



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

האוניברסיטה העברית בירושלים
The Hebrew University of Jerusalem



המרכז למחקר בכלכלה חקלאית
The Center for Agricultural
Economic Research

המחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל
The Department of Agricultural
Economics and Management

Discussion Paper No. 3.13

Farm Size Inequality in Israel: 1971-1995

By

Meital Reuven

Papers by members of the Department
can be found in their home sites:

מאמרים של חברי המחלקה נמצאים
גם באתרי הבית שלהם:

<http://departments.agri.huji.ac.il/economics/index.html>

P.O. Box 12, Rehovot 76100, Israel

ת.ד. 12, רחובות 76100

Farm Size Inequality in Israel: 1971-1995

Meital Reuven*

Abstract

Farm size inequality is a natural outcome of farm specialization and the advantages of scale economies for more successful farmers, but it could weaken the common interests among farmers and thus their political power. This is especially true for farms that are organized in cooperatives, such as the Israeli Moshav. The weakening of cooperation in the Moshav since the 1980s has contributed to increased farm diversity in both size and specialization, and this in turn further weakened the cooperatives and reduced their ability to use political power to promote common interests.

The purpose of this paper is to analyze the changes in farm size inequality among family farms in the Moshav sector between 1971 and 1995 and their determinants. We take advantage of two decomposition methodologies that have been used previously to analyze income inequality: decomposition of inequality by income sources and by regression. Each of these methods is applied to two inequality indices: the Gini coefficient and the CV index. Farm size is measured by the normative value of output, and outputs of different farm products represent different income sources. We use data from the two recent censuses of agriculture in Israel, 1971 and 1981, and subsequent 1995 farm survey that was based on the census questionnaires.

We find that farm size inequality has increased over the years. The decomposition by type of farm products shows that farm size inequality stems primarily from size inequality within poultry and beef farms. The decomposition by regression attributed most farm size inequality to capital stock and unobserved factors. While the importance of capital stock diminished considerably over the years, the slack was not captured by other explanatory variables but rather by unobserved factors, so that over the years it became more difficult to describe and explain farm size inequality.

* This paper is based on my M.Sc. thesis, submitted to the Department of Agricultural Economics and Management of the Hebrew University in February 2013, which was supervised by Professor Ayal Kimhi. I thank the Center for Agricultural Economic Research for financial support.

אי שוויון בגודל המשקים החקלאיים בישראל:

1971-1995

מיטל ראובן*

תקציר

אי שוויון בגודל של משקים חקלאיים הוא תוצאה טבעית של תהליכי התמחות וניצול יתרונות לגודל בידי חקלאים מצליחים יותר, אולם הוא עלול להחליש את האינטרסים המשותפים של החקלאים ולפגוע ביכולתם לנצל כוח פוליטי. דבר זה נכון במיוחד עבור חקלאים המאוגדים בקואופרטיבים כדוגמת המושבים בישראל. היחלשות הקואופרציה במושב מאז שנות השמונים תרמה להגדלת השונות בין המשקים, גם בגודל וגם בהתמחות, וזה בתורו החליש שוב את הקואופרציה והקטין את יכולתה להשתמש בכוח הפוליטי לקידום אינטרסים משותפים.

המטרה של מאמר זה היא לנתח את השינויים באי השוויון בגודל המשקים במגזר המושבי בין השנים 1971 ו-1995 ואת מקורותיהם. נעשה שימוש בשתי שיטות פירוק שהיו בשימוש בעבר לצורך ניתוח אי שוויון בהכנסות: פירוק אי שוויון לפי מקורות הכנסה ובאמצעות רגרסיה. כל אחת משיטות אלה הופעלה על שני מדדי אי שוויון: מדד ג'יני ומדד השונות. גודל המשק נמדד כערך התפוקה הנורמטיבי, וערכי התפוקה של סוגים שונים של תוצרת חקלאית שימשו כמקורות הכנסה. נעשה שימוש בנתונים משני מפקדי החקלאות האחרונים, של 1971 ו-1981, ומסקר החקלאות שנערך בשנת 1995 והיה מבוסס על שאלוני המפקדים.

נמצא שאי השוויון בגודל המשקים גדל לאורך התקופה. הפירוק לפי ענפים העלה שאי השוויון נובע בעיקר מאי שוויון בקרב משקי הבקר והעופות. הפירוק באמצעות רגרסיה ייחס את חלק הארי של אי השוויון בגודל המשקים למלאי ההון ולגורמים בלתי נצפים. בעוד שהחשיבות של מלאי ההון פחתה באופן משמעותי במשך התקופה, החלל לא נתפס על ידי משתנים מסבירים אחרים אלא על ידי הגורמים הבלתי נצפים, כך שלאורך השנים נעשה קשה יותר לתאר ולהסביר את אי השוויון בגודל המשקים.

* המאמר מבוסס על עבודת הגמר שלי לתואר מוסמך שהוגשה למחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל באוניברסיטה העברית בפברואר 2013, בהנחיית פרופ' איל קמחי. אני מודה למרכז למחקר בכלכלה חקלאית על מימון המחקר.

תוכן עניינים

1.....	פרק 1 - מבוא
3.....	פרק 2 - סקירת ספרות
3.....	2.1 השינוי המבני בישראל
4.....	2.2 גודל משק חקלאי
5.....	2.3 שינויים ומגמות
8.....	2.4 הגורמים המשפיעים על גודל המשק
11.....	פרק 3 - מתודולוגיה
11.....	3.1 מדדי אי שוויון
12.....	3.2 פירוק אי שוויון
18.....	3.3 פירוק אי שוויון לפי רגרסיה
19.....	3.4 השפעות שוליות
21.....	פרק 4 - נתונים
21.....	4.1 בניית בסיס הנתונים
21.....	4.2 המשתנים ברגרסיה
30.....	פרק 5 - תוצאות
30.....	5.1 פירוק אי שוויון לפי ענפי הייצור
33.....	5.2 פירוק אי השוויון לפי רגרסיה
46.....	פרק 6 - סיכום ומסקנות
48.....	רשימת ספרות
53.....	נספח 1- קיבוץ קטגוריות והמרות נתונים
55.....	נספח 2- פירוק אי שוויון גודל המשק הנמדד לפי ערך מוסף
56.....	נספח 3- פקודות לפירוק אי השוויון

פרק 1 - מבוא

אי השוויון בגודל המשקים החקלאיים גורם בעיקר להיחלשות האינטרסים המשותפים בין יחידות המשק. מסגרות השיתוף הנוצרות עבור המשקים, מצטמצמות ונחלשות ואת מקומן תופסות מערכות ארגוניות חדשות, המותאמות למושב המשתנה. השונות הגדלה כתוצאה מהתמורות במבנה הכלכלי והחברתי של המגזר החקלאי, מתבטאת בין היתר בהיווצרות אינטרסים שונים ומנוגדים בקרב קבוצות האוכלוסייה ומביאה לצמצום בסיס הפעילות המשותפת של המשקים (בן דרור וסופר, 2008).

בשנים הראשונות לקיומו התבסס המשק המשפחתי על משק מעורב המשלב בעלי חיים וגידולי שדה, ומאופיין במגוון של שימושי קרקע. המושבים התאפיינו בהומוגניות הן בתשתית הכללית והן בהרכב האוכלוסייה, הפערים הכלכליים והחברתיים הוגבלו על ידי הקצאה שוויונית של משאבים בסיסיים ומסגרות שיתופיות. בחלוף הזמן חל תהליך של מעבר למשקים בעלי התמחות ענפית. המעבר להתמחות ענפית התבטא, בין השאר, בחלוקה שונה של המשאבים והבליט את חשיבותן של היזמות האישית והיכולת להתמודד עם התנאים המשתנים כגורמים מבדלים בין חקלאים שונים (כהנוביץ, 1999). במקביל לתהליך ההתמחות, חלה ירידה בחוזק המערכות השיתופיות שאינן מסוגלות עוד להפעיל מנגנוני איזון להקטנת הפערים. ככל שגדלה מידת ההטרוגניות, מתחזקים ניגודי האינטרסים וחילוקי הדעות, ונפגעת היכולת של קהילות קטנות להתלכד סביב מטרות משותפות (קמחי, 2009).

החקלאות בראשית דרכה, שימשה כמקור ההכנסה העיקרי וכבסיס הכלכלי של תושבי הכפר. במהלך השנים חלה ירידה בנתחה של החקלאות במשק הלאומי בכלל ובמרחב הכפרי בפרט. את תהליכים אלו ניתן לייחס לשלושה מנגנונים מרכזיים: מנגנון ראשון, הוא הכניסה של אוכלוסייה עירונית אל תוך המרחב הכפרי בכלל ואל המושבים בפרט, המתבטאת בהופעת ביקושים חדשים למשאבי הקרקע של הכפר: מגורים, פעילויות כלכליות לא חקלאיות ומטרות פנאי ונופש. מנגנון שני, הוא הגידול המתמיד בפריון הייצור המלווה ביציאה של חלק מבעלי המשקים ממעגל הייצור ובהקטנת חלקה של החקלאות בתעסוקה ובהכנסה. ההתייעלות הגוברת גרמה לירידה במחירי התפוקות ולהרעה מתמשכת בתנאי הסחר, לצמצום הרווחיות הענפית ולהגברת הצורך בניצול יתרונות לגודל. מנגנון שלישי בעל חשיבות מכרעת לגבי המרחב הכפרי הוא מדיניות מוסדית, שבה החלטות ברמות שונות כולל שינויי חקיקה, משפיעות באופן ישיר ועקיף על המרחב הכפרי. ככל שגדל הייצור במשקים, הורחב תכנון הייצור בענפים השונים למניעת עודפי ייצור ונקבעו מכסות ייצור למספר ענפים: חלב, ביצים, בשר עוף וסוגים מסוימים של ירקות. בנוסף, הממשלה הפעילה לחץ על החקלאים להקטין את השימוש בחומרים מזהמים ולצמצם את אינטנסיביות הייצור בשל "עלויות חיצוניות" הנובעות מהתייעלות הייצור החקלאי (אפלבוט וסופר, 2004).

עד שנות החמישים התבסס המודל הכלכלי של המושב על משק מעורב, שבו כל יחידה משפחתית החזיקה מספר זהה של ענפים קטנים, מתוך מחשבה שבמשק המעורב קיים יתרון בפיזור הסיכונים הענפיים בחקלאות (כהנוביץ, 1999). משנות החמישים המבנה הענפי של המשק המשפחתי החל להשתנות, זאת כתוצאה מתהליכים של גידול בפריון הייצור ובתפוקה החקלאית, ירידת מחירים ועליית מחירי התשומות (אפלבוט וסופר, 2004). בשנות השמונים חלו תמורות ניכרות במבנה המשקי של המושבים. הדגם של המשק המסורתי הלך ונעלם ובמקומו בא המשק המתמחה (כהנוביץ, 1999). הירידה ברווחיות ענפי החקלאות, הביאה למעבר למשק מתמחה שעודד על ידי מוסדות התכנון. תהליך זה הביא לכך שעל מנת לשרוד כלכלית המשק חייב להיות גדול דיו, וחקלאים שלא הייתה להם היכולת להגדיל את משקם נפלטו מהענף. חלק מהחקלאים התמקדו בענפים שבהם התחרות איננה גדולה, כאשר לרוב התבססו על הכנסות נוספות שמקורן בפעילויות ושימושי קרקע לא-חקלאיים במשק, או על מקורות הכנסה חיצוניים למושב (בן דרור וסופר, 2008).

השוני בין המשקים הלך וגבר עם התעצמות תהליך ההתמחות והתבטא בגורמי הייצור החקלאי, בהיקפי הייצור, במכסות הקרקע והמים, בהיקף האשראי ובצורכי השינוק והאספקה. למעשה, המעבר למשק מתמחה היה כרוך בשינויים רבים בעקרונות היסוד של המושב. העיקרון המבוסס על חלוקה שוויונית של אמצעי הייצור היסודיים על-פי חלוקה פיזית שווה של המשאבים, לא יכול היה להמשיך ולהתקיים, בשל המבנה והאופי השונה של כל משק

מתמחה (בן דרור וסופר, 2008). מלבד המעבר למשק מתמחה, גם המשבר הכספי שפקד בשנות השמונים את ההתיישבות החקלאית הגביר את השונות ואת הפערים בהכנסות בין בעלי המשקים. הקשיים באכיפת התכנון החקלאי הלכו וגברו, נוצר קושי בפיקוח אפקטיבי על מכסות הייצור בתנאים של פירוק מסגרות ארגוניות כדוגמת השיווק המאורגן, צומצמו ואף בוטלו חלק מהסובסידיות והאשראי. מצב זה גרם למשבר אמון בין החקלאים לבין המערכת המוסדית (בן דרור וסופר, 2008). בשנות התשעים הלכה וגברה מגמת השימושים הכלכליים החדשים: עסקים לא חקלאיים, מבני אירוח לתיירים, פעילויות פנאי ומגורים בהשכרה. הללו הרחיבו את מגוון מקורות ההכנסה של בעלי המשקים, שהסתגלו לפעילות כלכלית שאינה בהכרח מתחום החקלאות. במציאות חדשה זו קיימת השפעה רבה על אופי המושב, שהפך מיישוב חקלאי מובהק ליישוב בו לא לכל תושביו זיקה כלכלית לחקלאות (בן דרור וסופר, 2008). בתכליתו, נועד המושב להיות יישוב חקלאי שיתופי ומרבית חבריו אמורים לעסוק בחקלאות. חברי המושב מאוגדים במסגרת רצונית של קבוצה בעלת אינטרסים כלכליים משותפים, המבוססת על שוויון זכויות וחובות של חבריה. עם הזמן איבדה הגדרה זו מתוקפה והיבטים רבים של השיתופיות נשחקו או נעלמו לחלוטין ואי השוויון בגודל המשקים גדל (בן דרור וסופר, 2008).

מטרת עבודה זו היא ללמוד על התפתחות אי השוויון בגודל המשקים החקלאיים בישראל בין השנים 1971-1995 ולבחון את הגורמים לאי השוויון בכל אחת מהשנים. עבודה זו שונה מעבודות קודמות בנושא בעיקר מבחינת שיטות הניתוח ובחינת הגורמים לו. למשל, Kimhi & Tsur (2011) בדקו את השינוי בהתפלגות גודל המשקים באותם שנים, אך חילקו את המדגם לשתי תתי תקופות והתמקדו בתרומת חלקיות משרת ראש המשק לשינוי בהתפלגות גודל המשק.

פרק 2 של העבודה סוקר את השינויים המבניים שחלו בענף החקלאות בישראל ובארצות שונות ואת הגורמים לגודל המשק. הפרק כולל הגדרה של גודל המשק ומציג מספר מדדים אפשריים המשמשים למדידתו. מבין המדדים המוצגים, בחרנו למדוד את גודל המשק לפי ערך ייצור.

בפרק 3 מוצגות שתי שיטות לפירוק אי השוויון, כאשר תחילה נציג את המדדים השונים בהם נשתמש בעבודה זו ולאחר מכן נציג את שתי שיטות הפירוק: פירוק אי שוויון לפי מקורות הכנסה ופירוק אי שוויון לפי רגרסיה. בכל אחת משיטות הפירוק נדגים את השימוש במדדים הנבחרים: מדד הג'יני ומדד ה-CV. בעבודה זו שיטת הפירוק של מקורות ההכנסה מיוחסת לענפי הייצור וסך ההכנסה מיוצג על ידי סך ערך הייצור. שיטת פירוק אי השוויון לפי רגרסיה, כשמה כן היא, מצריכה שימוש במודל רגרסיה לינארי ולאחר מכן מאפשרת לזהות את התרומה של המשתנים המסבירים לאי השוויון.

בפרק 4 מוצגים הנתונים ששימשו בעבודה זו ומורכבים משלושה מקורות: מפקדי החקלאות בשנים 1971 ו-1981 וסקר החקלאות וההתיישבות לשנת 1995. ליצירת מכנה משותף לשם השוואה בין 3 השנים, נדרשו התאמות שונות המפורטות בנספחים שנמצאים בסוף העבודה.

בפרק 5 נציג תחילה את תוצאות פירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור ונוכל לראות את התרומה של כל ענף ייצור לסך אי השוויון. בהמשך נציג את הסטטיסטיקה התיאורית של המשתנים המסבירים ברגרסיה ואת תוצאות הרגרסיה ולבסוף נציג את תוצאות פירוק אי השוויון לפי רגרסיה.

פרק 6 מכיל את עיקרי ממצאי המחקר והמסקנות העולות מהם. המסקנה הראשונה שעולה היא הגידול באי השוויון בגודל המשקים החקלאיים לאורך השנים. לפי תוצאות פירוק אי השוויון, ראשוני כי בראש ובראשונה, אי השוויון נובע ברובו מענף ייצור אחד- ענף העוף והבקר. בהמשך הפרק הועלו השערות להערכת אי השוויון בגודל המשקים בתקופה מאוחרת לשנת 1995.

פרק 2 - סקירת ספרות

המהפכה התעשייתית במאה ה-19 הייתה מן הגורמים העיקריים לתהליך ההדרגתי של הידלדלות האזורים הכפריים, שכן היא הביאה לנהירת האוכלוסייה הכפרית, שהייתה באופן מסורתי עתירת כוח עבודה בחקלאות, אל ערי התעשייה. היבט נוסף של המהפכה התעשייתית שהשפיע על אופייה של החקלאות והוסיף להידלדלות האוכלוסייה הכפרית היה הפיכת החקלאות מענף עתיר עבודה לענף ממוכן. הצורך ההולך ופוחת בידיים עובדות גרם במאה ה-20 לצמצום ניכר של האוכלוסייה הכפרית ולשינוי במאפייני התעסוקה של אוכלוסייה זו מעיסוק בלעדי בחקלאות ובשירותים גלויים, לענף העוסק בתחומים נוספים כגון תיירות, שירותים ותעשייה זעירה (נתן, 2007).

התרומה של המהפכה התעשייתית ושינויים נוספים הביאו לכך שהחקלאות במדינות מתועשות עברה שינויים דרמטיים במהלך המאה הקודמת. המאפיינים הבולטים של שינויים אלו הם: א. התכווצות של הסקטור החקלאי במונחים של תרומה לתוצר, ירידה בכמות העצמים והמועסקים בחקלאות ביחס לסך כח העבודה, וכן ירידה של מספר המשקים. ב. עלייה מובהקת בייצור החקלאי ובגודל המשק הממוצע (Weiss, 1996).

2.1 השינוי המבני בישראל

הכפר והחקלאות בישראל עוברים תהליכי שינוי רצופים מזה כמה עשורים. בתוך כך ניתן להצביע על שינויים מבניים פנימיים בתחום הארגון, התעסוקה והחברה ועל שינויים חיצוניים שהשפעתם על החקלאות והכפר רבה ואשר נובעים מההתפתחות האורבנית, שממדיניות הממשלה, מהתמורות בכלכלה הישראלית ומתנאי ובכללי הסחר העולמיים. השילוב של מבנה היסטורי קואופרטיבי ייחודי של הכפר בישראל והמטרות הלאומיות החשובות שנובע מהשינויים שעבר ומשליטת המדינה הכמעט מוחלטת במשאבי הקרקע והמים, יצרו מצב שהקנה לכפר מעמד ייחודי, אך גם הפך אותו לתלוי במדיניות ממשלתית. לכך היו השלכות רבות על התפתחותו ועל יכולתו לשרוד את השינויים והתמורות שעבר (כהן, 2007).

בישראל קמו ארבעה סוגים עיקריים של קואופרטיבים חקלאיים: קיבוצים, מושבים, מושבים שיתופיים וקואופרטיבים של ארגוני קניות. במהלך השנים, ככל שהחקלאות הישראלית התפתחה גדל מספרם וגודלם של הקואופרטיבים. לא בכדי צצו קואופרטיבים כפטריות לאחר הגשם. אחת מהמטרות החשובות להתאגדות כקואופרטיב הייתה יציבות פיננסית ותמיכה ממשלתית שכללה בין היתר ערבות לקואופרטיבים עבור ההלוואות שלקחו והחלפה של הלוואות לטווח הקצר או הבינוני, באשראי לטווח הארוך (Kislev, 2000).

בשנות השבעים הסקטור החקלאי היה שרוי במצב יציב יחסית בשל מדיניות ממשלתית שהעניקה תמיכות רחבות היקף לסקטור שכללו בין היתר אשראי זול וכמעט בלתי מוגבל. עד סוף העשור החלה הממשלה לצמצם בהדרגה את מעורבותה בתכנון ובתמיכה בחקלאות ובדומה לכלל הכלכלה בישראל באותה תקופה נהפכה ללא יציבה עקב האצת האינפלציה (Dolev & Kimhi, 2006). כאשר האינפלציה הלכה וגאתה, חלק גדול של הערך הריאלי של ההלוואה של הטווח הארוך, נשחק עוד לפני שהוחזר. באמצע שנת 1985 האצת האינפלציה הגיעה עד לכדי 500% בשנה. הממשלה מיהרה לנקוט צעדים מוניטריים ופיסיקליים לעצירת האינפלציה: המחירים הפסיקו לעלות והריבית עבור הלוואות קצרות טווח עלתה עד כדי 100% לשנה. עקב התנאים ששררו, הקואופרטיבים לא יכלו להחזיר את חובותיהם, שלוו בריבית בסדר גודל של 100% והתוצאה הייתה משבר גדול בסקטור החקלאי (Kislev, 2000).

שרשרת האירועים גרמה להתפרקות המערכת הקואופרטיבית שהיוותה את הרוב המכריע של הייצור החקלאי בישראל, ליציאה מענף החקלאות ולשינויים מבניים נוספים בענף שהואצו כתוצאה מהמשבר. במקביל, הכנסות החקלאים המשיכו לקטון, חקלאים נאלצו להגדיל את היקף הפעילות שלהם או למצוא מקורות הכנסה אחרים שמקורם לא בחקלאות על מנת לכלכל עצמם (Dolev & Kimhi, 2006). כפי שנאמר, בענף החקלאות הישראלי

התחוללו שינויים רדיקליים. בעבר הוא היה הענף העיקרי שעליו התבססה הכלכלה, אחר כך הוא הפך לענף משני בחשיבותו לתעשייה, כיום הוא מדורג גם מתחת לענפי השירותים והמסחר.

בישראל התרחשה מגמה זהה שלזו שבעולם, גידול בגודל המשק הממוצע מלווה בירידה של מספרי המשקים. גודל המשק הממוצע גדל מ- 95 דונם ב- 1981 ל- 147 דונם ב- 1995. במקביל, באותם השנים נצפתה עלייה בפעילות החוץ משקית. שינויים מבניים אלו נוצרו כתגובה לתנאי השוק. בין השנים 2001-1988, תנאי הסחר קטנו ב- 20%, דבר שהוביל להתדרדרות ולקיטון בהכנסה של החקלאים. באותה התקופה, הכנסה של חקלאים עצמאיים ירדה והפכה תנועתית יותר, בעוד שמקורות הכנסה אלטרנטיביים עלו. על מנת לשמור על רמה סבירה של הכנסה, החקלאים העצמאיים נדרשו להגדיל את היקף הפעילות החקלאית שלהם, דבר שניתן להשיג רק באמצעות יציאה של משקים אחרים מהסקטור החקלאי. משנת 1988 ועד 2001, מספר העצמאיים בחקלאות ירד מ- 50,000 לפחות מ- 20,000. ערך הייצור בחקלאות לא השתנה באופן משמעותי על פני התקופה, אך מיוצר כעת על ידי מספר מועט של משקים שהיקפם גדול יותר (Kimhi & Rekah, 2007).

2.2 גודל משק חקלאי

התעניינותם של גופים שונים (פוליטיים, סוציאליים ועוד) בהתפלגות גודל המשקים גוררת התעניינות בגורמים לשינויים בגודל המשקים החקלאיים. הגורמים לשינויים במספר המשקים ובגודלם הינם מורכבים וקשורים זה בזה, וכוללים מדיניות ממשלתית, שינויים טכנולוגיים ושינויים בשווקים של משקים חקלאיים ולא חקלאיים. המסקנות כיצד הגורמים הרלוונטיים משפיעים על גודל המשק, תלויות בסוג המדד שמשמשים עבור בדיקה של גודל המשק. ישנן דרכים רבות למדידה של גודל המשק המבוססות על תשומות ותפוקות שמהם ניתן ליצור מדדים שונים למדידת גודל המשק על ידי שימוש בניתוחים סטטיסטיים שונים. המדד השמיש ביותר הוא גודל המשק הממוצע בעוד שניתוחים סטטיסטיים אחרים עוסקים בהתפלגות המשק (Ahearn & Yee, 2004).

2.2.1 הגדרה ומדידה של גודל משק ממוצע

ישנן הגדרות שונות למושג משק, בספרות אין קונצנזוס מלא על הגדרה מדויקת. (Lund & price (1998) מפרשים את המושג משק ("holding") כיחידה העוסקת בייצור חקלאי. מבחינה תפעולית, מגדירים את המשק כיחידה בסיסית הכוללת שטחים שבהם מתבצעת פעילות חקלאית ומתייחסת לשטחים כיחידה אחת שנכללים בה: הון, מלאי, תחזוקה של בעלי חיים וכוח אדם. כמו כן, משק או מספר משקים יכולים להיות מנוהלים על ידי גוף אחד ("farm-business"). מלבד בעיית ההגדרה של מהו משק חקלאי, מתעוררת בעיה נוספת בזיהוי קבוצה של משקים הנובעת מסיווג האדמות לקטגוריה של אדמות מוחכרות. בפועל, מצב זה השתנה כך שקרקעות מוחכרות מיוחסות לחוכרים. בנוסף, יש להבחין בין פעילויות כלכליות, שאינן חקלאיות, המתבצעות בתוך תחומי המשק (כגון: תיירות כפרית, השכרת נדל"ן וכדומה), וכן בייצור חקלאי המתקיים על ידי גורם יחיד אך במספר משקים או חוות. על פי Lund & price (1998) מדידה של גודל משק חקלאי שונה ממדידה של פירמה רגילה. Lund (1983) טען כי "אין כלל מדד מקובל הנמצא בספרות הכלכלית בנושא גודל פירמה בכדי להשליך באופן ספציפי בהקשר החקלאי על גודל משק חקלאי", ולכן צריך להבין תחילה מהם המדדים למדידת גודל המשק.

2.2.2 מדדים שונים למדידת "גודל משק"

גודל שטח מעובד: מדד זה נמדד לפי יחידות שטח ונחשב לטריוויאלי ביותר. חשיבותו דלה מבחינה כלכלית וזאת ממספר סיבות: קרקעות בעלות איכות שונה מניבות תפוקות חקלאיות שונות. עבור סוגי גידול שונים רמת הרווחיות שונה וכל סוג גידול דורש גודל קרקע שונה בתהליך ייצורו החקלאי. כלומר ייתכן מצב שרמת הרווחיות של גידול שצורך גודל של שטח מסוים יהיה זהה לרמת הרווחיות של גידול אחר הצורך שטח אדמה קטן יותר. את הבעיות הללו ניתן לפתור חלקית, על ידי יצירת משקלות לפי איכות הקרקע, לפי ענף חקלאי וכיוצא באלה (Lund, 1983).

תפוקת המשק: מדד זה בעייתי מבחינת היכולת לסכום את התפוקות השונות מכיוון שהוא נמדד ביחידות של משקל (ק"ג, טון וכדומה) שאינן אחידות לכל סוגי הגידולים. מלבד זאת, מדד תפוקת המשק יכול להטעות, שכן כמות התפוקה נתונה לתנודות ולחוסר יציבות עקב היותה מושפעת ממצבי טבע.

