0.0027)	***0.0701 (0.0055)	<b>עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה</b>
***0.0174 (0.0007)	***0.0158 (0.0005)	***0.0082 (0.0010)	מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בענף האבטחה <sup>1</sup>
***0.0445 (0.0004)	***0.0357 (0.0003)	***0.0209 (0.0006)	מספר חודשי עבודה ממוצע שנתי בשאר ענפי הכלכלה <sup>2</sup>
***-0.1013 (0.0046)	***-0.0856 (0.0032)	***-0.0268 (0.0061)	מספר משרות ממוצע שנתי בענף האבטחה <sup>1</sup>
***-0.1354 (0.0016)	***-0.1081 (0.0012)	***-0.0551 (0.0022)	מספר משרות ממוצע שנתי בשאר ענפי הכלכלה <sup>2</sup>
***-0.0979 (0.0043)	***-0.1274 (0.0035)	***-0.0969 (0.0088)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב
**-0.0093 (0.0041)	***-0.0180 (0.0051)	**-0.0143 (0.0072)	לימודי השכלה גבוהה בשנת המעקב בעת האינתיפאדה
-0.0063 (0.0061)	**-0.0117 (0.0050)	**-0.0238 (0.0115)	מגורים מחוץ לגבולות '67 ("שטחים")
***-0.0008 (0.0003)	***-0.0094 (0.0010)	***-0.0107 (0.0018)	מדד הטרור בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר הפרט בשנה שקדמה לשנת המעקב
70361	71858	76335	מספר תצפיות
0.2940	0.3145	0.2371	R <sup>2</sup> adjusted

**הערות ללוח:**

המשתנה המוסבר הינו היחס בין השכר החודשי בכל המשרות שנה/שנתיים/שלוש שנים אחרי הכניסה לענף האבטחה לבין השכר החודשי הממוצע בנפה הגיאוגרפית בה מתגורר הפרט באותה עת. בסוגריים מצוין ערך Standard Error. \*\*\*, \*\*, \* מובהק ברמת מובהקות של 10%, 5%, 1%, בהתאמה.  
 (1) משנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.  
 (2) מהשנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה ועד תום שנת המעקב.

**8. סיכום**

מוביליות תעסוקתית בשוק העבודה מתרחשת במרוצת הקריירה התעסוקתית של העובד. עם זאת, המחקר הכלכלי מוצא כי עיקרה מתרחש עם ראשית הקריירה התעסוקתית של הפרט. המחקר שלפנינו ניסה לעמוד על ההשלכות הכלכליות שיש לסטייה מהנורמה הנהוגה בראשית הקריירה

התעסוקתית של העובד ולבחון האם הפחתת הניידות פוגעת בתוואי התקדמותו ורמת השתכרותו בשוק העבודה. יש לסייג כי מחקרנו מתייחס רק לשלבים הראשונים של מסלול התעסוקה, ולא ניתן להסיק אפוא על מגמה ארוכת טווח. משום אנדוגניות של הניידות התעסוקתית על המשך הקריירה התעסוקתית, אנו נעזרים בזעזוע אקסוגני בצד הביקוש לשומרים ומאבטחים אשר ארע עם פרוץ האינתיפאדה בשלהי 2001 לצורך חקירת הנושא.

המחקר מגלה כי בהסתכלות על כל משרות השכיר, קוהורטה לפני האינתיפאדה מתאפיינת בניידות תעסוקתית גבוהה יותר כמו גם בתעסוקה קצרת טווח בענף האבטחה, זאת בהשוואה לקוהורטה שהועסקה במהלך האינתיפאדה, אשר אופיינה אף בתעסוקה רציפה בשנה שלמה. שתי קבוצות החקירה נמצאו בעלות דמיון במאפיינים הדמוגרפים של המועסקים.

