

# התפתחות הפרמיה להשכלה בענפי המשק הישראלי גורמי ביקוש והיצע 1997-2011

גלעד ברנד  
עמית מכון מילקן

## תודות

ברצוני להודות מקרב לב לפרופ' גלן יאגו שסייע בעריכת המחקר ותמך בו. תודה לפרופ' ברזיס על רעיונות חדשים והערות שתרמו למחקר. תודה מיוחדת למר בנימין עוז על הליווי הצמוד, על ההכוונה ועל הסבלנות הרבה לאורך התהליך כולו. תודתי נתונה גם למשתתפי הסמינר בחטיבת המחקר של בנק ישראל על הערותיהם המועילות.

## על אודות תוכנית עמיתי מכון מילקן

תוכנית עמיתי מכון מילקן מקדמת את הצמיחה הכלכלית בישראל באמצעות התמקדות בפתרונות חדשניים, מבוססי שוק, לבעיות מתמשכות בתחומים חברתיים, כלכליים וסביבתיים. התוכנית מתמקדת באיתור פתרונות גלובליים והתאמתם למציאות הישראלית ובבניית ממשקים חיוניים המחברים בין משאבים ממשלתיים, פילנתרופיים ועסקיים, לטובת צמיחה ופיתוח לאומי בר-קיימא.

התוכנית מעניקה מלגות שנתיות לישראלים מצטיינים, בוגרי מוסדות להשכלה גבוהה בארץ ובעולם, המתמחים במוקדי קבלת ההחלטות הלאומיים ומסייעים בפיתוח פתרונות באמצעות מחקר והתמחות. היקף הפעילות של עמיתי התוכנית הוא מקסימלי – התמחות, הכשרה ומחקר במשך חמישה ימים בשבוע.

במשך שנת התמחותם עוסקים עמיתי מכון מילקן במחקר המדיניות במשרדי הממשלה וברשויות שלטוניות אחרות, ומסייעים למקבלי ההחלטות ולמעצבי המדיניות בחקר ההיבטים השונים של סוגיות כלכליות, סביבתיות וחברתיות.

בנוסף עורכים העמיתים מחקר מדיניות עצמאי, שמטרתו לזהות חסמים לתעסוקה ולצמיחה בישראל ולאתר פתרונות אפשריים. מחקרי העמיתים מתבצעים בהדרכת צוות אקדמאי ומקצועי מנוסה ותומכים במחוקקים וברגולטורים, המעצבים את המציאות הכלכלית, חברתית והסביבתית בישראל.

במהלך השנה מוענקת לעמיתים הכשרה אינטנסיבית במדיניות כלכלית, ממשל ושיטות מחקר. במסגרת מפגשי ההכשרה השבועיים, העמיתים רוכשים כלים מקצועיים לכתובת תזכירים, מצגות וניירות מדיניות, וכן כלי ניהול, שיווק ותקשורת. בנוסף, נפגשים העמיתים עם בכירים במשק ובממשל ועם אנשי אקדמיה מהשורה הראשונה בישראל ובעולם. בסמסטר הראשון, העמיתים משתתפים בקורס המתמקד בחידושים פיננסיים, במסגרת בית הספר למנהל עסקים באוניברסיטה העברית בירושלים. הקורס מקנה 3 נקודות זכות אקדמיות, ומלמד אותו פרופ' גלן יאגו, מנהל בכיר, ומייסד, המעבדות לחידושים פיננסיים™ במכון מילקן.

את בוגרי התוכנית ניתן למצוא במגוון תפקידים בכירים במגזר הפרטי, כמרצים באקדמיה, במגזר הציבורי וכיועצים לשרים ולמשרדי הממשלה. ישנם בוגרים שנקלטו במשרדי הממשלה, ואחרים המשיכו ללימודים גבוהים באוניברסיטאות מובילות בישראל, ארצות הברית ובריטניה.

תוכנית עמיתי מכון מילקן היא לא פוליטית ובלתי מפלגתית, ואינה מקדמת קו פוליטי או אידאולוגי. התוכנית ממומנת על ידי קרנות פילנתרופיות מובילות בארצות הברית ובישראל ומנוהלת על ידי מכון מילקן.

למידע נוסף על אודות התוכנית: [www.mifellows.org](http://www.mifellows.org)



**התפתחות הפרמיה להשכלה בענפי המשק הישראלי  
גורמי ביקוש והיצע 1997-2011**

**גלעד ברנד**  
עמית מכון מילקן



# תוכן עניינים

1	תקציר
1	1. הקדמה
2	2. סקירת ספרות
2	2.1 התשואה להשכלה בישראל
4	2.2 החשיפה לתחרות בינלאומית והקיטוב בשוק העבודה
6	3. בסיס הנתונים, שיטת המחקר והניתוח האמפירי
11	4. מסגרת תאורטית ואמידה אמפירית
12	4.1 חלוקה לסקטורים
13	4.2 אמידה אמפירית
14	4.3 אמידת הפרמיה להשכלה
15	4.4 אמידת ההיצע היחסי
15	4.5 תוצאות האמידה
17	5. סטטיסטיקה תיאורית
21	5.1 גורמי ביקוש והיצע
26	6. השפעת היצע העובדים המשכילים על פריון העבודה
30	7. סיכום
32	רשימה ביבליוגרפית

## תקציר

מחקר זה בוחן את התפתחות הפרמיה להשכלה במשק הישראלי בשנים 1997–2011. הפרמיה להשכלה מוגדרת כפערי השכר בין עובדים שרכשו השכלה גבוהה לבין עובדים בעלי השכלה תיכונית בלבד, וממנה ניתן להסיק לגבי תנודות בביקוש לעובדים משכילים. אמידת הפרמיה להשכלה לאורך תקופה ממושכת, בהתחשב בשינויים במלאי ההון האנושי, מאפשרת לבחון את התפתחות הביקוש של הפירמות לעובדים משכילים אל מול ההיצע של עובדים אלה.

המחקר עורך הבחנה בין הענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי ובין ענפים מייצאים, הבחנה חשובה על רקע התמונה הדואלית המצטיירת בשוק העבודה: מחד גיסא – מגזר יצואני הנמצא בחזית הגלובלית של החדשנות והידע, ומאידך גיסא – יתר המגזר העסקי המתאפיין בתחרותיות נמוכה, פריון נמוך ושיעורי צמיחה מזעריים. מאחר שמלאי ההון האנושי עלה בכל ענפי המשק (בעוצמות שונות) אך תהליכי התייעלות ואימוץ טכנולוגיות מתקדמות חלו בעיקר בענפים המייצאים המעסיקים חלק קטן בלבד מהמגזר העסקי, ניתן לשער ששוק העבודה לא התרחב דיו כדי לקלוט את המשכילים שנוספו.

באמצעות המסגרת התיאורטית הרלוונטית בספרות המחקר בוחן את התפתחות הפרמיה להשכלה (הביקוש לעובדים משכילים) אל מול השינויים במלאי הון האנושי (ההיצע). אמידת הפרמיה להשכלה לצד ההיצע לאורך זמן מאפשרת לבחון את האפשרות שהעלייה בהשכלה לא לוותה בעליה תואמת בביקוש לעובדים משכילים.

בדיקה זו לא הניבה ראיות תומכות. נמצא שלצד העלייה בהיצע העובדים המשכילים חלה גם עלייה גם בביקוש. ממצא זה תקף הן בקבוצת הענפים המייצאים והן בקבוצת הענפים המקומיים.

המחקר מצביע על עלייה בפרמיה להשכלה בכלל שוק העבודה אך נמצא כי זו נעוצה בשתי מגמות מנוגדות; עלייה חדה בפרמיה בענפים המייצאים ושינויים מינוריים בלבד בענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי. ככל הנראה, הגידול בהיצע של עובדים משכילים בעלי מיומנויות הנדרשות בענפים מייצאים אינו מדביק את הגידול בביקוש היחסי.

לא מן הנמנע שהביקוש הגובר לעובדים מיומנים בענפים מייצאים לוחץ לעליה בפרמיה להשכלה גם בענפים המקומיים, תמיכה בהשערה זו מתקבלת באמצעות מבחן גריינג'ר לסיבתיות.

המחקר אינו מוצא ראיות להתרופפות הקשר בין הון אנושי לבין פריון העבודה כאשר בוחנים את שוק העבודה כמקשה אחת. האומדנים השונים מצביעים על גידול של 55%-86% בפריון היחסי של העובדים המשכילים במהלך התקופה הנחקרת. סביר שממצא זה נעוץ בעיקר בהצלחתם של העובדים המשכילים במקצועות הרלוונטיים לענפים מייצאים.

## 1. הקדמה

מחקר זה בוחן את התפתחות הפרמיה להשכלה במשק הישראלי בשנים 1997–2011. הפרמיה להשכלה מוגדרת כפערי השכר בין עובדים ברמות השכלה שונות ואמידתה לצד שינויים במלאי ההון האנושי מאפשרת לבחון את התפתחות הביקוש מצד המעסיקים לעובדים אקדמאים אל מול התפתחות ההיצע של עובדים אלה.

המחקר עורך הבחנה בין הענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי ובין הענפים המייצאים. הבחנה זו חשובה על רקע התמונה הדואלית המצטיירת בשוק העבודה: מחד גיסא – מגזר יצואני הנמצא בחזית הגלובלית של החדשנות והידע, ומאידך גיסא

– יתר המגזר העסקי המתאפיין בפריון נמוך ובשיעורי צמיחה מזעריים. לאחרונה הראה ברנד (2013) שהעלייה בשיעורי ההשכלה בענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי לא באה לידי ביטוי בעלייה תואמת בפריון העבודה. ואילו בנק ישראל (2014) מצא שחלק ניכר מהמשכילים בענפים אלה רכשו השכלה שאינה רלוונטית למשרה שהם מאיישים.1 המחקר הנוכחי מחזק ממצא זה ומראה שבקרב הענפים המקומיים קצב הגידול של עובדים משכילים גבוה מפי שלושה מקצב הגידול בשיעור העובדים במשלחי היד הדורשים השכלה אקדמית. לאור זאת עולה ההשערה, שהעלייה בשני העשורים האחרונים בשיעור הפונים להשכלה גבוהה הייתה גבוהה מהעלייה בביקוש מצד הפירמות לעובדים אלה. במידה והשערה זו נכונה ניתן יהיה לצפות לשחיקה בתגמול עבור השכלה גבוהה.

על מנת לבחון השערה זו נעשה שימוש בשיטתם של (Acemoglu & Autor (2011) לאמידת התמורות בפרמיה להשכלה ובמלאי ההון האנושי. באמצעות המסגרת התאורטית המקובלת בספרות (Card & Lemieux, 1992 : Katz & Murphy, 2008 & Goldin, 2001) תוצג השוואה בין התפתחות גורמי הביקוש וההיצע. המחקר ירחיב את המסגרת התאורטית הקיימת על מנת להבחין בין הענפים המייצאים (המגזר הסחיר) והענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי (המגזר הלא-סחיר), ועל מנת לעמוד על הקשר שבין שיעור העובדים המשכילים ופריון העבודה. המשך המחקר מסודר באופן הבא: **בפרק השני** מוצגת סקירת הספרות הרלוונטית, **בפרק השלישי** מוצגים בסיס הנתונים והניתוח האמפירי, **בפרק הרביעי** מוצגות המסגרת התאורטית והאמידה האמפירית, **הפרק החמישי** מיוחד לסטטיסטיקה תיאורית, **הפרק השישי** מיוחד להשפעת היצע העובדים המשכילים על פריון עבודה, ולבסוף הפרק השביעי מכיל סיכום והמלצות.

## 2. סקירת ספרות

סקירה זו דנה בהתפתחות התשואה להשכלה בישראל ובקשר שבין החשיפה לתחרות בינלאומית ובין הקיטוב בשוק העבודה.

### 2.1 התשואה להשכלה בישראל

המחקרים שבחנו את התשואה להשכלה בישראל הצביעו על התפתחות ההשכלה כגורם מרכזי בעליית רמת החיים בישראל. ברגמן ומרום (2005) הצביעו על התפקיד המרכזי של מספר שנות ההשכלה בצמיחת הפריון והתוצר בישראל בשנים 1970–1999. זוסמן ופרידמן (2008) מצאו ששיפור איכות כוח העבודה, לרבות באמצעות העלייה בחלקם של העובדים המשכילים, מסביר כשליש מהגידול בפריון הכולל בשנים 1987–2005. בנק ישראל (2013-ב) הראה שהגידול בהון האנושי בין 1974 ל-2011 תרם בממוצע כ-40% מהצמיחה השנתית של התוצר לנפש, כאשר בעשור האחרון ניכרת ירידה משמעותית בתרומה של ההשכלה לצמיחה. ניתוח שערך ארגון ה-OECD בשנת 2012 הראה שחלקו של מרכיב ההון האנושי בצמיחה (הנמדד על פי שנות השכלה) נמוך מאוד, למרות העלייה המרשימה בשני העשורים האחרונים בשיעור הפונים להשכלה גבוהה. על פי אומדני ה-OECD, כ-7% מהצמיחה לנפש בישראל בעשור האחרון נובעים מעלייה במרכיב ההון האנושי, שיעור נמוך במיוחד בהשוואה ליתר מדינות הארגון.

<sup>1</sup> בר חיים, בלנק ושיביט (2013) הראו ששוק העבודה לא התרחב דיו בין השנים 1995–2008 כדי לספק למשכילים הזדמנויות תעסוקתיות דומות לאלו שבהן זכו המשכילים בדורות הקודמים.

גרא וכהן (2001) וגרא (2005) מצאו שהסיכויים של ערבים משכילים לעסוק במשלחי יד ההולמים את השכלתם נמוכים בהרבה מסיכוייהם של יהודים משכילים. מלצר (2013) מצאה שהתשואה להשכלה בקרב גברים ערבים היא נמוכה בהשוואה לגברים יהודים (אך הפוך אצל נשים). ייתכן שאפליה בעיסוק פוגמת בהקצאה יעילה של ההון האנושי וגורעת מתרומתו לצמיחה.

ממצאי הספרות הכלכלית אינם מראים באופן ברור אם רמת ההשכלה משפיעה על קצב הצמיחה במשק; אך ההשערה שישנה השפעה כזו נתמכה בשורה ארוכה של מחקרים מוקדמים, שהצביעו על כך שהכללת מרכיב של הון אנושי ברגרסה גורמת להקטנת אומדני הפריץ הכולל (Jorgenson & Griliches, 1967), ושההון האנושי מסביר היטב את הפרשי השכר (Becker, 1962; Mincer, 1974; Schultz, 1971).

חוקרים נוספים הצביעו על מרכיב ההון האנושי כאחד הגורמים המרכזיים להתרחבות התוצר הפוטנציאלי (Barro, 1991; Mankiw et al., 1992). מחקרים אחרים הראו שהבדלים בפריץ הכולל ובהון האנושי מסבירים את מרבית הפערים בין המדינות בתוצר לנפש (Edwards, 1998). מנגד, החל בתחילת שנות האלפיים הצביעו כמה מחקרים על ממצאים פסימיים יותר, שלפיהם רק שיעור קטן מהמתאם שבין צמיחה ובין צבירת שנות לימודים משקף סיבתיות (Bils & Klenow, 2001; Krueger & Lindahl, 2001; Pritchett, 2001).

מרבית המחקר האמפירי, המבוסס על השוואות בינלאומיות, מתייחס לממוצע שנות הלימוד של המועסקים במשק בהנחה שנתוני שנות הלימוד מייצגים את צבר ההון האנושי בשוק העבודה. השערה זו גוררת הנחה מחמירה במיוחד בדבר תרומה אחידה של כל שנת לימוד, מכל סוג של חינוך, למיומנות העובד. מחקרים עדכניים יותר מערערים על הנחה זו, ומראים שמדידת ההון האנושי באמצעות הכישורים הקוגניטיביים בשלבי החינוך הבית ספרי (הנמדדים על ידי תוצאות התלמידים במבחנים הבינלאומיים) מובילה לאמידה טובה יותר של ההון האנושי באוכלוסייה (Hanushek & Woessmann, 2012). בן דוד (2012) הראה שכאשר מיישמים את תוצאות מחקרם של Hanushek & Woessmann לישראל, מתברר שאילו היו הישגי התלמידים ב-1980 זהים לממוצע ה-OECD, שיעור הצמיחה של התוצר לנפש היה גבוה יותר ב-0.44 נקודות האחוז מדי שנה. על פי גישה זו, ייתכן שכשלים בשלבים המוקדמים יותר של רכישת ההשכלה אינם ניתנים לתיקון על ידי השכלה אקדמית. על פי השערה אחרת, התשואה למשק מההשכלה תלויה במרחק של המדינה מהחזית הטכנולוגית ובסוג ההשכלה. ההנחה היא שההשכלה הגבוהה מועילה יותר ככל שהמדינה קרובה יותר לחזית הטכנולוגית, מאחר שאז היא פועלת להגדלת המו"פ והחדשנות. מאידך גיסא, השכלה יסודית חשובה יותר למדינות מתפתחות המתרכזות באימוץ טכנולוגיות קיימות (Vandenbussche, Aghion & Meghir, 2006; Aghion, 2008).