ערך מלאי בעלי חיים, או ערך יבול השדה: מדד הנמדד ביחידות כספיות ומבוסס על ההכנסה מכל יחידה במלאי, או זמן העבודה המושקע בה.

ערך ייצור, או ערך מוסף: מדדים אלו נאמדים בערך כספי ובכך מאפשרים להתגבר על הבעיה של מדידת תפוקת המשק על פי היחידות השונות. מדדים אלו הינם פופולריים בקרב חוקרים למדידת גודל משקים, כיוון שהם מביאים את המרכיבים השונים למכנה משותף.

מחקרים רבים השוו בין תוצאות המדדים השונים. למשל, Ahearn & Yee (2004) בחנו את ההבדלים בין המדדים השונים. מלבד גודל השטח המעובד במשק, הם מדדו את גודל המשק בעזרת ארבעה מדדים נוספים: ערך הנכסים שכולל את ערך הקרקע והמבנים של המשק, תזרים ההכנסות של המשק, תזרים ההכנסות של המשק כולל העברות ממשלתיות ושיווי דמי השכירות עבור השטח המעובד במשק. Ahearn & Yee (2004) בחנו את חמשת המדדים בהתבסס על נתוני פאנל משנת 1960 ועד 1996 עבור 48 מדינות בארה"ב. המודל שבנו כלל 3 משוואות סימולטניות: גודל משק (כאשר המשתנה התלוי הינו אחד המדדים של גודל המשק), משוואה של פרודוקטיביות והמשוואה ה-3 הינה משוואה של ההסתברות שראש המשק יעבוד מחוץ למשק לפחות 200 ימים בשנה. המשתנים הבלתי תלויים במשוואת גודל המשק הם העברות ישירות של הממשלה, יחס המחירים עלות מכונה לעלות עבודה, התמחות ועוד. Ahearn & Yee (2004) הראו כי חמשת המדדים מניבים תוצאות דומות מבחינה איכותית. כלומר, כל חמשת המדדים מראים על גידול בגודל המשק. עם זאת, קצב הצמיחה עבור המדדים השונים לבדיקת גודל המשק, שונה עבור התקופה הכוללת ועבור תתי התקופה.

2.3 שינויים ומגמות

הסקטור החקלאי הן במדינות מפותחות והן במדינות מתפתחות עובר שינויים מבניים באופן תמידי. לשינויים המבניים בסקטור החקלאי יש השלכות חשובות על ההון העצמי, הפרודוקטיביות, היעילות של המשק, על הביקוש לשירותים ממשלתיים ותשתיות ועל הרווחה של הקהילות המקומיות. לכן, נושא זה נודע כבעל חשיבות בקרב כלכלנים וקובעי מדיניות (Tweeten, 1984). שינוי מבני הינו שינוי במשקל היחסי של מרכיבים משמעותיים של מדדים מצרפיים בכלכלה, כמו תוצר לאומי, צריכה, ייצוא וייבוא, אוכלוסייה וכוח עבודה. ההתמקדות היא על תהליכים אותם מניעה צמיחה כלכלית, המביאה לשינויים הנ"ל ושמבטאת באופן ישיר, או עקיף בשינויים ארגוניים או מוסדיים. על מנת ששינוי יחשב כשינוי מבני, הוא חייב להיות קבוע ובלתי הפיך, כזה שאינו נובע מעקות זמניות, או זעזועים חיצוניים (Goddard et al., 1993). קיימים שני אספקטים חשובים לניתוח הדפוסים והגורמים לשינוי המבני. שני אלמנטים אלו הקשורים זה בזה מתייחסים לכניסה ויציאה של משקים מהסקטור החקלאי, ולהתרחבות והתכווצות של המשקים שנשארו בסקטור החקלאי (Roe, 1995). Eastwood et al. (2004) מוסיפים כי מהירות השינוי המבני, כתוצאה מירידה במספר המשקים, שונה מאזור אחד למשנהו, ולכך יש השפעות חשובות על האזור הכפרי. אחת ההשפעות מתבטאת בכך שיציאה של משק מאיצה את הצמיחה של המשקים שנשארו בסקטור החקלאי משום שהמשאבים שהיו למשק היוצא, מתחלקים מחדש בין שאר המשקים (שטח אדמה ושאר גורמי ייצור). לשינוי המבני במגזר החקלאי יש השפעה חשובה על ההון, התפוקה והיעילות בחקלאות (Glauben et al., 2003).

אחד ממאפייני השינויים המבניים בסקטור החקלאי הוא שינוי בהתפלגות גודל המשקים. שינוי זה מעורר התעניינות רבה הגדלה בשנים האחרונות בזכות ההכרה שלמשקים המשפחתיים תפקיד חשוב בעיצוב צורת הנוף הכפרי, הכלכלה והחברה הכפרית (Dolev & Kimhi, 2010).

Weiss (1996) בדק באופן סימולטני את ההסתברות של משק חקלאי לשרוד לאורך תקופה ואת קצב הצמיחה שלו במידה ששרד. מחקרו נערך באוסטריה וכלל נתונים משלוש נקודות זמן בין השנים 1980 ל-1990. במחקרו שכלל טווח רחב של גדלים של משקים, מדד Weiss (1996) את גודל המשק בעזרת הפרמטר של מספר בעלי החיים בעדר. אחת המסקנות החשובות שעולה ממחקרו היא שקיימים שני ערכים של גודל משק המהווים "נקודת משיכה" יציבות לאורך זמן המכונים פלורליזציה בצמיחה. ממצא זה תומך ברעיון של Schumacher (1973) שהטביע את המונח "אמצע נעלם" שמשמעותו הוא שקיומם של משקים בינוניים איננו מצב יציב הנשמר לאורך זמן וכי משקים בינוניים הינם בעלי נטייה לצמוח ולהפוך למשקים גדולים או להתכווץ ולהפוך למשקים קטנים (Weiss, 1996).

בשנת 1999 בסס Weiss את דבריו והצליח לאפיין את המשקים הבינוניים ולקשר אותם להיקף התעסוקה של ראש המשק. Weiss (1999) מצא שמשקים ממוצעים באוסטריה נוטים להימצא בשני מצבים: מצב ראשון- משקים בינוניים בעלי התמחות חקלאית, צומחים באופן מהיר. המצב השני הוא שמשקים בינוניים בעלי היקף משרה חלקית בחקלאות צומחים לאט. כלומר, Weiss (1999) מצא שהפולריזציה בקצב הצמיחה קשורה קשר ישיר לגורם העבודה במשרה חלקית במשק. בין שתי נקודות המשיכה מתקיימים שני תהליכים מקבילים; האחד הוא של משקים עם חקלאים העובדים במשרה מלאה, הצומחים בקצב מהיר ונעים לעבר נקודת המשיכה הגבוהה, והשני הוא של משקים מתכווצים עם חקלאים העובדים במשרה חלקית, הנעים לעבר נקודת המשיכה הנמוכה, ולהם הסתברות נמוכה יותר להישאר בתהליך הייצור. (Dolev & Kimhi (2006); Rizov & Mathijs (2003) מצאו דפוס זה של גודל המשקים החקלאיים להיות בעלי נטייה להתפלגות דו מצבית במדינות שונות: הונגריה וישראל.

ההסבר של החוקרים הנזכרים לעיל לגבי "סופם" של משקים בינוניים הובן. אך מה עם משקים גדולים, מה עתידם של משקים קטנים? מי מהם בעל קצב צמיחה גדול יותר? והאם "החזק שורד"? ישנו מושג חשוב בספרות הקשור לגודל המשק החקלאי, הידוע בשם- חוק Gibrat. על פי חוק זה צמיחה של משקים אינה תלויה בגודל המשק במצב התחילי. החוק יושם כהנחה בתיאוריה של ארגונים תעשייתיים, וכן נבחנה תקפותו על הסקטור החקלאי. בבחינת החוק על הסקטור החקלאי נדחה רעיון החוק בהתבסס על נימוקים אמפיריים. למשל, Kostov et al. (2006) מצאו במחקרם שהתבסס על משקי חלב בצפון אירלנד, כי חוק גילברט מתקיים כאשר הניתוח כולל רק משקים גדולים ואילו כאשר מתווספים לניתוח משקים קטנים חוק Gibrat נדחה. Weiss (1999) חקר את התפלגות המשקים החקלאיים באוסטריה ומצא כי בניגוד לחוק Gibrat, קצב הצמיחה תלוי בגודל ההתחלתי של המשק.

Weiss (1996) בחן את השינוי המבני בסקטור החקלאי על ידי בדיקה סימולטנית של הישרדות וצמיחה. במאמרו הסתמך על נתונים של 50,000 משקים באוסטריה בין השנים 1980 עד 1990. Weiss (1996) טען כי אם קיימים שני משקים: אחד גדול והשני קטן, ולשניהם יש קצב צמיחה זהה ושלילי, משך הזמן שייקח למשק הגדול לצאת מהסקטור החקלאי הינו ארוך יותר מאשר משק קטן שייצא מוקדם הרבה יותר. בכל מרווח זמן נתון, למשקים הקטנים בעלי קצב צמיחה שלילי סיכוי נמוך יותר להישאר כ"שורדים" מאשר משקים גדולים בעלי קצב צמיחה שלילי. עם זאת, משקים קטנים צומחים בקצב מהיר יותר מאשר משקים בינוניים או גדולים לכיוון סף מסוים של היקף ייצור יעיל מינימלי מאשר משקים שנמצאים בסף או מעליו. כלומר, ישנו סף כלשהו של גודל משק אשר מהווה נקודת מעבר מקצב צמיחה אחד לקצב צמיחה שונה.

Rizov & Mathijs (2001) הציגו מודל שקובע כי משקים חדשים שנכנסים לסקטור החקלאי כמשקים קטנים, אם הם שורדים, יצמחו, בעוד שהמשקים שלא יצליחו, יישארו קטנים ובסופו של דבר ייאלצו לצאת מן הסקטור החקלאי. מסקנותיהם ממחקר שביצעו על פי סקר שנערך בהונגריה ב-1988, הראו כי המשקים הגדולים והישנים הם בעלי הסתברות גבוהה יותר לשרוד, ושקיים מתאם שלילי בין גיל המשק לבין הצמיחה כאשר גודל המשק מוחזק כקבוע.

הסבר אפשרי לכך ההישרדות של משקים גדולים קשור בכלכלה פוליטית של החקלאות. ניתן לומר כי מפעילים או מנהלי משקים גדולים הם בעלי מוטיבציה גדולה יותר, ומסוגלים להתאחד ולאגד לובי חזק להשגת תמיכה כלכלית מאשר המנהלים של המשקים הקטנים (Weiss, 1996).

במדינות מפותחות רבות תועדה התופעה של גידול המשק הממוצע במשך הזמן המלווה בירידה של מספר המשקים החקלאיים. הסבר טכני למגמה זו סיפקו Ahearn & Yee (2004) שבחנו את גודל המשק הממוצע על ידי מדד שטח דונם ממוצע. החוקרים הראו כי המדד גדל באיטיות ובקצב אחיד לאורך התקופה וזאת בשל העובדה כי סך השטח המעובד של כל המשקים החקלאיים, ירד בקצב איטי מקצב הירידה של סך המשקים. חוקרים אחרים סיפקו עדות למגמה של גידול המשק הממוצע וירידה במספר המשקים החקלאיים במדינות מפותחות: Eastwood et al (2004) הציגו את השינוי בגודל ממוצע של משקים על פי יבשות על פני השנים 1930 ועד 1990: בארצות אירופה וצפון אמריקה הראו כי חל גידול בגודל המשק הממוצע מאז 1950. לעומת זאת, בארצות אפריקה, אסיה ואמריקה הלטינית גודל המשק הממוצע ירד.

Kimhi & Rekah (2005) הציגו מסקנות זהות למגמה החלה בארצות מפותחות [ראה גם (Eastwood et al (2004), (2007), Hoppe et al. (2007), Dolev & Kimhi (2010)]. מפקדי חקלאות שנערכו בין השנים 1850 עד 1997 בארה"ב מצביעים על יציבות של גודל המשק הממוצע מ-1862 עד 1910. מ-1910 החל גידול שהאיץ ב-1950. מ-1950 ועד 1997 מספר המשקים בארה"ב ירד מ-5.4 לפחות מ-2 מיליון בשנת 1997. יחד עם זאת, גודל המשק הממוצע גדל מ-216 אקר ל-487 אקר במהלך אותה התקופה. בין השנים 1987 ל-1997 מספר המשקים החקלאיים בארה"ב ירד בשמונה אחוזים. מלבד זאת, מספר המשקים שמספקים את 50% התוצרת החקלאית של ארה"ב ירד ב-39%. ההיסטוריה הסטטיסטית במדינות בריטניה וקנדה מצביעות אף הן על גידול קבוע בגודל המשקים החקלאיים במהלך כל המאה העשרים, אם כי אצל בריטניה הגידול הדרגתי יותר. בין השנים 1966 ל-1997 מספר המשקים בגרמניה וצרפת צנח בכמעט 60% בעוד שגודל המשק הממוצע עלה ב-159% במהלך אותה התקופה.

להתפתחות החקלאית יש השפעות חשובות ומרחיקות לכת על החקלאי הבודד. עליה בגודל המשק החקלאי צריכה לספק רמה סבירה של הכנסה, דבר המצריך מהמשקים הקטנים להתרחב מעבר לגודל של משפחה אחת, לחפש תעסוקה מחוץ למשק או לצאת מן המגזר החקלאי (Weiss, 1996). Kimhi & Rekah (2007) דווחו על ירידה בהכנסות של המשקים החקלאיים בישראל. הקטנת ההכנסה בקרב החקלאים יכולה להיות בעלת 2 השפעות מנוגדות. מצד אחד, ירידה בהכנסה גורמת ליציאה של משקים חקלאיים ובכך תורמת לגידול המשקים הפעילים שנותרו בסקטור החקלאי. מצד שני, הירידה בהכנסה יכולה לעודד חקלאים להקצות יותר זמן לפעילות מחוץ למשק על מנת ליצור מקורות הכנסה נוספים. מאחר ששתי ההשפעות הנן תחליפיות, Kimhi & Rekah (2007) הניחו שההשפעה של עבודה מחוץ למשק תהיה נפוצה יותר בקרב משקים קטנים. בהמשך הוסיפו כי הפעילות החקלאית יכולה לגדול על ידי השקעה בהון. לכן, ניתן לומר כי 2 פרמטרים חשובים המשפיעים על רווחיות המשק ותורמים להצטברות של הון אנושי ופיסי הנם עבודה מחוץ למשק והשקעה בהון המשקי.

Ahituv & Kimhi (2002) אמדו מודל שמסביר באופן סימולטני את החלטות של ראשי המשק לעבוד מחוץ למשק ואת ההשקעה בהון, שתי החלטות הקשורות קשר הדוק זו בזו. הם השתמשו במפקדי החקלאות שנערכו בישראל בשנים 1971 ו-1981. על פי ממצאיהם, קיים קשר שלילי וחזק בין עבודה מחוץ למשק לבין צבירת הון משקי. ממצא זה מעיד על כך ששני משתנים אלו נעים בכיוון הפוך בגלל שגידול בהון מגדיל את התפוקה השולית של העבודה ולהפך. כלומר, הון אנושי והון פיסי הנם גורמי ייצור משלימים. שתי החלטות סימולטניות נוספות וחשובות במהלך חייהם של ראשי משקים חקלאיים, הנן חלקיות התעסוקה מחוץ למשק וההחלטה על רמת הפעילות החקלאית. Ahituv & Kimhi (2006) ניתחו את הקשר בין רמת הפעילות של המשקים החקלאיים ועבודה מחוץ למשק. גם הפעם הם בחנו את המשקים בישראל והתבססו על מפקד 1981 וסקר 1995. מתוצאות מחקרם עולה כי ראשי משק שהגדילו את היקף הפעילות החקלאית נטו לעבוד פחות מחוץ למשק. לעומת זאת, ראשי משק שצמצמו את פעילותם החקלאית, נטו לעבוד יותר מחוץ למשק.

2.4. הגורמים המשפיעים על גודל המשק

צעד חשוב בהבנת הכלכלה של השינוי המבני בחקלאות, הוא לבחון את הגורמים הסביבתיים המביאים לשינויים קבועים ביחסים של הסקטור החקלאי שהוגדרו לעיל כשינוי מבני. לשינוי המבני בחקלאות קיימים מספר תכונות: מאפיינים סוציו-אקונומיים, מחסומי כניסה, התמחות, מספר המשקים וגודלם ועוד (Goddard et al., 1993). Tweeten (1984) טען כי הגורמים העיקריים שקובעים את גודל המשקים החקלאיים ואת מספרם הינם שינויים טכנולוגיים, צמיחה כלכלית לאומית והכנסה של משקים מעיסוקים שאינם חקלאיים.

שינויים טכנולוגיים

חידושים טכנולוגיים מצמצמים את עלויות הייצור ומהווים תמריץ עבור היצרנים לרכוש טכנולוגיה חדישה. עם זאת, ככל שיותר ויותר יצרנים רוכשים את הטכנולוגיה, היצע התפוקה גדל ומחירה צונח. בעקבות הקידום הטכנולוגי בחקלאות, התרחשה נטייה לחסכון בכוח עבודה אנושי. התוצאה הייתה צמצום בביקוש לכוח עבודה שדרש ממשקים לצמוח על מנת לכסות עלויות ניהול ומימון (Weiss 1996). תהליך זה של קידום טכנולוגי אופייני יותר למשקים גדולים, שכן משקים גדולים הם בעלי בסיס משאבים גדול יותר או שהם מחלקים את עלות הטכנולוגיה החדשה ליחידות רבות יותר של תפוקה, כלומר, בעלי יתרונות לגודל. אופיין של טכנולוגיות חדישות דורש מינימום מסוים של גודל משק כדי שאימוץ הטכנולוגיה יהיה רווחי. לפיכך, שינויים טכנולוגיים ויתרונות לגודל גורמים לצמיחה בגודל המשק (Weiss, 1996).

היקף התעסוקה

לעיתים קרובות ראשי משק מחלקים את זמנם בין פעילות חקלאית לבין פעילות שאינה חקלאית. על פי סקרים שהתבצעו במדינות רבות, בין שליש עד שני שלישים מהחקלאים דווחו על עבודה בהיקף מסוים שאינה עבודה חקלאית (Kimhi, 2000). בנוגע להשלכות של חלקיות המשרה בתוך המשק הדעות חלוקות: הכנסה שמקורה איננה בחקלאות הינה בעלת 2 השפעות מנוגדות: מצד אחד, הכנסה מפעילות לא חקלאית נחשבת להשפעה מייצבת, כיוון שהיא מעכבת יציאה של משקים קטנים מהסקטור החקלאי. מצד שני, היקף משרה חלקי במשק נתפס לעתים קרובות כ"קרב פפיצה" אל מחוץ לסקטור החקלאי. הסבירות הנמוכה להישרדות וקצב הצמיחה הנמוך אצל חקלאי במשרה חלקית מחזקים את הטענה, כי חקלאות במשרה חלקית מקדמת את השינוי המבני במגזר החקלאי (Tweeten, 1984). בספרות קיים ויכוח מי מבין 2 ההשפעות הינה המכרעת. מספר מחקרים בדקו את ההשפעה של עבודה מחוץ למשק על יציאה מהסקטור החקלאי. Roe (1995) מצא כי עבודה מחוץ למשק מגדילה את ההסתברות ליציאה מהסקטור החקלאי. מנגד, היו חוקרים שהגיעו לתוצאות הפוכות: Eastwood et al (2004) מצאו כי במקרים של היקף עבודה חלקי במשק, יחד עם התמחות נמוכה, קצב היציאה של משקים איטי יותר. דבר זה מצביע על כך שהכנסות שאינן מעבודה חקלאית ומגוון רחב של סוגי ייצור, הגם בעלי השפעה מייצבת על השינוי המבני בחקלאות. Kimhi & Bollman (1999); Kimhi (2000) מצאו שעבודה מחוץ למשק מקטינה את ההסתברות של משקים להיפלט מהסקטור.

Kimhi & Tzur (2011) ניתחו את ההשפעה של משרה חלקית של ראש המשק על גודל המשק בישראל בשני פרקי זמן והתמקדו בהשפעה של היקף משרה חלקית והיקף משרה מלאה על השינוי בהתפלגות המשקים. הם מצאו כי בין השנים 1971 ל-1981, (תקופה המאופיינת בשגשוג ופריחה כלכלית בסקטור החקלאי בישראל), התרומה של היקף עבודה חלקי והיקף עבודה מלא היו בעלות השפעה דומה. עם זאת, בפרק זמן השני שנבדק 1981-1995, תקופה המאופיינת בשינויים חדים בכלכלה, היקף עבודה במשרה מלאה תרם לגידול בגודל המשק הממוצע, בעוד שגודל המשק הממוצע בקרב משקים בעלי משרה חלקית, ירד והתרומה הכמותית של משקים מסוג זה לסך השונוות של גודל המשק היה גדול יותר.

לגבי התרומה של היקף המשרה על אי השוויון בחקלאות, קמחי (2009) מצא כי לא ניתן להסיק באופן חד משמעי אם הכנסה מעבודה מחוץ למשק החקלאי מגדילה או מקטינה את אי השוויון בהכנסות ותלויה בסוג העבודה מחוץ

למשק: עבודה כשכיר מחוץ למשק תגרום לקיטון באי השוויון לעומת עבודה כעצמאי שתתרום לגידול באי השוויון. בנוסף, הכנסה מחקלאות תורמת לגידול באי השוויון, לכן, המשך הירידה במשקל החקלאות בהכנסות תושבי המושבים עשויה להגדיל את השוויוניות בהכנסות.

Weiss (1999), כנזכר לעיל, הצביע על קשר הדוק בין התעסוקה של ראש המשק בתוך המשק לבין צמיחת המשק. משקים, בהם ראש המשק עובד במשרה מלאה, צומחים מהר, בעוד שמשקים, בהם ראש המשק עובד במשרה חלקית, מתכווצים. Kimhi (2000) טען כי ניתן להסתכל על הסיבה לעבודה מחוץ למשק בכיוון הפוך, כלומר ראשי משק רוצים מלכתחילה לעזוב את הסקטור החקלאי בגלל סיבות אחרות, ולכן בוחרים לעבוד בהיקף משרה חלקית במשק כדי לעזוב בהדרגה את הסקטור ולא בבת אחת.

הון

ההון של המשק הינו אחד הגורמים החשובים ביותר לגידול בגודל המשק, קצב צמיחת המשק ויכולתו להמשיך בפעילות ייצור חקלאי. על פי Kislev & Peterson (1982), קיים מתאם חיובי וחזק בין הון לגודל המשק. במודל שהציגו, ההון כולל מכונות ועבודה הנקרא "שירותי מיכון" וגודל המשק נמדד בעזרת גודל השטח המעובד. השינויים הכמותיים בשירותי המיכון, מסבירים באופן מלא את השינויים הכמותיים בגודל המשק. חלק אינטגרלי ובלתי נפרד מההון במשק, הינו ההון האנושי. בין אם טכנולוגיה חדשה מושפעת משינויים במחירים היחסיים או לא, התפתחותה יחד עם גורמים נוספים כמו חינוך, סייע ללא צל של ספק להגדיל את הרמה של ההון האנושי. מרכיבי ההון האנושי כוללים בין היתר את גיל ראש המשק המשקף את מידת הניסיון המעשי והשכלתו שמשקפת את הידע התיאורטי.

השכלה

רמת ההשכלה של ראש המשק מאופיינת בהשפעה דו צדדית על גודל המשק: גידול בהון האנושי תורם ליעילות של המשק בהקצאת משאבים וביכולת לאמץ טכנולוגיות חדשות ולכן מאפשרים להגדיל את המשק Goddard et al. (1993). מנגד, רמת השכלה גבוהה מגדילה את האפשרויות של ראש המשק לתעסוקה מחוץ למשק (Sumner & Leiby, 1987), כך שההשפעה נטו על גודל המשק נשארת לא ברורה.

גיל

על פי Weiss (1999) השפעת גיל ראש המשק על ההסתברות לשרוד איננה לינארית. במאמרו מצא כי ההשפעה של הגיל על סיכויי הישרדות המשק היא חיובית עבור ראשי משק צעירים, והופכת להיות שלילית כאשר הגיל עולה מעבר ל- 51 שנה. Kimhi & Bollman (1999) מצאו מתאם חיובי בין הנטייה של ראשי משק לצאת מן המגזר החקלאי, לבין גיל ראש המשק. כלומר, הגיל מפחית את הנטייה לצאת מהסקטור החקלאי אצל חקלאים צעירים (בישראל, עד גיל 35) ומגדיל את הנטייה אצל חקלאים מבוגרים. באופן דומה, Eastwood et al (2004) מצאו כי קצב היציאה של משקים מושפעים ממאפייני המשק והמשפחה. קצב היציאה של משקים מהיר יותר במדינות בהן המשקים הנם קטנים, וגיל מפעיל המשק גבוה, ללא המצאות יורש.

מספר הנפשות במשק

Weiss (1999) טען כי מספר הנפשות במשק הינו גורם הקובע את הצמיחה וסיכויי ההישרדות של המשק. Weiss (1999) מצא כי תוספת של בן משפחה שגילו נע בין 6 ל- 15, תורם לצמיחה של המשק ב- 2.39% ומעלה את סיכויי ההישרדות ב- 1.9%. ממצאים אלו עקיבים עם הנאמר במאמרם של Upton & Haworth (1987) שטענו כי קיים מתאם חיובי בין צמיחה של משק לבין מספר הנפשות וכי מספר הנפשות במשק החקלאי מספק תמריץ וכוח עבודה למשק כדי להתרחב.

תנאי הסחר

תנאי הסחר בחקלאות מוגדרים כיחס בין מחירי התפוקה למחירי התשומות ומושפעים מהקידום הטכנולוגי. ביסודו, עניין זה פשוט להבנה: הקידום הטכנולוגי מרחיב את ההיצע ומוריד את מחיר המוצרים החקלאיים. Kislev & Peterson (1982) הציגו מודל שמורכב משרשרת של שינויים ביחסי מחירים, שבסופה נוצר גידול בגודל המשק הממוצע: עלייה של שכר העבודה במגזר הלא חקלאי מעלה את העלות האלטרנטיבית של כוח העבודה בחקלאות, וזו מעלה את היחס של השכר לעלות המכונות, ומגדיל את יחס ההון-עבודה, ועם כוח עבודה קבוע למשק, מעלה את גודלו של המשק. יש לציין כי על פי מודל זה, אין הכרח כי עלייה של גודל המשק תתקיים רק אם קיימת עלייה בשכר העבודה במשק, גם אם רק יחס הון-מכונות גדל, גודל המשק יגדל. הממצא יוצא הדופן אליו הגיעו הוא ש - 99% מהעלייה בגודל המשק בארצות הברית בתקופה 1930-1970 ניתן לייחס לעלייה ביחס המחירים של עבודה למכונות (הון).

von Massow et. al. (1992) בדקו גורמים אקסוגניים לשינוי המבני בענף גידול החזירים באונטריו שבקנדה והראו קשר הפוך בין יחס המחירים תשומות/תפוקות לקצב הצמיחה של משק. בין היתר הם בדקו את היחס בין מחיר הבשר למחיר התירס (בו מאכילים את החזיר). על פי תוצאותיהם, ככל שיחס מחיר הבשר- מחיר תירס, גבוה יותר, קצב יציאת המגדלים מהענף וקצב צמיחת גודל המשק הממוצע מואט.

