



המוסד לביטוח לאומי
מינהל המחקר והתכנון



ניידות בין מעסיקים וצמיחת השכר

מירי אנדבלד

מחקרים לדיון 128
אלול תשע"ח, אוגוסט 2018





המוסד לביטוח לאומי
מינהל המחקר והתכנון

ניידות בין מעסיקים וצמיחת השכר

מירי אנדבלד

מחקרים לדין **128**

ירושלים, אלול תשע"ח, אוגוסט 2018

www.btl.gov.il

תקציר

מחקר זה בוחן את הקשר שבין יציבות תעסוקתית כפי שהיא מתבטאת בניידות בין מעסיקים, לבן צמיחת השכר. קשר זה נבדק בטווח הקצר (משנה לשנה) ובטווח הבינוני-ארוך (לאחר חמש שנים).

הממצאים מוצגים לגבי שלוש תקופות שוות באורכן במהלך התקופה הכוללת המתייחסים לעשור ומחצה שבין 1990 ל-2005, וזאת כדי ללמוד על העקביות והעמידות של קשר זה בתקופות זמן הנבדלות ביניהן במאפיינים הדמוגרפיים, הכלכליים והחברתיים.

בסיס הנתונים ששימש למחקר הוא הנתונים המנהליים של רשויות המס בתוספת נתונים דמוגרפיים וכלכליים ממקורות נוספים. על פי הנתונים, היציבות התעסוקתית פחתה במידה ניכרת בין המחצית הראשונה של שנות ה-90 למחצית השנייה שלהן, ולאחר מכן נותרה ברמה דומה.

התוצאות מורות שבטווח הקצר לניידות, אפילו מרצון, יש השפעה **שלילית** על תוואי השכר, בכל אחת משלוש התקופות שנבדקו וללא קשר למצב המשקי והחברתי בתקופות השונות. עם זאת בראייה **מצטברת** של חמש שנים, מתברר שלניידות שלא מרצון יש השפעה שלילית על תוואי השכר גם בטווח הארוך. לגבי ניידות מרצון **הממצאים מעורבים**. ההסבר לעלייה בשכר בטווח הארוך הקשורה בניידות בין מעסיקים עשוי להיות זה: בשוק העבודה הנוכחי עובדים מתייחסים למעברים בין מעסיקים כסוג של השקעה עם סיכון מסוים, שעשויה להביא פירות בטווח הארוך אף שיש לה עלויות בטווח הקצר – בדומה למה שתיאורית ההון האנושי מציעה לגבי רכישת השכלה או כל הכשרה מקצועית אחרת. עוד עולה מהממצאים שהשפעת הניידות בין מעסיקים על צמיחת השכר בטווח הארוך איננה עמידה לתנאי הזמן; היא משתנה בין תקופות שונות.

בהתחשב בעלויות המעבר שלא הובאו בחשבון בעבודה זו, נמצא כי שלרוב יציבות בעבודה (במקרה זה הישארות אצל אותו מעסיק לאורך זמן) קשורה עם צמיחה טובה יותר של השכר.

תוכן עיניינים

1	מבוא	.1
2	סקירת ספרות	.2
4	שאלות המחקר, הנתונים והשיטה	.3
9	מאפייני שלוש התקופות הנחקרות	.4
13	ממצאים	.5
21	דיון ומסקנות עיקריות	.6
23	בבליוגרפיה	.7
26	נספח א'	
27	נספח ב'	

1. מבוא

השינויים הגלובליים והמקומיים החל משנות ה-80 גרמו לזניחת יחסי העבודה המסורתיים, לירידה בכוחם של האיגודים המקצועיים ולייסוד הסדרי עבודה גמישים דוגמת החוזים האישיים והזמניים, שתחולתם התרחבה לגבי מגוון גדל והולך של משרות ועיסוקים (Kalleberg, 2000). אלה הגדילו את הדינמיות והסתגלות לשוק עבודה משתנה תדיר. הכלכלה הדינמית יותר שלובה גם במוביליות גבוהה יותר בשוק העבודה. ואכן, במרבית הכלכלות המערביות שעברו תמורות דומות, התרחשה במקביל לכך עלייה בניידות של עובדים בין מעסיקים, מרצון ושלא מרצון.

במוביליות בין מעסיקים אפשר לראות צד חיובי. המעברים עשויים להועיל להשגת ניסיון מגוון, חוצה משרות ומעסיקים, ולהגדלת סט המיומנויות של העובד בעידן תחרותי המאופיין בשינויים תכופים (Bird, 1996). גם המוביליות בהכנסות, תוצאה אפשרית של ניידות בין מעסיקים, נחשבת כגורם הממתן את אי השוויון הפרמננטי. ואולם בחלק מהספרות ניידות בין מעסיקים מתקשרת לפן פחות אופטימי, של אי יציבות תעסוקתית (Bernhardt et al., 1999; Monks and Pizer, 1998) וחוסר יציבות בזרם ההכנסות.

מטרת מחקר זה לברר את השפעת היציבות התעסוקתית כפי שהיא מתבטאת בניידות בין מעסיקים, על צמיחת השכר בטווח הקצר ובטווח הארוך. מטרה נוספת היא לברר האם השפעה זו עקבית ועמידה להבדלים בין תקופות שונות, או שהיא משתנה בהתאם למאפיינים הדמוגרפיים, הכלכליים והחברתיים בתקופות הנבדקות. השפעה זו תיבדק באמצעות בסיס נתונים מינהלי הכולל נתוני שכר של כלל השכירים במשק הישראלי שעבדו באופן יציב וסדיר, בעשור ומחצה שבין 2005-1990, כדי לענות על השאלה השניה תחולק התקופה כולה לשלוש תת-תקופות שוות באורך. היציבות התעסוקתית תימדד באמצעות שני משתנים: הראשון, האם בכלל היתה ניידות בין מעסיקים (movers לעומת stayers) והשני – מספר המעסיקים שהעובד נע ביניהם בכל תקופה נחקרת. תיעשה הבחנה בין ניידות מרצון לניידות שלא מרצון.

הבחנה נוספת, בין ההשפעה לטווחי זמן שונים מוסיפה פן שנחקר מעט מאוד ומאפשרת לגלות ממדים נוספים של קבלת החלטות לניידות בידי העובד. מאחר שמרבית המחקרים בדקו את ההשפעה של הניידות בין מעסיקים על בסיסי נתונים הוגבלו לקבוצות קטנות יחסית כגון: גברים צעירים לבנים (Tahlin & Le grand 2002, Topel & ward 1992) וכד', והתבססו על בסיסי נתוני פאנל שהם מטבע הדברים נדירים יותר - המיפוי השיטתי והמקיף של הנושא על פני כל האוכלוסייה העובדת היציבה מהווה כשלעצמו חידוש. תרומה נוספת היא בחינת ההשפעה של הניידות בין מעסיקים לטווחי זמן שונים – נבדקת השאלה האם הניידות משפיעה אחרת על השכר בטווח הקצר לעומת הטווח הבינוני והארוך.

המשק והחברה בישראל הם במובנים רבים דוגמה נוחה לביצוע מחקר כזה, שכן הם מייצגים היטב את התמורות העולמיות שאפיינו את שוק העבודה החדש בעשורים האחרונים. תופעות כמו פתיחת השווקים, היחלשות האיגודים המקצועיים או הגירה מאסיבית התרחשו בישראל בעוצמה משתנה לאורך תת התקופות בתקופה הנחקרת בכללותה. התקופות הנחקרות נבדלות ביניהן מבחינת התופעות המייצגות שהתרחשו בהן והעוצמות שבהן התקיימו, כך שניתן להסיק על ההשלכות שיש לשינויים במשק ובחברה (הגירה מאסיבית, ירידה בהתאגדות ועוד) על הקשר הנבדק במחקר זה.

2. סקירת ספרות

קיימת הסכמה רחבה שניידות שאינה וולונטרית, דהיינו שלא מרצונו של העובד, משפיעה לרעה על הכנסותיו. היא כרוכה באיבוד הזדמנות שלא בהכרח יימצא הזמן המתאים לשחזר דומה לה; בתקופות אבטלה השלובות בחיפוש המשרה החדשה שבהן העובד מפסיד הכנסות ובסטיגמטיזציה המקשה על העובד במציאת משרה חדשה ששכרה זהה או גבוה מזה של המשרה הקודמת (Keith) and Mc Williams 1997; Ruhm 1987.

המורכבות רבה יותר כשמתייחסים לניידות וולונטרית בין מעסיקים. הגישה הראשונית שהתייחסה לנושא, ה"זזים-נשארים" (movers-stayers) של בלומן ואחרים (1955) העלתה טיעון שהוא בעיקרו פסיכולוגי: עובדים שהם יותר מוביליים הם בעלי מאפיינים סמויים של חוסר יכולת וחוסר יציבות, ולכן דינאמיקת השכר שלהם תראה על ירידה בשכר. על פי השערה זו האנשים שהם מוביליים יותר באופיים צפויים להיקנס על כך בשוק העבודה. כלומר המודל קושר את ההתנהגות עם תכונות בלתי נצפות והעדפות (שלרוב אין אפשרות לדעת עליהן ישירות) שאם נשלוט בהן, נגלה ששכרם של הזזים אינו יורד בהשוואה ל"נשארים". לגישה זו, שהועלתה לפני יותר מחצי מאה, כמעט ולא נמצאה תמיכה אמפירית. הגישה מתייחסת לשוק עבודה שנראה שכבר חלף מן העולם ותולה את התזוזות באישיותו של העובד בלבד ולא במאפייני התעסוקה שלו (וותר, רמת הכשרה) או בגורמים מבניים אחרים שיתכן שהרלוונטיות שלהם לשוק העבודה דאז היא מועטה. בפועל, בשוק העבודה החדש בעידן הגלובליזציה, חוסר היציבות עבור חלק מהעובדים היא לרוב מצב נתון שלרוב אינה בשליטתם. חלק מהתזוזות הן בלתי וולונטריות בעליל, וחלק אחר, גם אם מוגדר כוולונטרי, עשוי אף הוא להיות פרי של נסיבות הדוחפות את העובד לחיפוש משרה "טובה" יותר (דינאמיקה רבה של פתיחה וסגירה של עסקים, אי ציות של מעסיקים לחוק, שכר או תנאי עבודה בלתי הולמים, ניידות כתנאי לקידום בענפים חדשניים ועוד). יצוין שמאוחר יותר פותחו גישות הפוכות, הרואות בנטייה לנוע נטיית אופי חיובית המאותתת למעסיק על תחרותיות, דינמיות ומוטיבציה של העובד לעלות בסולם השכר (ראו למשל Lazear, 1986). כלומר גם כאשר יש הסכמה שהאופי של העובד הוא מרכיב חשוב להסבר המוביליות בין מעסיקים, יש אמביוולנטיות לגבי כיוון הקשר. זאת ועוד: היעדר ההתייחסות לצד הביקוש לעבודה בדיון הזה לנוכח ההתפתחויות המפליגות שאירעו בשוק העבודה בעשורים האחרונים, הוא בעייתי: הגורמים המבניים חשובים מאוד הן בהסבר המעברים בין מעסיקים והן בהסבר התפתחות השכר. כך למשל חברות באיגודים מקצועיים וקבלת הגנה חוקית יש להן תפקיד חשוב בהפחתת מספר התזוזות. ככל שהמדיניות מעודדת שוק העבודה גמיש יותר (באמצעים שונים), עולה שיעור התזוזות, וולונטריות ובלתי וולונטריות.

