

ניתוח בעזרת רגרסיה של הגורמים לאי שוויון בהכנסות משקי הבית בישראל

דו"ח סופי מוגש לוועדת מחקרים של המוסד לביטוח לאומי

ע"י פרופ' איל קמחי, המחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל, האוניברסיטה העברית

תמצית

המחקר עוסק בניתוח הגורמים לאי שוויון בהכנסות בישראל תוך שימוש בשיטה אמפירית של פירוק אי שוויון בעזרת רגרסיה. ניתן להשתמש בתוצאות הפירוק על מנת לכמת את ההשפעה של שינוי בגורם כלשהו על אי השוויון. לניתוח כזה יש חשיבות בעיקר בהקשר של גורמים הניתנים לשינוי על ידי מדיניות מתאימה. במחקר זה אנו מודדים את אי השוויון באמצעות מדד ג'יני ומתייחסים להשפעות של שינויים הומוגניים בגורמי המשפיעים על ההכנסה, כלומר בודקים בכמה ישתנה מדד ג'יני אם יגדל ערכו של משתנה כלשהו באחוז אחד לכל האוכלוסייה. המחקר בוחן את רגישות התוצאות לשיטת הרגרסיה ולהגדרת משתנה ההכנסה, וכמו כן בוחן את השינויים בתוצאות על פני זמן. הנתונים ששימשו למחקר נלקחו מסקרי הכנסות של השנים 2000 ו-2006.

בבחינת התוצאות נתמקד בתיאור ההשפעה של מספר שנות הלימוד וסוג ההשכלה על אי השוויון בהכנסות. בפרט, אנו מבחינים בין שנות לימוד בישיבה לבין שנות לימוד במוסדות אחרים, וזאת על סמך ההשערה המוקדמת ששנות לימוד בישיבה אינן תורמות ליכולת ההשתכרות של העובד כמו שנות לימוד במוסדות אחרים. התוצאות תומכות בהשערה זאת, ומראות שתוספת של שנת לימוד בישיבה לראש משק הבית מקטינה את ההכנסה לנפש באותו משק בית, בעוד שתוספת של שנת לימוד במוסדות אחרים מגדילה את ההכנסה לנפש. כתוצאה מכך, התוצאות מראות כי תוספת של אחוז אחד לשנות הלימוד בישיבה בכלל המדגם מגדילה את אי השוויון בהכנסות, בעוד שתוספת דומה לשנות הלימוד במוסדות אחרים מקטינה את אי השוויון. תוצאות אלה אינן רגישות לשיטת הרגרסיה, להגדרת משתנה ההכנסה ולהנחות על שוויון מקדמים בין קבוצות אוכלוסייה. אנו מסיקים כי כאשר שוקלים את נושא המימון הציבורי של לימודים בישיבה צריך להביא בחשבון את ההשפעה השלילית של פעולה כזאת על השוויוניות בחברה. בפרט, אנו ממליצים להתנות מימון כזה בהקניית כישורי עבודה לתלמידי הישיבות.

ניתוח בעזרת רגרסיה של הגורמים לאי שוויון בהכנסות משקי הבית בישראל

דו"ח סופי מוגש לוועדת מחקרים של המוסד לביטוח לאומי

ע"י פרופ' איל קמחי, המחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל, האוניברסיטה העברית

תקציר

מטרות המחקר

המחקר ינתח את הגורמים לאי שוויון בהכנסות בישראל תוך שימוש בשיטה אמפירית של פירוק אי שוויון בעזרת רגרסיה, וישתמש בתוצאות הפירוק על מנת לכמת את ההשפעה של שינוי במשתנה מסביר כלשהו על אי השוויון. אי השוויון יימדד באמצעות מדד ג'יני, ושאלות המחקר תהיינה לגבי השפעות של שינויים הומוגניים בגורמי הכנסה, כלומר בכמה ישתנה מדד ג'יני אם נגדיל את ערכו של משתנה כלשהו באחוז אחד לכל האוכלוסייה. המחקר יתמקד בכימות ההשפעה של מספר שנות הלימוד וסוג ההשכלה על אי השוויון בהכנסות. בפרט, נבחין בין שנות לימוד בישיבה לבין שנות לימוד במוסדות אחרים. המחקר גם יבחן את רגישות התוצאות להנחות על שיטת הרגרסיה ולהגדרת משתנה ההכנסה, וכמו כן יבחן את השינויים בתוצאות על פני זמן. התוצאות יהיו לעזר לקובעי המדיניות, בעיקר בהקשר של מימון מערכת ההשכלה על ענפיה השונים.

שיטות החקירה

בשיטת הפירוק שתואר להלן ניתן להשתמש עבור מדדי אי-שוויון (I) שניתן לרשום אותם

כסכום משוקלל של הכנסות: $I(y) = \sum_i a_i(y) y_i$. במקרה של מדד ג'יני משתמשים בנוסחה:

כאשר $a_i(y) = 2(i-(n+1))/2/(\mu n^2)$, הוא אינדקס התצפיות אחרי שסידרנו את ההכנסות מהנמוכה

לגבוהה, n הוא מספר התצפיות במדגם, ו- μ הוא ההכנסה הממוצעת במדגם. ההכנסה מתוארת כסכום

הכנסות מ-k מקורות שונים: $y_i = \sum_k y_i^k$, והצבתה בנוסחת אי השוויון מאפשרת לכתוב את אי-השוויון

כסכום של k חלקים S_k : $I(y) = \sum_k [\sum_i a_i(y) y_i^k] = \sum_k S_k$. אם מחלקים את S_k ב- $I(y)$ מקבלים את

התרומה היחסית של הכנסה ממקור k לסך אי-השוויון: $s^k = \sum_i a_i(y) y_i^k / I(y)$.