מדיניות ממשלתית

במרבית מדינות המערב קיימת מדיניות ממשלתית ארוכת טווח לפיתוח ולתמיכה בחקלאות ובכפר. מדיניות זאת כוללת הגדרת מטרות ויעדים ארוכי טווח, תמיכה כלכלית ישירה ועקיפה, תמיכה מוסדית בכלים מסייעים שונים וסיוע בחקיקה מסדירה או מגינה. מעורבות ממשלה בחקלאות היא מנת חלקן של מדינות מפותחות ומתפתחות כאחת. סוג המעורבות והיקפיה משתנים בין מדינה אחת לשנייה (כהן, 2007). קיימות מגוון צורות של תמיכות ממשלתיות שנועדו לעזור לכלכלה הלאומית בכללותה ולסקטור החקלאי בפרט כגון: סבסוד מוצרים, סבסוד גורמי ייצור, פיצוי לאסונות טבע, סבסוד ביטוח תוצרת ועוד. דולב (2007) הציג בעבודתו את סוגי התמיכה השונים בענף החקלאות:

א. הסדרת שווקים: מעורבות המדינה בשווקים תיעשה על ידי חלוקת מכסות ייצור של התוצרת החקלאית, פינוי עודפים, מתן רישיונות לשימוש בגורמי ייצור, או קביעת מחירי התוצרת ופיקוח עליהם. גם האפשרות לאיגוד שיווקי של החקלאים לשיווק "ביד אחת" כלולה במסגרת זו.

ב. הספקת שירותים בעלי אופי ציבורי: איסוף והפצת מידע במסגרת זאת המדינה תחזיק ותממן גופים שונים, כגון: שירותי וטרינריה, שירותי הגנת הצומח והסגר, גופי מחקר ופיתוח, הדרכה והכשרה ועוד.

ממשלת ישראל נותנת שלושה סוגים של תמיכות בענף החקלאות: א. הגנה על התוצרת המקומית באמצעות מכסי מגן. ב. תמיכות עקיפות – קביעת מחיר מופחת לחקלאות והפחתת ההוצאות על כוח אדם (מכסת עובדים זרים).

ג. תמיכות ישירות: מענקים ותמיכות לשם השתתפות במימון הוצאות יצוא, ביטוח, השקעות בפיתוח וייצור.

פרק 3 - מתודולוגיה

3.1 מדדי אי שוויון

דיון בנושא חשיבות השפעות שונות על אי השוויון בהכנסה מתקיים מזה שנים. במהלך השנים הפך מקובל יותר לנסות לפרק את הערך המצרפי של אי השוויון לתרומת מרכיביו (Shorrocks, 1982). ההתעניינות המחודשת בצמיחה כלכלית, בכלכלה פוליטית ובהתפלגות ההכנסות הציבה את אי השוויון בהכנסות בראש מעיינותיהם של החוקרים. תחיית נושא אי השוויון בהכנסה העלתה שאלות אמפיריות שטרם נפתרו על דרך הניתוח של אי השוויון בהכנסה ועל הגורמים לאי השוויון (Morduch & Sicular, 2002).

מדד ג'יני

יש מגוון דרכים למדוד אי שוויון כאשר כל דרך מתארת את הסטייה מהתפלגות הכנסה אחידה. אחת מהדרכים היא שימוש בעקומת לורנץ. כלכלנים רבים משתמשים בעקומת לורנץ ובמדד ג'יני כדי למדוד את אי השוויון בהכנסה בתוך אוכלוסייה נתונה או בין אוכלוסיות שונות. עקומת לורנץ מתארת את דרגת אי השוויון בפיזור של מספרים, בדרך כלל בהתייחס לחלוקת ההכנסות. הציר האופקי מייצג אחוז מצטבר של מקבלי הכנסות המסודרות באחוזונים מתוך האוכלוסייה, ממוינים בסדר עולה של ההכנסה. הציר האנכי מציג את האחוז המצטבר של ההכנסה המתקבלת. עקומת לורנץ מוגדרת על ידי:

$$(1) \quad L(y) = \frac{\int_0^y x dF(x)}{\mu}$$

כאשר $F(y)$ הינה פונקציית התפלגות מצטברת של הכנסות הפרטים ו- μ הינו ממוצע ההכנסה. לעקומת לורנץ קשר הדוק למדד ג'יני המתאר מספרית את רמת אי השוויון (ערכיו נעים בין 0 ל-1). מדד ג'יני נגזר מהשטח בין קו השוויון המוחלט לבין עקומת לורנץ. השיטה לחישוב המדד הינה על ידי חלוקת השטח המוגבל בין עקומת לורנץ וקו השוויון המוחלט בשטח שמתחת לקו השוויון המוחלט. כאשר מדד ג'יני שווה לאפס, מדובר בחברה שוויונית לחלוטין, כלומר הכנסות שוות לכל משקי הבית, ואז עקומת לורנץ מתלכדת עם קו השוויון המוחלט. כאשר מדד ג'יני שווה לאחד, כל ההכנסות מרוכזות בידי משק בית אחד, ואז העקומה מתלכדת עם קו אי השוויון המוחלט. מתוך עקומת לורנץ המוצגת על ידי הפונקציה $Y = L(y)$, ניתן לחשב את מדד ג'יני, G , כ-

$$(2) \quad G = 1 - 2 \int_0^1 L(x) dx$$

מדד ג'יני הינו המדד המקובל בקרב החוקרים וזוכה להכרה נרחבת בספרות. למרות היותו כה פופולרי, מדד זה בעל חסרון הקשור לרגישות יתר לשינויים הנעשים במרכז ההתפלגות. כלומר, מדד הג'יני משתנה יותר כאשר יש שינויים בהכנסה של מעמד הביניים, יותר מאשר לשינויים המתרחשים בהכנסה בקרב עשירים או עניים. לכן, על פי Braun (1988), המדד מתאים בעיקר למחקרים העוסקים בשינויים בהכנסה של מרכז ההתפלגות.

מדד השונות

מדד השונות מודד את פיזור ההתפלגות סביב הממוצע, אך מאחר והסטיות מהממוצע מועלות בריבוע, הערכים הרחוקים יותר מהממוצע מקבלים משקל גדול יותר. הנוסחה עבור מדד השונות היא

$$(3) \quad \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\mu - y_i)^2}{n}$$

כאשר μ מייצג את ממוצע ההכנסה, y_i מייצג הכנסה של פרט i מתוך n הכנסות (או פרטים).

מקדם ההשתנות, מדד ה- CV (Coefficient of Variation)

מקדם ההשתנות הוא סטיית התקן של ההכנסה מחולק במוצע ההכנסה. מקובל גם למדוד את אי השוויון בעזרת מקדם ההשתנות בריבוע שניתן להצגה על ידי המשוואה

$$(4) \quad cv^2 = \sigma^2 / \mu^2$$

כאשר σ מייצגת סטיית תקן של ההכנסה ו- μ הינו ממוצע ההכנסה.

3.1.1 שימוש במדדים

בחירה במדד המתאים תלויה במטרת המחקר, ייתכן שמדד אחד יהיה עדיף על אחר למטרות מחקר מסוימות וכן יש לשקול את היתרונות אל מול החסרונות של כל מדד. שתי עובדות אלו הופכות את תהליך בחירת המדד המתאים לתהליך מורכב (Pflueger, 2005). בהיעדר קריטריונים ברורים לבחירת המדדים המתאימים לניתוח, חוקרים רבים בוחרים במדדים בהתבסס על נוחות או על פי טעמים מתודולוגיים. בעקבות הבעיות הכרוכות בבחירת המדד המתאים, Allison (1978) הציג במאמרו קריטריונים ברורים עבור מדדי אי שוויון:

- עקרון Pigou-Dalton להעברות: עקרון זה קובע כי ערכם של מדדי אי שוויון אמור לגדול כאשר הכנסה מועברת מפרט בעל הכנסה נמוכה לפרט בעל הכנסה גבוהה יותר ולהפך. רוב המדדים המוכרים מפרים את עקרון זה. במקרה של עבודה זו ניתן לומר כי מדד ג'יני ומקדם ההשתנות שייכים לקבוצת המדדים שמקיימים את העיקרון.
- הומוגניות באוכלוסייה: גידול (או קיטון) בגודל האוכלוסייה עבור כל רמת הכנסה, לא ישנה את ערך אי השוויון.
- סימטריה: ערך אי השוויון נשאר ללא שינוי אם פרטים מחליפים בינם מקומות בסדר ההכנסה.
- ערך אי השוויון אמור להיות אפס כאשר כל הפרטים בעלי הכנסה זהה, ובעל ערך חיובי במקרה אחר.
- העברות אחידות לכל פרט באוכלוסייה תגרום לשינוי בגודל אי השוויון הכללי. תוספת אחידה וחיובית של הכנסה לכל פרט באוכלוסייה תקטין את אי השוויון בעוד שתוספת אחידה ושליילית לכל פרט באוכלוסייה תגדיל את אי השוויון.

קריטריונים נוספים הוצגו במאמרו של Bourguignon (1979), אך החשוב מביניהם הוא התנאי שמדד אי שוויון יהיה ניתן לפירוק.

3.2 פירוק אי שוויון

מדד אי שוויון פריק מאפשר לאי השוויון להיות מחולק על פני תתי קבוצות באוכלוסייה או מקורות שונים. כדי שמדד אי שוויון יוכל להיות מוגדר כמדד פריק, סך אי השוויון אמור להתחלק לסכום משוקלל של אי שוויון של מקורות שונים, למשל מקורות הכנסה. פירוק אי שוויון הינה טכניקה לבחינת התרומות לאי שוויון של גורמים מסוימים. פירוק אי שוויון מניב אומדנים של אי שוויון וגורמיו, שבעזרתם ניתן להשוות בין אזורים שונים, בין אוכלוסיות שונות בזמנים שונים (Morduch & Sicular, 2002).

פירוק אי שוויון יכול גם לשמש לניתוח השפעותיהם של גורמים שונים על התפלגות ההכנסות. הניתוח בספרות מחולק לשתי קטגוריות עיקריות: פירוק אי שוויון לפי תת קבוצות ופירוק אי שוויון לפי מקורות הכנסה. הראשונה מתאימה למקרים בהם מתעניינים בהשפעתם של תת אוכלוסיות המוגדרות ע"י: מין, גיל, גזע ועוד. פירוק לפי קבוצות אוכלוסייה מתאר את התרומות של אי השוויון בתוך הקבוצות ובין הקבוצות לאי השוויון הכללי באוכלוסייה. הקטגוריה השנייה מתמקדת במקרים בהם ההכנסה מחולקת על פי מרכיבים שונים. למשל, פירוק מדד

ג'יני לפי מקורות ההכנסה מתאר את תרומתו של כל מקור הכנסה לאי השוויון בהכנסה, ומאפשר לזהות את מקורות ההכנסה שלאורך זמן גרמו לגידול באי השוויון הכולל ואת אלה שפעלו לצמצומו (Shorrocks, 1982).

עבור פירוק מדד ג'יני, Lerman & Yitzhaki (1985) הראו שתרומתו של כל מקור הכנסה למדד הג'יני הכולל, ניתן להציג כמכפלה של ערך הג'יני של המקור עצמו, חלקו בסך ההכנסה והמתאם שלו עם דירוגו בסך ההכנסה. הם הציעו דרך לענות על השאלה: איזו השפעה יש להכנסה ממקור מסוים על אי השוויון, כאשר ההכנסה מאותו מקור גדלה באחוז. עבור פירוק מדד ה-CV, Shorrocks (1982) הראה כי תרומתו של מקור הכנסה לאי השוויון שווה לממוצע של שני גדלים: אי השוויון שמתקבל כאשר מקור ההכנסה הינו המקור היחיד לאי השוויון, והירידה של אי השוויון שתיווצר כאשר נוריד את אותו מקור ההכנסה.

שיטות פירוק של מדד ג'יני לפי מקור הכנסה קיימות בספרות מאז 1970. עם זאת, Shorrocks (1982) היה הראשון להציע שיטת פירוק של מדדי אי שוויון לפי מקורות הכנסה, שניתן ליישמה עבור כל מדד אי שוויון שניתן לניסוח כצירוף ליניארי של סך ההכנסות, והציע לרשום את אי סך אי השוויון בצורה הבאה

$$(5) \quad I(Y) = \sum_{k=1}^K S_k$$

כאשר S_k שווה לתרומה של מקור ההכנסה k לסך אי השוויון. ניתן להציג תרומה זו כשבר של סך אי השוויון ולקבל

$$(6) \quad s_k = \frac{S_k}{I(Y)}$$

כאשר s_k מייצג את התרומה הפרופורציונלית של מקור k לאי השוויון הכולל. כל כלל שיוצר ערכים כלשהם עבור s_k ($\sum_k s_k = 1$), יקרא "decomposition rule", כלל פירוק. Shorrocks (1983) טען כי ניתן להציג כללי פירוק בעזרת מדדי אי שיוון שיכולים להירשם כסכום משוקלל של הכנסות, כלומר,

$$(7) \quad I(Y) = \sum_{i=1}^n a_i(Y) y_i$$

y_i הינו ההכנסה של פרט i

n מספר הפרטים באוכלוסיה

$Y = y_1, \dots, y_n$ הינו וקטור ההכנסות של משק בית,

a_i הנו וקטור המשקלות

נניח כי קיימים K מקורות הכנסה שונים. לכן, לכל פרט i סך ההכנסה בנויה מסכום ההכנסות מ- K מקורות. כלומר, אם כל y_i הינו סכום של מקורות הכנסה y_i^k מ- K מקורות שונים, אזי

$$(8) \quad y_i = \sum_{k=1}^K y_i^k$$

ניתן להציב את (8) ב-(7) ולקבל

$$(9) \quad I(Y) = \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^n a_i(Y) y_i^k = \sum_{k=1}^K S_k$$

כאשר

$$(10) \quad S_k = \sum_{i=1}^n a_i(Y) y_i^k$$

לכן, התרומה הפרופורציונלית של מקור k לסך אי השוויון היא

$$(11) \quad s_k = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) y_i^k}{I(Y)}$$

ומכאן סך התרומות שווה ל-1

$$(12) \quad \sum_k s_k = 1$$

Shorrocks (1983) הבחין כי הפירוק המופיע במשוואות לעיל מניב מספר אינסופי של כללי פירוק פוטנציאליים לכל אינדקס של אי שיוון מפני שהמשקלות המסומנות ב- $a_i(Y)$ ניתנים לבחירה באינסוף דרכים. לכן, התרומה הפרופורציונלית יכולה לקבל ערכים שונים בין מינוס לפלוס אינסוף. עם זאת, Shorrocks (1982) הראה איך הוספת מגבלות על בחירת המשקלות יכולה לצמצם את מספר הפירוקים האפשריים. Shorrocks (1983) יישם את הגישה הזו על מספר מדדי אי שוויון שמתוכם אציג את המדדים הרלוונטיים לעבודה: מדד ג'יני, השונות ומקדם ההשתנות, שמעתה ייקרא CV.

3.2.1 טכניקות פירוק עבור מדד ג'יני

קיימות 2 דרכים פופולריות לחישוב מדד ג'יני והתרומות עבור כל מקור הכנסה:

1. לפי מתן משקלות

2. לפי הגדרת שונות משותפת

פירוק ג'יני לפי מתן משקלות

כאמור, ניתן ליישם את שיטתו של Shorrocks (1983) לפי מדד ג'יני, כאשר המשקלות הן

$$(13) \quad a_i(Y) = \frac{2\left(i - \frac{n+1}{2}\right)}{n^2 \mu}$$

ולכן סך אי השוויון

$$(14) \quad I_{Gini}(Y) = \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) y_i$$

והתרומה הפרופורציונית

$$(15) \quad s_{Gini}^k = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) y_i^k}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) y_i}$$

כאשר i הינו המספר הסידורי של הפרט בהתפלגות ההכנסות (משקי הבית מסודרים בסדר עולה של הכנסה), n מייצג את מספר התצפיות, ו- μ שווה לממוצע ההכנסות.

פירוק ג'יני לפי הגדרת שונות משותפת

למדד ג'יני מספר רב של הצגות אלטרנטיביות שמאפשרות לתת לו פרשנויות שונות. אחת ההצגות שייכת ל- Lerman & Yitzhaki (1985) שיצרו צורת רישום חדשה למדד ג'יני שמוגדר לפי השונות.

Podder & Chatterjee (1998) הציגו במאמרם את דרך הניתוח להצגת מדד ג'יני על פי Lerman & Yitzhaki (1985). דרך הניתוח מתחילה בהצגת מדד ג'יני לפי הגדרת השונות

$$(16) \quad G = \frac{2cov(Y, F(Y))}{\mu}$$

כאשר Y מייצג את ההכנסה, μ , מייצג את ממוצע ההכנסה ו- $F(Y)$ מייצג את פונקציית ההתפלגות המצטברת של ההכנסה. נניח כי ההכנסה Y מורכבת מ- K מקורות הכנסה, y_1, \dots, y_K , לכן ניתן לרשום את סך ההכנסה בצורה:

$$(17) \quad Y = \sum_{k=1}^K y^k$$

מכאן, בקלות ניתן להראות כי

$$(18) \quad cov(Y, F(Y)) = \sum_{k=1}^K cov(y^k, F(Y))$$

באמצעות משוואות (17) ו- (18) ובעזרת מניפולציה פשוטה של כפל וחילוק ב- μ^k , נוכל לרשום את משוואה (14) בצורה הבאה

$$(19) \quad G = 2 \sum_{k=1}^K \left(\frac{\mu^k}{\mu} \right) cov(y^k, F(Y)) / \mu^k$$

כאשר μ^k הינו ממוצע ההכנסות של מקור ההכנסה k . בספרות העוסקת באי השוויון נהוג לרשום

$$(20) \quad C_k = 2cov(y^k, F(Y)) / \mu^k$$

C_k נקרא "Pseudo-Gini Coefficient" או מקדם הג'יני המדומה של מרכיב k בהכנסה.

נגדיר $\alpha_k = \mu^k / \mu$ α_k המייצג את חלקו היחסי של מקור הכנסה k בסך ההכנסה, ומכאן נוכל לרשום את מדד ג'יני,

$$(21) \quad G = \sum \alpha_k C_k$$

בדומה לרשום לעיל, על ידי הגדרה $F^k(y^k)$ כפונקציית ההתפלגות המצטברת של מקור הכנסה ספציפי k , לפי

Lerman & Yitzhaki (1985) ניתן לרשום את הג'יני המדומה

$$(22) \quad C_k = \frac{2cov(y^k, F(Y))}{\mu^k}$$

$$(23) \quad C_k = \left[\frac{cov(y^k, F(Y))}{cov(y^k, F^k(y^k))} \right] \left[\frac{2cov(y^k, F^k(y^k))}{\mu^k} \right]$$

ענה נגדיר את האיבר השני במשוואה (23) כ-

$$(24) \quad R_k = \frac{cov(y^k, F(Y))}{cov(y^k, F^k(y^k))}$$

R_k - "קורלציית ג'יני" בין מקור ההכנסה k והתפלגות סך ההכנסה ולכן,

$$(25) \quad G_k = \frac{2cov(y^k, F^k(y^k))}{\mu^k}$$

G_k הינו מדד הג'יני של מקור הכנסה ספציפי, k . ולכן נקבל

$$(26) \quad C_k = R_k G_k$$

ממשוואות (21) ו-(26) נוכל לקבל את הביטוי למדד ג'יני כפי שהציגו Lerman & Yitzhaki (1985)

$$(27) \quad G = \sum_{k=1}^K \alpha_k R_k G_k$$

הקשר בין 3 המרכיבים הוא בעל פרשנות אינטואיטיבית שאומרת שההשפעה של כל מרכיב בהכנסה לסך אי השוויון בהכנסה הכוללת, תלויה ב- 3 גורמים:

α_k - עד כמה חשוב מקור הכנסה הספציפי בסך ההכנסה.

R_k - עד כמה מקור הכנסה הספציפי וסך ההכנסה מתואמים.

G_k - עד כמה ההכנסה ממקור ספציפי מתפלגת באופן שוויוני או אי שוויוני.

ככל שהמכפלה בין 3 המרכיבים גדולה יותר, התרומה ממקור k לסך אי השוויון גדולה יותר. עם זאת, צריך לשים לב שבעוד ש- α_k ו- G_k תמיד בעלי ערכים חיוביים וקטנים מ- 1, R_k יכול לקבל ערכים בטווח של $[-1, 1]$. כאשר $R_k < 0$, הכנסה ממקור k תהיה בעלת מתאם שלילי עם סך ההכנסה ולכן תגרום לקיטון במדד ג'יני הכולל. אם מקור הכנסה מסוים מהווה חלק גדול מסך ההכנסה, אזי לאותו מקור הכנסה יש פוטנציאל להיות בעל השפעה גדולה על אי השוויון הכללי. עם זאת, אם ההכנסה מתפלגת באופן שוויוני ($G_k = 0$), מקור הכנסה הספציפי לא ישפיע על סך אי השוויון גם אם חלקו היחסי בסך ההכנסה הוא גדול. אם מקור הכנסה מהווה חלק גדול מסך ההכנסה ומתפלג באופן אי שוויוני (G_k ו- α_k גדולים), זה יגרום לגידול או קיטון באי השוויון, תלוי באיזה חלק של ההתפלגות נמצאים אותם משקי בית שמרוויחים את ההכנסה הזו. אם מקור הכנסה הספציפי מתפלג באופן אי שוויוני וההתפלגות נוטה לעבר החלק העליון של מקבלי ההכנסות הגבוהות (R_k חיובי וגדול), תרומתו של מקור הכנסה לאי השוויון תהיה חיובית. ובאופן דומה, אם מקור הכנסה הספציפי מתפלג באופן אי שוויוני וההתפלגות נוטה לעבר החלק התחתון של מקבלי ההכנסות הנמוכות, למקור הכנסה תהיה השפעה שוויונית על התפלגות הכנסה. כלומר, ההכנסה תהיה בעלת תרומה שלילית לאי השוויון הכללי.

3.2.2. שכניקות פירוק עבור מקדם ה-CV בריבוע והשונויות

קיימות 2 דרכים פופולריות לחישוב מדד השונויות וה-CV בריבוע

1. לפי מתן משקלות

2. לפי הגדרת שונויות משותפת

פירוק ה-CV בריבוע והשונויות לפי מתן משקלות

על פי Shorrocks (1983) המשקלות המתאימים למדדים אלו הם

$$(28) \quad a_i(Y) = (y_i - \mu) / (n\mu^2)$$

ולכן מדד אי השוויון

$$(29) \quad I_{CV}(Y) = I_{Var}(Y)/\mu^2 = \frac{1}{n\mu^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)y_i$$

$$= \frac{var(Y)}{\mu^2} = \frac{cov(Y,Y)}{\mu^2}$$

והתרומה הפרופורציונלית עבור מקור הכנסה מסוים, k

$$(30) \quad s_{CV}^k = s_{Var}^k = \frac{\sum_i (y_i - \mu)y_i^k}{\sum_i (y_i - \mu)y_i} = \frac{cov(Y^k, Y)}{var(Y)} = \frac{\rho_k \sigma(Y^k)}{\sigma(Y)}$$

התרומות הפרופורציונאליות של השונות ושל CV בריבוע שקולות, וזאת כיוון שהמרכיב μ^2 מצטמצם עבור ה-CV בריבוע (Morduch & Sicular, 2002).

ρ_k מייצג את המתאם בין מקור הכנסה Y^k לבין סך ההכנסה, Y .

(.) σ מייצג את סטיית התקן.

פירוק ה-CV והשונות לפי הגדרת שונות משותפת

(Shorrocks (1982) הציע דרך שונה בה נוכל לקבל את אותו פירוק עבור השונות,

$$(31) \quad \sigma^2(Y) = \sum_k \sigma^2(Y^k) + \sum_{j \neq k} \sum_k \rho_{jk} \sigma(Y^k)$$

ρ_{jk} מייצג את המתאם בין מקור הכנסה Y^k לבין Y^j . אם שתי ההכנסות אינן מתואמות, אזי נקבל

$$(32) \quad \sigma^2(Y) = \sum_k \sigma^2(Y^k)$$

ולכן הפירוק $\sigma^2(Y) = \sum_k \sigma^2(Y^k)$ מיוחס לתרומה של מקור הכנסה k . אם $\rho_{jk} \neq 0$ עבור $j \neq k$, נאלץ להתמודד עם השפעות האינטראקציות בין גורמים שונים. מצב זה הוא מסורבל (למשל, 10 גורמים בעלי אינטראקציות האחד עם השני, דורשים 55 חישובים שונים). צריך לקבוע איך השפעת האינטראקציות צריכה להיות מוקצה בין התרומות של הגורמים השונים. הפירוק של השונות מייחסת לגורם k חצי מהערך של כל האנטרציות עם מקור הכנסה k . לכן, התרומה של מקור הכנסה k הופכת ל-

$$(33) \quad S_k(\sigma^2) = \sigma^2(Y^k) + \sum_{j \neq k} \rho_{jk} \sigma(Y^k) \sigma(Y^j) = cov(Y^k, Y)$$

סכימה של התרומות על פני K גורמי הכנסה מניבה את ערך אי השוויון המצרפי, ושוב הגענו לאותה תוצאת פירוק שהוצגה קודם. אם נרצה לדעת מהי התרומה לאי השוויון של מקור הכנסה מסוים לפי מקדם ההשתנות, נצטרך לחלק את התוצאה שקיבלנו במשוואה (33) ב- μ^2 , בדומה לנעשה במשוואה (29).

(Shorrocks (1982) הוסיף כי פירוק אי שוויון לפי מדד השונות אינו שימושי כיוון שהוא תלוי ממוצע. כלומר ערך המדד משתנה אם נעשים שינויים פרופורציונליים בכל מקורות הכנסה. לעומת זאת, מדד ה-CV הינו בלתי תלוי בממוצע ולכן לרוב בוחרים בו על פני מדד השונות. בעבודה זו נשתמש בפירוק אי שוויון לפי מדד ה-CV בכדי לדעת את התרומה של כל מקור הכנסה לסך אי השוויון. יחד עם זאת, כפי שניתן לראות במשוואה (30), התרומה היחסית של כל מקור הכנסה לאי השוויון זהה עבור שני המדדים.

3.3 פירוק אי שוויון לפי רגרסיה

הרגרסיה ככלי לפירוק אי השוויון היה קיים כבר מאז 1970. ניתוח לפי רגרסיה מאפשר לזהות משתנים אקסוגניים הידועים כמשפיעים על ההכנסה. משתנים אלו עשויים להיות בעלי רגישות לשינויי מדיניות והרגרסיה מאפשרת למדוד את השפעתם על אי השוויון בהכנסות (Kimhi, 2010). (Morduch & Sicular (2002) ו- (2003) Fields הרחיבו את שיטת הפירוק לפי מקורות הכנסה, לפירוק אי שוויון לפי גורמי ההכנסה על ידי שימוש בניתוח לפי רגרסיה. שיטת הפירוק המבוססת רגרסיה שימשה את Morduch & Sicular (2002) לנתח את דפוסי אי השוויון במחוז בצפון סין, ותהווה חלק לא מבוטל בעבודה זו. גישה זו עושה שימוש בשיטות פירוק אי שוויון לפי מקורות הכנסה ולא לפי קבוצות באוכלוסייה, אך משתמשת הן באומדן ההכנסות של משקי הבית והן במאפיינים השונים שלהם. שיטת פירוק זו עוזרת להתגבר על מגבלות של פירוק אי שוויון לפי קבוצות, למשל אפשרות להשתמש במשתנים רציפים ויכולת לשלוט באנדוגניות. לשיטה זו יתרונות חשובים על פני השיטות שקדמו לה. אחד מהיתרונות קשור בהקצאה מדויקת של התרומה של כל משתנה לסך אי השוויון. שנית, גישה זו היא גישה כללית במובן שניתן להשתמש בסוגים שונים של מדדי אי שוויון וכללי פירוק שונים.