התיאוריות הכלכליות הקלאסיות – תיאוריית ההון האנושי, ותיאוריות החיפוש וההתאמה – נוטות לראות באופן חיובי ניידות בין מעסיקים, בייחוד זו הנעשית באופן וולונטרי. כך, תיאורית ההון האנושי צופה כי ממילא אדם לא יבצע ניידות מרצון אם הוא צופה הפסד בהכנסותיו ולכן ניידות כזו צפויה להגדיל את הכנסותיו. לפי תיאוריות החיפוש וההתאמה ניידות זו תגביר את ההתאמה בין העובד למועסק ולכן תגדיל את הכנסותיו. במקביל נמצאה לכך תמיכה אמפירית לא מעטה. (Mincer, 1986; Bartel & Borjas, 1981; Keith & McWilliams, 1997, 1999). הדבר אמור בייחוד לגבי עובדים שלא צברו מספיק הון אנושי ספציפי או שיש להם מה להרוויח מתנועה כזו, כלומר: עובדים

צעירים, לא משכילים, בשכר נמוך והתשובה לגבי עובדים אחרים נותרת עמומה למדי. מאחר שהתיאוריות הקלאסיות מניחות כי הניידות תלויה יותר במאפייני הפרט ובמוטיבציה שלו, הן אינן מספקות הסבר להבדלים אפשריים של השפעת המוביליות בין מעסיקים על השכר בתקופות זמן שונות.

היבט נוסף הקשור לנושא ונחקר הרבה פחות נוגע לאופק הזמן של ההשפעה של המוביליות בין מעסיקים על המוביליות בהכנסה. רוב המחקרים בדקו את השפעת המעבר בטווח הקצר יותר ולא התייחסו להבדלים אפשריים בין השפעה לטווח קצר לבין השפעה מצטברת. מוביליות נמשכת עלולה להעצים חסרונות של מוביליות בנקודת זמן אחת או להפוך את הרווח המהיר מהמוביליות על פיו, שכן מלבד ההשפעה על הרגלי העבודה והפגיעה בהון האנושי המצטבר, על אף המגמות בשוק העבודה החדש והמשתנה - מעברים עלולים להיתפס כאיתות שלילי עבור מעסיקים יותר מאשר מעבר בודד. Le grand & Tahlin (2002) ו-Fuller (2008) הם בין היחידים שעשו את ההבחנה הזו ובדקו את השפעת המוביליות על השכר הן בטווח הקצר והן בטווח הארוך, אם כי המחקרים היו מוגבלים לקבוצות מסוימות של עובדים. הראשונים מצאו שבשני המקרים התשובה לשכר חיובית ופולר מצאה שההבדלים בהחזר לשכר הם לרעת הטווח הארוך.

הספרות המחקרית בתחום המוביליות בהכנסות לא הרבתה לעסוק בהשפעת המצב המקרו כלכלי והחברתי על רמת המוביליות, והממצאים הוצגו במקרים רבים בלא שניתנה התייחסות לקשר האפשרי בינם לבין מחזורי העסקים או שיעורי האבטלה שהיו קיימים בעת המדידה. גם הקשר בין מוביליות בשכר לבין מוביליות בין מעסיקים נחקר בדרך כלל בהתאם לזמינות נתונים לצורך ביצוע המחקר ולא בזיקה למצבים חברתיים או משקיים שונים. הסיבה לכך היא, כנראה, שמדידת מוביליות בשוק העבודה נעשית בדרך כלל על תקופת זמן ארוכה יחסית ולכן כמעט בהכרח היא תכלול בה בעת שנים מוצלחות יותר ופחות.

עם זאת לגבי הניידות בין מעסיקים – נמצאו עדויות לכך שעובדים ייטו להיות יותר אמיצים או פחות שונאי סיכון לבצע מעברים בין מעסיקים כאשר המצב הכלכלי טוב יותר, ולהיפך – להישאר במקומם אפילו במחיר של ירידה בשכר ובתנאי העבודה במצב של מיתון והעדר הזדמנויות (Inkson, 1995). ניידות בין מעסיקים עשויה להיות מושפעת לא רק ממצב כלכלי, אלא גם ממצבים חברתיים ואחרים בחייה של מדינה: מלחמות, התפתחויות טכנולוגיות, השקת מקצועות חדשים או להיפך, התיתרות מקצועות קיימים, מדיניות ציבורית, מצב חוקתי – כל אלה ואחרים עשויים להשפיע על הנכונות לבצע מעברים בין מעסיקים (Kanter, 1989).

בניגוד לתיאוריות הקלאסיות, תיאוריית השוק הדואלי רואה במעבר בין מעסיקים בשוק המשני תוצאה של כשל שוק הקיים בשוק העבודה, כשל אשר התעצם בעידן החדש של שוק העבודה (Hudson, 2006). כמו כן המעברים עשויים לאותת למעסיקים על חוסר יציבות תעסוקתית באופן שישפיע לרעה על תוואי השכר שלהם, ואילו בשוק הראשוני הכדאיות במעברים אינה תלויה רק במצבו של העובד ובתכונותיו בשוק העבודה (השכלה, עיסוק, וותק) אלא גם בגורמים מוסדיים. בחלק אחר של השאלות הנחקרות, כגון השפעת הניידות בין מעסיקים על השכר בטווח הקצר ובטווח הארוך, או השפעתה בתקופות זמן שונות, ההתייחסות חסרה או אינה מספקת והניבוי התיאורטי דל.

3. שאלות המחקר, הנתונים והשיטה

שאלת המחקר המרכזית היא האם הניידות בין מעסיקים תורמת באופן חיובי למוביליות בשכר העובדים. במסגרת הרחבה הזו נחקרות שלוש תת-שאלות:

1. כיצד מושפע השכר מסוגים שונים של ניידות בין מעסיקים (ניידות וולונטרית ולא וולונטרית);
2. האם יש חשיבות לגורמים מבניים או שטיב הקשר בין שני סוגי המוביליות נותר עמיד בכל מצב;
3. האם יש חשיבות לאופק הזמן (טווח קצר וטווח ארוך) בחקירת ההשפעה של ניידות בין מעסיקים על מתווה השכר. תתי השאלות הללו נכללות כולן במסגרת חקירת ה"מיקרו" – הנוגעת להשפעה על עובדים.

השפעת הניידות בין מעסיקים על התפתחות השכר של העובדים נבדקה בעזרת בסיס הנתונים המנהלי של רשויות המס, המכיל את אוכלוסיית כלל העובדים במשק הישראלי ונתוני השכר שלהם (ששולבו עם בסיסי נתונים הכוללים את המאפיינים הדמוגרפיים והחברתיים של הפרטים). מאחר שאין בבסיס הנתונים מידע ישיר לגבי סוג הניידות (מרצון או שלא מרצון), ההבחנה בין הסוגים השונים של הניידות בין מעסיקים נעשתה על פי שלוש חלופות שהוגדרו בצורה הבאה:

1. נשארים/מתמידים – לא החליפו מעסיק במהלך התקופה;
2. נעים/ניידים וולונטריים – החליפו מעסיק במהלך התקופה, אך החלפת המעסיק לא היתה כרוכה בהפסקת עבודה בין שני המעסיקים. כדי לאפשר גמישות מסוימת ליציאה לחופשה לפני המעבר למעסיק הבא וכד', הותרה הפסקה קצרה בין שני המעסיקים (עד חודשיים)¹.
3. נעים/ניידים לא וולונטריים – מועסקים שהחליפו מעסיק בתקופה 2 ולפחות פעם אחת במהלכה חוו תקופת אי-עבודה של יותר מחודשיים³. הטכניקה של איתור ניידים לא וולונטריים על ידי תקופת אי עבודה בין שתי משרות נפוצה במחקרים על ניידות בין מעסיקים (Perez&Sanz, 2005; Pavlopoulos et al. 2007). יצוין כי אין מידע לגבי הסיבה לתקופת האי-תעסוקה והיא עשויה לנבוע לא רק מאבטלה, אלא גם מחופשת לידה, נסיעה ארוכה לחו"ל וכד'.

יצוין שעל אף ההסתמכות על הספרות הקיימת בנושא, השימוש בחלוקה בין ניידות מרצון לניידות שלא מרצון על פי אורך הפסקת העבודה בין המעסיקים כפי שבוצעה, נובעת כתוצאה מכורח לאור חוסר זמינות נתונים ישירים יותר, כדי לשקף בכל זאת את ההבדל הניכר בין שתי קבוצות אלה. יתכן בהחלט כי ניידות שלא מרצון התרחשה ללא הפסקה בין שני מעסיקים. זאת ועוד: בשל צמצום ההטבות למובטלים לאורך התקופה הנסקרת, יתכן שפרטים התפשרו במידה שונה על משרות במקרה של פיטורין, ולכן מידת הזליגה של פרטים שאינם ניידים מרצון לקבוצה המוגדר כניידים מרצון עשויה

¹ עיבוד הנתונים לפי הגדרה חלופית המתירה הפסקה של חודש אחד בלבד לא משנה את תוצאות המחקר.

² התקופה הרלוונטית היא שנה במקרה שהנתונים סודרו כנתוני פאנל, או שש שנים, במקרה שהנתונים סודרו כנתונים רחב, ראו גם להלן.

³ קבוצה זו היא קטנה יחסית, שכן המחקר עוסק בעובדים יציבים בשוק העבודה (לפחות 8 חודשי עבודה בשנה, בכל אחת מהשנים הנחקרות בכל תקופה) ולכן במקרים מסוימים ייגרע חלקה של קבוצה זו מהאומדנים שייערכו במסגרת עבודה זו.

להתגבר עם הזמן. על אף מגבלות אלה, לאור החשיבות של ההבחנה בין שתי הקבוצות, נראה שהיתרונות מהבחנה זו עולים על חסרונותיה (ראו גם פרק 4 להלן).

המחקר מתייחס לעובדים "יציבים" באופן יחסי. נכללו עובדים שהיו להם נתוני שכר בכל אחת מהשנים הנבדקות לאורך התקופות השונות, ואשר מספר חודשי העבודה שלהם היה 8 חודשים ומעלה בשנה (בעיקר כדי לאפשר יציאה לחופשת לידה וחזרה ממנה)⁴. כל נתוני השכר הובאו לבסיס מחירים אחיד לשם השוואה בין ערכי השכר המתקבלים לכל תקופות החקירה (ממוצע 2007).

יצוין שהבחירה באוכלוסיית המחקר וההתאמות המתוארות שנעשו בנתונים נפוצות במחקרים העושים שימוש בנתוני הכנסות ושכר בכלל ובמחקרי מוביליות בהכנסות בפרט. (ראו למשל Kopeczuk ואחרים, 2010; Haberfield, 2009), וכמו כן נעשתה קטימה של שכר גבוה מידי ונמוך מידי⁵. וזאת מתוך שאיפה שהממצאים ייצגו מגמות עיקריות ולא יושפעו ממקרי קיצון שוליים שאינם מייצגים את הרוב המוחלט של האוכלוסייה הנחקרת.

