

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**גלישת הון אנושי במקום העבודה:
גיוון כוח העבודה ופריון**

גיא נבון*

סדרת מאמרים לדיון 2009.05
יוני 2009

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>,

חטיבת המחקר, גיא נבון – guy.navon@boi.org.il, טלפון – 02-5662650
ברצוני להודות ל- Christopher Taber, John Haltiwanger, Dale Mortensen ול-Christopher
Pissarides על הערותיהם המועילות. אני מודה גם ל-Fabiano Schivardi, Giovanni Dosi,
John Earle ולמשתתפי הסמינר של המעבדה לכלכלה וניהול באוניברסיטת פיזה, וכן למשתתפי
סמינר מחלקת המחקר של בנק ישראל. תודה מיוחדת לשאול לאך שעזר לי רבות לאורך כל הדרך.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

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

תקציר

המחקר בוחן את השפעת גיוון הידע על גלישה של הון אנושי בתוך הפירמה ועל פריון העבודה באמצעות בסיס נתוני עובד-מעביד ייחודי של מפעלי תעשייה בישראל בשנים 2000-2003. פירוק מכונן של השונות למרכיביה מראה כי רוב גיוון הידע מתרחש בתוך ענפי התעשייה. נמצא שיש יתרון מובהק לגיוון כוח העבודה: העסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (לפי התואר האקדמי) מועילה לפריון המפעל. מאמידת פונקציית הייצור ברמת המפעל, באמצעות הפרוצדורות של Olley and Pakes (1996) וזו של Levinsohn and Petrin (2003), נמצא שגמישות גיוון הידע-התוך מפעלי היא 0.2 – 0.25 לערך ויציבה – וכי התועלת של גיוון הידע גדלה עם גודל המפעל. מכאן עולה כי עבור כל הקצאה של עובדים בתהליך הייצור כדאי למפעל לגוון את כוח העבודה המיומן שלו. מהמחקר עולה עוד כי הדרך המקובלת לאמידת פונקציית הייצור ברמת המפעל בשיטת הריבועים הפחותים (OLS) או בשיטת ההשפעות הקבועות (Fixed-Effects) מוטים כלפי מעלה עקב בעיית אנדוגניות של התשומות.

Human Capital Spillovers in the Workplace: Labor Diversity and Productivity

Guy Navon

Abstract

The paper studies the relationship between human capital spillovers and productivity using a unique longitudinal matched employer–employee dataset of Israeli manufacturing plants that contains individual records on all plant employees. I focus on the within-plant diversity of employees’ higher-education diplomas (university degrees). The variance decomposition shows that most knowledge diversity takes place within the industries. Using a semi-parametric approach, the study finds that hiring workers who are diversified in their specific knowledge is beneficial for plants’ productivity—the knowledge-diversity elasticity is about 0.2–0.25 and is robust—and that the benefit of knowledge diversity increase with the size of the plant. This suggests that for each allocation of labor in the production process it is beneficial for plants to diversify their skilled labor. The findings also suggest that the conventional way of estimating plant-level production function using Ordinary Least Squares or Fixed-Effects method is biased upward due to simultaneity of the inputs and the unobserved productivity shock.

1. מבוא

בספרות האמפירית מובאות ראיות רבות לכך שמפעלים נבדלים בהרכב המיומנויות ובפריון העבודה של עובדיהם (Abowd et al., 1999; Dunne et al., 2002; Foster et al., 2008; Hellerstein et al., 1999; Haltiwanger, et al., 2007). למרות זאת, אין אנו מבינים עדיין די הצורך את הקשר בין תוצאותיהם הכלכליות של מפעלים לבין הרכב כוח העבודה שלהם (Moretti, 2002, 2004a, 2004b; Mas and Moretti, 2008).

מחקר זה בוחן את הקשר בין גלישה (spillover) של הון אנושי לפריון במקום העבודה, דהיינו את ההשפעה של גיוון ההון האנושי על פרויון העובדים. ובפרט, אני חוקר היבט אחד של הרכב כוח העבודה: גיוון הידע התוך-מפעלי והגלישה של הון אנושי. באמצעות בסיס נתוני מעביד-עובד ייחודי של מפעלי תעשייה בישראל, אני מנתח את היחסים בין פרויון העבודה ובין גיוון הידע התוך-מפעלי (intra-plant diversity, המוכר בספרות גם במונח: within-plant diversity).

גיוון הידע יכול למלא תפקיד חיוני בגלישות של הון אנושי בעבודה. הרעיון דומה לתיאוריית O-ring של Keremer (1993) לגבי העברת הידע בין עובדים בתוך פירמה. אולם, העברת ידע בדרך זו תלויה במידת ההשלמה (complementarity) בין העובדים. ככלל, אם העובדים יכולים להשתמש בידע או מידע שרכשו קודם, הם עשויים להעביר את אלה למפעל ובדרך זו לשפר את פרויון העבודה ללא עלות לפירמה. במקרה הקיצוני, אם כל אחד מהעובדים מחזיק בידע ייחודי, אפשר שיועבר ידע בין העובדים וכתוצאה מכך יוגבר פרויון העבודה של הפירמה. בקצה השני, כאשר כל העובדים זהים (בעלי ידע זהה), גלישה לא תוכל להתקיים מפני שהעובדים לא יוכלו ללמוד דבר חדש כלשהו מעמיתיהם לעבודה.

אף שגיוון כוח העבודה עשוי לשפר את הפריון של פירמות, סביר שהוא יהיה כרוך בעלויות גבוהות (כגון עלויות תקשורת). לפיכך, הבדלי הגיוון בין הפירמות עשויים לשקף הבדלי עלויות או הבדלים בהשפעת הגיוון על פרויון העבודה.

לפי Lazear (1999), עובדים מגוונים יוצרים רווחי פרויון אם מתקיימים שלושה גורמים. ראשית, צריך שיהיו בין העובדים הבדלי מיומנויות, יכולות או מידע, על מנת שהמפעל יוכל להרוויח מן המשלמות בין העובדים. שנית, מגוון המיומנויות, היכולות או המידע חייב להיות רלוונטי באופן הדדי בין עובד לעובד. מובן שמידת ההשלמה מועטה אם מיומנותו של עובד אחד אינה רלוונטית לעבודת הייצור של עובד אחר. שלישית, כדי לשפר את הפריון, צריך שהעובדים יוכלו לנהל תקשורת ביניהם לביצוע מטלות משותפות רלוונטיות ולעסוק בהעברת ידע, כלומר עליהם לדבר באותה שפה "מקצועית"¹. גידול בעלויות התקשורת, עם זאת, עשוי לקזז את הרווחים המתקבלים מגיוון הידע. מן הטיעון של Lazear עולה כי על מנת שמפעלים ימרבז (maximize) את פרויון העבודה, עליהם להתאפיין בגיוון מיומנויות, אולם צריך שיהיו הומוגניים מבחינה אחרים, כגון במאפיינים הדמוגרפיים, כדי למזער את עלויות התקשורת או את העלויות ממה ש-Lazear מכנה 'התחברות בין-תרבותית' (cross-cultural dealing).

¹ כדי שזה יקרה וכדי שתתרחש גלישה של הון אנושי, על העובדים לעסוק בפעילות משותפת.

אף שהתיאוריה בדבר תפקידה הבסיסי של הטרוגניות ההון האנושי בביצועיהן של חברות מפותחת היטב, הראיות האמפיריות עודן זעומות בשל היעדר נתוני עובד-מעביד. כדי לתת מענה לבעיה זו, אני משתמש בסיס נתוני עובד-מעביד ייחודי של מפעלי תעשייה ישראליים המעסיקים חמישה עובדים לפחות. בסיס הנתונים מכסה את השנים 2000-2003 וכולל מידע על כל מקבלי המשכורות בכל אחד מן המפעלים. בנוסף למידע העשיר על המפעלים ועל העובדים, הנתונים מספקים מידע על התארים האקדמיים של העובדים ממוסדות להשכלה גבוהה. נתונים אלה מעניקים לנו הזדמנות ייחודית לבחון את הטרוגניות של ההון האנושי בתוך ובין מפעלים ואת תפקידה בפונקציית הייצור של המפעל.

השאלה מהי הדרך הנכונה למדוד את גיוון ההון האנושי שרויה במחלוקת רבה. האומדנים המקורבים השכיחים ביותר של הון אנושי הם רמת ההשכלה וניסיון העובדים במפעל מסוים. לחלופין, מספר מחקרים חדשים משתמשים ברווחים כאומדן מקורב, בהתבסס על ההנחה שמתקיימת תחרות משוכללת וכי גובה התשלום לעובדים משקף את מלוא ערך הפרייון השולי שלהם. אולם, השכר תלוי גם במדיניות התגמול של הפירמה, כגון שיתוף ברווחים (rent sharing), וכוח המיקוח של העובדים (Navon and Tojerow, 2006). דרך נוספת למדוד את שונות ההון האנושי של עובדים היא ההשפעה הקבועה של הפרט המושגת כמשתנה סמוי מרגרסיות שכר אישיות (Abowd, Kramarz, and Margolis, 1999). המשתנה הסמוי מחושב לא רק על סמך מאפייני העובדים הנצפים אלא גם על סמך מאפייני עובדים בלתי נצפים – כגון יכולת בלתי פורמלית – ועל השפעות מפעל קבועות (firm fixed effects). היתרון העיקרי בשיטה זו הוא שהמשתנה הסמוי עשוי לכלול גורמים אחרים מלבד מיומנויות.

במחקר זה אני מודד את גיוון ההון האנושי על ידי מדידת גיוון הידע בקרב עובדים מיומנים במפעל במונחי תחומי הלימוד האקדמיים (להלן: תחומי לימוד) שבהם רכשו תארים ממוסדות השכלה. מדד זה של גיוון ההון האנושי חשוב ביחס לגלישה של הון אנושי, מכיוון שמרבם לעודד עובדים לפעול יחד בעבודת צוות, במיוחד בחברות מתחום הטכנולוגיה העילית – ומכאן השאלה האם כוח עבודה מגוון במיומנויותיו, במובן של ידע ייחודי, מגביר את פרייון המפעלים.