(Morduch & Sicular (2002) הרחיבו את שיטת הפירוק לפי מקור הכנסה על ידי שילוב בין שיטת הפירוק שהציע Shorrocks (1982) יחד עם ניתוח רגרסיה. הם הציעו לרשום את ההכנסה כפונקציה של משתנים מסבירים (גורמי הכנסה), בצורה של רגרסיה ליניארית

$$(34) \quad Y = X\beta + \varepsilon$$

Y הינו וקטור מסדר $1 \times nX$, X הינו מטריצה מסדר $n \times M$ של משתנים מסבירים, כאשר הטור הראשון במטריצה הינו וקטור של אחדים. $e = (1, 1, \dots, 1)$ מסדר $1 \times nX$. β מייצג וקטור של מקדמים מסדר $1 \times M$, ε הינו וקטור של שאריות מסדר $1 \times nX$. בעזרת מדגם של תצפיות $\{y_i, x_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ ניתן לאמוד את המשתנים. וקטור המקדמים β מייצג את ההשפעה ("המחיר" או "המחיר") של המשתנים המסבירים על ההכנסה. על ידי שימוש במשוואת הרגרסיה, כאשר y_i מייצג הכנסה של פרט i , נקבל:

$$(35) \quad y_i = \sum_{m=1}^M x_i^m \hat{\beta}_m + \hat{\varepsilon}_i$$

$\hat{\beta}_m$ הינו וקטור אומדני המקדמים של רגרסיה מהסוג OLS ו- $\hat{\varepsilon}_i$ הנו השאריות של פרט i מאותה רגרסיה. עתה, כל אחד מן המרכיבים $x_i^m \hat{\beta}_m$ וכן $\hat{\varepsilon}_i$ יכולים להיחשב כמקורות הכנסה, מאחר וסכומם שווה לסך ההכנסה.

נציב את משוואה (35) לתוך משוואה (7)

$$(36) \quad \begin{aligned} I(Y) &= \sum_{i=1}^n a_i(Y) \sum_{m=1}^M x_i^m \hat{\beta}_m + \sum_{i=1}^n a_i(Y) \hat{\varepsilon}_i \\ &= \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^n a_i(Y) x_i^m \hat{\beta}_m + \sum_{i=1}^n a_i(Y) \hat{\varepsilon}_i \end{aligned}$$

נוכל להעביר את $\hat{\beta}_m$ אל מחוץ לסימן הסכימה (ללא אינדקס i), נחלק ב- $I(Y)$ ונקבל את התרומה היחסית עבור כל משתנה מסביר m לאי השוויון.

$$(37) \quad s^m = \hat{\beta}_m \left(\frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) x_i^m}{I(Y)} \right)$$

פירוק אי השוויון שהתקבל יכול לשמש עבור כל מדד אי שוויון שיכול להירשם כסכום משוקלל של ההכנסות.

כעת נוכל להציג את פירוק אי השוויון מבוסס רגרסיה לפי 3 מדדים: מדד הג'יני, מדד השונות ומדד ה- CV .

1. פירוק אי שוויון כאשר המשקלות הם המשקלות של ג'יני

$$(38) \quad a_i(Y) = \frac{2\left(i - \frac{n+1}{2}\right)}{\mu n^2}$$

$$(39) \quad s(x^m, Y) = \hat{\beta}_m \left(\frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) x_i^m}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) y_i} \right) = \left(\frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) \hat{\beta}_m x_i^m}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) y_i} \right)$$

2. פירוק אי שוויון כאשר המשקלות הם המשקלות של השונות / CV

$$(40) \quad a_i(Y) = (y_i - \mu) / (n\mu^2)$$

$$(41) \quad s_{cv}(x^m, Y) = s_{var}(x^m, Y) = \hat{\beta}_m \left[\frac{\sum_i (y_i - \mu) x_i^m}{\sum_i (y_i - \mu) y_i} \right]$$

$$= \hat{\beta}_m \left[\frac{\text{cov}(x^m, Y)}{\text{var}(y)} \right]$$

3.4 השפעות שוליות

עד עתה עסקנו בשאלת ההשפעה של מקור הכנסה על סך אי השוויון. כלומר, הצלחנו להסיק האם מקור הכנסה מסוים תורם לגידול או לקיטון באי השוויון הכללי. אך שאלת ההשפעה היחסית של מקור הכנסה לא נותן אינדיקציה לגבי השפעת השינוי של מקור הכנסה על אי השוויון. לכן, הכרחי יהיה למצוא דרך חישוב שתשקף את השינוי באי השוויון הכללי, כתוצאה משינוי באחוז אחד של מקור הכנסה ספציפי, דהיינו- השפעה שולית. מציאת השפעות שוליות הינן חיוניות כיוון שהן מהוות כלי חשוב עבור קובעי המדיניות, בעיקר בתחום רגיש כמו אי שוויון. השיטה של Lerman & Yitzhaki (1985) מאפשרת לחשב את ההשפעה השולית לפי מדד ג'יני של מקור הכנסה ספציפי על סך אי השוויון. ההשפעה השולית מבטאת את שיעור השינוי במדד ג'יני כתוצאה מגידול באחוז של מקור הכנסה מסוים, כאשר שאר הגורמים קבועים.

Shorrocks (1983) ערך השוואה בין s_k , התרומה היחסית של מקור הכנסה k ל- $\frac{\mu_k}{\mu}$, החלק של מקור

הכנסה k בסך ההכנסה. הוא טען כי ההשוואה הינה חיונית בכדי לדעת אם מקור הכנסה k הוא בעל השפעה שוויונית או אי שוויונית. במקרה של פירוק ג'יני, $s_k = 0$ אם k בעל התפלגות אחידה. לכן, שינוי בהכנסה זו הינה בעלת השפעה שלילית על אי השוויון. Lerman & Yitzhaki (1985) הציעו נוסחה התומכת ברעיון של Shorrocks (1983) והראו כי הגמישות של אי השוויון לפי מדד ג'יני, באם יש שינוי של אחוז ב- y_k , היא $\left(s_k - \frac{\mu_k}{\mu}\right)$. את נוסחת ההשפעה השולית הציעו Lerman & Yitzhaki (1985) בדרך הבאה:

$$(42) \quad \frac{\partial G}{\partial e_k} = \alpha_k (R_k G_k - G)$$

נחלק את (42) בסך אי השוויון, G ונקבל

$$(43) \quad \frac{\partial G / \partial e_k}{G} = \frac{\alpha_k G_k R_k}{G} - \alpha_k = \alpha_k (\eta_k - 1)$$

כאשר e_k מייצג את השינוי באחוז אחד בהכנסה מסוימת, k .

הנוסחה האחרונה מבטאת את אחוז השינוי באי השוויון כתוצאה משינוי באחוז של מקור הכנסה מסוים ששווה לחלקן היחסי (המקורי) של מקור הכנסה k בסך אי השוויון בהכנסה פחות החלק של מקור ההכנסה k , בסך ההכנסה.

ניתן לעשות שימוש נוסף בנוסחה של Lerman & Yitzhaki (1985) וליישם אותה לפירוק אי שוויון באמצעות רגרסיה. על ידי שימוש במקדמי הרגרסיה, ניתן לחשב את התרומה היחסית של כל משתנה מסביר בסך ההכנסה

$$(44) \quad \alpha^m = \frac{\hat{\beta}_m \sum_{i=1}^n x_i^m}{\sum_{i=1}^n y_i}$$

ולערוך את ההשפעה השולית על מדד ג'יני לאי-השוויון כתוצאה מגידול באחוז במשתנה המסביר m . לכן, במקום לחשב את $s_k - \alpha_k$, נחשב את $s^m - \alpha^m$. לשם כך, נצטרך להמיר את נוסחת הגמישות למונחי רגרסיה. כלומר נבצע 2 התאמות:

1. s_k ממשוואה (11) יוחלף ב- s^m ממשוואה (37).

2. החלק של מקור הכנסה k בסך כל ההכנסות, יוחלף בחלק של המשתנה המסביר בסך כל ההכנסות.

כאשר e_m הינו השינוי באחוז אחד במשתנה הבלתי תלוי m , נקבל נוסחה המתארת את שיעור השינוי במדד ג'יני כתוצאה מגידול באחוז של המשתנה המסביר, כאשר שאר המשתנים קבועים.

$$(45) \quad \frac{\partial G / \partial e_m}{G} = \hat{\beta}_m \left(\frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) x_i^m}{\sum_{i=1}^n a_i(Y) y_i} \right) - \frac{\hat{\beta}_m \sum_{i=1}^n x_i^m}{\sum_{i=1}^n y_i}$$

בפועל, החישוב נעשה בתכנת Stata באמצעות פקודה שנקראת "descogini" שמפרקת את אי השוויון בהכנסה לפי מקורות ההכנסה, נכתבה על ידי López-Feldman (2006). לאחר הרצת הפקודה התקבלה עבור כל משתנה ההשפעה השולית שלו על סך אי השוויון. לפירוט הפקודות ששימשו עבודה זו ראה נספח 3.

פרק 4 - נתונים

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (למ"ס) ערכה מדי 10 שנים מפקד מקיף לכל המגזר החקלאי. קובץ הנתונים הבסיסי של נתוני המפקד של שנת 1971, אשר שימש בעבודה, מנה 19,146 תצפיות במושבים. בקובץ הנתונים הבסיסי של נתוני המפקד של שנת 1981, אשר שימש בעבודה, נמנו 18,613 תצפיות במושבים. בשנת 1995 נערך סקר מדגמי, שכלל כ- 2,048 משקים חקלאיים מסוגים שונים. הסקר הקיף נושאים רבים הקשורים למשק החקלאי וכלל שאלות מתוך מפקדי החקלאות הקודמים ושאלות נוספות.

4.1. בניית בסיס הנתונים

טבלה 1 מסכמת את כמות התצפיות בכל שלב. בשלב הראשון נדרש תחילה להשמיט את כל התצפיות אשר ערך הייצור שלהן אפסי או חסר בכדי ליצור בסיס נתונים של משקים פעילים בלבד. השלב הבא הוא לבחור את המשתנים הרלוונטיים לנושא המחקר וליצור מכנה משותף של משתנים עבור מפקדי 1971 ו- 1981 וסקר 1995. לאחר הורדת תצפיות אפסיות ובעלות ערך חסר, מספר התצפיות של מפקד 1971 היה 19,052. מלבד התצפיות הבעייתיות של ערך הייצור הבחנו בתצפית אחת בודדה שערכיה אינם הגיוניים (למשל, כמות בני משפחה 713) ולכן הוחלט על השמטה של תצפית זו. בנוסף, עבור ניתוח הרגרסיה רצינו לבדוק מהו הענף העיקרי בכל משק, כלומר איזה ענף מבין ענפי הייצור השונים הוא בעל ערך הייצור הגבוה ביותר. לשם כך יצרנו משתני דמה לענפים השונים, שיקבל את הערך 1 עבור ענף בעל ערך הייצור הגבוה ביותר. מכיוון שהיו ענפים בעלי ערך זהה עבור שני ענפים (או יותר), הוחלט להשמיט את התצפיות עם ערכים שווים בין הענפים. ולכן בסך הכל מספר התצפיות במפקד 1971 הוא 19,028. במפקד 1981, הושמטו 26 תצפיות בעלות ערך חסר או אפסי של ערך ייצור, ולכן מספר התצפיות עמד על 18,587. בדומה למפקד 1971, גם כאן נדרש להשמיט תצפיות בעלות ענפי ייצור זהים בערכם, ולכן עבור שלב הרגרסיה מספר התצפיות הוא 18,559. בסקר 1995 היו בבסיס הנתונים המקורי כ- 2,048 תצפיות, הושמטו כ- 497 תצפיות לא רלוונטיות (ערך ייצור אפסי או חסר) ולכן מספר התצפיות עומד על 1551 תצפיות. בנוסף, בתהליך הרצת הרגרסיה הושמטו תצפיות שכללו ערכים חסרים של משתנים שונים ולכן מספר התצפיות קטן אף יותר (עמודה אחרונה).

טבלה 1. סיכום מספר התצפיות עבור כל שלב בעבודה

שנה	כמות התצפיות במקור	משקים פעילים	עיבוד עבור הרצת רגרסיה	פירוק אי שוויון לפי רגרסיה
1971	19,146	19,051	19,028	16,636
1981	18,613	18,587	18,559	17,734
1995	2,048	1,551	1,551	1,509

4.2. המשתנים ברגרסיה

הרציונל מאחורי בחירת המשתנים המסבירים היה לבחור את הגורמים המשפיעים על גודל המשק הנמדד לפי ערך הייצור. עתה נציג ונתאר כל אחד מן המשתנים הללו וננסה להציג רקע או תמונה כללית של התפלגות המשקים והשינוי שחל בכל משתנה בין שלוש השנים.

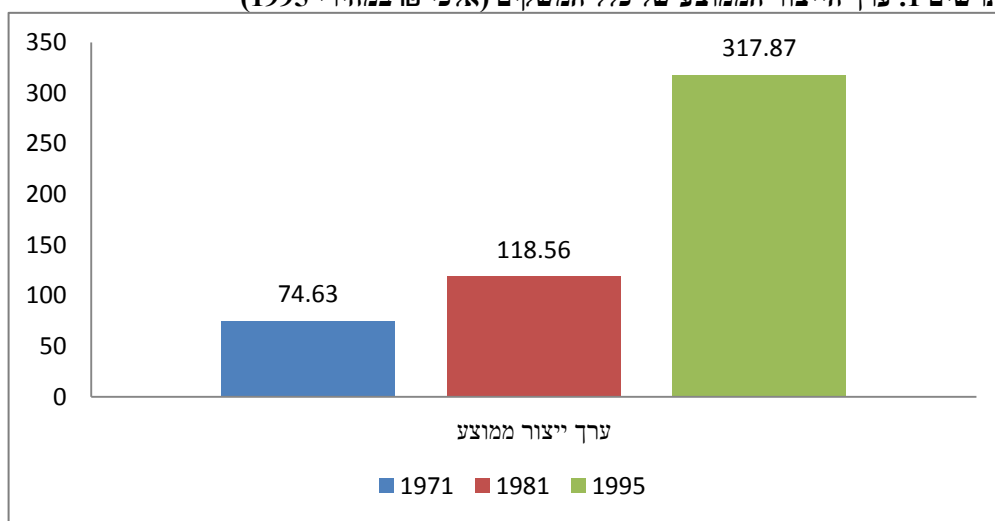
גודל המשק

גודל המשק הינו המשתנה התלוי הנמדד לפי ערך הייצור כאשר הערכים הם במחירי 1995 (אלפי ₪) ומהוונים במדד מחירי התפוקה החקלאית כפי שפורסם על ידי הלמ"ס. אפשרות נוספת ומתקבלת על הדעת היא למדוד את גודל המשק לפי ערך מוסף, אך מאחר וערך מוסף לא מצוי בנתוני מפקד 1971 בחרנו באפשרות הראשונה. אף על

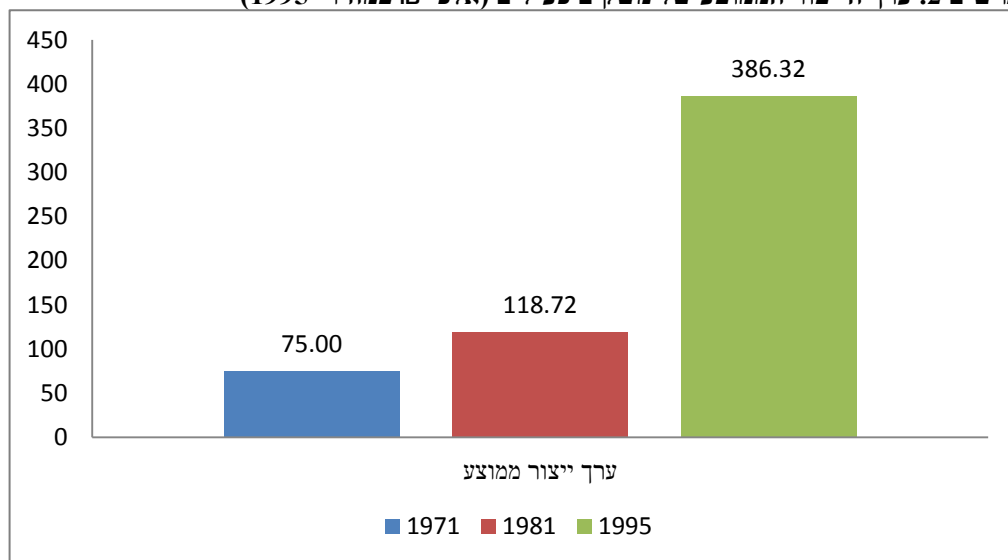
פי כן, התבצע פירוק אי שוויון לפי ענפי ייצור, כאשר גודל המשק נמדד לפי ערך מוסף עבור סקר 1981 ומפקד 1995 ומפורט בנספח 2.

בתרשים 1 נוכל לראות כי ערך הייצור הממוצע של כלל המשקים (הפעילים והלא פעילים), עלה במהלך השנים בקצב גדל: משנת 1971 ל- 1981, נרשמה עלייה של כמעט 59% בגודל המשק הממוצע. משנת 1981 ל- 1995 נרשמה עלייה של למעלה מ- 168% בגודל המשק הממוצע. בתרשים 2 מופיעים ערכי הייצור של המשקים הפעילים בכל שנה. ניתן לראות כי שיעור הגידול בערך הייצור הממוצע בין שנת 1971 ל- 1981 שווה בערכו לשיעור הגידול שחל בערך הייצור בבדיקת כלל המשקים באותם השנים. עם זאת, העלייה בין 1981 ל- 1995 הייתה גדולה יותר בבחינת המשקים הפעילים ועמדה על 225%.

תרשים 1. ערך הייצור הממוצע של כלל המשקים (אלפי ש"ח במחירי 1995)



תרשים 2. ערך הייצור הממוצע של משקים פעילים (אלפי ש"ח במחירי 1995)



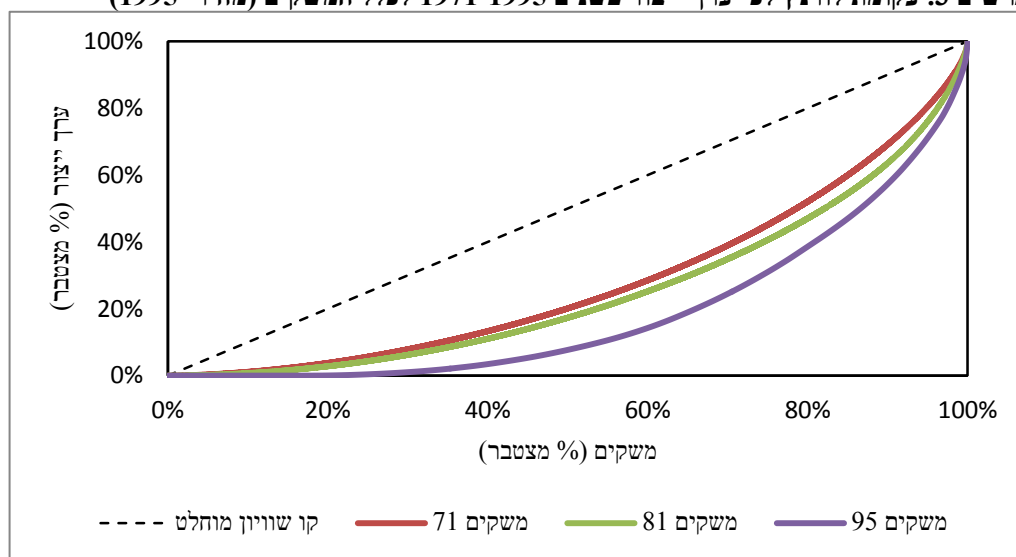
כמו כן, נרצה לבדוק האם חל שינוי באי השוויון במהלך השנים. בטבלה 2 מוצגים ערכי אי השוויון בגודל המשקים כפי שהתקבלו לפי מדד ג'יני ומדד CV. למעשה, לפי שני המדדים אי השוויון גדל בכל שנה. שיעור הגידול בערך אי השוויון בין 1971 ועד 1995 עמד על 24% לפי מדד ג'יני, ועל 26% על פי מדד CV.

טבלה 2. השוואה של סך אי השוויון על פי מדדי הג'יני וה- CV על פני 3 השנים

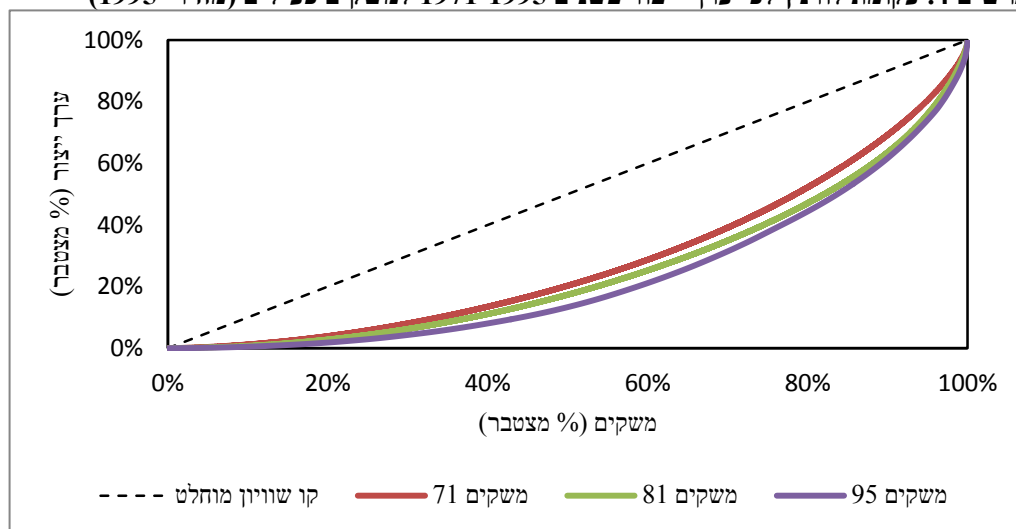
ערך ייצור	1971	1981	1995
ג'יני	0.4373	0.4938	0.5409
CV	1.1497	1.1845	1.4481

תיאור גרפי לעלייה באי השוויון בגודל המשקים ניתן לראות בתרשימים 3 ו- 4. אי השוויון גדל בכל אחת מהשנים אם כי משנת 1981 עד 1995, ערך אי השוויון עלה ביותר מהעלייה בין 1971 ל- 1981. בנוסף נוכל לראות כי מדרג אי השוויון זהה הן בבדיקה של כלל המשקים והן בבדיקה של המשקים הפעילים בלבד.

תרשים 3. עקומת לורנץ לפי ערך ייצור בשנים 1971-1995 לכלל המשקים (מחירי 1995)



תרשים 4. עקומת לורנץ לפי ערך ייצור בשנים 1971-1995 למשקים פעילים (מחירי 1995)

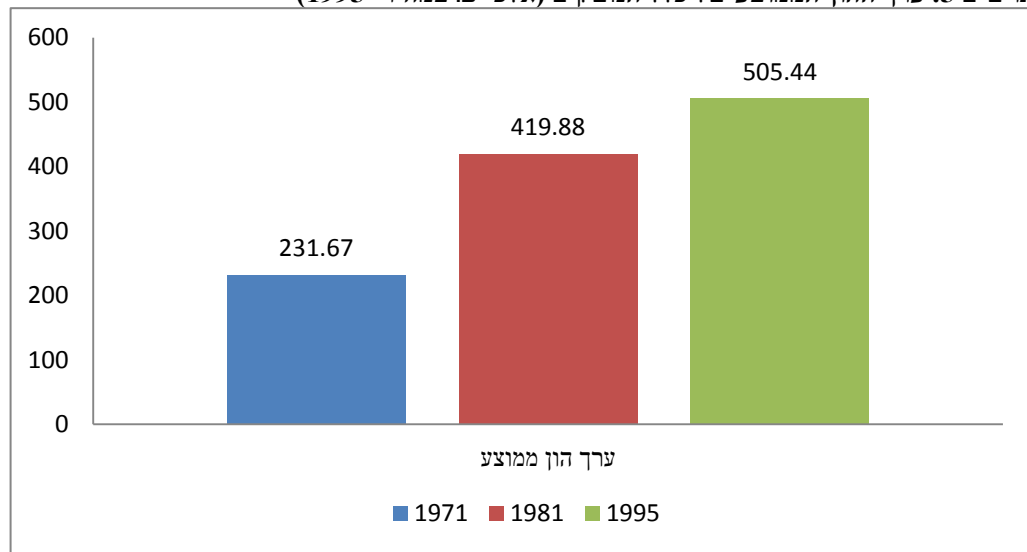


הון

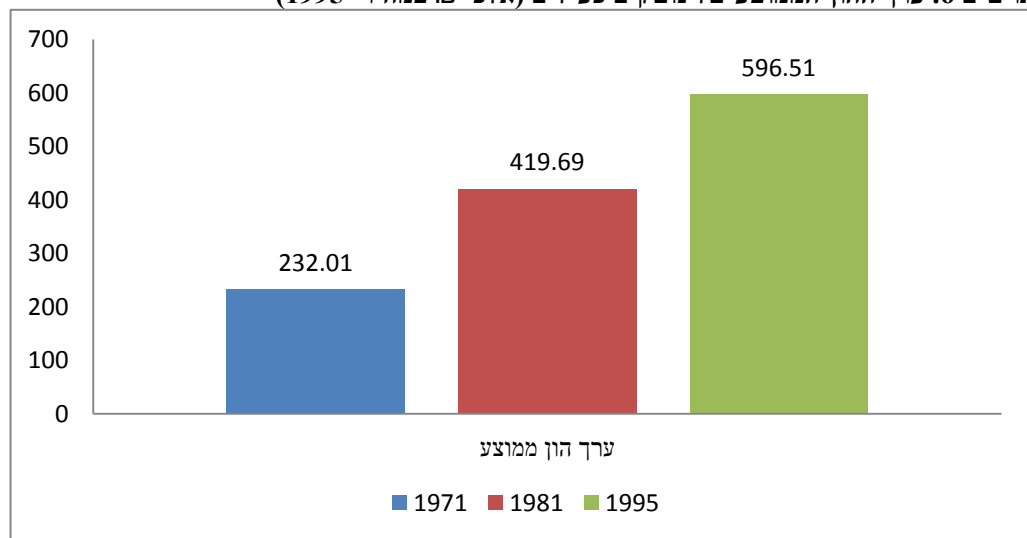
בתרשימים 5 ו- 6 מוצגים ערכי ההון של שלוש השנים. ערכי ההון הובאו למכנה משותף במחירי 1995 (אלפי ₪) והווננו במדד המחירים לצרכן. בבחינת הגידול הממוצע בערך ההון עבור כלל המשקים נרשמה עלייה של כ- 81% בערך ההון בין 1971 ל- 1981. עם זאת, עלייה של 20% בלבד נצפתה בין 1981 ל- 1995. בדומה לערך

הייצור, בבדיקת המשקים הפעילים נצפתה עלייה דומה בין 1971 ל-1981, אך העלייה משנת 1981 ל-1995 הייתה גדולה פי 2 מאשר העלייה בקרב כלל המשקים באותם השנים.