שיטת הפירוק שתוארה יכולה להיות מיושמת לפירוק אי-שוויון באמצעות רגרסיה. מבטאים את

ההכנסה כ: $y = X\beta + \varepsilon$, כאשר X היא מטריצה של משתנים מסבירים, β הוא וקטור מקדמי הרגרסיה,

ו- ε הוא וקטור ההפרעות. אם נתון וקטור אומדים של מקדמי הרגרסיה b , ההכנסה יכולה להיות מבוטאת כסכום של ההכנסות הצפויות ועוד טעות מנובאת: $y = Xb + e$. אם נציב ביטוי זה בנוסחת מדד אי השוויון ונחלק במדד אי השוויון, החלק של אי-השוויון המשויך למשתנה המסביר m מתואר על ידי הביטוי: $s^m = \sum_i a_i(y) x_i^m / I(y)$.

Lerman and Yitzhaki (1985) הציעו נוסחה לחישוב ההשפעה השולית של מקור הכנסה

ספציפי על אי-השוויון, שהוגדרה כשינוי באחוזים במדד ג'יני שנגרם על ידי שינוי הומוגני בכל האוכלוסייה של אחוז אחד בהכנסה מאותו מקור: $ME^k = s^k - \mu^k$, כאשר μ^k הוא ממוצע ההכנסה ממקור k באוכלוסייה. ניתן להתאים נוסחה זו גם למקרה של פירוק אי שוויון באמצעות רגרסיה, כאשר השינוי במדד ג'יני כתוצאה של שינוי של אחוז אחד במשתנה מסביר m הוא: $ME^m = s^m - b^m \mu^m$, כאשר μ^m הוא ממוצע המדגם של משתנה מסביר m ו- b^m הוא מקדם הרגרסיה של אותו משתנה.

מקובל להשתמש בפירוקי אי שוויון ברגרסיה ליניארית. אחד החסרונות של הרגרסיה

הליניארית היא המשקל המופרז שניתן לתצפיות הרחוקות מהממוצע. על מנת לבחון את חשיבותה של

בעיה זו ביצענו את הפירוק גם בעזרת רגרסיית ג'יני שהוצעה ע"י Schechtman and Yitzhaki

(2007). בנוסף, חזרנו על הניתוח כאשר משתנה ההכנסה הוא לנפש ולנפש סטנדרטית.

הנתונים נלקחו מסקרי ההכנסות של 2000 ו-2006 שנערכו בישראל ע"י הלשכה המרכזית

לסטטיסטיקה. משתנה ההכנסה כולל את סך ההכנסה ברוטו של משק הבית מכל המקורות בנוסף להכנסה,

הנתונים כוללים משתנים דמוגרפיים של ראש משק הבית (מגדר, גיל, השכלה, מוצא, דת, מצב משפחתי)

כמו גם הרכב הגילאים במשפחה, סוג הישוב ואזור גיאוגרפי. את ההשכלה אנו מודדים בעזרת מספר

שנות הלימוד ומפרידים בין לימודים בישיבה לבין לימודים במוסדות אחרים.

עיקרי הממצאים

ככלל, לא נמצאו הבדלים משמעותיים בין תוצאות הפירוק של הכנסה לנפש או הכנסה לנפש

סטנדרטית, ובין תוצאות הפירוק בעזרת רגרסיה ליניארית או רגרסית ג'יני. לכן בתיאור הממצאים

נתייחס לתוצאות הפירוק של אי השוויון בהכנסה לנפש באמצעות רגרסיה ליניארית. בנוסף, במשתנים

המרכזיים לא נמצאו הבדלים משמעותיים בין התוצאות של שנת 2000 ושנת 2006, לכן נתייחס כאן רק

לתוצאות של 2006. במקומות הרלוונטיים נציין את השוני בין התוצאות של השנים השונות. התוצאות מראות שמשקי בית בראשות אישה וראשי משק בית שאביהם נולד בחו"ל תורמים להגדלת אי השוויון, אך השפעתם דועכת בין 2000 ו-2006. לעומת זאת, גיל ראש משק הבית תורם להקטנת אי השוויון, והשפעה זו מתחזקת בין 2000 ו-2006. המשתנים שהשפעתם על אי השוויון היא החזקה ביותר הם השכלה וגודל המשפחה. גידול הומוגני בגודל המשפחה מגדיל את אי השוויון, והשפעת מספר הילדים גדולה מהשפעת מספר המבוגרים. יש לציין שכאשר מפרקים את אי השוויון בהכנסה לנפש סטנדרטית, ההשפעה של מספר הילדים קטנה בכמחצית ואילו ההשפעה של מספר המבוגרים הופכת לשלילית. גם ההשפעה של מצב משפחתי מחליפה סימן בין שתי ההגדרות של משתנה ההכנסה. מכאן שיש להיזהר מהסקת מסקנות לגבי המשתנים המתארים את מבנה המשפחה. למרות זאת, הסימן של ההשפעה של מספר הילדים אינו משתנה, ולכן ניתן להסיק שצמצום הילודה עשוי לסייע להפחתת אי השוויון בהכנסות בישראל.

גידול הומוגני בהשכלה כללית מקטין את אי השוויון. לעומת זאת, גידול הומוגני בהשכלה התורנית (לימודים בישיבה) מגדיל את אי השוויון. התוצאה לגבי ההשכלה התורנית אינה חזקה מבחינה סטטיסטית, אולם לפחות ניתן לומר שגידול בהשכלה התורנית אינו תורם להקטנת אי השוויון כפי שתורם גידול בהשכלה הכללית. ניתן להסיק מכך כי כאשר שוקלים את נושא המימון הציבורי של לימודים בישיבה צריך להביא בחשבון את ההשפעה השלילית של פעולה כזאת על השוויוניות בחברה. בפרט, אנו ממליצים להתנות מימון כזה בהקניית כישורי עבודה לתלמידי הישיבות.

