

בחנת קיומן של תשואה קבועה לגודל ותחרות משוכללת במשק הישראלי, 1980-2006

יוסי ג'יברה ויגאל מנשה*

תקציר

במאמר זה אנו בוחנים השערה משותפת בדבר תשואה קבועה לגודל והעדר כוח שוק (כוח מונופוליסטי של היצרנים) על ידי יישום מבחן Hall (1988, 1991) על נתונים שנתיים של תוצר המגזר העסקי בישראל במחירים קבועים. התוצאות מאמתות את השערתנו בדבר קיומה של תחרות משוכללת ברמת המצרפית. ממצאי העבודה תומכים, מצד אחד, בכפיית המגבלה בדבר תשואה קבועה לגודל על פונקציית הייצור של המגזר העסקי בישראל, ומהצד האחר, מעמידים בספק את הצירוף של מגבלה זו עם כוח שוק ועלויות כניסה קבועות במשק הישראלי.

1. הקדמה

בעבודה זו אנו בודקים את ההשערה המשותפת בדבר קיומה של תשואה קבועה לגודל יחד עם העדר כוח מונופוליסטי של היצרנים בשוק הסחורות (להלן השערת האפס). זאת על ידי יישום מבחן Hall (1988, 1991) על נתונים שנתיים פריאליים של תוצר המגזר העסקי במשק הישראלי בשנים 1979-2006. המבחן בוצע בכפיית להנחתו של Hicks בדבר ניטרליות של השינויים הטכנולוגיים. לפי מבחן א-פרמטרי זה, קבלת השערת האפס מחייבת ששיעור השינוי של הפריזון הכולל (TFP), המתקבל, בהשערה זו, כשארית סולו (SR), יהיה אקסוגני לשינויים בתוצר שאינם נובעים משינויים טכנולוגיים, או שאינם משפיעים עליהם.

הסוגיה של סטייה מן ההשערה המשותפת האמורה נדונה גם מנקודת מבט נוספת – במסגרת ניסיון לאמוד בדיוק את שארית סולו באמצעות אמידה אקונומטרית של פונקציית הייצור. מטרתו של קו מחקר זה היא לאמוד את תרומתם של השינויים הטכנולוגיים, המגולמים בשארית סולו, לתנועתיות התוצר, ובדרך זו לבדוק באופן אמפירי את תיאוריית מחזור העסקים הריאלי (RBC), שלפיה הפרו-מחזוריות של שארית סולו משקפת בעיקר זעזועי פריזון. גזירתה של שארית זו באמצעות אמידה של פונקציית ייצור חייבה אותנו לבדוק אם מתקיימים יתרונות לגודל תוך כדי

* בנק ישראל, <http://www.boi.org.il>, חטיבת המחקר. יוסי ג'יברה – joseph.jdjivre@boi.org.il; יגאל מנשה – yigal.menashe@boi.org.il.
אנו מודים לאושרית מונק וללירון גת על הסיוע במחקר, ולרוני פריש ולמשתתפי סמינר מחלקת המחקר – על הערותיהם.

מדידה נכונה של התשומות האפקטיביות של גורמי הייצור. קיומם של יתרונות לגודל התקבל אפוא כתוצר לוואי של מדידת השיפורים הטכנולוגיים כשארית סולו בצורה מדיקת. המחקר האמפירי במסגרת זו התמקד במשק האמריקני, אף שחלקו התייחס גם למשקים אחרים.

התוצאות של Hall, שהשתמש בנתוני ערך מוסף שנתיים לתקופה 1953-1984 לגבי 26 ענפי כלכלה ברמה דו-ספרתית, הביאו לדחיית השערת האפס, מפני שהמבחן הראה מתאם בין שינויים ב-SR לבין שינויים בגורמים אקסוגניים, שאמנם מתואמים עם הפעילות, אך אינם אמורים להיות מתואמים עם שינויים טכנולוגיים. בעקבות דחיית השערת האפס, אמד Hall אקונומטריה את היקף התשואה העולה לגודל (תע"ל) במשק האמריקני. התוצאות שקיבל הצביעו על קיומה של תע"ל ואישרו את המתאם בין השינוי בשארית סולו לבין גורמים שאמנם תומכים בהגברת הפעילות, אך, כאמור, אינם קשורים מעצם בחירתם לשינויים טכנולוגיים. ואכן, גזירת שארית סולו בהנחה השגויה של תק"ל כאשר קיימת תע"ל מניבה שארית פרו-מחזורית – שכן במקרה כזה התוצר עולה (יורד) בשיעור גבוה מן העלייה (הירידה) הנגזרת מהעלייה (הירידה) בתשומות הייצור בהנחה (הנכונה) של תע"ל. כתוצאה מהחלת ההנחה השגויה של תק"ל, השינויים הנובעים מהשינוי בתשומות הייצור מיוחסים בטעות לשינויים טכנולוגיים.

דחיית השערת האפס על ידי Hall לטובת קיומם של כוח שוק ותע"ל מצאה תמיכה במחקר אמפירי נוסף (Caballero and Lyons, 1992; Roeger, 1995). על פי ממצאיהם של Caballero and Lyons (1992) מקורה של התשואה העולה לא היה ברמת הפירמה אלא ברמה המצרפית, והיא נבעה מהשפעות חיצוניות (spillovers).

המחקר האמפירי המיישם את הגישה האחרת, המבוססת על אמידה כלכלית של פונקציית הייצור, לא מצא עדויות לתשואה עולה לגודל משמעותית במשק האמריקני, לאחר שהובאו בחשבון שגיאות באמידת התוצר, תנודות בניצולת העבודה כתוצאה מאגירת עבודה, ושינויים בניצולת ההון (Burnside et al., 1995; Basu and Kimball, 1997; Basu and Fernald, 1997; Basu et al., 2001) ו-Basu and Fernald (2001) מצאו, לגבי ייצור מוצרים בני קיימא, עדויות ליתרונות מצומצמים לגודל ולרווחים כלכליים מצומצמים. ממצאים אלה מרמזים על סטייה קטנה בלבד מהפרדיגמה של תחרות משוכללת במשק האמריקני. עבודות אלו, יחד עם ממצאיהם של Burnside and Eichenbaum (1994), הקטינו את החשיבות המיוחסת לזעזועים הטכנולוגיים בהסבר תנודתיות התוצר בארה"ב, ובדרך זו החלישו את פירושם של מחזורי העסקים על בסיס התיאוריה של מחזורי עסקים ריאליים (RBC).

לטענת Basu et al. (2001), ייתכן שהייתה הפרזה בהערכת היחלשות תרומתם של השינויים בפריזון הכולל (TFP) לצמיחת התוצר, לפחות במחצית השנייה של שנות התשעים של המאה העשרים, תקופה שאופיינה בהשקעה מואצת בטכנולוגיית מידע. האצת ההשקעה טשטשה את תרומת השיפורים הטכנולוגיים לגידול הפריזון והתוצר כתוצאה מאמידת-חסר של התוצר, שנבעה מאי מדידת עלויות ההתאמה שליוו את האצת ההשקעה האמורה. עלויות אלה יצרו פער בין רמת התוצר בפועל, שהיא גבוהה יותר וכוללת את הוצאות ההתאמה, לבין רמתו הנמדדת, שאינה כוללת את הוצאות ההתאמה, ולכן היא נמוכה יותר¹.

אשר לקיומם של יתרונות לגודל מחוץ לארה"ב, Paquet and Robidoux (2001) הראו, בבדיקת נתונים מצרפיים מקנדה, כי לאחר שמביאים בחשבון את ניצולת גורמי הייצור, התשואה לגודל שהתקבלה ללא התאמת התשומות בגין עוצמת הניצולת – נעלמה. כמו כן מצא Inklaar (2006) כי לאחר שתשומות הייצור הותאמו לעוצמת הניצולת, אומדני המקדמים של התשואה לגודל בצרפת, בגרמניה ובהולנד ירדו עד לאחת בקירוב, או נהיו לא מובהקים סטטיסטית.

בדומה לכך הראה Veehi (2000), שהשווה את המשק האמריקני למשק היפני, כי ביפן הפריזון הפרו-מחזורי הוא תוצאה של אגירת עבודה, וכי התשואות הפנימיות בתעשיות האמריקניות גבוהות יותר מאשר ביפניות; לא נמצאו עדויות חזקות לתשואה עולה לגודל במשק האמריקני.

היכולת למדוד את היקף הניצולת של התשומות לייצור הייתה קריטית לאמידה האקונומטרית של פונקציית הייצור: בהעדר מדידה כזאת נוצרת הטיות חיוברית באמידת גמישויות התוצר ביחס לתשומות הייצור, משום שהניצולת מתקבלת כפרו-מחזורית, והטיות זו תומכת בדחיית של השערת האפס גם אם ההשערה תקפה. ההטיות האמורה משפיעה גם על המבחן של Hall.

הואיל ועוצמת ניצולת התשומות אינה נצפית, היא נוסחה בספרות האמפירית כפונקציה של משתנים נצפים, הנגזרת מתנאי הסדר הראשון (F.O.C.) לייצור יעיל על ידי הפירמה הבודדת. משתנים אלו הוצבו באמידה האקונומטרית של פונקציית הייצור במקום היקף הניצולת של התשומות לייצור, שאינה נצפית.

אשר לניצולת ההון Burnside et al. (1995) השתמשו בצריכת החשמל כקירוב למשתנה זה, בהנחה שהשימוש בשירותי הון וחשמל נעשה בפרופורציה קבועה. בהנחות פחות מחמירות לגבי פונקציית הייצור הם הראו שהשוויון של שיעור התחלופה השולי בין העבודה לחשמל, המתקבל כפונקציה של שירותי ההון ושל המחירים היחסיים של התשומות לייצור, מאפשר לנו לבטא את שירותי ההון כפונקציה עולה של תשומת העבודה וצריכת החשמל וכפונקציה יורדת של מחירו היחסי של החשמל ביחס לשירותי העבודה. תנאי דומה לזה שהתקבל על סמך צריכת

¹ לפי Hall (2004) עלויות ההתאמה להון ועבודה בתעשיות שבארה"ב ברמה דו-ספרתית הן קטנות יחסית.

החשמל נגזר גם מן השימוש בתשומות ביניים, כשאלו נחשבו לגורמי ייצור לצד עבודה, הון ואנרגיה.

אשר למאמץ העבודה, כקירוב למשתנה בלתי נצפה זה השתמשו Burnside et al. (1993) בביטוי הכולל את ההכנסה, הצריכה, מספר שעות העבודה הממוצע ומקדמים בלתי ידועים. ביטוי זה התקבל מתנאי הסדר הראשון של משקי הבית מביאים את התועלת למקסימום. Vecchi (2000) אמד את המאמץ בעבודה על פי העתירות של תשומות הביניים ביחס לשעות העבודה. Basu and Kimball (1997) הראו, בהנחה שהעבודה וההון מתכנסים לרמתם האופטימלית בקצב אטי, כי העלות מניצולם המוגבר נובעת משכר גבוה יותר על עבודה ומעלויות גבוהות יותר של הפחתה בהון, וכי ניתן לבטא את מאמץ העבודה כפונקציה עולה של ממוצע שעות העבודה, ואת ניצולת ההון – כפונקציה של ההשקעה הנצפית, של מלאי ההון, של חומרי הגלם ושל מחיריהם של חומרי הגלם ומוצרי ההשקעה. עם זאת, על פי ממצאיהם, התאמת מלאי ההון לשחיקתו בשל הבלאי המואץ הכרוך בניצולו המוגבר במשק האמריקני לא הייתה מהותית.

הצורך להניח שניצולת גבוהה יותר של גורמי הייצור כרוכה בעלויות גבוהות יותר, בהעדר עלויות פחת מהותיות, הניע את Basu et al. (2001) ואת Basu and Fernald (2001) להניח שקיימת פרמיית שכר למשמרת נוספת. בהנחה זו ניתן לבטא את ניצולת גורמי ההון, בדומה למאמץ העבודה, כפונקציה עולה של ממוצע שעות העבודה בלבד. ממוצע שעות העבודה שימש כתחליף לניצולת ההון גם אצל Abbott et al. (1998), וכן אצלנו, בעבודה הנוכחית.