תרשים 5. ערך ההון הממוצע של כלל המשקים (אלפי ₪ במחירי 1995)



תרשים 6. ערך ההון הממוצע של משקים פעילים (אלפי ₪ במחירי 1995)



ענפי ייצור

בענפי הייצור נשתמש הן בפירוק אי השוויון לפי ענפי ייצור והן בפירוק אי השוויון לפי רגרסיה. בפירוק אי השוויון לפי ענפי ייצור, הענפים השונים משמשים כמעין מקורות הכנסה וסך ערך הייצור מייצג את סך ההכנסה. עבור פירוק אי השוויון לפי רגרסיה, ענפי הייצור הופכים ממשתנים רציפים המייצגים את ערך הייצור של אותו ענף, למשתני דמה שמבטאים את הענף העיקרי בייצור עבור כל משק. בטבלה 3 מוצגת התפלגות ערך הייצור לפי הענפים. ניתן להבחין כי בכל שנה, ענף העוף והבקר הוא בעל המשקל הגבוה ביותר בסך ערך הייצור ובהפרש ניכר ביחס לשאר הענפים.

טבלה 3. התפלגות ערך הייצור לפי הענפים

ענף	1971	1981	1995
מטע	11.55%	16.91%	8.76%
ירקות	13.54%	13.28%	13.56%
גידולי שדה	6.28%	5.38%	2.17%
פרחים	5.22%	10.84%	19.83%
עוף ובקר	62.70%	51.60%	54.79%
בע"ח אחרים	0.72%	1.99%	0.89%
סה"כ	100%	100%	100%

מיקום המשק

תנאי האקלים באזור, המרחק לשווקים השונים ומחיר גורמי הייצור הם חלק מהאפיונים שמייצגים את מיקום המשק. קבצי הנתונים המקוריים כללו 10 אזורים שונים במפקדי החקלאות ו-6 אזורים בסקר 1995 (ראה נספח 1). בכדי ליצור מכנה משותף רחב בין 3 השנים, מוזגו הנפות לשלושה אזורים כלליים: צפון, דרום ומרכז:

צפון: עכו, חיפה, כנרת, עמק יזרעאל, נצרת, ירדן, גולן, צפת.

מרכז: ירושלים, בית לחם, רמאללה, רמלה, רחובות, פתח תקווה, תל אביב, רמת גן, חולון, השרון, טול כרם, שכם, חדרה, ג'נין.

דרום: באר שבע, אילת, אשקלון, חברון, עזה.

בטבלה 4 ניתן לראות את התפלגות המשקים לפי אזור. בשנת 1971 יותר ממחצית המשקים היו במרכז, ומשנת 1981 מספרם ירד ל-45%. בצפון, מספר המשקים עלה מ-23% ב-1971 עד ל-31% ב-1995. בבחינת שיעור המשקים הפעילים בשנים 1971 ו-1981 לא נצפה שינוי של ממש. לעומת זאת, ב-1995 נצפתה ירידה בכמות המשקים הפעילים בשלושת האזורים. כאשר בדרום ובמרכז, שיעור המשקים הפעילים ירד בצורה חדה יותר לכדי 69%. ייתכן וכי ממצא זה מרמז שמשקים בצפון הם בעלי כושר הישרדות גדול יותר.

טבלה 4. התפלגות המשקים לפי אזור

מיקום המשק	שיעור מכלל המשקים			שיעור המשקים הפעילים		
	1971	1981	1995	1971	1981	1995
צפון	22.52%	25.17%	30.57%	99.37%	99.94%	90.58%
דרום	24.13%	29.30%	23.78%	99.11%	99.76%	69.61%
מרכז	53.35%	45.53%	45.65%	99.75%	99.88%	68.98%
סה"כ	100%	100%	100%	99.51%	99.86%	75.73%

שנת הקמה

בקובץ הנתונים המקורי של מפקדי 1971 ו-1981, משתנה זה כלל 7 תקופות שונות. בסקר 1995 משתנה זה לא קיים. עבור עבודה זו המשתנה חולק מחדש ל-3 קבוצות (ראה נספח 1):

1. שנת הקמה עד 1947
2. שנת הקמה מ-1948 ועד 1956
3. שנת הקמה מ-1957 ואילך

בטבלה 5 מפורטים נתוני התפלגות המשקים לפי שנת הקמה. ניתן לראות כי משקים שהוקמו בין 1948 ל-1956 היוו כ-72% מכלל המשקים בשנת 1971. בשנת 1981 מספרם ירד לפחות מ-70%. מספר המשקים שהוקמו מ-

1957 גדל פי 2.5 ועומד על 11.85%. מ-2 העמודות האחרונות בטבלה לא ניתן להבחין על ירידה דרמטית במספר המשקים הפעילים ולכן ייתכן כי רוב המשקים שהפסיקו את פעילותם יצאו מהסקטור החקלאי לאחר שנת 1981.

טבלה 5. התפלגות המשקים לפי שנת הקמה

שנת הקמה	שיעור מכלל המשקים		שיעור המשקים הפעילים	
	1971	1981	1971	1981
עד 1947	23.22%	18.79%	99.91%	99.97%
מ-1948 ועד 1956	72.17%	69.35%	99.41%	99.91%
מ-1957 ואילך	4.62%	11.85%	98.98%	99.37%
סה"כ	100%	100%	99.51%	99.86%

ארץ מוצא של ראש המשק

המשתנה מחולק לפי 4 קטגוריות ומפורט בנספח 1:

1. ילידי ישראל
2. ילידי אסיה או אפריקה
3. ילידי אירופה או אמריקה
4. מוצא אחר

על פי נתוני טבלה 6 ניתן להיווכח כי מחצית מראשי המשק בשנת 1971 היו יוצאי אסיה ואפריקה, כ-36% היו יוצאי אירופה ואמריקה ורק כ-5% ילידי ישראל. כבר בשנת 1981 ניתן לראות עלייה חדה במספר ראשי המשק שנולדו בישראל. בשנת 1995 המספר גדל בכמעט פי 8 יחסית ל-1971, בעוד שמספר ראשי המשק שאינם ילידי הארץ הלך ופחת. ממצא זה מתיישב עם הדעת ומעיד על חילופי דורות. עוד ניתן לראות כי בשנים 1971 ו-1981 מספר המשקים שהפסיקו להיות פעילים לא היה משמעותי. עם זאת, ב-1995 ניתן לומר שבקירוב, מספר המשקים הפעילים בקרב ראשי משק שאינם ילידי הארץ פחת יותר מאשר משקים שבראשם עומדים ילידי הארץ.

טבלה 6. התפלגות המשקים לפי ארץ המוצא של ראש המשק

ארץ מוצא	שיעור מכלל המשקים			שיעור המשקים הפעילים		
	1971	1981	1995	1971	1981	1995
ישראל	5.78%	23.63%	45.31%	99.37%	99.80%	81.47%
אסיה ואפריקה	52.04%	49.89%	37.89%	99.44%	99.88%	70.23%
אירופה ואמריקה	36.34%	25.32%	15.53%	99.67%	99.87%	75.47%
מוצא אחר	5.84%	1.16%	0.20%	99.29%	100.00%	75.00%
ערך חסר	---	---	1.07%	---	---	31.82%
סה"כ	100%	100%	100%	99.51%	99.86%	75.39%

גיל ראש המשק

בשנת 1971 גילו הממוצע של ראש המשק עמד על 47.6 שנה, ב-1981 הגיל הממוצע היה 48.1 שנה, וב-1995 עלה ל-52.8 שנה. תוצאות דומות התקבלו גם עבור כלל המשקים הכוללים את הלא פעילים (התוצאות אינן מפורטות).

מספר הנפשות במשק

בשנת 1971 מספר הנפשות הממוצע עמד על 5.2, בשנת 1981 היה 5 ובשנת 1995 עמד בערך של 5.4 בקרב המשקים הפעילים. ערכים כמעט זהים התקבלו גם עבור כלל המשקים (התוצאות אינן מפורטות).

השכלת ראש המשק

בשנת 1971 לא נאספו נתוני השכלה של ראש המשק. בשנת 1981, השכלת ראש המשק מתוארת על ידי משתנה רציף של מספר שנות הלימוד. בשנה זו מספר שנות הלימוד הממוצע עבור כלל המשקים (ועבור המשקים הפעילים בלבד) עומד על 8.76 שנות לימוד. כלומר ניתן לומר כי בממוצע, ראשי משק היו בעלי רמת השכלה יסודית (שכוללת את חטיבת הביניים).

בשנת 1995, השכלת ראש המשק הינה משתנה קטגורי שמחולק ל- 6 קבוצות שעובד מחדש ל- 4 קבוצות:

1. השכלה גבוהה: לא אקדמאיים, תואר ראשון ומעלה.

2. השכלה תיכונית.

3. השכלה יסודית: השכלה עד חטיבת ביניים.

4. השכלה נמוכה מיסודית.

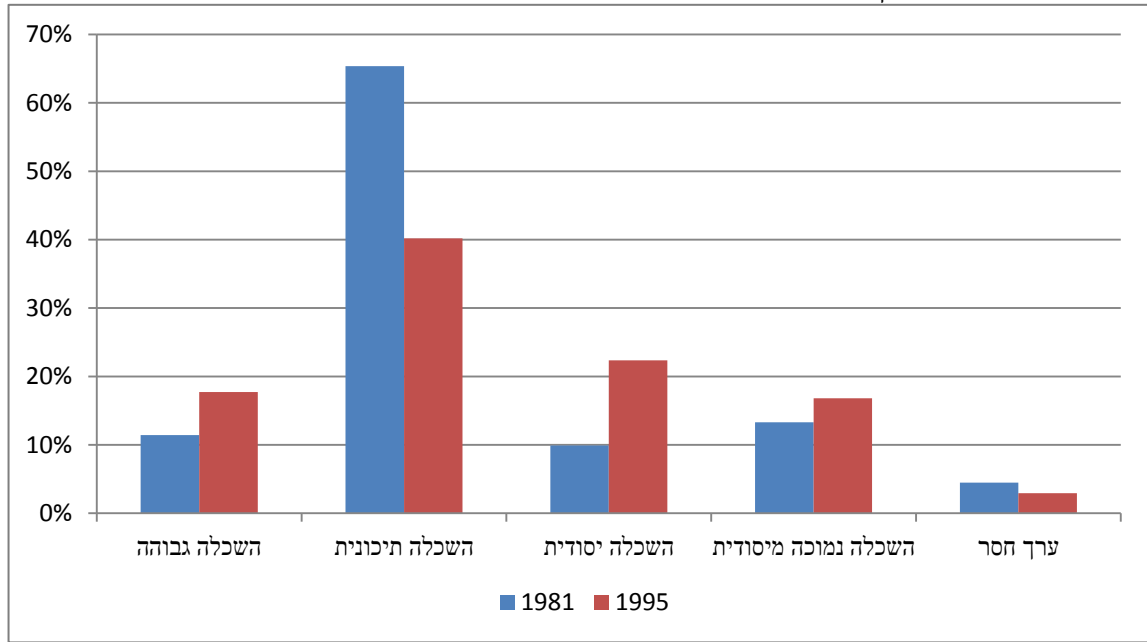
טבלה 7. התפלגות המשקים לפי רמת השכלה בשנת 1995

רמת השכלה	שיעור מכלל המשקים	שיעור המשקים הפעילים
השכלה גבוהה	17.72%	74.38%
השכלה תיכונית	40.19%	81.29%
השכלה יסודית	22.36%	76.42%
השכלה נמוכה מיסודית	16.80%	68.90%
ערך חסר	2.93%	41.67%
סה"כ	100%	75.73%

בטבלה 7 ניתן לראות כי רוב ראשי המשק הם בעלי השכלה תיכונית בלבד. במקום השני, נמצאים ראשי משק בעלי השכלה יסודית וראשי משק בעלי השכלה גבוהה מזורגים רק במקום השלישי. בנוסף, ניתן להבחין כי שיעור המשקים הפעילים בקרב ראשי משק בעלי השכלה גבוהה הם 74%, בעוד שמספר המשקים שבראשם עומד ראש משק בעל השכלה תיכונית או יסודית הם גבוהים יותר. מכאן שיהיה סביר להניח כי לראשי משק בעלי השכלה גבוהה יש חלופות עבודה רבות יותר ולכן הם עוברים לעבודה "אטרקטיבית" יותר שאינה חקלאית.

כדי להשוות בין רמות ההשכלה של ראשי המשק בשנים 1981 ו-1995, נחלק את שנות ההשכלה לרמות ההשכלה, באופן זהה לחלוקה שנעשתה בשנת 1995. בתרשים 7 נוכל לראות כי רוב ראשי המשק הינם בעלי השכלה תיכונית בדומה לתוצאה שהתקבלה בשנת 1995. עם זאת, ניתן לראות כי חלה ירידה במספר ראשי המשק בעלי השכלה תיכונית מ- 1981 ל- 1995. הירידה במספר ראשי משק בעלי השכלה תיכונית מתבטאת בעלייה של מספר ראשי משק בעלי השכלה גבוהה, יסודית והשכלה נמוכה מיסודית. עם זאת, ניתן לראות כי מספר ראשי המשק בעלי השכלה יסודית עלה בצורה חדה יותר משאר רמות ההשכלה. נציין כי התוצאות שהתקבלו עבור משקים שאינם פעילים ועבור משקים פעילים בשנת 1981 היו דומות וזאת משום שבשנה זו מספר המשקים הלא פעילים הוא מועט (26 תצפיות בעלות ערך ייצור אפסי).

תרשים 7. התפלגות המשקים לפי רמת השכלה בשנים 1981 ו-1995



השכלה חקלאית

משתנה דמה נוסף המתאר את רמת השכלתו של ראש המשק הנמצא ברגרסיה של שנת 1995 הינו "השכלה חקלאית". משתנה זה בודק האם ראש המשק רכש השכלה חקלאית כלשהי (תיכון, אוניברסיטה או מוסד שאינו אקדמי) ויכול לספק מידע האם הכשרות כלשהן בתחום החקלאות תורמות לגידול בגודל המשק. מתוך 2,048 תצפיות, 306 הנם בעלי השכלה חקלאית כלשהי ו-1,742 ראשי משק שאינם בעלי השכלה חקלאית. כלומר מעל 85% אינם בעלי השכלה חקלאית.

היקף תעסוקת ראש המשק

על מנת לתאר את היקף התעסוקה יצרנו 2 משתנים קטגוריים נפרדים (הפירוט לקטגוריות השונות מופיע בנספח 1):

1. היקף המשרה של ראש המשק בתוך המשק
2. היקף התעסוקה של ראש המשק מחוץ למשק

בשנים 1971 ו-1995 ישנם ערכים חסרים (2,141 ו-57 בהתאמה) של שני המשתנים. לכן, הוחלט לבדוק את השיעור של כל משתנה בכל קטגוריה מתוך אלה שאינם חסרים. בטבלה 8 ניתן לראות כי בשנת 1971 כ-49% מראשי המשק עובדים בהיקף של משרה מלאה בתוך המשק, כ-29% מראשי המשק עובדים בהיקף משרה חלקית ו-22% אינם עובדים כלל במשק. בשנת 1995, מספר המשקים בהם ראשי המשק עובדים בהיקף של משרה מלאה פחת ל-43%. כמו כן, מספר ראשי המשק שעובדים בהיקף של משרה חלקית פחת ל-25%. לעומת זאת, מספר ראשי משק שלא עובדים כלל בתוך המשק עלה ל-29%. בנוסף, בקרב המשקים הפעילים היקף עבודה מלא וחלקי בתוך המשק נשאר ללא שינוי מהותי, אך מספר המשקים בהם עומד ראש משק שלא עובד כלל במשק, פחת בצורה דרמטית מ-98% בשנת 1971 ל-25% ב-1995.

במקרה של היקף התעסוקה מחוץ למשק ניתן לראות כי מספר ראשי משק שאינם עובדים כלל מחוץ למשק גדל מ-56% ב-1971 ל-60% ב-1995. עם זאת, מספר החקלאים שעבדו בהיקף משרה מלאה מחוץ למשק ירד מ-32% ב-1971 ל-28% ב-1995. בין 1971 ל-1981 לא חל שינוי של ממש בקרב המשקים הפעילים בכל אחת

מהקטגוריות. עם זאת, ב- 1995 מספר המשקים הפעילים קטן בכל קטגוריית היקף התעסוקה מחוץ למשק. הקיטון המשמעותי ביותר נצפה בקרב ראשי משק שעבדו באופן מלא מחוץ למשק, מספר המשקים הללו ירד משמעותית בכמעט 50%. ממצא זה מראה כי עבודה מחוץ למשק בכל רמה מגדילה את ההסתברות של המשק להיות לא פעיל, בפרט כאשר מדובר בהיקף משרה מלאה.

טבלה 8. התפלגות המשקים לפי היקף התעסוקה של ראש המשק

שיעור המשקים הפעילים			שיעור מכלל המשקים			מספר המשקים בקטגוריה			משתנה
1995	1981	1971	1995	1981	1971	1995	1981	1971	היקף התעסוקה בתוך המשק
99.89%	99.97%	99.92%	42.82%	49.40%	48.71%	877	9,195	8,282	היקף עבודה מלא במשק
99.61%	99.99%	99.82%	25.15%	39.67%	29.20%	515	7,384	4,965	היקף עבודה חלקי במשק
25.21%	98.92%	98.03%	29.25%	10.93%	22.09%	599	2,034	3,756	ללא עבודה במשק
77.35%	99.86%	99.47%	100%	100%	100%	1,991	18,613	17,003	סה"כ

שיעור המשקים הפעילים			שיעור מכלל המשקים			מספר המשקים בקטגוריה			משתנה
1995	1981	1971	1995	1981	1971	1995	1981	1971	היקף התעסוקה מחוץ למשק
54.32%	99.69%	98.78%	27.69%	28.15%	31.79%	567	5,240	5,406	היקף עבודה מלא מחוץ למשק
85.57%	99.88%	99.62%	9.47%	9.33%	12.37%	194	1,737	2,104	היקף עבודה חלקי מחוץ למשק
86.67%	99.93%	99.83%	60.06%	62.52%	55.83%	1,230	11,636	9,493	ללא עבודה מחוץ למשק
77.35%	99.86%	99.47%	100%	100%	100%	1,991	18,613	17,003	סה"כ

שטח קרקע

זהו משתנה המתאר את סך השטח שברשות המשק, הנמדד ביחידות של דונמים. ניתן לראות את שטח הקרקע הממוצע בכל שנה בטבלה 9. אפשר להבחין כי גודל השטח הממוצע גדל לאורך השנים וכי "הקפיצה" הגדולה היא בין 1981 ל- 1995. בנוסף, לא ניכר הבדל גדול בין גודל השטח הממוצע של כלל המשקים לגודל השטח של הפעילים פרט לשנת 1995.

טבלה 9. שטח הקרקע הממוצע הנמדד בדונם

שטח קרקע ממוצע	1995	1981	1971
כל המשקים	64.28	30.52	28.84
משקים פעילים	79.35	30.53	28.90

משקלות

בשונה מהשנים 1971 ו- 1981, נתוני שנת 1995 נדלו מסקר ולא ממפקד. לכן, בנתונים המקוריים של שנה זו מופיע משתנה הנקרא weight- משקלות. המשקלות במדגם 1995 הם מסוג Pweight כפי שמוגדרות בתכנת Stata ונקראות גם "משקלות הסתברותיות" או "משקלות מדגמיות". המשקלות מסוג זה מייצגות את ההסתברות שמשק מסוים ייבחר במדגם ומחושבות כך שערכם הוא הערך ההופכי להסתברות.

השיטה לבחירת מדגם 1995

המדגם נבחר בשיטה המבטיחה אומדנים טובים, על פי הסדר שלהלן:

- גודל המשק מבחינת הערך המוסף הגולמי והסיכום הארצי לאומדן זה.
- אומדן הערך המוסף הגולמי והתפוקה לפי צורות היישוב.
- העדיפויות הן: התפלגויות לפי ענפים ולפי אזורים.

פרק 5 - תוצאות

פרק זה כולל 2 חלקים: פירווק אי שוויון של גודל המשק לפי ענפי הייצור ופירווק אי שוויון לפי רגרסיה. בכל חלק יוצגו תוצאות הפירווקים למדד הג'יני ולמדד ה-CV.

5.1 פירווק אי שוויון לפי ענפי הייצור

בכל אחת משלוש השנים יש נתונים על 6 ענפי ייצור. סכום ערך הייצור בענפים שווה לסך ערך הייצור שמייצג את גודל המשק. בפרק זה נרצה לבדוק מהי תרומתו של כל ענף לסך אי השוויון וכיצד ישתנה אי השוויון אם נגדיל את ערך הייצור של ענף אחד ב-1%, כאשר שאר הערכים ללא שינוי. במילים אחרות, נרצה לדעת מהו גודל וכיוון ההשפעה השולית על כל מדד.

בטבלה 10 מוצגות תוצאות פירווק אי השוויון של שני המדדים, לפי הענפים השונים של שלוש השנים 1971, 1981 ו-1995. הענף בעל התרומה הגדולה ביותר לאי השוויון הוא ענף העוף והבקר. לפי מדד ג'יני, בשנת 1971 ענף העוף והבקר תורם כ-73% מאי השוויון ובשנים 1981 ו-1995, 68% מאי השוויון מוסבר על ידי ענף העוף והבקר. התרומה הגדולה של ענף העוף והבקר לסך אי השוויון קשור ישיר בערכי ה- R_k ו- G_k שהתקבלו, כיוון שככל שערכים אלו גבוהים יותר, כך המכפלה המתקבלת גדולה יותר והתרומה של אותו ענף לסך אי השוויון גדולה יותר. למרות שאי השוויון בתוך ענף (G_k) העוף והבקר אינו גבוה במיוחד, חלקו של ענף העוף והבקר בסך ערך הייצור בשנת 1971 הוא בעל הערך הגבוה ביותר ועומד על 63% מסך ערך הייצור. בשנים 1981 ו-1995 חלקו קטן יותר בהשוואה לחלקו בשנת 1971, אך עדיין נשאר בעל הערך הגבוה ביותר ביחס לשאר הענפים. בנוסף, ערך ה- R_k של ענף העוף והבקר הוא בעל הערך הגבוה ביותר מבין הענפים, בכל אחת מהשנים. המשמעות היא שרוב המשקיים הנמצאים בענף העוף והבקר הם משקים גדולים. גם לפי תוצאות פירווק מדד ה-CV, ענף העוף והבקר בעל התרומה הגדולה ביותר. ב-1971 התרומה של ענף זה לסך אי השוויון הייתה 46%, בשנת 1981 עלה ערכו ל-78% וב-1995 הגיע לשיא של 88%.

ככתוב לעיל, מבין הענפים השונים, לענף העוף והבקר התרומה העיקרית לסך אי השוויון לפי שני המדדים. עם זאת, בשנת 1971 לענף העוף והבקר חלק גדול יותר בסך אי השוויון על פי מדד ג'יני מאשר על פי מדד ה-CV. בשנת 1981 אחוז התרומה של ענף העוף והבקר לפי מדד ה-CV, גדל לעומת אחוזי התרומה על פי מדד ג'יני שירד במעט. ב-1995 אחוז התרומה על פי מדד ה-CV ממשיך לעלות אף על פי שאחוז התרומה על פי מדד ג'יני נשאר קבוע יחסית.

העלייה המתמשכת באחוזי התרומה של ענף העוף והבקר לאי השוויון לפי מדד ה-CV, מתבטאת בירידה באחוזי התרומה של ענפים אחרים שאחד מהם הוא ענף הפרחים. ב-1971 רבע מהסבר אי השוויון על פי מדד ה-CV, נובע מענף הפרחים. ב-1981 ערך התרומה של ענף הפרחים ירד עד לכדי 5%, וב-1995 הגיע לשפל של 4%. עם זאת על פי מדד ג'יני, בשנת 1971 ההסבר שסיפק ענף הפרחים לאי השוויון עמד על 9%. בשנת 1981 קטן ההסבר במעט ל-8% וב-1995 הגיע ל-14% ומדורג במקום השני מבחינת תרומתו לסך אי השוויון בשנה זו. אם נסתכל על מרכיבי אי השוויון של ענף זה נוכל לראות כי חשיבותו בסך ערך הייצור עלתה כמעט פי 4 מ-1971 עד 1995. בנוסף, במתאם שבין ענף הפרחים ובין סך ערך הייצור חל קיטון משנת 1971 (0.76) לשנת 1995 (0.46) וההתפלגות בענף הפכה לפחות אי שוויונית, כלומר ערך ה- G_k קטן במהלך השנים.

על פי תוצאות פירווק מדד הג'יני, התרומה של ענף הירקות לסך אי השוויון לא השתנתה רבות במהלך השנים, ממוצע התרומה עמד על 10.4%. אם נסתכל על ערכי α_k ו- G_k , נוכל לומר כי לא חל בהם שינוי של ממש בין השנים. השוני היחיד, המתבטא בשינוי התרומה היחסית של ענף הירקות במהלך השנים נובע מערך R_k , שגדל ב-35% מ-1971 עד ל-1995. כלומר, המתאם בין סך ערך הייצור ובין ערך הייצור של ענף הירקות גדל. לעומת

זאת, לפי תוצאות פירוק מדד ה-CV, תרומת ענף הירקות לאי השוויון הצטמצמה מ-24% בשנת 1971, לתרומה של 5.8% בשנת 1981 ועד לרמה של כ-4.5% בשנת 1995.

טבלה 10. תוצאות פירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור

CV		ג'יני						
תרומה יחסית	השפעה שולית	תרומה יחסית	השפעה שולית	R _k	G _k	α _k	משתנה	
1971								
							מטע	
-0.09%	2.12%	-0.08%	3.30%	0.1681	0.7428	11.54%	ירקות	
0.11%	23.97%	-0.03%	10.11%	0.3881	0.8418	13.54%	גידולי שדה	
-0.04%	2.60%	-0.02%	4.23%	0.4012	0.7344	6.28%	פרחים	
0.20%	24.89%	0.04%	9.00%	0.7698	0.9782	5.22%	עוף ובקר	
-0.16%	46.24%	0.10%	72.88%	0.8564	0.5935	62.70%	בע"ח אחרים	
-0.01%	0.19%	0.00%	0.48%	0.3022	0.968	0.72%		
----	100%	----	100%	----	0.4373	100%	סה"כ	
1981								
							מטע	
-0.13%	3.25%	-0.10%	6.68%	0.289	0.6748	16.91%	ירקות	
-0.07%	5.77%	-0.04%	9.38%	0.4155	0.8393	13.28%	גידולי שדה	
0.00%	4.95%	-0.01%	4.59%	0.4736	0.8889	5.38%	פרחים	
-0.05%	5.23%	-0.02%	8.47%	0.4488	0.8599	10.84%	עוף ובקר	
0.27%	77.99%	0.17%	68.21%	0.8539	0.7643	51.61%	בע"ח אחרים	
0.01%	2.81%	0.01%	2.68%	0.6744	0.9876	1.99%		
----	100%	----	100%	----	0.4938	100%	סה"כ	
1995								
							מטע	
-0.07%	1.35%	-0.06%	2.49%	0.2059	0.7469	8.76%	ירקות	
-0.09%	4.52%	-0.02%	11.70%	0.525	0.8888	13.56%	גידולי שדה	
-0.01%	1.65%	0.00%	2.62%	0.7071	0.9253	2.17%	פרחים	
-0.16%	3.60%	-0.06%	13.98%	0.4665	0.8176	19.83%	עוף ובקר	
0.33%	88.27%	0.13%	68.14%	0.8489	0.7924	54.79%	בע"ח אחרים	
0.00%	0.61%	0.00%	1.07%	0.6527	0.9922	0.89%		
----	100%	----	100%	----	0.5409	100%	סה"כ	

לפי תוצאות פירוק מדד ג'יני, התרומה של ענף המטע לאי השוויון הייתה 3% ב-1971 וגדלה ל-7% בשנת 1981, בשנת 1995 ערכה קטן ל-2%. נשים לב כי חלקו של ענף המטע בסך ערך הייצור היה 12% ב-1971 אך ירד ל-9% ב-1995. לפי פירוק מדד ה-CV, חלה מגמה זהה של עלייה ולאחר מכן ירידה אם כי השינויים היו מתונים יותר.

