

גלישת הון אנושי במקום העבודה: השפעת גיוון כוח העבודה

על הפריזון

גיא נבון*

תקציר

המחקר בוחן את ההשפעה של גיוון הידע המצוי בפירמה על הגלישה של הון אנושי בתוכה ועל פריזון העבודה בה. זאת באמצעות בסיס נתונים ייחודי של נתוני עובד-מעביד במפעלי תעשייה בישראל בשנים 2000 עד 2003. פירוק מקוון של השונות (Nested ANOVA) מראה כי רוב הגיוון בידע הוא בתוך ענפי התעשייה. נמצא שלגיוון כוח העבודה יש יתרון מובהק: העסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (לפי התואר האקדמי) מועילה לפריזון המפעל. מאמידת התוצר ברמת המפעל, באמצעות הפרוצדורות של Olley and Pakes (1996) ושל Levinsohn and Petrin (2003), נמצא שהגמישות של הפריזון ביחס לגיוון הידע התוך-מפעלי היא 0.2-0.25 בערך, וכי התועלת של גיוון הידע גדלה עם גודל המפעל. מכאן עולה כי בכל הקצאה של עובדים בתהליך הייצור כדאי למפעל לגוון את כוח העבודה המיומן שלו. עוד עולה מהמחקר כי הדרך המקובלת לאמידת התוצר ברמת המפעל – בשיטת הריבועים הפחותים (OLS), או בשיטת ההשפעות הקבועות (Fixed-Effects) – מביאה לאומדנים מוטים, תוצאת בעיית האנדוגניות בין הפריזון והתשומות.

1. מבוא

מפעלים נבדלים זה מזה בהרכב המיומנויות של עובדיהם ובפריזון העבודה שלהם. לכך ראיות רבות בספרות האמפירית (Abowd et al., 1999; Dunne et al., 2002; Foster et al., 2008; Hellerstein et al., 1999; Haltiwanger, et al., 2007), ואף על פי כן אין אנו מבינים עדיין די הצורך את הקשר בין ביצועיהם של מפעלים לבין הרכב כוח העבודה שלהם (Moretti, 2002, 2004a, 2004b; Mas and Moretti, 2008).

מחקר זה בוחן את הקשר בין הרכב כוח העבודה לבין הפריזון במקום העבודה. אני מתמקד בניתוח של גיוון הידע התוך-מפעלי והגלישה (spillovers) של הון אנושי בין עובדים באותו מפעל – כלומר את ההשפעה של גיוון ההון האנושי התוך-מפעלי (intra-plant diversity), המכונה בספרות גם במונח within-plant diversity, על

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר, guy.navon@boi.org.il.
הכותב מודה למשתתפים בסמינר חטיבת המחקר בבנק ישראל, וכן לשאול לאך – על הערותיהם.

הפיריון במפעל. הניתוח נעשה באמצעות בסיס נתוני מעביד-עובד ייחודי של מפעלי תעשייה בישראל.

גיוון הידע יכול למלא תפקיד חיוני בגלישה של הון אנושי בעבודה. זאת בהתאם לתיאוריית העברת הידע של Keremer (1993) הידועה גם בשם O-ring theory. ואולם, העברת ידע בדרך זו תלויה במידת ההשלמה (complementarities) בין העובדים: ככלל, עובדים שרכשו ידע או מידע לפני תחילת עבודתם בפירמה עשויים להעביר את אלה לעובדים אחרים בה, ובדרך זו לשפר את פיריון העבודה ללא עלות לפירמה; במקרה קיצוני, אם כל אחד מהעובדים מחזיק בידע ייחודי, אפשר שיועבר ידע בין העובדים, וכתוצאה מכך יגדל פיריון העבודה של הפירמה; בקצה השני, כאשר לכל העובדים אותו הידע לא תהיה גלישה – ותרומה לפיריון – שכן הם לא יוכלו ללמוד מאומה זה מזה.

אף שגיוון הידע של כוח העבודה עשוי לשפר את הפיריון של פירמות, סביר ששיפור זה יהיה כרוך בעלויות גבוהות (כגון עלויות התקשורת בין העובדים). לפיכך, הבדלי הגיוון בין הפירמות עשויים לשקף הבדלי עלויות או הבדלים בהשפעת הגיוון על פיריון העבודה.

לפי Lazear (1999), עובדים בעלי ידע מגוון יוצרים רווחי פיריון אם מתקיימים שלושה תנאים: ראשית, צריך שיהיו בין העובדים הבדלי מיומנויות, יכולות או מידע, כדי שהמפעל יוכל להרוויח מהיותם משלימים זה את זה; שנית, מגוון המיומנויות, היכולות או המידע צריך להיות רלוונטי – אם מיומנותו של עובד אחד אינה רלוונטית לעבודתו של עובד אחר מידת ההשלמה מועטה; שלישית, כדי לשפר את הפיריון, על העובדים לנהל תקשורת ביניהם בביצוע המטלות המשותפות, וכן לדבר באותה "שפה מקצועית". עם זאת גידול של עלויות התקשורת עלול לקזז את הרווחים המתקבלים מגיוון הידע. מן הטיעון של Lazear עולה כי כדי שמפעלים ימרכו (maximize) את פיריון העבודה, עליהם להתאפיין בגיוון מיומנויות, אולם עליהם להיות הומוגניים במובנים אחרים, למשל במאפיינים הדמוגרפיים, כדי למזער את עלויות התקשורת או את העלויות של מה ש-Lazear מכנה 'התחברות בין-תרבותית' (cross-cultural dealing).

אף שהתיאוריה בדבר תפקידה הבסיסי של הטרוגניות ההון האנושי בביצועיהן של פירמות מפותחת היטב, הראיות האמפיריות עוודן זעומות, בשל העדר נתוני עובד-מעביד. כדי לתת מענה לבעיה זו אני משתמש בבסיס נתוני עובד-מעביד ייחודי של מפעלי תעשייה ישראלים המעסיקים המישה עובדים לפחות. בסיס הנתונים מכסה את השנים 2000-2003 וכולל מידע על כל מקבלי המשכורות בכל אחד מן המפעלים. מלבד המידע העשיר על המפעלים ועל העובדים, הנתונים מספקים מידע על התארים האקדמיים של העובדים – מידע המקנה לנו הזדמנות ייחודית לבחון את ההטרוגניות

של ההון האנושי בתוך מפעלים ובין מפעלים ואת תפקידה בפונקציית הייצור של המפעל.

השאלה מהי הדרך הנכונה למדוד את גיוון ההון האנושי שנויה במחלוקת רבה. הקירובים (proxies) השכיחים ביותר בספרות להון אנושי של הפרט הם רמת ההשכלה שלו וניסיונו התעסוקתי. במקום אלה משמש בכמה מחקרים חדשים השכר, וזאת בהנחה כי מתקיימת תחרות משוכללת, וכי גובה התשלום לעובדים משקף את מלוא ערך הפריזן השולי שלהם. ואולם, השכר תלוי גם במדיניות התיגמול של הפירמה, למשל במקרה של שיתוף ברווחים (sharing rent), ובכוח המיקוח של העובדים (Navon and Tojerow, 2006). שיטה נוספת למדוד את שונות ההון האנושי של עובדים היא שימוש בשארית המתקבלת מאמידת משוואת השכר של הפרט בשיטת האפקטים הקבועים (Abowd, Kramarz, and Margolis, 1999). שיטה זו מפקחת לא רק על מאפייניהם הנצפים של העובדים, אלא גם על מאפיינים בלתי נצפים – כגון יכולת לא-פורמלית – ועל השפעות מפעל קבועות (firm fixed effects). היתרון העיקרי בשיטה זו הוא שהשארית ממשוואת השכר עשויה לכלול גורמים נוספים, מלבד מיומנויות.