ממצאינו – לאחר שהתאמנו את הנתונים לשינויים בפריון העבודה ובניצולת ההון – לא הצדיקו את דחיית השערת האפס (בדבר העדר כוח שוק) לגבי המשק הישראלי. אי דחייתה תומכת בכפיית המגבלה של תק"ל על פונקציית הייצור של המגזר העסקי בישראל, אך לא בהנחה של תחרות מונופוליסטית בין פירמות זהות עם עלויות כניסה קבועות במשק.

עבודתנו מתמקדת ביישום מבחן Hall על התוצר של המגזר העסקי בישראל. נתייחס אפוא לגישה הפרמטרית רק כשהדבר הכרחי להבהרת טענתנו. בפרק השני אנו מציגים את שיטתו של Hall לבדיקת סטייה מהמודל של תק"ל יחד עם העדר כוח מונופוליסטי של היצרן הבודד; בפרק השלישי אנו מנתחים את הנתונים ובוחרים משתנה תחליפי (proxy variable) לניצולת ההון ומשתני עזר שהם אקסוגניים לחידושים טכנולוגיים ודרושים ליישום המבחן של Hall. בפרק הרביעי מוצגות תוצאות המבחן, ובחמישי אנו מסכמים.

2. מבחן Hall

בפרק זה נתאר את מבחן Hall, ולאחר מכן נציג את האינטואיציה הכלכלית ואת ההסבר הפורמלי יותר לפרו-מחזוריות של השינויים בפריון הכולל (TFP) על פי השערת האפס. ההיגיון שעומד מאחורי המבחן הוא, כי כאשר מניחים כי הייצור במשק מאופיין בתק"ל, וכי ליצרנים אין כוח מונופוליסטי בשעה שלא אלה פני הדברים, גזירת השינוי בפריון הכולל כשארית סולו (SR) תכלול, נוסף על השינויים ברכיב הטכנולוגיה, רכיב נוסף, שאמנם מתואם חיובית עם שינויים בפעילות הכלכלית, אך לא עם השינויים הטכנולוגיים. כתוצאה מכך משתנים אקסוגניים המתואמים עם שינויים בתוצר אך לא עם השינויים הטכנולוגיים יצביעו על מתאם בינם לבין השינוי בשארית סולו. מתאם כזה ישמש אפוא הוכחה לסטיית הייצור מתק"ל ומהפרדיגמה של התחרות המשוכללת.

א. ניסוח המבחן

בהנחה שהשינויים הטכנולוגיים הם ניטרליים, על פי Hicks, ניתן לבטא את התוצר המקומי, Y , המיוצר באמצעות הון, K , ועבודה, L , כדלקמן:

$$(1) \quad Y = A \cdot F(K, L) .$$

במשוואה (1) מייצג את גורם החידוש הטכנולוגי. אם נבטא את משוואה זו בלוגים ונגזור ביחס לזמן נקבל:

$$(2) \quad \frac{dY}{Y} = \frac{dF}{F} + \frac{dA}{A} = \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{K}{Y} \cdot \frac{dK}{K} + \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y} \cdot \frac{dL}{L} + \frac{dA}{A} .$$

ההנחה שלנו באשר לניטרליות של החידושים הטכנולוגיים, על פי Hicks, מאפשרת לנו לשכתב את משוואה (2) במונחי F במקום במונחי התוצר המקומי, Y :

$$(2') \quad \frac{dY}{Y} = \frac{\partial F}{\partial K} \cdot \frac{K}{F} \cdot \frac{dK}{K} + \frac{\partial F}{\partial L} \cdot \frac{L}{F} \cdot \frac{dL}{L} + \frac{dA}{A} .$$

סכום גמישויות התוצר ביחס לכל תשומות הייצור מספק מדד של היקף היתרונות לגודל, γ , כך שמתקבל:

$$(3) \quad \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{K}{Y} + \frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y} = \frac{\partial F}{\partial K} \cdot \frac{K}{F} + \frac{\partial F}{\partial L} \cdot \frac{L}{F} = \gamma \quad \text{אם} \quad \frac{\partial F}{\partial K} \cdot \frac{K}{F} = \gamma - \frac{\partial F}{\partial L} \cdot \frac{L}{F} .$$

ההנחה שהמחיר, P , נקבע כמירווח גולמי (gross mark-up), μ , מעל העלות השולית, MC , מאפשרת לנו לשכתב את משוואה (3), בהנחה שלפירמה הבודדת אין השפעה על המחירים של התשומות לייצור, כדלקמן:

$$(4) \quad \gamma = \mu \cdot \frac{W \cdot L}{Y \cdot P_y} + \mu \cdot \frac{P_{cr} \cdot K}{Y \cdot P_y}.$$

במשוואה זו W מייצג את השכר הנומינלי ו- P_{cr} מייצג את עלות ההון. אם נניח שחלקה של עלות השכר מתוך ערך התוצר המקומי שווה ל- α_t , וחלקם של הרווחים מעל הנורמה הוא π_R , נקבל שחלקן של עלויות ההון שווה ל- $(1 - \alpha_t - \pi_R)$, והמקדם של היתרונות לגודל שווה ל:²

$$(5) \quad \gamma = \mu \cdot \alpha + \mu \cdot (1 - \alpha - \pi_R) = \mu \cdot (1 - \pi_R).$$

ממשוואה (5) עולה כי המירווח המונופוליסטי הגולמי, μ , גבוה באופן כללי מדרגת התשואה לגודל, γ , וכי העדר כוח שוק ($\mu = 1$) ותק"ל ($\gamma = 1$) בו-זמנית מאפסים את הרנטה המונופוליסטית, $\pi_R = 0$, ומבטיחים תחרות חופשית. ממשוואה (4) עולה גם כי גמישויות התוצר המקומי ביחס לעבודה ולשירותי ההון שוות ל- α ו- $(1 - \alpha)$ בהשערת האפס, ל- $\mu \cdot \alpha$ ו- $(1 - \mu \cdot \alpha)$ בהנחת תק"ל וקיומו של כוח מונופוליסטי, ול- $\mu \cdot \alpha$ ו- $(\gamma - \mu \cdot \alpha)$ בהנחת תע"ל. בכל המשוואות עד כה ובמשוואות הבאות המירווח המונופוליסטי הגולמי המודד את כוח השוק וחלקה של העבודה בהכנסות משתנים על פני הזמן, אולם פרמטר הזמן הוסר כדי לפשט את הצגת המשוואות. השתנות חלקה של העבודה בהכנסה על פני הזמן מתיישבת עם ניסוח כללי של פונקציית הייצור, שאינו בהכרח מסוג קוב-דאגלס, ועל כן מאפשר לגמישויות התוצר ביחס לעבודה ולהון להשתנות עם הזמן.

לאחר הצבתן של גמישויות אלו במשוואה – (2') – וסידור-מחדש של רכיביה, מתקבל כי שיעור השינוי הטכנולוגי ניתן על ידי (6) תחת השערת האפס ועל ידי (7) ו- (8) בהנחת תק"ל עם כוח שוק ובהנחת תע"ל, בהתאמה:

$$(6) \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right);$$

$$(7) \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - \mu \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) - (\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right);$$

$$(8) \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - (\gamma - 1) \cdot \frac{dK}{K} - \mu \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right); \quad \text{או}$$

$$\frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - a \cdot \left[\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right] - (\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) - (\gamma - 1) \cdot \frac{dK}{K}.$$

² רנטה מונופוליסטית מוכנסת לעתים במסווה של עלויות קבועות, כמו למשל בנוגע לכניסה. במקרה זה הרווחים הגולמיים כוללים רנטה מונופוליסטית, אך היא אינה מוקצה על ידי בעלי ההון אלא משמשת לכיסוי העלויות הקבועות, והרווחים עומדים על אפס בשיווי משקל, אך חלקן של עלויות התשומות קטן מאחת.

בהנחה שהעבודה ושירותי ההון מאופיינים גם הם בשינויי פריז, da/a , וניצולת גורמי הייצור dcu/cu בהתאמה על פני זמן, ניתן לשכתב את משוואות (6)-(8) לעיל כדלקמן:

$$(6') \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right] - a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right)$$

$$(7') \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right] - a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right) - (\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right)$$

$$(8) \quad \frac{dA}{A} = \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right] - a \cdot \left[\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right] - (\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right) - (\gamma - 1) \cdot \left[\frac{dK}{K} + \frac{dcu}{cu} \right]$$

אי התלות של שארית סולו בגורמים המשפיעים על התוצר אך אינם קשורים לשינויים טכנולוגיים פירושה שאם קיים משתנה, אשר ייקרא מכאן ואילך ה"אינסטרומנט", המתואם (נניח) חיובית עם שיעור הצמיחה של התוצר ליחידת הון, $dY/Y - dK/K$, שהותאם לפי הצורך לשינוי בניצולת ההון, dcu/cu , אך איננו, מעצם בחירתו, מתואם עם שינוי טכנולוגי, כלומר אינו גורם שינויי פריז או נגרם על ידם – אזי המתאם של אותו האינסטרומנט עם שיעור השינוי בפריז הנגזר כשארית סולו אמור להיות אפס, על פי השערת האפס.

מן הביטויים (6)-(8') לעיל משתמע, כי אם שינוי טכנולוגי נגזר בטעות על סמך הצד הימני של משוואה (6) או (6'), כאשר למעשה המשק אינו מאופיין בתק"ל ובתחרות משוכללת, אזי שיעור השינוי של הפריז הכולל המחושב בדרך זו יהיה גדול מהשינוי הטכנולוגי האמיתי, dA/A . במקרה שהמשק מאופיין בתק"ל ובכוח שוק, השינוי הטכנולוגי הנמדד יהיה גדול מן האמיתי בגורם נוסף:

$$(9) \quad \frac{dA}{A} + \left[(\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) \right],$$

ובמקרה שהמשק מאופיין בתע"ל, הפריז הכולל יהיה שווה ל:

$$(10) \quad \frac{dA}{A} + \left[(\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) + (\gamma - 1) \cdot \frac{dK}{K} \right].$$

לנוכח שינויים בפריז העבודה ובניצולת ההון, ביטויים אלו שווים, בהתאמה, ל:

$$(9') \quad \frac{dA}{A} + \left[(\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right) \right]$$

ול:

$$(10') \quad \frac{dA}{A} + \left[(\mu - 1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right) + (\gamma - 1) \cdot \left(\frac{dK}{K} + \frac{dcu}{cu} \right) \right].$$

באופן פורמלי יותר ניתן להציג את הטענות בדבר אי תלות של שארית סולו בגורמים המשפיעים על התוצר, אך אינם קשורים לשינויים טכנולוגיים, תחת השערת האפס, כדלקמן: אם שיעור השינוי של האינסטרומנטים מתואם חיובית עם שיעור צמיחת התוצר ליחידת הון ואינו מתואם (לפי בחירה) עם שיעור השינוי הטכנולוגי, dA/A , אזי קל לגזור מהביטויים (6)-(8') כי עליו להיות מתואם חיובית גם עם הגורמים המופיעים בסוגריים מרובעים בביטויים (9) ו-(10). כוח מונופוליסטי ($\mu > 1$) ו/או תע"ל ($\gamma > 1$), פירושם שהשיעור הנמדד של השינוי הטכנולוגי תחת השערת האפס המוטעית, שהתקבל כשאריית סולו, יהיה שווה לביטויים (9) ו-(10), ולכן יהיה מתואם חיובית עם שיעור השינוי של האינסטרומנטים האקסוגניים³. כנגד זאת, אם השערת האפס נכונה, הביטוי בסוגריים המרובעים ב-(9)-(10') נעלם. כתוצאה מכך, מתאם מובהק בין שיעור השינוי הטכנולוגי, שנגזר כשאריית סולו, לבין שיעור השינוי באינסטרומנט מוכיח את הסטייה מהפרדיגמה של תק"ל ותחרות משוכללת.