לפי תוצאות פירוק מדד הג'יני, התרומה של ענף גידולי השדה עמדה על 4% ב-1971 ועל 5% ב-1981. בשנת 1995 ערך התרומה קטן ל-3%. בנוסף, החשיבות שלו בסך ערך הייצור קטנה במהלך השנים. ב-1971 ערכו בסך ערך הייצור היה 6% וירד ל-2% בלבד ב-1995. למרות שהתפלגות הענף נעשתה יותר אי שוויונית מ-1971 (0.7) עד 1995 (0.9) ואף על פי שהמתאם בין הענף לסך ערך הייצור גדל, התרומה היחסית של ענף

גידולי השדה לסך אי השוויון קטנה במהלך השנים. על פי פירוק מדד ה- CV התרומה היחסית של ענף גידולי השדה הייתה 3% ב-1971, גדלה ל- 5% ב-1981 וירדה ל- 2% ב-1995.

על פי תוצאות הפירוק של שני המדדים הענף בעל התרומה הנמוכה ביותר לסך אי השוויון הוא ענף בע"ח אחרים שתרומתו הממוצעת עומדת על 1.4% לפי מדד הג'יני ו- 1.2% לפי מדד ה- CV.

כעת נתבונן בהשפעות השוליות של ענפי הייצור ועל השינויים בערכן במהלך השנים. על פי תוצאות פירוק מדד ג'יני, ענף העוף והבקר הינו בעל ההשפעה השולית הגבוהה ביותר בשלוש השנים המדוברות. כלומר, גידול ב- 1% בערך הייצור של ענף העוף והבקר יגדיל את אי השוויון ב- 0.10% בשנת 1971, ב- 0.17% ב-1981 וב- 0.13% בשנת 1995. ממצא זה איננו מפתיע מאחר והמשקל של ענף העוף והבקר (α_k) נמוך מתרומתו היחסית לסך אי השוויון ולכן אם נגדיל את ערך הייצור של ענף זה, אי השוויון יגדל. גם לפי פירוק מדד ה- CV לענף העוף והבקר ההשפעה השולית הגבוהה ביותר בשנת 1981 (0.27%) ובשנת 1995 (0.33%) אך בשנת 1971 התקבלה תוצאה מפתיעה של השפעה שולית שלילית ונמוכה ביותר ביחס לשאר הענפים באותה השנה.

מבין הענפים בעלי השפעה שולית שלילית על מדד הג'יני, לענף המטע ההשפעה השולית הנמוכה ביותר. כלומר, עלייה של 1% בערך הייצור של ענף המטע, יגרום לירידה של 0.08% בערך אי השוויון בשנת 1971, לירידה של 0.10% בשנת 1981 ולירידה של 0.06% ב-1995. גם על פי תוצאות פירוק מדד ה- CV ההשפעה השולית של ענף המטע הינה שלילית בכל אחת מהשנים אם כי לא הנמוכה ביותר: בשנת 1971 ההשפעה השולית הייתה -0.09%, ב-1981 ההשפעה קטנה ל- 0.13% וב-1995 גדלה ל- 0.07%.

ההשפעה השולית של ענף הירקות על מדד הג'יני הינה שלילית בכל אחת מהשנים. בשנת 1971 ההשפעה השולית הייתה -0.03%, ירדה מעט ב-1981 ועלתה ל- 0.02% ב-1995. לעומת זאת ההשפעה השולית של אותו ענף על מדד ה- CV הייתה חיובית ב-1971 ועמדה על 0.11%. ב-1971 ההשפעה השולית הפכה לשלילית (-0.07%) וב-1995 הפכה שלילית יותר (-0.09%).

לפי שני המדדים, ענף הפרחים בעל השפעה שוויונית ב-1971 אך הפך לבעל השפעה אי שוויונית כבר ב-1981. עם זאת, קיימים הבדלים בערכים של ההשפעות השוליות לפי שני המדדים: בשנת 1971 קיים פער לא מבוטל בין שני הערכים של 0.16% "לטובת" מדד ה- CV. בנוסף, הירידה בערכי ההשפעות השוליות חדה יותר במקרה של מדד ה- CV.

ב-1971 ענף גידולי השדה היה בעל השפעה שולית שלילית לפי שני המדדים, ב-1981 השפעתו קטנה לפי מדד הג'יני והתאפסה לפי מדד ה- CV. ב-1995 השפעתו השולית התאפסה לפי מדד ג'יני, ונהפכה לשלילית לפי מדד ה- CV.

ההשפעה השולית של ענף בע"ח אחרים היה -0.01% לפי מדד CV ואפסית לפי מדד ג'יני. ב-1981 וב-1995 הערכים של ההשפעות השוליות היו זהות עבור שני המדדים ועמדו על 0.01% ב-1981, וב-1995 ההשפעה השולית התאפסה.

אם נתמקד בתוצאות של השנה האחרונה לבדיקה, נוכל לומר כי הממצאים שהתקבלו תורמים להבנה שעל מנת לצמצם את אי השוויון, כדאי לשקול לתת תמריץ חיובי למגדלי המטע, הירקות והפרחים ומנגד, לתת תמריץ שלילי למגדלי העוף והבקר. כפי שנאמר, ענף העוף והבקר מהווה את חלק הארי של אי השוויון למרות הירידה שחלה במהלך השנים. למעשה ראינו כי קיים הבדל בין ערכי ההשפעות השוליות של שני המדדים. מצב מסוג זה תקין למדי משום שמדובר בשני מדדים שונים, בעלי טווח ערכים שונה אך השוני הבולט הוא בכיוון ההשפעות השוליות של ענף הירקות וענף העוף והבקר ב-1971. במקרים מסוג זה לא נוכל לדעת האם ההשפעה השולית של ענפים אלו חיובית או שלילית, אך נוכל לומר שהתוצאות שכן יצאו דומות, מחזקות את האמונה בכוננותן.

5.2 פירוק אי השוויון לפי רגרסיה

בחלק זה של הפרק ננתח את תוצאות פירוק אי שוויון מבוסס רגרסיה לפי מדד הג'יני ומדד ה-CV. תחילה נציג את הסטטיסטיקה התיאורית של כל משתנה מסביר ברגרסיה, לאחר מכן ננתח את תוצאות הרגרסיה לכל שנה, ולבסוף נעבור לתוצאות פירוק אי השוויון לפי רגרסיה.

הסטטיסטיקה התיאורית לכל שנה מופיעה בטבלה 11, כאשר המשתנים: גיל, ארץ המוצא, היקף העבודה וההשכלה מתייחסים לראש המשק. ענפי הייצור המופיעים בטבלה הנם משתני דמה המייצגים את הענף העיקרי בייצור. חשוב לציין כי הסטטיסטיקה התיאורית המוצגת בטבלה 11 מכילה את מספר התצפיות ששימש ברגרסיה (תצפיות עם ערכים חסרים הושמטו) ולכן הערכים לא זהים לאלו שהוצגו בפרק 4 (פרק הנתונים).

בטבלה 11 נוכל לזהות מספר מגמות של שינוי בערכי המשתנים על פני 3 השנים. למשל, הגיל הממוצע של ראש המשק עלה במהלך השנים מ-45 ל-52. בנוסף, חלה עלייה ברורה במספר ראשי המשק שנולדו בישראל. לגבי היקף עבודה במשק נוכל לראות כי מספר ראשי המשק שלא עובדים כלל בתוך משק הלך ופחת עם השנים: מ-20% בשנת 1971 ל-9% בשנת 1995. מספר ראשי המשק שעובדים במשרה מלאה מחוץ למשק פחת במהלך השנים ואילו מספר ראשי המשק שלא עובדים כלל מחוץ למשק גדל.

שטח הקרקע הממוצע עלה מ-29 דונם בשנת 1971 ל-80 דונם ב-1995. ממצא זה מתיישב עם הממצאים של (Kimhi & Rekah 2007) שדיווחו כי בישראל חלה מגמה של גידול בגודל המשק הממוצע. גם במקרה של ערכי ההון הממוצע חל גידול במהלך השנים: מ-1971 עד 1995 ערך ההון הממוצע גדל ביותר מפי 2.5.

בשנת 1971 מעל למחצית המשקים היו ממוקמים במרכז, אך עד שנת 1995 פחת מספרם ל-42%. לעומת זאת, אחוז המשקים בצפון עלה מכמעט 23% ב-1971 לכ-37% ב-1995.

בשנת 1971, כ-20% מהמשקים בענף היו משקים שהוקמו עד שנת 1947, כ-75% היו משקים שהוקמו בין השנים 1948 לשנת 1956 וכ-5% היו משקים שהוקמו לאחר שנת 1957. בשנת 1981 התפלגות המשקים עמדה על 17%, 70% ו-12% בהתאמה.

אם נתבונן על ענפי הייצור נוכל לראות מגמה של עלייה במספר המשקים שהענף העיקרי בהם הוא ענף הפרחים. בשנת 1971 רק 3% מהמשקים בחרו בענף הפרחים כענף העיקרי בייצור לעומת 23% בשנת 1995. בנוסף נוכל לראות ירידה דרמטית במספר המשקים שבהם ענף העוף והבקר הוא הענף העיקרי בייצור: בשנת 1971 61% מכלל המשקים בחרו בענף זה כענף העיקרי בייצור, בשנת 1981 חלה ירידה תלולה במספרם שהגיעה לכדי 38% בלבד. בשנת 1995 חלה אמנם עלייה קלה של 3% לעומת שנת 1981 אך בסה"כ בין 1971 עד 1995 הייתה ירידה במספר המשקים שבהם ענף העוף והבקר הוא הענף העיקרי בייצור החקלאי.

לבסוף, נוכל לראות שחל גידול משמעותי בערך הייצור הממוצע: ב-1971 ערך הייצור הממוצע עמד על 76 אלפי ש"ח, בשנת 1981 הוא גדל ב-57%, ובשנת 1995 ערכו הממוצע עמד על 390 אלפי ש"ח. כלומר משנת 1971 עד 1995 ערך הייצור הממוצע גדל פי 5.

טבלה 11. סטטיסטיקה תיאורית

1995		1981		1971		משתנה
טווח ערכים	ממוצע	טווח ערכים	ממוצע	טווח ערכים	ממוצע	
23-94	52.609	16-111	47.551	15-114	45.066	גיל
0-1	0.492	0-1	0.239	0-1	0.064	ארץ מוצא ישראל
0-1	0.347	0-1	0.505	0-1	0.55	ארץ מוצא מאסיה ואפריקה
0-1	0.154	0-1	0.246	0-1	0.336	ארץ מוצא מאירופה ואמריקה
0-1	0.007	0-1	0.01	0-1	0.05	מוצא אחר
0-1	0.572	0-1	0.494	0-1	0.495	היקף עבודה מלא במשק
0-1	0.335	0-1	0.401	0-1	0.297	היקף עבודה חלקי במשק
0-1	0.093	0-1	0.105	0-1	0.208	ללא עבודה במשק
0-1	0.2	0-1	0.287	0-1	0.319	היקף עבודה מלא מחוץ למשק
0-1	0.11	0-1	0.094	0-1	0.125	היקף עבודה חלקי מחוץ למשק
0-1	0.69	0-1	0.619	0-1	0.555	ללא עבודה מחוץ למשק
1-19	5.49	1-25	5.132	1-32	5.495	מספר הנפשות במשק
2-5,000	79.999	1-3,030	30.622	1-2,365	28.824	שטח הקרקע (דונם)
1.8-14,200	604.811	3.307-14,883	420.83	2.072-22,277	231.901	הון (אלפי ש"ח)
0-1	0.366	0-1	0.254	0-1	0.228	מיקום המשק צפון
0-1	0.217	0-1	0.3	0-1	0.257	מיקום המשק דרום
0-1	0.417	0-1	0.446	0-1	0.514	מיקום המשק במרכז
----	----	0-1	0.175	0-1	0.197	שנת הקמה עד 1947
----	----	0-1	0.703	0-1	0.753	שנת הקמה בין 1948 ל- 1956
----	----	0-1	0.122	0-1	0.05	שנת הקמה מ- 1957
----	----	0-20	8.768	----	----	שנות לימוד
0-1	0.178	----	----	----	----	השכלה גבוהה
0-1	0.439	----	----	----	----	השכלה תיכונית
0-1	0.231	----	----	----	----	השכלה יסודית
0-1	0.153	----	----	----	----	פחות מהשכלה יסודית
0-1	0.178	----	----	----	----	השכלה חקלאית
0-1	0.181	0-1	0.257	0-1	0.141	ענף ייצור עיקרי: מטע
0-1	0.156	0-1	0.167	0-1	0.164	ענף ייצור עיקרי: ירקות
0-1	0.019	0-1	0.06	0-1	0.046	ענף ייצור עיקרי: גידולי שדה
0-1	0.226	0-1	0.12	0-1	0.03	ענף ייצור עיקרי: פרחים
0-1	0.412	0-1	0.382	0-1	0.61	ענף ייצור עיקרי: עוף ובקר
0-1	0.007	0-1	0.014	0-1	0.008	ענף ייצור עיקרי: בע"ח אחרים
0.9-10,882	390.504	0.320-4,483	118.872	0.181-4,529	75.758	ערך ייצור (אלפי ש"ח)
----	1,509	----	17,734	----	16,636	מספר תצפיות

בכדי לפרק את אי השוויון לפי רגרסיה, נריץ רגרסיה לינארית לכל שנה, כאשר המשתנה התלוי הינו גודל המשק (הנמדד על ידי סך ערך הייצור), והמשתנים המסבירים כוללים מאפיינים שונים של ראש המשק ושל המשק בכללותו כפי שפורט בטבלה 11. פירוק אי שוויון לפי רגרסיה יאפשר למצוא את התרומה של המשתנים האקסוגניים על גודל המשק. להלן הסבר מפורט של תוצאות הרגרסיות המופיעות בטבלה 12:

גיל

בשנים 1971 ו-1981 מקדם המשתנה של גיל ראש המשק חיובי וגיל ראש המשק בריבוע שלילי, ולכן השפעת הגיל על גודל המשק איננה לינארית. בשנת 1971 פונקציית הגיל הינה פרבולית בעלת מקסימום בערך בגיל 39. כלומר, השפעת הגיל על גודל המשק הינה חיובית ובעלת שיפוע הולך וקטן עד ל-38.8. מערך זה, השפעת הגיל על ערך הייצור הינה שלילית. בשנת 1981, לפונקציית הגיל אותה תצורה, אך הערך המקסימלי מתקבל בערך בגיל 46. בשנת 1995, נכלל רק משתנה הגיל מאחר ותוצאת הרצת רגרסיה שכללה את הגיל והגיל בריבוע הניבה חוסר מובהקות בקרב שני המשתנים ועל כן הוחלט להשאיר רק את משתנה הגיל שיצא חיובי אך לא מובהק.

ארץ מוצא

בשלוש השנים מקדם ארץ מוצא מאסיה ואפריקה הינו מובהק ושלילי וערכו המוחלט גדל בכל שנה. ניתן להבחין במגמה כמעט זהה בארץ המוצא של ראשי משק מאירופה ואמריקה. מקדמי ארץ המוצא של ראשי משק מאירופה ואמריקה הינם שליליים ומובהקים מלבד זה של שנת 1971 שאינו מובהק. כיוון שארץ המוצא הינו משתנה דמה והמשתנה המושמט הוא ילידי הארץ, ניתן לומר שלראשי משק שאינם ילידי הארץ יש משק קטן יותר בממוצע, מאשר לילידי הארץ.

היקף עבודה בתוך המשק

- ניתן לראות כי בשנים 1971, 1981 ו-1995 מקדמי היקף עבודה מלא במשק חיוביים ומובהקים. כלומר, גודל המשק של חקלאים שעובדים בהיקף של משרה מלאה בתוך המשק, גדול יותר בממוצע מאשר ראשי משק שאינם עובדים כלל בתוך המשק.
- מקדם היקף עבודה חלקי במשק הינו חיובי ומובהק בשנת 1971, ובשנת 1981 המקדם מובהק אך שלילי. כלומר, כעבור עשור המצב התהפך, וממצב שלראשי משק בעלי היקף עבודה חלקי, יש משק גדול יותר בממוצע ביחס לאלו שלא עובדים כלל במשק, למצב בו לראשי משק בהיקף משרה חלקי יש משק קטן יותר בממוצע ביחס לקבוצה המושמטת. בשנת 1995 המקדם איננו מובהק ולכן לא ניתן להסיק כי קיים הבדל בין הקבוצות מבחינת גודל המשק.

מעבר לנאמר, נוכל להסיק כי בשנת 1971 ההשפעה של היקף העבודה היא מונוטונית עולה. כלומר, ככל שגדל היקף העבודה בתוך המשק, גודל המשק יהיה גדול יותר. לעומת זאת, בשנת 1981 ההשפעה של היקף העבודה במשק איננה מונוטונית: תחילה היא יורדת ולאחר מכן עולה. בשנת 1995 לא נוכל להסיק על מדרג מסוים כיוון שמשנתה היקף עבודה חלקי במשק איננו מובהק.

היקף עבודה מחוץ למשק

- היקף עבודה מלא מחוץ למשק הינו בעל מקדם מובהק ושלילי בכל אחת משלוש השנים. כלומר, ראשי משק שעובדים באופן מלא מחוץ למשק, יהיו בממוצע בעלי משק קטן יותר מאשר ראשי משק שלא עובדים כלל מחוץ למשק. תוצאה זו איננה מפתיעה ועקיבה עם הנאמר במאמרם של (Kimhi & Tzur (2011 שהיקף עבודה במשרה מלאה תורם לגידול המשק.
- משתנה היקף עבודה חלקי מחוץ למשק נצפה כבעל מקדמים שליליים ומובהקים (פרט לחוסר מובהקות בשנת 1995) גם תוצאה זו מעידה על גודל משק קטן יותר בממוצע בהשוואה לגודל המשק של ראשי משק שאינם עובדים כלל מחוץ למשק.

בנוסף, נוכל לראות כי ערכי המקדמים של היקף עבודה מלא מחוץ למשק נמוכים יותר מערכי המקדמים של היקף עבודה חלקי מחוץ למשק. מכאן שנוכל להסיק כי ראשי משק שעובדים בהיקף של משרה מלאה מחוץ למשק, הם בעלי משק קטן יותר בממוצע מאלו שעובדים בהיקף של משרה חלקית מחוץ למשק. כלומר, ככל שהיקף המשרה מחוץ למשק גדל, כך קטן גודלו.

מספר הנפשות במשק

המקדמים בכל אחת משלוש השנים הינם מובהקים ובעלי סימן חיובי. משקים בהם מספר בני משפחה גדול יותר, יטו להיות בעלי משק גדול יותר. ממצא זה עקיב עם הנאמר במאמרם של Upton & Haworth (1987) שטענו כי קיים מתאם בין מספר הנפשות לצמיחתו של המשק שכן, מספר הנפשות במשק החקלאי מספק תמריץ וכוו עבודה למשק כדי להתרחב.

שטח הקרקע

בשנים 1971 ו-1981 שטח הקרקע בעל מקדם חיובי ומובהק. בשנת 1995 מקדם שטח הקרקע איננו מובהק. כלומר, שטח הקרקע כבר לא גורם חשוב בקביעת גודל המשק. הסבר הגיוני למצב זה קשור בקידום הטכנולוגי במהלך השנים שהביא לכך שהצורך בקרקע ירד עד לכדי כך, שהקשר בין גודל המשק לשטח הקרקע אינו מובהק סטטיסטית. דוגמא טובה למצב זה יכולה להיות משקי רפת או חממות שלא דורשים שימוש רב בקרקע.

הון

בכל אחת משלוש השנים המשתנה בעל מקדם חיובי ומובהק שמשמעו הוא הון גבוה יותר גורר גודל משק גדול יותר. מכך ניתן להסיק, שלכל אורך השנים ההון הינו משתנה בעל מתאם חיובי ביחס לגודל המשק. ממצא זה מתיישב עם הנאמר במאמרם של Kislev & Peterson (1982) שקיים מתאם חיובי וחזק בין הון לגודל המשק.

מיקום המשק

- בשנת 1971 מקדם מיקום המשק בצפון הינו שלילי ומובהק, ובשנת 1981 חיובי ומובהק. בשנת 1995 המקדם אינו מובהק. מכאן נסיק כי בשנת 1971 המשקים בצפון היו קטנים יותר בממוצע מהמשקים במרכז, אך הפכו גדולים יותר בממוצע בשנת 1981.
- המקדם של מיקום המשק בדרום הינו שלילי ומובהק בשנת 1971, ובשנת 1995 מקדם הדרום הינו חיובי ומובהק. בשנת 1981 המקדם אינו מובהק. כלומר, בשנת 1971 המשקים בדרום היו קטנים בממוצע מאלו שבמרכז, אך בשנת 1995, משקי המרכז היו קטנים בממוצע מאלו שבדרום.

לפי הממצאים, עיקר היצור החקלאי היה במרכז אך עם השנים עבר לפריפריה. הסבר הגיוני קשור בתהליך העיור שהלך וגדל במהלך השנים. גורם נוסף קשור לעלייה לא פרופורציונלית בגודל האוכלוסייה (עליות ממדינות שונות) שגרמו לעלייה בביקוש לשטחים במרכז הארץ שהפכו יקרים יותר. סביר להניח שלחקלאים באזור המרכז השתלם להסב שטחים חקלאיים לשטחים לצורכי מגורים.

שנת הקמה

המקדמים של שנת הקמה 1956-1948 ושל שנת הקמה משנת 1957, הנם מובהקים ובעלי סימן שלילי ברגרסיה של 1981 (ברגרסיה של 1971 המקדמים אינם מובהקים). כלומר משקים שהוקמו בשנים המאוחרות ל-1948, הם משקים קטנים יותר בממוצע מאשר משקים שהוקמו עד שנת 1948. בנוסף, המקדם של שנת הקמה מ-1957, שלילי יותר מהמקדם של שנת הקמה בין 1948 ל-1956. כלומר, משקים שהוקמו מ-1957 הם קטנים יותר בממוצע, ממשקים שהוקמו בין 1948 ל-1956.

השכלה

- שנות לימוד: משתנה זה מופיע ברגרסיה של 1981 בלבד, שבה התקבל מקדם חיובי ומובהק. כלומר, ככל שמספר שנות הלימוד של ראש המשק גבוה יותר, המשק יהיה גדול יותר.
- רמת השכלה: סוגי השכלה של ראש המשק מופיעים ברגרסיה של שנת 1995. השכלה גבוהה היא חלק ממשנתה קטגורי שכולל השכלה תיכונית, השכלה יסודית והשכלה נמוכה מיסודית. ניתן להיווכח כי ראשי משק בעלי השכלה גבוהה או השכלה תיכונית הינם בעלי משקים גדולים יותר בממוצע ביחס לראשי משק בעלי השכלה נמוכה מתיכונית. מלבד ממצא זה נוכל להבחין כי ערך המקדם של ההשכלה הגבוהה גדול יותר מערך המקדם של ההשכלה התיכונית. ולכן, ככל שרמת ההשכלה עולה, כך גדל המשק. תוצאה זו מתיישבת עם תוצאת הרגרסיה של 1981, בה קיבלנו מקדם חיובי למשתנה שנות לימוד.
- השכלה חקלאית: משתנה דמה אחר הקשור להשכלת ראש המשק הנמצא ברגרסיה של שנת 1995 הינו השכלה חקלאית. משתנה זה בעל מקדם חיובי ולא מובהק אך אינו רחוק מכך.

על פי (Sumner & Leiby (1987) רמת ההשכלה של ראש המשק מאופיינת בהשפעה דו צדדית על גודל המשק: מצד אחד, גידול בהון האנושי תורם ליעילות של המשק בהקצאת משאבים וביכולת לאמץ טכנולוגיות חדשות. מצד שני, רמת השכלה גבוהה מגדילה את האפשרויות של ראש המשק לתעסוקה מחוץ למשק. הממצאים שהתקבלו מעידים שלהשכלה יש השפעה חיובית ומובהקת על גודל המשק ומכאן שהגורמים המביאים לקשר חיובי בין השכלה לגודל המשק, חזקים יותר מהגורמים המביאים לקשר שלילי.

ענפי ייצור

- מקדמי ענף המטע הינם מובהקים ושליליים בכל אחת משלוש השנים
- מקדם ענף הירקות מובהק רק בשנת 1981 ובעל סימן שלילי.
- מקדמי ענף גידולי השדה הנם מובהקים ושליליים בכל אחת משלוש השנים
- מקדמי ענף הפרחים מובהקים בכל 3 השנים אך בעלי סימן שלילי ב- 1981 ו-1995 וחיובי בשנת 1971.
- מקדמי ענף בע"ח אחרים מובהקים בכל השנים וכולם בעלי סימן שלילי.

המשתנה המושמט הינו ענף העוף והבקר. כלומר, ניתן לסכם באופן גס כי משקים שהענף העיקרי שלהם אינו ענף העוף והבקר, קטנים יותר בממוצע מאשר משקים שהענף העיקרי שלהם הוא ענף העוף והבקר.

הערה: הרצת הרגרסיה טומנת בתוכה הנחה כי המשתנים המסבירים של גודל המשק הינם אקסוגניים. נוכל לחשוב כי תתכן בעיה של אנדוגניות. כדי להתגבר על בעיית האנדוגניות נצטרך להשתמש במשתנה עזר אשר מתואם עם המשתנה המסביר אך לא עם הפרעה הסטטיסטית. בנתונים שקיימים ברשותנו לא נמצא משתנה עזר מתאים, ולכן לא נוכל לבחון האם אכן קיימת בעיית אנדוגניות במשוואת הרגרסיה.

