

הגורמים לשינויים בהתפלגות ההכנסות בישראל*

* מיכאל שדרל

עיקרי הממצאים

מחקר אמפירי זה התרכז בשלושה מגדדים של אי-שוויון בהכנסות:

1. אי-שוויון בהכנסה ברוטו בין משקי בית (בלי תיקון בגין גודלם) שראשיהם מועסקים, בתקופה 1965-1999;
2. אי-שוויון בהכנסה הכלכלית (זהיינו, בלי הטבות רוחה) בין כל משקי הבית (לאחר תיקון בגין גודלם) בתקופה 1979-1999;
3. אי-שוויון בהכנסה ברוטו בין כל משקי הבית (כולל תיקון בגין גודלם) בתקופה 1979-1999.

ואולם, הויאל והמגדדים השני והשלישי מתייחסים לתקופות קצרות יחסית – יש להראות את התוצאות לביהם כטנטטיביות גרידא.

לגביו מגד אי-השוויון הראשון התגלו שני משתנים הנ כבילי חשיבות להסביר שינויים בו והן כעמידים ביותר בפני שינויים במיפורט (ספקטיפית) המשתנים של המודל: שיעור האינפלציה, המגביר את אי-השוויון, אך רק בקצב אינפלציה גבוהה במיוחד, ושיעור הילודה באוכלוסייה היהודית, הממצמצם את אי-השוויון. משתנים אחרים, שנראו חשובים, אך התגלו כעמידים פחות לשינויים בספקטיפיות של המודל, היו שיעור הילודה בקרב ערבים ובני מיעוטים אחרים ומספר העובדים הזרים, שניהם מגדילים את אי-השוויון. תוצאה מעניינת וחשובה היא, שלא נמצאה כל עדות לכך שקבוצות הביטוח הלאומי מצמצמות את אי-השוויון.

במגד אי-השוויון השני נמצאו שלושה משתנים חשובים להסביר שינויים בו, ואף כעמידים בפני שינויים בספקטיפיות של המודל: שיעור האינפלציה, המגביר את אי-השוויון, אך רק בקצב אינפלציה גבוהה, שיעור האבטלה, המגדיל את אי-השוויון, וגודלו הממוצע של משק הבית, המגדיל גם הוא את אי-השוויון.

*סמנכ"ל לכלכלה ומינהל משרד האוצר. בעת כתיבת המאמר – חבר במלחת המחק של בנק ישראל. תודה ללה אחוזת, לקובי ברוידא למומי דהן, למישל טרכז'ינסקי, לאייה פינטו, לקרןית פלוג, ליאוב פרידמן, לעميد פרידמן ולמשתתפים אחרים בכנס – על העורחותם והצעותיהם המועילות.

במדד אי-השוון השלישי נמצאו שני משתנים חשובים להסביר שינויים בו ואך כעמידים בפני שינויים בספציפיות של המודל: קצבאות הזינוק של המודל לביטוח לאומי ושיעור התמותה, שניהם מגדילים את אי-השוון. ההתבות האחרות של המודל לביטוח לאומי (פרט לקצבת הזקונה ודמי האבטלה) התרברו כתורמות לצמוץ אי-השוון בטוח הקצר, אך לא נוגלה השפעה מובהקת שלהם על אי-השוון בטוח הארוך. כל זה נכון גם באשר למשתנה מספר העולים החדשים. גם משתנה דמי האבטלה, שצמצמו את אי-השוון, בעיקר בטוח הארוך, נראה על פניו כבעל חשיבות, אך נמצא פחות עמיד לשינויים בהרכבת המשתנים של המודל.

1. מבוא

במחקר המתואר במאמר זה נעשו ניסיון להזות את הגורמים המרכזיים לשינויים שהתרחשו, במהלך העשורים האחרונים, בתפלגות ההכנסות בישראל. זה מחקר אמפירי לחלוטין, ואין כאן כל ניסיון לבחון מודל תיאורטי זה או אחר של התפלגות הכנסות.

בפרק השני מתוארים המתודולוגיה והנתונים שבهم נעשה שימוש בעבודת המהקר, הפרקים השלישי והרביעי מציגים את הניתוח האקונומטרי, בפרק החמישי נערך ניתוח רגישות, ובשיעור מסוכמים הממצאים.

2. מתודולוגיה ונתונים

א. המתודולוגיה של "לפni ואחרי" וחסדונותיה

מחקרים רבים בנושא התפלגות ההכנסות בעבר (וכן פרסומיים רשמיים, בהם הסקרים השנתיות של המוסד לביטוח לאומי) בחרו להתמקד בניתוח כניסה "לפni ואחרי". לשיטת מחקר זו מוגדרות חמורות, ולדעתנו היא אינה מתאימה כלל ועיקר לשימוש כללי מחקר – אם, אכן, הכוונה להזות גורמים המשפיעים על התפלגות ההכנסות. יתכן, למשל, מצב שבו מקדם ג'יני, המודד את אי-השוון לרווח משקי הבית במדגם כלשהו, הוא 0.3 – בעוד שאלמלא נכללו קצבאות הזקונה בהכנסותיהם של משקי הבית היה מקדם ג'יני (ההיפותטי) מגע ל-0.4; מכאן ניתן להסיק לכואורה שקצבאות הזינוק מורידות את מקדם ג'יני ב-0.1 (או, בלשון פחות מדעית, מצמצמות את אי-השוון ב-25 אחוזים).¹

¹ זו הלשון המשמשת, בין השאר, בפרסומי המוסד לביטוח לאומי (ראט, למשל, ביטוח לאומי, 2000, עמ' 75-76).

ואולם, גישה פשטנית זו מוטעת לגמרי; מסקנות והשלכות של מדיניות, הנשענות עליה, עלולות להיות שגויות מיסודן. להערכה נחרצת זו שתי סיבות: ראשית, בהעדר קצבות ממשתיות אנשים ישנו את התנהגותם לפחות בשלושה תחומים: (1) הם יחסכו יותר בתכניות פנסיה פרטיות ובכלים אחרים של חיסכון מרצון; (2) הם יגדילו את היצע העבודה שלהם, למשל על ידי דחיתת גיל הפרישה; (3) בהעדר מקורות הכנסה אחרים בגיל הזקנה, יהיו מן הסתם רבים יותר בני משפחתם הקשישים (כגון בהעברות כספיות בין-דוריות או בחלוקת הסבא/סבתא בכיהם). מכל מקום, תיווצר לפחות חלופת הכנסתה הלקית לקצבות הממשלתיות. גודלה של חלופה זו ילך ויעלה, קרובה לוודאי, בטוחה האורוך – משום שהולך ומן עד אשר תוגבתו של אדם להעדר הקצבה מגיעה למלאה היקפה. גם מסיבה זו ניתן ה"לפני ואחרי" עלול להיות מיטה מאד, שכן הוא מודד את ההשפעה הבו-זמנית של תכניות רוחה, ומתעלם מהשפעותיהן ארוכות הטווח, שעשוות להיות שונות ביתר – אף הפוכות – מההשפעות קצרות הטווח.

שנייה, כאשר קצבות זקנה, הגבר השפעתן של תכניות רוחה אחרות (כגון מערכת הבטחת הכנסה, המקנה הכנסתה מינימלית למחסרי הכנסתה אחרת), וכן תגדל הכנסתם של קשישים ממקורות שאינם קצבות זקנה. לפיכך, מאותו חישוב היפוטטי של מדם גיני – המתיחס ל刻苦ע ה"לפני ואחרי" – מתקבל מספר שאינו אינדיקטור של ממש למידת אי-השוויון בהכנסה בהעדר קצבות זקנה. הנהו אומר, שניתוח ה"לפני ואחרי" אין בכוחו לתת אומדן מתקבל על הדעת של השפעת הקצבות על אי-השוויון, ולעתים אף לא את הסימן האריתמטי הנכון של השפעה זו.² זאת ועוד: שאלת החשובה יותר, בדרך כלל (שהשלכותיה על המדיניות ישירות), עניינה בהשפעה השולית של משתנה מסוים על התחפנות הכנסות, לא בסך כל השפעתו³, וגישת הכלול-או-לא-כלום, המובנית בניתוח ה"לפני ואחרי", אינה מתייחסת כלל להשפעות שוליות.

עד כאן שימושו קצבות זקנה דוגמה בלבד; אותן בעיות קיימות, ואולי אף ביתר חומרה, גם ניתוח של "לפני ואחרי" הנسب על הטבות רוחה אחרות – כהבטחת הכנסתה, דמי אבטלה וקצבות ילדים – כי ניתוח כזה מתעלם מהשפעות של תמריצים כלכליים על התנהגות האנושית.

² אפלו המינוח המשמש בניתוח זה שגוי ומטעה.刻苦ע ה"לפני" בניתוח אינו מתייחס לאי-השוויון בהכנסה לפני הנסיבות הסוציאליות, אלא רק לאי-השוויון בהכנסה הכלכלית (כלומר, להכנסה שאינה כוללת העברה של הטבות סוציאליות) לאחר העברת הטבות אלה.

³ תיאוריתית יתכן, למשל, שני המשפטים דלהלן יהיו תקפים: (1) אי-שוויון בהכנסות יהיה רב יותר בהעדר קצבות זקנה, אפלו כשבאים בחשבון את כל התגבות התנהגותית והמוסדיות לביטול היפוטטי של קצבות אלו; (2) קצבות זקנה נדירות מדי וחותמת מיה של רמתן עשויה דזוקא להקטין את אי-השוויון.

ב. מחקרים קודמים שהשתמשו בניתוח אקונומטרי

מחקריהם של דהן (1996) ואחדות (1996), שעשו שימוש באקונומטריקה של סדרות עיתיות, ה证实ו במשתנים מקרו-כלכליים המשפיעים על התפלגות ההכנסות והשתמשו בסדרות נתוניים של מקדי גיני, שמקורם בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. במחקרים אלה נמצא, כי לשני משתנים מקרו-כלכליים היה קשור ברור לא-השוויון בהכנסות – לאינפלציה ולאבטלה.

ברם, במחקרים אלה כרוכות כמה בעיות מודולוגיות. ראשית, הניתוח האקונומטרי בהם לא כלל מבחני שורש יחידתי (Unit Root Tests) – משום שהם נערכו לפני שմבחןים אלו הפכו לעניין שבשגרה בניתוח של סדרות עיתיות; שנית, במחקרים לכך יתכן מאוד שלאומדן המקדים אין תוקף מבחינה אקונומטרית. שנית, במחקרים אלה נכלל רק מספר קטן של משתני הסבר אחרים: בראש ובראשונה, בולטים בהעדרם משתנים דמוגרפיים ורבים – שעשויה להיות להם חשיבות בהסביר מגמות בהתפלגות ההכנסות. שלישיית, מחקרים אלה בחנו השפעות בו-זמניות בלבד – והתעלמו מהבדל אפשרי בין השפעות הטווה הקצר להשפעות הטווה הארוך.

ג. הרמודולוגיה במחקר הנוכחי

המודולוגיה האמפירית שמשימה את המחקר הנוכחי מתחבסת על רוגסיות של סדרות עיתיות, במיוחד על VAR (Vector Auto Regression). מערכת זו, המודדת את השפעתו השולית (במורצת הזמן) של זוזוע היצוני ("אקסונגנִי") קטן במשתנה מסוים על המשתנה התלוי (כאשר איןאפשרים שום שינוי היצוני בכל הגורמים הרלוונטיים האחרים) נתונים, לדעתי, את התשובה הטובה ביותר לשאלת המרכזיות של המחקר הנוכחי – השאלה בדבר הגורמים העיקריים לשינויים בהתפלגות ההכנסות בישראל.

למערכת-VAR יתרון מכריע על פני גישת הרוגסיה הבודד: בכוחה להזוהה את מקור הזוזוע המשפיע, בסופו של דבר, על התפלגות ההכנסות, גם כשיעור התמסורת המרכזי של זוזוע זה עבר דרך משתנה אחר.⁴ מערכת-VAR מסוגלת לדוח גם על פיגורים בהשפעותיהם של הזוזעים החיצוניים, ואף להטיב ולהבחן בין ההשפעות קצורות הטווה של זוזועים אלה להשפעותיהם ארוכות הטווה.

⁴ לדוגמה: נניח כי גידול היצוני של מספר העובדים הזרים המשפיע על אי-השוויון בהכנסות וכי אחד מיעודי התמסורת הוא שיעור האבטלה: הגדלת מספר העובדים הזרים מגדילה, למשל, את שיעור האבטלה – וגידול האבטלה מגדיל את אי-השוויון. אם נוקטים את גישת הרוגסיה היחידה, שלפיה אין מספר העובדים הזרים והן שיעור האבטלה נכללים ברגסיה כמשתני הסבר, יטה אומדן השפעת העובדים הזרים על אי-השוויון בהכנסות ככל מטה, וכךן השפעת האבטלה על אי-השוויון יטה כלפי מעלה. נישה-AR-VAR ואנווד בצויה נבנה יותר את ההשפעות הסופיות של העדיפים החיצוניים במשתי ה叙述 השונים על התפלגות ההכנסות.

ואולם, לפניה ערכית אומדן ה-VAR היה צורך להרכיב רשימה של משתני הסבר. הבעייה הקשה במחקר זה הייתה אי-ההתאמה בין המספר הגדול יחסית של משתני הסבר החשובים אפשריים לבין המספר הנמוך של התצפיות⁵.

לנוכח קושי חמור זה ננקטה גישה של בניית אלגוריתם שיכל לבחור בכל התמורות (הפרומותzieות) האפשריות של k איברים מתוך n איברים, כל תמורה בתורה, ולהעמיד לכל אחת מהן רגרסיה OLS אחת. הочילה קובצו 99 המשנים המסבירים ל- -33 קבוצות. בקבוצה הראשונה נכללו הביטויים c , $dgini(-1)$ ו- (-2) ; $dgini(-2)$ ו- 32 הקבוצות האחרות כללו את משתני ההסבר הבסיסיים ושני פיגורים שלהם (למשל, $dbirthj(-1)$, $dbirthj(-2)$). לאחר מכן שימושו אלגוריתם הבחירה כדי ללקט כל פרומותzieה אפשרית של k קבוצות מתוך n , באופן שהקבוצה הראשונה בכל פרומותzieה הייתה c , $dgini(-1)$, $dgini(-2)$, $dbirthj(-1)$, $dbirthj(-2)$, $dbirthj(1)$ ו- 33 , בעודם הולך ומוגדל בהדרגה. לכל תמורה הוכנה רגרסיה OLS, שבה המשנה התלויה היה $dgini$, $1-k$ ו- $3k$ משתנים (שנקבעו לפי k הקבוצות) הוצבו בצד הימני של המשוואה. לכל אחת מן הרוגסיות נרשם קритריון שורץ (Schwarz criterion), ובסיומו של התהליך היה רשום $(\text{לכל } k)$ השורץ המינימלי שהושג בכל אחת מ- 33 הקבוצות – בכל אחת מהרגסיות שבה הקבוצה נטלה חלק – ונקבע המספר האופטימלי של קבוצות משתני הסביר שיש לכלול בניתו ה-VAR.

ד. הנתונים

המשתנים העיקריים שהמחקר הוכיח מונחה ומנסה להסביר הם השינויים במקדמי גינאי של אי-השווין בהכנסות⁶. ההתקדמות בהסביר השינויים בהתפלגות ההכנסות, להבדיל מההתפלגות עצמה, קשורה בתכונות הסטטיסטיות של מקדמי גינאי ושל משתני הסביר. מבחני השורש היחידתיים נערכו תברור כי *gini* (שהוא המשנה

⁵ היו 32 מושתני הסבר בסיסיים, וביקשו לנודד, אגב שיכווש בפחות (*לפחות*) שני פיגורום (*lags*), את השפעות על שינויים בהתייחסות להганנות אחרי הוספת בייטי קבוע ו שינוי פיגורום של המשנה הבלתי הגע במספר משתנים הסביר ל-99%. נגד זאת, אפיילו כנשעשה שימוש במודגש האורך יותר (*gini*), נותרו רק 35 תכיפות בסיסיות (נתונים שונים לתקופה 1999-1965), ואשר יישמו ההפרשים הראויים ו שינוי פיגורום ייד מספר התכיפות העצמאיות ל-32-32 בלבד. זו בעיה כלילית למדי, המושילה לעל כל מחקר התייחסות להганנות האMPIרים הנעים שימוש בכלים של סדרות עיתוניות. המספר המוצע יחסית של תכיפות, הייעדרן של תיאוריות כלכליות מבוססות שנדרן לנוכח במצטצם כדי לאפשר אינדיאא אקונומטיטית, ריכיב החטועה הגדול במדידת אי-השותין הכלכלית, ואפשריות זהה שואה המוגבלות של נתונים נארצוט שנות – כל אלה הופכים את זיהוי הגורמים המשמעותיים על התייחסות ההганנות למשימה קשה, ומוגברים את בגישותם של בוגדים לשינויים שנאנכו בטעים בתגובה הגדגים ולזגדורות של הנשגנים המסבירים.