קמחי (2010) בחן את פערי השכר בין קבוצת העובדים המשכילים והלא משכילים. מחקרו מצביע על עלייה בפערי השכר בין שתי קבוצות אלה. העלייה בשכר היחסי של המשכילים מפתיעה לכאורה, על רקע העלייה המהירה של היצע העובדים האלה בשני העשורים האחרונים. מסקנת החוקר היא שהביקוש לעובדים משכילים גדל בשיעור גבוה יותר מהעלייה בהיצע.<sup>2</sup> בר חיים, בלנק ושביט (2013) מצאו שבין השנים 1995–2008 שוק העבודה לא התרחב דיו כדי לספק הזדמנויות תעסוקתיות דומות לאלו שבהן זכו משכילים בדורות הקודמים.

<sup>2</sup> קמחי (2011) מצביע על הגברת הנגישות להשכלה גבוהה כאמצעי לצמצום פערי שכר בחברה. לעומת זאת בר חיים, בלנק ושביט (2013) הראו שהמשכילים שנוספו לא הגיעו משכבות סוציו-אקונומיות חלשות אלא מהשכבות החזקות, ולכן מערכת ההשכלה הגבוהה לא הביאה לצמצום המתבקש באי-השוויון.

לסיכום, קיימים ממצאים המצביעים על ירידה בתרומת ההון האנושי לצמיחה במשק הישראלי, אך הממצאים הסותרים בספרות הכלכלית אינם מאפשרים לומר אם עלייה נוספת בצבר ההון האנושי במשק עשויה לתרום להאצת הגידול בפריון העבודה. המחקר יאיר סוגיה זו בפרק השישי.

### 2.1.1 מדידת תרומת ההשכלה לפריון העבודה

המידה שבה שנות הלימוד משפיעות על הפריון וההכנסה במשק נמדדת בשתי דרכים עיקריות: גישת המיקרו שבה נמדד מלאי ההון האנושי במשק בשילוב עם אומדנים שונים של התשואה להשכלה, (מעלם ופריש 1999, זוסמן ופרידמן 2008), וגישת המיקרו הנשענת על נתוני פאנל ברמת מדינות, (OECD (2012 או ברמת ענפים, ברגמן ומרום (2005).

גישת המיקרו מתבססת על פירוק מרכיבי הצמיחה לגורמי הייצור והפריון, גישה זו כרוכה באמידת נתוני פאנל ברמת המדינות או הענפים תוך הנחה שהתשואה להשכלה שווה בין המדינות (או הענפים). בגישת המיקרו נדרש נתונים לגבי מלאי ההון ואלו זמינים לרוב רק בקבוצות ענפים מקובצות (למעט בענפי התעשייה), לכן גישה זו כרוכה באמידת מספר תצפיות קטן יחסית (ראה בנק ישראל - 2013ב: 19-20).

(Katz & Murphy (1992 הציעו מסגרת תיאורטית הבוחנת באמצעות גישת המיקרו את "גורמי הביקוש וההיצע". מסגרת זו מתעלמת מסוגיות כגון תשואת המשק מהשכלת עובדיו או הרמה האופטימאלית של מלאי ההון האנושי ומבוססת על השוואה על פני זמן של ביקוש הפירמות למיומנות למול שינויים במלאי ההון האנושי (ההיצע). על פי Katz & Murphy (1992), הפרמיה להשכלה תלויה בהיצע העובדים המשכילים ובביקוש של הפירמות לעובדים מיומנים. בגישה זו, עליית הפרמיה להשכלה מלמדת שהביקוש לעובדים משכילים עלה ביותר מההיצע ולחילופין, ירידה בפרמיה מצביעה על כך שמלאי ההון האנושי התרחב מעבר לביקוש.<sup>3</sup> החוקרים מניחים ששיפורים טכנולוגיים פועלים להגדלת הביקוש לעובדים משכילים ומפחיתים את הצורך בעובדים לא מיומנים ולכן הפרמיה להשכלה תלויה בשני כוחות מנוגדים: עליה בהיצע הלוחצת לירידה בפרמיה ושיפורים טכנולוגיים המגדילים את הביקוש לעובדים מיומנים. המסגרת התיאורטית של גורמי הביקוש וההיצע זכתה לתהודה רבה בספרות ומוצגת גם במחקרים עדכניים.<sup>4</sup>

### 2.2 החשיפה לתחרות בינלאומית והקיטוב בשוק העבודה

השימוש הגובר בשיח הכלכלי במונח "כלכלה דואלית" נובע ממודעות למציאות המורכבת בישראל, שבה ישנם כמה ענפי יצוא שהם המקור לחלק הולך וגדל של הצמיחה בפריון העבודה (ברנד, 2013), ולצד מגזר רחב המתאפיין בפריון נמוך (בנק ישראל, 2012; בנק ישראל, 2014) וברמת תחרות נמוכה (בנק ישראל, 2013-א: 45-46). התפתחות הכלכלה הדואלית ניכרת גם מהשוואה לאורך זמן. כך למשל, מאז תחילת שנות התשעים ירד הפריון הכולל בענפי המסחר והשירותים בקצב של 0.63% לשנה, בעוד שהפריון הכולל בתעשייה גדל בקצב גובר - 2.2% לשנה (ראו להלן תרשים 1).<sup>5</sup> בנק ישראל (2014) מצא שיש מתאם חיובי בין שיעור היצוא בתפוקת הענף לבין פערי הפריון (כשהם לטובת ישראל), ושמטאם זה ייחודי למדי לישראל.

<sup>3</sup> Card and Lemieux, (2001) הרחיבו מעט את המסגרת התיאורטית של Katz & Murphy (1992) והניחו של שקיימים הבדלים בין עובדים בקבוצות וותק שונות.

<sup>4</sup> ראה: Carrasco et al.; 2014, Gasparini et al. 2011, Goldin and Katz; 2008, Autor, Katz & Kearney; 2008.

<sup>5</sup> בנק ישראל (2013) מצא ששיעור ההשקעה בין השנים 2000-2011 היה נמוך בכל הענפים, למעט התעשייה המתאפיינת בתחרות חיצונית, המחייבת את החברות לאמץ טכנולוגיות מחוץ לארץ.



על פי בנק ישראל (2014: 53):

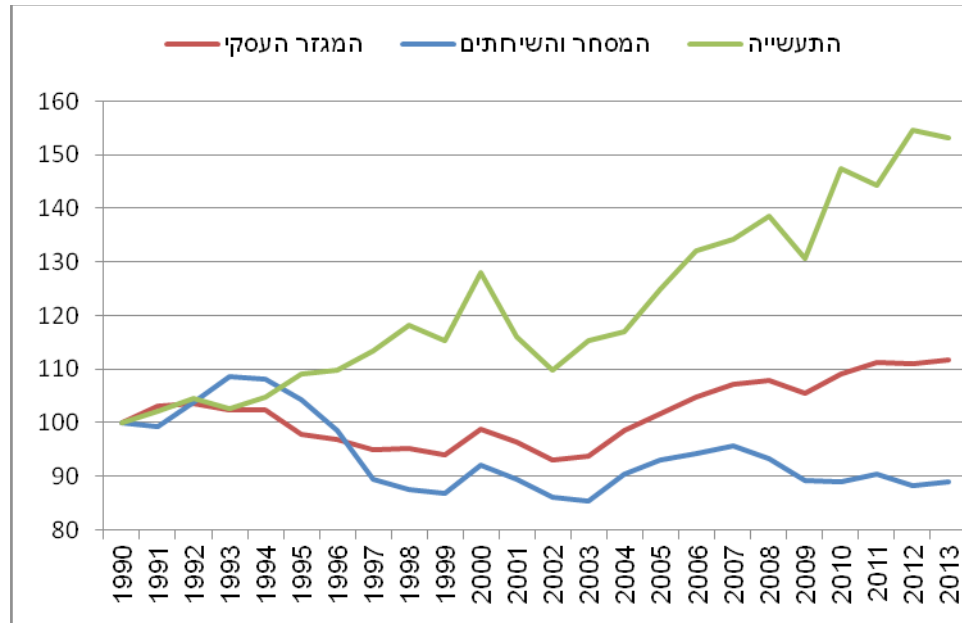
”המגזר המייצא וחלק מענפי השירותים ניצלו בהדרגה את היתרון היחסי של ישראל בתחום ההון האנושי והחדשנות, והדבר מניב פרוץ יחסי גבוה; החלק האחר של המשק, לעומת זאת, אינו מנצל כהלכה את היתרון של ישראל בתחום זה. הענפים שנותרו מאחור הם ענפים עתירי עבודה שמצליחים להתבסס על כוח עבודה זול יחסית, הודות לריבוי הטבעי המהיר בישראל והודות לשימוש בעובדים זרים המשתכרים שכר נמוך.”

שורשי הדואליות בשוק העבודה נעוצים בחשיפת המשק למסחר בינלאומי ובעליית היקפי הסחר בעולם בעשורים האחרונים. מגמה זו הביאה להתמקדות ענפי התעשייה בפעילות עתירת טכנולוגיה והון אנושי ולירידה מהירה בחלקן של התעשיות המסורתיות, וכן למעבר עובדים לא מיומנים מהתעשייה אל הרובד הנמוך של ענפי המסחר והשירותים.<sup>6</sup> סיבה אפשרית לפרוץ הגבוה בענפים המייצאים, היא שענפי היצוא מתמודדים עם תחרות עזה בשוק הגלובלי, המאלצת את הפירמות להתייעל ולהשקיע בטכנולוגיות מתקדמות. ניתן היה לצפות שהעלייה בפרוץ העבודה בענפים המייצאים תגרום ללחצי שכר בכל שוק העבודה ותוביל לתהליכי התייעלות גם בענפים המקומיים. אולם בפועל ענפי המסחר והשירותים ויתר הענפים המקומיים נותרו במידה רבה מאחור (בנק ישראל 2012: 275 ; בנק ישראל 2014: 53-50).

בשנים האחרונות גבר הדיון בספרות הכלכלית בקשר שבין חשיפה לתחרות בינלאומית ועלייה באי-השוויון בחלוקת הכנסות. בין השאר נמצא שחשיפת משק סגור לתחרות חיצונית מובילה להסטה של העובדים המוכשרים יותר לחברות יצואניות המשלמות שכר גבוה יותר (Helpman, Itskhoki & Redding, 2008 ; 2010). מחקר מאוחר יותר הראה שהגידול באי-השוויון, הנובע מחשיפה של משק סגור למסחר בינלאומי, נעוץ ברובו בעלייה בהתפלגות ההכנסות בתוך משלחי היד ובין עובדים בעלי תכונות נצפות דומות (Helpman et al., 2012). במחקר אחר נמצא שחשיפה למסחר בינלאומי דוחפת לעלייה בשכר העובדים בחברות יצואניות ובחברות המייבאות תשומות ביניים הפועלות בשוק המקומי. מאידך גיסא, ישנה ירידה בשכר העובדים בקרב חברות הפועלות בשוק המקומי, שאינן מייבאות תשומות ביניים וחשופות ליבוא מתחרה. המחקר מראה שהתמורות בשכר העובדים נובעות משינויים ברווחי החברות ושינוי באיכות המועסקים (Amitai & Davis, 2012). לסיכום, הדואליות בשוק העבודה נובעת מהצלחתם של ענפי היצוא בזירה הגלובלית, שאינה מתורגמת להתייעלות בענפים המקומיים. מאחר ששיעורי ההשכלה עלו בכל ענפי המשק (בעוצמות שונות), אך תהליכי התייעלות ואימוץ טכנולוגיות מתקדמות חלו בעיקר בענפים המייצאים, עולה ההשערה שהיצע העובדים המשכילים בענפים המקומיים גדל מהר יותר מהביקוש לעובדים אלה.

<sup>6</sup> הקשר השלילי בין גידול כוח העבודה במשק לגידול פרוץ העבודה מתואר אצל Michelis, Estevao & Wilson, 2013 וכן אצל Junankar, 2013.

**תרשים 1: הפריון הכולל במגזר העסקי בענפי המסחר והשירותים והתעשייה 1990–2013**



מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתון: הנספח הסטטיסטי של דו"ח בנק ישראל (2013), פרק ב.

### 3. בסיס הנתונים, שיטת המחקר והניתוח האמפירי

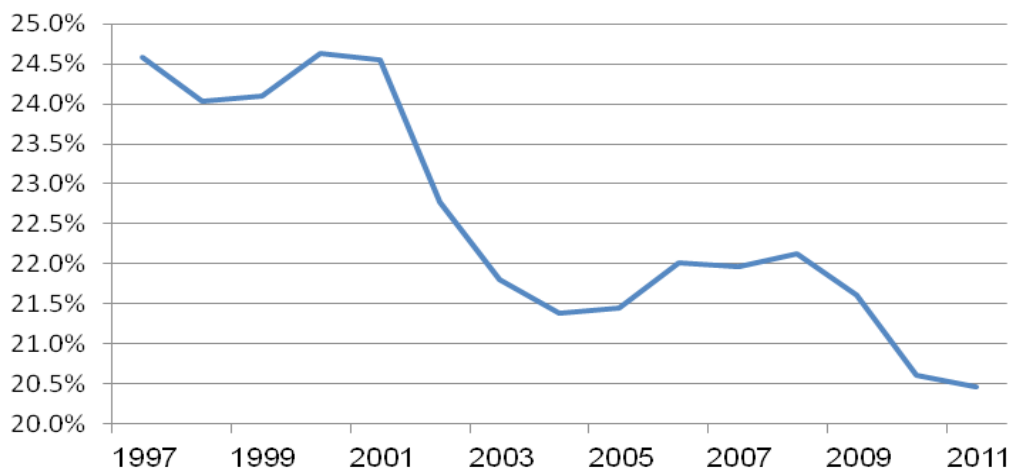
מטרת המחקר היא לבדוק את התפתחות הפרמיה להשכלה וההיצע היחסי של עובדים משכילים בשנים 1997–2011 אגב הבחנה בין המגזר הסחיר והמגזר הלא-סחיר.<sup>7</sup> כמו כן, באמצעות מודל תאורטי יעמוד המחקר על ההשפעה של ההשכלה על פריון העבודה.

המחקר ייעזר בסקר הכנסות על מנת לאמוד את השכר בחתכי אוכלוסייה שונים. אמידה זו תשמש להוספת נתוני שכר לסקר כוח אדם, וכך יחושב השכר הממוצע בכל קבוצת השכלה, ותק ומגדר.

<sup>7</sup> החל משנת 1997 קובץ נתוני סקר ההכנסות כולל הן את סקר הכנסות והן את סקר הוצאות משק הבית. בשנים 1998–2001 התצפיות שנאספו מסקר הוצאות אינן מסווגות לענפים ברמת פירוט של 2 ספרות ובשל כך נעשה שימוש בנתוני סקר ההכנסות בלבד. על מנת לבחון את האם בשנים אלו ישנה הטיה חושבה הפרמיה בשני המגזרים גם בזקיפה באמצעות אינטרפולציה. לצורך זקיפת הנתונים נאמדה הפרמיה להשכלה גם בשנים 1995 ו-1996 והפרמיה בשנים 2001–1997 נזקפו באמצעות הערך הצפוי ברגרסיה שבה המשתנה המוסבר הוא הפרמיה להשכלה במגזר הרלוונטי והמשתנים המסבירים הם הפרמיה להשכלה בכלל המשק. שתי הדרכים מעלות תוצאות דומות למעט בשנת 2000 ולכן הפרמיה בחלוקה על פי מגזרים אינה כוללת את שנה זו. כמו כן, השינויים שנערכו בסקר בשנת 1997 יוצרים שבר בסדרה ולכן השנים שקדמו לשנת 1997 אינם מוצגים כאן.

באמצעות לוח תשומת תפוקה (למ"ס, 2006) נאמד שיעור היצוא מסך ההיצע במחיר בסיס בכל ענף (ברמה של 2 ספרות), חישוב זה מאפשר לחלק את המגזר העסקי<sup>8</sup> למגזר סחיר ולמגזר לא סחיר. חתך החלוקה לשני המגזרים הוגדר כשיעור ייצוא של 15% מסך התפוקה (בשנת 2006).<sup>9</sup> המגזר הסחיר כולל את ענפי התעשייה (למעט תעשיית המזון, הנייר והדפוס והעץ ומוצריו), החקלאות, בתי מלון ושירותי אירוח, מחשוב ומו"פ, והובלה ימית ואווירית שירותים לתחבורה ומסופי מטען. ענפי הכרייה והחציבה ותעשיית היהלומים נכללים רק בניתוח המצרפי של כלל שוק העבודה. הממצאים עמידים סביב יחס זה.<sup>10</sup> תרשים 2 להלן מתאר את החלק היחסי של המגזר הסחיר במגזר העסקי בשנים 1997–2011.