טבלה 12. תוצאות הרגרסיה

סקר 1995			מפקד 1981			מפקד 1971			משתנה
מובהקות	ערך t	מקדם	מובהקות	ערך t	מקדם	מובהקות	ערך t	מקדם	
0.336	0.96	0.6521	0.001	3.42	1.390**	0.001	3.29	0.673**	גיל
----	----	----	0	-3.76	-0.015**	0	-3.83	-0.008**	גיל בריבוע
0.001	-3.47	-80.886**	0	-9.6	-22.172**	0	-6.02	-6.928**	ארץ מוצא מאסיה ואפריקה
0.003	-3.01	-47.557**	0.002	-3.04	-7.285**	0.07	-1.82	-2.109	ארץ מוצא מאירופה ואמריקה
0	3.69	105.022**	0	4.35	13.004**	0	6.87	10.784**	היקף עבודה מלא במשק
0.888	0.14	2.335	0.001	-3.23	-8.608**	0	3.66	3.510**	היקף עבודה חלקי במשק
0.001	-3.34	-53.970**	0	-5.79	-14.804**	0	-4.71	-6.931**	היקף עבודה מלא מחוץ למשק
0.716	-0.36	-7.584	0	-4.38	-12.351**	0.001	-3.32	-5.254**	היקף עבודה חלקי מחוץ למשק
0.027	2.22	9.924*	0	9.59	3.449**	0	3.91	0.530**	מספר הנפשות במשק
0.149	1.44	0.136	0	25.25	0.522**	0	16.48	0.165**	שטח הקרקע (דונם)
0.038	2.07	0.225*	0	79.51	0.145**	0	172.26	0.218**	הון (אלפי ₪)
0.21	1.25	16.713	0	3.78	7.383**	0.011	-2.55	-2.062**	מיקום המשק צפון
0.036	2.09	36.661*	0.771	-0.29	-0.558	0.002	-3.04	-2.469**	מיקום המשק דרום
----	----	----	0	-8.82	-20.552**	0.453	-0.75	-0.699	שנת הקמה בין 48 ל- 56
----	----	----	0	-8.09	-25.733**	0.916	-0.11	-0.179	שנת הקמה מ- 57
----	----	----	0	5.64	1.230**	----	----	----	שנות לימוד
0.002	3.03	57.527**	----	----	----	----	----	----	השכלה גבוהה
0.017	2.39	40.048*	----	----	----	----	----	----	השכלה תיכונית
0.053	1.93	33.12	----	----	----	----	----	----	השכלה חקלאית
0	-6.13	-169.788**	0	-49.77	-98.752**	0	-36.38	-35.713**	ענף ייצור עיקרי: מטע
0.052	-1.94	-65.176	0	-25.87	-62.367**	0.137	1.49	1.391	ענף ייצור עיקרי: ירקות
0	-3.97	-146.110**	0	-22.13	-74.314**	0	-17.8	-27.450**	ענף ייצור עיקרי: גידולי שדה
0	-5.33	-104.485**	0	-36.16	-92.161**	0	9.21	17.096**	ענף ייצור עיקרי: פרחים
0.012	-2.51	-191.037*	0	-7.87	-50.641**	0	-7.77	-27.516**	ענף ייצור עיקרי: בע"ח אחרים
0.055	1.92	95.945	0	6.38	67.276**	0.001	3.25	14.386**	קבוע
Number of obs= 1,509 R-squared= 0.4574 F(20, 1488)= 49.33			Number of obs= 17,734 R-squared= 0.516 F(21, 17712)= 899.19			Number of obs= 16,636 R-squared= 0.743 F(20, 16621)= 2402.68			* P value < 0.05 ** P value < 0.01

5.2.1. פירוק מדדי אי השוויון לפי רגרסיה

בחלק זה של הפרק נציג את תוצאות פירוק אי השוויון מבוסס רגרסיה לפי מדד ג'יני ולפי מדד ה-CV. לאחר שקיבלנו את אומדני הרגרסיה, נבצע עיבוד נוסף של הנתונים: ניצור משתנים חדשים על ידי כך שכל מקדם של משתנה מסביר ברגרסיה, יוכפל בתצפיות המתאימות לו. כך נקבל משתנים שסכומם יחד עם השארית שווה לסך ערך הייצור עבור כל תצפית. בנוסף, עבור פירוק אי שוויון של כל מדד, תוצג בכל טבלה (13 ו-14) עמודה נוספת שתקרא השפעה שולית, שחושבה באופן שונה עבור משתנים רציפים ועבור משתני דמה. עבור המשתנים הרציפים ההשפעה השולית תענה על השאלה: בכמה אחוזים משתנה סך אי השוויון כאשר מגדילים את ערכו של משתנה אחד ב-1% (ושאר המשתנים ללא שינוי) ונעשית באופן הבא: בכל פעם נגדיל משתנה אחד ב-1%, נכפול במקדם הרגרסיה המתאים לו, נסכום מחדש את ערכם של התצפיות באומדני המקדמים של כל המשתנים ונקבל את ערך הייצור לאחר השינוי. לאחר מכן, נוכל לבדוק מהו ערכו של אי השוויון לאחר השינוי, ולחשב את אחוז השינוי בין ערך אי השוויון המקורי לחדש.

ההשפעה השולית המיושמת על משתני הדמה נותנת מענה לשאלה: כיצד משתנה ערך אי השוויון כאשר רק משתנה דמה אחד בא לידי ביטוי. כלומר, עבור כל משתנה קטגורי המורכב ממספר משתני דמה, נאפס את כל המשתנים מלבד משתנה דמה אחד, כך שערכיו יהיו 1 בכל תצפית (שאר המשתנים ללא שינוי). בשלב הבא נכפול כל משתנה במקדם המתאים לו שהתקבל מהרצת רגרסיה, נבצע סכימה של כל המשתנים מחדש ונקבל ערך ייצור חדש. לאחר מכן, נבדוק את השינוי באי השוויון בהשוואה למשתנה המושמט. נחזור על התהליך עבור כל אחד ממשתני הדמה.

5.2.2. פירוק מדד הג'יני לפי רגרסיה

בכדי לנתח את התרומה של כל קבוצת משתנים לאי השוויון נבצע עיבוד נוסף שמסכם את התרומות היחסיות של הגיל והגיל בריבוע. בנוסף, עבור כל משתנה קטגורי התבצעה סכימה של התרומות של משתני הדמה המרכיבים אותו. למשל, משתנה מיקום המשק כולל 3 משתני דמה: צפון, דרום ומרכז. כיוון שהמרכז הושמט בתהליך הרצת הרגרסיה, בפלט התקבלו התרומות עבור משתני הדרום והצפון בלבד שחוברו יחדיו. ההיגיון שעומד מאחורי התהליך הוא שמשק מסוים לא יכול להיות גם בצפון וגם בדרום, ולכן אם נסכום את התרומות היחסיות עבור מיקום המשק נוכל לקבל את התרומה (היחסית) הכוללת של מיקום המשק בסך אי השוויון.

בטבלה 13 מוצגות תוצאות הפירוק ואחוזי השינוי באי השוויון כפי שחושבו לכל אחת משלוש השנים. על פי התוצאות, ניתן לראות כי המשתנה בעל התרומה הגדולה לסך אי השוויון הוא ההון. ב-1971, יותר ממחצית אי השוויון מוסבר על ידי ההון, ב-1981 חלקו קטן לכדי 34% וב-1995 חלקו קטן אף יותר לערך של 29%. הסבר אפשרי לירידה בתרומה של ההון לאי השוויון קשור בשינוי עלות שירותי המיכון במשך השנים. כפי ש-Kislev & Peterson (1982) מצאו, עלות שירותי המיכון (Custom services) בארה"ב ירדה בין השנים 1930 – 1970. נוכל להניח כי גם בישראל התרחשה מגמה דומה בין השנים 1971 עד 1995. ההנחה היא שבשנות השבעים עלות שירותי המיכון הייתה גבוהה יחסית לשנות השמונים והתשעים, ולכן משק שלא היה עתיר הון לא היה יכול לגדול, ומכאן שההון הסביר חלק גדול בהתפלגות הגודל של המשקים. עם השנים, עלות שירותי המיכון ירדה ולכן גם משקים בעלי הון קטן יכלו להגדיל את המשק.

גורם ייצור נוסף הינו שטח הקרקע שבניגוד להון, איננו בעל תרומה כה גדולה לסך אי השוויון אלא בעל תרומה שנתית ממוצעת של 2.5% בלבד. לעומת זאת נוכל להסתכל על התרומה היחסית של ענפי הייצור שמדורגת במקום השני (לא כולל את השארית) מבחינת התרומה לאי השוויון. ב-1971 התרומה של ענפי

הייצור עמדה על 11% ב- 1981 חלה עלייה בערך תרומתם שהגיעה לכדי 21%. בשנת 1995 חלה ירידה בערך תרומתם של ענפי הייצור לאי השוויון שהגיעה לכדי 7%. מתוך ענפי הייצור נוכל לראות כי הענף בעל התרומה הגדולה ביותר לסך אי השוויון הוא ענף המטע: ב- 1971 וב- 1995 ערכו עמד על 8% ואילו בשנת 1981 ערכו הגיע ל- 18%. שאר הענפים הם בעלי תרומה יחסית קטנה לאי השוויון.

טבלה 13. תוצאות פירוק מדד הג'יני לפי רגרסיה

1995		1981		1971		
תרומה יחסית השפעה שולית		תרומה יחסית השפעה שולית		תרומה יחסית השפעה שולית		משתנה
-0.09%	-0.10%	0.09%	-0.69%	0.09%	1.17%	גיל
----	----	----	1.15%	----	-1.12%	גיל בריבוע
----	-0.10%	----	0.46%	----	0.05%	גיל
-0.12%	1.66%	-0.14%	1.04%	-0.04%	0.01%	מספר הנפשות במשק
-0.01%	1.52%	-0.10%	3.82%	-0.04%	2.23%	שטח הקרקע
-0.06%	28.96%	-0.17%	34.09%	-0.15%	51.76%	הון
----	----	-0.09%	0.15%	----	----	שנות לימוד
21.20%	2.26%	18.23%	0.62%	8.86%	1.19%	ארץ מוצא מאסיה ואפריקה
11.37%	-0.01%	5.27%	-0.02%	2.53%	-0.32%	ארץ מוצא מאירופה ואמריקה
----	2.25%	----	0.60%	----	0.87%	ארץ מוצא
-27.21%	6.51%	-10.06%	2.17%	-14.18%	4.22%	היקף עבודה מלא במשק
-0.80%	-0.11%	8.00%	1.30%	-5.07%	-0.50%	היקף עבודה חלקי במשק
----	6.40%	----	3.47%	----	3.72%	היקף עבודה במשק
14.78%	2.13%	12.76%	1.52%	9.12%	2.08%	היקף עבודה מלא מחוץ למשק
1.83%	0.03%	10.41%	0.16%	6.76%	0.27%	היקף עבודה חלקי מחוץ למשק
----	2.16%	----	1.68%	----	2.35%	היקף עבודה מחוץ למשק
-4.41%	0.22%	-5.99%	0.50%	2.71%	0.00%	מיקום המשק צפון
-9.21%	-0.18%	0.48%	0.02%	3.27%	0.06%	מיקום המשק דרום
----	0.04%	----	0.52%	----	0.06%	מיקום המשק
----	----	15.40%	0.96%	0.92%	0.06%	שנת הקמה בין 1948 ל- 1956
----	----	20.18%	-0.20%	0.24%	0.00%	שנת הקמה מ- 1957
----	----	----	0.76%	----	0.06%	שנת הקמה
-14.70%	-0.26%	----	----	----	----	השכלה גבוהה
-10.68%	0.90%	----	----	----	----	השכלה תיכונית
-8.03%	0.31%	----	----	----	----	השכלה חקלאית
----	0.95%	----	----	----	----	השכלה
47.67%	8.20%	87.45%	17.96%	67.47%	8.01%	ענף ייצור עיקרי: מטע
13.44%	0.01%	36.73%	0.33%	-1.45%	-0.07%	ענף ייצור עיקרי: ירקות
37.92%	0.87%	49.17%	3.03%	43.87%	2.56%	ענף ייצור עיקרי: גידולי שדה
23.94%	-1.59%	74.79%	-0.38%	-15.00%	0.70%	ענף ייצור עיקרי: פרחים
57.89%	0.01%	26.92%	-0.32%	44.09%	0.11%	ענף ייצור עיקרי: בע"ח אחרים
----	7.50%	----	20.62%	----	11.31%	ענפי ייצור
----	48.67%	----	32.81%	----	27.56%	שארית

תעסוקת ראש המשק מתחלקת לשני משתני דמה: היקף עבודה במשק, והיקף עבודה מחוץ למשק. התרומה של היקף עבודה בתוך המשק לאי השוויון היא כמעט 4% בשנת 1971 ובשנת 1981. ב-1995 ערך התרומה מגיע לשיעור של 6%. באחוז התרומה לאי השוויון של היקף עבודה מחוץ למשק, לא חל שינוי של ממש במהלך השנים והתרומה הממוצעת של שלוש השנים עומדת על 2% בלבד. התרומות של שאר המשתנים: גיל, מספר הנפשות במשק, שנות לימוד, ארץ המוצא, מיקום גיאוגרפי והשכלה הן זניחות ביותר.

המשתנה האחרון שטרם אוזכר הוא השארית. התרומה של השארית לאי השוויון עלתה מ-28% ב-1971 ל-33% ב-1981 והמשיכה לעלות ל-49% עד שנת 1995 בעוד שהתרומה של ההון ירדה במהלך השנים כפי שאוזכר קודם לכן. מתוך כך, נוכל להצביע על מגמה מהותית לאורך השנים של החלשות בתרומות ההון לאי השוויון, יחסית לגורמים שלא נכללו ברגרסיה (משתנים שאיננו יודעים על קיומם או שאין נתונים אודותיהם, אך משפיעים על גודל המשק) וההסבר שלהם לאי השוויון הולך וגדל. משתנים אלו יכולים לכלול למשל את הקידום הטכנולוגי, את יכולת הניהול וכיוצא בזה.

עתה נסתכל על ההשפעות השוליות בטבלה 13. נמצא כי לכל המשתנים הרציפים השפעה שולית שלילית מלבד משתנה הגיל, שבשנים 1971 ו-1981 נמצא חיובי ובשנת 1995 שלילי, אך אינו מובהק. כלומר, אם נגדיל את ערך אחד המשתנים הרציפים ב-1% כאשר ערכם של שאר המשתנים נותרים ללא שינוי, אי השוויון יקטן.

נעבור לנתח את תוצאות ההשפעות השוליות עבור משתני הדמה, שמאפשרות לדעת כיצד משתנה אי השוויון ביחס למשתנה המושמט, כאשר "מעבירים" את כל ראשי המשק להיות בעלי מאפיין מסוים. למשל, נוכל לומר כי אי השוויון שייצור במצב בו כל ראשי המשק הם ילידי הארץ יהיה נמוך יותר מאשר שייצור במקרה בו כל ראשי המשק הם ממוצא אחר. מעבר לכך ניתן לראות כי אי השוויון הגבוה ביותר יתקבל במקרה בו כל ראשי המשק הם ממוצא אסייתי או אפריקאי.

עבור היקף עבודה במשק נוכל לראות כי אם כל ראשי המשק היו עובדים בהיקף של משרה מלאה במשק, אי השוויון היה קטן יותר בהשוואה למצב בו כל ראשי המשק עובדים בהיקף של משרה חלקית או לא עובדים כלל בתוך המשק. לעומת זאת, לא נוכל להצביע על מגמה אחידה עבור היקף עבודה חלקי במשק, מאחר והסימנים של ההשפעות השוליות ב-1971 וב-1981 מנוגדים. בשנת 1971 אי השוויון במצב שבו כל ראשי המשק עובדים בהיקף של משרה חלקית, נמוך יותר מאשר אי השוויון במצב שבו כל ראשי המשק לא עובדים כלל במשק. ואילו בשנת 1981 המצב מתהפך. בשנת 1995 המקדם של היקף עבודה חלקי במשק איננו מובהק ולכן לא יהיה נכון להתמקד בתוצאה של שנת 1995.

עתה נתבונן על היקף העבודה מחוץ למשק ונוכל לומר כי אם כל ראשי המשק היו עובדים במשרה מלאה מחוץ למשק, אי השוויון היה מגיע לערך הגבוה ביותר בהשוואה למצב בו כל ראשי המשק לא היו עובדים כלל מחוץ למשק. לגבי היקף עבודה חלקי מחוץ למשק נוכל לראות כי ערכיו נמוכים יותר מאלו של היקף עבודה מלא במשק, אך גם במקרה זה המקדם של היקף עבודה חלקי במשק איננו מובהק בשנת 1995.

עבור המיקום הגיאוגרפי של המשק לא קיימת מגמה אחידה: בשנת 1971, אם כל המשקים היו ממוקמים בצפון אי השוויון המתקבל היה גבוה יותר מאשר אם הם היו ממוקמים במרכז, אך נמוך יותר מהמצב בו כל המשקים היו ממוקמים בדרום. גם בשנת 1981 ערך אי השוויון הגבוה ביותר היה מתקבל אילו כל המשקים היו ממוקמים בדרום, אך בניגוד לשנת 1971, אם כל המשקים היו ממוקמים בצפון, אי השוויון המתקבל היה נמוך יותר מאשר במרכז. בשנת 1995 מקדם מיקום המשק בדרום אינו מובהק ואי השוויון המתקבל אילו כל ראשי המשק היו ממוקמים בצפון, היה קטן בהשוואה למרכז.

מקדמי המשתנים של שנת ההקמה אינם מובהקים ברגרסיה של שנת 1971. בשנת 1981 נוכל לראות כי אילו כל המשקים היו מוקמים לפני שנת 1948, אי השוויון המתקבל היה קטן ביותר לעומת המצב בו כל המשקים היו מוקמים אחריה. אילו כל המשקים היו מוקמים לאחר שנת 1957, אי השוויון המתקבל היה הגבוה ביותר.

מצא מעניין קשור בהשכלת ראש המשק בשנת 1995. אם כל ראשי המשק היו בעלי השכלה גבוהה או תיכונית, אי השוויון היה קטן יותר בהשוואה למצב בו כל ראשי המשק היו בעלי השכלה נמוכה מתיכונית. בנוסף, נוכל לראות שאי השוויון היה מגיע לערך הנמוך ביותר במצב בו כל ראשי המשק בעלי השכלה גבוהה. באופן דומה, אם כל ראשי המשק היו בעלי השכלה חקלאית ברמה מסוימת, אי השוויון שהיה מתקבל היה קטן בהשוואה למצב בו כל ראשי המשק נטולי השכלה חקלאית. הממצאים מלמדים על כך שרכישת השכלה מסייעת בצמצום אי השוויון.

אם נתבונן על ההשפעות השוליות של ענפי הייצור נוכל לראות כי כל הערכים חיוביים מלבד הערכים של ענפי הירקות (שמקדמו איננו מובהק ברגרסיה) והפרחים של שנת 1971. מבין ענפי הייצור העיקריים, ענף המטע הוא בעל הערך הגבוה ביותר בשנים 1971 ו-1981. בשנת 1971, המשמעות היא שאם נגדיל את אחוז המשקים (ל-100%) שהענף העיקרי שלהם הוא ענף המטע, אי השוויון יהיה גבוה ב-67% ממצב בו הענף העיקרי של כל המשקים יהיה ענף העוף והבקר. בשנת 1981 הערך שמתקבל עבור ענף המטע עולה ועומד על 87%, בשנת 1995 ערכו יורד ל-48%. ערך ההשפעה השולית של ענף הפרחים היה שלילי בשנת 1971 אך בשנת 1981 ערכו עלה באופן חד לערך של 75% ובשנת 1995 ערכו ירד ל-24%. מכאן שנוכל להסיק כי אי השוויון שייחוצר במקרה בו כל ראשי המשק יבחרו בענף העוף והבקר כענף העיקרי בייצור יהיה נמוך יותר בהשוואה למצב בו הענף העיקרי של כל ראשי המשק יהיה ענף אחר.

5.2.3 פירוק מדד ה-CV לפי רגרסיה

בטבלה 14 מוצגות תוצאות פירוק מדד ה-CV. בעמודה הנקראת "תרומה יחסית" מופיעה התרומה לאי השוויון של כל משתנה, ולכל קבוצת משתנים התווספה התרומה היחסית הכוללת. העמודה הנקראת "השפעה שולית" עונה על השאלה: כיצד ישתנה אי השוויון אם נגדיל את הערך של משתנה אחד ב-1%, כאשר שאר הערכים ללא שינוי.

עבור משתני הדמה לא נוכל לבצע את אותה פעולה ולכן החישוב יעשה באופן שונה ויאפשר לראות כיצד ישתנה אי השוויון ביחס למשתנה המושמט, כאשר נגדיל את אחוז המשקים (לרמה של 100%) בקרב משתנה מסוים.

תחילה נסתכל על התרומות היחסיות שהתקבלו, ונוכל לראות כי רוב התרומות היחסיות של כל משתנה הן נמוכות ביחס לתרומות של ההון והשארית. לכן, נכון יהיה להתמקד בתרומות היחסיות של כל קבוצת משתנים לאי השוויון ולזהות מגמות שחלו במהלך השנים. מגמות של עלייה בתרומה לאי השוויון נצפו במשתנים: מספר הנפשות, ארץ המוצא, שנת הקמה, היקף העבודה במשק והשארית. מגמות הפוכות של ירידה בתרומה נצפו במשתנה ההון שהזכרנו קודם ובהיקף עבודה מחוץ למשק.

התרומה השלישית הגבוהה ביותר לאי השוויון היא של ענפי הייצור שעמדה על ערך של 5% ב-1971, עלתה ל-11% ב-1981 וירדה ל-3% ב-1995. התרומה העיקרית של ענפי הייצור נובעת בעיקרה מענף המטע שמהווה כ-68% מסך התרומה של ענפי הייצור ב-1971 וב-1981 מהווה כ-73% מסך התרומה של ענפי הייצור. ב-1995 כ-80% מסך התרומה של ענפי הייצור נובעת מענף המטע. כלומר התרומה של ענף המטע הופכת משמעותית יותר בעוד שהתרומות של שאר הענפים לאי השוויון הופכת לזניחה.

טבלה 14. תוצאות פירוק מדד ה-CV לפי רגרסיה

1995		1981		1971		משתנה
השפעה שולית	תרומה יחסית	השפעה שולית	תרומה יחסית	השפעה שולית	תרומה יחסית	
-0.09%	-0.02%	0.07%	0.28%	0.09%	0.58%	גיל
----	----	----	-0.10%	----	-0.53%	גיל בריבוע
----	-0.02%	----	0.18%	----	0.05%	גיל
-0.13%	1.02%	-0.14%	0.54%	-0.04%	-0.01%	מספר הנפשות במשק
-0.02%	0.89%	-0.10%	3.77%	-0.04%	1.83%	שטח הקרקע
-0.11%	23.97%	-0.21%	30.24%	-0.03%	63.24%	הון
----	----	-0.09%	0.25%	----	----	שנות לימוד
21.28%	1.19%	18.09%	1.09%	8.86%	0.91%	ארץ מוצא מאסיה ואפריקה
11.41%	0.02%	5.24%	-0.13%	2.53%	-0.18%	ארץ מוצא מאירופה ואמריקה
----	1.21%	----	0.96%	----	0.72%	ארץ מוצא
-28.15%	2.08%	-10.17%	1.21%	-14.43%	2.17%	היקף עבודה מלא במשק
-0.82%	-0.03%	8.08%	0.72%	-5.17%	-0.30%	היקף עבודה חלקי במשק
----	2.05%	----	1.93%	----	1.87%	היקף עבודה במשק
14.96%	0.71%	12.81%	0.89%	9.22%	1.04%	היקף עבודה מלא מחוץ למשק
1.86%	0.01%	10.45%	0.12%	6.83%	0.16%	היקף עבודה חלקי מחוץ למשק
----	0.72%	----	1.01%	----	1.21%	היקף עבודה מחוץ למשק
-4.41%	0.06%	-6.00%	0.22%	2.71%	-0.03%	מיקום המשק צפון
-9.20%	0.02%	0.49%	0.01%	3.27%	-0.03%	מיקום המשק דרום
----	0.08%	----	0.23%	----	-0.06%	מיקום המשק
----	----	15.29%	0.96%	0.92%	0.05%	שנת הקמה בין 1948 ל-1956
----	----	20.04%	0.21%	0.24%	0.00%	שנת הקמה מ-1957
----	----	----	1.17%	----	0.05%	שנת הקמה
-14.68%	-0.01%	----	----	----	----	השכלה גבוהה
-10.67%	0.48%	----	----	----	----	השכלה תיכונית
-8.04%	0.18%	----	----	----	----	השכלה חקלאית
----	0.65%	----	----	----	----	השכלה
48.63%	2.67%	88.52%	8.35%	69.67%	3.64%	ענף ייצור עיקרי: מטע
13.71%	0.15%	37.17%	1.00%	-1.50%	-0.05%	ענף ייצור עיקרי: ירקות
38.68%	0.19%	49.77%	1.30%	45.30%	1.06%	ענף ייצור עיקרי: גידולי שדה
24.42%	0.28%	75.70%	0.88%	-15.50%	0.63%	ענף ייצור עיקרי: פרחים
59.05%	-0.04%	27.24%	-0.19%	45.53%	0.06%	ענף ייצור עיקרי: בע"ח אחרים
----	3.25%	----	11.34%	----	5.35%	ענפי ייצור
----	66.18%	----	48.40%	----	25.70%	שארית

ממצא מעניין קשור במשתנה ההון והשארית. ניתן להבחין כי ההון הינו בעל תרומה משמעותית לאי השוויון אם כי במהלך השנים תרומתו פחתה מ- 63% בשנת 1971, לערך של 30% ב- 1981 והמשיכה לקטון עד 1995 ל- 24%. יחד עם הירידה בהון חלה עלייה בערך התרומה של השארית לאי השוויון.

כלומר, ההסבר שסיפק ההון לאי השוויון פחת ביחס לגורמים שלא נכללו ברגרסיה. חשוב לציין כי אותן מגמות נצפו גם בפירוק מדד הג'יני לפי רגרסיה.

ההשפעות השוליות של כל המשתנים הרציפים בעלות ערכים שליליים למעט משתנה הגיל ב- 1971 וב- 1981. כלומר אם נגדיל את ערכו של אחד מהמשתנים ב- 1%, אי השוויון יקטן.

עבור משתני הדמה, נזכיר כי כל משתנה קטגורי כולל משתנה דמה אחד שהושמט בהרצת הרגרסיה ומשמש נקודת ייחוס עבור בדיקת השינוי באי השוויון. למשל, אם נתבונן על ענפי הייצור נוכל לראות כי אם כל ראשי המשק היו בוחרים בענף המטע כענף העיקרי בייצור, אי השוויון היה גבוה בכמעט 70% בשנת 1971, בהשוואה למצב בו ענף העוף והבקר היה הענף העיקרי בייצור בקרב כל המשקים. כלומר, ערכים בעלי סימן חיובי מצביעים על כך שאי השוויון בעקבות הסימולציה יהיה גבוה יותר בהשוואה לאי השוויון המתקבל כאשר הענף העיקרי של כל המשקים הוא ענף העוף והבקר, המשתנה המושמט. בדומה לענף המטע, גם גידולי השדה ובע"ח אחרים הם בעלי ערכים חיוביים בשנת 1971, אם כי נמוכים מזה של ענף המטע. לעומת זאת, נוכל לראות שאם נגדיל את ערך הייצור של ענפי הירקות והפרחים על חשבון ענף העוף והבקר, אי השוויון יהיה נמוך יותר ממצב בו הענף העיקרי של כלל המשקים הוא ענף העוף והבקר. בשנת 1981 כל הערכים של ענפי הייצור הם ערכים חיוביים ובפרט זה של ענף המטע. כלומר, מצב בו כל המשקים בוחרים בענף שאינו ענף העוף והבקר, יגרום לאי שוויון יהיה גדול יותר מאשר מצב בו הענף העיקרי הוא ענף העוף והבקר. בשנת 1995 הערכים שמתקבלים חיוביים אך הפעם מצב בו ענף בע"ח אחרים הוא ענף העיקרי בייצור יגרור אי שוויון בעל הערך הגבוה ביותר.

הערכים של משתני ארץ המוצא חיוביים בכל אחת מהשנים ובעלי מגמה של עלייה. לכן נוכל לומר כי אם כל ראשי המשק אינם ילידי הארץ, אי השוויון גבוה יותר מאשר מצב בו כל ראשי המשק הם ילידי הארץ.

משתני היקף עבודה במשק הם בעלי ערכים שליליים פרט למשתנה היקף עבודה חלקי במשק בשנת 1981. נוכל להכליל ולומר כי במקרה בו כל ראשי המשק עובדים בהיקף של משרה מלאה או חלקית במשק, יתקבל אי שוויון בעל ערך נמוך יותר בהשוואה למצב בו כל ראשי המשק אינם עובדים כלל בתוך המשק. נדגיש כי ערכי היקף עבודה מלא במשק הם שליליים יותר בכל אחת מהשנים, הווה אומר שאי השוויון הקטן ביותר שיתקבל יהיה במקרה בו כל ראשי המשק עובדים בהיקף של משרה מלאה במשק.