⁶ נסף על מקדמי גני ישם מודדים יהודים לא-שוויין בהכנותו (למשל, היחס בין החמיהון העליון לתחתון, מודד אטקננסון והגני המוחחב). אולם מחקרים קודמים כבר העלו כי ישנו מיראים גבוה בין המודדים השוניים וכי תוצאותיהם של מוחקים אנתרופולוגיים ומוס侃וטריים העיקריות אינן רגויות, בדיקות כללו, לפחות א-שוויין בהכנה שנבחנה. (ואנו, למשל, Achdut, 1996). זאת ועוד, את מוקם גני עצמו ניתן להסביר בשתי דרכים: בהעמדות משקי הבית (השיטה הנកטה בידי הולשכה הנורווגית לסתטיטיסטיקה) או בהעמדות הפרטים לפי הסדר (שיטתה הנוסודה לביטוח לאומי); אבל, שוב, יש מיראים גבוה ביותר בגין שני המודדים.

המשמש במחקר זה כמשתנה התלוי) וגם כמה מ משתני ההסבר הנכללים במחקר הם (0)I, וכי משתני ההסביר האחרים הם (0)I.⁷ המבחן הנוכחי משתמש, כאינדיקטורים לאי-השוון בהתפלגות הכנסות, בשלוש סדרות של מקדמי גיני:

(1) סדרה המסומנת כ-*gini* ומ坦בשת על הסדרה שהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה משתמשת בה כאינדיקטור המוביל לתיאור מידת אי-השוון בהתפלגות הכנסות בחברה הישראלית. סדרה זו מכסה את השנים 1965 עד 1999, ומהודדת את אי-השוון בהכנסה ברוטו בקרוב משפחות בראשיהן מועסקים (לא כולל עצמאים). הכנסה אינה מתוקנת בגין גודל המשפחה, וכוללת הכנסות מהון ומעובדה, פנסיות, תשומי הработка ממושדות הרווחה וסוגים אחרים של הכנסה שוטפת.

(2) הסדרה השנייה של מקדמי גיני, המסומנת כ-*gini_econ*, נשענת על זו שמספרם המוסד לביטוח לאומי. היא מכסה את השנים 1979 עד 1999 ומהודדת את אי-השוון בהכנסה הכלכלית (הכנסה רוק ממוקורות כלכליים – להוציא תשומי רווחה) בקרוב כל משקי הבית (מוסעים ולא-מוסעים), מתוקנת בגין גודלו של משק הבית.

(3) הסדרה השלישית של מקדמי גיני, המסומנת כ-*gini_gross*, גם היא של המוסד לביטוח לאומי. היא מכסה אותן שנים כקדמתה, אך מהודדת את אי-השוון בהכנסה ברוטו (דהיינו בכל הכנסה – הכוללת גם את תשומי הרווחה).

מקדמי גיני מבוססים על סקרי הכנסות משקי הבית.⁸ אף כי היחידות הכלכלית הבסיסית הנבדקת בסקרים אלה היא משק הבית, המקדים שמספרם המוסד לביטוח לאומי – אך לא אלה שמספרמת הלשכה המרכזית לשוטטיקה מובייל – מודדים את אי-השוון בהכנסה לנפש סטנדרטית, עם תיקון בגין גודל המשפחה, כדי

⁷ נמצא זה לעומת, במקרים אקונומטריים טהורים, כי מחקרים קודמים – שהציגו רגסיות של סדרות עיתיות אשר בהן שימושה רמת מקדי גיני כמשתנה תלוי (בצד השמאלי של המשוואה) ומכותיהם של משתני ההסביר שימשו כמשתנים המסבירים (מצד ימני של המשוואה) – טיפלו בסדרות העיתיות בשיטות סטטיסטיות שאינן קובלות באקונומטריקה בת זמננו (ולכן "יתכן" שם תוצאות העיקריות של נוחרים אלה אין קובלות). זאת, כמובן, בהנחה שאפשר לסמן על עוצותיהם של מבחןיו השורש היחידי לשם בירור המידה שבה ניתן לאמוד את הדינמיקה של משתנים כלכליים באמצעות תהליכי (1)-(0)I. עקרונית, ניתן לטען כי משתנים רבים – כגון מקדי גיני ושיעור האבטלה – הם בוגר (0)I על פי ההגדרה, בהיותם מוגבלים בין 0 לבין 100 אחוזים; לעומת זאת, הגישה (המקובלת יותר) שנתקטה כאן גורסת, שגם אם טענה זו נכונה בטוחה האرون מאד – הרי תצפית (על סמך מבחני שורש ייחודי) המכזיבעה, במרווחת 35 שנה, על תהליך התנהבות (1) של משתנה אכן מאפשרת לראות בו, לכל עניין מעשי, משתנה מסוג (1)I.

⁸ נתונים כרכובות בעיות בירות, במיניהם כSurveyors בסקרי הכנסות המכילים תקופת כה ארוכה. בעיות אלה נזונות במחקרים קודמים (ראו, למשל, Dahan, 1996), ואין ערך רב ביחס על תיאורן כאן. ריבות מוהן קיימות בכל הארץות ובכל התקופות שלגביהם מתפרנסים אינדיקטורים לאי-שוון בהכנסות. ניתן לנוקט גישה שלפיה המבחן אינו מתכוון להסביר את אי-השוון הקיים בפועל בחברה הישראלית (אי-השוון ה"אמיתי") אלא רק את אי-השוון המופיע העולה מהתוצאות סקרים אלה (אי-השוון "הנמדד").

לבטא יתרונות-לגולד⁹. גם הכספי של המקדים שמציג המוסד לביטוח לאומי רחבי מזה של המקדים שמצויה הלמ"ס – ובכלל זה משקי בית שראשם לא עבדו. באיל הצלתם של משקי בית אלה נוטים נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה להציג אומדן חסר, הן של מידת אי-השוויון עצמה והן של השפעות הגורמים המקרו-כלכליים על אי-השוויון – דרך האבטלה או אי השתפות בשוק העבודה. (כך, למשל, יתכן כי המקדים שנאמנו לגבי שיעור האבטלה – כמספר את אי-השוויון – מוטים באורה חמור). זאת ועוד, נתוני הביטוח הלאומי מתיחסים גם למדינת אי-השוויון בהכנסה הכלכלית (לעומת ההכנסה ברוטו). יש בא-אי-השוויון בהכנסה הכלכלית וביחסו הגומלין ביןו לבין אי-השוויון בהכנסה ברוטו כדי לסייע בהערכת השפעותיהן של העברות תשלומי הרווחה – מה שעשו להניב מסקנות חשובות לגבי צעדי מדיניות.

כנגד זאת, לפחות *gini* (הمبוסס על נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה) יש יתרון מכריע – היותו מכסה תקופה ארוכה יותר; בכך הוא מגדיל את מספר התצפיות מ-19 ל-34. להפרש כזו במספר התצפיות נודעת השפעה רבה על ממשמעות של המבחנים הסטטיסטיים וחשיבותם קרייטית במחקרים על סדרות עיתיות.

במחקרינו עיקר הניתוח מתמקד במספר *gini* וזאת נוסף על ניתוח מוגבל יותר של מדי *gini_gross* ו-*gini_econ*. מפני מיעוט התצפיות בניתוח המוגבל, יש לראות את תוצאותיו כמרמזות על כיוון בלבד.

בניתוח האקונומטרי היז 33 משתנים. התבזר, שכמה מהם (ובכללם המשנהה התלוי *gini*) היו בגדר (1)I. (מבחני שורש יחידתי העלו, כי לא ניתן לדוחות את השערת קיומו של שורש יחידתי). כדי להבטיח את הסטיצונריות של כל המשתנים בתחוםי האמידה, המתוארים בסעיפים הבאים, השתמשנו לגבי משתני (0)I בرمאות ולגבי משתני (1)I בהפרשים מסדר ראשון¹⁰. המשנים מוצגים בסופה 1.

3. ניתוח אקונומטרי המבוסס על נתונים הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה

כאשר *gini* (מסדר אי-השוויון בהכנסה ברוטו לפי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה) נקבע כמשנהה המוסבר מצד שמאל של המשווה, התקבל, בתהליך הבחירה אשר תואר לעיל, שהמספר האופטימלי של קבוצות משתני ההסביר הוא 5. (הגדלת מספר הקבוצות לשש ומעלה הפחיתה יתר על המידה את דרגות החופש, כאמור בסופה 2).

לוח 1 מציג את הרגסיה "הטובה ביותר", עם חמישה קבוצות של משתני הסבר, ובן-:

⁹ התקן האכזר מקצת משקל של 1.25 לאדם הראשון במשק הבית, 0.75 לשני, 0.65 לשישי, 0.55 לרבעי ולחמישי, 0.50 לשישי ולשביעי, 0.45 לשני ו-0.40 לכל אחד מהתשיעי ומעלה. תיקן זה (בגין גודל משק הבית) משמש גם את הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה בחלוקת מפרסומה, אך הסדרה

היחידה שנתקבלה מהלשכה לכל תקופה המדגם (1965-1999) אינה מותקנת בגין גודל משק הבית.

¹⁰ הסיכון α במאמר זה מתחאר את ההפרשים מסדר ראשון בנסיבות א.

dgini (שינוי במקדם ג'יני), *dfw* (השינוי במספר העובדים הפלשתיינאים והזרים כאחוז מהאוכלוסייה), *dlinfl* (השינוי הלוגריתמי בשיעור האינפלציה), *dbirthj*, *birtha* (השינוי בשיעור היולדת בקרב האוכלוסייה היהודית) ו-*birtha* (שיעור היולדת בקרב העربים ובני מיעוטים אחרים). לעומת זאת נמצא מבחן 2 את הרגסיה "הטובה ביותר" עם קבוצות של משתני הסבר, בהן חמישה נזכורות לעיל ועוד קבוצה 5 (מספר העולים שהגיעו ארץה במהלך השנה הקודמת כאחוז מהאוכלוסייה)¹¹.

הנוכחות של *dlinfl* ברגסיות המתוירות בלוחות 1 ו-2 מצביעה על האפשרות ששינויים בקצב האינפלציה עשויים להיות גורמים מרכזיים בקביעת השינויים באירוע השווין בהכנסות. אלא שמדובר זה משקף את ממוצע ההתרחשויות במשך 35 שנה, תקופה שבמהלכה חלו תנודות רבות בקצב האינפלציה; ויתכן בהתאם לנתונם של התפלגות ההכנסות בקצב האינפלציה תהיינה השפעות שונות (או אף מנוגדות) על התפלגות ההכנסות ברמות אינפלציה שונות. אפשרות זו נבחנת בנספח 3, ומהסקנה שם היא שאומדן השפעת האינפלציה על חלוקת ההכנסות לצד את השפעת האינפלציה על אי-השוויון בהכנסה רק ברמות אינפלציה גבוהות יחסית; ברמות אינפלציה נמוכות יחסית אין לשינויים בקצב האינפלציה השפעה של ממש על אי-השוויון בהכנסה.

במערכת VAR-*shبنيו* (המודגרת כמערכת 5a) נעשה שימוש בקבוצות שלוקטו מלוח 1 – *dfw*, *dlinfl*, *dbirthj*, *dgini* – בנהנזה שככל אחד מחמשת המשתנים עשוי להיות מושפע בתקופה t משינויים בכל אחד מהמשתנים האחרים בתקופות $t-1$ ו- $t-2$, אך המשתנה היחיד שיכל להיות מושפע בתקופה t משינויים

¹¹ נערכו מבחני וואלד (Wald) כדי לבדוק את מובהקות הסטטיסטי חי בריבוע (Chi-square) לכל קבוצה משתנים ברגסיה שהזגגה בלוח 1. לפי תוצאות המבחנים, לכל חמש הקבוצות מובהקות גבוהה – עם ערך p של 0.000. (רמה כה גבוהה של מובהקות אינה מפתיעה, מפני שהיא מושב באלגוריתם הבחירה). יתרה מזאת, גם הקבוצה של חמישה משתנים עם שני פיגורים התגלתה כМОבהקת ביטר (ערך p של 0.003). התהילך בווער פעם נוספת עם קבוצות בפיגור יהדי בלבד. קייטרוני שורץ לרוגסיותו ("טבות ביותר") הגדלו נוכנים (בערך מ-10% מ-1%) עם שני פיגורים. ניסיין לחזור על התהילך ביחס לקבוצות עם שלושה פיגורים נתקל בגידול מהיר של מספר משתני הסבר, עד כדי היעלמות כל דרגות החופש. מבחן וואלד נוספים פים נערכו כדי לבדוק את מובהקות הסטטיסטי חי בריבוע לקבוצה נוספת (שישית) של משתנים ברגסיה, וכן נבדקו כל 28 הקבוצות של מיעינים ווספים. תוצאות נבחני וואלד אלה הראו כי הקבוצה היחידה עם מובהקת סטטיסטית ברמת ביטחון של 1 אחוז הייתה *olim5* – אותה קבוצה שנמצאה, כי השתיכה לרוגסיות הטובות ביותר בין אלו שהרצזו על 6 קבוצות (ומתואהת בלוח 2). כן התברר כי כל חמש הקבוצות בלוח 1 השתיכו, נוספת לכך, גם לשש הקבוצות שבלוח 2 – וכי הסטטיסטים 2×2 שלהם נותרו מובהקים ביותר. (כל חמישה ערכי ה- χ^2 שלהם נשאוו בrama של 0.000). גם קבוצת ששת משתני הפיגור הכספי הייתה מובהקת מאוד (ערך p של 0.000).

במשתנים האחרים באותה תקופה, t , הוא $dgini^{12}$. בדומה לכך, נAMD מודל VAR נוסף (שהוגדר כמערכת 5), שכלל את הקבוצות $dgini, dfw, dlinfl, dbirthi, dlinfl$ ו- $birtha$ (המודד את השינויים בולוגרימתוס של קצב האינפלציה רק בשיעורי אינפלציה גבוהים מ-17 אחוזים) במקומם את $dlinfl_hi$.

בהנחה כי $dgini$ הוא המשתנה היחיד היכול להיות מושפע באותה תקופה / משינויים במשתנים האחרים באותה תקופה, t , ניתן להשתמש בשתי מערכות ה-VAR עם המשתנים כדי לאמוד את התגובה ארוכת הטווח של $dgini$ על סימולציה של זעועים חיצוניים בכל אחד מהמשתנים. אומדן התוצאות דומות בשתי המערכות, וכך דוחה רק אלה שהושגו מהמערכת המעודפת, 5. להלן המש התוצאות שנאמדו לטווח הארוך.¹³

(1) תחיליה נבדקה תגובת מקדם ג'יני על זעוע חיצוני היפוטטי, בשנת 2000, באישוון ההכנסות. גודלו של הזעוע המודומה היה 0.0228 (השווה לסתית תקן אחת של המקדם $Gini$ במרוצת התקופה 1965-1999), מה שהעלתה את הג'יני של שנת 2000 לרמה של 0.3822 – לעומת תחזית של 0.3792 בהעדר זעועים. אומדן השפעתו ארוכת הטווח של הזעוע (כפי שהיא נמדה לאחר 6 שנים) הוא 0.0058 (כ-25 אחוזים מההשפעה הראשונית בשנת 2000).¹⁴

(2) אילו גידול מספר העובדים הזרים בישראל גידול חיצוני של כ-63 אלף נפש (מ-226 ל-289 אלפי עובדים), תוספת שהיתה מגדילה את מספר העובדים בטווח הארוך (המתוקן בגין גודל האוכלוסייה) ב-75 אלף נפש, היה מקדם ג'יני גדול בקרוב ל-1 נקודת אחוז.

(3) גידול חיצוני של קצב האינפלציה, מ-14 ל-34 אחוזים, תהיה מעלה את האינפלציה בטווח הארוך מ-6 ל-14 אחוזים, היה מגדיל את מקדם ג'יני בכ-1.5 נקודות אחוז.

¹² בהנחה זו יש טיפול רבה, אך היא חזקה ביותר – שכן היא מנעה את האפשרות שימושתי הסבר יושפנו משינויים בחתפלגות ההכנסות בנסיבות אותה שנה עצמה. לגבי חלק מהמשתנים זו הנחה סבירה, אך כשמזכיר בחלק מהטבות הביטוח הלאומי (במיוחד אלה שאינן מתוקנות בגין מספר הזוכים) היא עלילה להיות עיוותית. טעם אפשרי להנחה זו ניתן למצוא בעובדה שהשינויים בחטבות הביטוח הלאומי נובעים בעיקר מנסיבות מדיניות, ואינם מבטאים גנובות על שוויים בשוויוניות. מכל מקום, הנחה זו מושחררת בסעיף הבודן את ריגשות התוצאות העיקריות לסיבות בו-זמנית הפיכה בין החטבות הביטוח הלאומי לבין התחפלגות ההכנסות.

¹³ בדרך כלל הטענו הפרמטרים של פונקציית התגובה סמוך לאומדי עריכיהם הסופיים בתוך 3 או 4 שנים. המפרטים הנדרושים כאן הם פרמטרים שנאמדו 6 שנים אחרי סימולציית העוזעים.