ברמה האמפירית ניתן לטעון כי שיעור צמיחת ההון, בין אם הוא מתואם עם היקף הניצולת שלו ובין אם לאו, נקבע על סמך החלטות שהתקבלו בתקופות קודמות, כך שהמתאם בינו לבין השינוי באינסטרומנט עשוי להיות לא מובהק. כתוצאה מכך עלולה להתקבל תוצאה שגויה בדבר אי דחייה של השערת האפס. ואולם קיומם של יתרונות לגודל עולה בקנה אחד עם רווחים כלכליים, והדבר מחייב מירווח גולמי גבוה מאחת לפי הביטוי (5) לעיל. לחלופין, במונחים טכניים יותר, ערך גבוה מאחת של γ מחייב את קיומו של כוח מונופוליסטי ($\mu > 1$). מכאן משתמע, שכאשר המקדם של הרכיב הראשון בתוך הסוגריים בביטויים (10) ו-(10') הוא חיובי, בשל קיומם של יתרונות לגודל, אזי הרכיב כולו יהיה שונה מאפס⁴. כתוצאה מכך יהיה ניתן לקבל מתאם בין שיעור הגידול של הגורם הטכנולוגי

³ זוהי מסקנה ישירה כאשר מניחים שהרווח המונופוליסטי הגולמי קבוע. Hall (1988) הראה, בתנאים כלליים יותר, שכאשר מתירים תנודתיות של המדד לרווח מונופוליסטי גולמי אף שבמוצע הוא שווה לאחת, השונות המשותפת בין השינויים באינסטרומנט לשינויים הטכנולוגיים הנמדדים תהיה אפס או שלילית במקצת תחת השערת האפס, כך שהשונות המשותפת החיובית והמתאם מלמדים על סטייה מפרדיגמת השערת האפס.

⁴ ביצועיו של מבחן Hall על סמך החלקים היחסיים של התוצר המקומי אינם מאפשרים לנו להבחין בין שתי ההשערות החלופיות של תק"ל עם כוח שוק ותע"ל עם כוח שוק. ניתן לערוך מבחן דומה המחשב שאריית מבוססת-עלות, אשר נגזרת מחלקים יחסיים מבוססי-עלות. ואולם, מבחן כזה יוכל לאתר סטייה מתק"ל בלבד, מפני שעלויות הייצור אינן יכולות להסביר את קיומם של מירווחים (markups), בהיותן מבוססות לפי עלות גורמי הייצור ולא במחירי השוק. במילים אחרות: מבחן זה יכול לשמש כדי לבדוק אם ממצאים המצביעים על סטייה מהמודל של תק"ל והעדר כוח שוק נובעים מסטייה מההנחה הראשונה או מהשנייה. לצערנו לא עומדים לרשותנו נתונים ברמה המצרפית המאפשרים לערוך מבחן זה לגבי המשק הישראלי.

בביטויים האמורים – הנמדד כשארית סולו – לבין שיעור הגידול של האינסטרומנט. זאת מפני קיומו של מתאם בין שיעור הגידול של האינסטרומנט לשיעור הגידול של תשומת העבודה האפקטיבית, $dL/L - de/e$, מתאם המתחייב מהעובדה שהאינסטרומנט נבחר כך שהשינוי בו יהיה מתואם עם השינוי בתוצר ליחידת הון. משום כך אם השינוי באינסטרומנט אינו מתואם, כאמור, עם השינוי בתשומה האפקטיבית של ההון, עליו להיות מתואם עם השינוי בגורם הייצור השני, כלומר עם תשומת העבודה האפקטיבית. מכאן שזיהוי הכוח המונופוליסטי המלווה את קיומה של תע"ל מספיק כדי לדחות את השערת האפס – גם אם לא ניתן לדחותה ישירות, שכן המתאם בין שיעור השינוי של האינסטרומנט לבין שיעור השינוי בתשומה האפקטיבית של ההון אינו מובהק.

מכאן שכדי להגביר את העוצמה של מבחן Hall יש לבחור אינסטרומנטים שלשיעור השינוי שלהם יש מתאם גבוה עם שיעור השינוי של תשומת העבודה ליחידת הון – בין אם זו מתואמת עם השינויים בפריון ובין אם לאו – או עם המאמץ בעבודה ועם ניצולת ההון. זאת כדי להבטיח זיהוי של המתאם בין שיעור השינוי של האינסטרומנט לשיעור השינוי של שארית סולו, כאשר קיימות סטייה מהפרדיגמה של תק"ל ותחרות משוכללת, והשאריית האמורה נמדדת על ידי הביטויים (9)-(10) לעיל. קיומו של מתאם כזה ישמש אותנו כקריטריון לבחירת האינסטרומנטים שלנו, נוסף על התנאי שלפיו עליהם להיות מתואמים עם שיעור צמיחת התמ"ג ליחידת הון – בין אם הוא מותאם בגין השינויים בניצולת ההון ובין אם לאו. בהעדר מתאם חיובי בין שיעור הצמיחה של העבודה ליחידת הון – מותאם או לא מותאם בגין השינויים בניצולת גורמי ההון ובפריון העבודה – לבין שיעור השינוי באינסטרומנט, לא ניתן לקבוע שמתאם מובהק סטטיסטית בין השיעור האחרון לבין השיעור הנמדד של השינוי הטכנולוגי המתקבל כשארית סולו נובע מהשערת אפס שגויה. כדי לבדוק אם יש מתאם בין שיעור השינוי באינסטרומנט, המבוטא כאן על ידי dz , לבין שיעור השינוי הטכנולוגי שהתקבל תחת השערת האפס, הריץ Hall (1988) רגרסיה של הצד הימני במשוואה (6) על dz :⁵

$$(11) \quad \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) = c_1 + c_2 \cdot dz.$$

קיומו של מקדם רגרסיה מובהק סטטיסטית, c_2 , שסימנו זהה לסימן של המתאם בין השינויים באינסטרומנט לשינויים ביחס התוצר להון, מוכיח את קיומו של

⁵ המשתנים ששימשו את Hall (1988, 1991) כאינסטרומנטים היו מפלגת הנשיא האמריקאי ושיעור השינוי בהוצאות הצבאיות של הממשלה, ובמחיר הנפט.

המתאם, המובהק סטטיסטית, הדרוש לשם דחיית של השערת האפס על פי הניתוח דלעיל⁶.

ב. דחייה או קבלה שגויות של השערת האפס

בשל מדידה שגויה של התוצר ו/או של תשומות הייצור אנו עלולים להסיק מסקנות שגויות לגבי תוקפה של השערת האפס. יש אפוא להקדיש תשומת לב לגזירת שיעור הצמיחה הטכנולוגית תחת השערה זו.

(1) מדידה שגויה של התשומות

אם השערת האפס נכונה, ושיעור הצמיחה הטכנולוגית נמדד בטעות על ידי הצד הימני של (6), במקום (6') כפי שהיה צריך להיות, אזי שיעור הגידול של הגורם הטכנולוגי הנמדד כשארית סולו יהיה שווה לביטוי להלן, אם שינויים בפריון העבודה ובניצולת ההון הם רלבנטיים⁷:

$$(12) \quad \left[\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right] - a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) = \frac{dA}{A} + (1-a) \cdot \frac{dcu}{cu} + a \cdot \frac{de}{e}$$

אם שיעור השינוי של האינסטרומנט הוא פרו-מחזורי, קל לראות שהוא יהיה מתואם עם הביטוי בצד הימני של משוואה (12) לעיל, בגלל שיעור הצמיחה של פריון העבודה וניצולת ההון, שהיו אמורים להופיע בצד השמאלי של (12) לו הבאנו אותם בחשבון. כתוצאה מכך עלול להתקבל בטעות מתאם בין שיעור השינוי של שארית סולו לבין שיעור השינוי של האינסטרומנט, כך שהשערת האפס תידחה גם אם לאמיתו של דבר היא תהיה תקפה.

אם השערת האפס אינה תקפה, ופריון העבודה וניצולת ההון אינם מובאים בחשבון, אזי הביטוי (10') לעיל יכלול ביטוי נוסף השווה ל- $(1-a) \cdot \frac{dcu}{cu} + a \cdot \frac{de}{e}$ ורשום מחוץ לסוגריים בביטוי (13) להלן:

$$(13) \quad \frac{dA}{A} + \left[(\mu-1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} - \frac{dcu}{cu} \right) + (\gamma-1) \cdot \left(\frac{dK}{K} + \frac{dcu}{cu} \right) \right] + (1-a) \cdot \frac{dcu}{cu} + a \cdot \frac{de}{e}.$$

אם בתנאים אלו שינויים בפריון העבודה הם אנטי-מחזוריים, בשל התאמה בלתי מושלמת בין ההון האנושי לדרישות הייצור במשק הישראלי, כפי שקרה במהלך גל העלייה בשנות התשעים – ייתכן שהמתאם החיובי שבין שיעור השינוי של

⁶ מובן כי יש להתאים את המשתנה בצד השמאלי של הרגרסיה לעיל בגין שינויים בפריון העבודה ובניצולת של גורמי הייצור.

⁷ הניתוח במקרה של שיפורי פריון המגולמים בהון זהה, ועל כן הוא הושמט.

האינסטרומנט לבין הביטוי שבתוך הסוגריים המרובעים, בשל היותה של השערת האפס שגויה, ייחלש. זאת בגלל המתאם השלילי בין השינויים באותו האינסטרומנט לבין השינויים בפריזון העבודה de/e , שמחוץ לסוגריים המרובעים, שינויים שבשנות התשעים היו, כאמור, אנטי-מחזוריים. בגלל הפגיעה במובהקות המתאם אנו עלולים שלא לדחות את השערת האפס כשהיא שגויה.

(2) מדידה שגויה של התוצר

אם, בתקופות של גאות כלכלית שאינה נגרמת משינויים טכנולוגיים, ההשקעה במשק מואצת, עלויותיה גבוהות יותר, ואנו מתעלמים מהן – התוצר המקומי הנמדד עלול להיות נמוך מרמתו האמיתית התואמת את תשומות הייצור ששימשו לייצור, והפריזון הכולל שיתקבל יהיה נמוך מרמתו בפועל. במצב זה ייתכן שהפרו-מחזוריות של השינויים בשארית סולו, כאשר השערת האפס שגויה, תוסווה על ידי אמידת החסר של שינויי הפריזון הכולל, בגלל רמתה הנמוכה של הפעילות הכלכלית הנמדדת, תוצאת ההתעלמות מעלויות ההתאמה הכרוכות בהשקעה. ייתכן אפוא שהשערת האפס לא תידחה גם אם היא שגויה.

באופן פורמלי יותר, נוכל לכתוב את התוצר הנצפה, Y_{OBS} , כפונקציה של התוצר בפועל, Y , ושל עלויות ההתאמה, f , שהן פונקציה עולה של יחס ההשקעה למלאי ההון:

$$(14) \quad Y_{OBS} = Y \cdot [1 - f(\frac{I}{K})], \text{ with } f' > 0.$$

הפונקציה f מספקת מדד של משקל עלויות ההתאמה שאינן נמדדות בתוצר המקומי בפועל. נבטא את המשוואה בלוגים, נגזור ביחס לזמן, ונקבל:

$$(15) \quad \frac{dY_{OBS}}{Y_{OBS}} = \frac{dY}{Y} - \frac{df}{dt}.$$

בהנחה של תע"ל בייצור, שממנה משתמע כוח מונופוליסטי של היצרנים ($\mu > 1$), ניתן לשכתב את הביטוי לעיל כדלקמן:

$$(15') \quad \frac{dY_{OBS}}{Y_{OBS}} - \frac{dK}{K} - a \cdot \left[\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right] = \left[(\mu-1) \cdot a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) + \frac{dA}{A} + (\gamma-1) \cdot \frac{dK}{K} \right] - \frac{df}{dt}.$$

אילו נמדד התוצר אל נכון, השפעתה של עלות ההתאמה הפרו-מחזורית, df/dt , הייתה מופיעה בצד השמאלי של משוואה (15'). במצב הקיים, השפעת עלות ההתאמה, שהיא פרו-מחזורית, מופיעה בצד הימני של משוואה זו ובסימן שלילי, ועל כן היא ממתנת את המתאם החיובי בין שינויים באינסטרומנט לשינויים בשארית

סולו, כאשר השערת האפס שגויה. כתוצאה מכך אפשר שלא נדחה את השערת האפס למרות היותה שגויה בשל קיומה של תע"ל.