ערכי משתני היקף עבודה מחוץ למשק הם משתנים בעלי ערכים חיוביים בכל אחת מהשנים. לכן, אם כל ראשי המשק היו עובדים בהיקף כלשהו מחוץ למשק, אי השוויון היה גבוה יותר מאשר מצב בו כל ראשי המשק אינם עובדים כלל מחוץ למשק. נציין כי ערכי המשתנה היקף עבודה מלא מחוץ למשק, גדולים יותר מערכי היקף עבודה חלקי מחוץ למשק. מממצא זה מעיד על כך שאי השוויון היה הגבוה ביותר אם כל ראשי המשק היו עובדים בהיקף של משרה מלאה.

ערכי המשתנים של מיקום המשק אינם בעלי סימן קבוע לאורך השנים. בשנת 1971 מיקום המשק בצפון ובדרום בעלי סימן חיובי, שמשמעותו הוא שאם כל המשקים אינם ממוקמים במרכז, אי השוויון המתקבל היה גבוה יותר מאשר מצב בו כל המשקים ממוקמים במרכז. בשנת 1981, ערכו של מיקום המשתנה בדרום קטן ואילו ערכו של המשתנה מיקום המשק בצפון נהפך לשלילי. בשנת 1995, שני המשתנים הם בעלי ערכים שליליים בפרט מיקום המשק בדרום. כלומר בשנת 1971 אי השוויון המתקבל אילו כל המשקים היו ממוקמים בצפון או בדרום, היה גבוה מאי השוויון המתקבל אילו כל המשקים היו ממוקמים במרכז. בשנת 1995 התהפכה המגמה, והמשמעות היא שאילו כל המשקים היו ממוקמים במרכז אי השוויון המתקבל היה גבוה ממצב בו כל המשקים היו ממוקמים בפריפריה.

ערכי המשתנים של שנת ההקמה חיוביים בשתי השנים והמשמעות היא שאם כל המשקים היו קמים לאחר שנת 1948 (המשתנה המושמט), אי השוויון המתקבל היה גבוה יותר ממצב בו כל המשקים היו קמים לפני שנת 1948.

ערכי ההשפעות השוליות של שני משתני ההשכלה: רמת השכלה והשכלה חקלאית, הם בעלי סימן שלילי. כלומר, אם כל ראשי המשק היו בעלי השכלה גבוהה או תיכונית, אי השוויון המתקבל היה נמוך יותר ממצב בו כל ראשי המשק הם בעלי השכלה נמוכה מתיכונית. נשים לב שערכו של משתנה ההשכלה הגבוהה נמוך יותר מזה של ההשכלה התיכונית. מכאן שנוכל לומר כי ככל שרמת ההשכלה גבוהה יותר, כך אי השוויון יהיה קטן יותר. לגבי השכלה חקלאית נוכל לראות כי אם כל ראשי המשק היו בעלי השכלה חקלאית, אי השוויון היה קטן יותר מזה שהיה מתקבל לו כל ראשי המשק היו חסרי השכלה חקלאית.

פרק 6 - סיכום ומסקנות

שאלת המחקר עסקה בשינוי אי השוויון בגודל המשקים החקלאיים לאורך השנים ובגורמיו. תחילה ראינו כי אי השוויון בגודל המשקים גדל במהלך השנים 1971-1995 וזאת נוכל לומר באופן די וודאי מאחר ובדקנו את ערך אי השוויון הן לפי מדד ג'יני והן לפי מדד CV. כדי לדעת מהם הגורמים לאי השוויון השתמשנו בשתי שיטות פירוק: פירוק אי השוויון לפי ענפי ייצור ופירוק אי השוויון לפי רגרסיה, כאשר בכל אחת מהשיטות, הצגנו את תוצאות הפירוק לפי מדד ג'יני ולפי מדד CV. לפי תוצאות פירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור התקבלה מסקנה חד משמעית: אי השוויון נובע ברובו מענף העוף והבקר. ראינו כי לפי תוצאות פירוק מדד הג'יני ולפי תוצאות פירוק מדד ה-CV התקבלה מסקנה זהה. אולם, כאשר בדקנו את ההשפעה השולית של ענף העוף והבקר הבחנו ב-2 תוצאות מנוגדות בשנת 1971: על פי מדד הג'יני, ענף העוף והבקר הוא בעל השפעה שולית חיובית ואילו על פי תוצאות מדד ה-CV, ענף העוף והבקר הוא בעל השפעה שולית שלילית. בשתי השנים האחרות התקבלו תוצאות חיוביות בשני המדדים. לסיכום, תוצאות פירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור, מעידות על מרכזיות ענף העוף והבקר באי השוויון.

בתוצאות פירוק אי השוויון לפי רגרסיה הבחנו במספר ממצאים מעניינים: ראינו כי התרומות היחסיות של רוב המשתנים המסבירים ברגרסיה קטנות יחסית ועומדות על אחוזים בודדים לעומת התרומות של ענפי הייצור, ההון והשארית. תרומת השארית לאי השוויון גדלה בכל שנה, ממצא זה מעיד על פיחות ביכולתנו להסביר את גודל המשק במשך הזמן.

בעבודה זו השתמשנו בנתונים של השנים 1971-1995 ומעניין יהיה לדעת כיצד אי השוויון השתנה בשנים שחלפו. הואיל והמסקנה המרכזית מעידה על חשיבותו של ענף העוף והבקר באי השוויון, שינויים שיחולו בענף זה ישפיעו באופן משמעותי על אי השוויון. אחד השינויים המרכזיים שחלו בחקלאות היה הרפורמה שנעשתה בענף החלב בין השנים 1999-2006. בעקבות הרפורמה נצפה שאי השוויון ישתנה השאלה כיצד, האם הוא יגדל או יקטן? על מנת לנסות לענות על שאלה זו נפרט תחילה מהם עקרונות הרפורמה ולאחר מכן נחזור לממצאים שהתקבלו בפירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור ולפי רגרסיה.

עקרונות הרפורמה שחלה בין 1999-2006 כללו אפשרות לניוד מכסות בין היצרנים והורדת מחיר המטרה. על פי שנתון מועצת החלב (2006), בין השנים 1999-2006 חל תהליך של פרישת יצרנים ממעגל הייצור. כ-350 יצרנים פרשו מהענף והוקמו שותפויות והתאגדויות. שני תהליכים אלו הביאו לשינוי מבני בענף, לצמצום מספר הרפתות והגדלת יחידת הייצור הממוצעת, התייעלות הענף וצמצום ההוצאות. ניוד המכסות אפשר לראשי משק שחפצו לפרוש מהענף, למכור את מכסות הייצור שלהם למשקים אחרים.

פרישה של יצרנים מהענף, בין אם הם פורשים מהחקלאות או בין אם הם עוברים לענף אחר, תגרום לצמצום מספר הרפתות והגדלת יחידת הייצור הממוצעת. כיוון השינוי של אי השוויון יהיה תלוי במי רוכש את המכסות. אם רוב המכסות של המשקים הפורשים נרכשות על ידי משקים קטנים, אי השוויון יקטן מאחר ואי השוויון בענף עצמו יקטן. מנגד, אם רוב המכסות נרכשות על ידי המשקים הגדולים, אי השוויון יגדל משום שאי השוויון בתוך ענף העוף והבקר גדל.

במידה וחלק מראשי המשק עוברים מענף העוף והבקר לענפים אחרים, פחות שוויוניים, אי השוויון יגדל. הממצאים שהתקבלו בסימולציה שערכנו עבור משתני הדמה הראו שכאשר הענף העיקרי בייצור של כל המשקים איננו ענף העוף והבקר, אי השוויון יהיה גבוה יותר ממצב בו כל המשקים בוחרים בענף העוף והבקר כענף העיקרי בייצור. מכאן שנוכל להסיק כי קיטון בערך הייצור של ענף העוף והבקר יגרום לגידול באי השוויון כיוון שהמשקל של ענף פחות אי שוויוני (ביחס לענפים אחרים) בסך ערך הייצור קטן ולכן סך אי השוויון גדל.

עתי נעבור לבדוק מהי ההשפעה של הורדת מחיר המטרה על אי השוויון. הורדת מחיר מטרה פרופורציונלית לגודל המשק. ירידה במחיר המטרה שקולה להקטנת ערך הייצור של ענף העוף והבקר באחוז מסוים כאשר ערכי הייצור של שאר הענפים נותרים ללא שינוי. בתוצאות פירוק אי השוויון לפי ענפי הייצור ראינו כי ההשפעה השולית של ענף העוף והבקר הייתה חיובית. כלומר, גידול בערך הייצור של ענף העוף והבקר ב- 1% יגרום לעלייה באי השוויון. מכאן שנוכל לומר את ההפך, קיטון בערך הייצור של ענף העוף והבקר באחוז מסוים, יגרום לקיטון באי השוויון ומכאן, שהורדת מחיר המטרה תגרום לירידה בערכו של אי השוויון.

לסיכום, לא נוכל לומר אם אי השוויון גדל או קטן בעקבות יישום הרפורמה כיוון שאנו לא יודעים איזו השפעה חזקה יותר אך חשוב יהיה לבדוק בעתיד בהינתן נתונים עדכניים, אם אי השוויון גדל או קטן. מצד אחד, מעבר של יצרנים מענף אחד למשנהו גורמת להתייעלות בענף ולפיכך להתייעלות בחקלאות בכללותה. מצד שני, אי השוויון בגודל המשקים החקלאיים איננו מצב אופטימלי כיוון שהוא מחליש את השיתופיות של המשקים ואת היכולת ליצור לובי פוליטי חזק מאחר וקיימים ניגודי אינטרסים בין המשקים בגדלים השונים.

רשימת ספרות

- Ahearn M. C., & Yee, J. (2004). "Alternative measures of farm size: Trends and determinants." Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association meetings Tulsa, Oklahoma.
<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/34610/1/sp04ah02.pdf>
- Allison, P. D. (1978). "Measures of inequality" *American Socio-logical Review* 43, 865-880.
- Ahituv, A., & Kimhi, A. (2002). "Off-farm work and capital accumulation decisions of farmers over the life-cycle: The role of heterogeneity and state dependence." *Journal of development economics* 68, 329-353.
- Ahituv, A., & Kimhi, A. (2006). "Simultaneous estimation of work choices and the level of farm activity using panel data." *European Review of Agricultural Economics* 33, 49-71.
- Bourguignon, F. (1979). "Decomposable income inequality measures." *Econometrica* 47(4), 901-920.
- Braun, D. (1988). "Multiple measurements of U.S. Income inequality." *The Review of Economics and Statistics* 70, 398-405.
- Dolev, Y., & Kimhi, A. (2006). "Survival and growth of family farms in Israel: 1971-1995." Discussion Paper No. 3.06, The Center for Agricultural Economic Research, Rehovot, Israel.
- Dolev, Y., & Kimhi, A. (2010). "Do family farms really converge to a uniform size? The role of unobserved farm efficiency." *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54, 119-136.
- Eastwood, R., Lipton M., & Newell, A. (2004). "Farm size" University of Sussex. Paper prepared for the handbook of agricultural economics, Vol. 3. Unpublished manuscript.
http://www.sussex.ac.uk/Units/PRU/farm_size.pdf
- Evans, D.S. (1987). "Tests of alternative theories of firm growth." *Journal of Political Economy* 95, 657-674.
- Fields, G. (2003). "Accounting for income inequality and its change: A new method, with application to the distribution of earnings in the United States." *Research in Labor Economics* 22, 1-38.
- Glauben, t., Tietje, h., & Weiss, c. (2003). "Agriculture on the move: Exploring regional differences in farm exit rates." Working paper EWP 0308. Dept. of Food

Economics and Consumption Studies, University of Kiel.

<http://www.food-econ.uni-kiel.de/Workingpaper/Fe0308.pdf>

Goddard, E., Weersink, A., Chen, K., & Turvey, C.G. (1993). "Economics of structural change in agriculture." *Canadian Journal of Agricultural Economics* 41, 475-489.

Hoppe, R. A., Korb, P., O'Donoghue, E.J., & Banker, D.E. (2007). "Structure and finances of U.S. farms: Family farm report, 2007 edition." Economic Information Bulletin No. 24, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service.

Kimhi, A. (2000). "Is part-time farming really a step in the way out of agriculture?" *American Journal of Agricultural Economics* 82, 38-48.

Kimhi, A. (2010). "International remittances, domestic remittances, and income inequality in the Dominican Republic." Discussion Paper No. 2.10. The Center for Agricultural Economic Research.

Kimhi, A., & Bollman, R. (1999). "Family farm dynamics in Canada and Israel: The case of farm exits." *Journal of Agricultural Economics* 21, 69-79.

Kimhi, A., & Rekah, H. (2005). "The simultaneous evolution of farm size and specialization: Dynamic panel data evidence from Israeli farm communities." Discussion Paper, No. 13, The Center for Agricultural Economic Research, Department of Agriculture Economic Management, The Hebrew University of Jerusalem, Rehovot.

http://departments.agri.huji.ac.il/economics/teachers/kimhi_ayal/kimhi-rekah.pdf

Kimhi, A., & Rekah, H. (2007). "Are changes in farm size and labor allocation structurally related? Dynamic panel evidence from Israel." Discussion Paper, No. 17.07, The Center for Agricultural Economic Research, Department of Agriculture Economic Management, The Hebrew University of Jerusalem, Rehovot.

http://departments.agri.huji.ac.il/economics/en/publications/discussion_papers/2007/hila22.pdf

Kimhi, A., & Tsur, N. (2011). "Long-run trends in the farm size distribution in Israel: The role of part-time farming." Discussion Paper, No. 1.11, The Center for Agricultural Economic Research, Department of Agriculture Economic Management, The Hebrew University of Jerusalem, Rehovot.

http://departments.agri.huji.ac.il/economics/en/publications/discussion_papers/2011/kimhi-farming.pdf

Kislev, Y. (2000). "Recent experience with agricultural Co-operatives in Israel." Unpublished, April 2000.

http://departments.agri.huji.ac.il/economics/teachers/kislev_yoav/kislev-cooperatives.pdf

- Kislev, Y., & Peterson, W. (1982). "Prices, technology, and farm size." *Journal of Political Economy* 90 (3), 578-595.
- Kostov, P., Patton, M., Moss, J., & McErlean, S. (2006). "Does Gibrat's law hold amongst dairy farmers in Northern Ireland". Paper Presented at the XIth Congress of The European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark.
<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/3370/>
- Lerman, R., & Yitzhaki, S. (1985). "Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States." *The Review of Economics and Statistics* 67, 151–156.
- López-Feldman, A. (2006). "Decomposing inequality and obtaining marginal effects". *The Stata Journal* 6, 106-111.
- Lund, P. J. (1983). "The use of the alternative measures of farm size in analyzing the size and efficiency relationship ". *Journal of Agricultural Economics* 34, 187-189.
- Lund, P. J., & Price, R. (1998). "The measurement of average farm size." RICS research conference ROOTS '98 .
http://www.rics.org/site/download_feed.aspx?fileID=2749&fileExtension =PDF
- Morduch, J., & Sicular, T. (2002). "Rethinking inequality decomposition with evidence from rural China." *The Economic Journal* 112, 93-106.
- Pflueger, J. C. (2005). "Income inequality in Erie: How much is there and why?" Economic Research Institute of Erie, The Behrend College.
<http://demo2.bd.psu.edu/research/05pflueger.pdf>
- Podder, N., & Chatterjee, S. (1998). "Sharing the national cake in post reform New Zealand: Income inequality trends in terms of income sources" *Journal of Public Economics* 86, 1-27.
- Roe, B. (1995). "A study of U.S. Farm Exits with Evidence from the Panel Study of Income Dynamics." Paper presented at the 1995 annual meeting of the American Agricultural Economics Association
- Rizov, M., & Mathijs, E. (2001). " Survival and growth of individual farm enterprises in transition economies: Empirical evidence from Hungary." LICOS discussion paper 101/2001, Katholieke Universiteit Leuven.
- Rizov, M., & Mathijs, E. (2003). " Farm survival and growth in transition economies: Theory and empirical evidence from Hungary." *Post-Communist Economies* 15, 227-242.
- Schumacher, E. F. (1973). "Small is beautiful. Economics as if people mattered." New York: Harper & Row.
http://sciencepolicy.colorado.edu/students/envs_5110/small_is_beautiful.pdf

- Shorrocks, A. F. (1982). "Inequality decomposition by factor components." *Econometrica* 50, 193-211.
- Shorrocks, A. F. (1983). "The impact of income components on the distribution of family incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98, 311-326.
- Sumner, D .A., & Leiby, J.D. (1987). "An econometric analysis of the effects of human capital on size and growth among dairy farms." *American Journal of Agricultural Economics* 69, 465-476.
- Tweeten, L. (1984). "Causes and consequences of structural change in the farming industry." Planning Report #207. Washington, D.C.
- Upton, M., & Haworth, S. (1987). "The growth of farms." *European Review of Agricultural Economics* 14, 351-366.
- Von Massow, M., Weersink, A., & Turvey, C.G. (1992). "Dynamics of structural change in the Ontario hog industry." *Canadian Journal of Agricultural Economics* 40 (1), 93-107.
- Weiss, C. R. (1996). "Size, growth, and survival in the upper Austrian Farm sector." *Small Business Economics* 10, 305–312.
<http://www.springerlink.com/content/gg2777j286k17v17/fulltext.pdf>
- Weiss, C. R. (1999). "Farm growth and survival: Econometric evidence for individual farms in upper Austria." *American Journal of Agricultural Economics* 81(1), 103-116.
- אפלבוים, ל., וסופר, מ' (2004). "המושב בעידן של תמורות".
<http://www.ihaklai.org.il/Portals/0/Documents/articles/ApelbaumSofer-TmurotbaMoshav170906.pdf>
- בן דרור, ג., וסופר, מ. (2008). "הגורמים להיחלשות המושבים".
<http://www.news1.co.il/Archive/003-D-32494-00.html>
- דולב, י. (2007). "הישרדות וצמיחה של משקים חקלאיים משפחתיים בישראל בשנים 1971-1995" עבודת גמר, פקולטה לחקלאות.
- כהן, מ. (2007). "מדיניות ממשלתית לשימור ופיתוח החקלאות והכפר בעולם המערבי." קדמון.
[http://www.ihaklai.org.il/Portals/0/Documents/articles/Cohen\(Kadmon\)PituachHakfar.pdf](http://www.ihaklai.org.il/Portals/0/Documents/articles/Cohen(Kadmon)PituachHakfar.pdf)
- כהנוביץ, ע. (1999). "התפתחות המשקים המשפחתיים על פני תקופה של 20 שנה (1975-1995)". עבודת גמר, פקולטה לחקלאות. מפקדי החקלאות לשנים 1971 ו-1981, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

נתן, ג. (2007). "תעסוקה ועידוד תעסוקה בענף החקלאות סקירה משווה." הכנסת, מרכז המחקר והמידע, ירושלים. <http://www.knesset.gov.il/mmm/data/pdf/m01720.pdf>

סקר החקלאות וההתיישבות לשנת 1995, הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

קמחי, א. (2009). "הגורמים לאי שוויון בהכנסות בקרב תושבי הכפר בישראל." דו"ח לתכנית מחקר מספר 118-0040-08. המחלקה לכלכלה חקלאית ומנהל, הפקולטה לחקלאות מזון וסביבה, האוניברסיטה העברית.

שנתון מועצת החלב (2006). המועצה לענף החלב בישראל (ייצור ושיווק). http://www.halavi.org.il/info/idb/idb_year/board-x2006.pdf

נספח 1- קיבוץ קטגוריות והמרות נתונים

מיקום המשק

בכדי ליצור מכנה משותף רחב בין 3 השנים מוזגו מספר נפות לאזורים גדולים יותר: צפון, דרום ומרכז כמתואר בטבלה שלהלן:

מזד אחיד	1995	1971 ו- 1981
דרום	דרום	באר שבע, אילת
		אשקלון, חברון, עזה
מרכז	מרכז	ירושלים, בית לחם, רמאללה
		רמלה, רחובות
		פתח תקווה, תל אביב, רמת גן, חולון
		השרון, טול כרם, שכם
		חדרה, ג'נין
צפון	עכו	עכו, חיפה
	גליל תחתון ועמק יזרעאל	כנרת, עמק יזרעאל, נצרת, ירדן
	כנרת	
	גולן וצפת	גולן, צפת

שנת הקמת המשק

שנת הקמת המשק מופיע בסקר 1971 ו- 1981 ומקובץ לשלוש קטגוריות:

1. שנת הקמה עד 1947: עד שנת 1935 ומ- 1936 עד 1947.
2. שנת הקמה מ- 1948 ועד 1956: מ- 1948 עד 1949, מ- 1950 עד 1952 ומ- 1953 עד 1956.
3. שנת הקמה מ- 1957 ואילך: מ- 1957 עד 1966 ומ- 1967 ואילך.

ארץ המוצא של ראש המשק

1. ילידי ישראל- כולל את כל ראשי המשקים שנולדו בישראל ללא הבדלים בין ארצות מוצא שונות של האב.
2. ילידי אסיה או אפריקה- לא נכללים ראשי משקים שנולדו בדרום אפריקה.

3. ילידי אירופה או אמריקה- כולל את כל ראשי המשק שנולדו באירופה המערבית והמזרחית, ארצות הברית וקנדה.

4. מוצא אחר- ראשי משק שנולדו בדרום אמריקה ובמרכזה, שאר אירופה, אמריקה, אוקיאניה, ודרום אפריקה.

תעסוקת ראש המשק

תעסוקת ראש המשק מתוארת על ידי שני משתנים קטגוריים: היקף המשרה בתוך המשק והיקף העבודה מחוץ למשק. שני משתנים אלו בנויים משלושה משתני דמה:

- משרה מלאה
- משרה חלקית
- לא עובד כלל

השוני העיקרי בין שלושת מקורות הנתונים מתבטא בהיקף המשרה החלקית שנמדד באופן שונה בכל מקור. ב-1995, משרה חלקית הוגדרה לרמות שונות: היקף של עד 1/4 משרה, היקף של עד 1/2 משרה והיקף של עד 3/4 משרה. בשנת 1981 ההגדרות עבור היקף של משרה חלקי היו שונות: היקף של עד 2/3 משרה והיקף של עד 1/3 משרה. בשנת 1971 הרמות הוגדרו לפי טווח מספרים כאשר $0 =$ לא עובד כלל ו-110 מתאר היקף של משרה מלאה והמספרים בין טווח זה מתאר היקף של חלקיות משרה ברמות שונות. בכדי להגיע למדד אחיד בין השנים, בכל שנה, כל רמה של משרה שאיננה מלאה או אפסית יוחסה למשרה חלקית.

נספח 2- פירוק אי שוויון גודל המשק הנמדד לפי ערך מוסף

בעבודה זו גודל המשק נמדד על ידי ערך ייצור ולא על ידי ערך מוסף, וזאת משום שלא היו נתונים על ערך מוסף במפקד 1971. בכדי לראות שהתוצאות שהתקבלו לא מוטות, נבצע פירוק של אי השוויון בגודל המשק, הנמדד לפי ערך מוסף עבור מפקד 1981 וסקר 1995.

בטבלה להלן מופיעות תוצאות פירוק מדד הג'יני לפי ענפי הייצור. לפי התוצאות, נוכל לראות כי אי השוויון גדל משנת 1981 ל- 1995 ב- 6%. בנוסף, ענף העוף והבקר הוא בעל התרומה הגדולה ביותר לאי השוויון הן בשנת 1981 והן בשנת 1995 ובעל השפעה שולית חיובית בשנת 1981. ממצאים אלו עקיבים עם תוצאות פירוק של גודל המשק הנמדד לפי ערך ייצור.

ג'יני					משתנה
השפעה שולית	תרומה יחסית	R_k	G_k	α_k	
					1981
-0.07%	19.55%	0.504	0.6848	26.71%	מטע
0.00%	17.81%	0.5626	0.8413	17.74%	ירקות
0.00%	7.34%	0.5589	0.8967	6.90%	גידולי שדה
0.01%	14.97%	0.5776	0.8628	14.17%	פרחים
0.04%	35.54%	0.673	0.7901	31.52%	עוף ובקר
0.02%	4.79%	0.7763	0.988	2.95%	בע"ח אחרים
----	----	----	0.4716	----	סה"כ
					1995
-0.07%	5.96%	0.3049	0.7661	12.70%	מטע
0.03%	31.52%	0.6595	0.8166	18.07%	ירקות
0.00%	20.69%	0.6401	0.8911	2.23%	גידולי שדה
0.02%	2.68%	0.6448	0.9283	29.16%	פרחים
0.00%	37.67%	0.6524	0.7832	36.73%	עוף ובקר
0.01%	1.49%	0.6707	0.9916	1.11%	בע"ח אחרים
----	----	----	0.4982	----	סה"כ

נספח 3- פקודות לפירוק אי השוויון

פירוק אי שוויון לפי ענפי ייצור

לפירוק מדד הג'יני, נשתמש בפקודה "descogini" בתכנת Stata. חשוב לציין כי תוצאות פירוק אי השוויון של סקר 1995 מהוות קירוב בלבד וזאת משום שהפקודה לא מאפשרת שימוש במשקלות.

בכדי לפרק את אי השוויון למרכיביו לפי מדד ה-CV, נשתמש בפקודה הנקראת: "ineqfac". פקודה זו מאפשרת לפרק את אי השוויון של סך ערך הייצור לתרומות של כל ענף בייצור. תוצאות סקר 1995 אינם מדויקות אלא מהוות קירוב, זאת כיוון שהפקודה "ineqfac" איננה מקבלת את השימוש במשקלות מסוג "pweight" המצויים בבסיס הנתונים של שנת 1995. לכן, הרצת הפקודה איננה מכילה משקלות ומכאן שיש להתייחס לתוצאות כאומדן בלבד.

פירוק אי שוויון לפי רגרסיה

קיימות 2 פקודות בתוכנת Stata עבור פירוק אי שוויון מבוסס רגרסיה לפי מדד ה-CV:

1. Ineqrbd - פקודה זו משמשת לפירוק אי שוויון מבוסס רגרסיה.
2. Ineqfac - עבור שימוש לפירוק לפי רגרסיה מצריכה מספר עיבודים קודמים: הרצת רגרסיה באופן נפרד לאחר מכן, מכפילים אתהאומדנים שהתקבלו בכל תצפית, ולבסוף הרצת הפקודה.

Ineqfac היא הפקודה שתוכנתה לראשונה עבור פירוק אי שוויון לפי רגרסיה. הפקודה Ineqrbd מבוססת על Ineqfac אך 2 הפקודות מניבות תוצאות זהות לחלוטין.

2 הפקודות לא מאפשרות שימוש במשקלות מסוג "pweights" המתאימות לסקר 1995. עם זאת, נוכל להשתמש במשקלות בעזרת הפקודה השנייה שמצריכה עיבוד קודם. לכן, נריץ תחילה רגרסיה עם שימוש במשקלות המתאימים ולאחר קבלת התוצאות ועיבודם נריץ את פקודה מספר 2.

לפירוק מדד הג'יני לפי רגרסיה נשתמש בפקודה "descogini" ונקבל את התרומה של כל משתנה לאי השוויון. פקודה זו, בדומה לפירוק מדד ה-CV לפי רגרסיה, לא מאפשרת שימוש במשקלות, אך הרצת הרגרסיה כדרך לחישוב פירוק אי השוויון מאפשרת להוסיף את המשקלות המתאימים לשנת 1995.