ניתוח בעזרת רגרסיה של הגורמים לאי שוויון בהכנסות משקי הבית בישראל

מאת

פרופ' איל קמחי, המחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל, האוניברסיטה העברית*

תמצית

המחקר עוסק בניתוח הגורמים לאי שוויון בהכנסות בישראל תוך שימוש בשיטה אמפירית של פירוק אי שוויון בעזרת רגרסיה. ניתן להשתמש בתוצאות הפירוק על מנת לכמת את ההשפעה של שינוי בגורם כלשהו על אי השוויון. לניתוח כזה יש חשיבות בעיקר בהקשר של גורמים הניתנים לשינוי על ידי מדיניות מתאימה. במחקר זה אנו מודדים את אי השוויון באמצעות מדד גייני ומתייחסים להשפעות של שינויים הומוגניים בגורמי המשפיעים על ההכנסה, כלומר בודקים בכמה ישתנה מדד גייני אם יגדל ערכו של משתנה כלשהו באחוז אחד לכל האוכלוסייה. המחקר בוחן את רגישות התוצאות לשיטת הרגרסיה ולהגדרת משתנה ההכנסה, וכמו כן בוחן את השינויים בתוצאות על פני זמן. הנתונים ששימשו למחקר נלקחו מסקרי הכנסות של השנים 2000 ו-2006.

בבחינת התוצאות נתמקד בתיאור ההשפעה של מספר שנות הלימוד וסוג ההשכלה על אי השוויון בהכנסות. בפרט, אנו מבחינים בין שנות לימוד בישיבה לבין שנות לימוד במוסדות אחרים, וזאת על סמך ההשערה המוקדמת ששנות לימוד בישיבה אינן תורמות ליכולת ההשתכרות של העובד כמו שנות לימוד במוסדות אחרים. התוצאות תומכות בהשערה זאת, ומראות שתוספת של שנת לימוד בישיבה לראש משק הבית מקטינה את ההכנסה לנפש באותו משק בית, בעוד שתוספת של שנת לימוד במוסדות אחרים מגדילה את ההכנסה לנפש. כתוצאה מכך, התוצאות מראות כי תוספת של אחוז אחד לשנות הלימוד בישיבה בכלל המדגם מגדילה את אי השוויון בהכנסות, בעוד שתוספת דומה לשנות הלימוד במוסדות אחרים מקטינה את אי השוויון. תוצאות אלה אינן רגישות לשיטת הרגרסיה, להגדרת משתנה ההכנסה ולהנחות על שוויון מקדמים בין קבוצות אוכלוסייה. אנו מסיקים כי כאשר שוקלים את נושא המימון הציבורי של לימודים בישיבה צריך להביא בחשבון את ההשפעה השלילית של פעולה כזאת על השוויוניות בחברה. בפרט, אנו ממליצים להתנות מימון כזה בהקניית כישורי עבודה לתלמידי הישיבות.

1. הקדמה

אי השוויון בהכנסות הוא נושא שזכה לתשומת לב מוגברת בספרות הכלכלית בעשרים השנה האחרונות, וזאת עקב ההכרה בחשיבותו של אי השוויון כגורם בעל משמעות בתהליך הצמיחה ולא רק כתוצר לוואי. במיוחד, מודגשת בשנים האחרונות הדאגה מהחרפת אי השוויון בעיקר במדינות המצויות בצמיחה מואצת כדוגמת סין והודו. אולם אי השוויון מחריף גם במדינות אחרות והופך לתופעה גלובאלית. בישראל, אי השוויון והעוני הנגזר ממנו הפכו לאחת הבעיות העיקריות של המשק. אי השוויון בישראל גדל באופן מתמשך על פני כשלושה עשורים

* המחקר מומן על ידי המוסד לביטוח לאומי, המרכז למחקר בכלכלה חקלאית ומרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל. הדעות המובעות במאמר זה הן באחריות המחבר בלבד ואינן משקפות את עמדותיהם של מוסדות אלה. מורן סנדל סייעה במחקר. תודה מיוחדת לפרופ' שלמה יצחקי על ההצעות המועילות והשימוש בתוכנה.

והגיע לערכים שהם מבין הגבוהים בעולם המערבי (בן דוד, 2009). צידון (2004) תולה את הגידול באי השוויון בישראל בצמיחה הטכנולוגית המואצת, אולם אין עוררין על כך שמדיניות הממשלה (או חסרונה) בתחומי ההשכלה והתעסוקה גם היא בעלת חשיבות מכרעת (דהן 2004). מאבק באי השוויון מחייב ידע נרחב על הגורמים לאי השוויון ועל משתנים המתואמים עם אי השוויון.

הגדלת הזמינות של נתונים מתאימים הביאה לפריחה של מחקרים על אי שוויון המבוססים על נתוני חתך של מדינות, סקרי כוח עבודה, סקרי משקי בית, ומפקדי אוכלוסין (Kimhi, 2004). חלק ניכר מספרות זו הוקדש למדינות בעלות הכנסה נמוכה או בינונית. אולם שיטות המחקר אומצו במקרים רבים ממחקרי אי שוויון במדינות מפותחות בעלות שוקי עבודה תחרותיים. לדוגמה, ניתוח של גורמי ביקוש והיצע לעבודה והשפעתם על התפתחות אי השוויון בשכר העבודה מתאים למדינה מפותחת שבה חלק מכריע מן העובדים מועסקים כשכירים במשרה מלאה, אך מתאים פחות למדינה בעלת שיעור גבוה של תעסוקה עצמית, תעסוקה במגזר הבלתי פורמאלי, וריבוי תעסוקות. נושא זה רלוונטי במיוחד לישראל, שבה שיעור ההשתתפות בכוח העבודה נמוך יחסית למדינות בעלות רמה דומה של תוצר לנפש. בנוסף, אי שוויון צריך להיות מנותח ברמת משק הבית, שהוא היחידה הטבעית לתצרוכת, ולא ברמת הפרט.