(3) הוצאות עבודה קבועות

אם עובדים מקצים מספר מסוים של שעות עבודה לפעילויות שאינן תורמות ישירות להיקף הייצור, שיעור צמיחת התוצר יעלה יחד עם העלייה בשעות העבודה האפקטיביות מבחינת הייצור, ולא יחד עם שיעור הצמיחה של שעות העבודה המדווחות, הכוללות, כאמור, גם שעות שמוקדשות לפעילויות לא-פרודוקטיביות. לפיכך אם נשתמש, כמשתנה בלתי תלוי באמידה האקונומטרית של פונקציית הייצור, בשיעור הגידול של שעות העבודה המדווחות, ולא של שעות העבודה האפקטיביות, נקבל, תחת השערת האפס, גידול בלתי מוסבר של התוצר, שיספק אומדן יתר לגמישות התוצר ביחס לתשומות העבודה ויטה את תוצאות האמידה לטובת דחיית השערת האפס גם אם זו נכונה. ואולם, אינטואיציה זו אינה תקפה כאשר מיישמים את מבחן Hall, כפי שמוסבר להלן. נניח שפונקציית הייצור מבוטאת על ידי:

$$(16) \quad Y_t = A_t \cdot F[L_t \cdot (h - \phi), K_t] .$$

בפונקציית ייצור זו סך שעות העבודה שווה ל- h , ואילו השעות הפרודוקטיביות שוות ל- $(h - \phi)$, כאשר מספר קבוע של שעות ϕ מוקדש לפעילויות שאינן פרודוקטיביות באופן ישיר. אם, לשם הפשטות, נניח כי רמת התעסוקה, L , היא קבועה, שיעור השינוי בתשומת העבודה הפרודוקטיבית נמדד על ידי $dh / (h - \phi)$. תרומת שיעור הצמיחה של שעות העבודה האפקטיביות לצמיחת התמ"ג, תחת השערת האפס, מתקבלת על ידי משוואה (17):

$$(17) \quad \left[\frac{A \cdot \partial F}{\partial h} \cdot \frac{h - \phi}{A \cdot F} \right] \cdot \frac{dh}{h - \phi} = \left[\frac{w}{P} \cdot \frac{h - \phi}{A \cdot F} \right] \cdot \frac{dh}{h - \phi} = \left[\frac{w}{P} \cdot \frac{h}{Y} \right] \cdot \frac{dh}{h} .$$

במשוואה (17) ניתן להבחין בקלות כי אם לפירמה הבודדת אין השפעה על קביעת המחיר בשוק התשומות לייצור, תרומת הצמיחה של שעות העבודה בפועל, $dh / (h - \phi)$, לצמיחת התוצר, שווה לתרומת שעות העבודה המדווחות, dh / h , כל עוד האחרונות משקללות בהתאם לחלקיהן בערך התוצר. כתוצאה מכך, אם אנו לא מבחינים בין שעות העבודה האפקטיביות לשעות העבודה המדווחות, אין הטיה בחישוב השינוי בפריזון הכולל כשארית סולו תחת השערת האפס. זאת, כאמור, כשמישמים את מבחן Hall, שלא כמו באמידה האקונומטרית של פונקציית הייצור.

3. המבחן והנתונים

בחלק זה נציג את הנתונים ואת המשתנים הרלוונטיים ליישום מבחן Hall. כפי שעשה Hall (1988), ביססנו את בחינת ההשערה שלנו על אמידת רגרסיה שבה שיעור השינוי הטכנולוגי הנגזר כשארית סולו משמש כמשתנה תלוי, ושיעור השינוי של האינסטרומנט – כמשתנה בלתי תלוי.

הנחנו שהייצור מתרחש בשני שלבים, כך שתוצר המגזר העסקי מיוצר תוך שימוש בסחורות ביניים וערך מוסף, וזה מופק על ידי עבודה והון. התמקדנו ביישום מבחן Hall על התוצר. המאמר המקורי של Hall משנת 1988 כלל 32 תצפיות שנתיות בשנים 1953-1984 וכיסה 26 ענפי כלכלה ברמה דו-ספרתית, ברוב המקרים על פי הסיווג הבין-לאומי של SIC. תקופת המדגם שלנו כללה 28 תצפיות שנתיות לשנים 1979-2006, והמבחן נערך ברמת ייצור מצרפית.

האמידה האקונומטרית של התשואה לגודל על סמך נתוני הערך המוסף, במטרה לבדוק אם בייצור סך התפוקה יש סטייה מהפרדיגמה של תחרות משוכללת ותק"ל, עלולה ליצור הטיה (Basu and Fernald, 1997). זאת כתוצאה מהשמטת משתנה מסביר, התלוי בעתירות היבוא בתוצר, מפונקציית הייצור. אם עתירות זו היא פרו-מחזורית, כפי שאכן קורה בדרך כלל, אזי המקדם המתקבל עבור התשואה לגודל על סמך נתוני הערך המוסף יהיה מוטא לטובת תע"ל. אך לא זה המקרה כאן, משום שאנו מעוניינים לבחון את סטיית פונקציית הייצור של הערך המוסף (תוצר המגזר העסקי) מפרדיגמת התחרות המשוכללת על ידי שימוש בנתוני ערך מוסף, ולא עבור רמת התפוקה⁸.

להלן נתאר בפירוט את התאמת הנתונים שנדרשה כדי למנוע מדידות שגויות מן הסוג שהוזכר בפרקים הקודמים, ואת בחירתנו באינסטרומנטים שהשינוי בהם מתואם עם הפעילות הכלכלית אך לא עם שינויים בטכנולוגיה.

א. מדידת התוצר וחלקה של העבודה בו

גזירת שיעור השינוי הטכנולוגי כשארית סולו תחת השערת האפס על סמך הישוב הצד הימני של משוואה (6) מחייב לחשב את שיעורי הצמיחה של תוצר המגזר העסקי, של התשומות לייצור ושל חלק העבודה, a , בתוצר בכל תקופה בנפרד. זאת בהתאם להנחה שלנו כי חלקה של העבודה בתוצר אינו קבוע על פני זמן, הנחה המתישבת עם פונקציות ייצור שאינן מסוג Cobb-Douglas. נוסף על משתנים אלה

⁸ הטיה נוספת עשויה להיווצר כאשר משתמשים בנתונים מצרפיים במקרה שההנחה של פירמה מייצגת אינה נכונה. במקרה זה נדרשת סכימה מצרפית של הערך המוסף על פני מגזרים שונים ופירמות שונות באופן שיוצר גורם המודד את הקצאת התשומות מחדש בין הפירמות באותו המגזר או בין מגזרים. לפיכך, הסטייה מההנחה של פירמה מייצגת יוצרת הטיה באמידת התשואה הממוצעת לגודל (Basu and Fernald, 1997). Paquet and Robidoux (2001) השתמשו ישירות בנתוני תמ"ג מצרפיים למשק הקנדי בלי להשתמש בסכימה מצרפית של נתונים מגזריים.

יש להתאים את שיעור השינוי של התשומות לייצור לשינויים בניצולת ההון ובפריזון העבודה.

התוצר חייב להיות מדוד לפי עלות גורמי הייצור (מחירי היצרן) ולא במחירי השוק, משום שאלה הם המחירים הרלוונטיים העומדים בפני הפירמה. ואולם, נתוני התוצר במחירי ייצור קבועים זמינים רק אחרי 1995 (אף כי נתוני התמ"ג במחירים שוטפים של גורמי הייצור מצויים גם לגבי שנים קודמות). כתוצאה מכך נאלצנו לבטא את צמיחת התוצר במונחים של מחירי שוק קבועים, שכן המדגם שלנו מתחיל מ-1979⁹. לעומת זאת, חלקה של העבודה בתוצר, שחושב כיחס בין עלויות השכר לתוצר במחירים שוטפים, היה זמין מ-1979 משום שרכיב התוצר שבעבודה, אשר בוטא לפי עלות גורמי הייצור, זמין במחירים שוטפים משנה זו. חלקה של העבודה בתוצר מדווח על ידי הלמ"ס על בסיס שנתי, ולפיכך נאלצנו להגביל את היישום של המבחן של Hall לתצפיות שנתיות.

שגיאות המדידה שנותחו בחלקים הקודמים נסבות על מדידה שגויה של התוצר, מפני שעלויות ההתאמה של ההשקעה לא הובאו בחשבון, ועל מדידה שגויה של תשומות הייצור, העבודה וההון, בגלל עלויות קבועות, ומפני שלא הובאו בחשבון שינויים בניצולת ההון ובפריזון העבודה.

אשר למדידה השגויה של התוצר – נראה כי הסטייה האמורה של התוצר המדווח מן התוצר בפועל, הכולל עלויות התאמה של ההשקעה, מוגבלת, מפני שהנתונים הסטטיסטיים על ההשקעות בישראל – נתוני הלמ"ס – כוללים חלק ניכר מן העלויות הנגרמות לפירמה כדי להביא את ההון החדש למצב תפעולי, כגון עלויות הובלה והתקנה של ציוד חדש. אשר למדידה השגויה של התשומות הייצור – אלו הנובעות מעלויות קבועות אינן משפיעות, כאמור, על יישום המבחן של Hall, ומלבד זאת, השימוש שלנו בהון במחירים קבועים מתחשב בעליית הפריזון במדידה רבה. לכן לא נותר לנו אלא למדוד אל נכון את פריזון העבודה ואת ניצולת ההון תוך התעלמות מסוגיית המאמץ העבודה.

ב. מדידת תשומות הייצור האפקטיביות

(1) הסבר השינויים בפריזון העבודה

בחלק משמעותי מתוך תקופת המדגם שלנו ניכרו השפעותיה של קליטת גל העלייה הגדול, עלייה שהחלה בסוף שנות השמונים, והגדילה את כוח העבודה בין 1991 ל-2006 בשיעור של 28 אחוזים. כיוון שהעלייה פעלה לירידת פריזון העבודה (Friedman and Zussman, 2008) בתקופה של התרחבות הפעילות, התעלמות

⁹ מקדם המתאם בין צמיחת התמ"ג במחירי יצרן קבועים במחירי השוק בין 1995 ל-2006, תקופה שלגביה נתוני התמ"ג זמינים לנו בשתי ההגדרות, שווה ל-0.9995. מכאן נראה שהשימוש בנתוני התוצר במחירי שוק קבועים עבור כלל המדגם, עקב העדר נתונים במחירי ייצור קבועים, לא פגם בדיוקם של חישובינו.

מהשפעתה על שיעור הגידול של תשומת העבודה האפקטיבית עלולה ליצור הטיה שלילית בחישוב השינויים בפריון הכולל, ולפיכך – לתמוך בקבלתה של השערת האפס בהתאם לניתוח לעיל. התאמנו אפוא את הנתונים של תשומת העבודה כך שירידת הפריון תובא בחשבון.