במחקר זה אני מודד את גיוון ההון האנושי בקרב עובדים מיומנים במפעל על פי הידע שלהם, במונחים של תחומי לימודיהם (תואריהם) האקדמיים (להלן: תחומי הלימוד). כיוון שמפעלי התעשייה, במיוחד מתחום הטכנולוגיה העילית, מרבים לעודד עבודת צוות, חשוב לבדוק אם פריזן עבודתו של צוות מגוון מבחינת ההשכלה גבוה מזה של צוות הומוגני בהשכלתו. בעקבות Davis and Haltiwanger (1991), Kremer and Maskin (1996) ו-Dunne et al. (2002), נבחנים במחקר זה הקשרים בין פריזן העבודה להטרוגניות של ההון האנושי ברמת המפעל

תחילה ערכתי ניתוח של פירוק שונות (variance-decomposition) בשיטת Nested ANOVA, ומצאתי כי רוב גיוון הידע מתרחש בתוך הענף התעשייתי. שנית, אמדתי פונקציית ייצור ברמת המפעל בגישה דינמית פרמטרית למחצה, כפי שהציעו Olley and Pakes (1996) ומאוחר יותר Levinsohn and Petrin (2003). אמידות פונקציית הייצור מראות כי גיוון הידע התוך-מפעלי משפיע לחיוב ובמובהק על פריזן העבודה. על ידי הבחנה בין עובדים אקדמאים לעובדים ללא תואר אקדמי מצאתי שהעסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (מבחינת תחומי הלימוד) מעלה את הפריזן של המפעל.

אף שאין די נתונים אמפיריים על מידת השפעתו של גיוון הידע, עדויות בין-לאומיות מהשנים האחרונות, המבוססות על נתוני עובד-מעביד, מראות כי להטרוגניות של המיומנויות יש השפעה חיובית חזקה על הפריזן. Lazear and Shaw (2007), המסכמים ממצאים על פיזור השכר בתוך פירמות מתשע מדינות, מסיקים כי פירמות משיגות ביצועים טובים יותר כאשר מועסקים בהן עובדים בעלי מיומנויות משלימות.

ממצאים אלו מעלים כי הקשר החיובי בין גיוון ההון האנושי לפריון עשוי להתבטא אף מעבר להיבט הספציפי של גלישת הון אנושי, וכי ייתכנו מצבים שבהם מיומנויותיו של עובד אחד מרחיבות את אלו של האחר בעבודה המשותפת לשניהם – השפעות חיצוניות.

המאמר בנוי כדלקמן: פרק 2 מציג את המסגרת התיאורטית, פרק 3 מתאר את הנתונים ואת דרך מדידתו של הגיוון, פרק 4 מפרק את השונות של מיומנויות העובדים בין פירמות ובתוך פירמות, פרק 5 בוחן את הקשרים בין פיזור מיומנויות בתוך הפירמה לפריון על ידי אמידת פונקציית ייצור המביאה בחשבון הטרוגניות של הידע, ובפרק 6 מוצגות המסקנות.

2. המסגרת התיאורטית

מטרת המודל התיאורטי היא לכמת הן את הרווחים משיתוף פעולה בין עובדים בעלי מיומנויות מגוונות בתוך מפעל והן את עלויותיו של הגיוון. המודל משמש רק מסגרת רעיונית לניתוח, ואינו בסיס לאמידה אמפירית. ניתן לחשוב על משק שבו שני סוגי עובדים – מיומנים (L_S) ובלתי מיומנים (L_{us}). העובדים המיומנים מאופיינים במגוון מיומנויות – מחזיקים בתארים אקדמיים שונים, המיוצגים על ידי מדד גיוון D . המפעלים נבדלים זה מזה גם בעלויות הגיוון.

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

$$(1) \quad D(l_S^1, \dots, l_S^n) = 1 - \sum_{i=1}^n \left(\frac{l_S^i}{L_S} \right)^2$$

החברה ממרבת את רווחיה ביחס ל- K, L_{us} , ול- l_S^1, \dots, l_S^n בכפיפות לאילוץ הטכנולוגיה ולגיוון שלה:

$$(2) \quad \Pi = PY - \sum_{i=1}^n W_s^i L_s^i - W_{us} L_{us} - c(D) - rK$$

$$s.t. \quad Y = AK^\beta L_s^{\alpha_s} L_{us}^{\alpha_{us}}$$

$$A = e^{\gamma D}(l_s^1, \dots, l_s^n)$$

$$l_s^1 + l_s^2 + \dots + l_s^n = L_s$$

כאשר $c(D)$ הוא עלות התקשורת הנלווית להחזקת כוח עבודה מגוון – עלות ההתחברות הבין-תרבותית – אשר גדלה עם D (כלומר, $C'(D) > 0$). אין פתרון אנליטי למשוואה (2) ביחס ל- $l_s^1, \dots, l_s^n, k, L_{us}$, אולם ניתן להוכיח בקלות כי בשיווי משקל מפעלים בוחרים גיווני ידע שונים בהתאם ל- $\beta, \alpha_s, \alpha_{us}, \gamma, c, P, W$. מפעלים יכולים להגיע למידת גיוון האופטימלי על ידי שימוש בהקצאות שונות של עובדים מיומנים, כתלות בשכרם ובפריזן שלהם.

3. הנתונים

הנתונים המשמשים במחקר זה לקוחים מבסיס נתונים ייחודי של עובד-מפעל, שנבנה על ידי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (להלן: הלמ"ס) ומשלב שלושה בסיסי נתונים נרחבים: (1) סקר התעשייה והמלאכה של הלמ"ס, הנערך בכל שנה ומספק נתונים ברמת המפעל בנושאי הייצור, חומרי הגלם, עלות העבודה, ההשקעה ומאפיינים אחרים ברמת המפעל; (2) רשומות רשות המס בישראל לשנים 2002-2003, המספקות מידע על כל מקבלי המשכורת במפעלים, כולל הגיל, המין, המצב המשפחתי, מספר חודשי העבודה בכל שנה והשכר; (3) רישום של כל בוגרי האוניברסיטאות, לרבות מידע על סוגי התארים, תחומי הלימוד ושנת קבלת התואר.

מדגם מפעלי הייצור נקבע בשנת 2000¹. מפעלים עשויים לצאת מן המדגם עקב סגירה, מיזוגים ורכישות, או טעויות אדמיניסטרטיביות. הואיל והלמ"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, כך שלא ניתן לזהות בנתונים מפעלים גדולים.

היחידה הנחקרת כאן היא המפעל, המוגדר כיחידה כלכלית העוסקת בפעילות ייצור. בדרך כלל מפעל נמצא במקום אחד ועוסק בפעילות כלכלית אחת. מחלקות או חטיבות של המפעל הנמצאות באזורים גיאוגרפיים אחרים, או שייכות לענפי תעשייה אחרים, תיחשבנה ליחידות כלכליות נפרדות כל עוד הן מנהלות הנהלת חשבונות

¹ המדגם של סקר התעשייה והמלאכה מוחלף אחת ל-5 עד 10 שנים, כדי לעדכן את המדגם בשיוויים בענף הייצור. העדכון האחרון הוא משנת 2000.