נמצא כי השכר החודשי הממוצע של המועסקים בענף האבטחה עלה בהתמדה במרוצת השנים, כאשר שכרם של הנקלטים לעבודה בענף במהלך האינתיפאדה נמצא גבוה לעומת שכרם של הנקלטים בו טרם האינתיפאדה. בקרב המועסקים כמאבטחים נמצא כי שכרם החודשי הממוצע בכל שאר ענפי הכלכלה בהם הועסקו עלה אף הוא בהתמדה במהלך השנים, כאשר שכרם של המועסקים טרם האינתיפאדה היה על העליונה בהשוואה לשכרם של המועסקים שנקלטו במהלך האינתיפאדה.

אומדני פונקצית ההישרדות מגלים כי עבודה באבטחה במהלך האינתיפאדה מגדילה את מספר חודשי העבודה בכל המשרות בענף האבטחה, בכל אחת משלוש השנים העוקבות לשנת הכניסה לענף. יש בתוצאה זו כדי לתת עדות לפיה המועסקים החדשים בענף האבטחה בתקופת האינתיפאדה אופיינו בתעסוקה ממושכת יותר לעומת זו המאפיינת את המועסקים החדשים בענף לפני האינתיפאדה – וזו הגבילה את הניידות התעסוקתית שלהם ביתר ענפי המשק.

נמצא כי קיימת תחלופה בין תעסוקה בענף האבטחה ותעסוקה בשאר ענפי הכלכלה וכי קיים מתאם שלילי בין מספר חודשי העבודה בהם היה מועסק הפרט בענף האבטחה בשנה בה החל לעסוק בעבודות אבטחה ובין מספר המשרות בהן מועסק בענפים אחרים ברבות השנים.

אומדני פונקצית ההיצמדות לשוק העבודה מלמדים כי קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מועסקת פחות חודשי עבודה בכל המשרות במשק לעומת קוהורטת הנקלטים לעסוק בענף האבטחה טרם האינתיפאדה.

אמידת היקף תעסוקת הפרט בשאר ענפי הכלכלה מלמדת כי כניסה לענף האבטחה במהלך האינתיפאדה מקטינה את מספר חודשי התעסוקה בשאר ענפי הכלכלה. עליה בחודש עבודה אחד בשנה שקדמה נמצאת כמגדילה את מספר חודשי העבודה באותו ענף ב-0.35 (בממוצע) בשנה הנוכחית.

אומדני פונקצית השכר מגלים כי כניסה לאבטחה במהלך האינתיפאדה מגדילה את שכרם של העושים כן במהלך השנה העוקבת לשנת הכניסה לענף האבטחה, ואולם נתברר כי קיימת תשואה שלילית לעבודה בענף האבטחה בעבור שתי השנים העוקבות לה. מספר חודשי העבודה בענף נמצא כבעל השפעה חיובית על שכר העובד, בין אם מועסק העובד בענף האבטחה ובין אם בשאר ענפי הכלכלה. עם ההתרחקות ממועד הכניסה לענף האבטחה הולכת וגדלה השפעתם של שניהם על שכרו של הפרט, כאשר הפער במידת ההשפעה המיוחסת לשני האומדנים הולך וגדל לטובת תעסוקה בשאר ענפי הכלכלה. עוד מתברר כי קיים קשר שלילי בין מידת ניידות העובד בשוק העבודה ושכרו, הן בעבור מספר המשרות הממוצע בהן מועסק לאורך השנים בענף האבטחה והן בעבור אלה בשאר ענפי הכלכלה. אומדני משוואת השכר היחסי מלמדים על עקיבות בכיוון המגמה וההשפעה המיוחסת לכל אחד ממשתני האמידה כפי שנמצאו בעת אמידת פונקצית השכר.