התאמה זו בגין שינויים בפריון העבודה התבססה על מדד פריון שגזרו Friedman and Zussman (2008) על סמך הבדלי שכר, ועל ההנחה ששכר העובדים תואם את התפוקה השולית שלהם. אם הבדלי השכר שהם זיהו אינם משקפים הבדלי פריון אלא אפליה נגד העולים החדשים, אזי, כפי שנראה להלן, בהתאמת תשומת העבודה לירידת פריון שלא התרחשה, היינו מנפחים את גידול הפריון הכולל, כלומר את שארית סולו. וליתר דיוק: אילו הבדלי השכר בין העולים לוותיקים היו מיוחסים בטעות להבדלים בפריון העבודה, בעוד שמקורם באפליה נגד העולים, אזי השיעור הנגזר של הצמיחה הטכנולוגית היה שווה לצד הימני של משוואה (18) להלן, הסוטה מהשינוי הטכנולוגי בפועל, אשר חושב על סמך משוואה (6), בפקטור השווה ל- $a / de / e$.

$$(18) \quad \frac{dA}{A} = \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - a \cdot \left(\frac{dL}{L} + \frac{de}{e} - \frac{dK}{K} \right) = \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - a \cdot \left(\frac{dL}{L} - \frac{dK}{K} \right) - a \cdot \frac{de}{e}.$$

סימנה של הסטייה האמורה לעיל הפוך מזה של ירידת הפריון שנצפתה במהלך התקופה של גל העלייה ולוותה בהתרחבות כלכלית. משמע שהיא פרו-מחזורית, ועליה להיות מתואמת חיובית עם שיעור השינוי של האינסטרומנט הפרו-מחזורי שלנו, מה שיוכיל לתוצאה שגויה של דחיית השערת האפס. אם בנסיבות אלו, המבחן שלנו אינו יכול לדחות את השערת האפס, מתחזקת הטענה בדבר קיומם של תק"ל ותחרות.

(2) גזירת השינויים בניצולת של התשומות לייצור

בסעיף זה אנו מתארים את אפיוני המשתנה שבו בחרנו כתחליף לניצולת ההון ובודקים את התאמתו לשימוש זה באמצעות בדיקה באיזו מידה משתנה זה נושא את התכונות של ניצולת ההון ודומה למדדי ניצולת המשמשים במדינות אחרות.

(3) בחירת המשתנה התחליפי לניצולת

ניצולת גורמי הייצור נחשבת באופן כללי לפרו-מחזורית. האינטואיציה הכלכלית שמאחורי הפרו-מחזוריות של ניצולת ההון היא זו: אם יקר להתאים את מלאי ההון ואת מספר העובדים המועסקים לרמתם האופטימלית בעקבות זעזוע המגביר פעילות, אזי ההון או שירותי העבודה הגבוהים יותר הדרושים למילוי תנאי האופטימליות לאחר הזעזוע יסופקו על ידי הגברת ניצולם באמצעות הוספת שעות

עבודה ושעות הפעלה של המכונות. הדבר ייעשה אף על פי שהארכת המשמרות כרוכה בתוספות שכר, מפני שבשוליים היצרן ישווה את העלות השולית של הרחבת התפוקה באמצעות גיוס עובדים חדשים ו/או רכישת מכונות חדשות לזו של הרחבתה באמצעות תוספת שעות עבודה. במילים אחרות: כאשר העלויות של התאמת ההשקעה גבוהות יותר, הדבר מעודד פירמה המייצרת ביעילות להגדיל את ניצולת גורמי הייצור שלה בשוליים כשהביקוש להשקעה גדל (Basu and Fernald, 2001; Basu et al., 2001). אם עלויות התאמה אלו הן פונקציה עולה של יחס ההשקעה למלאי ההון (I/K), נצפה שניצולת גורמי הייצור תהיה מתואמת חיובית עם יחס זה. כתוצאה מכך נצפה שהיא תהיה גבוהה יותר ככל שסטיית מלאי ההון מרמתו האופטימלית גבוהה יותר, שכן יחס ההשקעה למלאי ההון אמור להיות פונקציה עולה של סטייה זו.

(1997) Basu and Kimbal, (2001) Basu et al. ו-(2001) Basu and Fernald מראים, בהנחות לא מגבילות במיוחד, שתנאי היעילות האמורים מחייבים כי ניצולת ההון תהיה פונקציה עולה של מספר השעות הממוצע לעובד, אם שעות עבודה ארוכות יותר לעובד מלוות בשכר גבוה יותר. הדבר מאפשר לבטא משתנים בלתי נצפים של עוצמת הניצולת של תשומות הייצור כפונקציה עולה של אורכו הממוצע של שבוע העבודה, אשר על פי הניתוח דלעיל, אמור להיות גם פרו-מחזורי, ומתואם חיובית עם יחס ההשקעה למלאי ההון, בדומה לניצולת ההון¹⁰.

שיעורן הגדל של הנשים בכוח העבודה לאורך הזמן, המאפיין את נתוני התעסוקה בישראל, לצד מספר שעות עבודה שבועיות נמוך משל גברים במשרה מלאה אמורים להשפיע לשלילה על פני זמן על הממוצע המצרפי של שעות העבודה השבועיות המשוקללות על פי מין העובדים. מכאן שהשימוש במשתנה זה כתחליף לניצולת ההון בעייתי.

ברם, מספר שעות העבודה של גברים במשרה מלאה מושפע מגידול משקלם, לאורך הזמן, של העובדים המשכילים באוכלוסיית העובדים המועסקים במשרה מלאה. המשכילים עובדים בממוצע שעות רבות יותר מאשר הלא משכילים, ולפיכך התארכות שבוע העבודה בשל השינוי האמור בהרכב העובדים אינה אמורה להצביע על שינויים מחזוריים בעתירות העבודה¹¹. כדי לנטרל את ההשפעה של השינוי האמור בהרכב העובדים במשרה מלאה השתמשנו, כתחליף לניצולת ההון, בממוצע

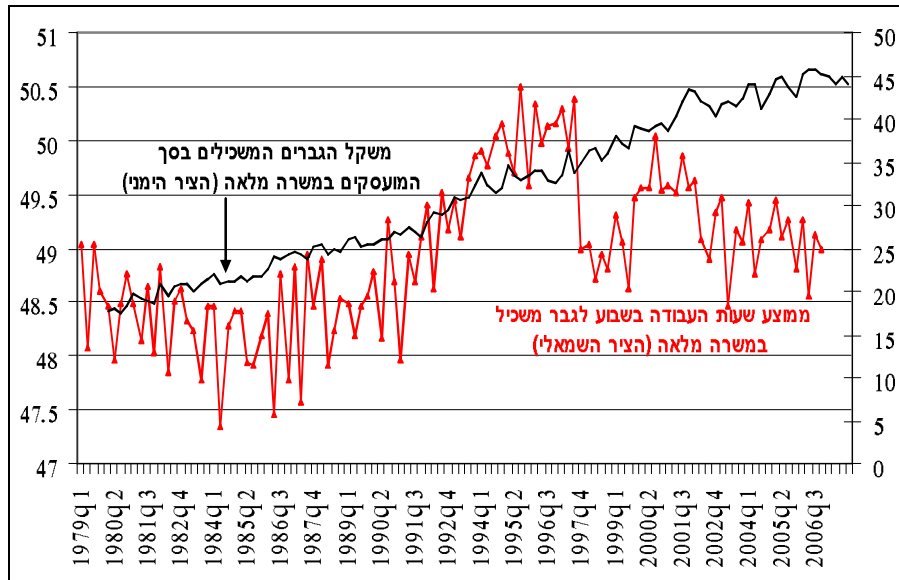
¹⁰ הדבר נכון בהנחה שמספר המשמרות נתון; אחרת אפשר שפתיחת משמרת נוספת תוביל לפחות שעות עבודה שבועיות לעובד.

¹¹ ניתוח מפורט יותר של התפתחות הממוצע השבועי של שעות אדם משכיל מובא אצל Djivre and Menashe (2009). הממוצע של שעות העבודה השבועיות במשרה מלאה בשנים 1979 ל-1989 נע סביב 48.5 שעות, ולאחר שנה זו הוא עלה, והתייצב אחרי 2002 על רמה גבוהה מעט יותר, 49 שעות.

שעות העבודה של גברים משכילים (בעלי השכלה פורמלית של יותר מ-13 שנה) במשרה מלאה.¹²

איור 1

הממוצע השבועי של שעות העבודה לגבר משכיל במשרה מלאה ומשקל הגברים המשכילים במשרה מלאה בסך המועסקים במשרה מלאה



כאשר מודדים את שיעור הצמיחה של תשומת העבודה כדי לגזור את השינוי בפריזון הכולל כשארית סולו יש לכלול את כל העובדים המועסקים. מסיבה זו הסתמכנו על הנתונים הסטטיסטיים של החשבונאות הלאומית, הכוללים פלסטינים ועובדים זרים יחד עם עובדים ישראלים. ואולם, כאשר מעוניינים במשתנה שישמש תחליף לניצולת ההון, די שמשתנה זה יהיה מתואם על בסיס תיאורטי ואמפירי עם הניצולת; הוא אינו חייב להקיף את כל העובדים המועסקים. משום כך השתמשנו בנתונים רבעוניים של סקר העבודה של הלמ"ס, הנסבים על כוח העבודה הישראלי בלבד.

¹² אורך שבוע העבודה בשעות אצל גברים משכילים במשרה מלאה דומה פחות או יותר בין המגזרים, והתכנס אחרי 2002-2003 לרמה ששררה לפני 1989, למעט מגזר הייצור והמגזר הבנקאי והפיננסי. בשני מגזרים אלה מספר השעות השבועיות התייצב אחרי 2002 על רמה גבוהה מזו של סוף שנות השמונים. הגידול הנצפה במספר השעות של אדם מיומן במשרה מלאה במגזר הייצור ובמגזר הפיננסי לא השתקף בממוצע השעות של אדם מיומן ברמה המצרפית, עקב ירידת משקלם של מגזר הייצור והמגזר הפיננסי במספר הגברים המשכילים במשרה מלאה.

(4) המאפיינים המחזוריים של תחליף הניצולת

לפי הניתוח דלעיל המשתנה שבחרנו כתחליף לניצולת ההון אמור להיות פרו-מחזורי, ומתואם חיובית עם יחס ההשקעה למלאי ההון. ואכן, כפי שנראה בהמשך, התפתחותו של משתנה זה לאורך זמן עוקבת אחרי מחזורי העסקים ומתואמת כאמור עם היחס של ההשקעה להון. עם זאת, התנודות במשתנה בישראל הן בהיקף קטן יחסית למדדי ניצולת הייצור במשקים אחרים.

סיווג המחזורים אשר מתבסס על הרכיב המחזורי של המשתנה המשמש תחליף לניצולת, רכיב שהתקבל באמצעות פירוק ספקטרלי, מתאים למחזורי העסקים במשק הישראלי בין 1979 ל-2006, בדומה לסיווגים אחרים (מלניק, 2002, וכן לשני הסיווגים של Marom et al. (2003).¹³ במקרים שבהם אין חפיפה בין הסיווגים, ההבדל אינו מהותי, או שהוא מלמד כי הסיווג לפי ניצולת ההון מדויק יותר.¹⁴ הבדלים אלו מבטאים את השוני בין תקופות הגאות לתקופות המיתון במחצית הראשונה של שנות השמונים ואת המיתון של 1990 עד 1993, שזוהה על פי מדד הניצולת, אך לא בשיטות האחרות של סיווג מחזורי עסקים במשק הישראלי.

סיווג מחזורי העסקים המבוסס על התחליף לניצולת ההון מעלה רק תקופה אחת של גאות ושל מיתון בין השנים 1979 ו-1987, ואילו אצל מלניק (2002) ואצל Marom et al. (2003) התקבל כי בין השנים האלה היו שתי תקופות של גאות ושלוש תקופות של מיתון.¹⁵ נתוני הצמיחה של תוצר המגזר העסקי בניכוי גורם העונתיות מלמדים כי הרביע האחרון של 1982 התאפיין בצמיחה חריגה. אם נתעלם מתצפית חריגה זו, נקבל, הן על פי מלניק (2002) והן על פי Marom et al. (2003), תקופה אחת של מיתון בין 1979 ל-1985-1984 ותקופת גאות אחת עד 1987. גם הסיווג על פי התחליף לניצולת של ההון תואם, כאמור, תקופה אחת של מיתון ותקופה אחת של גאות בין השנים האלה, אך תקופת המיתון מסתיימת מוקדם יותר – ב-1982 ולא ב-85-1984.