נפרדת². חברות המייצרות מספר מוצרים במספר מפעלים מחולקות לפי פעילויותיהן הכלכליות על סמך סיווג שערכה הלמ"ס.

כדי לאמוד את פונקציית הייצור ברמת המפעל דרושה שיטה למדידת ההון. אימצתי את מדד שירותי ההון שהוצע על ידי Griliches and Regev (1995) וחושב על ידי חיים רגב 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 הריבית על מלאי ההון נטו³ וההוצאה על שכירת מבנים, ציוד ומכונות. האומדנים של מלאי ההון הנקי מבוססים על סקר מלאי ההון שנערך בשנת 1997 ועל נתוני השקעות רציפים הנאספים בסקרי התעשייה. מלאי ההון חושב בנפרד למבנים, ציוד וכלי רכב.

א. תיאור הנתונים

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

לוח 1 מציג את מאפייני העובדים בכלל המדגם ואת אלה של העובדים המיומנים בלבד. ממוצע ההכנסה החודשית ברוטו במחירים קבועים של שנת 2000 היה 8,948 ש"ח, וגילו של העובד הממוצע – 39. קרוב ל-30 אחוזים מהתצפיות במדגם הן של נשים. חילקתי את העובדים לשתי קטגוריות – מיומנים ובלתי מיומנים. עובדים מיומנים מוגדרים כעובדים המופיעים ברישומי האוניברסיטאות הישראליות⁴, ועובדים בלתי מיומנים הם אלה שאינם מופיעים באותם רישומים. על פי רישומי האוניברסיטאות, כ-8 אחוזים מעובדי התעשייה מחזיקים בתואר אקדמי ישראלי.

² שיקולים הקשורים לשיטת רישום הפעילות של המפעל בספרי החשבונות נקבעים לפי חוקי המס, לא על ידי הלמ"ס. בפועל, מפעל שמשרדי המטה שלו נמצאים במקום אחר ממקום הייצור (למטרות שיווק, מכירות או למטרה אחרת) רושם בדרך כלל את שתי הפעילויות בספרי חשבונותיו. במדידת הטרוגניות של ההון האנושי השמטתי עובדים שהשלימו תארים בתחומי לימוד שאינם רלוונטיים לתהליך הייצור.

³ Regev (2006) מעריך כי נתון זה עומד על 5 אחוזים.

⁴ רישומי האוניברסיטאות כוללים נתונים על בוגרי שבע אוניברסיטאות בישראל המעניקות תוארי בוגר, מוסמך ודוקטור, וכן תעודות מקצועיות. הרשומות אינן כוללות נתונים על בוגרי האוניברסיטה הפתוחה בישראל, בוגרי מכללות ובוגרי אוניברסיטאות בחו"ל. מספר הלא מיומנים למעשה מוטא אפוא כלפי מעלה, כי הוא כולל אקדמאים שלא זוהו ככאלה.

העובדים המיומנים במדגם, כהגדרתם לעיל, צעירים יותר מהבלתי מיומנים, וסביר כי יש בקרבם יותר נשים מאשר בקרב העובדים הבלתי מיומנים.

לוח 1 מאפייני העובדים

| מתוכם: עובדים מיומנים ¹ | | המדגם | | |
|---------------------------------------|------------|----------------|------------|------------------------------|
| הממוצע | סטיית התקן | הממוצע | סטיית התקן | |
| 18,361 | 16,867 | 10,581 | 8,948 | השכר החודשי (ש"ח, שנת 2000) |
| 6.1 | 32.4 | 12.1 | 39.2 | הגיל |
| | 66.4 | | 70.9 | שיעור הגברים |
| | | | 8.2 | שיעור האקדמאים |
| | | | | מתוכם במקצועות: |
| | 37.5 | | | הנדסה |
| | 13.1 | | | מדעים מדויקים |
| | 9.9 | | | מדעי הטבע |
| | 97.7 | 97.8 | | מועסקים במשרה מלאה (באחוזים) |
| 25,270 | | 309,570 | | מספר התצפיות |

¹ עובדים בעלי תואר מאוניברסיטה ישראלית.

תחומי הלימוד השכיחים ביותר הם הנדסה (38 אחוזים מהעובדים המיומנים), מתנהל עסקים (22 אחוזים) ומדעים מדויקים (13 אחוזים; לוח 2). תחום המדעים המדויקים כולל שלושה תת-תחומים עיקריים – מתמטיקה, סטטיסטיקה ומדעי המחשב. השכיחות של תארים במדעי המחשב בקרב העובדים המיומנים במדגם גבוהה – כשמונה אחוזים – ולעומת זאת כמעט אין עובדים מיומנים בעלי תואר בסטטיסטיקה. מדעי הטבע מורכבים מחמישה תת-תחומים, שהעיקריים בהם הם כימיה, פיסיקה וביולוגיה. תארים בגיאוגרפיה, גיאולוגיה, אוקיאוגרפיה ומדעי החלל אינם שכיחים בקרב העובדים המיומנים. תחום ההנדסה כולל גם הוא שלושה תת-תחומים עיקריים: הנדסה אזרחית (0.7 אחוז מהעובדים המיומנים), הנדסת מכונות (7.5 אחוזים), הנדסת אלקטרוניקה (12.8 אחוזים), הנדסה כימית (4.1 אחוזים) והנדסת תעשייה וניהול (12.4 אחוזים). בכל אותם מפעלים מעטים שאופיינו בגיוון מלא (והעסיקו למעלה מחמישה מהנדסים) היו מהנדסי תעשייה וניהול.

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

היות שהמחקר מתמקד בגיוון העובדים המיומנים לפי תחומי הלימוד השונים, אני מגדיר תחום לימוד "טכנולוגי" ככל תחום אקדמי במדעים המדויקים, במדעי הטבע או בהנדסה. לפיכך אינני כולל את בעלי התארים במדעי הרוח ובמדעי החברה, בהנחה

לוח 2

התפלגות תחומי הלימוד

| האחוזים | התצפיות | תחום הלימוד |
|---------|---------|--|
| 8.1 | 2,036 | מדעי הרוח ולימודים כלליים |
| 1.7 | 436 | לימודי רפואה |
| 29.6 | 7,484 | מדעי החברה: |
| 22.4 | 5,673 | מינהל 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: |

שתחומי לימוד אלה אינם רלוונטיים לתהליך הייצור. ההגדרה שלי אינה כוללת גם בוגרי מינהל עסקים – אף על פי שהם עשויים להשפיע על החלטות הייצור יותר מאחרים – וזאת מפני שאין נתונים על משרותיהם במפעלים ועל תארים קודמים שלהם. למעלה מ-61 אחוזים מהעובדים המיומנים במדגם הם בעלי תואר טכנולוגי: 38 אחוזים בהנדסה, 13 אחוזים במדעים מדויקים ו-10 אחוזים במדעי הטבע. התפלגות העובדים המיומנים בין ענפי התעשייה איננה אחידה: עובדים מיומנים שכיהים יותר בענפי התעשייה עתירי הטכנולוגיה: 24 וכן 32-34 (לוח 3).