בעקבות (Davis and Haltiwanger, 1991), (Kremer and Maskin, 1996) ו-Dunne et al. (2002), מחקר זה בוחן את הקשרים בין פרייון העבודה להטרוגניות ההון האנושי ברמת המפעל. ראשית, ערכתי ניתוח פירוק שונות (variance-decomposition) ומצאתי כי רוב גיוון הידע מתרחש בתוך הענף התעשייתי. שנית, אמדתי פונקציית ייצור ברמת המפעל בגישה דינמית פרמטרית למחצה, כפי שהוצע על ידי (Olley and Pakes, 1996) ומאוחר יותר על ידי Levinsohn and Petrin (2003). אמידות פונקציית הייצור מראות כי גיוון הידע התוך-מפעלי משפיע באופן חיובי ומובהק על פרייון העבודה. על ידי ההבחנה בין עובדים אקדמאים לעובדים ללא תואר אקדמי, מצאתי שהעסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (מבחינת תחומי הלימוד) מצמיחה תועלת לפרייון של המפעלים.

אף שאין די נתונים אמפיריים אודות גיוון הידע, עדויות בינלאומיות מהשנים האחרונות המבוססות על נתוני עובד-מעביד מראות כי להטרוגניות המיומנויות יש השפעה חיובית חזקה על הפרייון. ובפרט, (Lazear and Shaw, 2007), המסכמים ממצאים על פיזור השכר בתוך פירמות

מתשע מדינות, מסיקים כי פירמות משיגות ביצועים טובים יותר כאשר מתקיימת התאמה בין אנשים בעלי מיומנויות משלימות בתוך הפירמה. ממצאים אלו מעלים כי הקשר החיובי בין גיוון ההון האנושי לפיריון עשוי לחול מעבר להיבט הספציפי של הטרוגניות, וכי ניתן להכליל ממנו למצבים שבהם עובדים משלימים זה את זה, כלומר כאשר מיומנויותיו של עובד אחד מרחיבות את אלו של האחר במקום העבודה המשותף לשניהם.

המחקר מסודר באופן הבא: חלק 2 מציג את המסגרת התיאורטית, חלק 3 מתאר את הנתונים ומציג כיצד אני מודד את הגיוון, חלק 4 מפרק את השונות של מיומנויות העובדים בין ובתוך פירמות, חלק 5 בוחן את הקשרים בין פיזור מיומנויות בתוך הפירמה לפיריון על ידי אמידת פונקציית ייצור המתחשבת בהטרוגניות הידע, וחלק 6 מציג את המסקנות.

2. המסגרת התיאורטית

מטרת המודל התיאורטי היא לכמת הן את הרווחים והן את העלויות הנובעים משיתוף הפעולה בין עובדים בעלי מיומנויות מגוונות בתוך מפעל. המודל מניח שני סוגים של עובדים במשק: מיומנים (L_S) ובלתי מיומנים (L_{us}). העובדים המיומנים מאופיינים במגוון מיומנויות במובן זה שהם מחזיקים בתארים אקדמיים שונים, המיוצגים על ידי מדד גיוון D . המפעלים נבדלים זה מזה גם בעלויות הגיוון.

הנחה שהמפעל מייצר באמצעות פונקציית ייצור מסוג קוב-דאגלס, המפעל מייצר את ערכו המוסף (Y) על ידי שימוש בהון (K) ובעבודה (L_S וכן L_{us}) כתשומות, כאשר כוח העבודה המיומן מתקשר לגיוון הידע. במובן זה, הגיוון אנדוגני במודל, היות שמניחים כי הוא פונקציה של העובדים המיומנים. בעקבות Berry (1971) ו-McVey (1972), אני משתמש במדד הרפינדל ($Herfindahl$) כמדד לשיעור גיוון הידע במפעל. מדד הרפינדל מביא בחשבון את מספר העובדים המיומנים במפעל (n) ואת התפלגותם בין תחומי הלימוד האקדמיים השונים²: המדד קטן כאשר הן מספר תחומי הלימוד והן פיזור הידע קטנים, והוא נע בין 0 ל-1. ניתן לכתוב את מדד הרפינדל כך:

$$D(l_S^1, \dots, l_S^n) = 1 - \sum_{i=1}^n \frac{l_S^i}{L_S} \quad (1)$$

החברה ממרבת את רווחיה ביחס ל- K, L_{us} , ול- l_S^1, \dots, l_S^n בכפוף לאילוצי הטכנולוגיה והגיוון שלה:

$$\begin{aligned} \Pi &= PY - WL - c(D) - rK \\ \text{s.t.} \quad Y &= AK^{1-\beta} (D^\gamma L_S)^\beta \\ D &= D(l_S^1, \dots, l_S^n) \\ l_S^1 + l_S^2 + \dots + l_S^n &= L_S \end{aligned} \quad (2)$$

² טבלה א-1 וטבלה א-2 בנספח מראות את האינטראקציה בין מדד הרפינדל לגיוון הידע למספר תחומי הלימוד (n) ולמספר העובדים המיומנים (L_S) במפעל.

כאשר $c(D)$ הוא עלות התקשורת הנלווית להחזקת כוח עבודה מגוון – עלות ההתחברות הבין-תרבותית – אשר גדלה עם D (כלומר, $C'(D) > 0$). אני מניח, כמו כן, שכל העובדים המיומנים זהים מבחינת פרויקט העבודה, ומכאן גם מבחינת השכר.

אין פתרון אנליטי למשוואה (2) ביחס ל- $k, L_{us}, l_s^1, \dots, l_s^n$, אולם ניתן להוכיח בקלות כי בשיווי משקל מפעלים בוחרים גיוון ידע שונה בהתאם ל- β, γ, c, P, W .

היות שאנו מניחים כי כל העובדים המיומנים זהים בפריון, בהתנהגות ובשכר, מפעלים יכולים להגיע לגיוון אופטימלי על ידי שימוש בהקצאות שונות של עובדים מיומנים. עם זאת, ניתן להניח שמידת הגיוון בשיווי משקל תלויה בעלויות הגיוון של הפירמה (כאמור, עלויות גיאוגרפיות או עלויות תקשורת). במקרה זה, יהיה אופטימום יחיד שבו המפעל יעסיק מיעוטים, אף שהם מגדילים את עלויות העבודה, כל עוד הם מעלים את הפריון הכולל.

3. הנתונים

הנתונים המשמשים במחקר זה לקוחים מבסיס נתונים ייחודי של עובד-מפעל. פאנל הנתונים נבנה על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (להלן: הלמ"ס) ומשלב שלושה בסיסי נתונים בקנה מידה גדול: (1) סקר התעשייה והמלאכה של הלמ"ס, הנערך מדי שנה ומספק נתונים ברמת המפעל בנושאי ייצור, חומרי הגלם, עלות העבודה, השקעה ומאפיינים אחרים ברמת המפעל; (2) רשומות רשות המס בישראל לשנים 2002-2003, המספקות מידע על כל מקבלי המשכורת במפעלים, כולל גיל, מין, מצב משפחתי, מספר חודשי עבודה בכל שנה, ושכר; וכן (3) רישום של כל בוגרי האוניברסיטאות, לרבות מידע על סוגי התארים, תחומי הלימוד, ושנת קבלת התואר.

מדגם מפעלי הייצור נקבע בשנת 2000.³ מפעלים עשויים לצאת מן המדגם עקב סגירה, מיזוגים ורכישות, או טעויות אדמיניסטרטיביות. עקב העובדה שהלמ"ס מחויב בשמירת סודיות בפרסום נתוני עובד-מעביד, המדגם של נתוני עובד-מעביד קוצץ והוא כולל אך ורק מפעלים המעסיקים פחות מ-1,000 עובדים.

יחידת החקירה במחקר זה היא המפעל, המוגדר כיחידה כלכלית העוסקת בפעילות ייצור. ככלל, מפעל נמצא במקום אחד ועוסק בפעילות כלכלית אחת. מחלקות או חטיבות של המפעל באזורים גיאוגרפיים אחרים או השייכות לענפי תעשייה אחרים תיחשבה ליחידות כלכליות נפרדות כל עוד הן מנהלות הנהלת חשבונות נפרדת.⁴ חברות המייצרות מספר מוצרים במספר מפעלים מחולקות לפי פעילויותיהן הכלכליות על סמך סיווג זה, שבוצע על ידי הלמ"ס. כדי לאמוד את פונקציית הייצור ברמת המפעל, יש צורך בשיטה למדידת ההון. אימצתי את מדד ההון-שירותים שהוצע על ידי Griliches and Regev (1995) וחושב על ידי חיים רגב

³ המדגם של סקר התעשייה והמלאכה מוחלף אחת ל-5 עד 10 שנים כדי לעדכן את המדגם בשיוניים בענף הייצור. העדכון האחרון נעשה בשנת 2000.

⁴ שיקולים הקשורים לשיטת רישום הפעילות של המפעל בספרי החשבונות נקבעים לפי חוקי המס ולא על ידי הלמ"ס. בפועל, מפעל שמשרדי המנהלה שלו נמצאים במקום אחר (למטרות שיווק, מכירות או למטרה אחרת) רושם בדרך כלל את שתי הפעילויות בספרי חשבונותיו. יתרה מכך, במדידת ההטרונגויות של ההון האנושי השמטתי עובדים שהשלימו תארים בתחומי לימוד שאינם רלוונטיים לתהליך הייצור.

מהלמ"ס (Regev, 2006). ההון הנמדד הוא זרם של שירותי ההון, לפי גישת המלאי המתמיד, ולא מלאי ההון. מלאי שירותי ההון חושב לפי הנוסחה ששירותי ההון שווים לפחת השנתי בתוספת ריבית על מלאי ההון נטו⁵ וההוצאה על שכירות של מבנים, ציוד ומכונות. האומדנים של מלאי הון הנקי מבוססים על סקר מלאי הון שנערך בשנת 1997 – ועל נתוני ההשקעות רציפים הנאספים בסיקרי התעשייה. מלאי הון חושב בנפרד למבנים, ציוד וכלי רכב.

3.1 תיאור הנתונים

בסיס הנתונים כולל 3,150 מקטעי תצפיות של מפעל-שנה עבור השנים 2000-2003 ב-834 מפעלים המעסיקים חמישה עובדים ומעלה. בסיס הנתונים כולל גם 380,000 תצפיות על כל מקבלי המשכורות במפעלים. עקב היעדר נתונים על שירותי ההון ב-98 מפעלים, צמצמתי את המדגם ל-736 מפעלי תעשייה. מתוכם, 546 (74%) מופיעים בנתונים לארבע שנים – כל התקופה – ו-84 נוספים (11%) מופיעים למשך שלוש שנים. עשרים-ארבעה מפעלים (3% מכלל המדגם) נכנסו לסקר התעשייה במהלך תקופת המדגם ו-196 מפעלים (26% מכלל המדגם) יצאו מהסקר במהלך תקופה זו. המדגם הסופי מכיל 309,570 תצפיות על כל מקבלי המשכורות במפעלים.