תרשים 2: החלק היחסי של הענפים הסחירים במגזר העסקי בשנים 1997–2011



מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתון: סקרי כוח אדם של הלמ"ס 1997-2011.

תרשימים 3–4 להלן עורכים הבחנה בין הגידול בשיעור העובדים המשכילים<sup>11</sup> לגידול בשיעור העובדים במשלחי יד שנדרשת עבורם השכלה אקדמית (כעזר נעשה שימוש בסיווג משלחי היד של הלמ"ס).<sup>12</sup> כפי שניתן להבחין, בענפים הסחירים קצב הגידול בשיעור העובדים בעלי השכלה גבוהה (העקומה הכחולה) הוא כאחוז לשנה, מעט מעל קצב הגידול בשיעור העובדים במשלחי יד אקדמיים (העקומה הירוקה). בענפים המקומיים, לעומת זאת, היחס בין קצבי הגידול הוא

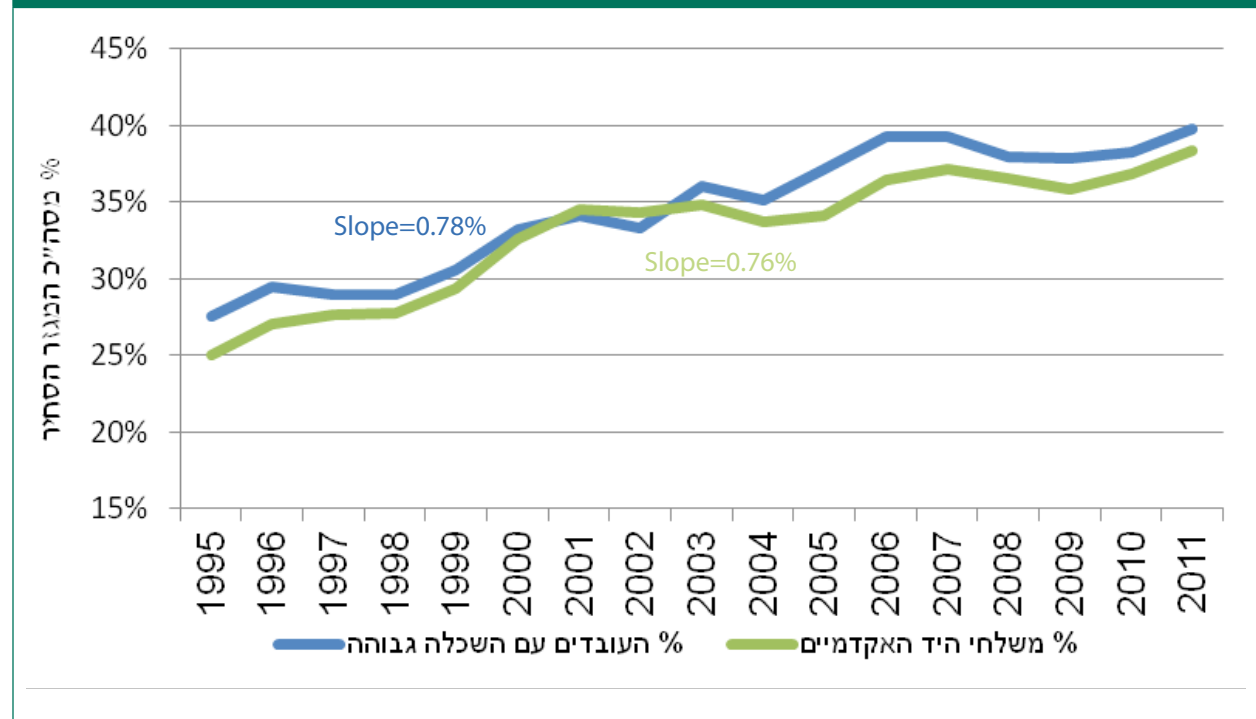
<sup>8</sup> המגזר הלא עסקי הוגדר כענפי המנהל ציבורי, שירותי חינוך, בריאות, רווחה וסעד.  
<sup>9</sup> ניתן למדוד את סחירות הענף באופן מדויק יותר על ידי חיבור שיעור היצוא והיבוא המתחרה. במחקר זה הוחלט לבחון את סחירות הענף באמצעות היצוא בלבד, משום שהקשר בין חשיפת ענף ליבוא מתחרה ופיריון העבודה הוא ברור פחות. ראו בנק ישראל (2014), ברנד (2013: 20–21).  
<sup>10</sup> תמיכה לחתך זה התקבלה באמצעות מבחן Chow (1960) ומבחן Quant-Andrews.  
<sup>11</sup> עובד אקדמאי הוגדר על פי הגדרת המוסד האחרון בו למד ורק עבור עובדים עם לפחות 15 שני"ל.  
<sup>12</sup> סיווג משלחי היד של הלמ"ס והסיווג הבינ"ל המקביל מסווגים את רמת ההשכלה הנדרשת במשלחי היד השונים. משלחי יד אקדמיים כוללים למשל מהנדסים, פסיכולוגים, רואי חשבון, וכדומה. נוסף למשלחי היד האקדמיים נהוג לכלול גם את מקצועות הניהול ומקצועות חופשיים וטכניים שעל פי הסיווג של הלמ"ס נדרשת מהם השכלה על-תיכונית ולא בהכרח אקדמית (סדר 1-2)

גבוה מפי שלושה. כלומר, בממוצע, בכל שנה נוספים כשלושה עובדים עם השכלה אקדמית לכל משרה הדורשת השכלה אקדמית. ממצא זה מרמז שבקרבת הענפים המקומיים הולך וגדל שיעור העובדים הרוכשים השכלה שאינה רלוונטית למשרה שהם מאיישים.

בר חיים, בלנק ושביט (2013) העלו את ההשערה, שבעקבות ההתפתחויות הטכנולוגיות משלחי יד שבעבר לא נדרש עבורם השכלה אקדמית דורשים היום כישורים גבוהים יותר אך מחקרים אינו מוצא תמיכה להשערה זו.

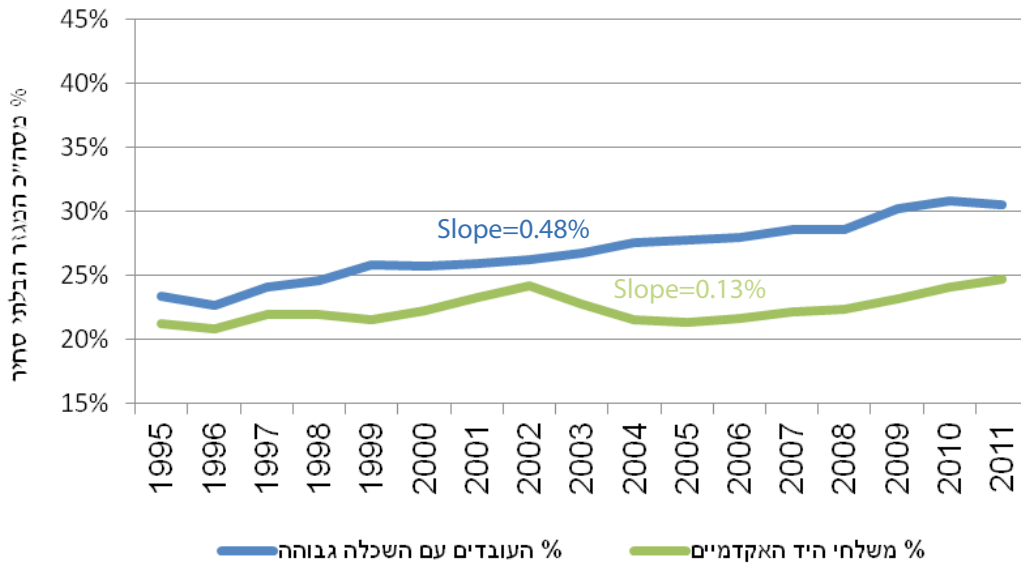
ניתן לבחון זאת גם באמצעות בדיקת השכר השעתי של העובדים המשכילים שאינם מועסקים במשלחי יד אקדמיים לאורך זמן. מגמת ירידה בשכר תצביע על כך שההיצע התרחב מעבר לביקוש והעובדים מועסקים כעת בתנאים טובים פחות מאשר בעבר. תרשים 4-ב מוצא ראיות ברורות לכך, התרשים מציג את התפתחות השכר על פני מחזור החיים התעסוקתיים בשלוש תקופות זמן. על הציר האנכי מונח השכר השעתי, במחירי 2011, לגבר יהודי שאיננו עולה אשר מחושב בשמונה קבוצות של ותק תחשיבי (הציר האופקי). התרשים מלמד על ירידה חדה בשכר בתחילת שנות האלפיים בכל קבוצות הוותק.<sup>13</sup> הנתונים מחושבים על בסיס המתודולוגיה אשר תוצג בסעיף 4.3.

### תרשים 3: היצע העובדים בעלי השכלה גבוהה למול היצע המשרות הדורשות השכלה אקדמית, המגזר הסחיר



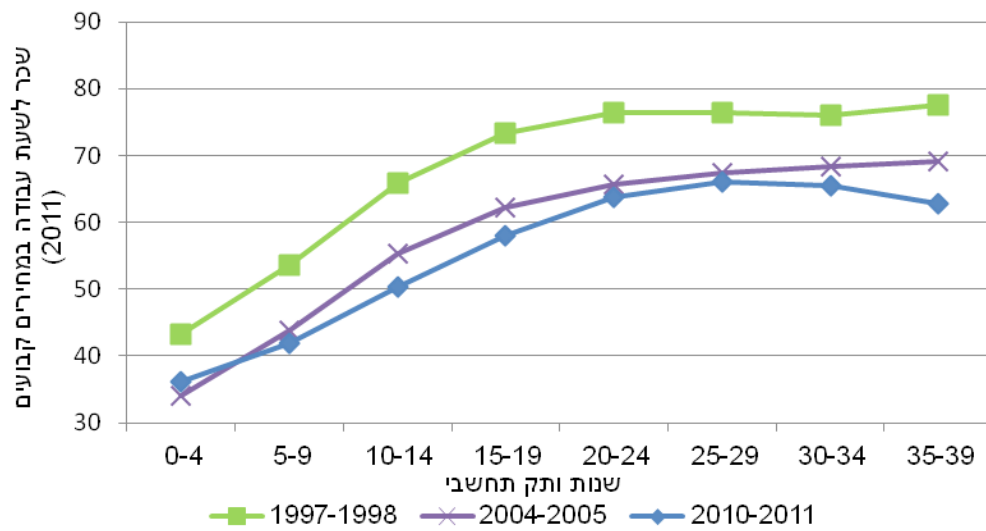
<sup>13</sup> התרשים אינו עורך הבחנה בין ענפים מייצאים וענפים מקומיים, אך מאחר והשיעור של העובדים המשכילים המועסקים במשלחי יד לא אקדמיים נמוך יחסית ניתן להניח שהתרשים מבוסס בעיקר על עובדים בענפים המקומיים.

### תרשים 4: היצע העובדים בעלי השכלה גבוהה למול היצע המשרות הדורשות השכלה אקדמית, המגזר הלא-סחיר



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1995–2011.

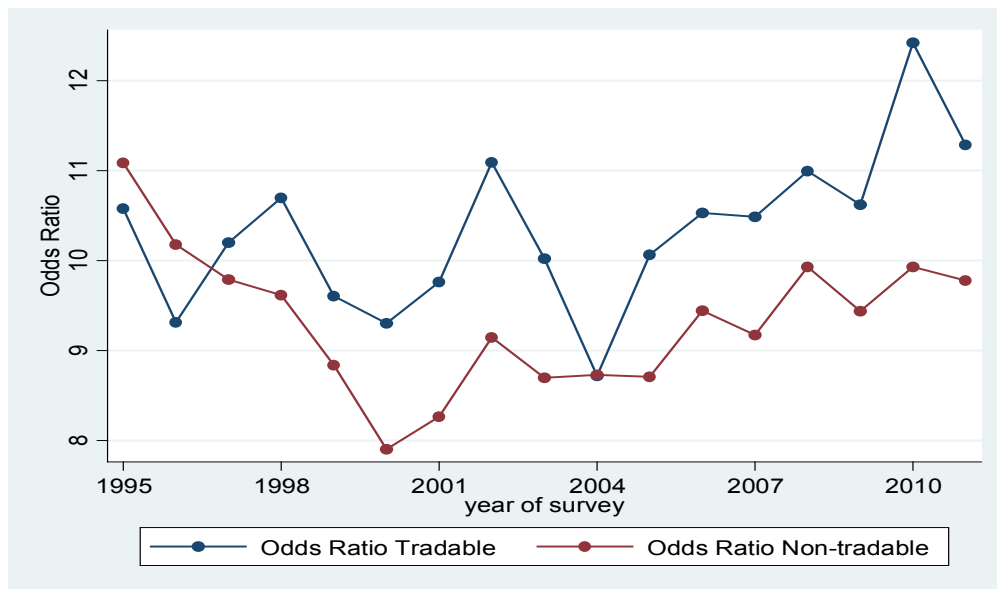
### תרשים 4-ב: השכר השעתי לגבר יהודי שאינו עולה על פי שנות ותק



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997–2011.

מדד אחר שניתן להיעזר בו הוא מנת יחס הסיכויים של התאמת המקצוע להשכלה. זהו יחס הסיכויים שמשרה אקדמית תאוּיש על ידי אקדמאי, המחולק ביחס הסיכויים שמשרה לא אקדמית תאוּיש על ידי אקדמאי. למדד אין חסם עליון, ויחס גבוה מצביע על התאמה של המקצוע להשכלה, כלומר המשכילים ממוקמים בעיקר במקצועות אקדמיים, ולא משכילים ממוקמים בעיקר במקצועות לא אקדמיים. המדד מוצג להלן בתרשים 5, וממנו ניתן להסיק על מידת ההתאמה טובה יותר בענפים הסחירים.

**תרשים 5: Odds Ratio – מנת יחס הסיכויים שמשרה אקדמית תאוּיש על ידי אקדמאי**  
 מנת יחס הסיכויים שמשרה אקדמית תאוּיש על ידי אקדמאי



מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתונים: נתוני הלמ"ס 1995–2011.

## 4. מסגרת תאורטית ואמידה אמפירית

נניח שסך הייצור של המשק  $Y$  תלוי בשני גורמי ייצור: עובדים בעלי מיומנות גבוהה  $H$  ועובדים בעלי מיומנות נמוכה  $L$ . פונקציית הייצור של המשק היא מסוג (CES). הפונקציה מבוססת על הנחת גמישות קבועה של תחלופה בין גורמי הייצור.<sup>14</sup>

$$Y = [(A_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad .1$$

כאשר:

$\sigma \in [0, \infty)$ : מייצגת את גמישות התחלופה בין גורמי הייצור.

הפרמטרים  $A_L$  ו- $A_H$ : מייצגים הפריון הכולל של גורמי הייצור.

נציג שני מקרי קצה:

▪  $\sigma \rightarrow \infty$ , גורמי הייצור הם תחליפים מושלמים, כלומר ניתן לייצר בעזרת כל אחד מגורמי הייצור.

▪  $\sigma \rightarrow 0$ , שני גורמי הייצור נדרשים על מנת לייצר יחידת תפוקה אחת (בפרופורציות קבועות).

בהתאם לערכו של  $\sigma$ , המייצג את גמישות התחלופה בין עובדים מיומנים ועובדים לא מיומנים, גידול ב- $A_L$  או  $A_H$  יכול להשלים או להחליף כל אחד משני גורמי הייצור.

בהנחה שהשוק תחרותי, השכר היחסי בין שתי הקבוצות שווה ליחס התפוקות השוליות. נגזור את פונקציית הייצור על פי  $L$  ו- $H$  בהתאמה:

$$w_L = \frac{dY}{dL} = (A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left[ (A_L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} * \left(\frac{H}{L}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad .2$$

$$w_H = \frac{dY}{dH} = (A_H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left[ (A_L)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} * \left(\frac{H}{L}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad .3$$

נאחד את משוואות 2-3 על מנת לקבל את השכר היחסי. לשם הנוחות המשוואה מוצגת בלוג:

$$\ln \frac{w_H}{w_L} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln \frac{A_H}{A_L} - \frac{1}{\sigma} \ln \frac{H}{L} + \varepsilon_{jt} \quad .4$$

נגדיר את קבוצת העובדים המיומנים כקבוצת העובדים שרכשו השכלה גבוהה, ואת העובדים הבלתי מיומנים כקבוצת העובדים שרכשו השכלה תיכונית בלבד. תחת הגדרה זו, השכר היחסי המוצג במשוואה 4 לעיל מייצג את הפרמיה להשכלה, כלומר הפרמיה שהמעסיק משלם עבור עובד בעל השכלה גבוהה.