לוח 4 מציג תמונה סטטיסטית מרוכזת של מאפייני המפעלים במדגם כולו ובתת-מדגם של מפעלים המעסיקים לפחות שלושה עובדים מיומנים. בכלל המדגם, המפעל הממוצע מעסיק כ-120 עובדים, מתוכם קרוב ל-8 אחוזים בעלי תארים אקדמיים ממוסדות השכלה ישראלים. המפעל הקטן ביותר במדגם מעסיק חמישה עובדים בלבד, והגדול מעסיק 974 – בגלל מגבלת הסודיות האמורה שהטילה הלמ"ס. כ-64 אחוזים מהתצפיות של מפעל-שנה היו ממפעלים עם פחות מ-100 עובדים. שיעור היציאה השנתי מהמדגם הוא כ-8 אחוזים, בדומה לשיעורם בדיווחי הלמ"ס ממרשם העסקים השנתי.

לוח 3

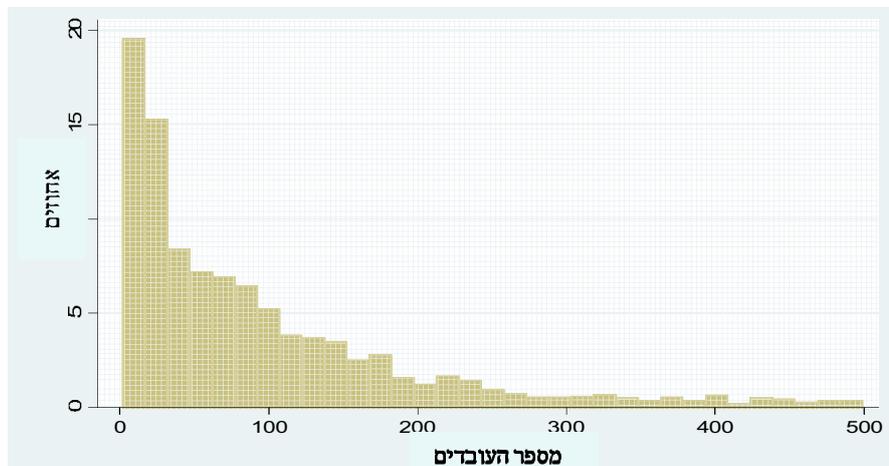
התפלגות העובדים המיומנים לפי ענף התעשייה (אחוזים)

| # | סיווג ענף תעשייה ראשי (החטיבה) בשתי ספרות | הנדסה | מדעי הטבע | מדעים מדויקים | מינהל 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 | מנועים חשמליים ואבזורים 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, הפצי 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 | סיכ הייצור | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

לוח 4 מציג נתונים סטטיסטיים מרוכזים גם על מפעלים המעסיקים לפחות שלושה עובדים מיומנים בעלי תארים אקדמיים בתחומים הטכנולוגיים. אלה המפעלים המעניינים ביותר מהבחינה של גלישת ידע בין העובדים. אף כי שיעורם 45 אחוזים בלבד מהמדגם, הם שונים מאוד מן המפעל הממוצע: עלות השכר השנתי ומלאי שירותי ההון בהם כמעט כפולים מן הממוצע, ושיעור העובדים המיומנים – 10.3 אחוזים – עולה בהרבה על שיעורם באוכלוסייה הכללית.

איור 1

התפלגות המפעלים לפי מספר העובדים



לוח 4 מאפייני המפעלים (ממוצעים שנתיים)

| מתוכם: שלושה עובדים מיומנים לפחות | | המדגם | | |
|--------------------------------------|--------|--------------|--------|---|
| סטטיית התקן | הממוצע | סטטיית התקן | הממוצע | |
| 70.9 | 40.67 | 51.21 | 21.72 | הערך המוסף (מיליוני ש"ח) |
| 160.3 | 49.14 | 110.73 | 25.13 | מלאי ההון (מיליוני ש"ח) |
| 36.6 | 27.13 | 28.74 | 14.66 | עלות השכר (מיליוני ש"ח) |
| 203.3 | 203.1 | 161.9 | 119.5 | מספר העובדים |
| 180.2 | 182.2 | 144.4 | 109.8 | מזה: בלתי מיומנים |
| 47.8 | 20.9 | 33.3 | 9.7 | מיומנים |
| | | | | התפלגות המפעלים לפי מספר העובדים (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 | | מספר התצפיות |

ב. הגיוון (diversity)

מדד הרפינדל הממוצע לגיוון הידע, שחושב לכל שלושה עשר התחומים הטכנולוגיים, כהגדרתם, הוא 0.37, והוא בטווח של 0.87-0⁵. כ-17 אחוזים מהמפעלים אינם מגוונים כלל: לכל עובדיהם המיומנים תארים טכנולוגיים באותו תחום לימוד. על ידי שימוש בשתי ספציפיקציות שונות – לעשרת ולששת תחומי הלימוד השכיחים ביותר – מתקבלות תוצאות דומות כמעט בלי לאבד תצפיות. ההגדרה של מדד הגיוון עשויה להיות רגישה למספר הקבוצות – תחומי הלימוד הטכנולוגיים. לכן אני משווה את מדד הגיוון עבור שלושה עשר תחומי הלימוד הטכנולוגיים עם מדד זה לחמש הגדרות נוספות: ניתן לחשב את מדד הרפינדל לשלושה-עשר תחומי הלימוד הטכנולוגיים עבור 1,170 מקטעים של מפעל-שנה (45 אחוזים מהמדגם); הגיוון הממוצע שמתקבל מהגבלת המדד לעשרה תחומי הלימוד השכיחים בדומה למדד של שלושה עשר התחומים (benchmark index), אולם מספר התצפיות הזמינות ירד ל-1,130. מדד הגיוון לשישה תחומי הלימוד השכיחים ביותר בלבד מקטין את המדגם ב-15 אחוזים נוספים ומייצר התפלגות שונה (לוח 5). כפי שניתן לצפות, מדד הגיוון לבוגרי הנדסה בלבד מצביע על הגיוון הרב ביותר.

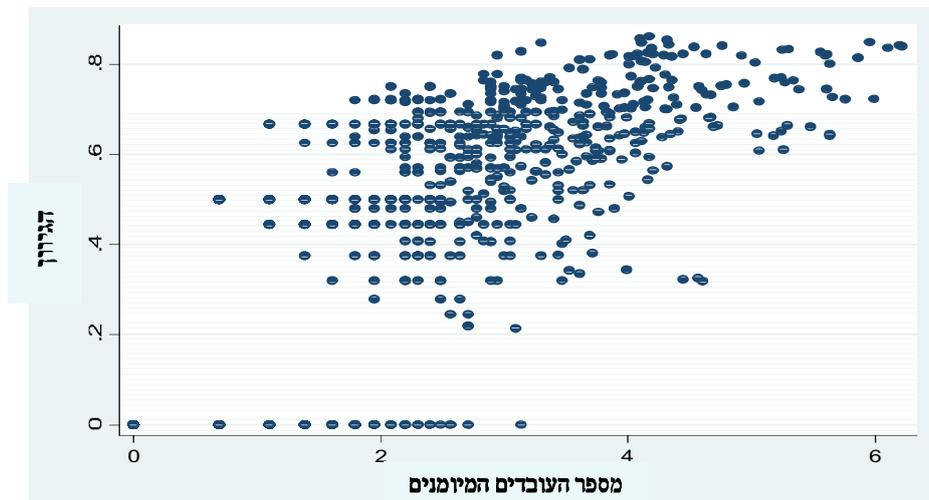
⁵ לפי מדד הרפינדל, הגיוון הרחב ביותר שמפעל יכול להשיג באמצעות שלושה עשר התחומים הטכנולוגיים, ובהנחה של התפלגות אחידה, הוא 0.92.