טבלה 1 מציגה את מאפייני העובדים עבור כלל המדגם ושל העובדים המיומנים בלבד. ממוצע ההכנסה השנתית ברוטו במחירים קבועים של שנת 2000 היה 8,948 וגילו של העובד הממוצע 39. קרוב ל-30% מהתצפיות במדגם הם של נשים. חילקתי את העובדים לשתי קטגוריות: מיומנים ובלתי מיומנים. עובדים מיומנים מוגדרים כעובדים המופיעים ברישומי⁶ האוניברסיטאות הישראליות, ואילו עובדים בלתי מיומנים הם אלה שאינם מופיעים ברישומים אלה. על פי רישומי האוניברסיטאות, כ-8 אחוזים מעובדי התעשייה מחזיקים בתואר אקדמי ישראלי. העובדים המיומנים במדגם, כהגדרתם לעיל, צעירים יותר וסביר יותר שיהיו נשים בהשוואה לעובדים הבלתי מיומנים.

⁵ Regev (2006) מעריך כי נתון זה עומד על 5 אחוזים.

⁶ רישומי האוניברסיטאות כוללים נתונים על בוגרי שבע אוניברסיטאות בישראל המעניקים תוארי בוגר, מוסמך ודוקטור, וכן תעודות מקצועיות. הרשומות אינן כוללות נתונים על בוגרי האוניברסיטה הפתוחה בישראל, בוגרי מכללות ובוגרי אוניברסיטאות בחו"ל.

טבלה 1: מאפייני העובדים

מתוכם: עובדים מיומנים ^א		מדגם		
סטיית תקן	ממוצע	סטיית תקן	ממוצע	
18,361	16,867	10,581	8,948	שכר חודשי (ש"ח, שנת 2000)
6.1	32.4	12.1	39.2	גיל
	66.4		70.9	שיעור יחסי של גברים
			8.2	שיעור יחסי של אקדמאים
				מתוכם:
				הנדסה
37.5				מדעים מדויקים
13.1				מדעי הטבע
9.9				
97.7		97.8		מועסקים במשרה מלאה (באחוזים)
25,270		309,570		מס' תצפיות

א. עובדים בעלי תואר מאוניברסיטה ישראלית.

תחומי הלימוד השכיחים ביותר הם הנדסה (38% מהעובדים המיומנים), מנהל עסקים (22%), ומדעים מדויקים (13%) (ראו טבלה 2). תחום המדעים המדויקים כולל שלושה תתי-תחומים עיקריים: מתמטיקה, סטטיסטיקה, ומדעי המחשב. הפופולאריות של תארים במדעי המחשב בקרב העובדים המיומנים במדגם, גבוהה – כשמונה אחוזים – ואילו כמעט איש מהעובדים המיומנים אינו בעל תואר בסטטיסטיקה. מדעי הטבע כוללים חמישה תתי-תחומים עיקריים המתפלגים באופן שווה, אם כי תארים בגיאוגרפיה, גיאולוגיה, אוקיאנוגרפיה, ומדעי החלל אינם פופולאריים בקרב העובדים המיומנים. תחום ההנדסה כולל גם הוא שלושה תתי-תחומים עיקריים: הנדסה אזרחית (0.7% מהעובדים המיומנים), הנדסת מכונות (7.5%), הנדסת אלקטרוניקה (12.8%), הנדסה כימית (4.1%), והנדסת תעשייה וניהול (12.4%). באותם מפעלים מעטים שאופיינו בגיוון מלא (והעסיקו למעלה מחמישה מהנדסים), היו תמיד מהנדסי תעשייה וניהול.

מגוון התארים האקדמיים במדגם הוא צר: ל-80% מהעובדים המיומנים תואר בוגר, ול-17% תואר מוסמך. ממצא זה דומה מאוד לממצאים קודמים אודות הרכב המיומנויות במגזר התעשייתי בישראל (Navon, 2006).

טבלה 2: התפלגות תחומי הלימוד

אחוזים	תצפיות	תחום לימוד
8.1	2,036	מדעי הרוח ולימודים כלליים
1.7	436	לימודי רפואה
29.6	7,484	מדעי החברה:
22.4	5,673	מנהל עסקים
5.7	1,452	כלכלה
1.4	359	משפטים
13.1	3,321	מדעים מדויקים:
8.1	2,041	מדעי המחשב
4.2	1,055	מתמטיקה
0.9	225	סטטיסטיקה
9.9	2,510	מדעי הטבע:
2.9	735	כימיה
2.6	645	פיזיקה
2.5	629	ביולוגיה
1.4	342	חקלאות
0.6	159	גיאוגרפיה, גיאולוגיה, אוקיאנוגרפיה, ומדעי החלל
37.5	9,483	הנדסה:
12.8	3,238	הנדסת אלקטרוניקה
12.5	3,155	הנדסת תעשייה וניהול
7.4	1,874	הנדסת מכונות
4.1	1,040	הנדסה כימית
0.7	176	הנדסה אזרחית
100	25,270	סה"כ:

היות שהמחקר מתמקד בגיוון העובדים המיומנים לפי תחומי הלימוד השונים, אני מגדיר תחום לימוד "טכנולוגי" ככל תחום אקדמי במדעים המדויקים, במדעי הטבע, ובהנדסה. היות שכך, אינני כולל את בעלי התארים במדעי הרוח ובמדעי החברה, בהנחה שתחומי לימוד אלה אינם רלוונטיים לתהליך הייצור. ההגדרה שלי גם אינה כוללת בוגרי מנהל עסקים – אף על פי שהם עשויים להשפיע על החלטות הייצור יותר מכל אחד אחר – וזאת מפני שאין נתונים על משרותיהם במפעלים ועל תארים קודמים שלהם. במדגם, למעלה מ-61% מהעובדים המיומנים היו בעלי תואר טכנולוגי: 38% בהנדסה, 13% במדעים מדויקים, ו-10% במדעי הטבע.

טבלה 3: התפלגות העובדים המיומנים לפי ענף תעשייה (באחוזים)

#	סיווג ענף תעשייה ראשי (חטיבה) בשתי ספרות	הנדסה	מדעי הטבע	מדעים מדויקים	מנהל עסקים	כל היתר
23-24	כימיקלים ומוצריהם וזיקוק נפט	13.7	46.3	1.9	16.7	24.0
25	מוצרי פלסטיק וגומי	2.3	0.6	0.6	3.3	3.6
26	מוצרים מינרליים אל מתכתיים	1.6	0.4	0.7	5.0	5.1
27	מתכת בסיסית	0.9	0.7	0.2	2.1	1.5
28	מוצרי מתכת	4.7	1.1	0.9	6.1	7.6
29	מכונות וציוד	7.5	6.7	6.4	5.8	5.7
31	מונעים חשמליים ואביזרים לחלוקת חשמל	5.1	2.0	3.2	5.2	4.6
32	רכיבים אלקטרוניים	10.3	5.7	6.0	6.5	6.5
33	ציוד תקשורת אלקטרוני	21.1	9.8	46.2	22.2	16.5
34	ציוד תעשייתי לבקרה ולפיקוח	28.5	25.8	32.2	21.2	18.7
35	כלי הובלה, כולל ציוד רפואי ומדעי	2.9	0.4	1.2	2.0	1.6
36	רהיטים	0.7	0.1	0.0	1.0	1.4
38	תכשיטים, חפצי חן וצורפות	0.4	0.0	0.1	2.2	1.4
39	מוצרים לנמ"א	0.4	0.5	0.3	0.8	1.8
B	סה"כ ייצור	100	100	100	100	100

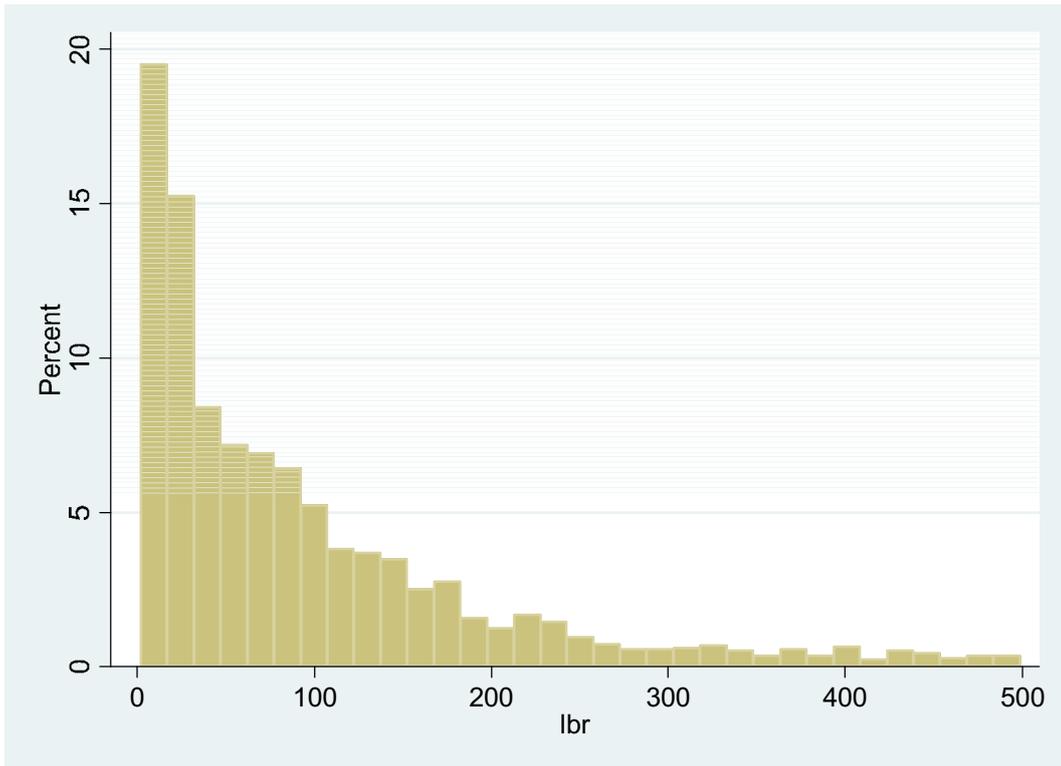
התפלגות העובדים המיומנים בין ענפי התעשייה איננה אחידה: עובדים מיומנים נמצאים בסבירות גבוהה יותר בענפי התעשייה בשתי ספרות 24 וכן 32-34, שהנם ענפי התעשייה עתירי הטכנולוגיה ביותר (טבלה 3).