¹⁴ התוצאה נזכר ירידת חלקית זו בזעועים הראשוניים במקדמי ג'יני נמצאה לגבי כל המבחנים האמפיריים שנערךו במחקר הנוכחי. הסבר כלכלי אפשרי לתופעה זו הוא, כי שינוי בא-השוון בחכונות הסדרה תחילcis אשר, בטווח הארוך, הי מסתומים בהקטנת עוצמתו של הזעוע הראשוני. אולם הסבר מתקף יותר על הדעת מייחס לפחות חלקם נחשוניים הניכרים במקדם ג'יני משנה לשנה (מ-1 ל-+1) לטערויות מדידה הנעלמות בעבר שנה. (+).

(4) עליה חיצונית בשיעור הילודה של יהודים ב-0.2 נקודת אחוז (מ-1.8 ל-2.0 אחוזים) הייתה מגדילה שיעור זה בטוחה הארוך ב-0.6 נקודת אחוז, מה שהיא מוריד את מקדם ג'יני בכ-8 נקודות אחוז.

(5) עליה חיצונית בשיעור הילודה של ערבים ומיעוטים אחרים בישראל בשיעור של 0.5 נקודת אחוז (מ-3.3 ל-3.8 אחוזים) הייתה מגדילה את קצב הילודה שלהם בטוחה הארוך ב-0.1 נקודת אחוז, דבר שהייתה מגדיל את מקדם הג'יני בכ-6 נקודות אחוז.

4. ניתוח אקונומטרי המבוסס על נתוני המוסד לביטוח לאומי

בטעיף זה נעשה שימוש בשני מדדי אי-שוויון שפורסם המוסד לביטוח לאומי: *gini_econ*, המודד את אי-השוויון בהכנסה בלבד תשלומי הטבות הרווחה ו-*gini_gross*, המודד את אי-השוויון בהכנסה הכוללת הטבות אלה¹⁵. בדיאגרמה 3 מוצגות שתי אמות המידה החדשות לאי-שוויון בהכנסות, וכן מדד *gini*, ששימש בסעיפים קודמים לתקופה 1979 עד 1999. מדד *gini* "נסחף" בעוצמה כלפי מעלה במהלך תקופה זו, מה שמציבע על מגמת עלייה חזקה באין השוויון הכלכלי. בינוון לכך, עולה ממדד *gini_gross*, באורה מתון יותר – והדבר מסמן כי הגדיל של אי-השוויון ברוטו (כלומר כולל תשלומי הטבות הרווחה) נמשך מגדיל אי-השוויון בהכנסה הכלכלית. נרשם גידול רב והולך של ההבדל בין שתי הסדרות: בתקופה 1984-1979 היה ההבדל זה כ-7 נקודות אחוז, במשך 1985-1990 הוא היה כ-9 נקודות אחוז, ובתקופה 1990-1999 הוא עלה עוד יותר – לכ-11 נקודות אחוז. השוואה בין *gini_gross* לבין *gini_econ* (ששימש בניתוח בסעיפים קודמים) מעלה כי יש מיתאמ חזק ביניהם נותר קבוע למדי, כ-4-5 נקודות אחוז.

הסדרות *gini_gross* ו-*gini_econ* שימשו לנתחה התקופה 1999-1979, בדומה לניתוח שנערך לפחות בכל התקופה 1965-1999 בסדרות *gini*, כמתואר בסעיפים קודמים. שוב הורץ אלגוריתם לאיתור k קבוצות מותוק a , אך הפעם השתנה התלוי היה מספר הפיגורים מ-2 ל-1, ונכללו שתי קבוצות שונות לאינפלציה: *dlinfl_hi* ו-*dlinfl*.

לגביו הטבות הביטוח הלאומי הונה, כי לגבי ההכנסה הכלכלית כיוונה של הסיבות

¹⁵ שלא כמו *gini*, ששימש בסעיפים קודמים, שני אלה מתייחסים לכל משקי הבית – ומתקנים בגינן משק הבית – אך מתחילה רק ב-1979. שניהם מתחבסים על הנתונים בהזוח המוסד לביטוח לאומי (2001, לוח נספח 23). שתי הסדרות توcano על בסיס הלוח המקורי של המוסד, כדלקמן:ראשית, הוואיל ובלוו חסרים נתונים 1986 ו-1987, נרכחה אינטראפלציה לニアרית להצפויות של שנתיים אלה, על סמך התצפויות ל-1985 ול-1988. שנית, בגלל שינוי שיטת הcalculation של המודגום בשנות 1997 מופיעים בלוח הנתונים לשנה זו פעמיים (על פי שתי השיטות); لكن توcano התצפויות לשושן הימים 1997-1999 על סמך ההפרש בין שני הערכאים (החדש והישן) ל-1997, כדי לשכור על עיקבות בכלל הסדרה – לפי שיטת החיסוי הישנה.

הבו-זמןית הוא מי-השוויון אל ההזדמנויות, אך כמשמעותו ברוטו הסיביתיות פועלת בכיוון ההפוך - מההבדות אל מי-השוויון.

a. התוצאות העיקריות של הבדיקה האמפירית בסדרת gini_econ

נתרבר, כי עליה בגודלו הממוצע של משק הבית, בקצב האינפלציה (אםן רק ברמותיה הגבוהות) ובשיעור האבטלה מגדילה את מי-השוויון בהכנסה הכלכלית. שלושת משתני ההסבר הללו, וכן קצבאות הילדים שמשלים המודל לביטוח לאומי, נמצאו מובהקים ביותר בהשפעתם על מי-השוויון ועמידם לפני שינוי מספר המשתנים הנכללים במערכת. גם שיעור התמונות התגלה כמשמעותה בעל השפעה על מי-השוויון בהכנסה הכלכלית (אםן רק כמדד במערכת בת ששת המשתנים). נעשה גם ניסיון להעמיד (במערכת בת חמישת המשתנים) את כל סוג הקצבאות האחרות של הביטוח הלאומי (ובכלל זה סכום הקצבאות הילדים, אך قولן נמצאו לא מובהקות סטטיסטית).

המשתנים שנאמדו והשפעתם:

- (1) עליה הייזונית (אקסוגנית) של 0.07 נפשות (מ-3.67 ל-3.75) בגודלו הממוצע של משק בית מגדילה את מקדם $gini_{econ}$ ב-0.519-0.524 נקודת אחוז (מ-0.519 ל-0.524) בתקופה ההתחלתית (בתווך שנה). בטוחה הארוך (בתוך 6 שנים), כשמשק הבית גדל ב-0.17 עד 0.18 נפשות, $gini_{econ}$ עולה בשיעור שבין 0.7 ל-0.8 נקודת אחוז.
- (2) עליה הייזונית בקצב האינפלציה (מ-16 ל-47 אחוזים בשנה) מגדילה את מקדם $gini_{econ}$ בתקופה ההתחלתית ב-2.1 עד 1.2 נקודות אחוז. בטוחה הארוך, שכצב האינפלציה מוסיף וועליה (עד לכ-80 אחוזים, במקום 14 אחוזים) $gini_{econ}$ עולה בשיעור שבין 1.6 ל-1.7 נקודות אחוז.
- (3) עליה הייזונית של 2.2 נקודות אחוז בשיעור האבטלה מגדילה את מקדם $gini_{econ}$ ב-1 נקודת אחוז בשלב הראשון, ואילו בטוחה הארוך, כששיעור האבטלה עולה בשיעור שבין 2.1 ל-2.6 נקודות אחוז, $gini_{econ}$ גדל בכ-0.7 נקודת אחוז.
- (4) השפעתו של גידול הייזוני בקצבאות הילדים על $gini_{econ}$ היא כמעט אפסית.¹⁶

b. התוצאות העיקריות של הבדיקה האמפירית בסדרת gini_gross

מהתוצאות עולה, כי הגדלת קצבאות הזקנה של הביטוח הלאומי ועליה בשיעור התמונות מגדילות את מי-השוויון בהכנסה ברוטו, כי העלאת דמי האבטלה שמשלים המודל לביטוח לאומי מקטינה את מי-השוויון (במיוחד בטוחה הארוך), וכי הגדלת כל

¹⁶ ההשפעה קצרה הטווה שווה ל-0 על סמך הנחה בדבר הסיביות, אך ההשפעה הכוונה אפסית בטוחה הארוך הוועגה אנדרוגנית.

ההטבות האחרות של המוסד לביטוח לאומי (להוציא את קצבות הזקנה ודמיabantality), וכן גידול של מספר העולים החדשים, מצמצמים את אי-השוויון בהתפלגות ההכנסות בטוחה הקצר, אולם לא בטוחה הארוך.

המשתנים שנאמדו והשפעתם:

- (1) גידול חיצוני של חלק העולים החדשים (*olim*) באוכלוסייה ב-1 נקודות אחוז (מ-1.5-1.0- 2.5-2.0 אחוזים) מוריד את מקדם ה-*gini_gross* ב-0.5 נקודות אחוז (מ-40-39.5 אחוזים) בתקופה הראשונה (בתוך שנה). בטוחה הארוך (במורצת 6 שנים) לא משתנה שיעור העולים באוכלוסייה ואף מקדם ה-*gini_gross* כמעט לא משתנה.
- (2) גידול חיצוני של תשלומי קצבות הביטוח הלאומי (*h_all*) ב-0.6 נקודות אחוז של התוצר המקומי/global (תמ"ג), מכ-3.9 לכ-8.9 אחוזי Tam"g, מוריד את מקדם ה-*gini_gross* ב-2 נקודות אחוז (מ-0.40 ל-0.38) בראשית התקופה¹⁷. בטוחה הארוך (במורצת 0.7 שנים) לא משתנה שיעור המסויימת שמשתמשים בה. כך, במערכות 5d (שבה דמיabantality לא נכללים כמשתנה נפרד) השפעתו ארוכה הטוחה של *h_all* על *gini_gross* היא בערך 1 נקודות אחוז (כמו חציית מן השפעה המקורית, אך עדין השפעה משמעותית), ואילו במערכות 6d (הכוללת את דמיabantality כמשתנה נפרד) השפעתו אדומה הטוחה של *h_all* על *gini_econ* כמעט אפסית. הסבר מתබל על הדעת למשמעותם אלה הוא, שתשלום הטבות הביטוח הלאומי – פרט לקצבות הזקנה ודמיabantality – מצמצם את אי-השוויון בהכנסה ברוטו בטוחה הקצר, אך לא בטוחה הארוך.
- (3) גידול חיצוני בתשלום קצבות הזקנה (*h_old*) של המוסד לביטוח הלאומי ב-0.2 אחוז Tam"g (מכ-2.9 לכ-3.1 אחוזי Tam"g) מעלה את מקדם ה-*gini_gross* ב-1.8 נקודות אחוז (מ-40-0.42 ל-0.42) בראשית התקופה. בטוחה הארוך, כשקצבות הזקנה גודלות ב-0.15 אחוז Tam"g, מקדם ה-*gini_gross* עולה ב-1.4 נקודות אחוז.
- (4) עלייה החיצונית בת 0.03 נקודות אחוז בשיעור התמוהה (מכ-0.61 לכ-0.64 אחוז) מעלה את מקדם ה-*gini_gross* בתקופה ההתחלתית ב-1 נקודות אחוז, ואילו בטוחה הארוך, כשהשיעור התמוהה עולה ב-0.015 נקודות אחוז, ה-*gini_gross* גדל בכ-0.6 נקודות אחוז.

¹⁷ אולם חשוב לשים לב כי המרכיבות כוללות הטבות ספציפיות של הביטוח הלאומי כמשתנים נוספים. כך כוללת מערכת 5d גם קצבות זקנה (*h_old*), בעוד שבמערכות 6d נכללים הן קצבות זקנה והן דמיabantality (*h_unempl*). על כן יש לפרש צעוזה חיצוני ב-*h_all* במערכות 5d צעוזה בהטבות אחרות – אך לא בקצבה הזקנה, וצעוזה חיצוני ב-*h_all* שבמערכות 6d יש להסביר צעוזה המשפיע על הטבות שאינן קצבת זקנה או דמיabantality.

(5) גידול חיצוני בתשלום דמי האבטלה של המוסד לביטוח לאומי (*h_unempl*) ב-0.6% אחד תמ"ג (מכ-0.7 לכ-1.3 אחוז תמ"ג) מקטין את מקדם ה-*gini_gross*-ב-0.1 נקודת אחוז (דהיינו כמעט התקופה), ואילו בטוחה הארוך כshedמי האבטלה עולים ב-0.8 אחוז תמ"ג, מקדם ה-*gini_gross* יורד ב-4 נקודות אחוז.¹⁸

5. ניתוח רגישות

בʕעיף זה משמשים נתונים הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (מערכות ה-*gini*) לעריכת שני סוגים של מבחני רגישות: האחד באשר לאמת המידה שלפיה נבחרה הרוגסיה "הטובה ביותר"; השני בדבר כיוון הסיבתיות הבו-זמנית בין הטבות הביטוח הלאומי לבין התפלגות ההכנסות.

א. מבחן רגישות ראשון

מבחן הרגישות הראשון בוצע תוך שימוש חזר באלגוריתם שבחר במשווה עם חמשה משתנים עם השפעות אינפלציוניות לא-מוניוטוניות (המשווה המתוארת בלוח 3). במקום לבחור ברגסיה האחת "הטובה ביותר" (זו עם קרטירון שורץ הנמור ביותר), נבחרו 10 הרגסיות הטובות ביותר, ונבדקה מידת השונות בין המשתנים המסבירים לרוחב עשר הרוגסיות אלה. התוצאות מלמדות שambil ארבעת המשתנים המסבירים (*dfw, dlinfl_hi, dbirthj, birtha*) רק שניים היו עמידים מאוד. המשתנה *dlinfl_hi* היה עמיד מאד שכן הוא כלל בכל עשר הרוגסיות, ו-*dbirthj* היה עמיד במידה מסוימת כדי להיכלל ב-9 הרגסיות הטובות ביותר. יתרה מזאת, חמיה היו להם מקדים דומים ומובהקota סטטיסטית גבוהה ביותר (ערך *p* של 0.000 בסטטיסטי ח'ריבוע במבחן וואלד). כן מעניין לציין, כי שני אלה היו גם המשתנים שעמדו בהרחבת הרשימה ממיערכת 5b למערכת 6b. לעומת זאת, שני המשתנים *dfw* ו-*birtha* לא היו עמידים ביותר, ובחלק מ-9 הרוגסיות האחרות הם הוחלפו בכמה משתני הסבר אחרים, בהם: *household, median, dold_ratio, gap, dh_all*, *dh_all*, *dlrer, lytrend, dh_old, dh_invalids, arab* ו-*dh_all*. שלושה מבין אלה האחראנים (*dh_invalids, dh_old, dh_all*). נכללו רק פעם אחת ב-10 הרגסיות, ואפיאלו אז רמת המובהקות הסטטיסטית שלהם לא הייתה גבוהה במיוחד (ערך *p* מעבר ל-1 אחוז).

ב. מבחן רגישות שני

שתי מערכות ה-VAR נבחנו – אגב הסתכילות מוקפתה יותר ביחס שבין הטבות המוסד לביטוח לאומי (*h_all*) לבין התפלגות ההכנסות (*gini*) – בהנחהות אלטרנטיביות באשר לסיבתיות הבו-זמנית. שתי המערכות כללו 5 קבוצות של משתנים: *dgini*,

¹⁸ על בסיס מערכת 6d בלבד; דמי האבטלה לא נכללו במערכת 5d.

שלושת המשתנים האחרוניים נכללו מושום *dh_all*, *dlinfl_hi*, *dbirthj*, *birtha* שմבוחנים קודמים אשר נערכו לגביהם הראו כי לוזועים בהם עשויה להיות השפעה מובהקת על *gini*).

במערכת הראשונה היו הנחות הסיבתיות זהות לאלה שהיו בסיס המוקדם יותר של מחקר זה: לכל משתנה האפשרות להגיב בזמן *t* על זעוזעים הפוקדים משתנים אחרים בתקופות *t-1* ו-*t-2*, אך המשתנה היחיד המסוגל להגיב בתקופה *t* על זעוזעים במשתנים אחרים בתקופה *t* הוא *gini*.

במערכת השנייה שונו הנחות אלה, כלהלן: כל משתנה עשוי להגיב בתקופה *t* על זעוזעים במשתנים אחרים בתקופות *t-1* ו-*t-2*, בעוד ש-*gini* יכול להגיב בתקופה *t* על זעוזעים המתחלולים באותה תקופה בכל המשתנים האחרים – להוציא את *h_all*, אשר מסוגל להגיב בתקופה *t* על זעוזעים הפוקדים באותה תקופה את כל המשתנים האחרים (ו-*gini* בכללם).

בשלב ראשון נבחנו השפעות הזעוזעים ב-*h_all* על *gini* בשתי המערכתות. רק בתקופה ההתחלתית נמצא הבדל מובהק בתגובה *gini* לרווח שתי המערכתות. (בזו הראשונה גרים זעוזע ב-*h_all* לגידול ב-*gini*, ואילו במערכת השנייה לא הייתה, מעצם ההנחה, כל השפעה על *gini*). אך מעבר לתקופה ראשונית זו לא נרשם כל הבדל מובהק בתגובה *gini* לרווח שתי המערכתות. בשתי המערכתות זעוזע חיבוי ב-*h_all* גורם לגידול *gini* בטוחה הארוך.