<sup>14</sup> המסגרת התאורטית של המודל הוצגה לראשונה על ידי Murphy & Katz (1992).

נניח שרמת ההשכלה הנדרשת בשוק העבודה עולה בהתאם לעלייה ברמת המחשוב והטכנולוגיה וזו עולה באופן לינארי על פני זמן. תחת הנחה זו נצפה לראות מגמת עלייה לינארית גם של הפריון היחסי כפי שמתואר במשוואה 5:

$$\ln \frac{A_{H,t}}{A_{L,t}} = \beta_0 + \beta_1 t \quad .5$$

נציב את משוואה 4 במשוואה 5 ונקבל:

$$\ln \frac{w_{H,t}}{w_{L,t}} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \beta_0 + \frac{\sigma-1}{\sigma} \beta_1 t - \frac{1}{\sigma} \ln \frac{H}{L} + \varepsilon_{jt} \quad .6$$

משוואה 6 לעיל מתארת את הפרמיה להשכלה (הביקוש לעבודה מיומנת). הפרמיה תלויה שלילית בהיצע היחסי ותלויה חיובית בהתפתחות הטכנולוגית. Goldin & Katz (2008) היטיבו לתאר את היחסי הכוחות של שני משתנים אלו כמרוץ שבין השכלה וטכנולוגיה: The race between education and technology. מצד אחד ישנה עלייה מתמדת בהיצע היחסי הפועל להורדת הפרמיה להשכלה, ומנגד ההתקדמות הטכנולוגית מגדילה את הביקוש היחסי לכוח עבודה מיומן, וזה לוחץ לעלייה בפרמיה להשכלה. מאחר שגם ההיצע היחסי וגם ההתפתחות הטכנולוגית עולים על פני זמן, התנודות בפרמיה להשכלה תלויות ב"מרוץ" בין שני הגורמים.

## 4.1 חלוקה לסקטורים

נניח כעת שהתוצר (Y) תלוי בסך גורמי הייצור במגזר הסחיר והמגזר הלא-סחיר. נתאר את הייצור במשק באמצעות פונקציית יצור CES מקוננת עם יחס תחלופה Y בין גורמי הייצור.

$$Y = A \left[ \theta T^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + (1-\theta) N^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad .7$$

כאשר:

A: מייצגת את הפריון הכולל במשק.

$\theta$  ו- $(1-\theta)$ : מייצגים את חלוקת הפריון הכולל בין המגזרים.

פונקציית הייצור המצרפית מורכבת משתי תתי-פונקציות ייצור שבהתאם למודל שהוצג לעיל במשוואה מס' 1 תלוי באופן זה בשני גורמי ייצור: עובדים בעלי מיומנות גבוהה H במגזר הסחיר והלא-סחיר ( $H_t$  ו- $H_n$  בהתאמה), ועובדים בעלי מיומנות נמוכה L במגזר הסחיר והלא-סחיר ( $L_t$  ו- $L_n$  בהתאמה).

עבור המגזר הסחיר:

$$T = \left[ \alpha_t H_t^{\frac{\sigma_t-1}{\sigma_t}} + (1-\alpha_t) L_t^{\frac{\sigma_t-1}{\sigma_t}} \right]^{\frac{\sigma_t}{\sigma_t-1}} \quad .8$$

ועבור המגזר הלא-סחיר:



$$N = \left[ \alpha_n H_n^{\frac{\sigma_n - 1}{\sigma_n}} + (1 - \alpha_n) L_n^{\frac{\sigma_n - 1}{\sigma_n}} \right]^{\frac{\sigma_n}{\sigma_n - 1}} \quad .9$$

## 4.2 אמידה אמפירית

Murphy & Katz (1992) הציעו לאמוד את הפרמטרים של המודל בהתאם למשוואה 6 באופן הזה:

$$\ln \frac{w_{H_t}}{w_{L_t}} = \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{H_t}{L_t} + \beta_3 t + \varepsilon_t \quad .10$$

כאשר:

$\frac{H_t}{L_t}$  מייצג את ההיצע היחסי בתקופה t.

$\frac{w_{H_t}}{w_{L_t}}$  מייצג את השכר היחסי בתקופה t.

t מייצגת השפעה לינארית של הזמן על התפתחות הפריון הכולל היחסי.

בהנחה שעובדים בעלי השכלה דומה אך בגילים שונים או ברמות ניסיון שונות אינם תחליפים מושלמים בייצור, יש להביא לידי ביטוי גם שינויים בהיצע של קבוצות גיל שונות. לשם כך הניחו Card & Lemieux (2001) פונקציית יצור מקוננת המורכבת מעובדים בשתי קבוצות השכלה ובקבוצות ותק שונות. נסח זאת באופן פורמלי:

$$H_t = \left( \sum_j (\alpha_j H_{jt}^\delta) \right)^{\frac{1}{\delta}}$$

$$L_t = \left( \sum_j (\beta_j L_{jt}^\delta) \right)^{\frac{1}{\delta}}$$

כאשר האותיות H ו-L מייצגות את קבוצות העובדים המשכילים והלא משכילים, בהתאמה. j מייצגת את קבוצת הניסיון,  $\alpha$  ו- $\beta$  מייצגות את הפריון הכולל של גורמי הייצור,  $\delta$  מייצגת את גמישות התחלופה בייצור בין קבוצות ותק שונות ו-t היא פרמטר של זמן.

משוואה 11 מציגה את האמידה האמפירית התואמת את פונקציית הייצור המקוננת:

$$\ln w_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \left[ \frac{H_{jt}}{L_{jt}} - \ln \frac{H_t}{L_t} \right] + \beta_2 \ln \frac{H_t}{L_t} + \beta_3 t + \beta_4 t^2 + \delta_j + \varepsilon_{jt} \quad .11$$

כאשר t היא פרמטר של זמן, j מייצגת את קבוצת הניסיון,  $\delta$  מייצגת גורם קבוע של קבוצות הוותק, H מייצגת עובד בעל השכלה גבוהה ו-L מייצגת עובד בעל השכלה תיכונית. המשתנה המוסבר הוא השכר היחסי לעובד בקבוצת ותק j בתקופה t.  $\frac{1}{\beta_1}$  מהווה אומדן לגמישות התחלופה בייצור בין קבוצות ותק שונות ו- $\frac{1}{\beta_2}$  מהווה אומדן לגמישות התחלופה בין עובדים משכילים ולא משכילים. אמידה זו נפוצה בספרות העדכנית,<sup>15</sup> וניעזר בה לאמידת הפרמטרים. לשם הפשטות המשתנה  $\ln \frac{H_t}{L_t}$

<sup>15</sup> ראו: Autor, Katz & Kearney, 2006, 2008; Goldin & Katz, 2008; Acemoglu & Autor, 2011

יסומן בלוח 1 המציג את תוצאות האמידה באמצעות  $\text{Clg}\backslash\text{Hs\_relative\_supply}$  והמשתנה  $\left[ \ln \frac{H_{jt}}{L_{jt}} - \ln \frac{H_t}{L_t} \right]$  באמצעות  $\text{Potential\_experience\_group}$ .

### 4.3 אמידת הפרמיה להשכלה

הפרמיה להשכלה נאמדה בהתאם למתודולוגיה של Autor & Acemoglu (2011) ומוגדרת כהפרש בין לוג השכר הממוצע ב-2 קבוצות השכלה תיכונית (לא יותר מ-13 שני"ל) ואקדמית (15 ומעל שני"ל).

הפרמיה מחושבת באמצעות אמידת משוואת שכר בכל שנה עבור עובדים במשרה מלאה וללא עובדים חרדים. המשתנה המוסבר ברגרסיה הוא לוג השכר לשעת עבודה והמשתנים המסבירים במשוואת השכר הם, מספר שנות וותק תחשיבי במעלה ראשונה, שנייה, שלישית ורביעית, משתנה דמי עבור עולים ועבור לא יהודים ומשתנה דמי לקבוצות השכלה הבאות:

השכלה נמוכה מתיכונית > 12 שני"ל

13 שני"ל > על תיכונית > 15 שני"ל

15 שני"ל  $\geq$  תואר ראשון  $\geq$  16 שני"ל

לימודים מתקדמים < 16 שני"ל

משוואת השכר כוללת גם אינטראקציות בין המשתנים הבאים:

קבוצת השכלה וותק תחשיבי במעלה ראשונה עד רביעית

קבוצת השכלה ומשתנה דמי עבור נשים

קבוצת השכלה ומשתנה דמי עבור עולים

קבוצות השכלה ומשתנה דמי עבור עובדים לא יהודים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה ומשתנה דמי עבור נשים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה ומשתנה דמי עבור עולים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה ומשתנה דמי עבור עובדים לא יהודים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה, קבוצת השכלה ומשתנה דמי עבור נשים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה, קבוצת השכלה ומשתנה דמי עבור עולים

ותק תחשיבי במעלה ראשונה, קבוצת השכלה ומשתנה דמי עבור עובדים לא יהודים

באמצעות הרגרסיה נאמד השכר השעתי הצפוי בכל שנה בארבע קבוצות של וותק תחשיבי (0-9, 10-19, 20-29, 30-39) ובחמש קבוצות השכלה (נמוכה מתיכונית, בוגר תיכון, על תיכונית, תואר ראשון, ולימודים מתקדמים). הפרמיה להשכלה מחושבת כממוצע משוקלל של השכר הצפוי בכל אחד מהתאים המרכיבים את שתי קבוצות ההשכלה העיקריות: השכלה תיכונית (נמוכה מתיכונית ובוגר תיכון) והשכלה אקדמית (תואר ראשון ולימודים מתקדמים). המשקולות מייצגות את המשקל היחסי של הפרטים בתשומת העבודה לפי שעות עבודה שנתיות. לצורך אמידת הפרמיה נעשה שימוש בעובדים שכירים אשר השתתפו בשוק העבודה באופן פעיל בתקופת הסקר ואשר מועסקים לכל הפחות 20 שעות שבועיות, סה"כ 204,543 תצפיות מסקר ההכנסות של הלמ"ס.

#### 4.4 אמידת ההיצע היחסי

ההיצע היחסי נאמד באמצעות חלוקה ל-25 תת-קבוצות המורכבות מחמש תת קבוצות השכלה וחמש קבוצות וותק תחשיבי (9-0, 19-10, 29-20, 39-30, 48-40). תת-הקבוצות מקובצות באמצעות יחידות יעילות לשתי קבוצות השכלה עיקריות: תיכונית (לא יותר מ-13 שנ"ל) ואקדמית (15 ומעל שנ"ל). יחידות היעילות (efficiency units) הם משקולות המבוססות על השכר הממוצע של כל תת-קבוצה, כלומר היצע שעות העבודה של תת-הקבוצות משוקללות על פי שכר היחסי. שימוש ביחידות היעילות מאפשר להביא לידי ביטוי הבדלים בפרודוקטיביות בין תתי קבוצות ההשכלה ובכך לחשב באופן מדויק יותר את היצע העבודה המצרפי בשתי קבוצות ההשכלה העיקריות.<sup>16</sup>

האוכלוסייה הנדגמת באמידת ההיצע רחבה יותר מאשר באמידת הפרמיה וכוללת את כל המועסקים אשר משתתפים באופן פעיל בשוק העבודה, סה"כ 793,345 תצפיות מסקר כוח האדם של הלמ"ס.

#### 4.5 תוצאות האמידה

האמידה נשענת על ההנחה שההיצע היחסי קשיח בשוק העבודה (בטווח הקצר), הנחה הנפוצה במחקרים הנשענים על המסגרת התיאורטית של Katz & Murphy (1992). מאחר וקיימת ניידות של העובדים בין המגזרים, ההיצע איננו קשיח בכל מגזר ולכן האמידה אפשרית עבור בחינת שוק העבודה כמקשה אחת בלבד (מגזר עסקי וציבורי) וללא חלוקה למגזרי סחירות.

לוח 1 להלן מציג את תוצאות אמידת משתני המודל המפורטים במשוואה 11. המשוואה נאמדה בנפרד עם משתנה זמן ריבועי (עמודה ימנית) ועם מגמת זמן לינארית (העמודה השמאלית). תוצאות האמידה מצביעות על מידת התאמה גבוהה של המודל לנתונים והתוצאות דומות בערך לממצאים של Acemoglu and Autor (2011: 152). על פי תוצאות האמידה, נדרשים 1.6-3.5 עובדים לא משכילים לכל עובד משכיל בייצור יחידת תפוקה אחת.<sup>17</sup> יחס דומה נמצא במחקרים אחרים.<sup>18</sup>

<sup>16</sup> לשם המחשה, קבוצת העובדים עם השכלה תיכונית מורכבת משתי תת קבוצות השכלה, פחות מתיכונית ותיכונית. בהנחה שסך שעות העבודה המצרפיות של תת הקבוצה פחות מתיכונית ותיכונית היא 200 ו-100, בהתאמה, ושכרו של בוגר תיכון כפול משכרו של עובד עם השכלה הפחותה מתיכונית, ההיצע המצרפי משוקלל ביחידות יעילות הוא 200. באופן דומה, היצע העבודה של כל תת קבוצת השכלה משוקללת גם על פי השכר היחסי של חמש קבוצות ותק המרכיבות את תת הקבוצה, ראה: Card-Lemieux (2001: 721-722).

<sup>17</sup> גמישות התחלופה נתונה ע"י ערכו ההופכי של מקדם המשתנה Clg\Hs relative supply.

<sup>18</sup> Acemoglu and Autor (2011) ו-Goldin and Katz (2008). מצאו יחס תחלופה בטווח של 1.5 - 3.0. אצל Card-Lemieux (2001:725) נמצא יחס תחלופה גבוה יותר הנע בין 4-6.

לוח 1: תוצאות אמידת הפרמטרים ברגרסיה עבור משוואה 11

	Linear time trend	Quadratic time trend
Clg\Hs relative supply	-0.288 ***(0.065)	-0.637 *** (0.164)
Potential experience groups	-0.055 *(0.030)	-0.058 *(0.030)
Time	0.009 ***(0.002)	0.026 ***(0.007)
Time Squared	---	-0.001 ** (0.000)
Constant	0.295 ***(0.067)	-0.09 (0.179)
Sample Size	60	60
Adj R-squared	0.879	0.888

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

מתוצאות האמידה ניתן לחלץ גם את הפריון היחסי, על פי משוואה שש לוג יחס הפריון מוגדר כך:

$$\ln \frac{A_{H,t}}{A_{L,t}} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \beta_0 + \frac{\sigma-1}{\sigma} \beta_1 t \quad .12$$

ובהתאמה, יחס הפריון מתקבל באופן הבא:

$$\frac{A_{H,t}}{A_{L,t}} = e^{(\beta_0 + \beta_1 t) \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)} \quad .13$$

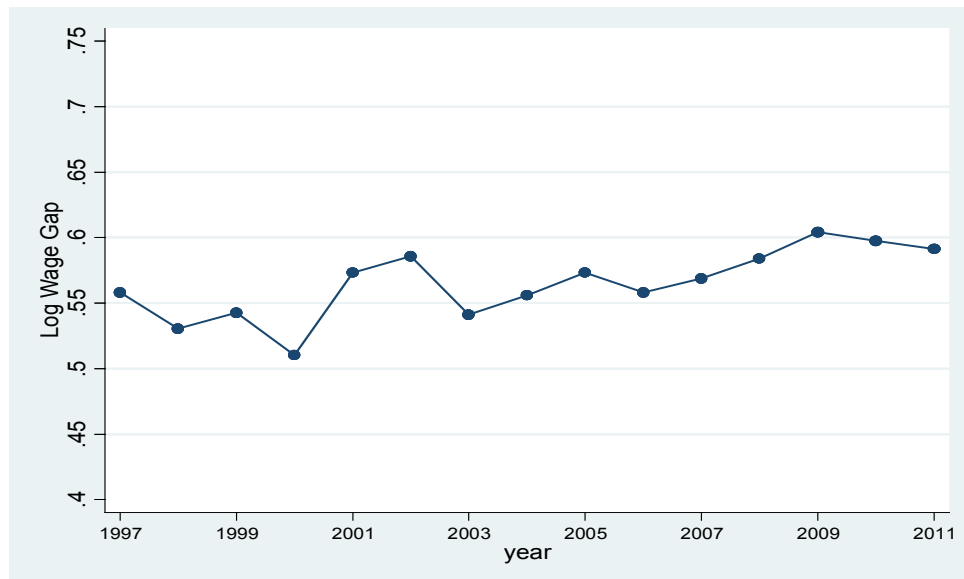
מאמידת המודל עם מגמת זמן לינארית עולה שבתחילת התקופה הנחקרת הפריון של העובדים המשכילים היה גבוה ב-53% מהפריון של העובדים עם השכלה תיכונית, הפער התרחב במהלך השנים ועמד על שיעור של 82% בשנת 2011, עליה מצטברת של 55%. באמידת המודל עם משתנה זמן ריבועי עולה שהפריון היחסי של העובדים המשכילים עלה בשיעור גבוה יותר, עליה מצטברת של 86%, תוך התמתנות מסוימת של בקצב הגידול בתום התקופה הנחקרת.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> מועלם ופריש (1999) מוצאים שהעלייה בתשואה להשכלה בשנים 1976-1997 נבעה מגידול מתמשך בפריון היחסי של ענפים עתיריחדשנות טכנולוגית.