טבלה 4 מציגה תמונה סטטיסטית מרוכזת של מאפייני המפעלים עבור כלל המדגם ועבור תת-מדגם של מפעלים המעסיקים לכל הפחות שלושה עובדים מיומנים. בכלל המדגם, המפעל הממוצע מעסיק כ-120 עובדים, מתוכם קרוב ל-8% בעלי תארים אקדמיים ממוסדות השכלה ישראלים. המפעל הקטן ביותר במדגם מעסיק חמישה עובדים בלבד והגדול 7,974, באופן שמשקף את מגבלת הסודיות של הלמ"ס שהוזכרה קודם. כ-64% מהתצפיות של מפעל-שנה היו ממפעלים עם פחות מ-100 עובדים (איור 1, טבלה 3). שיעור היציאה השנתי מהמדגם הוא כ-8%, בדומה לדיווחי הלמ"ס ממרשם העסקים השנתי.

טבלה 4 מציגה נתונים סטטיסטיים מרוכזים גם אודות מפעלים המעסיקים לפחות שלושה עובדים מיומנים בעלי תארים אקדמיים בתחומים הטכנולוגיים. אלה המפעלים המעניינים ביותר ביחס לגלישת הידע בין העובדים. אף שמפעלים אלה מהווים 45% בלבד מהמדגם, הם שונים באופן מרחיק לכת מן המפעל הממוצע: עלות השכר השנתי ומלאי שירותי ההון במפעלים אלה כמעט כפול מן הממוצע, ושיעור העובדים המיומנים – 10.3% – עולה בהרבה על שיעורם באוכלוסייה הכללית (טבלה 3).

⁷ זאת עקב ההגדרות המשמשות בסקר התעשייה והמלאכה והגבלות הלמ"ס על המדגם.

תרשים 1: התפלגות המפעלים לפי מספר העובדים



טבלה 4: מאפייני המפעלים

מתוכם: שלושה עובדים מיומנים לפחות		מדגם		
סטיית תקן	ממוצע			
70.9	40.67	51.21	21.72	ערך מוסף
160.3	49.14	110.73	25.13	מלאי הון
36.6	27.13	28.74	14.66	עלות שכר (שנתי)
203.3	203.1	161.9	119.5	עובדים
180.2	182.2	144.4	109.8	בלתי מיומנים
47.8	20.9	33.3	9.7	מיומנים
				התפלגות המפעלים לפי מספר עובדים (באחוזים)
	3.1	13.9		0-10
	7.6	19.6		11-25
	11.6	16.9		26-50
	25.1	21.5		51-100
	27.7	15.9		100-200
	24.9	12.2		200+
	1,167	2,582		מס' תצפיות

3.2 גיוון (diversity)

לאחר שחושב עבור כל שלושה-עשר התחומים הטכנולוגיים, כהגדרתם, מדד הרפינדל הממוצע לגיוון הידע הוא 0.37 והוא נע בטווח 0.0–0.87⁸. כ-17% מהמפעלים אינם מגוונים כלל, דהיינו לעובדיהם המיומנים יש תארים טכנולוגיים בתחום לימוד אחד בלבד. על ידי השימוש בשתי ספציפיקציות שונות – עבור עשרה ושישה תחומי הלימוד השכיחים ביותר – אנו מקבלים תוצאות דומות מבלי לאבד תצפיות כמעט.

ההגדרה של מדד הגיוון עשויה להיות רגישה למספר הקבוצות – תחומי הלימוד הטכנולוגיים. לצורך זה אני משווה את מדד הגיוון עבור שלושה-עשר תחומי הלימוד הטכנולוגיים עם חמש הגדרות נוספות. ניתן לחשב את מדד הרפינדל לשלושה-עשר תחומי הלימוד הטכנולוגיים עבור 1,170 מקטעי מפעל-שנה (45% מהמדגם). הגבלת המדד על ידי שימוש בעשרה תחומי הלימוד השכיחים ביותר מביאה לתוצאות דומות עבור מדד בסיס ההשוואה (benchmark index), אולם היא מקטינה את הנתונים הזמינים ל-1,130 תצפיות, בהתאמה. מדד הגיוון שמשמש בשישה תחומי הלימוד השכיחים ביותר בלבד מקטין את המדגם ב-15 אחוזים נוספים ומייצר התפלגות שונה (טבלה 5). כפי שניתן לצפות, מדד הגיוון המשתמש בבוגרי הנדסה בלבד הוא המגוון ביותר.

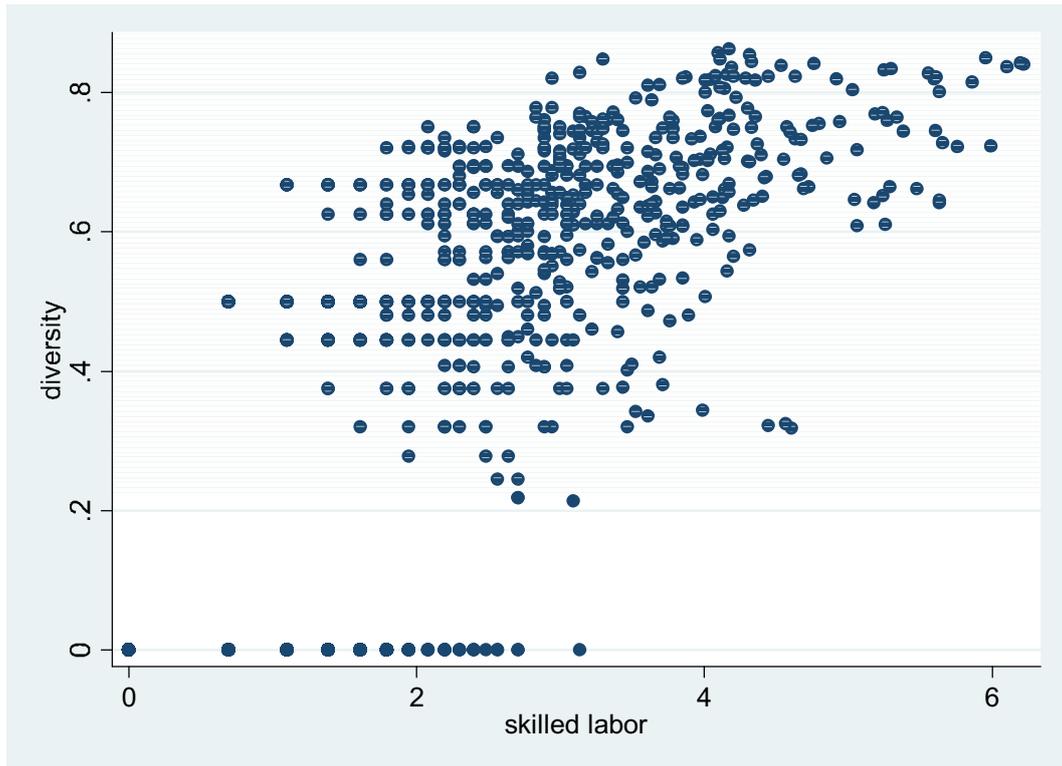
טבלה 5: מדדי גיוון

מתוכם: אפס גיוון (באחוזים)	מקסימום	מינימום	סטיית תקן	ממוצע	מדדי גיוון
17.1	0.87	0	0.31	0.37	13 תחומי לימוד (herf_13)
16.9	0.86	0	0.30	0.36	10 תחומי לימוד (herf_10)
18.2	0.80	0	0.28	0.27	6 תחומי לימוד (herf_6)
7.7	0.67	0	0.24	0.21	מדעים מדויקים
9.2	0.75	0	0.27	0.23	מדעי הטבע
16.0	1.00	0	0.36	0.37	הנדסה

סוגיה חשובה היא הקשר בין הגיוון לגודל המפעל, בפרט במונחים של מספר העובדים המיומנים. ניתן לצפות שמדדי הרפינדל לגיוון הידע במפעלים הקטנים יהיו קרובים לאפס ושיתקיים מתאם חיובי בין עובדים מיומנים לגיוון. תרשים 2 מדגים את הקשר בין הגודל לגיוון: כצפוי, מתקיים מתאם חיובי בין הגודל (מספר העובדים) לגיוון. אולם, היות שרמתו הכוללת היא 0.54 הרי שזהו קשר חלש (תרשים 2), והוא נמוך הרבה יותר בקרב מפעלים מגוונים (המאופיינים בגיוון חיובי), 0.29 בלבד. ניתן להסביר תוצאה מפתיעה זו אם נשים לב לכך שמפעלים קטנים נוטים להתמקד במוצר אחד, בשעה שמפעלים גדולים מייצרים מספר מוצרים ועשויים להשתמש בטכנולוגיות שונות. היות שמדד הרפינדל לגיוון משתמש ב-6 עד 13 תחומים אקדמיים בלבד, ישנה תקרה למידת הגיוון.

⁸ לפי מדד הרפינדל, הגיוון הרחב ביותר שמפעל יכול להשיג באמצעות שלושה-עשר התחומים הטכנולוגיים ובהנחה של התפלגות אחידה, הוא 0.92.

תרשים 2: התפלגות מדד הגיוון לפי גודל מפעל



4. ניתוח שונות

כפי שנראה בטבלה 5, גיוון הידע הכולל במדגם הנו תנודתי ביותר. סטיית התקן עומדת על 0.30 לערך – כמעט בגובה הגיוון הממוצע. השונות הקיצונית יחסית של מדד הגיוון מעלה בעיה פוטנציאלית, והיא שגיוון הידע במדגם עשוי לנבוע מהבדלים בטכנולוגיות המשמשות בענפי התעשייה שונים ולא מהבדלים בין מפעלים בתוך ענף תעשייה מסוים.

כדי לקבוע את מקור השונות במדד הגיוון, ערכתי תרגיל לפירוק שונות עבור גיוון הידע באמצעות ניתוח שונות מקונן (NESTED ANOVA). ניתן לפרק את גיוון הידע הכולל של כוח העבודה לשלושה מרכיבים: בין תת-ענפי התעשייה, בין מפעלים בענף התעשייתי, ובתוך מפעלים – עקב השינוי השנתי בגיוון כוח העבודה. ניתוח השונות המקונן, שבו פורקה השונות של מדד גיוון הידע בין שלושה מרכיבים אלה, הוביל למסקנה שרוב השונות מקורה בתוך ענפי התעשייה, ואילו 20% בלבד ממנה נובעים מן השונות בין תתי ענפי התעשייה (טבלה 6). בנוסף, התברר כי 18% מסך השונות מקורה בשונות תוך-מפעלית.