לאחר מכן נבחנו השפעותיהם של זעוזעים ב-*h_all* על *h_all* בשתי המערכתות, ונמצא הבדל מובהק בתגובה *h_all* לרווח שתין. בראשונה לא גרים זעוזע ב-*gini* לכל שינוי מובהק ב-*h_all*, ואילו בשנייה נרשם גידול ניכר ב-*h_all*. מעניין שבמערכת השנייה נמנעת, מעצם הגדרתה, השפעה על *h_all* בתקופה הראשונה – אך לא בטוחים ארכומית יותר. העדר השפעה על *h_all* בטוחה הארוך יותר הוא תוצאה אנלוגנית של הסימולציה.

מן המבחןים עולות המסקנות הבאות:

(1) אומדן השפעתם ארכומית הטוח של הזעוזעים בהטבות הביטוח הלאומי על התפלגות ההכנסות אינו תלוי בכיוונה של הסיבתיות הבו-זמנית: נראה כי בשני המקרים גורמת הגדלת ההטבות להגברת אי-השווון. הגדלה חיצונית של ההטבות ב-2 אחוזי تم"ג (מ-8.3 ל-10.3 אחוזי تم"ג) תגרום (לפי שני המודלים) לעלייה בת 1.8 אחוזי تم"ג בהטבות לטוחה הארוך, וכן לגידול מקדם הגינוי בכ-5 נקודות אחוז. העבודה, שאומדן השפעתם ארכומית הטוח של הזעוזעים בהטבות המוסד לביטוח לאומי על התפלגות ההכנסות אינו תלוי בכיוונה של הסיבתיות הבו-זמנית, מחזקת מאוד את הסברה כי ההנחה אשר שימושה להתוויות מערכות ה-VAR בסעיפים הקודמים לא שינה במידה רבה את התוצאות העיקריות.

(2) אומדן השפעתם ארכות הטווח של זעועים בחתפלגות ההכנסות על קצבות המוסד לביטוח לאומי בכיוונה של הסיבות הבו-זמנית: בהנחה שבמקרה תקופה התחילה כיוונה של הסיבות הוא מהטבות לעבר אי-השוויון, אין כל השפעה ארכות טווח של אי-השוויון על הטבות. אולם אם ההנחה היא שכיוון הסיבות – בתקופה התחלה – הוא דוקא מי-השוויון לעבר הטבות, ישנה גם ישנה השפעה ארכות טווח של אי-השוויון על הטבות: עליה חיצונית בת 2.3 נקודות אחוז (מ-0.360 ל-0.383) בגין תgross עלילית ב-0.5 נקודות אחוז בטווח האורך – ולהגדלת הטבות הביטוח הלאומי בכ-0.4 אחוז תמ"ג.

מדוע אין הטבות הביטוח הלאומי מקטינות את אי-השוויון בהכנסות? יתכן שהסביר אחד לתוכאה זו טמון בהשפעתן של הטבות על משתנה אחר, שהוא המשפיע על חלוקת ההכנסות. מוגדר טבעי לתפקיד של המשתנה הזה הוא קצב האינפלציה: גידול חיצוני בהטבות מהווה וצעוע חיובי בביטחון המצרי, העשוי להגבר את האינפלציה, ועלית האינפלציה פועלת לניגדו של אי-השוויון. אומדן של השפעת הטבות המוסד לביטוח לאומי על האינפלציה, באמצעות שימוש באותו מערכת VAR¹⁹,arkan מראה שגידול חיצוני בקצבות הביטוח הלאומי מביא לעלייה באינפלציה.

6. סיכום

מחקר אמפירי זה התרכז בשלושה מדדים של אי-שוויון בהכנסות:

1. אי-שוויון בהכנסה ברוטו בין משקי בית (בלי תיקון בגין גודלם) שראשם מועסקים, בתקופה 1965-1999;
2. אי-שוויון בהכנסה הכלכלית (דהיינו, בלי הטבות רווחה) בין כל משקי הבית (לאחר תיקון בגין גודלם) בתקופה 1979-1999;
3. אי-שוויון בהכנסה ברוטו בין כל משקי הבית (כולל תיקון בגין גודלם) בתקופה 1979-1999.

ואולם, הויאל והמדדים השני והשלישי מתיחסים לתקופות קצרות יחסית – יש לדאות את התוצאות לאביבם כטנטיביות גרידא.

לגביו ממד אי-השוויון הראשון התגלו שני משתנים הן כבעל חשיבות להסביר שינויים בו והן כעמידים ביותר בפניוינוים במיפורט (СПЦИФИЧИЯ) המשתנים של המודל: שיעור האינפלציה, המגביר את אי-השוויון, אך רק בקצב אינפלציה גבוהים במיוחד, ושיעור הילודה באוכלוסייה היהודית, הממצמצ את אי-השוויון. משתנים אחרים, שנראו חשובים, אך התגלו כעמידים פחות לשינויים בספציפיות של המודל, היו שיעור הילודה בקרב ערבים ובני מיעוטים אחרים ומספר העובדים הזרים,

¹⁹ ההנחה הייתה כי הסיבות הבו-זמנית היא מהאינפלציה אל הטבות. ההנחה זו היא המגבילה יותר והוא מבטיחה שהتوزאות, אם הן יצביעו על אפשרות שגידול בהטבות מගביר את האינפלציה, תהינה עמידות יותר.

שניהם מגדילים את אי-השוויון. תוצאה מענית וחסובה היא, שלא נמצאה כל עדות לכך שקצבאות הביטוח הלאומי מצמצמות את אי-השוויון. במדד אי-השוויון השני נמצאו שלושה משתנים כחובים להסביר שינוים בו, ואף בעמידים בפני שינויים בספציפיות של המודל: שיעור האינפלציה, המגביר את אי-השוויון, אך רק בקצב אינפלציה גבוהה, שיעור האבטלה, המגדיל את אי-השוויון, וגודלו הממוצע של משק הבית, המגדיל גם הוא את אי-השוויון.

במדד אי-השוויון השלישי נמצאו שני משתנים כחובים להסביר שינוים בו ואף בעמידים בפני שינויים בספציפיות של המודל: קצבאות הזקנה של המוסד לביטוח לאומי ושיעור התמותה, שניהם מגדילים את אי-השוויון. ההטבות האחרות של המוסד לביטוח לאומי (פרט לקצתה חזקה ודמי האבטלה) התרבו בתורות של צמצום אי-השוויון בטוחה הקצר, אך לא נתגלתה השפעה מובהקת שלהם על אי-השוויון בטוחה הארוך. כל זה נכון גם באשר למשתנה מספר העולים החדשים. גם משתנה דמי האבטלה, שצמצמו את אי-השוויון, עירק בטוחה הארוך, נראה על פניו כבעל חשיבות, אך נמצא פחות עמיד לשינויים בהרכבת המשתנים של המודל.

נמצא במחקר זה כי לאינפלציה אכן הייתה השפעה מובהקת על התפלגות ההכנסות – בכיוון שהסתמן גם מממצאים של מחקרים קודמים: עליה בקצב האינפלציה מגבירה את אי-השוויון. אלא שהמחקר הנוכחי התקדם צעד נוסף ובחן באיזו מידת ייתכנו השפעות של האינפלציה, שאין מונוטוניות מבהינות ורמלה, על התפלגות ההכנסות. המנייע לגישה זו הוא, שעל פי מחקרים קודמים (למשל Sarel, 1996) השפעתה של אינפלציה נמוכה על המשק שונה מהותית מזו של אינפלציה גבוהה. וכך, העדויות האמפיריות שנבחנו במחקר הנוכחי תומכות ב輔. התברר, כי בשיעור אינפלציה מעבר לסף מסוים (לפי האומדן – בין 16 ל-19 אחוזים) גורמה עליה בקצב האינפלציה לגידול משמעותית של אי-השוויון בהכנסה. יתרה מזאת, השפעתה של עליה באינפלציה (ברמת אינפלציה גבוהה) על אי-השוויון נתגלתה כעמידה ביותר ב מבחני הרוגניות. לעומת זאת נמצא כי עליה בקצב האינפלציה כשרמת האינפלציה נמוכה מן הסף האמור לא השפעה משמעותית על התפלגות ההכנסות.

הבטלה נתגלתה כגורם המגביר את אי-השוויון בהתפלגות ההכנסה הכלכלית (במדד השני) אך חסר השפעה על ההכנסה ברוטו (בمدגים הראשוני והשלישי). ניתן להסביר תוצאה זו כדלקמן: דמי האבטלה (וכן קופות הגמל הפרטיות) מצמצמים במידה משמעותית את השפעתו השילית של תהליכי המעבר למעמד של מובטל על ההכנסה השוטפת, ואילו הטבות רווחה אחרות (כגון "הבטחת הכנסה") מתחילה להשפעה מייד כמשמעותה הופכת להיות עניה כתוצאה מאבטלה.²⁰

²⁰ זאת ועוד, במדד הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה נכללים רק אוזם משקי בית ראשיהם מועסקים, ואומר, יש בכך כדי להטוט כלפי מטה את אומדן השפעתה של האבטלה של אי-השוויון.

ממחקר קודם (Dahan and Ben-Porath, 1997) עולה, שהגעתם של בעליים חדשים עשוי להגדיל את אי-השוויון – השערה שמשמעותו של המחבר הנוכחי אינס תומכים בה.²¹ כמו משנים, שאינטואטיבית נראה כי היה עשוי להיות להם קשר לחתפלגות ההכנסות (כגון שכר המינימום), הtagלו במחקרים קודמים כחורי קשר לאי-השוויון. המחבר הנוכחי תומך במשמעותם אלה.²²

משתנים אחרים, כגון הטבות המוסד לביטוח לאומי, הtagלו לעיתים כבעלי השיבות בהשפעתם על הפתולוגות ההכנסות – אך לרוב רק במקרים שהתמקדו בשיטת הניתוח של "לפני ואחריו" (שהיא לדעתי מושודה) במקומ באקונומטריקה של סדרות עיתיות. במחקר הנוכחי לא נתגלו השפעות משמעותיות של הטבות המוסד לביטוח לאומי על הפתולוגות ההכנסות שנבדק המדגם העיקרי. אדרבה, התוצאות הראו שעלייה ברמת הטבות הביטוח הלאומי דזוקא מגבירה את אי-השוויון. הסבר אפשרי אחד לממצא זה טמון בהשפעה הנודעת להטבות אלה על קצב האינפלציה: מתרור שהגדלתן מעלה את רמת האינפלציה, מה שגדיל את אי-השוויון (פחות בשיעורי אינפלציה גבוהים).

מהمدגמים הקטנים יותר (שהתבססו על נתוני המוסד לביטוח לאומי לשנים 1979-1999) נאמדו במחקר הנוכחי תוצאות מעניינות הנוגעות להטבות הביטוח הלאומי.²³ כך נמצא שקצבאות הזקנה הגבירו את אי-השוויון ברוטו, דמי האבטלה צמצמו אותו, והטבות אחרות צמצמו אותו גם הן – אך רק בטוחה הקצר, לא בטוחה הארוך.²⁴ לעומת העדר חד-משמעות באשר להשפעת הטבות הביטוח הלאומי על ההכנסה ברוטו, היה ניתן לכאהר להסיק כי בהטבות אלה יש כדי להגבר את אי-השוויון הכלכלי, אולם

²¹ הסבר אפשרי לכך טמון בהבדלים בין שני המחקרים בין התקופות המדגם והן בשיטת הניתוח האקונומטרי. מכל מקום, בבדיקה מודקדת יותר של המחבר הקודם מגלת שתוצאות האומדן של דן ובן-ברות – שהשתמשו בסדרות עיתיות אקונומטריות – אין עמידות ביותר. אכן, נראה שלא אלה בידיים לגלות השפעה ישירה ממשמעות של מספר העולים על אי-השוויון בהכנסה; הדרך החיה שבה עלה בידיים לאבחן השפעה מעין זו הייתה עקיפה ביותר – הסתירות באמצעות של משתני-דינה לשנים שבהן הגיעו גלי עלייה גדולים, ואפילו כך התוצאות שהושגו לא היו חד-משמעות. ראייה חותכת יותר להשערות, כי העליה מגבילה את אי-השוויון, הם מצאו כאשר העדיפו את השינוי בטכניות של פירוק לריבלים (ניתוח ה"לפני ואחריו" הנ"ל) על פני הרגרסיות של סדרות עיתיות. אך,

כאמור בסעיפים קודמים של מאמרה, ווצאות המושגות בשיטתו אלה הן מופקפות ביותר.²² העדר קשר סטטיסטי בין שכר המינימום לבין אי-השוויון בהכנסה איןנו מפתיע: אשתית, שכר המינימום פועל – לפחות תיאורית – בשני הכיונים: הعلاוט, חסית לשכר הממושע,عشווה להעלות את שכר העובדים מועט המוניות, ובכך לצמצם את אי-השוויון – אך העלאה שכר גם עלולה להפחית את כדיות העסקות של עובדים אלה, ובכך לדוחך אותם לאבטלה או אף אל יציאה מכוח העבודה, מה שמנガיר את אי-השוויון. שנית, ממחקרים אחרים (כגון Flug and Kasir, 1994), עלולה שמידת הצוות לחוק שכר המינימום בישראל מוגבלת ביותר.

²³ אך לנוכח היקף המוגבל של המדגמים יש לראות בתוצאות אלה ממצא ראשון-גרידא.²⁴ בהקשר זה חשוב לציין כי הסכום של סך כל הטבות שניינים קטנים ושולטים בהטבות הרווחה; סביר להניח כי הסכום של סך כל התוצאות אלה מוצמצם את אי-השוויון. כך, למשל, אין בוצאות המתווארות כאן כדי לرمץ כי ביטול קצבאות הזקנה היה מוצמצם את אי-השוויון.

לא נתגלו שום סימנים להשפעה מעין זו כאשר נעשה שימוש בנתוני המוסף לביטוח לאומי.

במחקרים קודמים נבחנה, אך לא נמצאה מובהקת, אפשרות ההשפעה של העובדים הפלשתיים או הורים על החפוגות הכלכליות. אינטואטיבית, היה ניתן לצפות שגידול מספר העובדים הזרים יגבר את האבטלה – ובטעות הארוך יותר יורד הן את שיурו ההשתתפות בכוח העבודה בקרב העובדים מעוטי המיומנויות והן את שכרם, וכן יגבר את אי-השוויון. מהקר זה הוא, ככל הדוע לנו, הראשון שאמד השפעה מובהקת בתחום זה (אך כי ב מבחני הרגישות תוצאה זו לא התגלתה כעמידה ביותר).

שיעור היילודה, בקרב יהודים ובקרב ערבים, הם עוד שני משתנים – אשר ככל הייעוע לנו לא שולבו במחקרים קודמים – שנתגלה קשר אמיץ בין התפלגות הכנסות. עלייה בשיעור היילודה אצל היהודים נתגלתה כמצומת את אי-השוויון בהכנסה, בעוד שעלייה בשיעור זה אצל הערבים (ובמייעוטים אחרים) הגירה את אי-השוויון. התוצאה השניה לא נמצאה עמידה ביותר בבחן הרגישות, בעוד שהראשונה נמצאה עמידה ביותר, אך אינה אינטואטיבית.²⁵

²⁵ הסבר אפשרי לתוצאה זו יכול להיות: מושנה ה-*gini*, המבוסס על נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, מודד את אי-השוויון לרוחב כל משקי הבית – כלומר בגין גודלו של משק הבית. אך הוא לודד את הכנסת המבוגרים במשק הבית, שאינה מושפעת שירות ממספר היהלומים. קרוב לוודאי, שכן רולד ילד נוסף מצטמצמת הכנסה מעובודה של המבוגרים במשק הבית – בעיקר אם הייתה עבده לפניה הלידה ומחליטה להפסיק, או לצמצם, את עובודתה אחרי הלידה. נגד זאת, גדרה או הכנסת משק הבית מהטבות הרווחה (כمعנק לידי, דמי לידי, קצבאות לדמים ואולי אפילו הבטחת הכנסה), בעיקר אם הוא יהודי. (במורxit ווב תקופת המדגם היה הבדל משמעותי בין משפחות יהודיות לא-יהודיות מבחן זכאותן לחלק מהטבות הרווחה. כך, למשל, משפחות ערביות בדרך כלל לא היו זכאיות לקצבאות ילדים נוסף (שכן ההשפעה של קצבאות הרווחה גוברת על זו של הכנסה מעובודה) – גורם הנושא לצמצם את אי-השוויון שנמדד לרוחב כל משקי הבית (בהעדר תיקון בגין גודלם).

נספח 1

המשתנים ששימשו במחקר

בנספח זה מתוארים המשתנים שנעשה בהם שימוש במחקר הנוכחי (וכן תוכנות השורש היחידי שלהם) – משתנה מסובר אחד, *gini*, ו-32 משתני הסבר.