## 5. סטטיסטיקה תיאורית

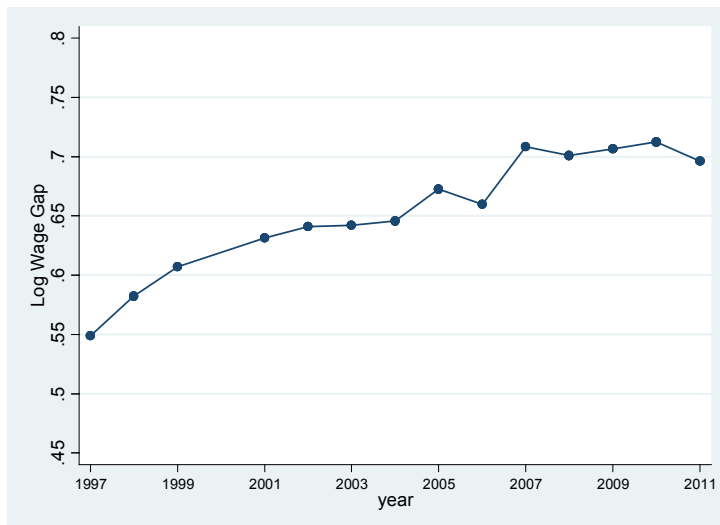
תרשים 6 להלן מציג את הפרמיה להשכלה בכלל שוק העבודה. ניתן להבחין במגמה עקבית של עלייה בפרמיה בתחילת שנות האלפיים. תרשימים 7-8 מציגים את הפרמיה להשכלה על פני זמן בחלוקה על פי מגזרים ותרשימים 9-10 מציגים את הפרמיה בחלוקה לפי קבוצות ותק ומגזרים בשלוש תקופות זמן. ניתן להיווכח שבענפים המקומיים כמעט שלא חל שינוי בפרמיה, בעת שבענפים החשופים לתחרות בינלאומית חלה עלייה מתמדת. כלומר, העלייה בפרמיה להשכלה בכלל המשק נובעת אך ורק מהמגזר הסחיר. תרשימים 9-11 מציגים את התפתחות היצע העבודה היחסי בכלל המשק ובחלוקה על פי מגזרים. הממצאים מלמדים על עלייה חדה בהיצע היחסי במגזר הסחיר, ועלייה מעט מתונה יותר במגזר הלא-סחיר. מתרשימים 8 ו-13 ניתן ללמוד שהעלייה בהיצע היחסי במגזר הלא-סחיר לא הביאה לירידה בפרמיה להשכלה במגזר זה. כלומר, העלייה בשיעור העובדים המשכילים לא גרעה מנכונות המעסיקים לשלם שכר גבוה יותר לעובדים בעלי השכלה גבוהה, אף ששיעור הולך וגדל שיעורם של העובדים בענפים המקומיים מאיישים משרות שאינן רלוונטיות להשכלה שרכשו (ראו תרשים 4 לעיל).

תרשים 6: הפרמיה להשכלה בכלל שוק העבודה 1997-2011



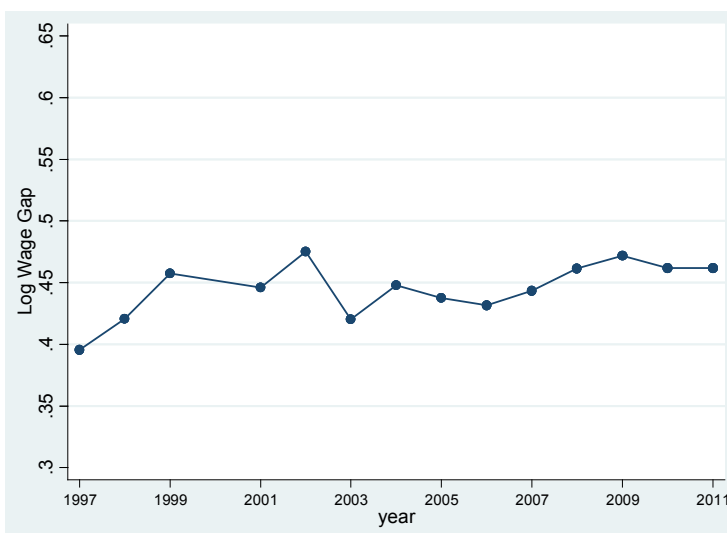
מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.

### תרשים 7: הפרמיה להשכלה במגזר הסחיר 1997-2011



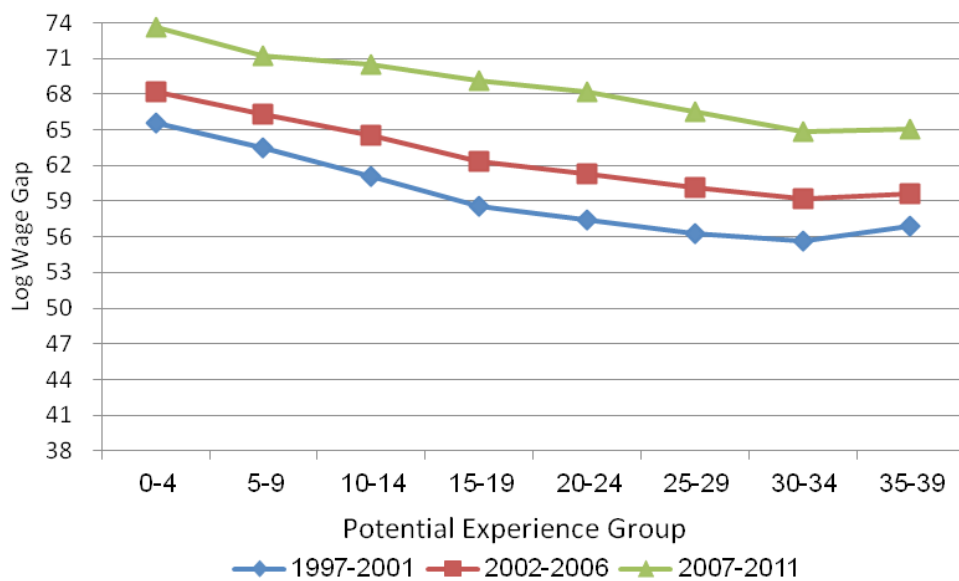
מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.  
 \*ללא שנת 2000

### תרשים 8: הפרמיה להשכלה במגזר הלא-סחיר 1997-2011



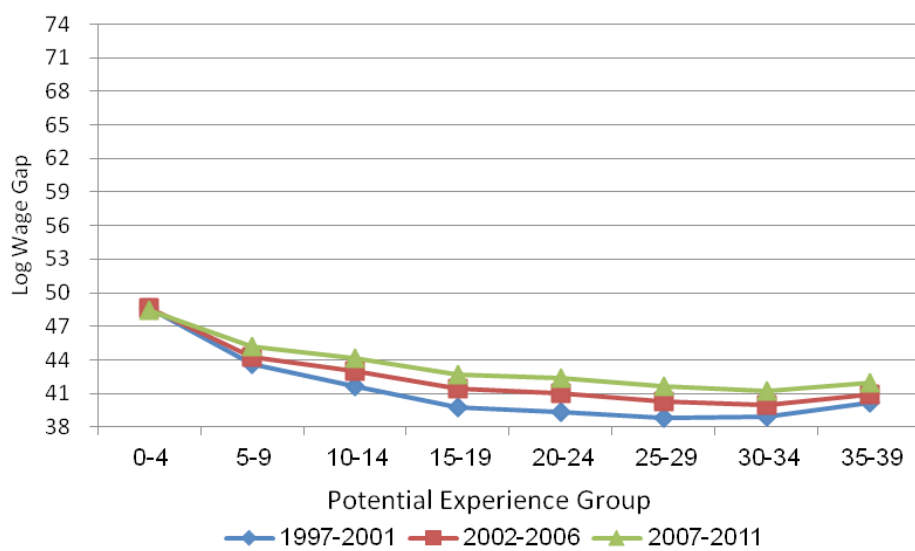
מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.  
 \*ללא שנת 2000

תרשים 9: הפרמיה להשכלה במגזר הסחיר על פי קבוצות ותק תחשיבי, 1997-2011



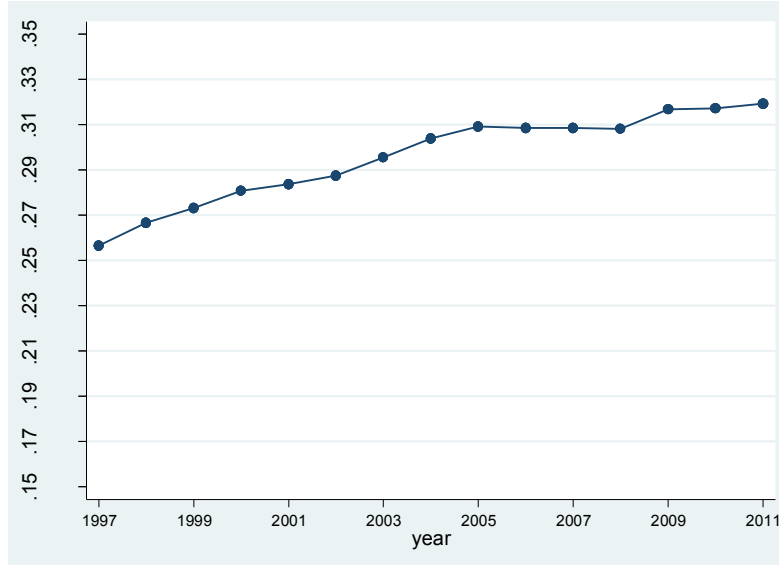
מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.

תרשים 10: הפרמיה להשכלה במגזר הלא-סחיר על פי קבוצות ותק תחשיבי, 1997-2011



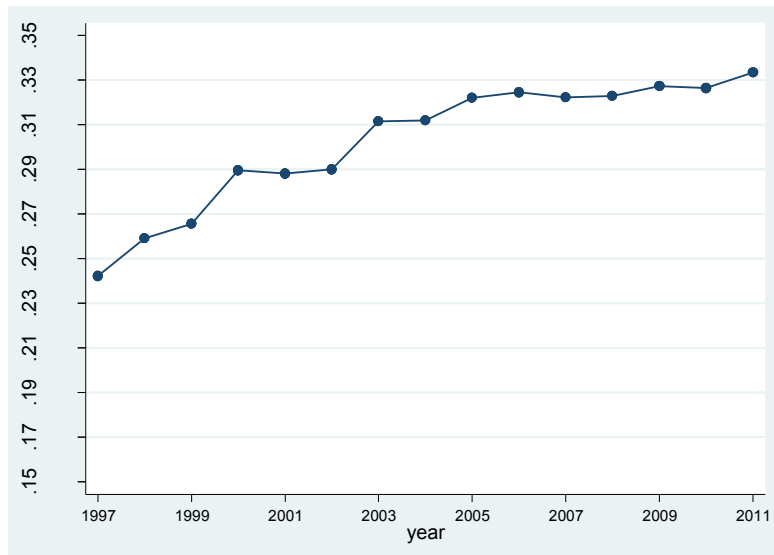
מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.

תרשים 11: היצע העבודה היחסי בכלל המשק 1997–2011



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997–2011.

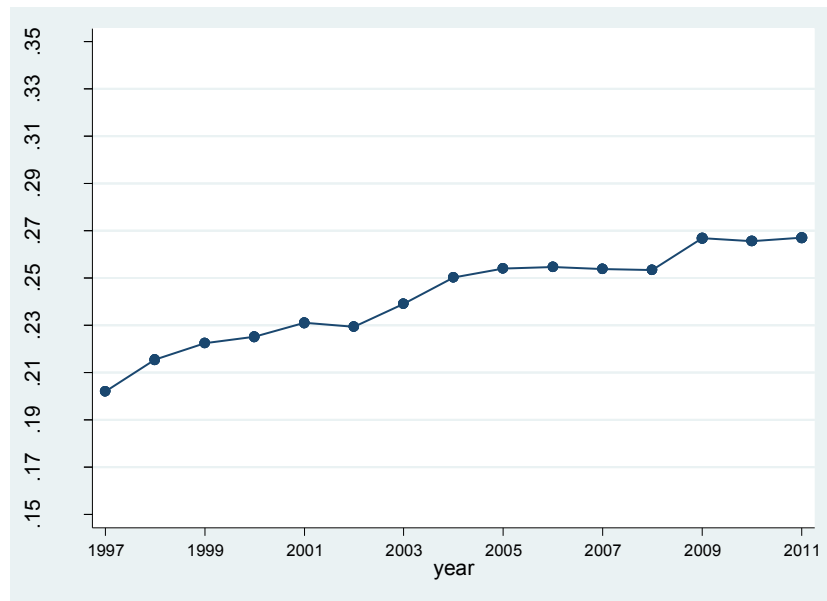
תרשים 12: היצע העבודה היחסי במגזר הסחיר 1997–2011



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997–2011.



תרשים 13: היצע העבודה היחסי במגזר הלא-סחיר 1997–2011



מקור: מכון מילקן, 2014.

נתונים: נתוני הלמ"ס 1997–2011.

\*חלוקה על פי מגזרי סחירות אינה כוללת את המגזר הציבורי ולכן ההיצע היחסי בכלל המשק גבוה ביחס להיצע במגזר הלא-סחיר.

הסטגנציה בפרמיה להשכלה בענפים המקומיים שופכת אור גם על מקורות האי-שוויון במשק. ממצא מוכר מהספרות הוא שההתפתחויות הטכנולוגיות מגדילות את הביקוש לכוח עבודה מיומן ומפחיתות את הצורך בעובדים בעלי השכלה נמוכה (Skill-Biased Technological change). תהליך זה פועל להגדלת פערי השכר בין קבוצות ההשכלה (Goldin & Katz, 2008; וביחס לישראל: קמחי, 2010; ברגמן ומרום, 2005; פלוג, קסיר וריבון, 2000). פערי השכר בין קבוצות ההשכלה אמנם התרחבו כאשר בוחנים את המשק כמקשה אחת (תרשים 6 להלן), אך הדבר נובע מהצלחתה של קבוצה מצומצמת של עובדים משכילים בענפים המייצאים, ומגמה זו לא התקיימה כלל בענפים המקומיים המעסיקים כ-80% מהעובדים במגזר העסקי.<sup>20</sup>

5.1 גורמי ביקוש והיצע

תרשים 14 להלן מציג תיאור גרפי של התפתחות הביקוש היחסי אל מול היצע העבודה היחסי בשוק העבודה.<sup>21</sup> על הציר האופקי מוצג שיעור העובדים המשכילים מסך העובדים; על הציר האנכי מונח הביקוש היחסי – הפרמיה להשכלה; השיפוע

<sup>20</sup> ממצא זה עולה בקנה אחד עם מחקרם של קורנפלד ודניאלי (2013: 39), המראה שרובו המכריע של אי-השוויון מצוי בתוך

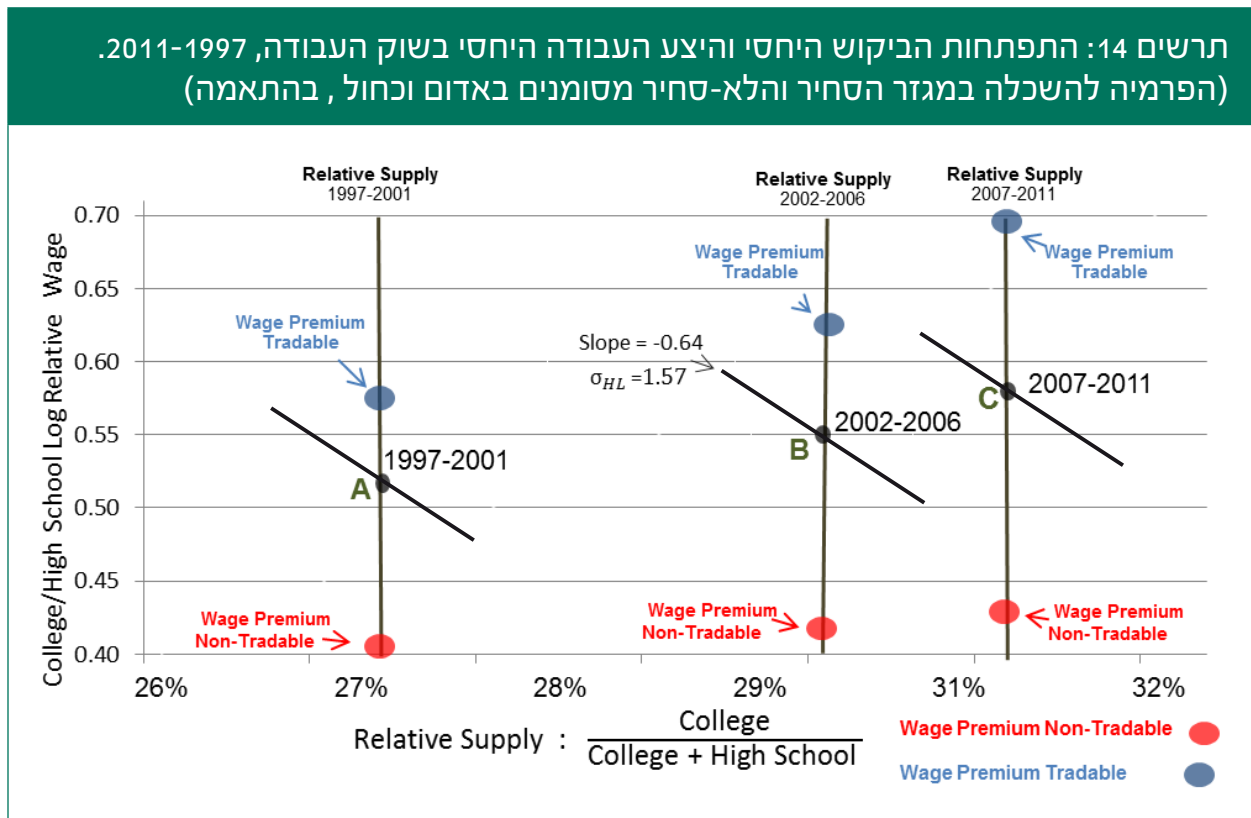
הקבוצות ההשכלה ולא בין הקבוצות.