- טולידנו, א. וזוסמן, ג. (2008), "מס הכנסה שלילי" וגלגול סבסוד השכר לידי מעסיקים: המקרה של מענק לחיילים משוחררים המועסקים בעבודה נדרשת, המוסד לביטוח לאומי, סדרת מחקרים, מספר 97.
- טור-סיני, א. (2009), "תהליכי הסתגלות והתנהגות צרכנית בתנאי אי ודאות ביטחונית", פרויקט כלכלת הביטחון הלאומי (ENS), נייר עבודה מספר 11, מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה, הטכניון.
- צידון, ד. (2004), טרור, סכנת חיים וביצועי המשק, מתוך רב-שיח בנושא: "טרור, כלכלה ורווחה", המרכז לפיתוח ע"ש פנחס ספיר ליד אוניברסיטת תל-אביב.
- Abu-Taleb, A., Rao, M.B. and Zhang, H. (2003), "Periodic Inspection Plans: the Case of Weibull Distribution", *Metrika*, Vol. 58, No. 1, pp. 15-30.
- Acemoglu, D. (2001), "Good Jobs vs. Bad Jobs", *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 1-21.
- Akerlof, G.A. and Yellen, J.L. (1985), "A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Intertia", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 5, pp. 823-838.
- Baranzini, A. and Ferro Luzzi, G. (2001), "The Economic Value of Risks to Life: Evidence from the Swiss Labour Market", *Journal of Economics and Statistics*, Vol. 137, No. 2, pp. 149-170.
- Barlevy, G. (1999), *Credit Market Frictions and the Reallocation Process*, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Discussion Papers: 1251, Northwestern University.
- Barlevy, G. (2001), "Why Are the Wages of Job Changers So Procyclical?", *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 837-878.
- Barlevy, G. (2002), "The Sullyng Effect of Recessions", *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 1, pp. 65-96.
- Barmby, T. and Eberth, B. (2008), "Worker Turnover and Job Matching – Implications for Estimating the Returns to Tenure", *Economics Letters*, Vol. 101, No. 2, pp. 137-139.
- Bartel, A. and Borjas, G. (1981), "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis", In Rosen S. (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press for NBER.



- Beaudry, P. and DiNardo, J. (1991), "The Effect of Implicit Contracts on the Movements of Wages over the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 4, pp. 665-688.
- Black, D.A. and Kniesner, T. (2004), "On the Measurement of Job Risk in Hedonic Models", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 27, No. 3, pp. 205-220.
- Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (1994), *The Wage Curve*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Booth, A.L., Francesconi, M. and Garcia-Serrano, C. (1999), "Job Tenure and Job Mobility in Britain", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53, No. 1, pp. 43-70.
- Borjas, G.J. (1981), "Job Mobility and Earnings Over the Life Cycle", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 3, pp. 365-376.
- Bougheas, S. and Georgellis, Y. (2004), "Early Career Mobility and Earnings Profiles of German Apprentices: Theory and Empirical Evidence", *Labour*, Vol. 18, No. 2, pp. 233-263.
- Burdett, K. (1978), "A Theory of Employee Job Search and Quit Rates", *American Economic Review*, Vol. 68, No. 1, pp. 212-220.
- Chen, L. and Zhang, L. (2009), *The Stock Market and Aggregate Employment*, NBER Working Paper No. 15219, Cambridge, MA.
- Cutler, D. and Katz, L.F. (1991), "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged", *Brookings Papers on Economic Activity* 1991, Vol. 2, pp. 1-74.
- Davis, S. and Haltiwanger, J. (1990), "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications", *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Deding, M., Filges, T. and Vaan Ommeren, J. (2009), "Spatial Mobility and Commuting: The Case of Two-Earner Households", *Journal of Regional Science*, Vol. 49, No. 1, pp. 113-147.
- Doeringer, P. and Piore, M. (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington, MA: D.C. Heath and Company.
- Dustmann, C. and Pereira, S.C. (2008), "Wage Growth and Job Mobility in the United Kingdom and Germany", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 61, No. 3, pp. 374-393.