[*Gini*]²⁶ היא סדרה המtabסת על משתני *gini* המודדים את מידת אי-השוויון בהכנסה ברוטו, סדרה שഫרסמת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה – בלי תיקון בגין גודל משק הבית – החל מ-1965.

התקופה 1965 עד 1999, שאotta מכשה סדרת *gini*, נבחרה מפני זמינות הנתונים: לפני 1965 לא נערכו סקרים ההכנסות על בסיסשנתי, והסקר המאוחר ביותר היה לשנת 1999. מקדמי *gini* לשנים 1965 עד 1987 שמשו במאמר הנוכחי זהים ללאה במאמרו של דהן (1995). לתקופה 1985 עד 1999 נעשה כאן שימוש בלוח שהוצע בסקר ההכנסות ל-1999, שפרסמה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2000). מקדמי *gini* ל-1985 ו-1987 זהים בשני המקורות – אולם ל-1986 לא נערך סקר הכנסות, וכיון שאין מקדם رسمي לאותה שנה, נערכה אינטראפולציה של מקדמי 1985 ו-1987 כדי להציג לאומדן לגבי 1986.

כדי להבטיח עקיבות של התוצאות לכל אורך תקופת המדגם תוקנו המקדים הרשמיים, על סמך שתי הערות שליליות ללוח פרסום של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2000): ראייה, ב-1988 הוכנס שינוי בשיטת החישוב – לפחות הלשכה עברה מניקוד עשרוני ליחידי. אותו פרוסום של הלשכה (2000) קובע שהגini ב-1988 בשיטה החדשה היה גבוה ב-0.006 מאשר בשינה – ולפיכך, כדי לשורר את שתי השיטות, הוקטו מקדמי *gini*-*g* ב-0.006 החל מ-1988. שנית, הכיטוי של הסקר השנה ב-1997. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה קבעה, שכאשר השתמשו בשיטה החדשה היה *gini*-*g* ב-1997 גבוהה ב-0.015 מאשר בשיטה הישנה, ולכן הוקטו מקדמי *gini*-*g* בעודם 0.015 (ובסך הכל ב-0.021) לעומת הסדרות הרשמיות שפרסמת הלשכה.

מקדמי *h-gini* (וכן הנתונים הרשמיים שפרסמה הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה) מוצגים בדיאגרמה 1. המגמה הכוללת של אי-השוויון בהכנסה נתתה כלפי מעלה.²⁶ אי-השוויון היה ברמותו הנמוכה ביותר ב-1976, הגיע לשיאו ב-1994, ונשאר יציב למשך מאז ועד 1999.

כדי לוזות את הגורמים הקובעים את השינויים בחתפוגות ההכנסות נבחנו במחקר זה משתני הסבר אפשריים רכבים, בהם אינדיקטוריים מקרו-כלכליים, הטבות סוציאליות

²⁶ רגראטיית OLS של גיני מתוקן על קבוע ומגמה הניבה מקדם של 0.00146 למגמה (שנמשמע כי הגINI גדול בנקודות אחוז אחת בכל 7 שנים). המקדם שנמצא מובהק ביותר, עם ערך סטטיסטי של 5.0.

וגורמים דמוגרפיים. רשות משתני ההסבר אمنם ורחה, אך ברור שהוא אינה כוללת את כל האפשרויות – ותמיד ישנו כר נרחב להכללת משתנים נוספים במחקר. בסופו של דבר יש למצוא איזון בין השאיפה לשலומות, לבין הנחות היסוד והסכמה של מרכיבות יתר. לפיכך, כמה משתנים, שהיה מקומם לכלול אותם במחקר, הושמטו ממנו – בין משום שערכיהם לא היו זמינים לכל תקופת המדגם ובין משום שהם לא נחשבו למחיימנים די צורכם. בדומה לכך, כמה מן המשתנים שנקללו במחקר ננטשו בין השחоро למשתני הסביר אידיאליים – אלא מפני מיתאמם גבולה שנמצא בין לבין משתנים אידיאליים, מה גם שהם היו זמינים לתקופה כולה. היו גם כמה משתנים שהחסו לגבייהם חלק מערכיו התצפויות השנתיות, וערכיהם אלה חושבו באינטראפטולציה ליניארית מחרך ערכי התצפויות הקיימות.

שלושה עשר מעתנים מקרו-כלכליים נכללו במחקר:

[*Lytrend I(0)*]: לוגריטמוס המגמה ארוכת הטוחה של התפוקה הריאלית לנפש, על בסיס Hodrick-Prescott filter

[*Gap I(0)*]: פער התוצר, המהושב כהפרש בין התוצר לנפש לבין מגמת התוצר לנפש – כשיעור מתוך מגמת התפוקה לנפש.

[*Nx I(1)*]: הייצוא נטו כאחוז מהתמ"ג.

[*Inv I(1)*]: ההשקעה הגלובלית כאחוז מהתמ"ג.

[*Civil I(1)*]: הצורך הציבורי האזרחי כאחוז מהתמ"ג.

[*Defense I(1)*]: הצורך הציבורי הביטחוני כאחוז מהתמ"ג.

[*Minwage I(1)*]: שכר המינימום על פי החוק כאחוז מהשכר הממוצע בפועל.

[*Fw I(1)*]: מספר העובדים הזרים, כולל הפלשניים, כאחוז מהאוכלוסייה בישראל.

[*Lrer I(1)*]: לוגריטמוס שער החליפין הריאלי, שנמדד לפי מחיר ייחידת تم"ג (בדולרים) – כאחוז מיחידה זהה במדינות הבאות.²⁷

[*Linfl I(1)*]: לוגריטמוס שיעור האינפלציה, המבוסס על שיעור השינוי השנתי הממוצע במידה המהירים לצרכן. שתי סיבות להעדפת השימוש בלוגריטמוס האינפלציה על השימוש בשיעור האינפלציה עצמה: האחת, קצב האינפלציה באמצעות שנות השמונים היה גבוה בהרבה מאשר תקופת המדגם, ולפיכך השימוש בשיעור האינפלציה היה מקנה מסקל כבד לשתי נקודות-נתונים (1984 ו-1985) – בעוד שלוגריטמוס של האינפלציה דפוס התפלגות מאוזן יותר, סטטיסטי. שנית, אין זה מתקבל על הדעת שהשפעתו של שינוי בקצב האינפלציה מ-10 ל-20 אחוזים, לדוגמה, על התפלגות הכנסות תהיה זהה להשפעתו של שינוי באותו שיעור לשמרות

²⁷ עד ל-1992 המיקור לסדרה הוא ב- Penn World Tables (Mark 5.6) ואילו לתקופה שמאז 1992 חייחה הסדרה על בסיס קצב ה שינוי של מחירי התמ"ג בישראל ובמדינות הברית; עליה בرمצתו של משתנה זה פירושה יסוף ריאלי.

האינפלציה גבוהה מאוד – למשל, מ-100 ל-110 אחוזים; מדידה לוגריתמית של ההשפעה נראית סבירה יותר. (הואו אומר, שכן השפעה של שינוי בקצב האינפלציה מ-10 ל-20 אחוזים תשווה להשפעה של שינוי מ-100 ל-200 אחוזים.)

[*Ue [I(1)]*: שיעור האבטלה כאחוז מכלוח העבודה.]

[*Tot [I(1)]*: תנאי הסחר (מהיר יצוא הסחורות כאחוז ממחריר יבוא הסחורות).]

[*Openness [I(1)]*: היצוא והיבוא של הסחורות כאחוז מהתמ"ג.²⁸].

המוסד לביטוח לאומי מעניק כמה סוגים של הטבות, המתוירות להלן. חלק מהן אוניברסליות, אחרות תלויות במבחן הכנסה, ועוד אחרות (כגון קצבאות הילדים) אוניברסליות כמעט אך בחלק מהתקופות בעבר היו תלויות-הכנסה או מוגבלות למגורים אוכלוסייה מסוימים. רק כל התרופות שמחلك המוסד לביטוח לאומי גדול במרוצת 35 השנים האחרונות לא רק במונחים ريالים, אלא גם בשיעור מהתמ"ג. לגבי חלק מההטבות הכספיות המתוירות להלן תוקנו הנתונים המקוריים כדי להביא בחשבון את מספר הנחננים בכוח. (דיagramma 2 מתחוה את הדינמיקה של הטבות אלה.) בסדרות המתוירות ניתנן דוחות מעין ממד גס למידת נדיבותן יותר מאשר מכשיר מדידה לעולותן הכלכלית.

שמונה סוגים התרופות סוציאליות של המוסד לביטוח לאומי נכללו במחקר:

[*H_all [I(1)]*: כל התרופות המוסד לביטוח לאומי כאחוז מהתמ"ג.]

[*H_accidents [I(1)]*: הגמלאות לנפגעים בעבודה כאחוז מהתמ"ג.]

[*H_havtaha [I(1)]*: דמי הבטחת הכנסה כאחוז מהתמ"ג.]

[*H_invalids [I(1)]*: קצבאות הילדים כאחוז מהתמ"ג.]

[*H_kids [I(1)]*: קצבאות הילדים כאחוז מהתמ"ג, מותוקן בגין חלוקם של גילאי 0-19 באוכלוסייה.]

[*H_mothers [I(1)]*: מענק/דמי לידי (בפיתוח אימהות) כאחוז מהתמ"ג, מותוקן בגין שיעור היולדות.]

[*H_old [I(1)]*: קצבאות זקנה כאחוז מהתמ"ג, מותוקן בגין שיעור בני 65 ומעלה באוכלוסייה.]

[*H_unempl [I(1)]*: דמי אבטלה כאחוז מהתמ"ג, מותוקן בגין שיעור האבטלה.]

ולבסוף, נכללו במחקר אחד עשר משתנים דמוגרפיים:

[*Household [I(0)]*: המספר הממוצע של נפשות במשק בית.].

[*Lpop [I(1)]*: לוגריאטמוס האוכלוסייה.]

[*Birthj [I(1)]*: שיעור היולדות בקרב היהודים, באחוזים.]

[*Birtha [I(0)]*: שיעור היולדות בקרב הערבים ובני מיעוטים אחרים, באחוזים].

²⁸ זה איננו, כמובן, המודד האידיאלי לפתחות – שהרי הגברתה בחלוקת עשויה להשפיע על מחיiri היבוא ולא דוחק על כמותו. אולם קשה מאד לחשב מדדים "אמתים" לפתחות, מה גם שזמניהם לגבי התקופות המוקדמות יותר ירודה.

שיעור התמותה כאחוז מכל האוכלוסייה : *Death [I(1)]*
 גיל החזינו של האוכלוסייה : *Median [I(0)]*
 שיעור הפריון הכלול : *Fert [I(1)]*
 היחס בין אוכלוסיית הקשישים (בוגר 65 ומעלה) לבין בוגר 20-
 64, באחוזים. : *Old_ratio [I(1)]*
 מספר העולים שהגיעו בשנה החולפת כאחוז מכל האוכלוסייה : *Olim [I(0)]*
 בתחלת אותה שנה.
 מספר העולים ב-5 השנים האחרונות כאחוז מכל האוכלוסייה : *Olim5 [I(0)]*
 בתחלת השנה.
 הערכות ובני מיעוטים אחרים כאחוז מכל האוכלוסייה : *Arab [I(0)]*

נספח 2

הרחבת מערכת VAR לשיטה משתנים

בנספח זה נAMD מודל VAR שנכללים בו המשתנים המתוארים בלוח 2 : *dgini*, *dfw*, *dlinfl*) (*dbirthj*, *birtha*, *olim5* ה- VAR מכיר את המשתנים המוגדרים בלוח 4 (*dgini*, *household*, *dlinfl_hi*, *dh_kids*, *dh_mothers*, *dbirthj*) מוגדר כאן כמערכת 6. מען הפשטות הונח, שב, לכל אחד מששת המשתנים עשו להיות מושפע בתקופה t משינויים בכל אחד מששת המשתנים בתקופות $-t-1$ ו- $-t$, וכי המשטנה היחיד היכל להיות מושפע בתקופה t משינויים במשתנים האחרים באותה תקופה, t , הוא *dgini*. בכל אחת משתי מערכות ה- VAR יש משוואות. שתי מערכות אלה של VAR על שם משוואותיהן שימשו כדי לאמוד את תגובה הטווה הארוך של *dgini* על סימולציה של זעועים בכל אחד מהמשתנים הכלולים בשתי המערכות, באותו אופן שבו נAMD הזעועים במערכות בנות חמשת המשתנים.

במערכת 6a חמישה משתני הסבר – אשר 4 מהם נכללו גם במערכת 5 – ומשתנה ההסביר החמישי הוא *olim5*. הסימולציות לאربعת משתני ההסביר במערכת 6a שנכללו גם במערכת 5a, מניבים תוצאות דומות. סימולציה של אומדן תוצאות זעועם חיצוני, בשנת 2000, שמספר העולים ב-5 השנים החולפות (*olim5*) – אומדן שהתבסס על משוואות מערכת 6a – הראה, כי השפעת הטווה הארוך של מספר העולים על אי-השוואון בהכנסה מועטה מאוד, וכי כיוונה של השפעה זו אינו ברור ביהר.

גם במערכת 6b חמישה משתני הסבר, שרק שניים מהם (*dbirthj*- *dlinfl_h*) נכללו במערכת 5b, ושולשת האחרים (*household*, *dh_kids*, *dh_mothers*) הם חדשים. סימולציות במערכת זו הראו, שהשפעותיהם אווכות הטווה של זעועים

במושגינו האינפלציה ושיעור הילודה באוכלוסייה היהודית דומות להשפעות שנאמדו במערכות הקודמות. אומדן ההשפעה של זעוזעים בגודלו המוצע של משק בית על אי-השוויון בהכנסה מפתיע ממהו: עלייה בגודלו של משק הבית מגבירה את אי-השוויון בשלב הראשון – אך בטוחה הארוך יותר היא מצמצמת אותו. השפעתויהן של שתי הטבות של הביטוח הלאומי (*h_mothers* ו-*h_kids*) על התפלגות הכנסות הן קטנות יחסית, וכיונן נראה מוגדר לצפוי: עלייה בהטבות דזוקא מגבירה את אי-השוויון בהכנסה, לפחות בטוחה הארוך יותר).

בסיכום: הממערכות בנות 6 משתנים – בניוגר למערכות בנות 5 משתנים שנוטחו בסעיפים קודמים של מאמר זה – לא התגלו כעמידות בפוני שינוי ברישימת המשתנים הכלולים בהן והניבו תוצאות פחות מובהקות בגודלן ובכיוון. במלים אחרות, הרשימות הספציפיות של משתנים שהיו/amרים להיכל במערכות היו רגישות מאד לשינוי פועלם במשתנה היחיד (המקרה של *infl_hi*), והסימולציות של כמה מן המשתנים שנכללו לא התגלו כבעל מטען של מידע מרובה במונחים של השפעתם על חלוקת הכנסות. הסבר סביר לממצאים אלה הוא שהמערכות בנות 6 משתנים מוגשות מדי, מה שמצוין את דרגות החופש בהן עד להיקף שאין בו כדי להניב תוצאות ממשמעות.

נספח 3

השפעות לא-מוניוניות של האינפלציה על אי-השוויון בהכנסה

הছזון של שיעורי האינפלציה לשנים 1999-1965 היה 17.17 אחוזים.

תחילתה הוגדרו שני משתנים חדשים כدلקמן:

$$infl_lo = \min(infl, 17.17)$$

$$infl_hi = \max(infl, 17.17)$$

נטילת הלוגריתמים של שני אלה הניתה עוד שני שני משתנים חדשים (*infl_lo* ו-*infl_hi*), שנמצא כי הם (I.I).

עקרונית, אמרורים שני המשתנים *infl_lo* ו-*infl_hi* להיות מסוגלים ללכוד את השפעותיה השונות של האינפלציה – ברמותיה השונות – על אי-השוויון בהכנסה, אם הבדלים אלה ממשמעותיים. למשל, אם האינפלציה משפיעה על התפלגות הכנסות רק כשורותיה גבוהות, המשנה *infl_lo* (שיש לו ערך קבוע לכל רמותיה של האינפלציה מעבר לסף מסוים) אינו-Amור להשפיע על התפלגות הכנסות. יתרה מזו, המשנה *infl_hi* – שיש לו ערך קבוע לכל רמות האינפלציה מתחת לאותו סף – Amor להיות מסוגל להסביר שינויים בהפלגות הכנסות יותר מאשר המשנה הגנרי²⁹.

²⁹ לעומת זאת, אם האינפלציה משפיעה על אי-השוויון רק כשורותיה נמוכות – ההפק Amor להיות נכון.

מתברר כי המיתאמים של *gini* עם *linfl_hi* אכן חזק יותר מאשר עם *linfl*: בתקופות של אינפלציה גבוהה יחסית (בעיקר ממוצע שנות השבעים עד לשנות השמונים המאוחרות) מתגלה מיתאמים חיווי חזק מאוד בין אי-השוון בהכנסה לבין האינפלציה. לעומת זאת, בתקופות של אינפלציה נמוכה יחסית לא הסתמן מיתאמים ברור בינויהם.