לוח 5 מדדי גיוון

| מדדי גיוון | הממוצע | סטיית התקן | המינימום | המקסימום | מתוכם: אפס גיוון (באהוזים) |
|--------------------------|--------|------------|----------|----------|----------------------------|
| 13 תחומי לימוד (herf_13) | 0.37 | 0.31 | 0 | 0.87 | 17.1 |
| 10 תחומי לימוד (herf_10) | 0.36 | 0.30 | 0 | 0.86 | 16.9 |
| 6 תחומי לימוד (herf_6) | 0.27 | 0.28 | 0 | 0.80 | 18.2 |
| מדעים מדויקים | 0.21 | 0.24 | 0 | 0.67 | 7.7 |
| מדעי הטבע | 0.23 | 0.27 | 0 | 0.75 | 9.2 |
| הנדסה | 0.37 | 0.36 | 0 | 1.00 | 16.0 |

סוגיה חשובה היא הקשר בין הגיוון לגודל המפעל, כפרט במונחים של מספר העובדים המיומנים. ניתן לצפות כי המדד לגיוון הידע במפעלים הקטנים יהיה קרוב לאפס, וכי יתקיים מתאם חיובי בין מספר העובדים המיומנים לגיוון. ואכן, כפי שמראה איור 2, המתאם הכולל בין מספר העובדים למדד הגיוון הוא 0.54, והוא נמוך הרבה יותר במפעלים מגוונים – 0.29 בלבד. תוצאה זו ניתן להסביר בנטייתם של מפעלים קטנים להתמקד במוצר אחד, בניגוד למפעלים גדולים, המייצרים מספר מוצרים ועשויים להשתמש בטכנולוגיות שונות. היות שמדד הרפינדל לגיוון מתייחס ל-6 עד 13 תחומים אקדמיים בלבד, יש תקרה למידת הגיוון.

איור 2 התפלגות מדד הגיוון לפי גודל המפעל



4. ניתוח השונות

כפי שנראה בלוח 5, גיוון הידע הכולל במדגם הוא תנודתי ביותר. סטיית התקן עומדת על 0.30 בערך – כמעט בגובה הגיוון הממוצע. השונות הקיצונית יחסית של מדד הגיוון מעלה בעיה פוטנציאלית: ייתכן שגיוון הידע במדגם נובע מהבדלים בטכנולוגיות המשמשות בענפי התעשייה השונים, ולא מהבדלים בין מפעלים בתוך ענף תעשייה מסוים.

כדי לקבוע את מקור השונות במדד הגיוון, ערכתי תרגיל לפירוק השונות שבגיוון הידע באמצעות ניתוח שונות מקונן (Nested ANOVA). את גיוון הידע הכולל של כוח העבודה פירקתי לשלושה רכיבים – גיוון בין תת-ענפי התעשייה, בין המפעלים בענף התעשייתי ובתוך המפעלים – עקב שינויים בהרכב כוח העבודה שנעשים מדי פעם בתוך המפעל. ניתוח זה של השונות הוביל למסקנה שמרביתה היא בתוך ענפי התעשייה; רק 20 מסך השונות הם בין תת-ענפי התעשייה (לוח 6), ו-18 אחוזים הם שונות תוך-מפעלית.

לוח 6

Nested ANOVA לשונות גיוון הידע¹

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

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

השונות של הגיוון היא יציבה (robust). פירוק השונות בין השנים השונות של המדגם מעלה תוצאה דומה לזו שהתקבלה מניתוח השונות המקונן: 75 אחוזים עד 85 אחוזים מסך השונות הם בתוך 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 השונות, וקבעו שהשונות התוך-מפעלית מסבירה 40 עד 50 אחוזים מסך השונות. ייתכן שההבדל נעוץ במשך הזמן הקצר של המדגם שלי.

5. המודל האמפירי

בפרק זה אני מציג את השיטה שנקטתי 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 3):

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

האומדן למידת הגיוון ($\hat{\gamma}$) עשוי להיות מתואם עם גודל המפעל, אולם כפי שצוין לעיל, המיתאם בין גודל המפעל (מספר העובדים) למדד הגיוון אינו גבוה (0.29), והאינטראקציה בין גודל המפעל למדד הגיוון אינה מובהקת. אמידת משוואת התוצר (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 ופריזן העבודה הבלתי נצפה.

א. בו-זמניות (אנדוגניות)

בעיית הבו-זמניות נוצרת משום שלפחות חלק מטעות הניכוי במשוואת הייצור כולל את פריזן המפעל. היות שהפריזן נצפה על ידי מנהלי הפירמות, הם יכולים לשנות את החלטות התשומות שלהם. ובפרט – להתאים את תשומות העבודה ואת מידת גיוון הידע. אולם פריזן העבודה לא בהכרח יהיה תואם למלאי ההון, שהוא כביכול קבוע. אי תיאום זה יביא, בדרך כלל, להטיית מקדם ההון כלפי מטה, ולהטייה של מקדמי העבודה כלפי מעלה.

בעיית הבו-זמניות מכונה לעתים הטיית המשתנה המושמט (omitted-variable bias – OVB), משום שהאנדוגניות של התשומות וטעות הניכוי מקורם בהשמטת הפריזן הבלתי נצפה מהרגרסיה.

בעיית ההטייה עקב הבו-זמניות בפונקציית הייצור מוכרת בספרות לפחות מאז מאמרם של Marschak and Andrews (1944), אך פתרונות מניחים את הדעת

לבעיה לא הוצגו עד 1995, כאשר Erickson ו-Pakes הציגו אלגוריתם המתחשב בקשר בין הפריזון, מצד אחד, לבין הביקוש לתשומות והישרדות הפירמה גם יחד, מהצד האחר. Erickson ו-Pakes הציגו לחלק את השארית מפונקציית הייצור (u_{it}) לשני רכיבים: זעזוע אמיתי בלתי נצפה בייצור, η_{it} , ורכיב הפריזון, ω_{it} , הידוע למנהל הפירמה, ועל כן מובא בחשבון בהחלטות התקופתיות על שימוש בתשומות. אף אחד מהרכיבים אינו נצפה על ידי החוקר שצופה בפירמה. ω_{it} עשוי לשקף הבדלים טכנולוגיים או ניהוליים בין מפעלים. הואיל ומנהל המפעל יודע על הבדלים אלה לפני 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 Olley and Pakes (להלן OP), פונקציית הייצור יכולה להיכתב כך:

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

אמידת משוואה (4) באמצעות ריבועים פחותים מביאה להטיה במקדמים של D, l ו- k מפני המיתאם החיובי בין פריזון המפעל לתשומות.

הפתרון האקונומטרי המתקדם ביותר לבעיית האנדוגניות (או לבעיית OVB) הוצג על ידי OP בשנת 1999. 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 אומדן עקבי פרמטרי-למחצה, הפותר את בעיית הבו-זמניות על ידי שימוש בהחלטת ההשקעה של המפעל כאומדן מקורב לזעזועי פריזון בלתי נצפים, בהנחה של תחרות בלתי משוכללת (Olley and Pakes, 1999). במודל של OP הפריזון הבלתי נצפה נגזר, בהקשר של מודל דינמי, כפונקציה של ההשקעה ומלאי ההון, ומחושב כפונקציה פרמטרית-למחצה של שני משתנים אלה. לפיכך ניתן לאמוד את משוואה (4) עבור תצפיות שבהן ההשקעה אינה אפס.