<sup>21</sup> על בסיס ההמחשה של (Goldin and Katz (2008:296

של עקומת הביקוש מתקבל מתוצאות האמידה.<sup>22</sup> שינויים סימולטניים בהשכלה ובפרמיה מוסברים על ידי שינויים בביקוש ובהיצע. בהתאם למקובל בספרות, נניח כי היצע העבודה קשיח בכלל שוק העבודה. תחת הנחה זו כל יתר השינוי מוסבר על ידי שינויים בביקוש.

התיאור הגרפי מלמד על עלייה בביקוש הגבוהה מהעלייה בהיצע בעשור האחרון. ממצא זה מפריך את ההשערה לפיה העלייה בשיעור הפונים להשכלה לא לוותה בעלייה תואמת בביקוש מצד הפירמות.

הנקודות הכחולות והאדומות מייצגות את הפרמיה להשכלה במגזר הסחיר והלא-סחיר, בהתאמה. ניתן להבחין כי העלייה בביקוש לעבודה מיומנת נעוצה בשתי מגמות מנוגדות; עליה ניכרת בפרמיה במגזר הסחיר, ושינויים קלים בלבד במגזר הלא-סחיר. ניתן להתרשם גם מהתרחבות המרחק בין הנקודות, בעוד שבתחילת התקופה הנסקרת הפערים בפרמיה להשכלה היו יחסית מצומצמים, התרחב הפער באופן ניכר במהלך השנים.



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.

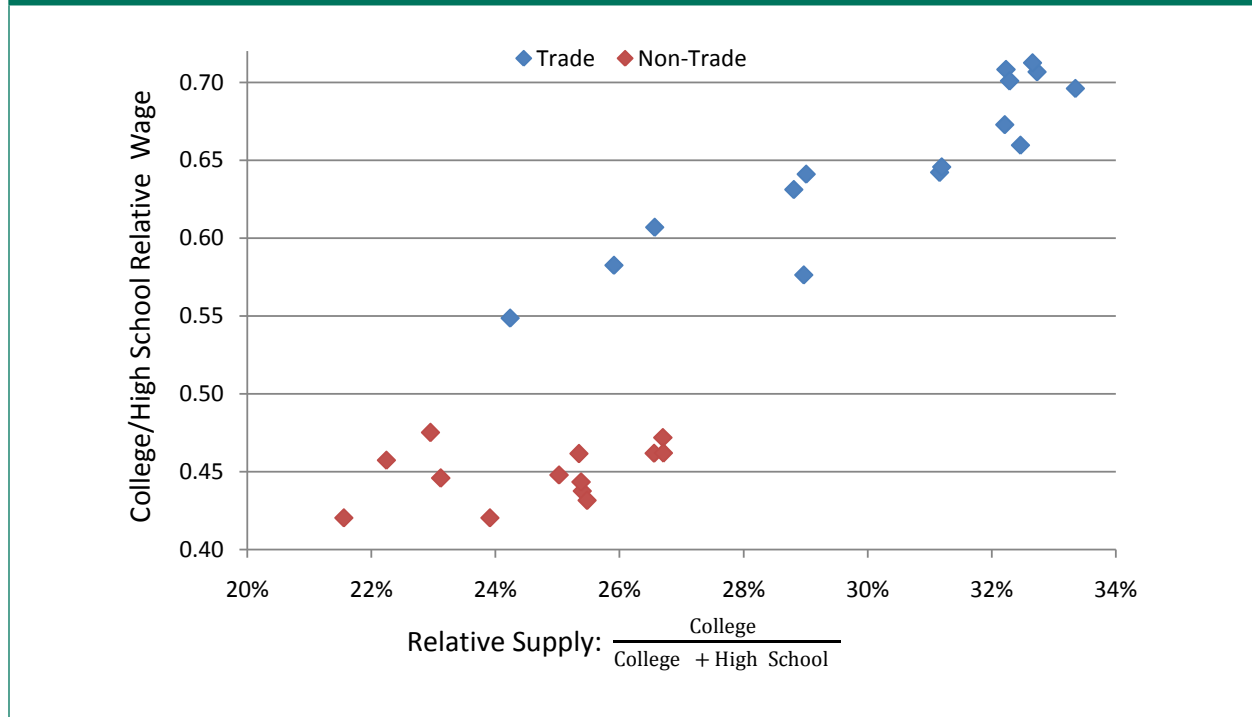
ממצא מפתיע העולה מבדיקה זו הוא שגם בענפים הבלתי סחירים העלייה בשיעור העובדים המשכילים לא גרעה מהנכונות מצד המעסיקים לשלם שכר גבוה יותר לעובדים. תרשים 15 להלן מציג את התפתחות הביקוש וההיצע במגזר הסחיר

<sup>22</sup> שיפוע עקומת הביקוש נתון במקדם של המשתנה המסביר הראשון במשוואת הרגרסיה, שיפוע עקומת הביקוש המוצגת בתרשים מבוסס על אמידת משוואת המודל הכוללת משתנה זמן ריבועי.

והלא-סחיר. בניגוד לכלל שוק העבודה, היצע העובדים המשכילים בכל מגזר איננו קשיח ולכן לא ניתן להבחין האם שינויים בשווי המשקל נובע מצד הביקוש או היצע. אף-על-פי-כן, ניתן להסיק משינויים בנקודות המפגש בין השניים, למשל עלייה בפרמיה לצד עלייה בהיצע שוללת את האפשרות של ירידה בביקוש. התרשים מציג את היצע העובדים המשכילים בציר האנכי והפרמיה להשכלה על הציר האופקי וממנו ניתן להתרשם שבמגזר הסחיר (הנקודות הכחולות) חלה עלייה ניכרת גם בהיצע העובדים המשכילים וגם בביקוש (הפרמיה להשכלה), ככל הנראה, הגידול בהיצע של עובדים משכילים בעלי מיומנויות הנדרשות בענפים מייצאים אינו מדביק את הגידול בביקוש היחסי.

במגזר הלא-סחיר (הנקודות האדומות) חלה עלייה בהיצע והפרמיה נותרה כמעט ללא שינוי, מאחר והיצע העובדים המשכילים עלה ולא נרשמה ירידה בפרמיה ניתן לשלול את ההשערה כי במגזר הלא-סחיר ההיצע גדל מהר יותר מהביקוש.

**תרשים 15: התפתחות הביקוש היחסי וההיצע העבודה היחסי במגזר הלא-סחיר 1997-2011**



מקור: מכון מילקן, 2014.  
 נתונים: נתוני הלמ"ס 1997-2011.

בדיקה זו הראתה שהעלייה בשיעור העובדים המשכילים לא גרעה מהנכונות מצד המעסיקים לשלם שכר גבוה יותר לעובדים בעלי השכלה גבוהה, זאת למרות ששיעור הולך וגדל של עובדים בענפים הלא-סחירים מאיישים משרות אשר על פי הסיווג המקובל כלל אינן רלוונטיות להשכלה אשר רכשו (תרשים 4).

בר חיים, בלנק ושיביט (2013) העלו את ההשערה, שבעקבות ההתפתחויות הטכנולוגיות משלחי יד שבעבר לא נדרש עבורם השכלה אקדמית דורשים היום כישורים גבוהים יותר. אך מחקרם אינו מוצא תמיכה להשערה זו, ומסקנתם היא ששוק העבודה לא התרחב דיו כדי לספק למשכילים הזדמנויות תעסוקתיות דומות לאלו שבהן זכו בדורות הקודמים.

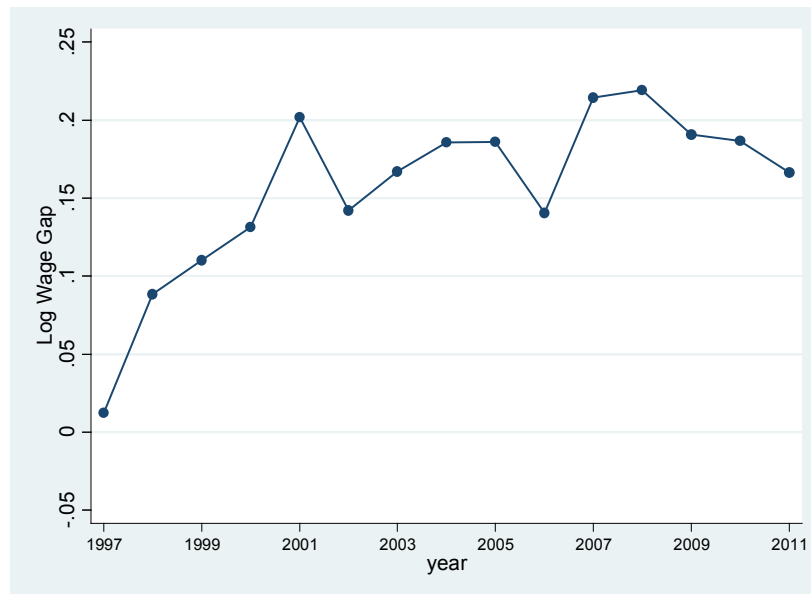
לאור זאת נשאלת השאלה מדוע לא חלה ירידה בפרמיה להשכלה במגזר הלא-סחיר?

ע"פ Balassa (1964) ו-Samuelson (1964) שיפור בפרייון של הענפים הסחירים יחסית לפרייון של הענפים הלא-סחירים יוביל למעבר של עובדים מהענפים הלא-סחירים לסחירים ויגרום לעליית מחירים ושכר גם בענפים הלא-סחירים (אפקט בלסה – סמואלסון). (Helpman et al (2008). מוצאים כי חשיפת משק סגור לתחרות חיצונית מובילה להסטה של העובדים המוכשרים יותר לחברות יצואניות המשלמות שכר גבוה יותר.

מנגד, לביא ופרידמן (2006) העלו את האפשרות לסגמנטציה בשוק העבודה שבו תכונות העובדים כגון סוג ההשכלה וההון האנושי במגזר הסחיר שונות מאוד מאשר במגזר הלא-סחיר, ולפיכך והניידות של העובדים בין המגזרים נמוכה והקשר בין שכר העובדים בשני המגזרים חלש. במקרה כזה, עליית הפרמיה להשכלה במגזר הסחיר לא תגרום לשינוי בהקצאת העובדים בין המגזרים ושכר העובדים בכל מגזר יתפתח באופן שונה.

תרשים 16 מציג את פערי השכר בין עובדים משכילים המועסקים במגזר הסחיר לבין עובדים משכילים המועסקים במגזר הלא-סחיר (מחושב באמצעות משוואת השכר שהובאה קודם) וניתן להתרשם מהעלייה הניכרת בפערי השכר במהלך המחצית השנייה של שנות ה-90. מעניין לציין שבתחילת התקופה הנסקרת שכרו של עובד משכיל במגזר הסחיר היה גבוה רק במעט מהשכר של עובד משכיל במגזר הלא-סחיר, בתום התקופה פערי השכר עמדו על שיעור של כ-20%.

### תרשים 16 השכר השעתי של עובדים משכילים במגזר הסחיר בהשוואה לעובדים משכילים במגזר הלא-סחיר.



מקור: מכון מילקן, 2014.  
נתונים: נתוני הלמ"ס 1997–2011.

נבחן את האפשרות שהעלייה בפרמיה בענפים המייצאים לוחצת לעליה בפרמיה גם בענפים המקומיים באמצעות מבחן גריינג'ר לסיבתיות המוצג בלוח 5.2.<sup>23</sup>

מבחן גריינג'ר מסייע לבחון האם שכר גבוה יותר במגזר הסחיר קודם לעליה בהיצע היחסי או שמא העלייה בהיצע היחסי קודמת לשינויים בשכר. המבחן נערך באמצעות רגרסיה שבה המשתנה המוסבר הוא ההפרש בין השכר של עובד משכיל במגזר הסחיר בהשוואה לעובד משכיל במגזר הלא-סחיר והמשתנים המסבירים הם הפערים בהיצע היחסי בין המגזרים והמשתנה המוסבר בתקופות קודמות. רגרסיה נוספת בוחנת את מובהקות פערי השכר בתקופות קודמות כמשתנה מסביר להבדלים בהיצע היחסי. התוצאות מוצגות בלוח 5.2.<sup>24</sup>

**לוח 2: מבחני הסיבתיות של גריינג'ר להתפתחות הפרמיה על פי מגזר**

מספר המשתנים בפיגור ברגרסיה	השערת האפס	F-statistic	Prob > F	מספר תצפיות	תוצאה
בפיגור של תקופה אחת (משוואת הפרשים)	פערי שכר בין המגזרים לא "מסבירים גריינג'ר" הבדלים בהיצע היחסי	27.86	0.000	52	ניתן לדחות את השערת האפס
	הבדלים בהיצע היחסי לא "מסבירים גריינג'ר" פערי שכר בין המגזרים	0.46	0.498	52	לא ניתן לדחות את השערת האפס

\* לא ניתן לדחות את השערת האפס ברמת מובהקות של 10%

<sup>23</sup> מבחן לסיבתיות גריינג'ר בודק אם ניתן להסביר את המשתנה Y על-ידי ההיסטוריה של משתנה X, תוך בקרה על ההיסטוריה של Y. במידה וההיסטוריה של משתנה X מסייעת להסביר את משתנה Y הנוכחי, ניתן לומר ש-X התרחש קודם ל-Y. המבחן מנוסח כך:

נסמן שתי סדרות עתיות, Y ו-X ונבחן את השערת האפס ש-X אינו גורם ל-Y לפי גריינג'ר, נרץ את שתי הרגרסיות הבאות:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j y_{t-j}$$

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j y_{t-j} + \sum_{i=1}^m b_i x_{t-i}$$

<sup>24</sup> אם כוח ההסבר של y גדל במבחן F על אחד או יותר מהפיגורים של x, אזי x גורם ל-y לפי גריינג'ר ונדחה את השערת האפס. מבחן גריינג'ר נערך על עובדים אשר רכשו לכל הפחות 17 שנות לימוד, שווה ערך לתואר שני. על מנת לחשב את פערי השכר נעשה שימוש בעובדים בגילאי העבודה העיקריים (64-25) העובדים לכל הפחות 20 שעות שבועיות. ההיצע מחושב כחלק היחסי בתשומת העבודה של העובדים במגזר אשר רכשו לכל הפחות 17 ש"ל, ההיצע אינו מחושב באמצעות יחידות יעילות.

מבדיקת סיבתיות גריינג'ר נראה שהבדלים בשכר קודמים לשינויים בהיצע. ככל הנראה שיפור בפריון של הענפים הסחירים יחסית לענפים הלא-סחירים מוביל למעבר של עובדים מיומנים מהענפים הלא-סחירים לסחירים ולוחץ לעליית הפרמיה להשכלה גם בענפים הלא-סחירים. כאמור, השערה הנתמכת על ידי Balassa (1964) ו-Samuelson (1964) ומתיישבת גם עם מחקרם של Helpman et al. (2008).