לבסיס נתונים זה יתרונות רבים אך לצד היותו מקיף ומייצג נאמנה את האוכלוסייה הנחקרת, יש בו מגבלות של חוסר בנתונים חשובים לביצוע האומדנים הנדרשים, ובראשם משתנה ההשכלה והיקף המשרה. כמו כן בכל אחת משתי המדידות: השפעת הניידות בין מעסיקים על השכר בטווח הקצר לעומת הטווח הארוך (השפעה מצטברת) נחוץ לטפל בבעיית האנדוגניות הקיימת במשתני הניידות (ראו להלן), ולכן יש צורך לבצע תיקון באומדנים. בעיית האנדוגניות מופיעה במספר מצבים אשר שניים מהם חשודים, לצורכי המחקר הנוכחי, כמפרים את ההנחה לגבי האקסוגניות של המשתנים הנחוצה ברגרסיות הרגילות מסוג OLS:

(א) **הטרונגניות בלתי נצפית** – קיימת סלקציה של הפרטים או הטרונגניות בלתי נצפית שלהם בנטייתם לנוע או להישאר במקום עבודתם, במיוחד כאשר מדובר בתזווה וולונטרית. כך למשל תכונות שאין לנו מידע עליהם כגון שמרנות, שנאת סיכון, אופי יציב יותר וכו' עשויות להיות תואמות יותר את אופיים של מי שבחרים להישאר אצל אותו מעסיק (או להיקלט מלכתחילה בעבודה יציבה יחסית כמו המגזר הציבורי) לעומת תכונות כמו דינמיות ומידה פחותה יותר של שנאת סיכון אצל הזזים (באופן וולונטרי).

(ב) **סימולטניות** – יש חשש שהשכר תלוי במוביליות של העובד אך הוא גם אחד מהגורמים שלו: הנטייה להישאר אצל אותו מעסיק משפיעה על המשתנה המוסבר (השכר) אך גם מושפעת ממנו (למשל: יחס שכר נמוך מדרבן לתזווה למעסיק אחר); במינוח אקונומטרי - המשתנה של המוביליות מתואם עם השארית של הרגרסיה.

אמידת הקשר בין התפתחות השכר לניידות בין מעסיקים בטווח הקצר תיעשה באמצעות גישת ה-fixed effect לנתוני פאנל, שהיא הטכניקה הסטנדרטית לשלוט על הטרונגניות הבלתי נצפית שאינה משתנה עם הזמן (time invariant) / המטרה של טכניקה זו היא להסיר את ההשפעה של המאפיינים הלא נאמדים של הפרט שאינם משתנים עם הזמן (time invariant variables), כמו רקע סוציו

⁴ שיעור העובדים המועסקים לפחות 8 חודשים בשנה בד"כ מגיע ליותר מ-80% (ב-2005 למשל: 82%).

⁵ הוחרגו עובדים ששכרם פוחת מ-10% מהשכר הממוצע או עולה על פי 10 ממנו – כ-2% מהעובדים בכל תקופה.

אקונומי, יכולת אישית ומאפיינים שורשיים אחרים. כאשר מספר התצפיות גדול, כמו במקרה הנוכחי, ההסרה של החלק היציב של הפרט מהשארית מושגת על ידי העברת כל המשתנים של משוואת השכר לסטיות מהממוצע בכל אחת מנקודות הזמן הקיימות בקובץ (לרבות המשתנה הבלתי תלוי, כך שמה שנאמד הוא בעצם ההפרשים מהממוצע בכל נקודת זמן אצל היישות הנחקרת) בהתאם למשוואה הבאה:

$$EARN_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{itj} + B_3 MOB_{it} + B_4 MOB_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

כאשר $EARN_{it}$ הוא לוג השכר של פרט i בשנה t . X_{itj} מייצג את סט המשתנים המפקחים לפרט i בשנה t ו- MOB_3 ו- MOB_4 הם משתני דמי דיכוטומיים המייצגים את היציבות התעסוקתית – במקרה שלנו הניידות מרצון והניידות שלא מרצון בהתאמה. השארית מחולקת לשני חלקים – השגיאה הספציפית לפרט מסוים (v_i) שהיא קבועה לאורך זמן ולכן למעשה נעלמת כאשר מודדים את השינויים, והשארית ε_{it} היא השארית הנותרת כ"רעש" הצפוי להיות מקרי לאורך הזמן והפרטים⁶.

במקרה של השינויים הנבדקים משנה לשנה, אפשר להניח במידה רבה של סבירות כי משקל ההטרוגניות הבלתי נצפית המשתנה עם הזמן הוא נמוך, שכן מדובר בשינויים לפרקי זמן קצרים ולכן השימוש בשיטת ה-FE מספק (Davia, 2005 וכן Le Grand & Tähtlin, 2002) - שגם הם חקרו את השפעת הניידות בשני טווחי הזמן). אבל במקרה של הבדיקה של השפעת המוביליות על השכר בראייה יותר ארוכת טווח - **השפעה מצטברת**- הנחה זו הופכת להיות חזקה יותר או סבירה פחות, ולכן נעשה שימוש בשיטה נוספת, פרט ל-FE, שמטרתה לטפל בבעיית האנדוגניות: שיטת "הקמן" (1979). ההתגברות על בעיית האנדוגניות במקרה הזה נעשית באמצעות רגרסיה מינצריאנית שבה לוג השכר הוא פונקציה של מאפייני ההון האנושי של הפרט עם תיקון סטטיסטי בגין הסיכוי להיכלל בקבוצת ה"זזים", במקרה שלנו. (במקרה של חישוב זה לטווח ארוך החישוב נעשה לגבי ניידים מרצון בלבד והוחרגו מהמדגם הניידים שלא מרצון). החישוב בשיטה הנוספת נעשה לאחר שהקובץ הומר לקובץ נתוני חתך (כלומר תצפית אחת לכל פרט, הכוללת את ההפרשים בין שנה ראשונה לאחרונה), המאפשר כאמור ליישם את מגוון השיטות מהמשפחה הקרויה על שמו של "הקמן", כאשר בשלב הראשון אומדים את הסיכויים להיות "נשאר" או "נייד" על פי מאפיינים אישיים וסוציו אקונומיים שונים בעזרת רגרסיה מסוג probit. בשלב השני אומדים את רגרסיית השכר המשתמשת בערכים החזויים של הרגרסיה שנעשתה בשלב הראשון כמשתנה מסביר ברגרסיה ה"ראשית" (משוואת השכר), ובכך מנכים אותה מהשפעת האנדוגניות. יודגש שבמקרה הזה נאמדו המשוואות לגבי ניידים מרצון בלבד (וניידים שלא מרצון הושמטו מהמדגם).

משוואת השכר במקרה זה תהיה מסוג:

$$\ln W_{i,t+5} - \ln W_{i,t} = \beta X_i' + \delta MOB_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

ובמקרה של השינוי במספר המאיונים בשכר:

⁶ יצוין שהחישובים שנעשו בשיטת ה-FE נעשו גם בשיטת ה-first differences (שהיא וריאציה מסויימת של ה-FE ותוצאותיה זהות במקרה של $t=2$) - $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_i) - (\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2} + \varepsilon_i) = \beta(x_{it} - x_{i,t-1} + x_i) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_i) - (\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2} + \varepsilon_i)$ והממצאים היו דומים.

$$\text{PerWi},t+5 - \text{PerWi},t = \beta X_i' + \delta \text{MOBi} + \varepsilon_i \quad (3)$$

המשתנה התלוי במשוואה 2 הוא הפרש (לוג) השכר המצטבר שבין השנה האחרונה לשנת הבסיס. שנה t מייצגת את השנה הראשונה בכל אחת משלוש התקופות שייחקרו (למשל שנת 2000 בתקופה השלישית, החוקרת את התנועה של השכר והתעסוקה בתקופה 2000 עד 2005), ו-t+5 - את השנה האחרונה לגבי שכרו של הפרט i. המשתנה התלוי במשוואה 3 מבליט את המימד של המוביליות היחסית בסולם השכר והוא מציין את מספר המאיונים (סה"כ 100 מאיוני שכר על פי תקופת הבסיס של כל תקופה) שהעובד עלה/ירד במהלך התקופה.

הווקטור X_i כולל את קבוצת המשתנים המסבירים שנבחרו כמועמדים להשפיע על הפרשי השכר בין השנה הראשונה לאחרונה, כגון גיל, לאום ועוד.

ביתר פירוט, נגדיר את משוואת הבחירה לעבור מעסיק כ:

$$Z_i^* = W_i' \gamma + u_i \quad (4)$$

כאשר W_i כולל משתנים הנחשבים כמשפיעים על בחירה זו. באמצעות מודל ה-Probit ניתן לקבוע את התנאי הבא:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{אחרת} \end{cases} \quad (5)$$

אנו מניחים כמובן, כי (ε_i, u_i) אינם בלתי תלויים.

יחד עם משוואה (15) ובהוספת אומד התיקון הדו-שלבי עבור הזזים מתקיים ש:

$$E[\ln W_i, t+5 - \ln W_i, t \mid Z_i = 1, x_i, w_i] = x_i' \beta + \delta + E[\varepsilon_i \mid Z_i = 1, x_i, w_i] = x_i' \beta + \delta + \rho \sigma_\varepsilon \left[\frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)} \right] \quad (6)$$

כאשר ρ הוא מקדם המתאם של (ε_i, u_i) וכמו כן ϕ ו- Φ הן פונקציות הצפיפות ופונקציות ההתפלגות

המצטברת, של משתנה נורמאלי סטנדרטי, בהתאמה. נהוג לכנות את $\left[\frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)} \right]$ כ"היפוך יחס מילס"

(Inverse Mills ratio). באופן דומה נקבל עבור אוכלוסיית העובדים ה"נשארים":

$$E[\ln W_i, t+5 - \ln W_i, t \mid Z_i = 0, x_i, w_i] = x_i' \beta + \rho \sigma_\varepsilon \left[\frac{-\phi(Z_i^*)}{1 - \Phi(Z_i^*)} \right] \quad (7)$$

משוואת השכר הבודדת המתוקנת באמצעות שיטת ה-two steps תהיה:

$$\ln W_i, t+5 - \ln W_i, t = x_i' \beta + \delta Z_i + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i + v_i \quad (8)$$

כאשר : $\lambda_i = \frac{\phi(Z_i^*)}{\Phi(Z_i^*)}$ עבור השכירים "זזים" ו- $\lambda_i = \frac{-\phi(Z_i^*)}{1 - \Phi(Z_i^*)}$ עבור השכירים הנשארים.

כתוצאה מאמידה של מקדמי משוואת השכר החדשה יתקבל אומד חדש עבור המקדם δ , המתחשב באנדוגניות הנובעת מהתכונות הבלתי נצפות המשפיעות על מעבר בין מעסיקים ומהקשר הסימולטני המשוער בין משתנה המעבר בין מעסיקים לבין המוביליות בשכר⁷.

ההתגברות על בעיית האנדוגניות במודלים מהסוג הזה נעשית באמצעות רגרסיה מינצריאנית שבה לוג השכר הוא פונקציה של מאפייני ההון האנושי של הפרט עם תיקון סטטיסטי בגין הסיכוי להיכלל בקבוצת ה"זזים", במקרה שלנו. זהו פיתוח של תיקון הקמן (1979) הידוע.

המשתנים התלויים לצורך בדיקת ההשפעה המצטברת יחושבו אפוא כאשר המשתנה התלוי הוא (א) הפרשי לוג השכר ו(ב) השינוי במספר המאיונים שעשה העובד בין שנת הבסיס לשנה האחרונה (שיכול להיות גם שלילי) ומשתני המוביליות (המסומנים במשוואות 2 ו-3 כ-MOB) יחושבו גם הם כהפרשים וליתר דיוק כסך המעברים בין מעסיקים במהלך התקופה שבין השנה השישית לשנה הראשונה. יודגש שאלה משתני ניידות שונים מהמקרה של אלה שנבדקו בטווח הקצר (שהם דיכוטומיים : נייד או לא נייד, ראו לעיל).