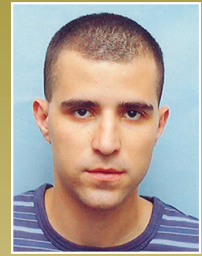
- Dutta, J., Sefton, J.A. and Weale, M.R. (2001), "Income Distribution and Income Dynamics in the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 5, pp. 599-617.
- Eckstein, Z. and Tsiddon, D. (2004), "Macroeconomic Consequences of Terror: Theory and the Case of Israel", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 5, pp. 971-1002.
- Farber, H. (2003), *Job Loss in the United States, 1981-2001*, IRS Working Paper No. 471, Princeton University.
- Finney, M.M. and Kohlhase, J.E. (2008), "The Effect of Urbanization on Labor Turnover", *Journal of Regional Science*, Vol. 48, No. 2, pp. 311-328.
- Freeman, R.B. (1975), "Overinvestment in College Training", *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 2, pp. 287-311.
- Freeman, R.B. (1979), "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles", *Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 3, pp. 289-318.
- Frydman, H. (1984), "Maximum Likelihood Estimation in the Mover-Stayer Model", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 387, pp. 632-638.
- Ghosh, S. (2007), "Job Mobility and Careers in Firms", *Labor Economics*, Vol. 14, No. 3, pp. 603-621.
- Giergiczny, M. (2008), "Value of a Statistical Life-The Case of Poland", *Environmental and Resource Economics*, Vol. 41, No. 2, pp. 209-211.
- Groot, W. and Verberne, M. (1997), "Aging, Job Mobility, and Compensation", *Oxford Economic Papers*, Vol. 49, No. 3, pp. 380-403.
- Hall, R.E. (1982), "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy", *American Economic Review*, Vol. 72., No. 2, pp. 716-724.
- Hammida, M. (2004), "Job Mobility and Hourly Wages: Is There a Relationship ?", *Monthly Labor Review*, Vol. 127, No. 5, pp. 23-30.
- Harris, M. and Holmstrom, B. (1982), "A Theory of Wage Dynamics", *Review of Economic Studies*, Vol. 49, pp. 315-333.
- Hines, J., Hoynes, H. and Krueger, A. (2002), "Another Look at Whether a Rising Tide Lifts All Boats", In Krueger, A. and Solow, R. (eds.), *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, Russell Sage Foundation, New-York.

- Hospido, L. (2009), "Job Changes and Individual-Job Specific Wage Dynamics", *Banco de Espana*, Banco de Espana Working Papers: 0907.
- Idson, T.L. (1989), "Establishment Size Differentials in Internal Mobility", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, pp. 721-724.
- Jovanovic, B. (1979), "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pp. 972-990.
- Jovanovic, B. (1984), "Matching, Turnover, and Unemployment", *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 1, pp. 108-122.
- Katz, L.F. and Autor, D.H. (1999), "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", In Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishing Company, Amsterdam, New-York, and Oxford.
- Katz, L.F., Loveman, G.W. and Blanchflower, D.G.(1995), "A Comparison of Changes in the Structure of Wages in Four OECD Countries", In Freeman, R. and Katz, L.F. (eds.), *Differences and Changes in the Wage Structure*, NBER , Comparative Labor Markets Series, Chicago.
- Kettunen, J. (2002), "Labour Mobility of Unemployed Workers", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 359-380.
- Keith, K. and McWilliams, A. (1997), "Job Mobility and Gender-Based Wage Growth Differentials", *Economic Inquiry*, Vol. 35, No. 2, pp. 320-333.
- Kodrzycki, Y.K. (2007), *Using Unexpected Recalls to Examine the Long-Term Earnings Effects of Job Displacement*, Federal Reserve Bank of Boston, Working Paper: 07-2.
- Krause, M.U. and Lubik, T.A. (2005), "The Cyclical Upgrading of Labor and On-the-Job Search", *Labour Economics*, Vol. 13, Issue 4, pp. 459-477.
- Light, A. (2005), "Job Mobility and Wage Growth: Evidence from the NLSY79", *Monthly Labor Review*, Vol. 128, No. 2, pp. 33-39.
- Light, A. and McGarry, K. (1998), "Job Change Patterns and the Wages of Young Men", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, pp. 276-286.
- Macleod, B. and Malcomson, J.M. (1993), "Investments, Holdup, and the Form of Market Contracts", *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, pp. 811-837.
- Major, K. (2008), "Income Disparities Among Hungarian Micro-Regions: The Mover-Stayer Model", *Acta Oeconomica*, Vol. 58, No. 2, pp. 127-156.