לא מן הנמנע שאי הירידה בנכונות בפרמיה להשכלה במגזר הסחיר נובע גם מהיחלשות מנגנון האיתות. על פי התאוריה הכלכלית המקובלת, מעבידים מעדיפים להעסיק עובדים משכילים מאחר שהדבר מגדיל את ההסתברות לאתר עובדים מוכשרים יותר, אף שהשכלתם האקדמית אינה נדרשת ואינה מסייעת להם במקום עבודתם.<sup>25</sup> אי לכך, כאשר שיעורי ההשכלה גדלים, ההסתברות לאתר עובדים מוכשרים יותר בקרב העובדים המשכילים פוחתת והמעסיקים נדרשים להחמיר את דרישותיהם על מנת לסנן את העובדים המוכשרים פחות. אם כן, ייתכן שהעלייה בשיעורי ההשכלה הביאה להקשחת הדרישות של המעסיקים לקבלה לעבודה, אך אינה מבטאת שינוי איכותי ברמה המקצועית ושיפור באפיקי התעסוקה. למשל, עובדי פקידות, שבעבר מצאו את פרנסתם ללא צורך בהשכלה גבוהה, יתקשו כעת למצוא עבודה אם אין באמתחתם תואר אקדמי.

## 6. השפעת היצע העובדים המשכילים על פריון העבודה

פרק זה מרחיב מעט את המסגרת התיאורטית של K&M (1992) על מנת לבחון את השפעה הישירה של ההשכלה לפריון העבודה במהלך השנים 2011-1997. הפרק מבוסס על תוצאות האמידה המוצגות בעמודה הימנית בלוח 1, ומתייחס אל שוק העבודה כמקשה אחת (מגזר עסקי וציבורי) וללא חלוקה למגזרי סחירות.

כאמור, המודל מניח שסך התוצר  $Y$  תלוי בשני גורמי ייצור: עובדים בעלי מיומנות גבוהה  $H$  ועובדים בעלי מיומנות נמוכה  $L$ , הנמדדים באמצעות יחידות יעילות ( $w$ ) תוך הנחת גמישות תחלופה קבועה בין גורמי הייצור.  $A_L$  ו- $A_H$  מייצגים הפריון הכולל של גורמי הייצור.

הפונקציה מוגדרת באופן הבא:

$$Y = \left[ (A_L L_w)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_H H_w)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad .1$$

ניתן לחלץ את פריון העבודה מפונקציית הייצור באמצעות סכימת כלל תשומת העבודה על פי יחידות היעילות ( $w$ ) וחלוקת את סך התוצר בסך תשומת העבודה:

$$\frac{Y}{L_w + H_w} = \left[ \left( A_L \frac{L_w}{L_w + H_w} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left( A_H \frac{H_w}{H_w + L_w} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad .2$$

נסמן את החלק היחסי העובדים המשכילים בתשומת העבודה  $\frac{H_w}{H_w + L_w}$  באמצעות  $e$  ואת פריון העבודה  $\frac{Y}{L_w + H_w}$  באמצעות  $y$ :

<sup>25</sup> את התאוריה התווה הכלכלן מייקל ספנס (Michael Spence, 1973).

$$y = \left[ A_L (1 - e)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + A_H (e)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad .3$$

נגזור את הביטוי הלוגריתמי של משוואה 3 לפי e על מנת לחלץ את הכמות האופטימאלית של המשכילים בתשומת העבודה

$$\frac{d \ln(y)}{de} = \frac{(1-e)^{\frac{1}{\sigma}} - \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \times e^{-\frac{1}{\sigma}}}{(1-e) \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \times \frac{1}{\sigma} + e(1-e)^{\frac{1}{\sigma}}} \quad .4$$

המשוואה מתארת את סמי-הגמישות שבין שיעור המשכילים במשק לבין פריון העבודה, כלומר ההשפעה של עלייה של אחוז בשיעור המשכילים על פריון העבודה.

ניתן להבחין ששיעור ההשכלה האופטימלי המביא למקסימום את פריון העבודה מתקבל בשוויון הבא:

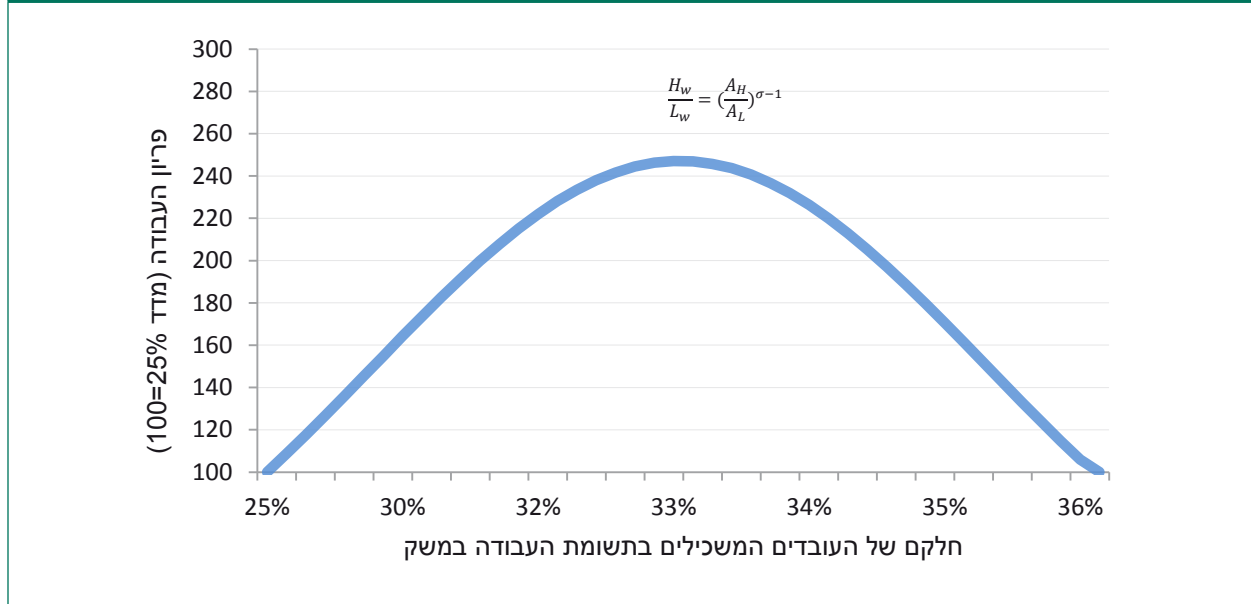
$$\frac{H_w}{L_w} = \left(\frac{A_H}{A_L}\right)^{\sigma-1} \quad .5$$

תרשים 17 ממחיש את הקשר בין פריון העבודה לבין שיעור העובדים בעלי השכלה גבוהה על פי פונקציית הייצור של K&M (1992), התרשים אינו מבוסס על ערכי פרמטרים כלשהם ואינו מבוסס על תוצאות האמידה. המודל מנבא תורמה שולית פוחתת להשכלה, נקודת השיא מהווה את שיעור ההשכלה האופטימלי המביא למקסימום את פריון העבודה, כפי שהוצגה במשוואה 5.

עלייה נוספת בשיעור המשכילים, מעבר לנקודת השיא, מפחיתה את פריון העבודה.<sup>26</sup>

<sup>26</sup> המודל מאפשר השפעה שלילית של ההשכלה על פריון העבודה מעבר לרמת השכלה נתונה, באופן תאורטי ניתן להניח קשר שלילי בין פריון עבודה והשכלה, כאשר שיעורי ההשכלה גבוהים במיוחד והקשר השלילי נובע למשל מהיעדר התמחות.

**תרשים 17: סימולציה על פי ניבוי המודל של התפתחות פריון העבודה כפונקציה של חלקם של העובדים המשכילים בתשומת העבודה במשק**



מקור: מכון מילקן, 2014.

הפרמיה להשכלה מתוארת כמרוץ בין התפתחויות טכנולוגיות המעלות את פריון העבודה של העובדים המשכילים (שיפור טכנולוגי מוטה מיומנות, skill biased technological change) לבין עלייה מתמדת בהיצע העובדים המשכילים הלוחץ לירידה בפרמיה.<sup>27</sup> אמידת הפרמטרים של המודל שהוצגו בלוח 1 לעיל מאפשר חישוב של הפריון היחסי  $\frac{A_H}{A_L}$ : הפריון של העובדים המשכילים בהשוואה ללא משכילים) ואת הסמי-גמישות; בכמה יגדל פריון העבודה אם שיעור ההשכלה יגדל באחוז אחד. דרך אינטואיטיבית שבאמצעותה ניתן לתאר את המרוץ היא בעזרת תיבת קונטור, שבה הפריון היחסי מוצג על הציר האופקי והיצע העובדים המשכילים מוצג על הציר האנכי. קווי הגובה בתיבה ממחישים את סמי הגמישות לשילובים שונים של השכלה ויחס פריון. אם ישנה עלייה תואמת בשיעור המשכילים וביחס הפריון, אזי סמי-הגמישות נותרת ללא שינוי (תנועה לאורך קו הגובה).

תרשים 18 להלן מראה שכמעט לא חל שינוי בסמי הגמישות לאורך השנים, יחס הפריון עולה בקצב כמעט דומה לעלייה בהיצע היחסי. כתוצאה, ההשפעה של ההשכלה על הפריון נותרה יציבה לאורך השנים: עליה של אחוז בהשכלה הובילה לעליה של 0.8 אחוזים בפריון היחסי.

כלומר, כאשר בוחנים את המשק כמקשה אחת, רואים שלא חלה היחלשות בקשר שבין ההון האנושי ופריון העבודה.<sup>28</sup>

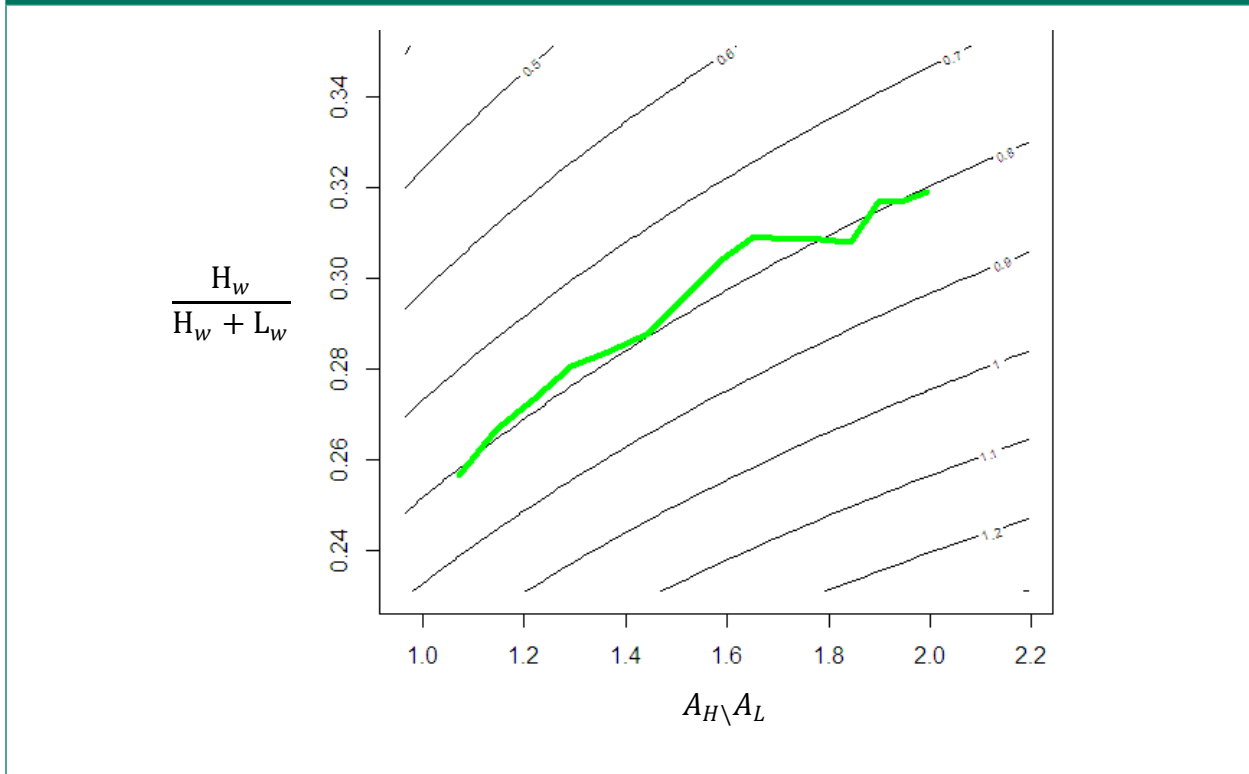
<sup>27</sup> בספרות העדכנית יש עדויות למקרים שבהם הטכנולוגיה פועלת כגורם תחליפי לעובדים משכילים. המודל מאפשר גם מקרים כאלה.

<sup>28</sup> התרשים מבוסס על אמידת המודל עם משתנה זמן ריבועי, תמונה דומה מתקבלת כאשר המודל נאמד עם מגמות זמן לינארית.



פרידמן (2013) מראה שמרבית מהנדסי החשמל והאלקטרוניקה ובעלי תואר במדעי המחשב במשק מועסקים בענפי טכנולוגיית המידע שהם ענפים מוטי יצוא, מחקרו מוצא שייחודיות ההון האנושי בענפים אלו הביאה במחצית השנייה של שנות התשעים לעליה ניכרת בפריון העבודה היחסי ולהכפלת חלקם של ענפים אלו בתוצר. סביר להניח שהמחקר הנוכחי אינו מוצא ראיות להיחלשות הקשר שבין הון אנושי ופריון עבודה בשל הצלחתם של העובדים המשכילים במקצועות הרלוונטיים לענפים מייצאים, לרבות ענפי טכנולוגיה עילית.

**תרשים 18: ניתוח השפעת שיעור המשכילים על פרויון העבודה במשק**

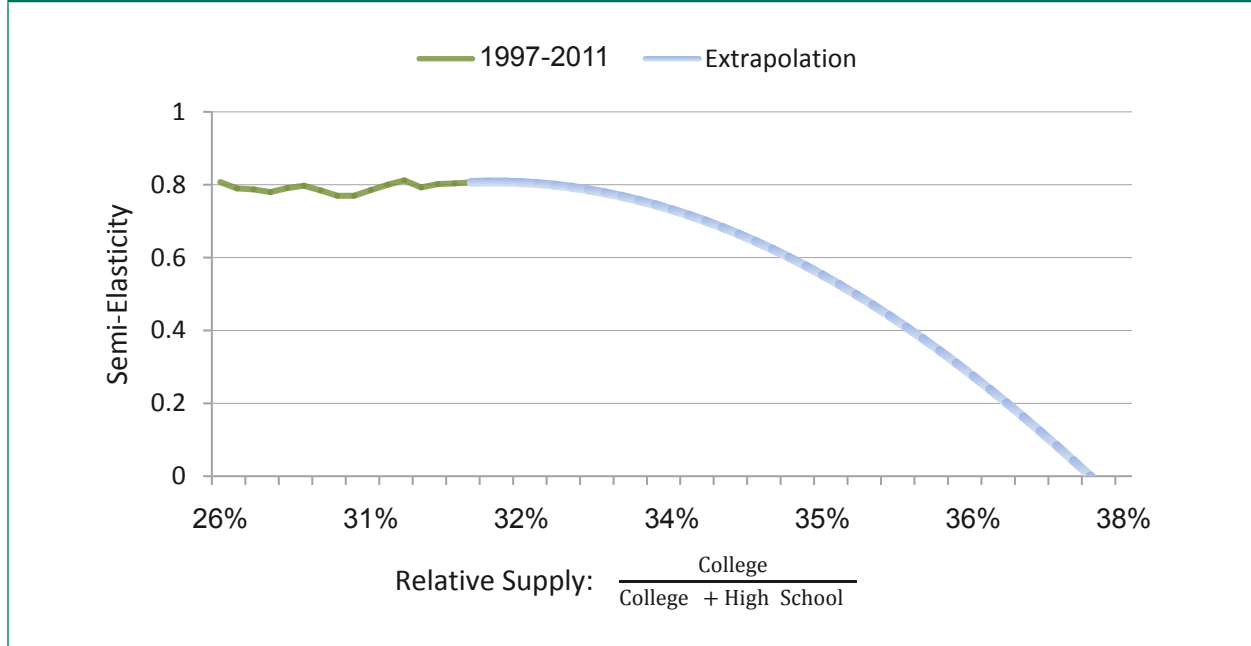


מקור: מכון מילקן, 2014.