המיתון שזוהה בין 1990 ל-1993 רק על סמך מדד הניצולת, בעוד שעל פי יתר הסיווגים תקופה זו הוגדרה כתקופת גאות, מצביע על הבדל עמוק יותר בין סיווג המחזורים באמצעות ניצולת גורמי הייצור לבין סיווגם בשיטות האחרות. בעוד

¹³ הרכיב המחזורי של הקירוב למשתנה התקבל לאחר חיסור ממוצע המשתנה במדגם של הנתונים הרבעוניים והגדרת הרכיב המחזורי כנמשך בממוצע בין 6 ל-55 רבעים.

¹⁴ מקרים יוצאי דופן אלו מתייחסים לתקופות ההתרחבות והמיתון במחצית הראשונה של שנות השמונים ולמיתון בין 1990 ל-1993, שזוהו על ידי מדד ניצולת גורמי הייצור, אך לא בכל שיטה אחרת של סיווג מחזורים במשק הישראלי.

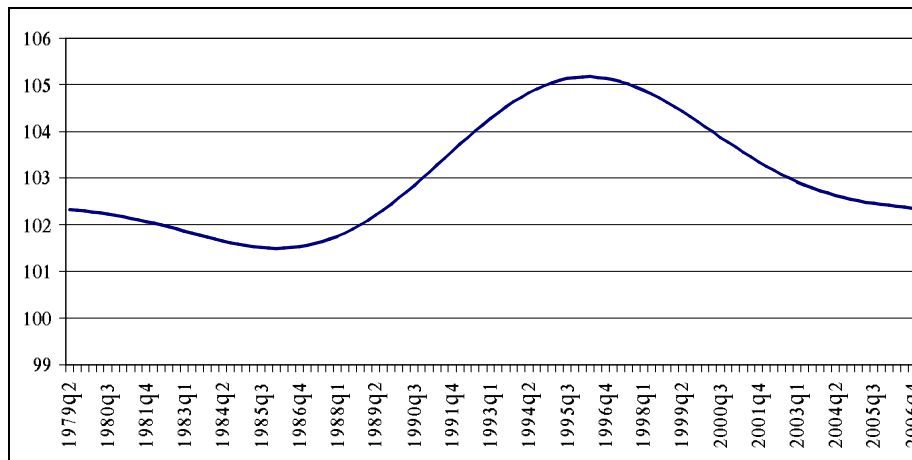
¹⁵ Marom et al. (2003) השתמשו בשתי גישות לסיווג המחזורים העסקיים בישראל על סמך המדד המשולב החודשי לפעילות כלכלית בישראל. הראשונה מבוססת על ההסתברות של מיתון המתקבלת מנתוני המדד, והשנייה מתקבלת מסטיית המדד ממגמתו ארוכת הטווח. השיטה הראשונה יצרה את תקופות ההתרחבות והכיוון המרוכות שבין 1979 ל-1987, ואילו על פי הגישה השנייה הוגדרו השנים 1980 ו-1981 כתקופות של התרחבות. עובדה זו מטרידה במיוחד, משום ששנים אלה היו שנות משבר הנפט השני.

שטטיות של הניצולת מרמתה הממוצעת משקפות גם סטיות של התוצר מרמתו הפוטנציאלית, בהינתן היצע העבודה ומלאי ההון הקיימים, לא כן הדבר לגבי סטיות של צמיחת התוצר ממגמתו. כאשר מנכים את שיעור הצמיחה של התמ"ג בטווח הארוך משיעור צמיחתו בפועל, מתקבלת לגבי שנות העלייה רמת פעילות גבוהה יותר מאשר בזמנים רגילים, כלומר גאות. ואולם, גל העלייה, שהחל בסוף שנות השמונים, הגדיל בן לילה לא רק את התוצר בפועל אלא גם את התוצר הפוטנציאלי. במצב זה ירידה ברכיב המחזורי של שעות העבודה מצביעה על ייצור נמוך מרמתו הפוטנציאלית למרות שיעור הצמיחה הגבוה ששרר במשך שנות העלייה. אנו סבורים אפוא, שסיווג המחזורים לפי ניצולת ההון קרוב יותר במשמעותו להגדרה של מחזורי עסקים שלפיה תקופות גאות/מיתון הן תקופות שבהן הייצור בפועל הוא מעל/מתחת לרמתו הפוטנציאלית.

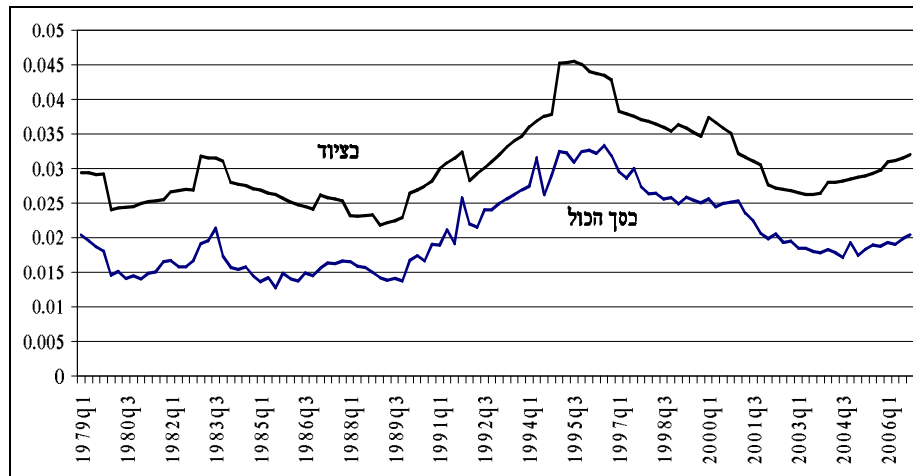
בשעה שהרכיב המחזורי של הממוצע השבועי של שעות העבודה של גברים משכילים במשרה מלאה מגדיר מחזורים של פעילות כלכלית בישראל באופן דומה לסיווגים אחרים, המתאם החיובי הצפוי, על פי הניתוח לעיל, בין משתנה זה לבין יחס ההשקעה למלאי ההון מאפיין תקופות בתדירות נמוכה יותר מאשר מחזורי עסקים בישראל: רכיב התדירות הנמוכה (55-111 רביעים) של המשתנה האמור מראה כי דפוס ההתפתחות של יחס ההשקעה למלאי ההון בין 1979 ל-2006 (איור 2) דומה לזה של הטווח הארוך (איור 3).

איור 2

מדד לממוצע שעות העבודה של גבר משכיל במשרה מלאה (רכיב התדירות הנמוכה)



איור 3
יחס ההשקעה למלאי הון (בסה"כ ולציוד) במגזר העסקי בישראל
(נקודות אחוז, נתונים רבעוניים)



התפתחותו של הרכיב ארוך הטווח של יחס ההשקעה למלאי ההון משקפת ככל הנראה את התהליך המתמשך של התאמת מלאי ההון לרמתו האופטימלית בעקבות גל העלייה. מכאן גם עולה שמדד הניצולת, שאמור להיות מתואם עם יחס ההשקעה להון, חייב לכלול את הרכיב של תדירות נמוכה מזו של מחזורי העסקים. מקדם המתאם בין יחס ההשקעה למלאי ההון לבין אורך שבוע העבודה של גברים משכילים הוא 66 אחוזים עבור ההשקעה ומלאי ההון של הציוד ו-70 אחוזים עבור סך ההשקעה ומלאי ההון לתקופה שבין 1979:I ל-2006:IV. בין 1995:I ל-2006:IV, התקופה שלגביה זמינים לנו גם נתונים ענפיים על ההשקעה ומלאי ההון, מקדמי המתאם המקבילים הם 76 ו-77 אחוזים, בהתאמה. המתאמים המקבילים ברמה הענפית נעים בין 40 אחוזים ל-47 אחוזים בתעשייה ביחס להשקעה בציוד ולהשקעה המצרפית, בהתאמה, ובין 50 אחוזים ל-70 אחוזים בשירותים.

המתאם האמור ברמה המצרפית משתקף בדמיון בהתפתחות על פני הזמן בין יחס ההשקעה להון לבין ממוצע שעות העבודה בשבוע לעובדים משכילים במשרה מלאה. ממוצע זה מאופיין במגמה חיובית מאז 1988-89 (איור 1), והמגמה בנתוני ההשקעה למלאי ההון הופכת אף היא לחיובית סביב ראשית 1989 (איור 3), עם תחילת הסוף של ההאטה בעקבות תוכנית הייצוב של 1985 – בין השאר, על רקע תחילת גל העלייה. אף שהתפתחות יחס ההשקעה למלאי ההון תאמה את זו של

הפעילות הכלכלית, שהתמתנה אחרי 1996, מגמת העלייה בפעילות אחרי 2003 לא השתקפה בנתונים של אורך שבוע העבודה¹⁶.

מדד הניצולת שחישבנו מתייחס למגזר העסקי בכללותו, ואילו המדדים הזמינים ממדינות אחרות מתייחסים לניצולת ההון בתעשייה בלבד. עם זאת, גזירה של מדד ניצולת עבור התעשייה בישראל בהתבסס על ממוצע שעות העבודה של עובדים משכילים במשרה מלאה בענף זה לא שינתה מהותית את התוצאות, המצביעות על תנודתיות קטנה יחסית בישראל בהשוואה למדינות אחרות¹⁷.

לוח 1

טווח התנודות של ניצולת ההון במדינות מפותחות נבחרות (נקודות אחוז)

ישראל	ארה"ב	האיחוד האירופי	גרמניה	צרפת	הממלכה המאוחדת	משקים אירופיים קטנים ופתוחים	הולנד	אירלנד	בלגיה
5.4 (2.3)*									
6.5** (3.0)*	20.5**	9.6**	15.5**	13.1**	11.6**	7.4**	9.9**	10.3**	

* בסוגריים אנו מדווחים על הרכיבים המחזוריים על סמך פירוק ספקטרום.
** ניצולת גורמי הייצור בענף התעשייה. המקורות: לארה"ב – Federal Reserve Board; למדינות אירופה – סקר העסקים והצרכנים של הנציבות האירופית לכלכלה ופיננסים.

ג. בחירת האינסטרומנטים

כדי לבחור באינסטרומנטים המתאימים ביותר, אמדנו רגרסיות שבהן שיעור צמיחת התוצר ליחידת הון שימש משתנה תלוי, והאינסטרומנטים – משתנה בלתי תלוי. בחרנו במשתני האינסטרומנט על סמך מובהקות המקדם של רגרסיות אלו¹⁸. בדרך זו מילאנו את התנאי שלפיו שיעור השינוי של האינסטרומנטים צריך להיות מתואם עם שיעור הצמיחה של התוצר ליחידת הון. אולם כדי לוודא שהשערת האפס תידחה בקלות אם היא שגויה, דרשנו גם, בהתאם לניתוח לעיל, ששיעור השינוי של האינסטרומנט הנבחר יהיה מתואם עם רכיבי הביטויים המופיעים בסוגריים המרובעים במשוואות (9)-(10). מסיבה זו אמדנו גם רגרסיות דומות שבהן שיעורי

¹⁶ לניתוח מפורט יותר של התנועה המשותפת לממוצע של השעות השבועיות של אדם מיומן וליחס ההשקעה להון ראו Djivre and Menashe (2009).

¹⁷ Bregman and Marom (1998) השתמשו בצריכת החשמל ליחידת הון בייצור כאומדן מקורב לניצולת גורמי הייצור בתעשייה זו. במסגרת פונקציות ייצור שאינן פונקציות לאונטייה (Leontief), צריכת האנרגיה אינה מדד מדויק לניצולת גורמי הייצור, משום שזרימת שירותי ההון תלויה גם במחירו של החשמל ביחס למחיר שירותי העבודה. (עם זאת, מחיר זה אינו יכול להסביר את השינוי השלילי בצריכת החשמל בישראל בסוף 1997).

¹⁸ הגדרת ההון שלנו כוללת מבנים, ציוד, כלי רכב, וכן נכסים בלתי מוחשיים בענפי הטכנולוגיה העלית, הזמינים לנו רק מ-1995.