Heshmati (2004) מדווח כי אי השוויון בהכנסות ברמת משקי הבית יכול להיות מפורק על פי קבוצות אוכלוסייה, מקורות הכנסה, גורמים סיבתיים או מאפיינים סוציו-דמוגרפיים אחרים. פירוק של אי השוויון על פי קבוצות אוכלוסייה (Shorrocks, 1984) הוא כפי הנראה הפופולארי ביותר בספרות, ומאפיין במידה רבה את הדיון הציבורי בנושא אי השוויון בישראל. בנוסף לכך, הדיון בישראל התמקד בתפקיד המדיניות הציבורית בעיקר בתחום של תשלומי העברה (בן דוד, 2009; אחדות ואחרים, 2006). עובדה זו מחזקת את הצורך בניתוח מבני של אי השוויון לפי מקורות הכנסה. (Shorrocks (1982) הציע שיטה לפירוק אי השוויון לפי מקורות הכנסה, המתאימה למספר רב של מדדי אי שוויון. (Morduch and Sicular (2002) הציעו גישה כללית לניתוח אי שוויון בעזרת רגרסיה. גישה זאת מאחדת בתוכה את פירוק אי השוויון לפי מקורות הכנסה ואת פירוק אי השוויון לפי קבוצות אוכלוסייה. היתרון בשימוש בשיטות של רגרסיה מרובה הוא בכך שהן מאפשרות לנתח מספר רב של גורמי אי שוויון בעת ובעונה אחת ולזהות תרומות שוליות לאי שוויון של כל גורם. בין היתר, הן מאפשרות לנתח השפעה של משתנים רציפים, מה שלא ניתן בשיטה של פירוק לפי קבוצות אוכלוסייה. (Adams (2001) הרחיב את שיטת הפירוק בעזרת רגרסיה שהציעו (Morduch and Sicular (2002) למקרה שבו ניתן למדוד את התפלגות ההכנסה על פי מקורות הכנסה שונים (לדוגמה הכנסות מעבודה, מהון, מקצבאות). מאחר שמשתנים מסבירים עשויים להשפיע באופן שונה על כל מקור הכנסה, הוא חישב את התרומה לאי שוויון של כל משתנה מסביר בכל מקור הכנסה. עד היום, היתרונות של פירוק מדדי אי שוויון בעזרת רגרסיה לא זכו לתשומת לב ראויה בצורת יישומים אמפיריים. יוצאי דופן הם היישומים של (Wan (2004), (Wan and Zhou (2005), (Arayama et al. (2006), ו-Kimhi (2009). בעבודה זו נציע גם שתי בדיקות רגישות של התוצאות. אחת היא בדיקת הרגישות לשיטת הרגרסיה, על ידי שימוש ברגרסיית גייני כתחליף לרגרסיה ליניארית. אחד החסרונות של הרגרסיה הליניארית היא המשקל המופרז שניתן לתצפיות הרחוקות מהממוצע. הבדיקה השנייה היא של הרגישות של התוצאות לצורת חישוב ההכנסה, על ידי שימוש בהכנסה לנפש סטנדרטית

לעומת הכנסה לנפש פיזית.

הדגש בעבודה זו יהיה על הקשר בין אי שוויון והשכלה בישראל, היות שההשכלה היא אחד המפתחות העיקריים להצלחה בשוק העבודה. בניתוחים אמפיריים מסוג זה מקובל למדוד את ההשכלה באמצעות מספר שנות הלימוד. אולם, איכות ההשכלה עשויה להיות תלויה בסוג בית הספר שבו למד העובד. בפרט, בישראל קיים דיון ציבורי על הערך של הלימוד בישיבות שמתמקד בלימודי דת ומזניח את מקצועות הליבה. נטען שזו אחת הסיבות לעוני היחסי של האוכלוסייה החרדית (Gottlieb 2007). במחקר קודם (Kimhi 2009) נמצא כי הגדלת השוויוניות במספר שנות הלימוד של ראשי משק הבית בישראל, כמו גם הגדלה בשיעור אחיד של מספר שנות הלימוד, עשויים להקטין את אי השוויון בהכנסות. במחקר זה נבחן את התלות של תוצאה זו בסוג בית הספר, בהבחנה בין לימודים בישיבה לבין לימודים במוסדות אחרים. בפרק השני של העבודה נתאר את השיטות האמפיריות לפירוק אי שוויון בהכנסות באמצעות רגרסיה. בפרק השלישי נתאר את הנתונים שבהם נעשה שימוש ואת התוצאות האמפיריות. הפרק הרביעי יסכם.

2. מתודולוגיה אמפירית

שיטת הפרוק של אי השוויון באמצעות רגרסיה שהוצעה ע"י Morduch and Sicular (2002) מתאימה למדדי אי שוויון הניתנים לניסוח כסכום משוקלל של הכנסות משקי הבית:

$$I(\mathbf{y}) = \sum_i a_i(\mathbf{y}) y_i, \quad (1)$$

כאשר a_i הם המשקלות. ההכנסה עצמה מנוסחת כרגרסיה ליניארית:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2)$$

כאשר X היא מטריצה של משתנים מסבירים, $\boldsymbol{\beta}$ הוא וקטור של פרמטרים, ו- $\boldsymbol{\varepsilon}$ הוא וקטור של הפרעות סטטיסטיות. בהינתן וקטור של אומדים לפרמטרים \mathbf{b} , ניתן לבטא את ההכנסה כסכום של הכנסה חזויה וטעות תחזית, על פי:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{e}. \quad (3)$$

הצבה של (3) ב- (1) וחלוקה ב- $I(\mathbf{y})$, אנו מקבלים שהנתח של אי השוויון המיוחס למשתנה מסביר m הוא:

$$s^m = b_m \sum_i a_i(\mathbf{y}) x_i^m / I(\mathbf{y}). \quad (4)$$

(Shorrocks, 1983) הראה כי הפירוק "הטבעי" של מדד אי השוויון של גיני לפי מקורות

הכנסה יכול להיות מנוסח באופן הבא :

$$G(\mathbf{y}) = \sum_k \{ 2 \sum_i [i - (n+1)/2] y_i^k / n^2 / \mu \} \quad (5)$$