הניתוחים מתבסס על מדגמים גדולים. לצורך הניתוח של הקשר בין הניידות לבין התפתחות השכר הוצא מדגם מקרי של מספר קבוע של נדגמים (100,000 בכל תקופה) - שעבדו באופן רציף למדי בכל אחת משלוש התקופות הבאות : 1990-1995, 1995-2000, 2000-2005. בניתוחים לטווח הקצר לכל פרט יש 6 שנות נתונים לכן סך המדגם הוא של 600 אלף ("פאנל מאוזן"). בניתוח לטווח הארוך המדגם הוא של 100 אלף פרטים (במקרה של סידור הקובץ כנתוני חתך) או 200 אלף פרטים (במקרה של פאנל של השנה הראשונה והאחרונה).

⁷ החישוב בשיטת שני הצעדים כאשר הצעד הראשון כולל משוואה לאיתור הסיכוי להימצא בקבוצת הסיכון או בקבוצה הנבדקת, נעשה גם כאשר המשוואה הראשונה אינה מסוג probit/logit אלא OLS, במקרה שהמשתנה הנבדק אינו דיכוטומי אם כי העיקרון של ניכוי האנדוגניות מהמשוואה הראשית דרך איתור הטעויות במשוואה המשנית הוא דומה. עם זאת הדעה המקובלת בקרב מומחים היא שהשימוש במשוואה הראשונה במודל ה-probit ככל שניתן לעשות זאת, מניב תוצאות טובות יותר.

4. מאפייני שלוש התקופות הנחקרות

שלוש תקופות החקירה הללו זהות מבחינת אורכן, וה"חיתוך" שלהן הוא אריתמטי ושרירותי (6 שנים לכל תקופה), ובכל זאת האינדיקטורים הכלכליים והחברתיים שלהן מציירים תמונת מצב מובחנת למדי לכל אחת מהן. לוח 1 שלהלן מסכם את המגמות המקרו כלכליות העיקריות הקשורות למחקר ולוח 2 מציג מדדים לניידות התעסוקתית בשלוש תקופות המחקר.

כפי שניתן לראות יש דימיון בביצועים הממוצעים בשתי התקופות הראשונות אם כי השכר עלה בשיעור גבוה יותר בתקופה השנייה, המסמנת את התערותם של העולים בשוק העבודה⁸ (אקשטיין ואחרים, 2006). התקופה הראשונה מאופיינת בשינויים דמוגרפיים ניכרים שהתחוללו בעקבות העליה הגדולה מבריה"מ לשעבר (המספר הגבוה יחסית בתקופה השנייה מושפע משנת הבסיס שלה, 1995, לאחר מכן המספרים נמוכים בהרבה). ברמות צמיחה דומות בתקופה הראשונה והשנייה – הניידות בין מעסיקים עלתה במידת ניכרת (כ-10 נקודות האחוז) הן מרצון והן שלא מרצו - כאשר בשתי התקופות רמת הצמיחה היתה דומה. ההסברים אינם נמצאים כנראה בביצועים הכלכליים אלא בתמורות הדמוגרפיות העצומות שארעו עם קליטת העלייה של שנות ה-90. עם זאת בתקופה השלישית, כאשר הצמיחה דשדשה והשכר הריאלי ירד, נתוני הניידות בין מעסיקים מצביעים על עלייה מסויימת בשיעורי הניידות שלא מרצון יחד עם ירידה בשיעור הניידות מרצון – אשר תואמות את ההתפתחויות המשקיות המתוארות. הנתונים בלוח 1 ב' מראים גם על ההבדל הניכר בין הנעים מרצון לבין אלה שאינם נעים מרצון מבחינת חודשי האבטלה שהם חוו במעבר למעסיק אחר. בעוד שאצל הנעים מרצון (שמרביתם לא חוו אבטלה כלל) מספר חודשי האבטלה הממוצע בין המעסיקים עומד על 0.1 (כאשר רובם המכריע כלל לא חווה אבטלה), הרי אצל הנעים שלא מרצון כפי שהוגדרו לצורך העבודה, המספר הממוצע של חודשי אבטלה עומד על כ-4 – וזאת ללא קשר לתקופה הנבדקת⁹.

לוח 1: אינדיקטורים כלכליים ודמוגרפיים בתקופות הנחקרות

תקופה / אינדיקטור	1990-1995	1995-2000	2000-2005
שיעור הצמיחה (תמ"ג לנפש) ממוצע רב שנתי	2.6	2.8	0.0
השינוי הריאלי בשכר למשרת שכיר (%) בממוצע	0.7	3.2	-0.6
שיעור תעסוקה (גיל 25-64) בממוצע	64.3	68.3	67.3
שיעור אבטלה ממוצע (25-64)	9.2	8.1	10.2
מספר העולים	683,992	412,385	212,362

עיבודי המחברת לנתונים מהלמ"ס, סדרות סטטיסטיות של בנק ישראל ומשרד הקליטה.

⁸ נקודה זו מקבלת משנה תוקף בהקשר של המחקר הנוכחי. מאחר שבכל תקופת חקירה אותרו העובדים היציבים, דהיינו שעבדו במשך כל אחת מ-6 שנות התקופה (ראו פרק בסיס הנתונים בהמשך), מעט מאוד עולים ענו על התנאי הזה בתקופה הראשונה. הדברים מובלטים בלוח א' בהמשך: משיעור אפסי בתקופה הראשונה הפכו העולים לכעשירית מאוכלוסיית העובדים בתקופה השנייה.

⁹ יצוין גם שבדיקה העלתה הבדל זניח בין נשים לגברים בהיבט זה.

לוח 2: מדדי ניידות התעסוקתית בתקופות החקירה, כלל האוכלוסייה

שיעור השינוי המצטבר	2005-2000	2000-1995	1995-1990	תקופה
מדדי ניידות בין מעסיקים				
22%	77,732	84,540	63,712	מספר הנעים
22%	38.9	42.3	31.9	אחוז הנעים (מתוך 200,000)
סוג הניידות				
-10%	61.1	57.7	68.1	נשארים
20%	34.8	38.7	29.1	נעים מרצון
46%	4.1	3.6	2.8	נעים לא מרצון
24%	0.96	1.00	0.77	מספר תזוזות ממוצע לעובד
24%	2.48	2.36	2.43	מספר תזוזות ממוצע לעובדים נעים
מספר חודשי אבטלה ממוצע:				
	0.09	0.10	0.10	לנעים מרצון
	4.12	4.08	4.14	לנעים שלא מרצון*

* מס' חודשי האבטלה המקסימלי במסגרת הנוכחית יכול להגיע עד 8, שכן למדגם הוכנסו רק מי שעבדו לפחות 8 חודשים בשנה. כך שרק במקרה שהאבטלה היתה רציפה 4 חודשים של השנה הקודמת ו-4 חודשים של השנה העוקבת יהיו 8 חודשי אבטלה.

על אף הקושי לאמוד במדויק את מספר העובדים הזרים, שבמידה מסוימת משקפים את כניסתה המואצת של ישראל לתהליך הגלובליזציה, המידע העולה מכלל מקורות הנתונים (הלמ"ס, משרד התמ"ת ועוד) מעלה שמספרם במחצית הראשונה של שנות התשעים הגיע לרבות ספורות, עלה פי 4-5 במחצית השניה של שנות התשעים ונסק לפי אומדנים זהירים (סמיונוב ולרנטל, 2004) לכ-250,000 במחצית הראשונה של שנות האלפיים. העובדים הזרים אמנם לא נכללים בבסיסי הנתונים של שכר העובדים בישראל אך הם משפיעים בעקיפין על רמת השכר והתעסוקה של העובדים המקומיים בעלי המיומנויות הנמוכות בשוק העבודה. מאפיין חשוב נוסף של המחצית השניה של שנות ה-90 הוא הירידה הדרמטית של כ-60% בשיעור העובדים המאוגדים, עם כניסתו של החוק לביטוח בריאות ממלכתי לתוקף וההפרדה למעשה שנוצרה בין החברות בהסתדרות לבין החברות בקופות החולים. שיעור זה הגיע באמצע שנות ה-90 לכ-49% (לעומת כ-83% בתקופת השיא שלו בשנות ה-70 (Cohen et al. 2007) והוא הוסיף לרדת בהדרגה עד לכ-37% בסוף התקופה הנחקרת (2006).

התקופה השלישית, המחצית הראשונה של שנות האלפיים מאופיינת בתהפוכות רבות, יחסית לתקופה כה קצרה: בשנת 2000 גאה המשק והציג צמיחה מרשימה (תמ"ג לנפש) של כ-6% ובמקביל עליה ריאלית גבוהה בשכר. בשנת 2001 עד 2003 היה המשק שרוי במיתון קשה: ב-2001 וב-2002 ירד התוצר לנפש בשיעור של 2.6%-ו-2.5% בהתאמה. בעקבות זאת ירדו הן השכר הריאלי והן היקף התעסוקה. ב-2004-2005 התאווש המשק והציג נתונים טובים של צמיחה (יותר מ-3% עלייה בתמ"ג לנפש בכל שנה). שיעור האבטלה אמנם נותר ברמה גבוהה של כ-10%, גבוה מזה של שתי המחציות

של שנות ה-90, אך במקביל גדל שיעור המשתתפים בשוק העבודה והתרחב מעגל התעסוקה. במוצע
עלה התמ"ג לנפש בשיעור הנמוך משתי המחציות של שנות ה-90 (1.2%).

סקירה זו של המגמות הדמוגרפיות, הכלכליות והחברתיות שאיפיינו כל אחת משלוש תקופות המחקר
נועדה כזכור לתת רקע לבחינת אחת משאלות המשנה של המחקר, הנוגעת למידת העמידות של דפוסי
ההשפעה של ניידות בין מעסיקים על הניידות בשכר. כפי שניתן לראות, למרות ששלוש התקופות
קרובות, ניתן למצוא הבחנות משמעותיות ביניהן. אם ההשפעות של ניידות בין מעסיקים על צמיחת
השכר של עובדים מסוגים שונים יהיו דומות בשלוש התקופות, המשמעות תהיה שדפוסים אלה הם
עמידים ואינם משתנים עם השינויים המבניים, ולהיפך.

לוח 3 להלן מציג שני מדדי יציבות תעסוקתית: מספר המעברים הממוצע (בין מעסיקים) ומספר
ה"נשאים" (לא ניידים) בשלוש תקופות החקירה, בפירוט לפי קבוצות שונות. כצפוי, עם הגיל עולה
מידת היציבות התעסוקתית. נשים באופן כללי יציבות יותר (כנראה בשל חלקן במגזר הציבורי) אם
כי הפער המגדרי מצטמצם בתקופה השלישית. יהודים יציבים יותר מערבים. העולים והצעירים (עד
גיל 34) הכי פחות יציבים מבין הקבוצות בשלוש התקופות. בבחינה לפי ענפי תעסוקה (בשנת הבסיס
של כל תקופה) מתקבל כי דווקא בענפי הבנקאות והפיננסים היציבות היא הגבוהה ביותר, לאחר מכן
במגזר הציבורי הרחב, לאחר מכן בענפים המסורתיים – בנייה, חקלאות ותעשייה. בשני הענפים
הקיצוניים מבחינת רמות השכר – הענף בעל השכר הגבוה ביותר והנמוך ביותר – הייטק ושירותים
אחרים בהתאמה – מידת הניידות או חוסר היציבות התעסוקתית היא הגבוהה ביותר, ובתקופה
השנייה והשלישית ענף ההייטק מוביל בקטיגוריה זו.