התוצאות של הרצת הרוגסיה, המתוארת בלוח 1, שבה שני המשתנים *lo*-*dlinfl_hi* באו במקומות *dlinfl_hi*, מלבדות כי קרייטריון שוורץ הדודד משמעותית כאשר *dlinfl* הוחלף ב-*dlinfl_lo* – אך השתperf כשהוא הוחלף ב-*dlinfl_hi*. תוצאותיה של הרוגסיה עם *dlinfl_hi* מוצגות בלוח 3. המקדים של משתני *dlinfl_hi* ברגרסיה החדש דומים מאוד למקדמים של משתני *dlinfl* בלוח 1, עם השפעה בו-זמןית דומה (0.025 במקומות 0.024) ומובהקת ביותר (ערך *p* של 0.000). לעומת זאת, מקדיםם של המשתנים *lo* היו שונים מאוד – בעלי השפעה בו-זמןית שלילית, קטנה ביותר (*dlinfl_hi* ולא מובהקים (ערך *p* של 0.989). זאת ועוד, במחנויו וואלד נמצאה קבוצה *dlinfl_lo* אולם קבוצת *dlinfl_hi* נמצאה לא מובהקת (ערך *p* של 0.834 בסטטיסטי של ח'י בריבוע).

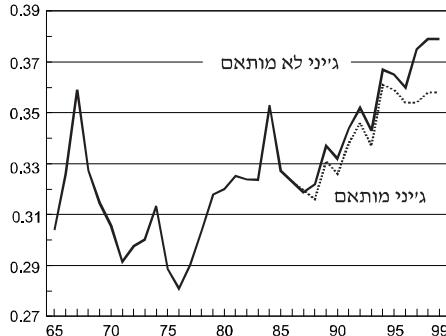
המסקנה ממחנונים אלה הייתה, שאומדן השפעתה של האינפלציה על התפלגות ההכנסות לודך השפעה זו על אי-השוון אך ורק ברמות אינפלציה גבוהות יחסית.

נעזה גם ניסיון לאמוד את הסף האופטימלי של שיעור האינפלציה המשפייע על השפעתה על אי-השוון בהכנסה – שהוגדר כאותו שיעור אינפלציה המזעער את קרייטריון שוורץ ברגרסיות עם משתני *dlinfl_hi* ומעלה למקסימום את קרייטריון שוורץ ברגרסיות עם משתני *dlinfl_lo*. היפוש מסורגי העלה, כי הסף האופטימלי הוא 16 אחוזים לפחות בקרייטריון הראשון ו-19 אחוזים לפחות בשני. מכאן הבקשה המסקנה, כי הסף המקורי שהובא בחשbon (17.17 אחוזים, השווה לחציון שיעורי האינפלציה) הוא אכן הרואוי להיות שיעור הסף האופטימלי.

בשלב זה הורץ שוב אלגוריתם הבדיקה, כמתואר לעיל, כאשר המשתנה *linfl_hi* מחליף את *linfl* – ועלתה הרוגסיה, המתוארת בלוח 3 – בת חמשת המשתנים עם קרייטריון שוורץ הנמוך ביותר. וגרסיה זו זהה לרוגסיה המתוארת בלוח 1, להוציא החלפת *linfl* ב-*linfl_hi*. לעומת זאת, הרוגסיה בת ששת המשתנים הוטבה ביותר, המתוארת בלוח 4, שונה מאוד מזו בת ששת המשתנים המתוארת בלוח 2. המשתנים *dh_mothers* ו-*household*, *dh_kids*, *birtha*, *olim5*.

דיאגרמה 1
מקדמי הגINI, 1965 עד 1999

(נתונים מקוריים על פי הלמ"ס ונתונים מותאמים לשינויים מותודולוגיים במדידה)



המקור: נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה והמוסד לביטוח לאומי ועיבודי המחבר.

דיאגרמה 2

קצבאות נחרצות של המוסד לביטוח לאומי, 1999 עד 1965

(אחוזי תמי"ג, לא מותאמים למספר הזכאים)

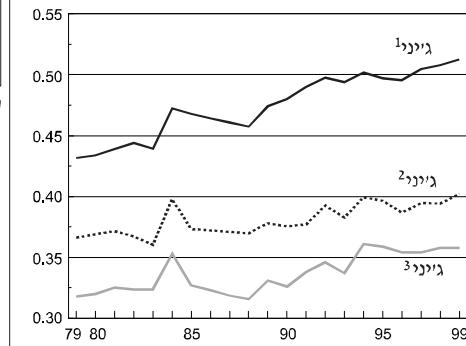
אתווים



המקור: נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה והמוסד לביטוח לאומי ועיבודי המחבר.

דיאגרמה 3

שלושת מדדי אי-השוויון, 1999 עד 1979



1) על פי המוסד לביטוח לאומי, הכנסה הכלכלית (לא כולל קצבאות).

2) על פי המוסד לביטוח לאומי, הכנסה ברוטו.

3) על פי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, הכנסה ברוטו.

המקור: נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה והמוסד לביטוח לאומי ועיבודי המחבר.

ЛОח 1
הרגסיה של *DGINI* (מערכת 5a)

		<i>DGINI</i>	המשתנה הבלתי:	
		ריבועים פחותים	השיטה	
		1999-1968	המודגם (מתוקן):	
		32 לאחר תיקון נקודות הסיום	מצפויות שנכללו:	
הסתברות	<i>t</i> הסטטיסטי	טעות התקן	ה precedent	המשתנה
0.002	3.781	0.014	0.052	<i>C</i>
0.001	-4.259	0.121	-0.517	<i>DGINI(-1)</i>
0.870	-0.167	0.125	-0.021	<i>DGINI(-2)</i>
0.008	2.999	0.007	0.020	<i>DFW</i>
0.314	-1.038	0.005	-0.006	<i>DFW(-1)</i>
0.011	2.876	0.005	0.015	<i>DFW(-2)</i>
0.000	6.735	0.004	0.024	<i>DLINFL</i>
0.917	-0.105	0.003	0.000	<i>DLINFL(-1)</i>
0.115	1.662	0.003	0.005	<i>DLINFL(-2)</i>
0.001	-4.096	0.061	-0.250	<i>DBIRTHJ</i>
0.506	0.679	0.056	0.038	<i>DBIRTHJ(-1)</i>
0.070	-1.933	0.029	-0.056	<i>DBIRTHJ(-2)</i>
0.036	2.278	0.028	0.064	<i>BIRTHA</i>
0.016	-2.663	0.047	-0.126	<i>BIRTHA(-1)</i>
0.081	1.858	0.025	0.047	<i>BIRTHA(-2)</i>
		המשתנה הבלתי החצינגי	0.881	<i>R</i> ברכיבו
		המשתנה הבלתי	0.783	<i>R</i> ברכיבו – מותוקן
		<i>Akaike info criterion</i>	0.006	<i>S.E. of regression</i>
		קריטריון שורץ	0.001	<i>Sum squared resid</i>
		<i>F</i> הסטטיסטי	127.198	<i>Log likelihood</i>
		הסתטטיסטי	2.088	<i>Durbin-Watson stat</i>

לוח 2
הרגסיה של *DGINI* (מערכת 6a)

	<i>DGINI</i>	המשנה הבלתי:
	ריבועים פחותים	השיטה:
	1999-1968	המודם (מתוקן):
	32 לאחר תיקון נקודות הסיום	תצליות שנכללו:
0.000	5.436	0.011
0.000	-6.419	0.099
0.386	-0.894	0.099
0.003	3.626	0.005
0.205	-1.330	0.004
0.008	3.092	0.004
0.000	8.710	0.003
0.902	-0.125	0.002
0.268	1.153	0.002
0.000	-5.209	0.049
0.087	1.839	0.049
0.015	-2.769	0.022
0.031	2.391	0.024
0.001	-4.032	0.040
0.003	3.653	0.023
0.228	1.260	0.001
0.525	0.651	0.002
0.135	-1.588	0.001
0.000		המשנה הבלתי היחסניות
0.013		<i>S.D.</i> המשנה הבלתי
-7.589		<i>Akaike info criterion</i>
-6.765		קריטריון שורץ
14.065		<i>F</i> הסתטיסטי
0.000		<i>Prob</i> (<i>F</i> הסתטיסטי)
	0.945	R ברכיב
	0.878	R ברכיב – מתוקן
	0.005	S.E. of regression
	0.000	Sum squared resid
	139.426	Log likelihood
	2.849	Durbin-Watson stat

לוח 3
הרגסיה של *DGINI* (מערכת 5b)

המשנה הבלתי:	<i>DGINI</i>	המשנה
השיטה:	ריבועים פחותים	
הדגם (מתוקן):	1999-1968	
תפניות שנכללו:	32 לאחר תיקון נקודות הסיום	
הסתברות t	t הסטטיסטי	טעות התקן
0.018	2.620	0.012
0.000	-5.211	0.134
0.301	-1.067	0.125
0.004	3.332	0.006
0.945	0.069	0.005
0.106	1.705	0.005
0.000	7.733	0.003
0.475	0.731	0.004
0.052	2.091	0.003
0.001	-4.054	0.048
0.343	-0.976	0.050
0.401	-0.862	0.024
0.016	2.680	0.025
0.031	-2.351	0.040
0.450	0.773	0.022
0.000	המשנה הבלתי החזוני	0.906
0.013	המשנה הבלתי	0.828
-7.242	Akaike info criterion	0.006
-6.555	קריטריון שורץ	0.001
11.655	F הסטטיסטי	130.880
0.000	Prob (F) הסטטיסטי	2.564
		בריבוע R
		בריבוע – מתוקן R
		S.E. of regression
		Sum squared resid
		Log likelihood
		Durbin-Watson stat

לוח 4
הרגסיה של *DGINI* (מערכת 6b)

המשתנה התלוי:	<i>DGINI</i>	טעות התקן	המקדם	המשתנה
השיטה:	ריובעים פחותים			
המודגם (מטריקן):	1999-1968			
תצליות שנכללו:	32 לאחר תיקון נקודות הסיום			
t הסטטיסטי ההסתברות	t	טעות התקן	המקדם	המשתנה
0.000	5.166	0.059	0.305	<i>C</i>
0.000	-6.986	0.099	-0.695	<i>DGINI(-1)</i>
0.329	-1.012	0.100	-0.101	<i>DGINI(-2)</i>
0.039	2.275	0.056	0.127	<i>HOUSEHOLD</i>
0.187	-1.388	0.089	-0.123	<i>HOUSEHOLD(-1)</i>
0.217	-1.292	0.066	-0.085	<i>HOUSEHOLD(-2)</i>
0.000	6.399	0.003	0.020	<i>DLINFL_HI</i>
0.008	3.065	0.004	0.011	<i>DLINFL_HI(-1)</i>
0.007	3.156	0.003	0.008	<i>DLINFL_HI(-2)</i>
0.292	-1.095	0.007	-0.007	<i>DH_KIDS</i>
0.004	3.459	0.007	0.023	<i>DH_KIDS(-1)</i>
0.000	-4.705	0.006	-0.030	<i>DH_KIDS(-2)</i>
0.001	4.005	0.066	0.264	<i>DH_MOTHERS</i>
0.002	-3.701	0.069	-0.255	<i>DH_MOTHERS(-1)</i>
0.015	-2.782	0.064	-0.178	<i>DH_MOTHERS(-2)</i>
0.389	-0.889	0.023	-0.020	<i>DBIRTHJ</i>
0.000	-5.865	0.022	-0.129	<i>DBIRTHJ(-1)</i>
0.016	2.725	0.022	0.060	<i>DBIRTHJ(-2)</i>
0.000	המשתנה התלוי החצוני	0.950		<i>R</i> ברכיב
0.013	המשתנה התלוי	0.889		<i>R</i> ברכיב – מטריקן
-7.684	Akaike info criterion	0.004		<i>S.E. of regression</i>
-6.860	קריטריון שורץ	0.000		<i>Sum squared resid</i>
15.547	F הסטטיסטי	140.944		<i>Log likelihood</i>
0.000	Prob (F הסטטיסטי)	1.952		<i>Durbin-Watson stat</i>

ביבליוגרפיה

דהן, מומי (1995), "השפעת משתנים מקרו-כלכליים על התחלקות הכנסות בישראל", סקר בנק ישראל 69 (מאי), 48-21.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2000), סקר ההכנסות, 1999, הودעה לעתונות 4, 233/2000 באוקטובר.

המוסד לביטוח לאומי (2001), סקירה שנתית, 2000.

- Achdut, Lea (1996). "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel 1979-93", *Economica* 63, S1-S27
- Central Bureau of Statistics (CBS) (2000). "1999 Income Survey", *Press Release 233/2000*, October 4.
- Dahan, Momi, and Ori Ben Porath (1997). "Mass Immigration and Income Distribution", *The Economic Quarterly* 44, 351-372.
- Flug, Karnit, and Nitsa Kasir (1994). "The Compliance with the Minimum Wage Law in the Business Sector", *Bank of Israel -- Research Department Discussion Paper Series 94.12* (August).
- Sarel, Michael (1996). "Nonlinear Effects of Inflation of Economic Growth", *IMF staff paper* 43,(March).199-215..

התדיינות לאה אחדות

1. מבוא

מחקרו של מיכאל שדרל הוא ניסיון נוסף בשורה של מחקרים המבקשים להסביר את השינויים בהתפלגות הכנסות בישראל בשלושת העשורים האחרונים. בחירת המשתנים המסבירים אינה מעוגנת במודל תיאורטי כלשהו; "סל" המשתנים המסבירים מכיל מגוון של גורמים – מקרו-כלכליים, דמוגרפיים וכolumbia הקשורים למערכת תשלומי ההלכה. לגבי חלק מהמשתנים מוצגת השערה אפרירית בדבר כוחם להסביר את אי-השוויון בהתפלגות הכנסות ובדבר הכוון הצפוי של השפעתם, אך לגבי חלק לא-मבוטל מהמשתנים כיוון ההשפעה ועוצמתה אינם משוערים כלל.

מנקודת מבטו של החוקר, למחקר הנדון שלושה יתרונות על מחקרים אחרים שנערכו בישראל: ראשית, בניגוד לגישה של "לפni-אחרי", המודל האקונומטרי אומד את ההשפעה של שינוי בשוליים בכל אחד מן הגורמים המסבירים על השינוי במדד ג'וני לא-השוויון בחתפלגות ההכנסות. שנייה, בigung למודלים אקונומטריים שנאמדו בישראל, המתודולוגיה הסטטיסטייה שהחוקר בחר מאפשרת (1) התאמת הסטטיסטיקה של המשתנים לדרגת האינטגרציה שלהם; (2) אמידת מערכת של משוואות שיש בה כדי להביא לידי ביטוי את קשרי הגומלין בין המשתנים השונים במערכת – לעומת זאת מודל אקונומטרי המבוסס על משואה אחת. אמידת קשרי הגומלין בין משתנים והכללת משתנים בפיגור מאפשרת גם את חיזוי ההשפעה ארכומת הטוח של "זעוזע" באחד המשתנים, נוסף על ההשפעה בטוחה הקצר (במועד התרחשות הזעוזע). שלישיית, "סל" המשתנים המסבירים שנבחנו הוא מגוון וכולל גם משתנים דמוגרפיים, נוסף על המשתנים הכלכליים. כמו כן, הספציפיות הייחודית של משתנה האינפלציה תורמת לרמת ההסבר של המודל.

האם ממצאי המחקר תורמים תרומה של ממש להבנתנו את השינויים בא-השוויון בחתפלגות ההכנסות בישראל? בהעדר עוגן תיאורתי, גם סל הממצאים מגוון: בכך ממצאים המוכרים לנו ממחקרים אחרים או מובנים לקורא, ولو אינטואטיבית בלבד, לפניו גם ממצאים תמוhim, חסרי הסבר מספק.

בתגובהו על המחקר וממצאיו ATIICHIS תחילה למשתנים ה"מסורתיים" – האינפלציה והאבטלה – ולאחר מכן לחלק מהגורמים המסבירים האחרים שנדרשו במאמר – תוך ניסיון לקשור בין הממצאים להפתוחיות במקש הישראלי. העורתי על קצבות המוסד לביטוח לאומי ישולבו, בחלקן, בדיוון על האינפלציה.