כאשר y_k היא ההכנסה ממקור k , שהוא סך ההכנסה, G הוא מדד גיני, μ הוא ההכנסה הממוצעת, n הוא מספר משקי הבית באוכלוסייה, ו- i הוא המספר הסידורי של משק הבית בהתפלגות ההכנסות. לכן, התבנית שבין הסוגריים המסולסלים, שאותה נסמן כ- S^k , היא החלק של y_k במדד גיני, ואילו החלק היחסי של הכנסה ממקור k בסך אי השוויון בהכנסות הוא :

$$.s^k = S^k / G(\mathbf{y}) \quad (6)$$

מאחר ש-(5) הוא מקרה פרטי של (1), ניתן לגזור ממנו את המתאים למדד גיני :

$$a_i(\mathbf{y}) = 2(i - (n+1)/2) / (\mu n^2), \quad (7)$$

ולראות ש-(6) הוא מקרה פרטי של (4). בהסתמך על פירוק זה, (Lerman and Yitzhaki (1985) הראו כי השינוי במדד גיני כתוצאה משינוי של אחוז אחד ב- y_k הוא $ME^k = (s^k - \mu_k)$, כאשר μ_k היא ההכנסה הממוצעת ממקור k . התאמה של נוסחה זו למקרה של פירוק אי שוויון באמצעות רגרסיה מאפשרת לחשב את ההשפעה של שינוי הומוגני של אחוז אחד בכל משתנה מסביר x_i^m על מדד גיני לאי השוויון בהכנסות (Kimhi 2009) כ- $ME^m = s^m - b^m \mu^m$, כאשר μ^m הוא ממוצע המדגם של משתנה מסביר m ו- b^m הוא מקדם הרגרסיה של אותו משתנה. Olkin and Yitzhaki (1992) הציעו את רגרסיית הגיני כתחליף לרגרסיה הליניארית. היתרונות שלה הן שאין צורך להניח קשר ליניארי בין המשתנה התלוי לבין המשתנים המסבירים, ושהיא נותנת משקל קטן יותר לתצפיות חריגות. Schechtman and Yitzhaki (2007) הרחיבו את השיטה למקרה של רגרסיה מרובה. בשיטת אמידה זו נעשה שימוש במחקר זה, לצורך השוואה לרגרסיה הליניארית.

3. נתונים ותוצאות אמפיריות

הנתונים ששימשו למחקר נלקחו מסקרי הכנסות של השנים 2000 ו-2006. הנתונים הם ברמת משק הבית ומייצגים את אוכלוסיית ישראל למעט תושבי קיבוצים, בדואים המתגוררים מחוץ ליישובים ודיירי מוסדות. הנתונים כוללים את סך ההכנסות של משק הבית וכן משתנים דמוגרפיים ואישיים. ההכנסה היא הכנסה ברוטו מכל המקורות, והיא תנורמל לנפש או לנפש סטנדרטית. משתנים מסבירים מרכזיים יהיו המין, המצב המשפחתי הגיל, ההשכלה והמוצא (כולל דת לילידי ישראל) של ראש משק הבית, גודל משק הבית והרכבו, ומשתני מיקום כגון גודל הישוב ואזור גיאוגרפי. את משתנה ההשכלה נפריד, כאמור, לשנות לימוד בישיבה ולשנות לימוד במוסדות אחרים. בשלב ראשון נבצע את פירוק אי השוויון לפי משתנים אלה, נשווה בין 2000 ו-

2006, ונבחן את הרגישות של התוצאות לשיטת הרגרסיה ולאופן חישוב ההכנסה לנפש. בשלב שני, נוסף משתנה דמה ללימוד בישיבה ונראה כיצד זה משנה את התוצאות. בשלב שלישי נבצע את פירוק אי השוויון רק למשקי בית שראשיהם למדו בישיבה.

ככלל, לא נמצאו הבדלים משמעותיים בין תוצאות הפירוק של הכנסה לנפש או הכנסה לנפש סטנדרטית, ובין תוצאות הפירוק בעזרת רגרסיה ליניארית או רגרסית גייני. בטבלה הבאה מוצגות תוצאות הפירוק של ההכנסה לנפש באמצעות רגרסיה ליניארית.

השפעות שוליות של משתנים מסבירים על מדד גייני לאי שוויון בהכנסה לנפש

2006		2000		משתנה
t-value	השפעה שולית	t-value	השפעה שולית	
<u>משתנים דמוגרפיים</u>				
2.09	0.0743	2.24	0.1011	נקבה
-5.11	-0.2650	-3.95	-0.1963	גיל
-0.84	-0.0153	-0.39	-0.0033	לא נשוי
-8.45	-0.6583	-7.75	-0.6839	שנות לימוד כללי
-0.48	-0.0171	-0.44	-0.0187	שנות לימוד בישיבה
3.71	0.2759	3.63	0.3085	מספר ילדים
3.71	0.1792	3.53	0.2177	מספר מבוגרים
1.96	0.1159	1.41	0.0650	לא יהודי
2.51	0.0740	3.91	0.2333	אב שאינו יליד ישראל
<u>סוג יישוב</u>				
1.97	0.0544	3.00	0.1355	ישובים יהודיים
-0.36	-0.0048	-0.75	-0.0191	בינוניים
-0.28	-0.0053	-0.12	-0.0016	ישובים לא יהודיים
<u>אזור מגורים</u>				
0.96	0.0352	0.85	0.0395	ירושלים
1.53	0.0757	1.55	0.0770	צפון
1.25	0.0446	1.35	0.0544	צפון-מרכז
0.37	0.0085	0.44	0.0091	מרכז-דרום
1.27	0.0506	1.22	0.0452	דרום
0.41	0.0112	0.18	0.0040	יהודה ושומרון

התוצאות מראות שמשקי בית בראשות אישה וראשי משק בית שאביהם נולד בחו"ל תורמים להגדלת אי השוויון, אך השפעה זו דועכת בין 2000 ו-2006. לעומת זאת, גיל ראש משק הבית תורם להקטנת אי השוויון, והשפעה זו מתחזקת לאורך זמן. המשתנים שהשפעתם על אי השוויון היא החזקה ביותר הם השכלה וגודל המשפחה. גידול הומוגני בגודל המשפחה מגדיל את אי השוויון, והשפעת מספר הילדים גדולה מהשפעת מספר המבוגרים. יש לציין שכאשר מפרקים את אי השוויון בהכנסה לנפש סטנדרטית, ההשפעה של מספר הילדים קטנה בכמחצית ואילו ההשפעה של מספר המבוגרים הופכת לשלילית. גם ההשפעה של מצב משפחתי מחליפה סימן בין שתי ההגדרות של משתנה ההכנסה. מכאן שיש להיזהר מהסקת מסקנות לגבי המשתנים המתארים את מבנה המשפחה. למרות זאת, הסימן של ההשפעה של מספר הילדים אינו משתנה,