לוח 3 : מדדי יציבות תעסוקתית בשלוש תקופות החקירה לפי קבוצות באוכלוסייה

2005-2000		2000-1995		1995-1990	
שיעור הלא ניידים	מספר מעברים ממוצע בתקופה	שיעור הלא ניידים	מספר מעברים ממוצע בתקופה	שיעור הלא ניידים	מספר מעברים ממוצע בתקופה

תקופה : 1995-1990						
60%	0.98	54%	1.05	67%	0.81	גברים
63%	0.94	63%	0.94	70%	0.72	נשים
48%	1.42	43%	1.46	58%	1.10	עד גיל 34
67%	0.77	63%	0.82	72%	0.65	גיל 35-50
71%	0.62	72%	0.62	77%	0.49	גיל 51 ויותר
61%	0.97	58%	1.00	68%	0.77	יהודים
66%	0.84	59%	1.02	68%	0.88	ערבים
63%	0.88	60%	0.93	68%	0.77	וותיקים
49%	1.37	43%	1.50	42%	1.43	עולים
ענפי בשנת הבסיס :						
64%	0.84	57%	1.05	59%	1.00	בנייה תעשייה וחקלאות
47%	1.16	48%	1.13	61%	0.84	הייטק
71%	0.72	62%	0.77	77%	0.56	מגזר ציבורי
76%	0.51	81%	0.41	87%	0.28	בנקאות ופיננסים
52%	1.26	52%	1.29	61%	0.96	שרותים לא מקצועיים
61%	0.96	58%	1.00	68%	0.77	ממוצע כללי

התפלגות העובדים לפי מאפיינים שונים בשלוש התקופות לרבות רמת השכר מוצגת בנספח לעבודה זו. הנתונים בלוח מראים כי הניידות בין מעסיקים מרצון עלתה במידה ניכרת בין התקופה הראשונה לשנייה, התמתנה מעט בתקופה השלישית אך עדיין היתה גבוהה בהרבה מהתקופה הראשונה. לעומת זאת הניידות שלא מרצון עלתה לאורך כל שלוש התקופות.

5. ממצאים

ההשפעה של המוביליות בין מעסיקים על השכר בטווח הקצר (משנה לשנה) נעשתה כאמור בשיטת "ההפרשים הקבועים" (ה-Fixed Effect). הממצאים משתי הגישות המוצגות בלוח 4 לכלל האוכלוסייה מלמדים כי כאשר מחזיקים קבועים את כל יתר המשתנים הבלתי תלויים, יש בממוצע קשר שלילי בין ניידות בין מעסיקים על השינוי בשכר – הן לגבי עוברים מרצון והן לגבי מי שעוברים שלא מרצון (שני האחרונים הם משתנים דיכוטומיים). עם זאת, כצפוי, הקנס לגבי העוברים שלא מרצון גבוה הרבה יותר, ולמעשה כפול. הקנס מגיע ל-6%, 7% ו-8% של ירידה בשכר לתקופה הראשונה השניה והשלישית בהתאמה, לגבי העוברים מרצון, ונוסק ל-14%, 15% ו-16.5% של ירידה בשכר לאורך שלוש התקופות לגבי העוברים שלא מרצון. באופן כללי הקנסות, הן עבור ניידות וולונטרית והן עבור ניידות לא וולונטרית גבוהים במעט אצל נשים מאשר אצל הגברים (למעט בתקופה השלישית). בנוסף, הם דומים למדי בשלושת התקופות אם כי נמצאים במגמת עליה (לשני סוגי הניידות – מרצון ושלא מרצון).

החישובים הבאים לגבי המוביליות המצטברת נעשו במטרה לברר את ההשפעה של הניידות בין מעסיקים על השכר לטווח הבינוני-ארוך, של 5 שנים. השיטה הראשונה משתמשת בשיטת הקמן לחישוב רגרסייה של השינויים במאיונים בין השנה הראשונה והאחרונה, לאחר שהיא מנכה את השפעת האנדוגניות של המשתנה "ניידים מרצון", והיא אף מציגה את ההשפעה הישירה של המשתנה ש"בטיפול", במקרה זה ניידים מרצון, על יחס השכר בין סוף התקופה לתחילתה (או יחס רמת השכר במונחי מאיונים).

לוח 5 מציג את תוצאות הרגרסיות לזזים מרצון, כאשר המשתנה התלוי הוא כאמור השינוי במספר המאיונים בין שנה האחרונה לראשונה (שיכול להיות חיובי או שלילי), והמשתנים המסבירים הם משתני הבקרה השונים וכן משתנה המוביליות ("ניידים מרצון" במקרה זה). לצורך השוואה ולמידה של התרומה של השימוש ברגרסיה מסוג זה, נעשה החישוב גם ברגרסיה OLS רגילה. חישוב האומדנים של השלב הראשון, ה-probit, הנדרש בשיטה זו נמצא בחלק השני ובו מוצגים ערכי יחס הסיכויים (odds ratio) להיות נייד מרצון לגבי כל תקופה.

לוח 4. ממצאים מרגרסיות מסוג (FE) Fixed Effect בכלל האוכלוסייה, לבחינת השפעת משתני המוביליות על השכר בטווח הקצר ("פאנל ארוך"), שלוש התקופות הנחקרות. משתנה תלוי: לוג השכר*

	2005-2000			2000-1995			1995-1990			
	נשים	גברים	כולם	נשים	גברים	כולם	נשים	גברים	כולם	
נעים מרצון	-0.083*** (0.001)	-0.078*** (0.001)	-0.08*** (0.001)	-0.08*** (0.002)	-0.063*** (0.001)	-0.071*** (0.001)	-0.071*** (0.002)	-0.057*** (0.002)	-0.062*** (0.001)	
נעים לא מרצון	-0.160*** (0.005)	-0.169*** (0.004)	-0.165*** (0.003)	-0.16*** (0.005)	-0.140*** (0.005)	-0.150*** (0.004)	-0.169*** (0.006)	-0.125*** (0.006)	-0.143*** (0.004)	
גיל**	0.094*** (0.001)	0.106*** (0.001)	0.101*** (0.001)	0.130*** (0.001)	0.136*** (0.001)	0.134*** (0.001)	0.122*** (0.001)	0.127*** (0.001)	0.126*** (0.001)	
גיל בריבוע	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	
ענפים (הבסיס: שירותים לא מקצועיים)										
ענפים מסורתיים	0.033*** (0.003)	0.031*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.060*** (0.004)	0.066*** (0.003)	0.062*** (0.002)	0.042*** (0.003)	0.027*** (0.002)	0.029*** (0.002)	
הייטק	0.137*** (0.005)	0.161*** (0.004)	0.150*** (0.003)	0.145*** (0.005)	0.192*** (0.004)	0.176*** (0.003)	0.070*** (0.005)	0.072*** (0.004)	0.071*** (0.003)	
מגזר ציבורי	-0.014*** (0.002)	0.019*** (0.003)	-0.001 (0.002)	0.028*** (0.003)	0.057*** (0.003)	0.041*** (0.002)	0.037*** (0.002)	0.057*** (0.002)	0.049*** (0.001)	
פיננסים	0.094*** (0.007)	0.112*** (0.007)	0.101*** (0.005)	0.109*** (0.008)	0.101*** (0.008)	0.106*** (0.005)	-0.035*** (0.004)	0.005 (0.005)	-0.014*** (0.003)	
נשואים	0.006 (0.009)	0.040** (0.013)	0.011 (0.007)	0.014 (0.008)	0.017 (0.012)	0.011 (0.007)	0.013 (0.008)	0.048*** (0.012)	0.015* (0.007)	
רווקים***	0.025** (0.010)	-0.027* (0.014)	-0.030*** (0.008)	0.040*** (0.010)	-0.084*** (0.012)	-0.054*** (0.007)	0.069*** (0.010)	-0.023 (0.012)	-0.021** (0.007)	
גרושים	0.040*** (0.009)	0.021 (0.014)	0.020* (0.008)	0.048*** (0.009)	0.008 (0.013)	0.023** (0.008)	0.063*** (0.009)	0.052*** (0.013)	0.043*** (0.008)	
_cons	6.292*** (0.025)	6.648*** (0.026)	6.490*** (0.018)	5.039*** (0.027)	5.511*** (0.026)	5.298*** (0.018)	4.952*** (0.027)	5.556*** (0.026)	5.306*** (0.018)	
	280686	319314	600000	266778	333222	600000	250842	349158	600000	N
	0.092	0.094	0.091	0.187	0.180	0.181	0.255	0.179	0.206	R ²
	-0.090	-0.087	-0.091	0.024	0.016	0.018	0.107	0.015	0.048	adj. R ²

* ברגרסיות נכללו גם משתני השנים המשתתפות שמקדמיהם אינם מוצגים.

**גודל בסיסי הנתונים הרבה מרחב תמרון בהוספה של משתני אינטראקציה ולכן לא נעשה במסגרת הנוכחית עם זאת לצורך בדיקה, הוספת משתנה אינטראקציה של גיל מבוגר עם נעים וולונטרית מעלה את הממצא כי הפיחות בשכר המבוגרים גדול יותר כתוצאה מניידות מרצון.

*** השינוי למצב משפחתי של "רווק" נדיר יחסית ויכול להתרחש רק במעבר מ"אחר" (כגון ידועה/בציבור) לרווק.

שיטה זו הניבה תוצאות המצדיקות את השימוש בה: מבחן וולד (wald) לבדיקת טיב ההתאמה של המודל, נותן אינדיקציה על האיכות הכוללת של המודל ומקדמי הרגרסיה והוא נמצא מובהק בכל הווריאציות שנעשו (במבחן חי בריבוע). מבחינה טכנית, הערכים של ה-rho המייצג את ההטרוגניות הבלתי נצפית נמצאו מובהקים. כמו כן הסימן של ה-rho ברגרסיות חיובי בתקופה הראשונה ושילי בשתי התקופות הבאות.