הצמיחה של העבודה ליחידת הון, עם התאמה בגין שינויים בניצולת ובפריון העבודה ובלעדיה, הם המשתנים התלויים, והאינסטרומנטים – המשתנים הבלתי תלויים. תוצאות האמידה מדווחות בנספח 1.

בחרנו את האינסטרומנטים על סמך הקריטריונים המפורטים לעיל מתוך רשימה ארוכה של משתנים שכללה את שיעור הצמיחה בכניסת התיירים, להלן dtour, את שיעור הצמיחה של רכישות אזרחיות של הממשלה, להלן d_govcivil, את שיעור השינוי בכניסת עולים חדשים, את מדד של מתקפות טרור, את הערך-בפיגור של כניסת תיירים, את שיעור העלייה של מחירי הנפט ואת שיעור הגידול של היקף הסחר העולמי¹⁹.

האינסטרומנטים שענו על הקריטריונים האמורים מבחינה סטטיסטית, כלומר הניבו מקדמי רגרסיה מובהקים, היו המשתנים dtour ו-d_govcivil. תוצאות האמידה של הרגרסיות מלמדות כי מקדם המשתנה dtour הוא חיובי ומובהק ברגרסיות של שיעור צמיחת התוצר ליחידת הון, המותאם או לא מותאם בגין שינויים בניצולת גורמי הייצור ופריון העבודה, ושל שיעור הצמיחה של תשומת העבודה ליחידת הון – אף הוא מותאם, או לא, בגין שינויים בגורמים אלו – כשהוא מוכפל בחלקה של העבודה²⁰. נמצא גם כי המקדם של שיעור הצמיחה של d_govcivil היה חיובי ומובהק ברגרסיות של שיעור הצמיחה של ניצולת ההון, אך המקדמים של משתנה זה היו בגבול המובהקות ברגרסיה של שיעור הצמיחה של תוצר המגזר העסקי ליחידת הון – עם התאמה בגין שינויים בניצולת או ללא התאמה כזאת.

על סמך התוצאות הנ"ל יצרנו גם אינסטרומנטים דו-שלביים, המייצגים את הערכים החזויים של התוצר ליחידת הון – עם התאמה או בלי התאמה בגין שינויים בניצולת – המתקבלים מהרגרסיות שבהן שני האינסטרומנטים האמורים, dtour ו-d_govcivil, הם המשתנים המסבירים. בדרך זו התקבלו שני אינסטרומנטים נוספים: האחד כאשר יש התאמה בגין השינויים בניצולת והשני בהעדר התאמה כזאת. ביצענו את כל המבחנים לשני האינסטרומנטים האמורים, אך מפני המתאם הגבוה מאוד ביניהם (99.9 אחוזים) והתוצאות הדומות במבחן של Hall, אנו מדווחים להלן רק על התוצאות הקשורות לאינסטרומנט השני, עם התאמה, להלן Dinstr. נמצא כי המקדם של שיעור השינוי של אינסטרומנט זה ברגרסיה של שיעור צמיחת התוצר ליחידת הון ללא התאמה לשינוי בניצולת, הוא מובהק. מובהק גם המקדם ברגרסיה של שיעור השינוי בניצולת ההון ושל שיעור השינוי בתשומת העבודה ליחידת הון המותאם בגין השינויים בניצולת ובפריון העבודה ומוכפל

¹⁹ המשתנה של כניסת תיירים איננו משתנה אקסוגני מלא, מפני שהוא מושפע מגורמים אנדוגניים ואקסוגניים (למשל גיאופוליטיים) גם יחד. מסיבה זו עלינו לצפות שמשתנה זה ייצור תוצאות סטטיסטיות שמתקרבות לדחיית השערת האפס.

²⁰ מקדמים משמעותיים במיוחד התקבלו גם כשצמיחת העבודה לא הוכפלה בחלקה של העבודה.

בחלקה של העבודה בתוצר. אף לא אחד מן האינסטרומנטים נמצא כבעל מקדם מובהק ביחס לשיעור הצמיחה של פריון העבודה המוכפל בחלקה של העבודה ולשיעור הצמיחה של מלאי ההון (לוח נספח 1).

מתוצאות אלו משתמע, בהתאם לביטויים (10')-(9) לעיל, כי כאשר מיישמים את מבחן Hall, שיעור הצמיחה של כניסת התיירים והאינסטרומנט הדו-שלבי צפויים לאתר את קיומו של כוח מונופוליסטי; זאת משום שהמקדם שלהם ברגרסיות שבהן שיעור השינוי של תשומת העבודה המותאם בגין שינויים בפריון העבודה ובניצולת ההון (המשתנה התלוי) נמצא מובהק. באופן דומה, השימוש בשיעור השינוי של הרכישות האזרחיות של הממשלה, *d_govcivil*, כאינסטרומנט יסייע בזיהוי של יתרונות לגודל אם השערת האפס שגויה; זאת לנוכח המקדם המובהק שלו ברגרסיה שבה שיעור השינוי של ניצולת ההון מוכפל בחלקו של ההון בתוצר הוא המשתנה התלוי (לוח 1.1 א. בנספח 1) – גם אם שיעור הצמיחה של אינסטרומנט זה לא נמצא מתואם עם שיעור הצמיחה של מלאי ההון. יתר על כן, כאשר מיישמים את המבחן תוך שימוש בשארית סולו שהתקבלה משיעור הצמיחה של תוצר המגזר העסקי, בלי להתאים אותה לשינויים בניצולת ההון, המתאם האמור בין שיעור השינוי של האינסטרומנט לשיעור השינוי של ניצולת ההון עלול להוביל לדחייה שגויה של השערת האפס. מכאן שאי דחייה של השערת האפס חרף הפוטנציאל להטיה האמורה מחזקת את תוקפה של השערה זו.

4. תוצאות המבחנים

את מבחן Hall ערכנו פעמיים. פעם כששארית סולו בין 1979 ל-2006 לא הותאמה בגין השינויים בפריון העבודה ובניצולת גורמי הייצור, ופעם נוספת לאחר שערכנו את ההתאמות הנדרשות בעבודה ובשירותי ההון בהתאם לצד השמאלי של משוואה (18). אנו מדווחים על תוצאות המבחנים בלוח 3 להלן, וביתר פירוט בנספח 2. מספר הרגרסיות שנאמדו עבור כל אחד מהחשובים של שארית סולו שווה למספר האינסטרומנטים.

תוצאות המבחנים למדגם כולו, המדווחות בלוח 2, אינן מצדיקות את דחיית השערת האפס, בין אם התאמנו את הנתונים לשינויים בניצולת ההון ובפריון העבודה ובין אם לאו.

לאחר שהתאמנו את שיעור השינוי של הפריון הכולל לשינויים אלה, תוצאות המבחן התרחקו עוד יותר מתחום הדחייה, כפי שעולה מירידת המובהקות של מקדמי הרגרסיה בלוח 2. כדי לבחון את עמידותן של תוצאות האמידה, אמדנו שני סוגים של רגרסיה מתגלגלת עבור כל אחת מהספציפיקציות שתוצאות האמידה שלהן מדווחות בלוח 2. בראשון אפשרנו לתקופת המדגם להתכווץ בשנה אחת בכל הרצה, תוך השארת התקופה האחרונה קבועה על 2006. בדרך זו אמדנו, נוסף על

הרגרסיה המקורית, שש רגרסיות נוספות שנקודות ההתחלה שלהן נעו מ-1980 עד 1985. ברגרסיה מהסוג השני קבענו תקופת מדגם של עשרים ושתיים תצפיות; המדגם הראשון מתחיל ב-1980 ומסתיים ב-2000, והוא מוזהב בתקופה אחת בכל הרצה חדשה. כך המדגם האחרון כיסה את התקופה שבין 1985 ל-2006.

לוח 2

מובהקות מקדם האינסטרומנט (הסתברויות בנקודות אחוז)

הרכיב	השינוי בפריון הכולל – לא מותאם	השינוי בפריון הכולל – מותאם*
<i>dour</i>	$t = 1.00, P = 16.5$	$t = 0.79, P = 22$
<i>d_govcivil</i>	$t = 0.96, P = 17$	$t = 0.46, P = 32$
<i>Dinstr</i>	$t = 1.36, P = 9.25$	$t = 0.92, P = 18$

* השינוי בפריון הכולל (השינוי הטכנולוגי) מותאם בגין השינויים בפריון העבודה ובניצולת של גורמי הייצור בין 1988 ל-2005.

תוצאות האמידה מוצגות בצורה גרפית בנספח 2 לפי רוחב בר-סמך של 95 אחוזים. האינסטרומנט היחיד שעבורו התקבל מקדם חיובי מובהק סטטיסטית היה שיעור הצמיחה של ההוצאות האזרחיות של הממשלה, וזאת רק עבור הרגרסיה המתכווצת. עם זאת, המובהקות של המקדם המקביל ירדה אל מתחת לרמה התואמת רמת מובהקות של 59 אחוזים, לאחר שהתאמנו את שארית סולו לשינויים בניצולת ההון ובפריון העבודה. אנו מייחסים אפוא את דחיית השערת האפס במקרה האמור למתאם הגבוה בין שיעור השינוי של אינסטרומנט זה לשיעור השינוי של ניצולת ההון; מתאם זה יכול לפי הניתוח שלנו להוביל לדחייה שגויה של השערת האפס אם שיעור השינוי של הפריון הכולל המתקבל כשארית סולו אינו מותאם לשינויים בניצולת. אילו ביטאה הדחייה מתאם עם השארית בגלל קיומו של כוח מונופוליסטי, או בגלל סטייה מהשערת התק"ל, השערת האפס הייתה נדחית גם לאחר התאמה של שארית סולו לשינויים בניצולת ההון ובפריון העבודה.²¹

²¹ תוצאות המבחן עבור ערך שיעור השינוי בפיגור של כניסת התיירים הביאו למתאם משמעותי עם ה-SR. אולם כיוון שמשנתה זה נכשל במבחן משנתה העזר ולא התגלה כמתאם לא עם שיעור הצמיחה של תוצר המגזר העסקי ולא עם שיעור השינוי של תשומת העבודה ליחידת הון המותאם בגין שינויים בניצולת גורמי הייצור ופריון העבודה, לא יכולנו לייחס מתאם זה לסטייה מפרדיגמת התחרות המשוכללת. המשנתה *dtour* מתואם חיובית עם שיעור הצמיחה של תוצר המגזר העסקי לאורך תקופת המדגם, אולם במהלך השנים 1990 ו-1991 הוא הראה מולו מתאם שלילי; זאת משום שתקופת ההתרחבות הכלכלית חפפה את תקופת מלחמת המפרץ ואת המתיחות שקדמה לה. אפשר אפוא שהתוצאה השגויה בדבר קבלת השערת האפס התקבלה משום שהמתאם החיובי בין שיעור צמיחת האינסטרומנט לגידולו של התמ"ג העסקי תחת השערת האפס השגויה התמתן על ידי המתאם השלילי ביניהם בין 1990 ו-1991. (הכנסת משנתה דמי עבור התקופה האמורה לרגרסיה של שארית סולו לא תמכה בהסבר זה, כי משנתה הדמי לא נמצא מובהק).

5. מסקנות

אנו רואים בתוצאות שקיבלנו עדות לקיומה של תק"ל ללא כוח מונופוליסטי במשק הישראלי. בשל קרבת התוצאות מדי פעם בפעם לגבול הדחייה, אנו סבורים כי דרוש מחקר נוסף ובו מדידה מדויקת יותר של שירותי ההון ותשומות העבודה האפקטיבית. כמו כן מעמידים ממצאינו בספק מסוים את ההנחה בדבר קיומה של תחרות מונופוליסטית עם עלויות כניסה בקרב פירמות זהות עם תק"ל ומירווח מחירים קבוע מעל העלות השולית – הנחה הנכפית על מודלים מקרו-כלכליים מצרפיים של המשק הישראלי.