- Medoff, J. and Abraham, K. (1980), "Experience, Performance, and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, No. 95, pp. 703-736.
- Mengistae, T. (2001), "Skill Formation and Job Matching Effects in Wage Growth in Ethiopia", *Journal of African Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 1-36.
- Miller, R.A. (1984), "Job Matching and Occupational Choice", *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 6, pp. 1086-1120.
- Mincer, J. (1986), "Wage Changes and Job Changes", *Research in Labor Economics*, Vol. 8., Part A, Greenwich, CT: JAI Press, pp. 171-179.
- Mincer, J. and Jovanovic, B. (1981), "Labor Mobility and Wages", In Rosen S. (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press for NBER.
- Miranda, J. (2005), *The Long-Term Effects of Job Mobility on the Adult Earnings of Young Men: Evidence from Integrated Employer-Employee Data*, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau, Working Papers.
- Moscarini, G. (2005), "Job Matching and the Wage Distribution", *Econometrica*, Vol. 73, No. 2, pp. 481-516.
- Moscarini, G. and Vella, F.G. (2008), *Occupational Mobility and the Business Cycle*, NBER Working Paper No. 13819, Cambridge, MA..
- Mudholkar, G.S., Srivastava, D.K. and Kollia, G.D. (1996), "A Generalization of the Weibull Distribution with Application to the Analysis of Survival Data", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, No. 436, pp. 1575-1583.
- Munasinghe, L. and Sigman, K. (2004), "A Hobo Syndrome ? Mobility, Wages, and Job Turnover", *Labour Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 191-218.
- Murphy, K.M. and Welch, F. (1990), "Empirical Age-Earnings Profiles", *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 202-229.
- Okun, A.M. (1973), "Upward Mobility in a High-Pressure Economy", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 207-252.
- Oreopoulos, P., Von Wachter, T. and Heisz, A. (2008), *The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession: Hysteresis and Heterogeneity in the Market for College Graduates*, IZA Discussion Paper No. 3578.
- Romanov, D. and Zussman, N. (2003), "Labor Income Mobility and Employment Mobility In Israel, 1993-96", *Israel Economic Review*, Vol. 1, No. 1, pp. 81-102.

- Ryan, P. (2001), "The School-To-Work Transition: A Cross-National Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, pp. 34-92.
- Sampson, M. (1990), "A Markov Chain Model for Unskilled Workers and the Highly Mobile", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, No. 409, pp. 177-180.
- Sandy, R., Elliot, R.F., Siebert, W.S. and Wei, X. (2001), "Measurement Error and the Effects of Unions on the Compensating Differentials for Fatal Workplace Risks", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 23, No. 1, pp. 33-56.
- Sicherman, N. (1990), "Education and Occupational Mobility", *Economics of Education Review*, Vol. 9, No. 2, pp. 163-179.
- Sicherman, N. and Galor, O. (1990), "A Theory of Career Mobility", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 1, pp. 169-192.
- Siebert, W.S. and Wei, X. (1994), "Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents: Evidence for Union and Nonunion Workers in the UK", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 9, No. 1, pp. 61-76.
- Smith, T.E. and Zenou, Y. (2003), "A Discrete-Time Stochastic Model of Job Matching", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 6, No. 1, pp. 54-79.
- Stevens, M. (2003), "Earnings Functions, Specific Human Capital, and Job Matching: Tenure Bias Is Negative", *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 783-805.
- Topel, R.H. and Ward, M.P. (1992), "Job Mobility and the Careers of Young Men", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 439-479.
- Verhofstadt, E., De Witte, H. and Omeij, E. (2009), "Demand, Control and Its Relationship with Job Mobility Among Young Workers", *Economic and Industrial Democracy*, Vol. 30, No. 2, pp. 266-293.
- Von Wachter, T. and Bender, S. (2006), "In the Right Place at the Wrong Time: The Role of Firms and Luck in Young Workers' Careers.", *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, pp. 1679-1705.