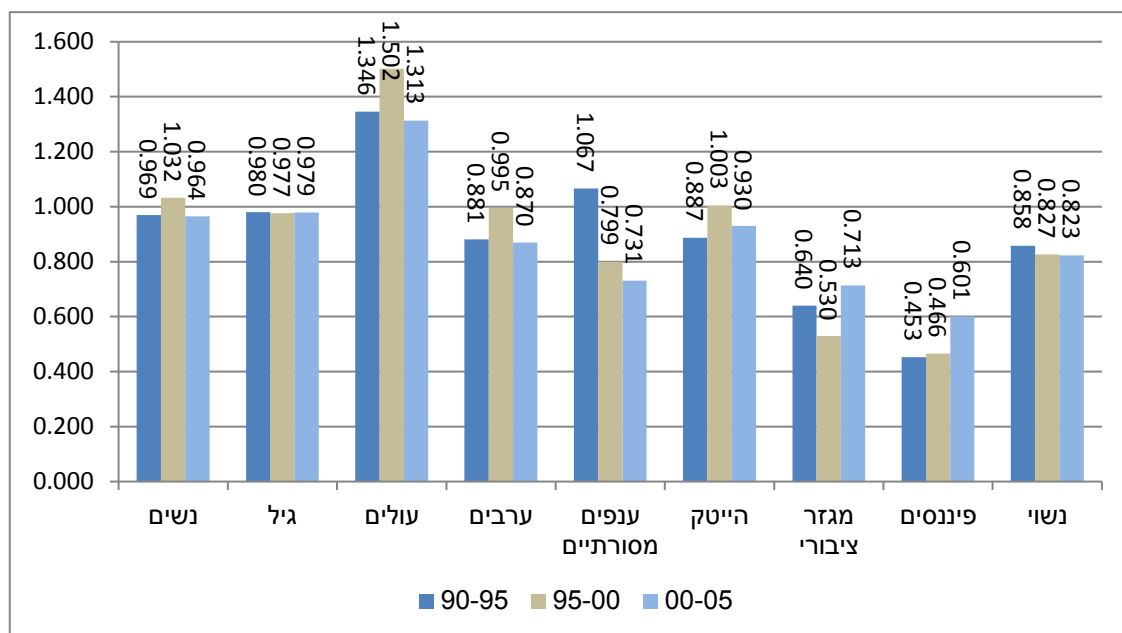
משוואת הסלקציה מסוג probit, שהיא המשוואה השניה (הראשונה היא משוואת השכר), נמצאת כאמור בחלק התחתון של לוח 5. היא מאפשרת לגלות את ההסתברות להיכלל בקבוצת העובדים הניידים. ערכי יחס הסיכויים (ה-odds ratio) מרגרסיות ה-probit מראים שבאופן כללי המאפיינים התעסוקתיים והדמוגרפיים חוזים בצורה דומה את הסיכוי להיות נייד בתקופות השונות, אם כי יש גם כמה הבדלים. לגבי חלק ניכר מקבוצות האוכלוסייה הנטיה להיות נייד בין מעסיקים שונה או הפוכה בתקופה השניה בהשוואה לשתיים האחרות. כך למשל, לנשים יש בדרך כלל נטיה להיות פחות ניידות מרצון (בניכוי השפעת תעסוקה במגזר הציבורי, שהיא עצמה מפחיתה את סיכויי הניידות בעשרות אחוזים בהשוואה לעובדי השירותים) – מקדם הרגרסיה של ה-probit הוא 3.1% בתקופה הראשונה ו-3.6% בתקופה השלישית, אולם בתקופה השניה סיכוייהן עולים ומקדם הרגרסיה הופך את סימנו לחיובי (3.2%). גם אצל הערבים המצב דומה: בתקופה הראשונה והשלישית סיכוייהם להיות ניידים מרצון נמוכים בכ-10% מהיהודים, ובתקופה השניה הסיכויים לנוע בין מעסיקים הופכים להיות דומים לאלה של היהודים. כצפוי, עולים וצעירים ניידים יותר בשוק העבודה; כל שנת גיל מפחיתה 2% סיכויים להיכלל בקבוצת הניידים מרצון בכל התקופות, והעולים מגדילים את סיכוייהם להיות ניידים בשיעורים של כ-30%, למעט התקופה השניה שבה שיעור זה נוסק ל-50%. יצוין שמקדמי הרגרסיה של הרגרסיות מובהקים כולם, למעט ענף ההייטק בתקופה השניה, שמועסק בו מספר קטן יחסית של עובדים. כמו כן בענף זה פועלים כוחות שעשויים להביא לתוצאות מנוגדות מבחינת השפעת הניידות. מצד אחד העובדים בו אינם מוגנים - שיעור ההתאגדות בו אפסי, ומאידך הניידות היא לרוב וולונטרית שכן ניידות מרצון בייחוד בקרב בעלי השכר הגבוהה היא חלק בלתי נפרד מה"תרבות" של ענף זה המאופיין בחדשנות ובשינויים מתמידים.

לוח 5: רגרסייה מסוג "הקמן" (HE) לזיזים מרצון, משתנה תלוי: השינוי במספר המאיונים בין שנה אחרונה לראשונה, OLS ו-HE לתקופה 90-95, 95-00 ו-00-05 בהתאמה

00-05 HE	00-05 OLS	95-00 HE	95-00 OLS	90-95 HE	90-95 OLS	
						רג' ראשית
0.892** (0.329)	0.242* (0.115)	5.227*** (0.295)	2.342*** (0.123)	-4.170*** (0.390)	0.916*** (0.136)	ניידים מרצון
0.236* (0.102)	0.090 (0.107)	0.071 (0.107)	0.022 (0.110)	0.014 (0.119)	-0.865*** (0.119)	נשים
-1.486*** (0.050)	-1.517*** (0.050)	-1.336*** (0.052)	-1.396*** (0.051)	-1.301*** (0.056)	-1.255*** (0.055)	גיל
0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.011** (0.001)	0.011** (0.001)	0.010** (0.001)	0.010** (0.001)	גיל בריבוע
0.776** (0.142)	0.958** (0.139)	4.235*** (0.174)	4.856** (0.169)	9.005*** (0.890)	9.125*** (0.870)	עולים
-2.626*** (0.187)	-2.684*** (0.188)	-3.935*** (0.203)	-3.466*** (0.203)	-0.570** (0.221)	-0.505* (0.217)	ערבים
	0.237 (0.141)		-2.031*** (0.152)		-2.490*** (0.170)	ענפים מסורתיים
	0.044 (0.199)		2.247*** (0.241)		4.384*** (0.248)	הייטק
	0.488*** (0.127)		-1.472*** (0.130)		5.699*** (0.136)	מגזר ציבורי
	1.975*** (0.258)		2.708*** (0.260)		-2.517*** (0.263)	פיננסים
37.221*** (1.016)	37.893*** (0.986)	33.400*** (1.043)	36.283*** (1.018)	35.509*** (1.141)	31.221*** (1.097)	_cons
						Probit: movers
		0.032*** (0.009)		-0.031** (0.010)		נשים
		-0.023*** (0.001)		-0.020*** (0.001)		גיל
		0.406*** (0.013)		0.297*** (0.064)		עולים
		-0.005 (0.017)		-0.127*** (0.017)		ערבים
		-0.224*** (0.012)		0.065*** (0.013)		ענפים מסורתיים
		0.003 (0.019)		-0.120*** (0.019)		הייטק
		-0.635*** (0.011)		-0.446*** (0.011)		מגזר ציבורי
		-0.764*** (0.025)		-0.792*** (0.026)		פיננסים
		-0.190*** (0.011)		-0.153*** (0.012)		נשואים
		0.706*** (0.022)		0.412*** (0.023)		_cons
96887	96887	97387	97387	97914	97914	N
-0.028		-0.101		0.145		Rho
15.705		16.461		18.057		Sigma
0.00	0.07	0.00	0.09	0.00	0.08	(OLS-ל) R2
						מבחן wald (להקמן)

בנוסף למגזר הציבורי, גם במגזר הבנקאות והפיננסים המאופייין אף הוא בשיעור התאגדות גבוה, יחס הסיכויים להיכלל בקבוצת הניידים נמוך בעשרות אחוזים בהשוואה לעובדי השירותים שהם הניידים ביותר מבין ענפי התעסוקה, אם כי ניכרת עלייה בנטייה להיות נייד בתקופה השלישית בהשוואה לתקופה הראשונה והשניה בענף הפיננסים. בענפים המסורתיים, חקלאות, בנייה ותעשייה (ללא הייטק) - חל שינוי ממשי בין שתי התקופות: בתקופה הראשונה של המחקר סיכויים להיכלל בקבוצת הניידים היו חיוביים, ובתקופה השלישית שליליים במידה רבה. יתכן שמקור השינוי בסטטוס של העובדים בקבוצה זו שמקורו בקליטת עובדים זרים בענף הבנייה בתקופה השניה ובעיקר השלישית, שאינם מופיעים בקבוצים אלה ואשר הם אלה ש"תפסו" את מקומם של העובדים הניידים שהיו קודם לכן בענפים אלה. לעומת זאת העובדים המקומיים שנותרו בענפים נהנים מיציבות תעסוקתית רבה יותר. כלומר, נוצרו כנראה שני סגמנטים בתוך אותו ענף, כאשר הסגמנט הראשוני – האזרחים, נהנים מיציבות, ולעומתם מהגרי העבודה מהווים את הסגמנט השניוני ונתונים למעברים רבים ותכופים. מצבן של הנשים קרוב לממוצע בשתי התקופות. באופן כללי, השונות בין קבוצות האוכלוסייה מבחינת הסיכויים להיות נייד גדולה בהרבה בתקופה השניה בהשוואה לשתי האחרות (חזותית - ההבדלים בגובה העמודות בתרשים 1 לגבי התקופה השניה גדולים יותר מאשר בשתי התקופות האחרות), כלומר הניידות התעסוקתית היתה פחות ממוקדת בקבוצות אוכלוסייה ספציפיות והפכה למאפייין של שוק העבודה כולו.

תרשים 1: יחס הסיכויים להיכלל בקבוצת הניידים מרצון – 1990-1995, 1995-2000, 2000-2005*



* כל המקדמים מובהקים למעט ענף ההייטק בתקופה 1995-2000.

חישוב ראשון, ללא התמודדות עם בעיית האנדוגניות - ה-OLS, מניב תוצאות חיוביות אם כי ברמה נמוכה לגבי הניידות מרצון בכל אחת משלוש התקופות: בתקופה הראשונה ניידים מרצון מעלים במידה זניחה את שכרם היחסי על ידי קפיצה של 0.9 מאיוני שכר (כלומר כ-0.2 מאיונים לשנה בממוצע); בתקופה השניה, שהממצאים הקודמים נותנים אינדיקציה על כדאיות רבה יותר לביצוע מעברים – התשואה קופצת ל-2.3 מאיונים כלומר כחצי מאיון בכל שנה, ובתקופה השלישית היא

יורדת חזרה, לרמה נמוכה אף יותר מהתקופה הראשונה, ל-0.2 מאיונים למשך 5 שנים. הממצאים העקביים האלה המראים על תשואה חיובית לשכר בטווח הארוך (אם כי ברמות נמוכות בשתיים מתוך שלוש התקופות), עולים בקנה אחד עם התחזיות של תיאוריות החיפוש וההתאמה ובמידה מסוימת גם תיאורית ההון האנושי – שתיהן מניחות כי הניידות היא בעיקר תוצאה של החלטה רציונלית של הפרט בהתאם למיקומו ומצבו ולכדאיות שלו לבצע מעברים.

לעומת זאת כאשר בוחנים את תוצאות הרגרסיות המטפלות בבעיית האנדוגניות של משתנה המוביליות, מתקבלים ממצאים שונים: בממוצע, הניידות מרצון מובילה לירידה של כ-4 מאיונים בתקופה הראשונה, לעליה של כ-5 מאיונים בתקופה השנייה – ולהישארות באותו מקום פחות או יותר, בתקופה השלישית (מקדמי הרגרסיה של המשתנה "נעים". כלומר, התשואה לניידות מרצון עשויה להיות שונה מאוד בין תקופה אחת לאחרת, עוד לפני שחוקרים את המגמות בקרב עובדים מקבוצות שונות. ברמה של כלל העובדים, עוד לפני ניתוח לפי רמות שכר, ניתן אפוא להסיק לגבי המקרה שלנו שרגרסיה פשוטה שאינה מטפלת בבעיית האנדוגניות חוזה תוצאות צפויות על פי התיאוריות, מאשר רגרסיות בשיטות מורכבות יותר המנכות את המרכיב האנדוגני של משתנה הניידות. יצויין שמבחן להבדלים בין מקדמי המשתנה "נייד מרצון" הראה על הבדלים מובהקים בין התקופות¹⁰.

לוח 6 מציג ממצאים מעיבוד נוסף לצורך בחינת שאלת המחקר בטווח הארוך. החישוב נעשה שוב על נתוני אורך, אך מקוצרים: לכל פרט יש שתי רשומות: נתוני השנה הראשונה ונתוני השנה האחרונה. בנתוני השנה האחרונה נכללים המספר המצטבר של המעברים (מרצון ולא מרצון) וכן את השינוי המצטבר בשכר (המיוצג על ידי ההפרש בין לוג השכר בשנה האחרונה של כל תקופה לבין שנת הבסיס שלה), כך שההפרש בין השנה האחרונה לשנת הבסיס כולל את סך המעברים ואת סך השינוי בשכר בכל התקופה. בדומה לבדיקת שאלת המחקר לטווח הקצר, מקדמי הרגרסיה חושבו בשיטת ה-fixed effects ולכן התוצאות אינן כוללות מקדמים למשתנים האישיים הקבועים על פני זמן. פרט למקדמים של משתני הבקרה הרגילים, הממצאים כוללים אומדנים של השפעה על שינוי השכר המצטבר של שני משתני מוביליות מספר המעברים מרצון ומספר המעברים שלא מרצון¹¹. משתנים אלה שונים ממשתני המוביליות שבהם נעשה שימוש בעיבוד לפי ה-treatment effect - שם הם מתייחסים לעצם הניידות, ואילו פה למספר המעברים.