בשעה ש-OP מוותרים על 8 אחוזים מהתצפיות על ידי הגבלת התצפיות לאלו שההשקעה בהן אינה אפס, בסיסי נתונים אחרים (כגון הנוכחי) עשויים לאבד חלק גדול מהתצפיות, ובמקרים מסוימים את רובן. מסיבה זו הפרוצדורה של OP קובעת קשר פשוט בין אסטרגיית האמידה לתיאוריה הכלכלית.

בבסיס הנתונים של מפעלי תעשייה בצ'ילה, ששימש את Levinsohn and Petrin (2003, להלן: LP), בלמעלה מ-50 אחוזים מהתצפיות השנתיות דיווחו המפעלים שלא ביצעו כל השקעה. כדי להתגבר על מגבלה זו הציגו LP להשתמש בחומרי הגלם ומוצרי הביניים כמשתני עזר לפריזון, במקום בהשקעה. היות שרכיבים מחומרי הגלם ומוצרי הביניים כמעט תמיד אינם אפס, גישה זו עוקפת את מגבלת הנתונים, הנוצרת בגלל מקטעים שבהם הפירמה לא משקיעה.

כאשר עלויות ההתאמה גבוהות, התשומות של חומרי הגלם ומוצרי הביניים עשויות להקנות יתרון נוסף: אם זול יותר להתאים תשומות כאלה, תגובת הפירמה לרכיב הפריזון עשויה להיות טובה מתגובתה להשקעה.

LP מראים שפונקציית הביקוש עולה בצורה מונוטונית ב- ω_{it} . כתוצאה מכך, ערך גבוה יותר של ω_{it} היום יביא להשקעה גבוהה יותר היום, אף אם הוא משפיע בפיגור על מלאי ההון הנוכחי. הדבר מאפשר לנו להפוך את פונקציית הביקוש המתווכת, כך שניתן לכתוב את ω_{it} כפונקציה של מלאי ההון (k_{it}) ושל חומרי הגלם (m_{it}):

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

בעקבות OP ו-LP הנחתי שהפריזון נקבע על ידי תהליך מרקובי (Markov) מסדר ראשון:

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

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

$$(7) \quad y_{it} = \beta_{us} l_{it}^{us} + \beta_s l_{it}^s + \gamma D_{it} + \phi_{it}(k_{it}, m_{it}) + \eta_{it}$$

כאשר

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

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 במשוואת הערך המוסף של הפירמה. משוואה (5) מפיקה אומדן של $\hat{\beta}_{us}, \hat{\beta}_s, \hat{\gamma}$ ואומדן של $\hat{\phi}_{it}$.

השלב השני בפרוצדורה של LP הוא אמידת 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 ניכוי של β_k^* ניתן לחשב ניכוי עבור הפריזון 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 פולינום מדרגה שלישית של הפריזון 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 מאחר שבנתוני המחקר מצויים מקטעים רבים של אפס השקעה, ואני מעוניין להשוות את התוצאות לתוצאות קודמות עבור ישראל, ביצעתי את הליך OP בשלמותו והפקתי אומדן בלתי מוטה עבור ההון, העבודה ומידת הגיוון.

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

כ. תוצאות האמידה

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

לוח 7, המדווח על התוצאות הראשוניות של אמידת פונקציית הייצור ברמת המפעל עבור 736 מפעלים, מאשר את ממצאיהם של מחקרים קודמים על מגזר הייצור הישראלי (Bergman, Fuss and Regev, 1991 ו-Bergman and Marom, 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. כמוצפה, שימוש בשיטה של OP מאבד למעלה מ-34 אחוזים מן המדגם (1,648 תצפיות, עמודה 5) לעומת איבוד מועט של תצפיות בשיטת LP (2,340 תצפיות, עמודה 3). 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 לעשרת תחומי הלימוד הטכנולוגיים השכיחים ביותר.

לוח 7

תוצאות האמידה

| שיטת האמידה | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|---------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | LP | | | OP | | |
| לוג העבודה | 0.88* | 0.84** | 0.69** | 0.76** | 0.43** | 0.44** |
| | * | (0.03) | (0.04) | (0.06) | 0.06 | 0.06 |
| לוג מלאי ההון | 0.20* | 0.19** | 0.19** | 0.14** | 0.13** | 0.11* |
| | * | (0.02) | (0.04) | (0.03) | (0.01) | (0.04) |
| מדד הגיוון | .. | 0.35** | .. | 0.31* | .. | 0.20* |
| | .. | (0.09) | .. | (0.12) | .. | (0.09) |
| R^2 | 0.75 | 0.77 | — | — | — | — |
| מספר התצפיות | 2,515 | 1,087 | 2,340 | 1,060 | 1,648 | 673 |

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

מתוצאות האמידה נמצא כי לגיוון הידע יש השפעה חיובית על פריזן העבודה של המפעל. השימוש ב-OLS מראה כי גמישות הפריזן ביחס לגיוון הידע היא 0.35 (עמודה 1). אולם השימוש במדד הגיוון מקטיץ את גודל המדגם, מפני שרק 51 אחוזים מהמפעלים במדגם הם בעלי מדד גיוון. האתגר בניתוח האקונומטרי נובע, כאמור, מהעובדה שהתשומות לאמידות ברמת המפעל הן משתני בחירה, שעשויים להיות מתואמים עם זעזועי פריזן בלתי נצפים. פתרון בעיית הו-זמניות מפחית את הגמישות ל-0.31 ול-0.2, כאשר מיישמים את שיטת LP ושיטת OP, בהתאמה. כצפוי, השימוש בשתי השיטות מקטיץ את האומדים של העבודה וההון בפונקציית הייצור. אחת הביקורות החשובות על הרגרסיות הקודמות (לוח 7) היא באשר להנחה שכוח העבודה הומוגני ולהתעלמות מן הקשר בין שיעורם של העובדים המיומנים בסך העובדים במפעל לבין גיוון הידע. לוח 8 מדווח על תוצאות האמידה תוך הבחנה בין עובדים מיומנים לעובדים בלתי מיומנים. האמידה מגלה השפעה חיובית של גיוון הידע על פריזן העבודה. נוסף על כך גמישות הפריזן ביחס לגיוון יציבה (robust) ברמה של 0.2 בקירוב בכל שלוש טכניקות האמידה.