השונות התוך-מפעלית הגדולה ביותר בגיוון הידע היא יציבה (robust). פירוק השונות בנפרד לכל שנה מגלה תוצאה דומה לזו שהתקבלה מניתוח השונות המקונן: 75% עד 85% מסך השונות נובעים מתוך הענף התעשייתי.

ממצאים אלה סותרים במידה מסוימת את ממצאיהם של Davis and Haltiwanger (1991), של Kremer and Maskin (1996), ושל Dunne et al. (2000), שמצאו מגמה עולה משמעותית של הפרדה בין מפעלים וקבעו שהשונות התוך-מפעלית מסבירה 40% עד 50% מסך השונות. ייתכן

שההבדל מוסבר על ידי משך הזמן הקצר של המדגם שלי. אף ששיעור קטן בלבד מתוך השונות הכוללת בגיוון הידע נובע משונות בין ענפי התעשייה, אמידות פונקציית הייצור משתמשות במשתני דמה עבור ענפי תעשייה בשתי ספרות כדרך של בקרה על ההבדלים בטכנולוגיות.

טבלה 6: NESTED ANOVA לשונות גיוון הידע^א

F-statistics	MS	Df	Partial SS	מקור
7.9*	0.6	13	8.4	<u>שנה = 2000 (תצפי = 338)</u> בין ענפי התעשייה
	0.1	324	26.3	בתוך הענף התעשייתי
7.1*	0.5	13	6.7	<u>שנה = 2001 (תצפי = 298)</u> בין ענפי התעשייה
	0.1	284	20.6	בתוך הענף התעשייתי
5.4*	0.4	13	5.3	<u>שנה = 2002 (תצפי = 269)</u> בין ענפי התעשייה
	0.1	255	19.4	בתוך הענף התעשייתי
4.4*	0.4	13	4.7	<u>שנה = 2003 (תצפי = 262)</u> בין ענפי התעשייה
	0.1	248	20.5	בתוך הענף התעשייתי
				<u>שנים 2003-2000 (תצפי = 1,129)</u>
7.7*	1.4	13	18.1	בין ענפי התעשייה
8.4*	0.2	366	65.0	בתוך הענף התעשייתי
	0.0	749	15.9	בתוך מפעלים (שירי)

א. ניתוח שונות באמצעות ANOVA מקונן. ההנחה היא כי המפעלים מקוננים בענפי התעשייה. בכל הרגסיות, המשתנה התלוי הוא מדד הגיוון של עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחות ביותר (Herf_10).
* = מובהק ברמת 1%.

5. המודל האמפירי

בחלק זה אני מציג את השיטה שבה השתמשתי לאמידת פונקציית הייצור במפעלים. בהתאם למודל התיאורטי הנזכר לעיל, המפעל מייצר את הערך המוסף (Y) שלו באמצעות פונקציית ייצור קוב-דאגלס ובאמצעות הון (K) ועבודה (L_s ו- L_{us}) כתשומות. העובדים המיומנים הם מגווני ידע עם פונקציית גיוון (D). על ידי הפיכת פונקציית הייצור ללוגריתם, אנו מאפשרים למודל האקונומטרי להתאים לאמידה ליניארית. מכאן ואילך, האותיות התחתיות מייצגות לוגריתמים (משוואה 1):

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{us} l_{it}^{us} + \beta_s l_{it}^s + \gamma D_{it} + u_{it} \quad (3)$$

אמידת משוואה (3) בשיטת הריבועים הפחותים הרגילים (OLS) מעלה שתי בעיות: ההנחה של הומוגניות כוח העבודה, המבוטאת באופן טיפוסי במשתנה l של סך העובדים במפעל או סך שעות העבודה, ובעיית הבו-זמניות (אנדוגניות) של התשומות ופריון העבודה הבלתי נצפה.

5.1 בו-זמניות (אנדוגניות)

בעיית הבו-זמניות נוצרת מכיוון שלפחות חלק מטעות הניבוי ברגרסיה כולל את פריון המפעל. היות שהפריון נצפה על ידי מנהלי פירמות, הפירמה יכולה לשנות את החלטות התשומות שלה. ובפרט, הדבר מאפשר לפירמות להתאים את תשומות העבודה ואת מידת גיוון הידע. אולם, פריון העבודה לא יהיה תואם בהכרח למלאי ההון, שהוא כביכול קבוע. בדרך כלל, הדבר יביא להטיית מקדם ההון כלפי מטה, ואפשר גם להטיה של מקדמי העבודה כלפי מעלה.

בעיית הבו-זמניות מכונה לעתים הטיית המשתנה המושמט (omitted-variable bias), מכאן: (OVB), משום שהאנדוגניות של התשומות וטעות הניבוי מקורם בהשמטת הפריון הבלתי נצפה מהרגרסיה.

בעיית ההטיה עקב הבו-זמניות בפונקציית היצור מוכרת בספרות לפחות מאז מאמרם של Marschak and Andrews (1944), אם כי פתרונות מניחים את הדעת לבעיה לא הוצגו עד 1995, כאשר Erickson ו-Pakes הציעו אלגוריתם המתחשב בקשר בין הפריון, מצד אחד, לבין הביקוש לתשומות והישרדות הפירמה גם יחד, מצד שני. Erickson ו-Pakes הציעו לחלק את השארית מפונקציית הייצור (u_{it}) לשני מרכיבים: זעזוע אמיתי בלתי נצפה בייצור, η_{it} , ומרכיב הפריון, ω_{it} , הידוע למנהל הפירמה ועל כן מובא בחשבון בהחלטות התקופתיות על שימוש בתשומות. אף לא אחד מהמרכיבים אינו נצפה מחוץ לחוקר שצופה בפירמה. ω_{it} עשוי לשקף הבדלים טכנולוגיים או ניהוליים בין מפעלים. היות שמנהל המפעל יודע על הבדלים אלה טרם שהוא מקבל החלטות על שימוש בתשומות, ההחלטות הללו תלויות קרוב לוודאי ב- ω_{it} . כתוצאה מכך, ההון, העבודה, ורמת גיוון כוח העבודה הם אנדוגניים בפונקציית הייצור. לפי OP, פונקציית הייצור יכולה להיכתב בדרך הבאה:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{us} l_{it}^{us} + \beta_s l_{it}^s + \gamma D_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

אמידת משוואה (4) באמצעות ריבועים פחותים מביאה להטיה במקדמים של l ו- k עקב המתאם החיובי בין פריון המפעל לתשומות. הפתרון האקונומטרי המתקדם ביותר לבעיית האנדוגניות (או בעיית OVB), הוצג על ידי Olley and Pakes בשנת 1999 (מכאן: OP). האלגוריתם האקונומטרי של OP מבוסס על שיטתם של Pakes ושל Erickson משנת 1995 והוא משמש חלופה טובה לאמידת פונקציית הייצור בשיטת ההשפעות הקבועות (Fixed-Effects). OP פיתחו אומד עקבי פרמטרי למחצה הפותר את בעיית

הבו-זמניות על ידי שימוש בהחלטת ההשקעה של המפעל כאומדן מקורב לזעזועי פרויין בלתי נצפים, תחת הנחה של תחרות בלתי משוכללת (Olley and Pakes, 1999). במודל של OP, הפריון הבלתי נצפה נגזר, בהקשר של מודל דינמי, כפונקציה של ההשקעה ומלאי ההון, ומחושב כפונקציה פרמטרית למחצה של שני משתנים אלה. מרגע שהדבר נעשה, ניתן לאמוד את משוואה (2) עבור תצפיות שבהן ההשקעה אינה אפס.

בשעה ש-OP מוותרים על 8% מהתצפיות על ידי הגבלת התצפיות לאלו שההשקעה בהן איננה אפס, בסיסי נתונים אחרים (כגון הנוכחי) עשויים לאבד שיעור גדול בהרבה מהתצפיות, ובמקרים מסוימים, את רובן, מסיבה זו. הפרוצדורה של OP קובעת קשר פשוט בין אסטרטגיית האמידה לתיאוריה הכלכלית, בעיקר מפני שחומרי גלם ומוצרי ביניים (intermediates) אינם משתני מצב באופן טיפוסי.

בבסיס הנתונים של מפעלי תעשייה בציליה ששימש את Levinsohn and Petrin (2003), להלן: LP), בלמעלה מ-50 אחוז מהתצפיות השנתיות המפעלים דיווחו שלא ביצעו כל השקעה. כדי להתגבר על מגבלה זו, LP הציעו להשתמש בחומרי גלם ומוצרי ביניים במקום בהשקעה לאמידת פרויין המפעל. היות שרבים מחומרי הגלם ומוצרי הביניים כמעט תמיד אינם אפס, גישה זו עוקפת את בעיית הנתונים שנוצרת על ידי מקטעים שבהם הפירמה לא משקיעה. כאשר עלויות ההתאמה גבוהות, תשומות של חומרי גלם ומוצרי ביניים עשויות להקנות יתרון נוסף: אם זול יותר להתאים תשומה כזאת, היא עשויה להגיב בצורה טובה יותר למרכיב הפריון מאשר להשקעה.

תחת ההנחות המתווכות אודות פרויין העבודה והטכנולוגיה במפעלים, LP מראים שפונקציית הביקוש עולה בצורה מונוטונית ב- ω_{it} . כתוצאה מכך, ערך גבוה יותר של ω_{it} היום יביא להשקעה גבוהה יותר היום, אפילו אם הוא משפיע בפיגור על מלאי ההון הנוכחי. הדבר מאפשר לנו להפוך את פונקציית הביקוש המתווכת, כך שניתן לכתוב את ω_{it} כפונקציה של k_{it} ו- m_{it} :

$$\omega_{it} = \omega_{it}(k_{it}, m_{it}) \quad (5)$$

בעקבות OP, LP הנחתי שהפריון נקבע על ידי תהליך מרקובי (Markov) מסדר ראשון:

$$\omega_t = E[\omega_t | \omega_{t-1}] + \xi_t \quad (6)$$

שבו ξ_t אינו מתואם עם k_{it} (אך מתואם עם I_{it}). על פי הנחת המונוטוניות של LP, ניתן לכתוב את פונקציית הייצור כך:

$$y_{it} = \beta_{us} I_{it}^{us} + \beta_S I_{it}^S + \gamma D_{it} + \phi_{it}(k_{it}, m_{it}) + \eta_{it} \quad (7)$$

$$\phi_{it}(k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \omega_{it}(k_{it}, m_{it}) \quad (8)$$

על ידי שימוש בפולינום מדרגה שלישית של k_{it} ו- m_{it} , במקום ב- $\phi_{it}(k_{it}, m_{it})$, ניתן לאמוד בעקביות את הפרמטרים של משוואת הערך המוסף של הפירמה. משוואה (5) מפיקה אומדן של $\hat{\phi}_{it}$ ואומדן של $\hat{\beta}_{us}, \hat{\beta}_s, \hat{\gamma}$.