ולכן ניתן להסיק שצמצום הילודה עשוי לסייע להפחתת אי השוויון בהכנסות בישראל. גידול הומוגני במספר שנות הלימוד במוסדות כלליים מקטין את אי השוויון. לעומת זאת, גידול הומוגני במספר שנות הלימוד בישיבה מגדיל את אי השוויון. התוצאה האחרונה אינה חזקה מבחינה סטטיסטית, אולם לפחות ניתן לומר שגידול בהשכלה התורנית אינו תורם להקטנת אי השוויון כפי שתורם גידול בהשכלה הכללית. ייתכן שההשפעה הלא-מובהקת של שנות הלימוד בישיבה על אי השוויון בהכנסות נובעת ממספרם הקטן יחסית של משקי בית שראשיהם למדו בישיבה. על מנת להתגבר לפחות באופן חלקי על בעיה זאת, הוספנו משתני דמה לסוג מוסד הלימוד (אחד לישיבות ואחד לכל האחרים, כאשר הקבוצה המושמטת הם אלה ללא השכלה). מודל זה נאמד לנתוני 2006 בלבד, וההשפעות השוליות הרלוונטיות מוצגים בטבלה הבאה (ההשפעות השוליות של המשתנים האחרים כמעט ולא השתנו – ראה טבלאות מלאות בנספח):

השפעות שוליות של משתנים מסבירים על מדד ג'יני לאי שוויון בהכנסה לנפש, 2006

השפעה שולית	משתנה
0.362	דמה – מוסד לימודים כללי
-0.740	שנות לימוד כללי
-0.012	דמה - ישיבה
0.004	שנות לימוד בישיבה

כל ההשפעות השוליות מובהקות ברמה של 1%. ניתן לראות כי ההשפעה השוויונית של שנות לימוד במוסד כללי נשארה חזקה ואפילו התחזקה מעט בהשוואה למודל הקודם. לעומת זאת, ההשפעה השולית של שנות לימוד בישיבה, שקודם לכן לא הייתה מובהקת, היא עתה חיובית ומובהקת. כלומר, להגדלת מספר שנות הלימוד בישיבה יש השפעה אי-שוויונית על התפלגות ההכנסות.

על מנת לבחון שוב את הרגישות של תוצאה זאת, חזרנו על תהליך פירוק אי השוויון בהכנסות עבור האוכלוסייה החרדית בלבד. גם במקרה זה נמצא כי ההשפעה של מספר שנות הלימוד בישיבה על אי השוויון היא חיובית ומובהקת, ואף חזקה יותר מכפי שנמצא במודל הקודם (0.288 לעומת 0.004). ניתן להסיק מכך כי כאשר שוקלים את נושא המימון הציבורי של לימודים בישיבה צריך להביא בחשבון את ההשפעה השלילית של פעולה כזאת על השוויוניות בחברה.

4. סיכום

בעבודה זו הדגמנו את השימוש בפירוק אי שוויון בהכנסות באמצעות רגרסיה לצורך בחינת ההשפעה של מדיניות ציבורית על אי השוויון בישראל. התמקדנו בשאלת ההשפעה של שנות הלימוד ושל סוג ההשכלה על אי השוויון, השפעה שנמצאה חזקה יותר מאשר השפעות של משתנים אחרים. שאלה זו מעניינת במיוחד בהקשר של ישראל מאחר שהחינוך הוא רובו ככולו ציבורי וממומן על ידי המדינה, וכן מאחר שקיים דיון ציבורי ער, בעיקר בתקופה האחרונה, על מימון הלימודים בישיבות והתכנים הנלמדים. מצאנו כי הגדלה בשיעור אחיד של מספר שנות

הלימוד במוסדות כללים עשויה להקטין את אי השוויון בישראל, בעוד שהגדלה דומה של מספר שנות הלימוד בישיבה תביא לתוצאה הפוכה. תוצאות אלה עמידות לשיטת הרגרסיה ולשיטת חישוב משתנה ההכנסה לנפש. ניתן להסיק מכך כי כאשר שוקלים את נושא המימון הציבורי של לימודים בישיבה צריך להביא בחשבון את ההשפעה השלילית של פעולה כזאת על השוויוניות בחברה. בפרט, אנו ממליצים להתנות מימון כזה בהקניית כישורי עבודה לתלמידי הישיבות.

רשימת מקורות

- אחדות, לאה, רפאלה כהן ומירי אנדבלד (2006). *ממדי העוני והפערים בהכנסות 2005 – ממצאים עיקריים*. ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.
- בן דוד, דן (2009). "מבט מאקרו על המשק והחברה בישראל." דו"ח מצב המדינה: חברה, כלכלה ומדיניות, עורך דן בן-דוד. מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, 13-44.
- דהן, מומי (2004). "הפערים בישראל: תפקידה של ההשכלה." רבעון לכלכלה מס' 51, 187-198.
- צידון, דני (2004). "הפערים בישראל: תפקידה של החדשנות הטכנולוגית." רבעון לכלכלה מס' 51, 175-186.
- Adams, Richard H, Jr. (2001). "Nonfarm Income, Inequality, and Land in Rural Egypt." *Economic Development and Cultural Change* 50: 339-363.
- Arayama, Yuko, Jong-Moo Kim, and Ayal Kimhi (2006). *Determinants of Income Inequality among Korean Farm Households*. Center for Economic Research Center Discussion Paper No. 161, School of Economics, Nagoya University.
- Gottlieb, Daniel (2007). *Poverty and Labor Market Behavior in the Ultra-Orthodox Population in Israel*. Policy Research Paper No. 4, The Van Leer Jerusalem Institute.
- Heshmati, Almas (2004). *A Review of Decomposition of Income Inequality*. IZA Discussion Paper No. 1221.
- Kimhi, Ayal (2004). *Growth, Inequality and Labor Markets in LDCs: A Survey*. CESifo Working Paper No. 1281.
- Kimhi, Ayal (2009). "Male Income, Female Income, and Household Income Inequality in Israel: A Decomposition Analysis." *Journal of Income Distribution* 18: 34-48.
- Lerman, Robert I., and Shlomo Yitzhaki (1985). "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States." *Review of Economics and Statistics* 67: 151-156.
- Morduch, Jonathan, and Terry Sicular (2002). "Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China." *The Economic Journal* 112: 93-106.
- Olkin, Ingram, and Shlomo Yitzhaki (1992). "Gini Regression Analysis". *International Statistical Review* 60: 185-196.
- Schechtman, Edna, and Shlomo Yitzhaki (2007). *Gini's Multiple Regression*. Unpublished manuscript. Electronic paper is available at: <http://ssrn.com/abstract=720641>.