**אביעד טור-סיני**, בעל שני תארים מהאוניברסיטה העברית בירושלים - תואר ראשון (B.A.) בכלכלה וחשבונאות ותואר שני (M.A.) בכלכלה, אותו סיים בהצטיינות. בעברו השתתף מר טור-סיני בקבוצות עבודה בנוגע לניתוח מצבה הבטחוני של מדינת ישראל ואף שימש כעוזר מחקר במכון למחקר כלכלי בישראל ע"ש מוריס פאלק. תחומי המחקר העיקריים שלו הינם כלכלת ביטחון, כלכלת עבודה וכלכלה יישומית. כיום שוקד על לימודי הדוקטורט בביה"ס לכלכלה ע"ש איתן ברגלס באוניברסיטת תל-אביב. עבודת המחקר שלו מתמקדת בהשלכות הכלכליות של האינתיפאדה השנייה על דפוסי צריכה ותעסוקה במשק הישראלי. אביעד מחזיק במספר מלגות ופרסים, ביניהם פרס רקטור האוניברסיטה העברית, מלגות מחקר מאוניברסיטת תל-אביב ומלגות מחקר מהפורום לחקר הביטחון הלאומי, מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה, הטכניון. משמש כיום כראש תחום מחקרי באגף המדען הראשי, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.



**דמיטרי רומנוב**, מדען ראשי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, כלכלן במקצועו. בעבר עבד במחלקת המחקר של בנק ישראל ובמינהל הכנסות המדינה במשרד האוצר. מחקריו אמפיריים עוסקים במיסוי, כלכלת עבודה וחינוך, מדיניות רווחה.



#### **תכנית כלכלת הביטחון הלאומי ENS**

תכנית ה-ENS, שהוקמה בסוף 2003, היא תכנית מחקר בין-מוסדית היוזמת, מעודדת ותומכת במחקרים אקדמיים של קשרי הגומלין בין כלכלה לביטחון. חרף ההכרה בכך שעוצמה כלכלית וצבאית ומצב הביטחון שלובים זה בזה, חסרה בישראל תשתית מחקר תיאורטי ואמפירי על מהות קשרים אלה ועוצמותיהם שתעמוד לרשות מקבלי ההחלטות בנושאים כלכליים וביטחוניים, להם השלכות הרות הגורל וארוכות טווח על המדינה. בתוכנית משתתפים חוקרים מתחומי הכלכלה ותחומים נוספים, מאוניברסיטאות שונות בישראל, ממחלקות מחקר בבנק ישראל וגופי מחקר ממלכתיים אחרים, ובעלי תפקידים בכירים בהווה ובעבר בממשלה, בזרועות הביטחון ובתעשייה הביטחונית. במסגרת התכנית מתקיימים מפגשי חוקרים חודשיים, ותמיכה מוכוונת מוענקת על בסיס תחרותי בעקבות הפצת קולות קוראים להצעות מחקר בתחומי כלכלת הביטחון בכל האוניברסיטאות וגופי המחקר הרלבנטיים בישראל. ראש התכנית הוא פרופ' דן פלד והמתאם שלה הוא אל"מ (מיל.) משה אלעד.



מוסד שמואל נאמן למחקר מתקדם במדע וטכנולוגיה  
הטכניון - מכון טכנולוגי לישראל  
טל. 04-8292329, פקס. 04-8231889  
קרית הטכניון, חיפה 32000  
[www.neaman.org.il](http://www.neaman.org.il)