תוצאות הרגרסיה FE שנעשתה – הפעם לשתי שנים בלבד, הראשונה והאחרונה – נועדה לבדוק את התרומה של עצם הניידות בין מעסיקים לטווח הארוך, בשלוש התקופות הנחקרות ובפילוח מגדרי (לוח 6). התמונה העולה מהלוחות שונה מזו שהתקבלה בניתוח לפי נתוני האורך המלאים הבודקים את ההשפעה משנה לשנה בשיטת ה-FE: ראשית, בהסתכלות לטווח הארוך יותר, הקנסות על המעברים קטנים בהרבה מאשר בטווח הקצר, ובתקופה השנייה המעברים מרצון אף תורמים לעלייה

¹⁰ תוצאות המבחן יועברו לפי דרישה

¹¹ ניסיון ליצור משתנה נוסף של "מספר המעברים מרצון בריבוע" כדי לעמוד על האפקט של מספר גדול של מעברים על השכר, יצר מולטיקוליניאריות בחלק מהמקרים (לנוכח ריבוי המקרים שבהם לא היו מעברים כלל) ולכן הושמט. במקרים שבהם לא היתה מולטיקוליניאריות והוא נמצא מובהק, השפעתו על השכר היתה שלילית, בדומה לממצאים ממחקרים אחרים.

בשכר, הן לגברים והן לנשים. כמצופה מהתיאוריה, המעברים הלא וולונטריים משפיעים שלילית על השכר באופן עקבי – גם בטווח הארוך.

בתקופה השנייה לא רק שהתמורה למעברים מרצון הפכה לחיובית, גם הקנסות על מעברים שלא מרצון ירדו במידה ניכרת. כזכור התקופה השנייה מאופיינת בין היתר בהתערות של העולים בשוק העבודה לאחר קליטתם בו בתקופה הראשונה, וכמו כן בירידה דרסטית בשיעורי ההתאגדות עם כניסתו לתוקף של חוק ביטוח בריאות ממלכתי ב-1995 וההפרדה שנעשתה בין חברות באיגוד המקצועי לחברות בקופת החולים. הנתונים בתחילת הפרק מראים גם שבתקופה זו חל גידול חד בשיעור המעברים. יתכן שגורמים אלה פעלו באופן שגדל הצורך במעברים בין מעסיקים בשוק העבודה לצורך התאמה מחודשת ויצירת שיווי משקל חדש, ולכן עובדים תוגמלו על ביצוע המעברים בתקופה זו (נשים תוגמלו מעט יותר מגברים).

בכל המקרים השפעת המעברים מרצון בטווח הבינוני-ארוך חיובית בהרבה מזו שהשתקפה בניתוחים לטווח הקצר. הסיבה להבדלים בין התשואה לשכר על מעברים בטווח הקצר לעומת הטווח הבינוני-ארוך עשויה להיות שמעברים מרצון נתפסים אצל המועסקים, במידה של צדק, כ"השקעה לטווח ארוך", בדומה לתפקיד שממלאות הכשרה או השכלה בתיאוריית ההון האנושי. יתכן שבמקרים מסוימים, הניסיון המצטבר אצל סוגי מעסיקים שונים בעידן גלובלי וטכנולוגי הדורש דינמיות והתאמה מהירה למצבים חדשים, מעניק יתרון למי שנעים בשוק העבודה, ומגדילים את הניסיון שלהם ממקומות עבודה בעלי מאפיינים שונים ואת הידע שלהם לגבי צורות עבודה מגוונות.

לוח 6: השפעת מספר המעברים המצטבר בתקופה של חמש שנים על מיקום העובדים בהתפלגות השכר לפי קבוצות מגדר, FE, שלוש התקופות. משתנה תלוי: השינוי במספר מאיוני השכר בין השנה האחרונה לראשונה

2000-05			1995-00			1990-95			
נשים	גברים	כולם	נשים	גברים	כולם	נשים	גברים	כולם	
-0.587***	0.092	-0.471***	0.330***	0.244**	0.289***	-0.270**	-0.180*	-0.215***	מס' מעברים מרצון
(0.067)	(0.061)	(0.049)	(0.075)	(0.075)	(0.053)	(0.100)	(0.075)	(0.060)	
-2.642***	-0.163	-2.684***	-0.978*	-1.303***	-1.244***	-1.908***	-2.600***	-2.349***	מס' מעברים לא מרצון
(0.306)	(0.295)	(0.232)	(0.393)	(0.346)	(0.260)	(0.506)	(0.380)	(0.305)	
3.878***	4.603***	3.526***	3.393***	3.677***	3.560***	3.105***	3.704***	3.488***	גיל
(0.075)	(0.110)	(0.055)	(0.090)	(0.081)	(0.060)	(0.098)	(0.077)	(0.060)	
-0.046***	-0.039***	-0.041***	-0.040***	-0.045***	-0.043***	-0.037***	-0.045***	-0.042***	גיל בריבוע
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
0.642**	1.660***	0.556**	1.915***	2.892***	2.368***	5.390***	3.846***	4.210***	ענפים (הבסיס: שירותים)
(0.248)	(0.388)	(0.200)	(0.411)	(0.291)	(0.233)	(0.470)	(0.302)	(0.254)	ענפים מסורתיים
8.399***	17.09***	7.775***	7.617***	10.99***	9.794***	5.160***	5.070***	5.189***	הייטק
(0.486)	(1.177)	(0.395)	(0.707)	(0.534)	(0.427)	(0.823)	(0.531)	(0.447)	
1.502***	1.166**	0.526**	2.000***	4.359***	3.064***	1.868***	2.708***	2.250***	פיננסים
(0.297)	(0.372)	(0.199)	(0.315)	(0.354)	(0.236)	(0.348)	(0.335)	(0.241)	
6.212***	10.45***	5.817***	4.846***	5.327***	5.131***	3.494***	6.063***	4.806***	מגזר ציבורי
(1.091)	(1.706)	(0.704)	(1.025)	(1.104)	(0.753)	(1.025)	(1.076)	(0.749)	
2.748*	-0.959	-0.334	1.083	0.770	0.716	0.219	1.400	0.338	נשוי
(1.354)	(1.107)	(0.647)	(0.672)	(1.061)	(0.571)	(0.770)	(0.956)	(0.606)	
-2.922*	-8.931***	-4.605***	1.151	-6.570***	-4.504***	3.656***	-5.104***	-3.726***	רווק
(1.396)	(1.256)	(0.711)	(0.922)	(1.131)	(0.662)	(1.046)	(1.034)	(0.700)	
2.009	0.057	0.370	3.259***	0.043	1.495*	3.241***	1.607	1.915**	גרוש
(1.417)	(1.266)	(0.711)	(0.806)	(1.156)	(0.655)	(0.945)	(1.115)	(0.725)	
-30.385***	-104.9***	-21.316***	-20.934***	-23.971***	-22.506***	-15.023***	-25.473***	-21.094***	_cons
(2.141)	(2.673)	(1.366)	(2.059)	(2.087)	(1.430)	(2.222)	(1.922)	(1.437)	
106438	39898	200000	88926	111074	200000	83614	116386	200000	N
0.100	0.295	0.075	0.054	0.101	0.079	0.034	0.071	0.052	r2

6. דיון ומסקנות עיקריות

בעבודה זו נבדקה ההשפעה של יציבות תעסוקתית כפי שהיא מתבטאת בניידות בין מעסיקים - על התפתחות השכר של העובדים. השפעה זו נבחנה בטווח הקצר ובטווח הבינוני-ארוך, וכן בתקופות זמן שונות, על בסיס מדגם גדול של כלל השכירים שעבדו בצורה יציבה לאורך כל אחת מהתקופות. השיטות הסטטיסטיות שבהן נעשה שימוש נועדו להתגבר על הטייה מבנית הנובעת מבדיקה של השפעת הניידות על השכר, הקשורה באנדוגניות של משתני הניידות (יצוין שלמרות השימוש בשיטות הללו אין הכרח שהקשר שנמצא הוא סיבתי). מאחר שמאגר הנתונים הוא כאמור גדול ומקיף, התאפשר במחקר זה לבצע את הניתוחים לקבוצות מגדר ורמות שכר נפרדות כדי להסיק על הבדלי ההשפעות של המשתנים הנבדקים על שכר בין הקבוצות השונות.

באופן כללי התברר כי השפעת הניידות בין מעסיקים על התפתחות השכר של עובדים אינה אחידה ומשתנה לפי שני צירים מרכזיים: פרספקטיבת הזמן – טווח קצר לעומת טווח ארוך יותר וכן לפי התקופה הנבדקת. הממצאים מראים בעקביות כי ניידות בין מעסיקים, לרבות זו הנעשית באופן וולונטרי על פי ההגדרות המקובלות, נושאת תשואה שלילית לשכר בטווח הקצר (של שנה). מממצאים אלה מתברר כי המתמידים אצל אותו מעסיק נהנים לא רק מזרם הכנסות יציב התורם לרווחתם, אלא גם מגידול שכר גבוה יותר מאשר הניידים מכל סוג שהוא. בטווח הקצר הניידות בין מעסיקים, משני הסוגים (וולונטרית ולא וולונטרית), מלווה בקנסות בשיעורים כפולים ויותר כאשר מדובר בניידות לא וולונטרית. הממצאים סותרים את התיאוריות הקלאסיות כמו תיאוריות החיפוש ותיאוריית ההתאמה, כי הניידות פועלת בדרך כלל לטובת העובדים במהלך חיפושם אחר משרה מתאימה יותר לכישוריהם.

לעומת זאת בחשבון ארוך טווח יותר, של כחמש שנים, המגמות מעורבות: לעיתים הניידות תורמת לשכר, אם כי במידה מוגבלת (עליה של עד שני מאיונים כלפי מעלה בכל שנה), ולעיתים היא מפחיתה אותו גם בטווח הארוך. נמצא עוד שבהיבט הנחקר, בד"כ ההבדלים בין גברים ונשים קיימים אך אינם גדולים, ובדרך כלל הם לרעת הנשים, כלומר הקנסות שלהן על מעברים גדולים במעט משל הגברים.

עם זאת בראייה מצטברת של חמש שנים, הניידות מרצון עשויה להביא לתוצאות חיוביות. לממצא זה ניתן לייחס את המשמעות הבאה: בשוק העבודה הנוכחי, עובדים מתייחסים למעברים בין מעסיקים כסוג של השקעה עם סיכון מסוים, שעשויה להביא פירות בטווח הארוך אף שיש לה עלויות בטווח הקצר – בדומה למה שתיאורית ההון האנושי מציעה לגבי רכישת השכלה או כל הכשרה מקצועית אחרת.