ה uninflatzia ובה אבטלה זכו לתשומת לב רבה בספרות האמפירית שחקרה את השפעתן של התפתחויות מקרו-כלכליות על התחפלגות ההכנסות. במחקר של פנינו נמצא כי לא-הINFRINGEMENT גבוה (מעל החציון – כ-17 אחוזים) השפעה גורסיבית על חלוקת ההכנסות ברוטו בקרב שכירים (בשנים 1969 – 1999), אך לא-כן לא-INFRINGEMENT נמוכה. נמצא דומה נתקבל מבחינת השינויים בא-השוויון בהכנסה הכלכלית של המשפחה (שכירים ולא-עובדים) המהוامة לגודל המשפחה (בשנים 1979 עד 1999), אך לא מבחינת השינויים בא-השוויון בהכנסה ברוטו לממשלה בשנים אלו. מכאן, שהמוסד תשלומי ההברה למיניהם – שהרכיב העיקרי בהם הוא קצבות המוסד לביטוח לאומי – ביטלה את השפעת האינפלציה על התחפלגות ההכנסות. זאת ועוד, קבוצת המשתנים המשפיעים – בטוחה הקצר או לטוחה הארוך – במערכת המשוואות לא-מידת השינויים במדד ג'וני להכנסה הכלכלית שונה לחלוטן מקבוצת המשתנים שנמצאו מובהקים (בעוצמה זו או אחרת) בהסביר השינויים במדד ג'וני להכנסה ברוטו. בקביצה הראשונה "מככבות" האינפלציה והאבטלה, ובשנייה – משתנים דמוגרפיים, ובמיוחד קצבות הביטוח הלאומי. מודיע השפעת האינפלציה מובהקת בהסביר

השינויים בהכנסה ברוטו של השכירים ובהכנסה הכלכלית של משפחות השכירים והלא-עובדים, אך לא בהכנסה ברוטו של משפחות אלו? ומדוע רמת האבטלה נמצאה כמשמעותה על השינויים במדד גיני של ההכנסה הכלכלית של משפחות השכירים והלא-עובדים – אך לא על השינויים בשווי מדדי גיני الآחרים? המאמר נוגע בשאלות אלו, ובכוננותי להרחב מעתה את הדיון בהן.

2. השפעת האינפלציה

מחקרים שבחנו את השפעת האינפלציה על התפלגות ההכנסות במדינות אחרות לא הגיעו למסקנות אחידות בעניין השפעת האינפלציה – מובהקותה וכיוונה. הממצאיםراجשים מאוד לסתיפיקציה של משתנה האינפלציה, ובמידה מסוימת – גם לו של משתנה אי-השוויון (מדד גיני או חלקו של אחוזון מסוים של האוכלוסייה בסך כל ההכנסה). בעוד שלגביה ארצות הברית, יהודיה ושווין נמצא שהאינפלציה מתנגדת כמו פרוגרסיבי, הררי לגבי אנגליה והפיליפינים נמצא השפעה גרגסיבית של האינפלציה על התפלגות ההכנסות. בישראל נערכו ארבעה מחקרים קודמים – שניים מהם ציינו במאמר הנדון³⁰. דהן (1996) בבחן את השינויים במדד גיני להכנסה ברוטו של השכירים ומצא קשר חיובי בין רמת האינפלציה לאי-השוויון. סילבר וזילברפרוב (1994) חקרו את השפעת האינפלציה על אי-השוויון בהכנסה ברוטו של השכירים בתקופה 1965–1989 ומצאו שעלייה ברמת האינפלציה מגדילה אי-שוויון, כפי שנמדד על ידי חלקו של כל חמיישון בסך כל ההכנסה, וכי השפעה הרגסיבית מתחזקת בהבחנה בין האינפלציה הצפואה ללא-צפואה. אחדות (1996) בדקה את השפעת האינפלציה על השינויים במדד גיני להכנסה הפנויה (לאחר תשלומי העבורה ומסים ישירים) של שכירים ולא-עובדים. שלא כמו בעבודה הנדונה, הגדרה חדות את האינפלציה לא במונחי רמה – הגדרה שליפה האינפלציה לא נמצאה מובהקת – אלא במונחי השינוי החודשי המוצע של קצב האינפלציה בשנה הנiska³¹, מותאם לתקופה

³⁰ למראם המוקם של המחקרים הנזכרים להלן רואו לאה אחדות (1996), "אי שוויון ההכנסות, הרכב ההכנסה ומגמות מקורי-כלכליות: ישראל 1979–1993," ב טיעון טעיאלי | 48 (דצמבר), .65–37.

³¹ משתנה האינפלציה הזגדר כך:
$$\frac{\sum \ln(1+dPj) - \ln(1+dPj-1)}{j-1}$$

כאשר $J = 1, \dots, j$ מציין את מספר החודשים שכוסו בסקר. dPj הוא מדד המהירים לצרכן בתזוזה רוחודש/ j .

הספר³². כן הוגדר משנתה אינטראקציה בין הזמן לאינפלציה, במטרה להבחן בין תקופת האינפלציה הגדולה (עד 1985) לבין תקופת האינפלציה המתוונה. הגדרה זו של משנתה האינפלציה דומה בתפיסה זו של ישראל (ההפרשים מסדר ראשון של לוג האינפלציה – וההבחנה בין אינפלציה גבוהה לנמוכה), אך אינה זהה לה.

במחקר של אחדות נמצאה שהמקדם של משנתה האינטראקציה היה שלילי וגובה בערכו המוחלט ממוקם האינפלציה. המשמעות היא שעלייה בקצב האינפלציה פעללה כמס פרוגרסיבי בשנים 1979 עד 1984, אך במס גרסיבי בשנים שלאחר מכן. יאסר עוזאד (1998)³³ השתמש במשנתה האינפלציה, אך הגדר את משנתה האינפלציה כשינויי החודשי הממוצע בשיעור האינפלציה (ולא בקצב האינפלציה); ממצאיו הראו שהאינפלציה השפעה באופן פרוגרסיבי בשנות האינפלציה הגבוהה, בעיקר דרך ירידת חלקם של שני העשירונים העליונים בסך הכנסה הפנויה.

מדוע הכוון והעוצמה של השפעת האינפלציה תלויים בסוג הכנסה (או האוכלוסייה) שאליה מתייחסת מדידת א-השוין? ההסבר לכך נעוץ, לעניין דעתינו, בדינמיקה של התאמת מגנוני העדכון והחצמדה של השכר והקצבות לעלייה במדרגת האינפלציה. בתיאור דינמיקה זו יש להבחין בין שכר, קצבות המוסד לביטוח לאומי (ובתוכן בין קצבות הילדים לקצבות הזיקנה ולકצבות המבטיחות מינויים קיומיים) והפרמטרים של מס הכנסה (נקודות הזיכוי ומדרגות המס). תחילתהattiichesk katzavot mosad libitach laomiyim velpermatrim shel murekhet haems, vela'her min - לשכר.

במחצית הראשונה של שנות השבעים – מעט לאחר תחילתו של תהליך האינפלציה במשק הישראלי – גובשה ויושנה התפיסה של עדכון הקצבות בהתאם לשינויים החלים בשכר הממוצע באמצעות מגנון עדכון אוטומטי (שעוגן בחקיקה). מגנון שעוגן בתקופה דינמית פיצוי בהתאם לשינויים במלחירים בלבד הונาง (ב-1975) ל גבי קצבות הילדים ומערכת המס לאחר יישום המלצות "ועדת בן שהר". בשנים של קפיצות מדרגה באינפלציה, שהקנו את הקצבות, שופרו מגנון העדכון; זאת בפיגור מסוים, ובעיקר לגבי הקצבות למעוטי יכולת העודכנו בכל תזרות העדכון, כך שבשנים 1984 ו-1985 הקצבות למעוטי יכולת העודכנו בכל Hodish. משאותאמו מגנון העדכון לאינפלציה במדרגה החדש, הוועלה רמת הקצבות, אף שהאינפלציה נותרה גבוהה (אך יציבה). כשהאינפלציה ירדה, לאחר 1985, חזרה המערכת בהדרגה למגנון עדכון חד-שנתיים ולהתייצבות מסוימת ברמתה

³² במחקריהם של דהן (1996) וסילבר וזילברפרב (1994) וכן במחקר הנדון היישוב המשתנים לא הותאם לתקופת הספר. בשנים 1965–1985 נתוני הספר החתייחסו לתקופה של 23 חודשים, ומماז – לתקופה של 13 חודשים. אי התאמה זו גורמת לשגיאות מודיעיה במשתנים המסבירים, במיזהו באלה שחלו בהם שינויים חמימים – כגון האינפלציה. שנייה היא השפעה כմובן גם על מדריך גניי לחתפלגות ההכנסות, שכן מספר החודשים שלגביהם ההכנסה מדווחת משפיע על השינויים במשתני הכנסה.

³³ ראו המוסד לביטוח לאומי (1998), סקירה שנתית 1997/98.

הקצבאות. התובנות ברמת הקצבאות למעטוי יכולת (ובקצבאות הזיננה) בשני העשורים האחרונים מלמדת בכירור שקצב האינפלציה (ולא רמה) הוא שהכתיב את תגונת המדינה.

לעומת זאת, מנגנון העדכון של קצבאות הילדים והפרמטרים של מערכת המס כמעט לא השתנו, והם נשחקו במונחים ריאליים ויחסים לאורך כל התקופה – עד 1985. אולם, בתגובה על השחיקה של קצבאות הילדים הוגדלו מעט הקצבאות למשפחות הגדולות בלבד (ב-1980 וב-1983), דבר שהביא לצמצום מסוים של שיעור השחיקה. השחיקה המתמשכת במערכת המס, בעיקר לנוכח העלייה הריאלית של השכר, "דחפה" את משלמי המס למדרגות גבוהות יותר, ולפיכך – לעלייה בשיעור המס הממוצע הייתה יותר יתירה יתירה ברמות ההכנסה הגבוהות, ולפיכך שיפרה את הפוגרסייבותו של מס ההכנסה³⁴. ההתיצבות במערכת המס ובערך הריאלי של נקודת קצה נפתחה לאחר שתמה השפעת ה"זעוזע" של מדיניות הייזוב ב-1985.

מה הייתה השפעת האינפלציה, במיוחד ברמותיה הגבוהות, על מערכת השכר? הדעה הרווחת היא שהאינפלציה פעלת להתרחבות פורי השכר. אולם הסדרי תוספת היוקר, שגם הם שופרו בין מדרגות האינפלציה, נועד לשמר על כוח הקנייה של השכר – אך רכיב תוספת היוקר מעולם לא עלה על כ-35-40 אחוזים מעלית השכר הכוללת. הרכיב העיקרי השכר הוא תוספות שניתנו מכוח הסכמי שכר. אין ספק שיכולת המיקוח של שכירים מאורגנים – ובעיקר באיגודים מקצועיים חזקים – הייתה חזקה מזו של שכירים בלתי מאורגנים וחלשים, והראשונים הצליחו לזכות בתוספות שכר משמעותיות יותר. בהקשר זה נציין את השחיקה המסייעת של שכר המינימום בשנים 1979 עד 1984, אף שברוב המקרים – וכן במחקר זה – נמצא שכר המינימום לא השפיע על אי-השוויון. מצא זה נובע מביעות מדידה רציניות של משתנה השכר הנמדד ברמה של שכר המינימום שנקבעה בהסכם, ולאחר מכן בחוק; הסיבה היא שלאורך זמן חלו שינויים באופן החישוב של גובה ההשלמה לשכר המינימום – בעיקר עקב הוצאת רכיבי שכר או כלילתם³⁵. זאת אחת הסיבות לביעיות גם במידה ה釐יות של המעסיקים לחוק שכר המינימום (או להסכם), כפי שהוא הושב על ידי חוקרים מהבি�וח הלאומי ומבחן ישראל. עם זאת, אין לשול את ההסבר שמציע ישראל (וחוקרים אחרים) – שייתכן כי השפעת שכר המינימום על המובטלים

³⁴ העלייה בפוגרסייבותו של המס נתמכת גם על ידי ניתוח המפרק את מدد גינוי לפי רכיבי הכנסה.

³⁵ כך, למשל, הסכם שכר המינימום שנחתם ב-1980 הגדיל לכורה את שכר המינימום בכ-80 אחוזים, אך למעשה רוב השכירים בשכר הנמדד לא זכו לתוספת שכר של ממש. זאת, מושם שהסכם הכליל בנוסחת החישוב רכיבי שכר חדשים, שקדום כן לא נכללו בה. לעומת זאת, בהסכם שנחתמו ב-1984 וב-1986 חזרו הצדדים להגדירה חזרה של "שכר מינימום" במקום "הכנסה מינימום", ורכיבי שכר שקדום לכן נכללו בשכר בחישוב גובה ההשלמה הוצאו מנגנו. בעיות המדידה במשתנה זה פחתו מאודمنذ 1987 – מועד חקיקת חוק שכר מינימום.

גודלה מהשפעתו על שכרים של אלה שנותרו עובדים בשכר נמוך – אף כי מחקרים בעולם שבדקו את השפעת שכר המניינים על האבטלה לא הגיעו למסקנות אחידות. לאור האמור עד כה אסכם את העrozתי בעניין השפעת האינפלציה על אי-השוויון: (א) ההשפעה השילית של עלייה באינפלציה על אי-השוויון בהכנסה הכלכלית משקפת את השפעת האינפלציה על התרחבות פערי השכר, וכן על הפנסיה התעסוקתית (שגם היא עודכנה בהתאם למחרירים אחד לשנה בלבד). (ב) ההשפעה השילית של האינפלציה על אי-השוויון בהכנסה ברוטו של שכרים בלבד משקפת את השפעתה על התרחבות פערי השכר ועל השחיקה הרצופה בקצבאות הילדים. קצבאות אלה הן הרכיב העיקרי של תשלומי ההעברה לאוכלוסייה השכירה. (בהתאם הדיוון אליו חס שוכן לקצבאות הילדים). (ג) את הממצאים שלפיהם האינפלציה לא משפיעה על אי-השוויון בהכנסה ברוטו של שכרים ולא-עובדים, ולפי אחדות (1996) אף הייתה לה השפעה פרוגרסיבית על אי-השוויון בהכנסה הפנויה בשנות האינפלציה הגובאה, ניתן להסביר כדלקמן: השיפורים התקופיים במנגנון הקצבאות למעטוי יכולות הביאו לשיפור במצבם של המתקיים מהכנסה המניינום המובטחת על ידי הביטוח הלאומי, ביחס במצבם של בעלי שכר, והעליה בשיעור המס המוצע ובפרוגרסיביותו של המסים היישרים אף הפכה את האינפלציה ל��וגרסיבית.

3. האבטלה

מחקרים שנערכו בארץ וב בחו"ל מתיישבים עם הממצא המעיד על ההשפעה הרגרסיבית של האבטלה על התפלגות ההכנסות, אף כי עצמת ההשפעה תלולה בסוג ההכנסה הנחקרת. במחקר הנדון נמצאה השפעה רגרסיבית של התרחבות האבטלה רק על ההכנסה הכלכלית של משפחות השכירים והלא-עובדים. לעומת זאת, רמת האבטלה אינה נמנית עם המשתנים המסבירים את השינויים בא-השוויון בהכנסה ברוטו של השכירים או של אוכלוסיית השכירים והלא-עובדים. ממצא זה מפתיע רק במקצת. ראשית, ההכנסה ברוטו כוללת את התמייה הכספיית למובטלים – בצורה של דמי אבטלה או גמלה להבטחת הכנסה – וזה פועלת למיתון ההשפעה הרגרסיבית של האבטלה על התפלגות ההכנסות. מחקרים שנערכו בחו"ל מראים שעוצמת ההשפעה של האבטלה על אי-השוויון בהכנסה הכלכלית של המשפחה גובאה מהשפעה על אי-השוויון בהכנסה ברוטו או בהכנסה הפנויה. אחדות (1996) מצאה ההשפעה שלילית של האבטלה על מדר גיני להתפלגות ההכנסה הפנויה, אך המקדם היה קטן יחסית (0.003) בהשוואה למחקרים אחרים, אף כי מובהק. זאת ועוד, החוקר מצא שגדול התשלומים לדמי אבטלה (כאותו מהתמ"ג) המונוכה בשיעור האבטלה (במערכת המשוואות 6d) פועל לצמצום אי-השוויון בהכנסה ברוטו. שנית, כshedover באוכלוסיות השכירים בלבד יש לצפות שהשפעת האבטלה על מדר גיני של ההכנסה ברוטו תהיה שולית. לא רק שמדובר בהכנסה הכוללת קצבאות, אלא במשפחות

ראשיון עובדים. יתכן שבני משפחה אחרים במרקם הבית סובלים מאבטלה, או שרמת אבטלה גבוהה מחייבת את מצבם היחסי של בעלי שכיר נמוך – ולפיכך פועלות להרחבה פער שכיר. אולם נגד זאת ניתן שהעובדים מגדילים את כמות עבודתם בתגובה על אבטלה בן/בת הזוג.

ישראל מתייחס במאמרו להשפעת הקצבאות, אך לטעמי ממעט בחשיבות ההבחנה בין אוכלוסיית השכירים לבין האוכלוסייה הכלולת גם את הלא-עובדים. הוא העדיף להרכיב את ההסביר בכיוון אחר: שיעור היולדות, אצל יהודים, שנמצא כגורם המזמין את אי-השוויון באופן מובהק (מערכת 5 או 5c) "מרכז" להלוטין את השפעת האבטלה. לא ברור אם הקשר בין שני משתנים אלה – שיעור היולדות ושיעור האבטלה – הוא סטטיסטי ומקרי בלבד. מכל מקום, הסבר זה בניו על הרצת משווה בודדת, הכוללת את שני המשתנים – האבטלה ושיעור היולדות – של יהודים כגורם מסבירים, והחוקר לא מצא לנכון להציג את כל מערכת המשוואות כך שרמת האבטלה תחליף את שיעור היולדות אצל יהודים (גם אם זו לא המערכת ה"טובה" ביותר בהתאם לקידריון שבחור). כמו כן לא צין החוקר אם נבדק הקשר בין אבטלה לעובדים זרים (משתנה המופיע גם הוא בסדרת המשתנים במערכת 5 ו-5b), שהרי הדעה הרווחת היא, כי ריבוי העובדים הזרים תרם לאבטלה בקרב הישראלים. ניתן שהשפעת האבטלה "חבואה" בהשפעת העובדים הזרים.