לוח 8
עובדים מיומנים ובלתי מיומנים

| | [6] | [5] | [4] | [3] | [2] | [1] | |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------|
| | OP | | LP | | OLS | | שיטת האמידה |
| לוג העובדים המיומנים | 0.03 (0.03) | 0.09** (0.02) | 0.13** (0.04) | 0.19** (0.04) | 0.17** (0.04) | 0.20** (0.02) | |
| לוג העובדים הלא-מיומנים | 0.61** (0.05) | 0.52** (0.05) | 0.65** (0.05) | 0.53** (0.05) | 0.71** (0.05) | 0.72** (0.03) | |
| לוג מלאי ההון | 0.13* (0.02) | 0.24** (0.01) | 0.14** (0.03) | 0.17** (0.05) | 0.19** (0.02) | 0.13** (0.02) | |
| מדד הגיוון | 0.21* (0.10) | .. | 0.19* (0.09) | .. | 0.19 (0.12) | .. | |
| R^2 | - | - | - | - | 0.77 | 0.76 | |
| מספר התצפיות | 1,057 | 1,498 | 1,060 | 1,502 | 1,087 | 1,549 | |

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

פירוש משמעותה של גמישות הפריזן ביחס לגיוון הידע אינו פשוט. אף שהגיוון נמדד לא רק במספר העובדים אלא גם כאחוז, הוא תלוי בגודל המפעל ובמספר תחומי הלימוד המשלימים של עובדיו. 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 מהצד האחר, כל אחד מהשינויים עשוי לגרור עלויות שונות, שהן ייחודיות למפעל.⁶ לדוגמה: נניח ששני מפעלים מעסיקים אך ורק בוגרי מדעים מדויקים⁷; במפעל אחד שני עובדים (נניח, מתמטיקאי וסטטיסטיקאי) ובמפעל השני עשרים עובדים (עשרה מתמטיקאים ועשרה סטטיסטיקאים). לשני המפעלים מדד גיוון 0.5. החלפת הסטטיסטיקאי במתמטיקאי במפעל הקטן תקטין את מדד הגיוון לאפס, ולכן תפחית את פרוץ העבודה ב-10 אחוזים (0.2*0.5). בדרך דומה, החלפת אחד הסטטיסטיקאים במפעל הגדול במתמטיקאי תוריד את מדד הגיוון של מפעל זה ב-0.005, ופריון העבודה שלו יפחת ב-0.1 אחוז בלבד. החלפת הסטטיסטיקאי בבוגר מדעים מדויקים שאיננו מתמטיקאי לא תשנה את פרוץ העבודה במפעל הראשון, אך תשפר את הפריון במפעל השני ב-0.9 אחוז.

לסיום אני בוחן כיצד הגמישות של הפריון ביחס לגיוון הידע משתנה בתגובה על שינויים בספציפיקציה של המודל. כיוון שהגמישות מתואמת עם מספר העובדים המיומנים (שהוא אינדיקטור לגודל המפעל), אמדתי את המודל המשמש בלוח 8 עבור נתוני 389 מפעלים המדגם המעסיקים בין 100 ל-1,000 עובדים. המפעלים במדגם חלקי זה ניתנים להשוואה בקלות, והם גדולים דיים כדי להעסיק כוח עבודה מגוון במיומנותיו. שוב, התוצאות מראות קשר חיובי ומובהק בין גיוון הידע לפריון. התוצאות שהתקבלו בכל שלוש השיטות שהשתמשנו בהן (LP, OLS, ו-OP) מביאות לידי אותה גמישות גיוון: 0.25 (לוח נ'1-בנספח).

סוגיה נוספת הטעונה מענה: מאחר ש-17 אחוזים ממקטעי התצפיות של מפעל-שנה הם של מפעלים בלתי מגוונים, כלומר של מפעלים שלכל עובדיהם המיומנים אותה התמחות, ניתן לטעון שמפעלים אלה שונים בטכנולוגיית הייצור שלהם ובהתנהלותם ממפעלים בעלי מיגוון מיומנות. כדי לבדוק זאת אמדתי את המודל המשמש בלוח 8 עבור מפעלים בעלי מדדי גיוון חיוביים לחלוטין ($d > 0$). כאן גמישות הפריון ביחס לגיוון הידע נמצאה גבוהה בהרבה מאשר בממצאים הקודמים: 0.6 – 0.67 (לוח נ'2-בנספח).

5. סיכום

מחקר זה מנתח את השפעת גיוון הידע על גלישת ההון האנושי בתוך מפעלים ועל הפריון באמצעות בסיס נתוני עובד-מעביד של מפעלי תעשייה בישראל. המוטיבציה לניתוח הייתה העידוד הרב שניתן לגישה של עבודת צוות, במיוחד בחברות טכנולוגיה עילית; עידוד זה מעלה את השאלה אם הגיוון של כוח העבודה המיומן, כמובן של ידע ייחודי, מגביר את פרוץ העבודה.

⁶ העלויות הייחודיות של גיוון הידע יכולות להיגרם מהשכר היחסי, או פשוט מהמיקום הגיאוגרפי של המפעל.
⁷ לצורך השוואה זו אני מניח ששני המפעלים זהים בכל המובנים, למעט כוח העבודה וההון: שניהם מייצרים את אותו המוצר ומשתמשים באותה טכנולוגיה.

תחילה ערכתי ניתוח של פירוק השונות. מניתוח זה עולה כי רוב גיוון הידע הוא בין מפעלים ולא בתוך מפעלים; השונות התוך-מפעלית מסבירה 18 אחוזים בלבד מסך השונות.

שנית, מצאתי שיש יתרון לגיוון: העסקת עובדים בעלי ידע ספציפי מגוון (לפי התואר האקדמי) מועילה לפריזון המפעלים. אמדתי פונקציית ייצור קוב-דאגלס באמצעות תכנות דינמי פרמטרי-למחצה, בהתאם לפרוצדורה שהציעו Olley and Pakes (1996) ולזו של Levinsohn and Petrin (2003). אומדני פונקציית הייצור ברמת המפעל הראו כי גיוון הידע התוך-מפעלי משפיע באופן חיובי ויציב על פריזון העבודה: הגמישות של הפריזון ביחס לגיוון הידע היא 0.2 בערך. יתירה מכך, התועלת של גיוון הידע מתואמת עם גודל המפעל (מספר העובדים המיומנים), ומגיעה ל-0.25 עבור מפעלים המעסיקים 100-1,000 עובדים. מחקר זה אינו מציע דרך ישירה לפרש את תוצאות האמידה, משום שהתוצאות תלויות בעלויות הגיוון בתוך המפעל. עם זאת מעלה המחקר את האפשרות שמפעלים מפיקים תועלת מגיוון כוח העבודה המיומן המועסק בהם.

נספח

לוח נ'1: מפעלים גדולים (100-1,000 עובדים)

| שיטת האמידה | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | OLS | | LP | | OP | |
| לוג העובדים המיומנים | 0.22** (0.03) | 0.18** (0.04) | 0.19** (0.03) | 0.14** (0.04) | 0.16** (0.05) | 0.13** (0.05) |
| לוג העובדים הלא-מיומנים | 0.48** (0.06) | 0.59** (0.06) | 0.42** (0.06) | 0.52** (0.06) | 0.30** (0.07) | 0.35** (0.07) |
| לוג מלאי-ההון | 0.23** (0.03) | 0.19** (0.03) | 0.16** (0.03) | 0.15** (0.04) | 0.20** (0.06) | 0.12** (0.04) |
| מדד הגיוון | .. | 0.25* (0.12) | .. | 0.25* (0.12) | .. | 0.25* (0.11) |
| R^2 | 0.63 | 0.64 | — | — | — | — |
| מספר התצפיות | 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 דמי לשנים 2001-2003, 13 משתני דמי עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמי עבור השנים למשתני הדמי עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים. * מצייין מובהקות ברמה של 5%. ** מצייין מובהקות ברמה של 1%.