השלב השני בפרוצדורה של LP אומד את המקדם $\hat{\beta}_k$. הדבר נעשה על ידי חישוב הערך הנאמד של $\hat{\phi}_{it}$ דרך חישוב ההפרש בין הערך המוסף לווקטור של הערכים התואמים לעיל $(y - \hat{\beta}_{us}l_{us} - \hat{\beta}_s l_s - \hat{\gamma} \hat{\beta}_s D)$. לכל ניבוי של β_k^* , ניתן לחשב ניבוי עבור הפירון לכל תקופות t באמצעות $\hat{\omega}_{it} = \hat{\phi}_{it} - \beta_k^* k_{it}$.

על ידי השימוש בערכים אלה ניתן לחשב אומדן מקורב של $E[\omega_t | \omega_{t-1}]$ בעזרת רגרסיה פולינומית מדרגה שלישית של הפירון בתקופה $t-1$. חישוב זה מפיק אומדן עקבי של $\hat{\beta}_k$. חשוב לציין כי אם אנו מעוניינים לאמוד את מקדמי העבודה והגיוון בלבד, אין הכרח לבצע את הפרוצדורות המלאות שהציעו OP או LP. אולם, היות שקיימים מקטעים רבים של אפס השקעה בנתוני המחקר, והיות שאני מעוניין להשוות את התוצאות לתוצאות קודמות עבור ישראל, ביצעתי את הליך OP בשלמותו והפקתי אומד בלתי מוטה עבור ההון וכן עבור העבודה והגיוון.

המודל של LP מורכב יותר לתכנות מאשר ההליך של OP. אולם, לרשותי עמדה תכנית Stata ידידותית למשתמש בשם *levpet*, המיישמת אומדני פונקציית ייצור באמצעות הטכניקה של LP (Levinsohn, Petrin, and Poi, 2003).

5.2 תוצאות האמידה

חלק זה מציג את תוצאות הניתוח האקונומטרי. בכל האמידות, המשתנה התלוי הוא הערך המוסף ברמת המפעל. כמו כן, נעשה שימוש במשתני דמה לכל שנה בנפרד ובהשפעות הקבועות של ענפי התעשייה בשתי ספרות.

טבלה 7, המדווחת על התוצאות הראשוניות של אמידת פונקציית הייצור ברמת המפעל עבור 736 מפעלים, מאשרת את ממצאיהם של מחקרים קודמים על מגזר הייצור הישראלי (Bergman, Fuss and Regev, 1991 ו-1999; Bergman and Marom, 1999 ו-2005; Lach, 1999). שתי העמודות הראשונות מדווחות על תוצאות שיטת OLS, ואילו יתר הלוח מראה את תוצאות האמידה הדינמית הפרמטרית למחצה של LP ו-OP, המספקת מענה להטיה הנובעת מהאנדוגניות

של התשומות. כמצופה, שימוש במתודולוגיה של OP מאבד למעלה מ-34% מן המדגם (1,648 תצפיות, עמודה 5) לעומת איבוד מועט של תצפיות בשיטת LP (2,340 תצפיות, עמודה 3). כמו כן, כאשר מוסיפים את מדד הגיוון כמשתנה מסביר ברגרסיה, ההפרש בין LP ל-OP במספר התצפיות גבוה יותר (עמודות 4 ו-6). מדד גיוון הידע המשמש בכל הרגרסיות הוא מדד הרפינדל עבור עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר.

מתוצאות האמידה נמצא כי לגיוון הידע ישנה השפעה חיובית על פריין העבודה של מפעל. השימוש ב-OLS מראה כי גמישות גיוון הידע היא 0.35 (עמודה 1). אולם, השימוש במדד הגיוון מקטין את גודל המדגם מכיוון שרק 51% מהמפעלים במדגם הם בעלי מדד גיוון. כאמור, האתגר בניתוח האקונומטרי נובע מכך שהתשומות עבור האמידות ברמת המפעל הן משתני בחירה שעשויים להיות מתואמים עם זעזועי פריין בלתי נצפים. פתרון בעיית הבו-זמניות מפחית את הגמישות ל-0.31 ול-0.2, כאשר מיישמים את שיטת LP ושיטת OP, בהתאמה. כצפוי, השימוש בשתי השיטות, LP ו-OP, מקטין את האומדים של העבודה וההון בפונקציית הייצור.

טבלה 7: תוצאות האמידה

Variable	OLS		LP		OP	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Ln(labor)</i>	0.88** (0.03)	0.84** (0.03)	0.69** (0.04)	0.76** (0.06)	0.43** 0.06	0.44** 0.06
<i>Ln(capital)</i>	0.20** (0.02)	0.19** (0.03)	0.19** (0.04)	0.14** (0.03)	0.13** (0.01)	0.11* (0.04)
<i>Diversity</i>	..	0.35** (0.09)	..	0.31* (0.12)	..	0.20* (0.09)
R^2	0.75	0.77	—	—	—	—
Observations (N)	1,087	1,087	2,340	1,060	1,648	673

הערות: המשתנה התלוי בכל האמידות הוא לוג הערך המוסף של המפעל כל שנה. הגיוון נמדד באמצעות מדד הרפינדל עבור עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר. כל הרגרסיות כוללות משתני דמה לשנים 2001-2003, 13 משתני דמה עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמה עבור השנים למשתני הדמה עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים.

* מציין מובהקות ברמה של 5%. ** מציין מובהקות ברמה של 1%.

אחת הביקורות החשובות על הרגרסיות הקודמות היא באשר להנחה שכוח העבודה הומוגני ולהתעלמות מן הקשר בין השיעור היחסי של העובדים המיומנים לבין גיוון הידע. טבלה 8 מדווחת על תוצאות האמידה תוך הבחנה בין עובדים מיומנים לעובדים בלתי מיומנים. האמידה מגלה השפעה חיובית של גיוון הידע על פריון העבודה. בנוסף, גמישות הגיוון יציבה (robust) על רמה של 0.2 בקירוב בכל שלוש טכניקות האמידה.

טבלה 8: עובדים מיומנים ובלתי מיומנים

P Variable	OLS		LP		OP	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Ln(skilled)</i>	0.20** (0.02)	0.17** (0.04)	0.19** (0.04)	0.13** (0.04)	0.09** (0.02)	0.03 (0.03)
<i>Ln(unskilled)</i>	0.72** (0.03)	0.71** (0.05)	0.53** (0.05)	0.65** (0.05)	0.52** (0.05)	0.61** (0.05)
<i>Ln(capital)</i>	0.13** (0.02)	0.19** (0.02)	0.17** (0.05)	0.14** (0.03)	0.24** (0.01)	0.13* (0.02)
<i>Diversity</i>	..	0.19 (0.12)	..	0.19* (0.09)	..	0.21* (0.10)
<i>R²</i>	0.76	0.77	-	-	-	-
Observations	1,087	1,087	1,502	1,060	1,498	1,057

הערות: המשתנה התלוי בכל האמידות הוא לוג הערך המוסף של המפעל כל שנה. הגיוון נמדד באמצעות מדד הרפינדל עבור עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר. כל הרגסיות כוללות משתני דמה לשנים 2001-2003, 13 משתני דמה עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמה עבור השנים למשתני הדמה עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים.

* מציין מובהקות ברמה של 5%. ** מציין מובהקות ברמה של 1%.

פירוש משמעותה של גמישות גיוון הידע אינו פשוט. אף שהגיוון נמדד לא רק במספר העובדים אלא גם כאחוז, הוא תלוי בגודל המפעל ובמספר תחומי הלימוד המשלימים שנלמדו על ידי עובדיו (ראה תרשימים א1, א2, א3 בנספח). מצד אחד, המפעל יכול להעלות את הגיוון בנקודת אחוז אחת על ידי שינוי מספר העובדים המיומנים, שינוי מספר תחומי הלימוד, או אפילו שינוי של שניהם; אך מצד שני, כל אחד מהשינויים עשוי לגרור עלויות שונות שהן ייחודיות למפעל.⁹ לדוגמה, נניח ששני מפעלים מעסיקים אך ורק בוגרי מדעים מדויקים.¹⁰ למפעל אחד שני עובדים (נניח, מתמטיקאי וסטטיסטיקאי) ולמפעל השני עשרים עובדים (עשרה מתוכם מתמטיקאים והעשרה האחרים סטטיסטיקאים). לשניהם מדד גיוון 0.5. וכך, החלפת סטטיסטיקאי אחד במתמטיקאי במפעל הקטן תקטין את מדד הגיוון לאפס, ולכן תפחית את פריון העבודה ב-10% (0.5*0.2). בדרך דומה, מדד הגיוון של המפעל הגדול יפחת ב-0.005 ופריון העבודה שלו יפחת ב-0.1 אחוז בלבד. בניגוד לכך, החלפת סטטיסטיקאי בעובד אחר בוגר מדעים מדויקים שאיננו מתמטיקאי, לא תשנה את פריון העבודה במפעל הראשון אך תשפר את הפריון במפעל השני ב-0.9% (ראה תרשים א4 בנספח).

⁹ העלויות הייחודיות של גיוון הידע יכולות להיגרם מהשכר היחסי, או פשוט מהמיקום הגיאוגרפי של המפעל.
¹⁰ אני מניח לצורך השוואה זו ששני המפעלים זהים בכל המובנים למעט כוח העבודה וההון, קרי שניהם מייצרים את אותו המוצר ומשתמשים באותה טכנולוגיה.

לסיום, אני בוחן כיצד גמישות גיוון הידע משתנה בתגובה לשינויים בספציפיקציה של המודל. היות שגמישות הידע מתואמת עם מספר העובדים המיומנים (אינדיקטור לגודל המפעל), אמדתי את המודל המשמש בטבלה 8 עבור נתוני 389 מפעלים המעסיקים בין 100 ל-1,000 עובדים. המפעלים במדגם מקוצץ זה ניתנים להשוואה בקלות; הם גדולים דיים כדי להעסיק כוח עבודה מגוון במיומנויותיו. התוצאות שוב מראות קשר חיובי ומובהק בין גיוון הידע לפרייון. תוצאות כל שלוש השיטות שבהן השתמשנו (OLS, OP ו-LP) מביאות לידי אותה גמישות גיוון: 0.25 (טבלה א-1 בנספח).