- Shorrocks, Anthony F. (1982). "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50: 193-211.
- Shorrocks, Anthony F. (1983). "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98: 311-326.
- Shorrocks, Anthony F. (1984). "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica* 52: 1369-1385.
- Wan, Guanghua (2004). "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-Based Approach." *Journal of Comparative Economics* 32: 348-363.
- Wan, Guanghua, and Zhangyue Zhou (2005). "Income Inequality in Rural China: Regression-Based Decomposition Using Household Data." *Review of Development Economics* 9: 107-120.

Table 1: explanatory variables

Variable	Mean
Female	0.363
Unmarried	0.372
Non-Jewish	0.134
Foreign origin	0.741
Age	47.651
General schooling	0.959
Years general schooling	12.618
Ultra-Orthodox schooling	0.017
Years ultra-orthodox schooling	0.302
Adults	2.227
Children	1.099
Small locality	0.053
Mid-size Jewish locality	0.564
Mid-size non-Jewish locality	0.095
North	0.144
North-center	0.181
Jerusalem	0.106
South-center	0.102
South	0.134
Judea & Samaria	0.028

Table 2: regression results

Variable	OLS regression		Gini regression	
	Per-capita income	Income per equivalent adult	Per-capita income	Income per equivalent adult
Female	-0.770 (-10.3)	-0.715 (-9.56)	-0.768 (-10.1)	-0.713 (-9.49)
Unmarried	0.177 (2.34)	-0.334 (-4.60)	0.013 (0.17)	-0.357 (-4.85)
Non-Jewish	-1.288 (-9.25)	-1.580 (-11.5)	-1.091 (-7.53)	-1.491 (-10.5)
Foreign origin	-0.453 (-3.01)	-0.423 (-2.81)	-0.482 (-3.16)	-0.467 (-3.07)
Age	0.021 (9.06)	0.016 (6.91)	0.022 (8.65)	0.019 (7.82)
General schooling	-1.475 (-10.8)	-1.751 (-12.8)	-1.603 (-11.6)	-1.929 (-14.1)
Years general schooling	0.269 (25.0)	0.282 (25.8)	0.284 (25.7)	0.302 (26.9)
Ultra-Orthodox schooling	1.158 (4.45)	0.840 (3.14)	1.189 (2.81)	0.648 (1.66)
Years ultra-orthodox schooling	-0.021 (-1.72)	-0.028 (-2.19)	-0.006 (-0.24)	-0.006 (-0.27)
Adults	-0.267 (-11.2)	0.103 (4.24)	-0.333 (-9.36)	0.123 (3.62)
Children	-0.492 (-25.1)	-0.366 (-19.9)	-0.620 (-27.0)	-0.415 (-16.2)
Small locality	0.442 (2.57)	0.598 (3.30)	0.512 (2.98)	0.618 (3.40)
Mid-size Jewish locality	-0.404 (-4.64)	-0.331 (-3.82)	-0.361 (-4.15)	-0.311 (-3.58)
Mid-size non-Jewish locality	0.059 (0.48)	0.141 (1.10)	0.112 (0.88)	0.162 (1.24)
North	-1.139 (-12.5)	-1.104 (-11.7)	-1.141 (-12.4)	-1.098 (-11.6)
North-center	-0.889 (-8.55)	-0.828 (-7.95)	-0.888 (-8.55)	-0.828 (-7.94)
Jerusalem	-1.013 (-8.03)	-1.027 (-8.27)	-0.944 (-7.44)	-1.007 (-8.04)
South-center	-0.473 (-4.41)	-0.363 (-3.10)	-0.437 (-4.07)	-0.348 (-2.96)
South	-1.112 (-12.2)	-1.095 (-11.2)	-1.059 (-11.5)	-1.063 (-10.8)
Judea & Samaria	-1.168 (-8.36)	-1.212 (-7.99)	-1.089 (-7.71)	-1.179 (-7.75)
Intercept	3.395 (15.8)	3.141 (15.1)		
R ²	0.178	0.150		

Note: 14560 observations. t statistics in parentheses (based on bootstrapped standard errors in the Gini regressions).

Table 3: decomposition results: share of inequality attributed to each variable

Variable	OLS regression		Gini regression	
	Per-capita income	Income per equivalent adult	Per-capita income	Income per equivalent adult
Dependent variable:				
Female	-0.001 (-0.87)	0.009 (8.49)	-0.001 (-0.90)	0.009 (8.50)
Unmarried	0.003 (11.7)	0.003 (5.22)	0.000 (11.8)	0.003 (5.22)
Non-Jewish	0.064 (34.1)	0.072 (32.8)	0.054 (34.1)	0.068 (32.8)
Foreign origin	-0.020 (-26.5)	-0.016 (-23.8)	-0.021 (-26.5)	-0.017 (-23.8)
Age	0.022 (19.3)	0.006 (6.96)	0.022 (19.3)	0.007 (6.95)
General schooling	-0.018 (-17.4)	-0.024 (-18.9)	-0.020 (-17.5)	-0.027 (-18.9)
Years general schooling	0.170 (38.1)	0.197 (39.9)	0.180 (38.1)	0.211 (39.9)
Ultra-Orthodox schooling	-0.007 (-12.1)	-0.004 (-11.5)	-0.007 (-12.1)	-0.004 (-11.5)
years ultra-orthodox schooling	0.002 (11.5)	0.003 (10.9)	0.001 (11.5)	0.001 (10.9)
Adults	0.014 (16.0)	0.001 (4.10)	0.018 (16.0)	0.002 (4.11)
Children	0.131 (37.5)	0.065 (28.9)	0.165 (37.5)	0.074 (28.9)
Small locality	0.001 (3.51)	0.003 (7.25)	0.001 (3.50)	0.003 (7.25)
Mid-size Jewish locality	-0.007 (-11.3)	-0.006 (-10.7)	-0.007 (-11.3)	-0.005 (-10.7)
Mid-size non-Jewish locality	-0.002 (-30.1)	-0.005 (-28.7)	-0.004 (-30.2)	-0.005 (-28.7)
North	0.030 (22.0)	0.026 (20.2)	0.029 (22.0)	0.026 (20.2)
North-center	0.001 (1.01)	0.002 (2.39)	0.001 (1.00)	0.002 (2.40)
Jerusalem	0.009 (8.26)	0.008 (7.51)	0.008 (8.28)	0.008 (7.49)
South-center	-0.004 (-10.1)	-0.004 (-11.5)	-0.004 (-10.1)	-0.004 (-11.5)
South	0.011 (9.58)	0.011 (9.44)	0.010 (9.57)	0.010 (9.43)
Judea & Samaria	0.002 (3.32)	0.000 (0.72)	0.002 (3.31)	0.000 (0.72)
Residual	0.601 (74.3)	0.653 (89.9)	0.572 (65.7)	0.639 (84.2)
Total	1.000	1.000	1.000	1.000