לוח נ'2: מפעלים מגוונים בלבד ($0 < \text{Herfindahl} < 1$)

| שיטת האמידה | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | OLS | | LP | | OP | |
| לוג העובדים המיומנים | 0.20** (0.03) | 0.17** (0.04) | 0.16** (0.05) | 0.13** (0.04) | 0.23** (0.03) | 0.16** (0.03) |
| לוג העובדים הלא-מיומנים | 0.66** (0.04) | 0.65** (0.04) | 0.57** (0.07) | 0.56** (0.07) | 0.54** (0.04) | 0.54** (0.04) |
| לוג מלאי-ההון | 0.21** (0.02) | 0.21** (0.02) | 0.20** (0.04) | 0.21** (0.05) | 0.15** (0.02) | 0.22** (0.02) |
| מדד הגיוון | .. | 0.60* (0.26) | .. | 0.67 (0.35) | .. | 0.65* (0.25) |
| R^2 | 0.65 | 0.66 | — | — | — | — |
| מספר התצפיות | 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 דמי לשנים 2001-2003, 13 משתני דמי עבור ענפי התעשייה בשתי ספרות, ואינטראקציות בין משתני הדמי עבור השנים למשתני הדמי עבור ענפי התעשייה. סטיות התקן הנאמדות מופיעות בין סוגריים. * מצייין מובהקות ברמה של 5%. ** מצייין מובהקות ברמה של 1%.

ביבליוגרפיה

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

- Blundell, R. and S. Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 87(1), 115-143.
- (2000). "GMM Estimation with Persistent Panel Data: an Application to Production Functions", *Econometric Reviews* 19(3), 321-340.
- Bresnahan, T., E. Brynjolfsson and L. Hitt (2002). "Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence", *Quarterly Journal of Economics* 117(1), 339-376.
- Caroli, E. and J. Van Reenen (2001). "Skill-Biased Organizational Change? Evidence From a Panel of British and French Establishments", *Quarterly Journal of Economics* 116(4), 1449-1492.
- Cingano, F. and F. Schivardi (2004). "Identifying the Sources of Local Productivity Growth", *Journal of the European Economic Association* 2, 720-742.
- Davis, S. and J. Haltiwanger (1991). "Wage Dispersion between and within U.S. Manufacturing Plants, 1963–86", *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 115-180.
- Doms, M., T. Dunne and K.R. Troske (1997). "Workers, Wages, and Technology" *The Quarterly Journal of Economics* 112(1), 253-290.
- Dunne, T., L. Foster, J. Haltiwanger and K. Troske (2002). "Wage and Productivity Dispersion in U.S. Manufacturing: the Role of Computer Investment", IZA Discussion Paper 563.
- Eckhout, J. and B. Jovanovic (2002). "Knowledge Spillovers and Inequality," *The American Economic Review* 92(5), 1290-1307.
- Foster, L., J. Haltiwanger and C. Syverson (2008). "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?", *American Economic Review* 98(1), 394-425.
- Garicano, L. and E. Rossi-Hansberg (2004). "Inequality and the Organization of Knowledge", *American Economic Review* 94(2), 197-202.
- (2006). "Organization and Inequality in a Knowledge Economy", *Quarterly Journal of Economics* 121(4), 1383-1435.
- Gollop, F. and J. Monahan (1991). "A Generalized Index of Diversification: Trends in US Manufacturing", *Review of Economics and Statistics* 73, 318-330.

- Grilliches, Z. and J. Mairesse (1995). "Production Functions: the Search for Identification", NBER Working Paper 5067.
- Grilliches, Z. and H. Regev (1995). "Firm Productivity in Israeli industry: 1979-1988", *Journal of Econometrics* 65(1), 175-203.
- Haltiwanger, J., J. Lane and J. Spletzer (1999). "Productivity Differences across Employers: the Roles of Employer Size, Age, and Human Capital", *American Economic Review* 89(2), 94-98.
- (2007). "Wages, Productivity and the Dynamic Interaction of Businesses and Workers", *Labour Economics* 14(3), 575-602.
- Haskel, J., D. Hawkes, and S. Pereira (2005). "Skills, Human Capital and the Plant Productivity Gap: UK Evidence from Matched Plant, Worker and Workforce Data", CEPR Discussion Paper 5334.
- Hellerstein, J. and D. Neumark (2004). "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer–Employee Data Set", NBER Working Paper 10325.
- Hellerstein, J., D. Neumark and K. Troske (1999). "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations", *Journal of Labor Economics* 17(3), 409-446.
- Jaffe, A., M. Trajtenberg and R. Henderson (1993). "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations", *Quarterly Journal of Economics* 103(3), 577-598.
- Jovanovic, B. and R. Rob (1989). "The Growth and Diffusion of Knowledge", *Review of Economics Studies* 56(4), 569-582.
- Kremer, M. and E. Maskin (1996). "Wage Inequality and Segregation by Skill", NBER Working Chapter 5718.
- Katz, L. and K. Murphy (1992). "Change in Relative Wages 1963-1987: Supply and Demand Factors", *Quarterly Journal of Economics* 107(1), 35-78.
- Kremer, M. (1993). "The O-Ring Theory of Economic Development", *Quarterly Journal of Economics* 108(3), 551-575.
- Kremer, M. and E. Maskin (1996). "Wage, Inequality and Segregation by Skill", NBER Working Paper 5718.
- Krusell, P. E., R. J. Ohanian and G. Violante (2000). "Capital-Skill Complementarity and Inequality: a Macroeconomic Analysis", *Econometrica* 68(5), 1029-1053.

- Lach, S. (1999). "Labor Productivity in Israel Manufacturing Sector, 1990-1994", *Bank of Israel Review* 72, 23-49.
- Lazear, E. (1999). "Personnel Economics: Past Lessons and Future Directions", *Journal of Labor Economics* 17(2), 199-236.
- and K. Shaw (2007). "Personnel Economics: the Economist's View of Human Resources", *Journal of Economics Perspectives*, forthcoming.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003). "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies* 70(2), 317-341.
- A. Petrin, and B.P. Poi (2003). "Production Function Estimation in Stata using Inputs to Control for Unobservables", *Stata Journal* 4(2), 113-123.
- Marschak, J. and W. Andrews Jr. (1944). "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica* 12(3/4), 143-205.
- Mas, A. and E. Moretti (2008). "Peers at Work", *American Economic Review*, forthcoming.
- Milgrom, P. and J. Roberts (1990). "The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization", *American Economic Review* 80(3), 511-528.
- Moretti, E. (2002). "Human Capital Spillovers in Manufacturing: Evidence from Plant-Level Production Functions", *Economic Studies* 02-27, US Census.
- (2004a). "Workers' Education, Spillovers and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions", *American Economic Review* 94(3), 656-690.
- (2004b). "Estimating the Social Return to Higher-Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data", NBER Working Paper 9108.
- Navon, G. (2006). "Human Capital Heterogeneity: University Choice and Wages", mimeo, The Hebrew University of Jerusalem.
- Navon, G. and I. Tojerow (2006). "The Effects of Rent-Sharing on the Gender Wage Gap in the Israeli Manufacturing Sector", IZA Discussion Paper 2361.
- Olley, S. and A. Pakes (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica* 64(6), 1263-1297.

- Regev, H. (2006). "The Griliches-Regev Longitudinal Panel of Israeli Manufacturing Firms, 1955-1999", mimeo.
- Van Biesebroeck, J. (2003). "Wages Equal Productivity: Fact or Fiction?", NBER Working Paper 10174.
- Zucker, L., M. Darby and J. Armstrong (1999). "Intellectual Capital and the Firm: the Technology of Geographically Localized Knowledge Spillovers", NBER Working Paper 4946.