ראוי לציין שלניידות בין מעסיקים ישנן גם עלויות מעבר. אלה אינן כוללות רק את חודשי האבטלה הכרוכים באי השתכרות (שנעדרו כמעט לחלוטין מניתוח זה, המתייחס לעובדים יציבים בשוק העבודה) אלא גם עלויות שאינן כספיות כגון: הסתגלות למעסיק החדש, לצוות ולסביבת עבודה חדשה, המתח הנגרם מתקופת ניסיון וכד'. אם מוסיפים עלויות אלו לעלויות הנובעות מפגיעה ברמות השכר, הרי שהמסקנה העולה היא שבדרך כלל, למעט בתקופות מסוימות, המעברים אינם מועילים לעובדים גם אם הם מועילים באופן כלשהו לכלל המשק - באמצעות הגדלת הגמישות בשוק העבודה והקטנת

רמת האבטלה החיכוכית. יתכן שהדרך ליהנות משני העולמות עוברת במערכת הביטחון הסוציאלי – על ידי חקיקה מתאימה המגמישה את התנאים לזכאות לדמי אבטלה ולהכשרה מקצועית.

אנדבלד, מ. (2012), "מוביליות ואי השוויון בשכר בישראל, 1990 – 2005", פרסום מספר 109 בסדרת המחקרים של המוסד לביטוח לאומי.

אקשטיין, צ. כהן-גולדנר, ש. ולרום, ט. (2006) "עשור להשתלבות עולי בריה"מ לשעבר בשוק העבודה הישראלי", נייר לדיון מס' 5/2006, המרכז לפיתוח על-שם פנחס ספיר ליד אוניברסיטת ת"א.

סמיונוב מ., לרנטל, ת., (2004) "הגירת עבודה לישראל מקורות ותוצאות" בתוך: עיונים בתקומת ישראל 11 הוצאת אוניברסיטת בן גוריון.

Bernhardt, A., Morris, M. Handcock, M.S., Scott, M. (1999) A. "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men." *Journal of Labor Economics* 17(4), pp. S65-90.

Bird, A. (1996). Careers as repositories of knowledge: Considerations for boundaryless careers. In M. B. Arthur & D. M. Rousseau (Eds.), *The boundaryless career: A new employment principle for a new organizational era* (pp. 150–168). New York: Oxford University Press

Blumen, I., Kogan, M., & MacCarthy, P. J. (1955). "The industrial mobility of labor as a probability process", *Cornell Studies in Industrial and Labor Raltions*, vol. VI. Ithaca, New York: Cornell University.

Cohen, Y., Haberfeld, Y., Kristal, T. and Mundlak, G. (2007) "The State of Organized Labor in Israel", *Journal of Labor Research* 28(2): 255-273.

Davia, M. A. (2005), " Job mobility and wage mobility at the beginning of the working career: a comparative view across Europe", *ISER Working Papers 2005-03*.

Fuller, S. (2008), "Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States", *American Sociological Review*, Vol. 73, No. 1

Haberfeld, Y. (2009), "Group-Based Differences in Intra-Generational Earnings Mobility in Israel", *Research in Social Stratification and Mobility*, Volume 27, Issue 2, June, Pages 79-91

Heckman, J. J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, 47:153-162.

- Hodson, R. (1978) "Labor in the Monopoly, Competitive, and State Sectors-of Production" *Society and Politics*, 8 (3-4), 429-480
- Hudson, K., (2007). "The New Labor Market Segmentation: Labor Market Dualism in the New Economy." *Social Science Research* 27:286-312.
- Inkson, K. (1995). Effects of changing economic conditions on managerial job changes and careers. *British Journal of Management*, 6, 183–194.
- Kalleberg, A. (2000) "Nonstandard employment relations: Part-time, temporary and contract work". *Annual Review of Sociology*, 26: 341-365.
- Kanter, R. M. (1989). Careers and the wealth of nations: A macro-perspective on the structure and implications of career forms. In M. B. Arthur, D. T. Hall, & B. S. Lawrence (Eds.), *Handbook of career theory* (pp. 506–521). Cambridge: Cambridge University Press
- Keith, K., McWilliams, A. (1995). "Wage Effects of Cumulative Job Mobility." *Industrial and Labour Relations Review* 49:305-22.
- _____ (1999) "The Returns to Mobility and Job Search by Gender." *Industrial and Labor Relations Review* 52:460-77.
- Kopczuk, W., Saez, E., and Song, J. (2010), "Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data since 1937", *Quarterly Journal of Economics* Vol. 125, No. 1: 1–45.
- Lazear E., (1986) "Raids and offer matching", in R. Ehrenberg, ed., *Research in labour economics* vol. 8 (JAI press) pp 141-165.
- Le Grand, C., Tåhlin, M. (2002) "Job mobility and earnings growth." *European Sociological Review*, 18: 381-400.
- Mincer, J., and Polachek, S. (1974), "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy* 82.
- Mincer, J. (1986) "Wage Changes in Job Changes," in R. G. Ehrenberg, ed, *Research in Labor Economics*, Vol. 8 (Part A). London: JAI Press Inc., pp. 171-97.
- Mincer, J. and Jovanovic, B. (1979) "Labor Mobility and Wages," NBER Working Paper No. 357.
- Monks, J., Pizer, S., (1998) "Trends in Voluntary and Involuntary Job Turnover." *Industrial Relations* 37(4):440-59.

OECD (1997), "Earnings Mobility, Taking a Longer Run View", *Employment Outlook*, OECD Paris, pp.27-61.

Pavlopoulos, D., Fouarge, D., Muffels, R., Vermunt, J. (2007) (1), Job mobility and wage mobility of high- and low-paid workers, *Schmollers Jahrbuch*, Vol. 127, No. 1, p.47-58.

Pavlopoulos D., Muffels, R., Vermun, J.K. (2007) (2), "Wage Mobility in Europe. A Comparative Analysis Using Restricted Multinomial Logit Regression", OSA working paper WP2005-24

Perez, G., and Sanz, Y.R. (2005) Wage changes through job mobility in Europe: A multinomial endogenous switching approach, *Labour Economics* 12, 531 – 555.

Stier, H., Grusky, D.B., (1990), "An Overlapping Persistence Model of Career Mobility." *American Sociological Review* 55:736-56.

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.

נספח א'

סטטיסטיקה תיאורית של הנדגמים לפי מאפיינים דמוגרפיים כלכליים וחברתיים ולפי תקופה

2005-2000	2000-1995	1995-1990	תקופת חקירה
46.8	44.4	41.9	נשים
91.5	92.4	92.3	יהודים ואחרים
8.5	7.6	7.7	ערבים
התפלגות לפי קבוצות גיל			
33.8	32.0	32.9	25-34
50.4	55.4	52.8	35-50
15.8	12.6	14.3	51+
16.7	11.5	0.4	עולים
התפלגות לפי ענפים (שנת הבסיס)			
ענפים מסורתיים (בנייה, תעשייה וחקלאות)			
20.8	19.7	16.6	
8.2	5.6	6.1	ענף ההייטק
30.9	37.5	37.5	מגזר ציבורי רחב
4.4	4.7	5.4	בנקאות ופיננסים
35.7	32.5	34.4	מסחר ושירותים
התפלגות לפי ניידות בין מעסיקים*			
61.1	57.7	68.1	נשאים/מתמידים
34.8	38.7	29.1	נעים/זזים באופן וולונטרי
4.1	3.6	2.8	נעים/זזים לא וולונטריים
מצב משפחתי בתקופת הבסיס			
78.5	81.7	83.8	נשואים
12.4	10.6	9.6	רווקים
1.0	1.1	1.3	אלמנים
6.4	5.1	3.9	גרשים
רמות השכר (ש"ח לחודש במחירי 2007)**			
10,193	9,565	8,664	שנת הבסיס
11,328	12,018	11,488	שנה שישית
1.11	1.26	1.33	יחס בין שנה ראשונה לאחרונה

*להגדרות המדוייקות שנת משתני הניידות בין מעסיקים - ראו בפרק הנתונים והשיטה
 **השינויים בשכר מושפעים גם מהרכב האוכלוסייה השונה בכל תקופה.

נספח ב'

רמות השכר (ש"ח לחודש, במחירי 2007) בפילוח לפי קבוצות מגדר ולפי מתמידים אצל אותו מעסיק ונעים בין מעסיקים בכל אחת מתקופות החקירה

2005-2000	2000-1995	1995-1990	תקופת חקירה
רמות שכר (ש"ח לחודש, במחירי 2007) - כלל המדגם			
10,193	9,565	8,664	שנת בסיס
10,916	10,040	8,961	שנה שניה
10,564	10,417	9,432	שנה שלישית
10,580	10,854	9,889	שנה רביעית
11,328	12,018	11,488	שנה שישית
1.11	1.26	1.33	יחס בין שנה אחרונה לשנת הבסיס
שכר נשים			
7,527	6,969	5,991	שנת בסיס
8,167	7,391	6,222	שנה שניה
7,953	7,641	6,546	שנה שלישית
7,969	7,993	6,891	שנה רביעית
8,319	8,259	7,578	שנה חמישית
8,505	8,821	8,234	שנה שישית
1.13	1.27	1.37	יחס בין שנה אחרונה לשנת הבסיס
שכר גברים			
12,535	11,642	10,588	שנת בסיס
13,329	12,159	10,933	שנה שניה
12,856	12,637	11,510	שנה שלישית
12,873	13,143	12,048	שנה רביעית
13,316	13,604	12,787	שנה חמישית
13,808	14,575	13,830	שנה שישית
1.10	1.25	1.31	יחס בין שנה אחרונה לשנת הבסיס
שכר הנשואים אצל אותו מעסיק			
רמות שכר (במחירי 2007)			
10,927	10,374	9,093	שנת בסיס
11,587	10,773	9,391	שנה שניה
11,198	11,077	9,830	שנה שלישית
11,209	11,498	10,263	שנה רביעית
11,632	11,786	10,991	שנה חמישית
11,993	12,488	11,996	שנה שישית
1.10	1.20	1.32	יחס בין שנה אחרונה לשנת הבסיס
שכר מי שביצעו ניעות בין מעסיקים			
9,040	8,462	7,745	שנת בסיס
9,859	9,039	8,041	שנה שניה
9,566	9,516	8,580	שנה שלישית
9,591	9,976	9,090	שנה רביעית
9,953	10,468	9,785	שנה חמישית
10,283	11,375	10,401	שנה שישית
1.14	1.34	1.34	יחס בין שנה אחרונה לשנת הבסיס

Abstract

This research examines the relationship between employment stability (expressed in term of job mobility) and wage growth. This relationship has been evaluated both in the short term (from year to year) and in the medium to long term (after 5 years). Findings are presented for three equivalent intervals during an overall relevant period of a decade and a half, between 1990 and 2005 (six years each: 1990-1995, 1995-2000 and 2000-2005), in order to study the consistency and durability of this connection in different times with different demographic and socio-economic characteristics.

The database used for this research derives from administrative data from tax authorities, with additional demographic and socio-economic data from other sources. According to this data, employment stability has significantly declined between the first and the second half of the 1990s, and then remained at a similar level.

The results show that in the short term job mobility, even voluntarily, has a **negative** effect on wage growth in each of the three periods examined, regardless of the economic and social situation in the different periods. However, from a **cumulative** standpoint of a five years span, it turns out that involuntary mobility has a negative effect on wage growth in the long term as well. As regard to voluntary mobility, **findings are mixed**. The increase in earnings observed in the long term in relation with job mobility may be explained as follows: in the current labor market, moving between employers is regarded by workers as a kind of investment involving some risk, which may yield returns in the long term even though it has short-term costs – as advocated by human capital theory with respect to acquiring academic education or any other vocational training. The findings also show that job mobility impact on wage growth in the long term is not consistent in term of time; it fluctuates between different periods.

Considering the transition costs that were not taken into account in this research, it appears that, most of the time, employment stability (in this case, working for the same employer over time) is related with better wage growth.



Job Mobility And Wage Growth

Miri Endeweld

Working Papers **128**

Jerusalem, August 2018

www.btl.gov.il



Job Mobility And Wage Growth

Miri Endeweld



Working Papers **128**
August 2018