ניתן להעריך מה תהיה ההשפעה של המשך העלייה של ההשכלה על פרויון העבודה באמצעות אקסטרפולציה ("חיוץ") על פי המקדמים שנאמדו.

תרשים 19 מציג תחזית של הסמי-גמישות (השפעת ההשכלה על פרויון העבודה) לרמות השכלה גבוהות יותר. חלקה הירוק של העקומה מציגה את סמי-הגמישות עבור השנים 1997-2011 והעקומה הוורודה על ידי אקסטרפולציה לשיעורי השכלה גבוהים יותר (החלק הבהיר). תוצאות האמידה מראות שהתרחבות היצע העובדים המכילים בקצב הנוכחי צפויה להוביל ירידה תלולה בהשפעת ההשכלה על פרויון העבודה כבר בשנים הקרובות. השפעת ההשכלה על הפריון צפויה להתאפס כאשר חלקם היחסי של המשכילים בתשומת העבודה יעמוד על 38 אחוזים (לעומת שיעור של 32 אחוזים בשנת 2011), בהנחה כי יתר הפרמטרים במודל יוותרו ללא שינוי.

תרשים 19: השפעה הצפויה של שיעור המשכילים על פריון העבודה במשק במגמה הנוכחית



## 7. סיכום

המחקר הנוכחי בחן את התפתחות הביקוש של הפירמות לעובדים משכילים אל מול ההיצע של עובדים אלה במהלך השנים 1997 – 2011 אגב הבחנה בין הענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי ובין הענפים המייצאים.

השוואה בין שיעור העובדים האקדמיים ובין שיעור העובדים במשלחי יד שנדרשת עבורם השכלה אקדמית מלמדת שבענפים המקומיים קצב הגידול של עובדים משכילים גבוה מפי שלושה מקצב הגידול במשלחי היד הדורשים השכלה אקדמית. כלומר, בכל שנה נוספים כשלושה עובדים עם השכלה אקדמית לכל משרה הדורשת השכלה אקדמית. מלבד זאת נמצא שהעובדים המשכילים שאינם מועסקים במשלחי יד אקדמיים מועסקים כעת בתנאי שכר נמוכים יותר ביחס לעובדים במצבם בעבר.

ממצאים אלה מהווים אינדיקציה ברורה לכך ששיעור הולך וגובר של עובדים בענפים המקומיים מאיישים משרות שאינן רלוונטיות להשכלה שרכשו.<sup>29</sup> לאור זאת ניתן לשער שהעלייה בהשכלה לא לוותה בעליה תואמת בביקוש לעובדים משכילים מצד הפירמות.

על מנת לבדוק השערה זו, נעשה שימוש במסגרת התיאורטית של Murphy & Katz (1992) הנשענת על אמידת הפרמיה להשכלה (הביקוש למיומנויות) לצד שינויים בהיצע ההון האנושי. הבדיקה אינה מניבה ראיות התומכות בהשערה זו, נמצא

<sup>29</sup> בר חיים בלנק ושיביט (2013) העלו את ההשערה, שבעקבות ההתפתחויות הטכנולוגיות משלחי יד שבעבר לא דרשו השכלה אקדמית דורשים כיום כישורים גבוהים יותר. מחקרם אינו מוצא תמיכה להשערה זו, ומסקנתם היא ששוק העבודה לא התרחב דיו כדי לספק למשכילים הזדמנויות תעסוקתיות דומות לאלו שלהן זכו המשכילים בדורות הקודמים.

שלצד עלייה בהיצע ההון האנושי חלה עלייה גם בביקוש. ממצא זה תקף הן בקבוצת הענפים המייצאים והן בקבוצת הענפים המקומיים.

המחקר מצביע על עלייה בפרמיה להשכלה בכלל שוק העבודה אך נמצא כי זו נעוצה בשתי מגמות מנוגדות; עלייה חדה בפרמיה בענפים המייצאים ושינויים מינוריים בלבד בענפים המוכרים בעיקר לשוק המקומי. ככל הנראה, הגידול בהיצע של עובדים משכילים בעלי מיומנויות הנדרשות בענפים מייצאים אינו מדביק את הגידול בביקוש היחסי.

לא מן הנמנע שהביקוש הגובר לעובדים מיומנים בענפים מייצאים לוחץ לעליה בפרמיה להשכלה גם בענפים המקומיים, תמיכה בהשערה זו מתקבלת באמצעות מבחן גריינג'ר לסיבתיות.<sup>30</sup>

ממצא זה שופך אור גם על מקורות האי-שוויון במשק. ממצא מוכר מהספרות הוא שההתפתחויות הטכנולוגיות מגדילות את הביקוש לכוח עבודה מיומן ומפחיתות את הצורך בעובדים בעלי השכלה נמוכה. כפועל יוצא מכך מתרחבים פערי השכר בין קבוצות ההשכלה. משמעותה של הסטגנציה בפרמיה להשכלה בענפים המקומיים היא שהעלייה באי-השוויון המיוחסת לגורם ההשכלה נובעת כולה מהצלחתה היחסית של קבוצה מצומצמת של עובדים משכילים המועסקים בענפים המייצאים. מגמה זו לא התקיימה כלל בענפים המקומיים, המעסיקים כ-80% מהעובדים במגזר העסקי.<sup>31</sup>

המחקר אינו מוצא ראיות להתרופפות הקשר בין הון אנושי לבין פרוץ העבודה כאשר בוחנים את שוק העבודה כמקשה אחת. על פי המדד שנאמדו למשוואות בניסוחים שונים, במהלך התקופה הנחקרת חל גידול של 55%-86% בפריון היחסי של העובדים המשכילים, תוך התמתנות בקצב הגידול בשנים האחרונות. סביר שממצא זה נעוץ בעיקר בהצלחתם של העובדים המשכילים במקצועות הרלוונטיים לענפים מייצאים.

אקסטרפולציה של תוצאות האמידה מראה שהתרחבות היצע העובדים המשכילים בקצב הנוכחי צפויה להפחית מהשפעת ההשכלה על פרוץ העבודה כבר בשנים הקרובות.

נראה שהמפתח לצמצום הפערים ולצמיחה מאוזנת במשק נעוץ במידה רבה בענפים המקומיים, המפגרים גם בהשוואה לענפים מקבילים במדינות ה-OECD.<sup>32</sup> להלן כמה המלצות לכיוונים אפשריים:

- התאמה טובה יותר של ההון האנושי לדרישות שוק העבודה באמצעות עידוד לימוד מקצועות נדרשים באוניברסיטאות ובשלבי החינוך המוקדמים יותר.
- תמיכה בהכשרה מקצועית למבוגרים בתעשייה על מנת לאפשר מעבר של עובדים לענפים בפריון גבוה.
- הגברת התחרות המקומית כדי ליצור עבור הפירמות תמריץ להתייעלות, לרכישת טכנולוגיות מתקדמות ולניצולו של ההון האנושי.
- עידוד השקעות הון והטמעת שיפורים טכנולוגיים גם בענפים המקומיים.

<sup>30</sup> ע"פ Balassa (1964) ו-Samuelson (1964) שיפור בפריון של הענפים הסחירים יחסית לפריון של הענפים הלא-סחירים יוביל למעבר של עובדים מהענפים הלא-סחירים לסחירים ויגרום לעליית מחירים ושכר בכלל המשק (אפקט בלסה – סמואלסון). Helpman et al. (2008) מוצאים כי חשיפת משק סגור לתחרות חיצונית להסטה של העובדים המוכשרים יותר לחברות יוצאניות המשלמות שכר גבוה יותר.

<sup>31</sup> ממצא זה עולה בקנה אחד עם תוצאות מחקרם של קורנפלד ודניאלי (2013: 39), המראים שרובו המכריע של אי-השוויון מצוי בתוך קבוצות ההשכלה ולא בין הקבוצות.

<sup>32</sup> בנק ישראל (2013: 50-53), וכן בן דוד (2013: 99-104).

## רשימה ביבליוגרפית

- בן דוד, ד'. 2012. "מדינת הסטארט-אפ והאיום מבית". מרכז טאוב, דוח מצב המדינה 2011–2012: 31–36.
- בן דוד, ד'. 2013. "פריון העבודה בישראל". מרכז טאוב, דוח מצב המדינה 2013: 89–109.
- בנק ישראל. 2012. דוח בנק ישראל 2011. ירושלים.
- בנק ישראל. 2013א. דוח בנק ישראל 2012. ירושלים.
- בנק ישראל. 2014. דוח בנק ישראל 2013. ירושלים.
- בנק ישראל. 2013ב. "התפתחות ההשכלה בישראל ותרומתה לצמיחה ארוכת הטווח". ההתפתחויות הכלכליות בחודשים האחרונים 136, אפריל עד ספטמבר 2013.
- ברגמן, א' וא' מרום. 2005. "תרומת ההון האנושי לצמיחה ולפריון במגזר העסקי בישראל, 1970 עד 1999", מאמר לדיון, 2005.14, בנק ישראל.
- בר חיים, א', כ' בלנק ו' שביט. 2013. "שינויים בהזדמנויות בהשכלה, בתעסוקה ובכלכלה: 1995–2008". מרכז טאוב, דוח מצב המדינה 2013: 213–229.
- ברנד, ב'. 2013. פרדוקס הצמיחה הישראלי: ההשקעה בהון האנושי והשפעתה על פריון העבודה בענפי המשק השונים, מכון מילקן המרכז לישראל.
- גרא, ר' ור' כהן. 2001. "עוני בקרב ערבים בישראל ומקורות לאי-שוויון בין ערבים ליהודים". רבעון לכלכלה 48: 543–571.
- גרא, ר'. 2005. "אי שוויון תעסוקתי בין ערבים ליהודים משכילים בשוק העבודה בישראל", ספר החברה הערבית בישראל: אוכלוסייה, חברה, כלכלה. מכון ון ליר בירושלים והוצאת הקיבוץ המאוחד.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. 2006, לוח היצע ושימושים.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. 1995–2009, סקר תעשייה.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. 1995–2011, סקר כוח אדם.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. 2010–2012, סקר ביקוש והיצע בשוק העבודה.
- זוסמן, נ' וע' פרידמן. 2008. "איכות כוח העבודה בישראל", מאמר לדיון, 2008.01, בנק ישראל.
- לביא, י' ופרידמן, ע'. 2005. "שער החליפין הראלי וסחר החוץ של ישראל", מאמר לדיון. 2005.10, בנק ישראל.
- מלצר, י'. 2013. "אי שוויון בתשואה להשכלה בין קבוצות אוכלוסייה שונות", עבודת דוקטור, אוניברסיטת בן גוריון.
- נבון, ג'. 2004. "השפעת הטרוגניות ההשכלה על השכר: עדות אמפירית מענף התעשייה", מאמר לדיון, 2004.05, בנק ישראל.
- פלוג, ק', נ' קסיר וס' ריבון. 2000. "אבטלה והשכלה בישראל: על מחזורי עסקים, שינויים מבניים ושינויים טכנולוגיים: 1986–1998", מאמר לדיון 2000.02, בנק ישראל.
- פריש, ר'. 2007. "התשואה להשכלה - הקשר הסיבתי בין ההשכלה לשכר", מאמר לדיון 2007.03, בנק ישראל.

- פרידמן, י'. 2013 "ענפי טכנולוגיות המידע: עובדים, שכר והתמודדות עם זעזועים". מאמר לדיון 2013.07, בנק ישראל.
- קורנפלד, ע' וא' דניאלי. 2013. "מקורות אי השוויון בהכנסות בישראל – תהליכים ומדיניות", אוניברסיטת תל אביב.
- קמחי, א'. 2010. "פערי ההכנסות בישראל", נייר מדיניות, 2011.05, מרכז טאוב, דוח מצב המדינה 2013: 101–133.
- קמחי, א'. 2011. "ניתוח בעזרת רגרסיה של הגורמים לאי שוויון בהכנסות משקי הבית בישראל", דו"ח סופי מוגש לוועדת מחקרים של המוסד לביטוח לאומי, האוניברסיטה העברית.
- קריאף, ת'. "פערי שכר בין נשים וגברים, 1970-2000", מאמר לדיון 2008.06, בנק ישראל
- Acemoglu, D. & D. Autor. 2011. "Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings", *Handbook of labor economics* 4, 1043—1171.
- Autor, D. H., Katz, L. F. & Kearney, M. S. (2006). "The polarization of the US labor market," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 96(2), 189-194.
- Autor, D. H., Katz, L. F. & Kearney, M. S. (2008). "Trends in US wage inequality: Revising the revisionists." *The Review of Economics and Statistics* 90(2): 300-323.
- Amiti, M. & D. R. Davis. 2012. "Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence", *The Review of Economic Studies* 79 (1): 1—36.
- Aghion, P. 2008. "Higher Education and Innovation", *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 9.s1: 28—45.
- Barro, R. J. 1991. "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 407—443.
- Balassa, B. 1964. "The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal." *The Journal of Political Economy*, 584-596.
- Becker, G. S. 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *The Journal of Political Economy* 70 (5): 9—49.
- Bils, M. & P. J. Klenow. 2001. "Does Schooling Cause Growth?", *American Economic Review*: 1160—1183.
- Card, D. 1999. "The causal effect of education on earnings." *Handbook of Labor Economics*, 3, 1801-1863.
- Card, D. & T. Lemieux. 2001. "Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis" (No. w7655). National Bureau of Economic Research.
- Carrasco, R., Jimeno, J. F., and Ortega, A. 2014. "Returns to skills and the distribution of wages: Spain 1995—2010." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- De Michelis, A., M. Estevao & B. Wilson (2013). "Productivity or Employment: Is it a Choice?", IMF Working Paper WP/13/97.

- Edwards, S. 1998. "Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?", *The Economic Journal* 108 (447): 383—398.
- Goldin, C. D. & L. F. Katz. 2008. *The race between education and technology*. Harvard University Press.
- Gasparini, L., Galiani, S., Cruces, G., and Acosta, P. A. 2011. "Educational upgrading and returns to skills in Latin America: evidence from a supply-demand framework, 1990-2010." Discussion paper series, *Forschungsinstitut Zur Zukunft der Arbeit*, no. 6244.
- Hanushek, E. A. & L. Woessmann. 2012. "Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation", *Journal of Economic Growth* 17 (4): 267—321.
- Helpman, E., O. Itskhoki & S. Redding. 2008. "Wages, Unemployment and Inequality with Heterogeneous Firms and Workers", *National Bureau of Economic Research*, no. w14122.
- Helpman, E., O. Itskhoki & S. Redding. 2010. "Unequal Effects of Trade on Workers with Different Abilities", *Journal of the European Economic Association* 8 (2—3), 421—433.
- Helpman, E., O. Itskhoki, M. A. Muendler & S. J. Redding 2012. "Trade and Inequality: From Theory to Estimation", *National Bureau of Economic Research*, no. w17991.
- Jorgenson, D. W. & Z. Griliches 1967. "The Explanation of Productivity Change", *The Review of Economic Studies* 3: 249—283.
- Junankar, P. N. 2013. "Is there a Trade-off between employment and Productivity?", IZA Discussion Paper no. 7717, The Institute for the Study of Labor.
- Katz, L. F. & K. M. Murphy. 1992. "Changes in relative wages, 1963—1987: Supply and demand factors" (no. w3927), National Bureau of Economic Research. Krueger, A. B. & M. Lindahl. 2001. "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature* 39: 1101—1136.
- Mankiw, N. G., D. Romer & N. W. Weil. 1992. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407—437.
- Meghir, C, and Palme, M. 2003. "Ability, parental background and education policy: empirical evidence from a social experiment." IFS Working Papers, Institute for Fiscal Studies No. 03/05.
- Mincer, J. A. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press: 41—63.
- OECD. 2012. "Looking to 2060: Long-term Global Growth Prospects", OECD Publishing. OECD. 2013. "Education at a Glance: OECD Indicators", OECD Publishing.
- OECD Stat. 2013. <http://stats.oecd.org>.
- Pritchett, L. 2001. "Where Has all the Education Gone?", *The World Bank Economic Review* 15 (3): 367—391.

Samuelson, P. A. 1948. "International Trade and the Equalisation of Factor Prices." *Economic Journal*, 163-184.

Schultz, T. W. 1971. "Investment in Human Capital. The Role of Education and of Research." New York: The Free Press.

Spence, M. 1973. "Job market signaling." *The quarterly journal of Economics*, 355-374.

Vandenbussche, J., P. Aghion & C. Meghir. 2006. "Growth, Distance to Frontier and Composition of Human Capital", *Journal of Economic Growth* 11 (2): 97—127.

FELLOWS | MILKEN  
PROGRAM | INSTITUTE

תוכנית עמיתי מכון מילקן  
רחוב ושינגטון 4  
ירושלים, 9418704

[info@mifellows.org](mailto:info@mifellows.org)  
[www.mifellows.org](http://www.mifellows.org)