סוגיה נוספת המבקשת מענה היא ש-17% ממקטעי התצפיות של מפעל-שנה הם של מפעלים בלתי מגוונים, כלומר אלה המעסיקים רק סוג ספציפי אחד של עובדים מיומנים. ניתן לטעון שמפעלים אלה פועלים בפונקציית ייצור שונה, כלומר שהם מתמחים ומתנהגים בצורה שונה ממפעלים בעלי גיוון חיובי. כדי לבחון סוגיה זו, אמדתי את המודל המשמש בטבלה 8 עבור מפעלים בעלי מדדי גיוון חיוביים לחלוטין. כאן, גמישות גיוון הידע הייתה גבוהה בהרבה מאשר בממצאים הקודמים: 0.6 – 0.67 (טבלה א-2 בנספח).

6. הערות לסיכום

מחקר זה מנתח את השפעת גיוון הידע על גלישת ההון האנושי בתוך מפעלים באמצעות בסיס נתוני עובד-מעביד של מפעלי תעשייה בישראל. המוטיבציה לניתוח הייתה העידוד החזק שניתן לגישה של עבודת צוות, במיוחד בחברות הי-טק, המעלה את השאלה האם הגיוון של כוח העבודה המיומן, במובן של ידע ייחודי, מגביר את פרייון העבודה.

ראשית, ערכתי ניתוח של פירוק השונות, שהראה כי רוב גיוון הידע מתרחש בין מפעלים ולא בתוך מפעלים. השונות התוך-מפעלית מסבירה 18% בלבד מסך השונות.

שנית, מצאתי שיש יתרון לגיוון: העסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (לפי התואר האקדמי) מועילה לפרייון המפעלים. אמדתי פונקציית ייצור קוב-דאגלס באמצעות תכנות דינמי פרמטרי למחצה, בהתאם לפרוצדורה שהוצעה על ידי Olley and Pakes (1996) וזו של Levinsohn and Petrin (2003). אומדני פונקציית הייצור ברמת המפעל הראו כי גיוון הידע התוך-מפעלי משפיע באופן חיובי ויציב על פרייון העבודה: הגמישות היא 0.2 לערך. יתרה מכך, התועלת של גיוון הידע מתואמת עם גודל המפעל (מספר העובדים המיומנים), ומגיעה ל-0.25 עבור מפעלים המעסיקים 100-1000 עובדים. מחקר זה אינו מציע דרך ישירה לפרש את תוצאות האמידה, היות שהתוצאות תלויות בעלויות הגיוון בתוך המפעל. עם זאת, המחקר כן מעלה את האפשרות שמפעלים עשויים למצוא תועלת בגיוון כוח העבודה המיומן המועסק על ידיהם.

- [1] Abowd, J. M., and Kramarz, F. (2006). "Human Capital and Worker Productivity: Direct Evidence from Linked Employer–Employee Data," mimeo, INSEE.
- [2] Abowd, J. M., Creecy, R., and Kramarz, F. (2002). "Computing Person and Firm Effects Using Linked Longitudinal Employer-Employee Data," United States Census Bureau working paper.
- [3] Abowd, J.M., Kramarz, F., and Margolis, D.N. (1999). "High-Wage Workers and High-Wage Firms," *Econometrica* 67(2), 251–333.
- [4] Abowd, J.M., Kramarz, F., and Roux, S. (2005). "Wages, Mobility and Firm Performance: an Analysis Using Matched Employee and Employer Data from France," *Economic Journal*, forthcoming.
- [5] Acemoglu, D., and Angrist, J. (2000). "How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws," *NBER Macroeconomics Annual, Vol. 15*, pp. 9–59.
- [6] Akerberg, D., Caves, K., and Frazer, G. (2005), "Structural Identification of Production Functions," mimeo, UCLA.
- [7] Battu H., Belfield, C.R., and Sloane, P.J. (2003). "Human Capital Spillovers within the Workplace: Evidence for Great Britain," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 65(5)*, pp. 575–594.
- [8] Bergman, A. (1995). "The Production and Cost Structure of Israeli Industry: Evidence from Individual Firm Data," *Journal of Econometrics, Vol. 65(1)*, pp. 45–81.
- [9] Bergman, A., Fuss, M., and Regev, H. (1991). "High Tech and Productivity: Evidence from Israeli Industrial Firms," *European Economic Review, Vol. 35(6)*, pp. 1191–1221.
- [10] Bergman, A., Fuss, M., and Regev, H. (1999). "The Effects of Capital Subsidization on Israeli Industry," *Bank of Israel Economic Review, Vol. 72*, pp. 77–103.
- [11] Bergman, A., and Marom, A. (1999). "Productivity Factors in Israel's Manufacturing Industry," *Bank of Israel Economic Review, Vol. 72*, pp. 51–77.

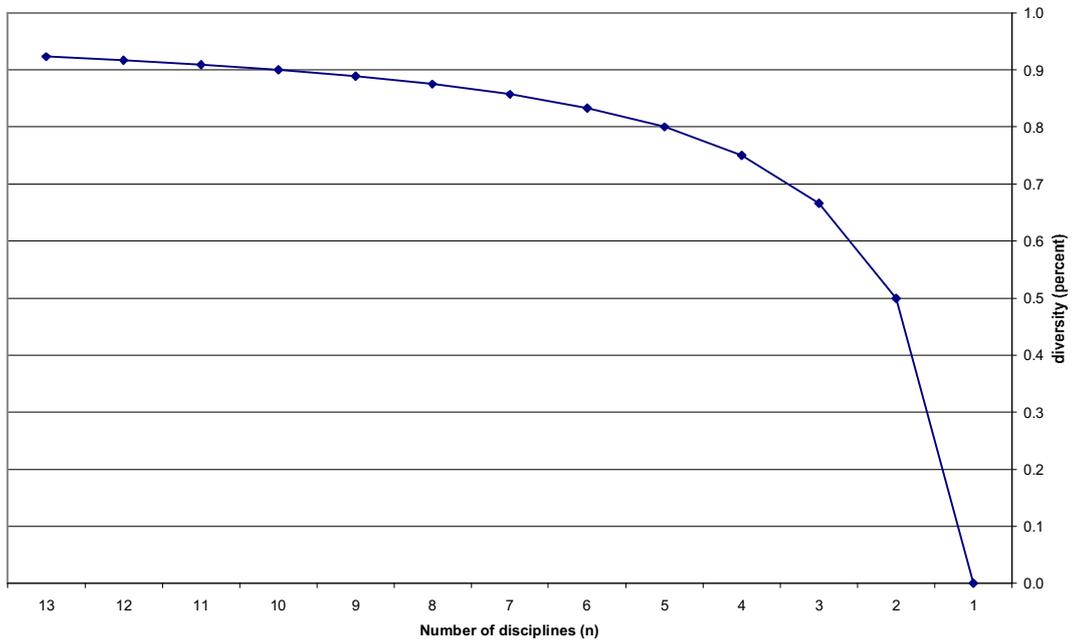
- [12] ————— (2005). “The Contribution of Human Capital to Growth and Productivity in Israel's Business Sector, 1970 to 1999,” Bank of Israel Research Department, Discussion Paper 05.14.
- [13] Blundell, R. and Bond S. (1998). “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics* 87(1), pp. 115–143.
- [14] ————— (2000). “GMM Estimation with Persistent Panel Data: an Application to Production Functions,” *Econometric Reviews*, Vol. 19(3), pp. 321–340.
- [15] Bresnahan, T., Brynjolfsson, E., and Hitt, L. (2002). “Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117(1), pp. 339–376.
- [16] Caroli, E., and Van Reenen, J. (2001). “Skill-Biased Organizational Change? Evidence From a Panel of British and French Establishments’, *Quarterly Journal of Economics* 116(4), 1449–1492.
- [17] Cingano, F., and Schivardi, F. (2004). “Identifying the Sources of Local Productivity Growth,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, 720–742.
- [18] Davis, S., and Haltiwanger, J. (1991). “Wage Dispersion between and within U.S. Manufacturing Plants, 1963–86,” *Brookings Papers on Economic Activity*, *Microeconomics*, pp. 115–180.
- [19] Doms M., Dunne, T. , and Troske, K.R. (1997). “Workers, Wages, and Technology,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112(1), pp. 253–290.
- [20] Dunne, T., Foster, L., Haltiwanger, J., and Troske, K. (2002). “Wage and Productivity Dispersion in U.S. Manufacturing: the Role of Computer Investment,” IZA Discussion Paper 563.
- [21] Eckhout, J., and B. Jovanovic (2002). “Knowledge Spillovers and Inequality,” *The American Economic Review*, Vol. 92(5), pp. 1290–1307.
- [22] Foster, L., Haltiwanger, J. and Syverson, C. (2008). “Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?,” *American Economic Review*, Vol. 98(1), pp. 394-425.
- [23] Garicano, L., and Rossi-Hansberg, E. (2004). “Inequality and the Organization of Knowledge,” *American Economic Review*, Vol. 94(2), pp. 197–202.

- [24] Garicano, L., and Rossi-Hansberg, E. (2006). “Organization and Inequality in a Knowledge Economy,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121(4), pp. 1383–1435.
- [25] Gollop, F., and Monahan, J. (1991). “A Generalized Index of Diversification: Trends in US Manufacturing,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, pp. 318–330.
- [26] Grilliches, Z., and Mairesse, J. (1995). “Production Functions: the Search for Identification,” NBER Working Paper 5067.
- [27] Grilliches, Z., and Regev, H. (1995) “Firm Productivity in Israeli industry: 1979–1988,” *Journal of Econometrics*, Vol. 65(1), pp. 175–203.
- [28] Haltiwanger J., Lane, J., and Spletzer, J. (1999). “Productivity Differences across Employers: the Roles of Employer Size, Age, and Human Capital,” *American Economic Review*, Vol. 89(2), pp. 94–98.
- [29] ————— (2007). “Wages, Productivity and the Dynamic Interaction of Businesses and Workers,” *Labour Economics*, Vol. 14(3), pp. 575–602.
- [30] Haskel, J., Hawkes, D., and Pereira, S. (2005). “Skills, Human Capital and the Plant Productivity Gap: UK Evidence from Matched Plant, Worker and Workforce Data,” CEPR Discussion Paper 5334.
- [31] Hellerstein, J., and Neumark, D. (2004). “Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer–Employee Data Set,” NBER Working Paper 10325.
- [32] Hellerstein J., Neumark, D., and Troske, K. (1999). “Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 17(3), pp. 409–446.
- [33] Jaffe A., Trajtenberg, M. and Henderson, R. (1993). “Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103(3), pp. 577–598.
- [34] Jovanovic, B., and Rob, R. (1989). “The Growth and Diffusion of Knowledge,” *Review of Economics Studies*, Vol. 56(4), pp. 569–582.
- [35] Kremer, M., and Maskin, E. (1996). “Wage Inequality and Segregation by Skill,” NBER Working Chapter 5718.