נספח 1

בחירת משתני העזר:

מקדם הרגרסיה של האינסטרומנטים 1979-2006*
(נתונים רבעוניים, הסתברויות בנקודות אחוז)

המשתנה התלוי	המשתנים המסבירים		
	dour	d_govcivil	Dinstr
$DY/Y-DK/K$	$t = 3.05, P = 0.25$	$t = 1.65, P = 5.5$	$t = 3.75, P = 0.04$
$DY/Y-DK/K-Dcu/cu$	$t = 2.31, P = 1.47$	$t = 1.32, P = 10$	$t_{dtour} = 2.34, P = 1.4$ $t_{dGov} = 1.41, P = 8.5^{**}$
$(1-Labor_share) \cdot Dcu/cu$	$t = 1.60, P = 6.16$	$t = 2.30, P = 1.5$	$t = 2.7, P = 0.6$
$Labor_share \cdot De/e$	$t = 0.26, P = 40$	$t = 1.2, P = 12.1$	$t = 0.96, P = 17.2$
$Labor_share \cdot (DL/L + De/e-DK/K-Dcu/cu)$	$t = 2.69, P = 0.6$	$t = 1.52, P = 7.0$	$t = 3.3, P = 0.13$

* ההסתברות P היא למבחנים חד-זנביים.

** המובהקות של $dtour$ ו- $d_govcivil$ ברגרסיה ששימשה לבניית האינסטרומנט הדרו-שלבי.

נספח א.1

הגדרת משתני העזר

$d_govcivil$: שיעור הצמיחה של הרכישות האזרחיות של הממשלה.

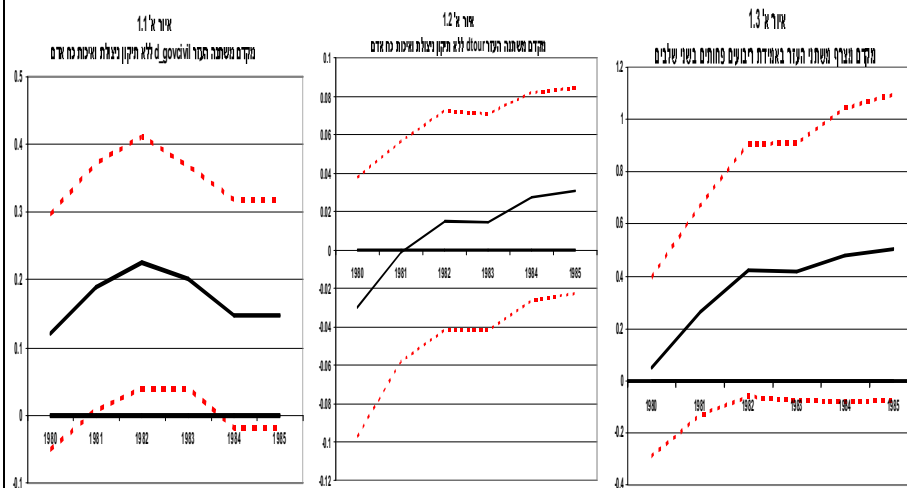
$dtour$: שיעור הצמיחה של כניסת תיירים.

$Dinstr$: שיעור הצמיחה של תוצר המגזר העסקי ליחידת הון המותאם לניצולת גורמי הייצור ברגרסיה שבה שיעורי צמיחה של כניסות התיירים ושל הרכישות האזרחיות של הממשלה הם המשתנים הבלתי תלויים.

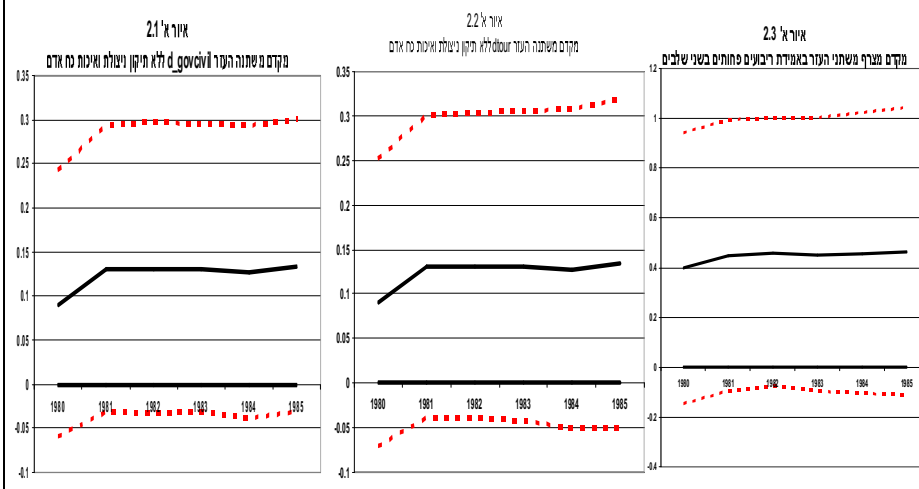
נספח 2

רווח בר-סמך של 5 אחוזים סביב מקדמי הרגרסיה

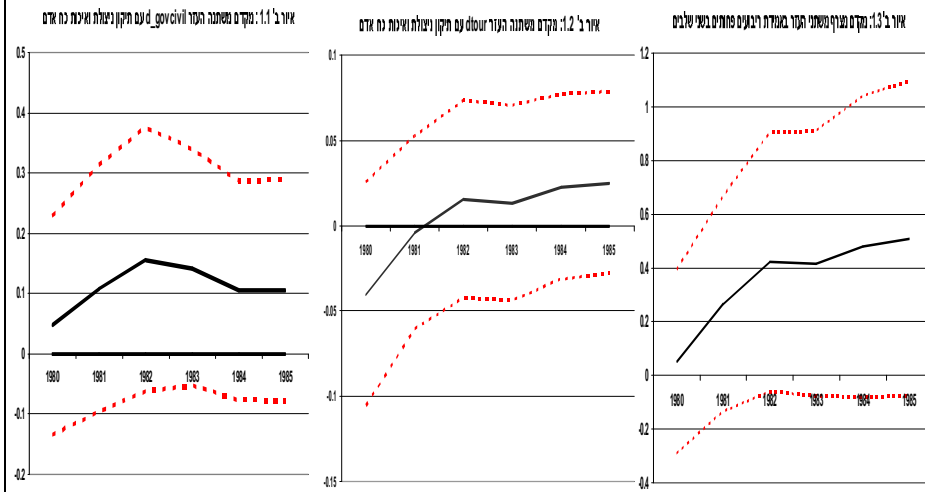
תוצאות רגרסיה מתגלגלת (אורך מדגם מתכווץ)



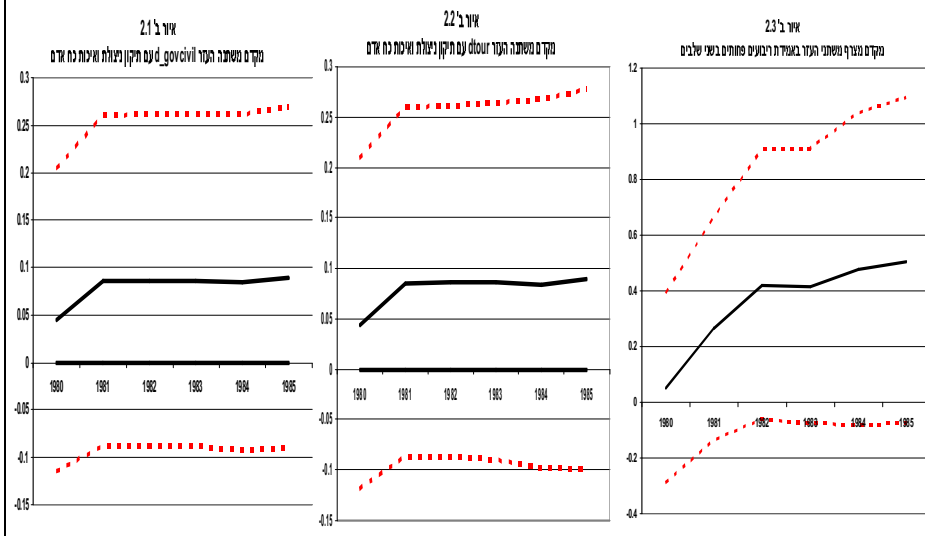
תוצאות רגרסיה מתגלגלת (אורך מדגם קבוע)



תוצאות רגרסיה מתגלגלת (אורך מדגם מתכווץ)



תוצאות רגרסיה מתגלגלת (אורך מדגם קבוע)



ביבליוגרפיה

- מלניק, רפי (2002). "מהזורי עסקים בישראל", *הרבעון לכלכלה* 49, יוני 2002, 244-219.
- Basu, Susanto and John H. Fernald (1997). "Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications", *Journal of Political Economy* 105, 249-283.
- Basu, Susanto and John H. Fernald (2001). "Why is productivity Procyclical? Why Do We Care?", in: Charles, R. (ed.), *New Developments in Productivity Analysis*, Hulten, Chicago: The University of Chicago Press for NBER, pp.225-296.
- Basu, Susanto, and M. S. imball (1997). "Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation", *NBER Working Paper no. 5915*.
- Basu, Susanto, John Fernald and Matthew D. Shapiro (2001). "Productivity Growth in the 1990s: Technology Utilization or Adjustment?", *Carnegy-Rochester Conference Series on Public Policy* 55, 117-165.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum, and Rebelo T. Sergio (1993). "Labor Hoarding and the Business Cycle", *Journal of Political Economy* 101, 245-272.
- Burnside, Craig, Martin Eichenbaum, and Sergio T. Rebelo (1995). "Capital Utilization and Returns to Scale", in: Bernanke, Ben S. and Julio J. Rotemberg (eds). *NNBER Macroeconomics Annual*, Cambridge and London: M.I.T. Press, pp. 67-110.
- Burnside, Craig, and Martin Eichenbaum (1996). "Factor Hoarding and the Propagation of Business Cycle Shocks", *American Economic Review* 86, 1154-1174.
- Caballero, Ricardo J. and Richard K. Lyons (1992). "External Effects in U.S. Procyclical Productivity", *Journal of Monetary Economics* 29, 209-226.
- Djivre, Joseph and Yigal Menashe (2009). "Testing for Constant Returns to Scale and Perfect Competition in the Israeli Economy, 1980–2006", *Bank of Israel, Discussion Paper No. 2009.07*.
- Hall, Robert E. (1988). "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry", *Journal of Political Economy* 96, 921-947.

- Hall, Robert E. (1991). "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual", in: Peter Diamond (ed.), *Growth, Productivity Unemployment*, Cambridge: The MIT Press, pp. 71-112
- Hall, Robert E. (2004). "Measuring Factor Adjustment Costs", *The quarterly Journal of Economic* 119(3), (August), 899-927.
- Inklaar, Robert E. (2006). "Cyclical Productivity in Europe and the United States, Evaluating the Evidence on Returns to Scale and Input Utilization", *CEPR Discussion Paper* 5501.
- Marom, Arie, and Arie Bregman (1998). "The Productivity and its Sources in the Israeli Manufacturing Sector", *Bank of Israel, Discussion Paper no* 1998.03.
- Marom, Arie, Yigal Menashe and Tanya Suchoy (2003). "The State of the Economy Index and the Probability of Recession : the Markov Regime-Switching Model", *Bank of Israel, Discussion Paper no* 2003.05
- Paquet, Alain and Benoit Robidoux (2001). "Issues on the, measurement of the Solow Residual and the Testing of its Exogeneity: Evidence for Canada", *Journal of Monetary Economics* 47, 595-612.
- Roeger, W. (1995). "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing", *Journal of Political Economy* 103(2), 316-330.
- Vecchi, Michela (2000). "Increasing Returns, Labor Utilization and Externalities: Procyclical Productivity in the United States and Japan", *Economica* 67, 229-244.
- Zussman, Noam and Amit Friedman (2008). "The Quality of the Labor Force in Israel", *Bank of Israel, Discussion Paper No.* 2008.01.