Note: t statistics in parentheses (based on bootstrapped standard errors).

Table 4: marginal effects on inequality (%)

Variable	OLS regression		Gini regression	
	Per-capita income	Income per equivalent adult	Per-capita income	Income per equivalent adult
Dependent variable:				
Female	0.076 (59.3)	0.076 (52.6)	0.076 (59.3)	0.076 (52.6)
Unmarried	-0.014 (-46.6)	0.034 (45.1)	-0.001 (-45.7)	0.036 (45.0)
Non-Jewish	0.110 (33.3)	0.125 (41.3)	0.093 (33.4)	0.118 (41.2)
Foreign origin	0.072 (85.4)	0.064 (82.6)	0.076 (85.4)	0.071 (82.6)
Age	-0.257 (-98.8)	-0.187 (-106)	-0.259 (-98.8)	-0.224 (-106)
General schooling	0.362 (96.5)	0.399 (99.4)	0.393 (96.5)	0.439 (99.4)
Years general schooling	-0.740 (-109)	-0.699 (-98.7)	-0.782 (-109)	-0.748 (-98.7)
Ultra-Orthodox schooling	-0.012 (-14.5)	-0.008 (-14.4)	-0.013 (-14.6)	-0.006 (-14.4)
Years ultra-orthodox schooling	0.004 (13.9)	0.005 (14.0)	0.001 (14.6)	0.001 (14.3)
Adults	0.173 (77.1)	-0.056 (-96.1)	0.216 (77.1)	-0.067 (-96.1)
Children	0.278 (49.9)	0.168 (51.0)	0.351 (49.9)	0.191 (51.0)
Small locality	-0.005 (-15.7)	-0.005 (-10.7)	-0.006 (-16.0)	-0.005 (-10.6)
Mid-size Jewish locality	0.054 (71.4)	0.042 (60.6)	0.048 (71.4)	0.039 (60.6)
Mid-size non-Jewish locality	-0.004 (-28.6)	-0.008 (-36.1)	-0.007 (-28.3)	-0.010 (-36.1)
North	0.076 (31.3)	0.068 (43.9)	0.076 (31.3)	0.067 (43.9)
North-center	0.045 (35.1)	0.041 (39.6)	0.045 (35.2)	0.041 (39.6)
Jerusalem	0.036 (26.6)	0.034 (26.8)	0.033 (26.6)	0.033 (26.8)
South-center	0.009 (16.8)	0.006 (15.1)	0.008 (16.7)	0.005 (15.2)
South	0.051 (32.0)	0.048 (30.9)	0.049 (32.0)	0.046 (30.9)
Judea & Samaria	0.012 (15.7)	0.010 (13.3)	0.011 (15.7)	0.010 (13.3)

Notes:

Marginal effect is the percentage change in the Gini coefficient as a result of a uniform 1% increase in the explanatory variable.

t statistics in parentheses (based on bootstrapped standard errors).

Table 5: results for households with ultra-orthodox schooling

	Sample mean ^(a)	Regression coefficient ^(b)	Inequality contribution ^(c)	Marginal effect on inequality ^(c)
Unmarried	0.080	0.512 (1.34)	0.021 (2.69)	-0.004 (-0.61)
Foreign origin	0.669	0.188 (1.32)	0.011 (2.53)	-0.065 (-9.60)
Age	42.06	0.033 (4.09)	0.118 (4.77)	-0.727 (-14.4)
Ultra-Orthodox schooling	17.26	-0.027 (-3.54)	0.010 (1.41)	0.288 (13.1)
Adults	2.355	-0.180 (-2.44)	0.016 (1.84)	0.274 (13.4)
Children	3.239	-0.192 (-8.14)	0.225 (8.50)	0.604 (12.0)
Small locality	0.024	0.338 (0.54)	0.007 (2.21)	0.002 (1.14)
Mid-size Jewish locality	0.550	-0.013 (-0.06)	-0.000 (-1.05)	0.004 (8.73)
North	0.048	0.354 (1.40)	0.009 (2.26)	-0.001 (-0.44)
North-center	0.032	-0.816 (-2.12)	-0.003 (-0.40)	0.012 (1.06)
Jerusalem	0.446	-0.288 (-1.18)	0.017 (2.14)	0.095 (7.99)
South-center	0.052	0.207 (0.65)	0.005 (2.01)	-0.002 (-1.21)
South	0.080	-0.390 (-1.18)	0.005 (0.94)	0.024 (3.47)
Judea & Samaria	0.120	-0.180 (-0.81)	0.006 (1.79)	0.019 (4.51)
Intercept		1.747 (4.61)		
Residual			0.554 (13.3)	

(a) 251 observations.

(b) The dependent variable is income per-capita. $R^2=0.377$. t statistics in parentheses.

(c) t statistics based on bootstrapped standard errors.