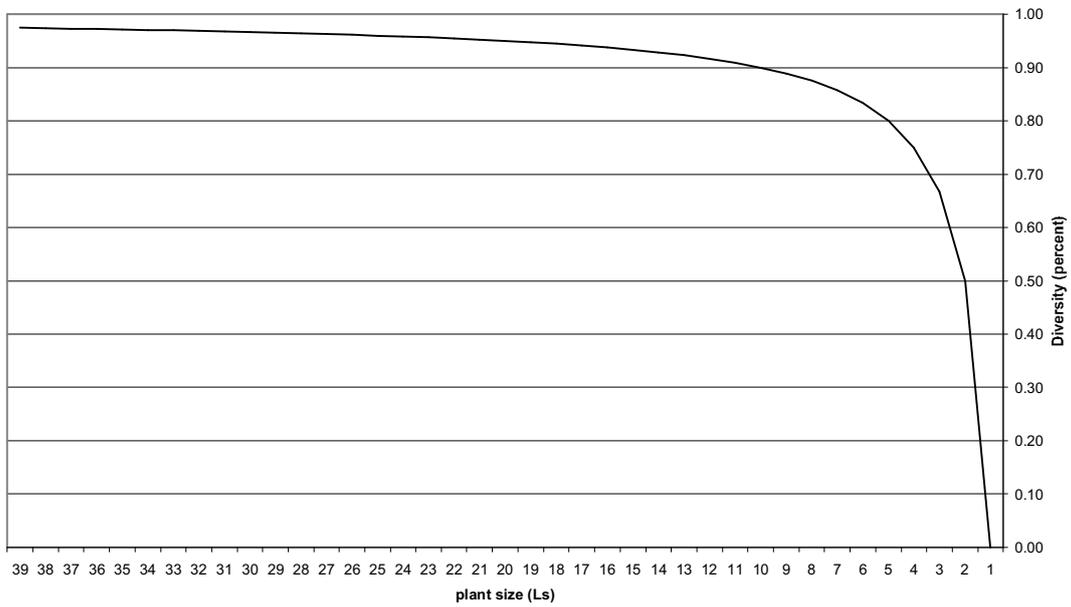
- [36] Katz, L., and Murphy, K. (1992). “Change in Relative Wages 1963–1987: Supply and Demand Factors,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(1), pp. 35–78.
- [37] Kremer, M. (1993). “The O-Ring Theory of Economic Development,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(3), pp. 551–575.
- [38] Kremer, M., and Maskin, E. (1996). “Wage, Inequality and Segregation by Skill,” NBER Working Paper 5718.
- [39] Krusell, P., O. L. R.-R. J. and Violante, G. (2000). “Capital-Skill Complementarity and Inequality: a Macroeconomic Analysis,” *Econometrica* 68, 1029–1053.
- [40] Lach, S. (1999). “Labor Productivity in Israel Manufacturing Sector, 1990–1994,” *Bank of Israel Review*, Vol. 72, pp. 23–49.
- [41] Lazear, E. (1999). “Personnel Economics: Past Lessons and Future Directions,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 17(2), pp. 199–236.
- [42] Lazear, E., and Shaw, K. (2007). “Personnel Economics: the Economist's View of Human Resources,” *Journal of Economics Perspectives*, forthcoming.
- [43] Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003). “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies*, Vol. 70(2), pp. 317–341.
- [44] Levinsohn, J., Petrin, A., and Poi, B.P. (2003). “Production Function Estimation in Stata using Inputs to Control for Unobservables,” *Stata Journal* 4(2), 113-123.
- [45] Marschak, J., and Andrews, W. Jr. (1944). “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica*, Vol. 12(3/4), pp. 143–205.
- [46] Mas, A., and Moretti, E. (2008). “Peers at Work,” *American Economic Review*, forthcoming.
- [47] Milgrom, P., and Roberts, J. (1990). “The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization,” *American Economic Review*, Vol. 80(3), pp. 511—528.
- [48] Moretti, E. (2002). “Human Capital Spillovers in Manufacturing: Evidence from Plant-Level Production Functions,” *Economic Studies*, Vol. 02–27, US Census.

- [49] ——— (2004a). “Workers' Education, Spillovers and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions,” *American Economic Review*, Vol. 94(3), pp. 656–690.
- [50] ——— (2004b). “Estimating the Social Return to Higher-Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data,” NBER Working Paper 9108.
- [51] Navon, Guy, and Tojerow, I. (2006). “The Effects of Rent-Sharing on the Gender Wage Gap in the Israeli Manufacturing Sector,” IZA Discussion Paper 2361.
- [52] Navon, Guy (2006). “Human Capital Heterogeneity: University Choice and Wages,” mimeo, The Hebrew University of Jerusalem.
- [53] Olley, S., and Pakes, A. (1996). “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, Vol. 64(6), pp. 1263–1297.
- [54] Regev, Haim (2006). “The Griliches-Regev Longitudinal Panel of Israeli Manufacturing Firms, 1955–1999,” mimeo.
- [55] Van Biesebroeck, J. (2003). “Wages Equal Productivity: Fact or Fiction?” NBER Working Paper 10174.
- [56] Zucker L., Darby, M., and Armstrong, J. (1999). “Intellectual Capital and the Firm: the Technology of Geographically Localized Knowledge Spillovers,” NBER Working Paper 4946.

תרשים א-1: גיוון מרבי במספר תחומי הלימוד האקדמיים בתוך המפעל



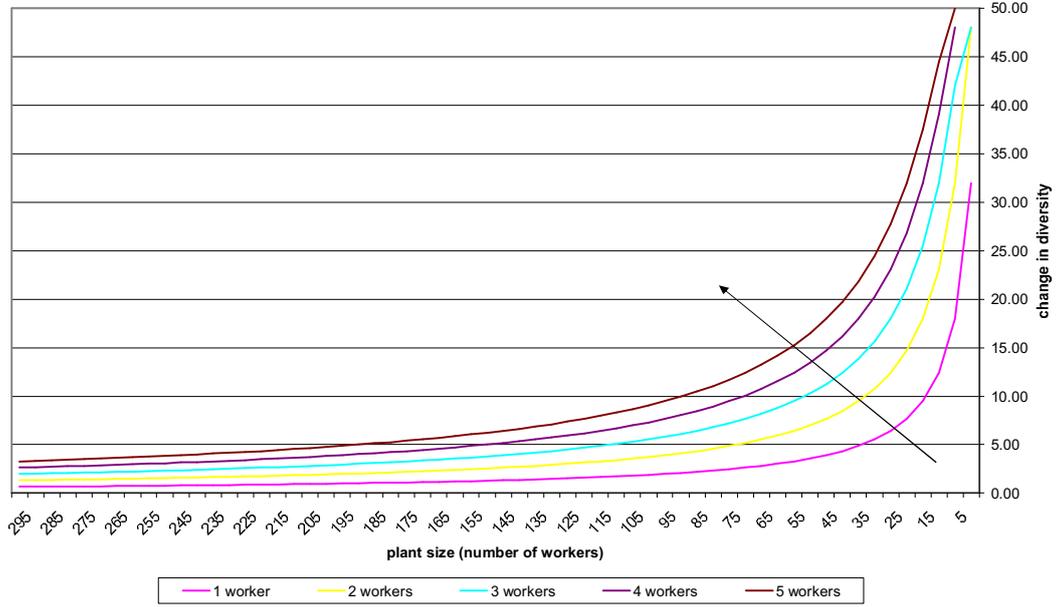
תרשים א-2: גיוון מרבי במספר העובדים המיומנים (Ls)



— Ls

תרשים א3: השפעת גיוון הידע על גודל המפעל

Diagram A3: The impact of diversifying knowledge on plant diversity



טבלה א-1: מפעלים גדולים (100-1,000 עובדים)

Variable	OLS		LP		OP	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Ln(skilled)</i>	0.22** (0.03)	0.18** (0.04)	0.19** (0.03)	0.14** (0.04)	0.16** (0.05)	0.13** (0.05)
<i>Ln(unskilled)</i>	0.48** (0.06)	0.59** (0.06)	0.42** (0.06)	0.52** (0.06)	0.30** (0.07)	0.35** (0.07)
<i>Ln(capital)</i>	0.23** (0.03)	0.19** (0.03)	0.16** (0.03)	0.15** (0.04)	0.20** (0.06)	0.12** (0.04)
<i>Diversity</i>	..	0.25* (0.12)	..	0.25* (0.12)	..	0.25* (0.11)
R^2	0.63	0.64	—	—	—	—
Observations	1,089	852	1,077	842	1,073	839

הערות: המשתנה התלוי בכל האמידות הוא לוג הערך המוסף של המפעל כל שנה. הגיוון נמדד באמצעות מדד הרפינדל עבור עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר. כל הרגרסיות כוללות משתני דמה לשנים 2003-2001, 13 משתני דמה עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמה עבור השנים למשתני הדמה עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים.
* מציין מובהקות ברמה של 5%. ** מציין מובהקות ברמה של 1%.

טבלה א-2: מפעלים מגוונים בלבד ($0 < \text{Herfindahl} < 1$)

Variable	OLS		LP		OP	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>Ln(skilled)</i>	0.20** (0.03)	0.17** (0.04)	0.16** (0.05)	0.13** (0.04)	0.23** (0.03)	0.16** (0.03)
<i>Ln(unskilled)</i>	0.66** (0.04)	0.65** (0.04)	0.57** (0.07)	0.56** (0.07)	0.54** (0.04)	0.54** (0.04)
<i>Ln(capital)</i>	0.21** (0.02)	0.21** (0.02)	0.20** (0.04)	0.21** (0.05)	0.15** (0.02)	0.22** (0.02)
<i>Diversity</i>	..	0.60* (0.26)	..	0.67 (0.35)	..	0.65* (0.25)
R^2	0.65	0.66	—	—	—	—
Observations	652	652	652	652	652	652

הערות: המשתנה התלוי בכל האמידות הוא לוג הערך המוסף של המפעל כל שנה. הגיוון נמדד באמצעות מדד הרפינדל עבור עשרה תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר. כל הרגרסיות כוללות משתני דמה לשנים 2003-2001, 13 משתני דמה עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמה עבור השנים למשתני הדמה עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים.
* מציין מובהקות ברמה של 5%. ** מציין מובהקות ברמה של 1%.