4. השפעת משתנים אחרים

אחד מהמסקנות הבולטות של המחקר נוגעת להשפעה של משתנים דמוגרפיים על אי-השוויון בהתפלגות ההכנסות: שיעורי היולדות של יהודים ושל ערבים במערכת המשוואות 5a ו-5b, המסבירים את השינוי במידה גינית להכנסה ברוטו של השכירים; שיעור היולדות של יהודים וגודל משפחה ממוצע במערכת 6, וכן קצבאות הביטוח הלאומי (אימהות וילדים), שלחן זיקה לדמוגרפיה, אף שהם מתחוקנים בגין השינויים הדמוגרפיים; שיעור התמונות במערכת 5 ו-5d, המסביר את אי-השוויון בהכנסה ברוטו של שכירים ולא עובדים, וכן קצבאות הזיקנה, שגム להן זיקה לדמוגרפיה.

הואיל והمتודולוגיה של ניתוח סדרות עיתיות דורשת מספר תצפויות גדול, אטמקד בניתוח השינויים במידה גינית לגבי האוכלוסייה השכירה. נמצא שעלייה בשיעור היולדות של יהודים מזכננת את אי-השוויון ולהפך. ישראל מצין – ובצדך – שהממצא נוגד את האינטואיציה, וזאת שרבם בישראל יתרמו – במיוחד אם יוצע לעודד את היולדות במטרה לצמצם את אי-השוויון. התהילכים הדמוגרפיים בחברה הישראלית מאז 1965 מעידים על מגמה רצופה של ירידת שיעורי היולדות, אף כי בחמש השנים האחרונות מסתמן יציבות. מגמה זו בלטה יותר באוכלוסייה הערבית, ונמצאה ביטוי בירידה של שיעורי הפריון הכלול, של מספר הנפשות הממוצע למשך

בית ושל חלק המשפחות הגדולות בכלל המשפחות³⁶. על פי ממצאי הממחקר מגמה זו תרומה להגדלת אי-השוויון. הסבר אינטואיטיבי אפשרי שהחוקר מצין נועז בקצבאות הקשורות לילדה ולילדים: לאחר שההכנסה ברוטו של שכירים לא תוקנה בגין גודל המשפחה, לידה ילד במשפחה גורמת להפסד הכנסה מעובודה של האישה. לעומת זאת זוכה המשפחה לקצבאות (כמו ילדים ואימהות). הסבירות שתוספת זו תפיצה על אבון הכנסה מעובודה או עליה גודלה בכל שהמשפחה ענייה יותר. הסבר זה דחוק למדי; מעnek לידה הוא תשולם חד-פעמי ונמורק יהסית, ועודאי שאין בו כדי להשפיע על דפוסי התנהגות. דמי לידה הם גמליה מהליפת שכר קצתה ממועד (למספר שבועות), ורוק קצבאות הילדים משולמות לטוווח ארוך. תחושת אי הנוחות מתגברת כאשר במערכת a 6 מופיעים, ועוד על שיעור הילודה של יהודים, קצבאות הילדים וקצבאות האימהות (המתוקנות בגין השינויים הדמוגרפיים) כמשתנים שעלייה בהם מגדילה את אי-השוויון.

הסביר אפשרי אחר לממצאי הממחקר נועז בקשר – ואני מניחה שגם במתאים השליליים הגבוה – שבין מגמת הירידה בשיעור הילודה לבין העלייה בהשתתפותן של נשים בכוח העבודה. העלייה בתעסוקת הנשים עשויה להשפיע על אי-השוויון בשני כיוונים, המנוגדים זה לזה: גם אם נניחה שדפוסי ההצטרופות של נשים לשוק העבודה היו אחידים בכל שכבות האוכלוסייה, עלית משקלו של רכיב השכר בהכנסה המשפחתיות פועלת להגדלת אי-השוויון, שכן השכר מאופיין בא-שוויון גובה, אשר הלאן וגדל עם השנים, ויש מיתאמים גבוה בין הכנסת האישה לבין הכנסת הגבר. פירוק מדד גיני לפי רכיבי שכר ממיחס השפעה זו. לעומת זאת, העלייה בתעסוקת הנשים מצמצמת את פערו ההכנסה בין משפחות שבין הגבר הווא מפרנס לבין משפחות עם שני מפרנסים. את ההשפעה הראשונה, שנדראה היא הדומיננטית³⁷, מחזק גידול תשלומי דמי הלידה (רכיב נכבד של קצבאות האימהות) הנובע מעלייה שיעור המועסקות בקרב כלל הנשים היולדות (כפי שראינו במערכת 6a). זאת ממשות שתשלומי דמי הלידה (רכיב נכבד של קצבאות האימהות) הנובע מעלייה שיעור המועסקות בקרב נשים נשואות בגיל הפריון. לבסוף אציג ששיעור ההשתתפות של נשים ערביות בכוח העבודה עליה אף הוא בשלושת העשורים האחרונים, אך נותר נמוך מאוד; כך גם רכיב השכר של האישה בהכנסה הערביה.

שיעור התמוטה הוא משתנה דמוגרפי נוסף, שלדעתי הוא חשוב מאוד. הוא מופיע במערכת המשוואות 6 ובערכות 5 ו-6, המסבירות את אי-השוויון בהכנסה הכלכלית ובהכנסה ברוטו של שכירים ולא עובדים. נמצא שעלייה בשיעור התמוטה מגדילה את אי-השוויון. שיעור התמוטה – בדומה לתוחלת החיים – משמש

³⁶ בקבוצת הנשים האשכנזיות (החרדיות) נצפתה עלייה בשיעור הפריון הכלול.

³⁷ Karoly (1992) ניתחה את השינויים במדד גINI להכנסה ברוטו בארץ "ב" ומיצאה ששכר ב'/^ב בת הוג היה הגורם הדומיננטי בהסביר גידולו של אי-השוויון.

אינדיקטור למצב הבリアות של האוכלוסייה. הקשר בין מצב הבリアות לאי-השוויון הוא נושא "חם" בספרות התייאורטית והאמפירית בתחום כלכלת הבリアות. רוב החוקרים מתחבסים על נתוני חתק של מדיניות מפותחת, ומראים שבריאות וא-שוויון מתואמים שלילית. ואולם הקשר בין שני משתנים אלה הוא עדין סוגיה לא פתרה. מורכבות הבעיה נעוצת בקשרי הגומלין בין המשתנים ובכיוון הסיבתיות – חד-כיווני או דו-כיווני. הממצא של המחקר הנדון מלמד שעלייה במצב הבリアות – כפי שהיא משתקפת בשיעור התמותה – תורמת לצמצום אי-השוויון. נמצא זה נחפס כברו, לפחות אינטואיטיבית, גם לגבי ההכנסה הכלכלית וגם לגבי ההכנסה ברוטו. אף על פי כן מומלץ שהחוקר ינצל את התשתית המתודולוגית העומדת לרשותו לשם ניתוח עמוק יותר של השפעת אי-השוויון על מצב הבリアות וכדי לבחון אם ההשפעה פועלת בשני הכיוונים.

לאחרונה עינתי במצאים ראשוניים של מחקר (טרם הסתיים), אשר בדק את השפעת אי-השוויון על תוחלת החיים בעת הלידה ועל שיעור התמותה של תינוקות. המשקנה הבולט ממצאים אלה היא שהפרש (באחוזים) בין מדד גיני להכנסה הכלכלית ובין מדד גיני להכנסה ברוטו מטיב להסביר את השינויים בתוחלת החיים ובשיעור התמותה; למשל, שעלייה בתמורה של תשולומי ההעברה לצמצום אי-השוויון משפרת את מצב הבリアות. הרמה של מדד גיני נתגלתה כמשתנה מסביר עם מובהקות נמוכה יותר.

5. הערות נוספות המוסד לביטוח לאומי ותפלגות ההכנסות

(א) בניתו השינויים במדד גיני לאי-השוויון בהכנסה ברוטו של שכירים סך כל קצבות המוסד לביטוח לאומי (כאותו מהתמכ"ג) לא הופיעו כמשתנה מסביר אף באחת מ-5 הרגיסטרות הטובות ביותר, ורק ברגסירה אחת מ-10 הטובות ביותר. ניתוח שהחוקר עורך בהבבש על מערכת הכוללת את המשתנים גINI, אינפלציה גבואה, שיעורי ילודה של יהודים ושל ערבים מביא אותו למסקנה שהגדלת תשולומי הקצבות של הביטוח הלאומי תגדיל את אי-השוויון בטוחה הארוך בערך האינפלציה: ההוצאה על קצבות מגדילה את הביקוש הציבורי ועליה הביקוש הציבורי מלבה את האינפלציה. סביר, לדעתו, שאליו הוחלף משתנה הביטוח הלאומי בצריכה הציבורית האזרחי, הייתה מתבלת תוצאה דומה. אין ספק שמדיניות פיסקלית מרוחיבה משפיעה על האינפלציה.

במערכת 6⁶ מופעים המשתנים אינפלציה גבואה וקצבות ילדים, והשפעה אדוכת-הטוח של קצבות הילדים קטנה ולא ברורה בכוונה. מומלץ לבדוק את הקשר בין האינפלציה لكצבות הילדים ואת כיוון הסיבתיות. להערכתי היה מתגלח קשר חזק למדרי – מהאינפלציה لكצבות ילדים.

הערה נוספת בהקשר זה: לא ברור מדוע החוקר בדק את השפעת קצבות הביטוח הלאומי דרך עורך האינפלציה ורק בהתייחס לאוכלוסייה השכירה – לא בהתייחס לאוכלוסייה השכירה והלא-עובדת. כיוון שרכיב הקצבות ממשמעות יותר דחוק באוכלוסייה השניה, ייתכן שהקriticת הסיביות בין קצבות הביטוח הלאומי והאינפלציה הייתה מסיימת להסביר מדויק לא נמצאה השפעה של האינפלציה על אי-השוויון בהכנסה ברוטו של השכירים והלא-עבדים.

(ב) בניתוח השינויים במדד ג'יני לאי-השוויון בהכנסה הכלכלית נמצא שקצבות הילדים מגדיילות את אי-השוויון בטוחה הקצר, אך השפעתן אפסית בטוחה הארוך. אם הקורא יתבונן בתרשימים המתאר את קצבות הילדים, הוא יזוכח לדעת שהקצבות כאלו מהתחמ"ג – וכחלק מההכנסה המשפחתית – היו בוגמת רידעה הדה מאז 1975, לפחות התקון ב-1993 בגין האוכלוסייה העropicית. משתנים אחרים של קצבות הביטוח הלאומי לא נמצאו משמעותיים – לא בטוחה הקצר ולא בטוחה הארוך. לפיכך אין במחקר תמייה להשראה שהקצבות ההכנסה הכלכלית דרכן שינויים בדפוסי ההתנהגות בשוק העבודה.

(ג) קצבות הביטוח הלאומי "מככבות" ברגשות המתייחסות להכנסה ברוטו של השכירים והלא-עבדים, אף כי רוב התוצאות הן בניגוד לכיוון המשוער. מערכות 55 ו-59 אנו למדים שקצבות אלו – לפחות קצבות הזיקנה ודמי האבטלה – מצמצמות את אי-השוויון בטוחה הקצר, אך אין להן השפעה בטוחה הארוך. קצבות הזיקנה מגדיילות את אי-השוויון בטוחים הקצר והארוך כאחד, ואילו דמי האבטלה מצמצמים את אי-השוויון, בעיקר בטוחה הארוך. קשה לעמוד על הדינמיקה של השפעת הקצבות בטוחה הארוך, משום שהחוקר אינו מציג את מערכת המשוואות המתאימה. קצבות המוסד לביטוח לאומי נקבעת בכל נקודת זמן הן פרוגרסיביות וממצמצמות את אי-השוויון. אין עורין על כך, אולם בניתוח המתייחס לשינוי בשלבים, השאלה היא אם הגדלת הקצבות (כאלו מהתחמ"ג) מגילה את אי-השוויון או מצמצמת אותו. המשמעות של ממצאי המחקיר היא, שהגדיל של סך כל הקצבות (למעט דמי האבטלה וקצבות הזיקנה) היה פחות או יותר אחד בין כל שכבות האוכלוסייה (בטוחה הארוך), ובמקורה של קצבות הזיקנה – גידול התשלומים הופנה לבני הכנסה בIGINITY וגובהה יותר מאשר לבני הכנסה נמוכה.

אתהichis תhilah לקצבות הזיקנה. אלו בניוות משיinci רכיבים: קצבה בייחיות – והשלמה הכנסה לקשיים מעוטי יכולת – הראשון אוניברסלי והשני סלקטיבי. מספר התפתחויות אפיינו את התשלומי הקצבאות האלה: ראשית, בשיעור הקשיים הוותיקים שקיבלו השלמת הכנסה ובהיקף התשלומים של השלמה זו הסתמנה מגמת רידעה רצופה מאז ראשית שנות השמונים. משמע, שמשקל הרכיב הסלקטיבי פחת – כמעט تماما גל העלייה של שנות התשעים, שהרי כמעט כל הקשיים העולים זכאים להשלמת הכנסה. מגמת רידעה זו מוסברת בעובדה שהליך הולך וגדל של הקשיים

הוותיקים פורש מעבודתו עם פנסיה תעסוקתית. שנייה, הגידול של שיעור הנשים המועסקות הביא בעקבותיו לגידול מרשים של מספר הנשים הוכאות ל振奋 וזקנה בזכות עצמן. שיעור הנשים המקבלות קצבה כמעט כפול במשך שני עשורים. גם שיעור הנשים שפרשו מעבודה עם פנסיה הוכפל במרוצת תקופה זו. חלק גדול מנוספת התשלומים בענף זקנה הופנה לנשים. החוקר לא דיק בתיקון התשלומים ל振奋ות זקנה בגין דמוגרפיה – שכן הוא היה צריך להתאים לשיעור הקשיישות מגיל 60 ומעלה ולשיעור הקשיישים מגיל 65 ומעלה, ולא לשיעור כלל הקשיישים מגיל 55 ומעלה. שלישית, התוספת בגין ותק ודוחית פרישה ממשועות יותר אצל קשיישים עם היסטוריה תעסוקתית, שמאכמת הכלכלי טוב יותר. התפתחויות אלו עשויה להשיביר ירידה במקדם המיתאם השילילי בין קצבאות זקנה לבין סך כל ההכנסה.

הענף השני בגודלו ובענפי המוסד לביטוח לאומי הוא ענף הילדים. קצבאות הילדים – על אף אופין האוניברסלי – הן רכיב הכנסה משמעותית יותר בהכנסת המשפחות העניות והמשפחות הגדולות. לפיכך סביר שהשחיקה בקצבאות אלו – בעיקר בתקופת האינפלציה – פגעה יחסית יותר משפחות החלשות. עם זאת, החקיקה בשני העשורים האחרונים היטיבה יחסית עם המשפחות הגדולות, בעיקר במחצית השנייה של שנות התשעים (הגדלת הקצבאות לאוכלוסייה הערבית). תשלום הקצבאות על פי מבחן הכנסות, שהונาง לסייען בשנים 1986 עד 1992, פגע רק במשפחות קטנות עם הכנסה בינונית וגובהה. מפאת השינויים התקופיים בחיקקה, לא ניתן להצביע על מגמה איחידה במידת הפרוגרסיביות של קצבאות הילדים במרוצת השנים שנכללו במחקר³⁸. הנושא דורש חקירה נוספת. אולם קביעה אחת נראית ברורה להלוטין: השחיקה בקצבאות הילדים – במונחים ריאליים ויחסים בתקופת האינפלציה ובמונחים יחסיים מאז 1985 – פגעה יחסית במשפחות עם הכנסה נמוכה, ובמיוחד בקטנות שביניהן.

בראייה כוללת של כולל תשלומי הקצבאות, ההתקפותיו מלמדות שהלן של הקצבאות האוניברסליות – זקנה וילדים – בכל התשלומים ירד בשני העשורים האחרונים, ואילו חלון של הקצבאות המופנו לאוכלוסיות נזקקות, כגון דמי אבטלה, הганלה להבטחת הכנסה וקצבאות נכות, עלה. ניתן לצפות שהעליה היחסית ב"רכיב הסלקטיבי" של קצבאות המוסד לביטוח לאומי (למעט זקנה) הצטמצם את אי-השוויון לא רק בטוחה הקצר אלא גם בטוחה הארוך. יתכן כי הקבוצה שונה של קצבאות הביטוח הלאומי – בהתאם לאופי הקצבאות – הייתה מניבה תוכאות התואמות יותר את ציפיותינו. כך, למשל, היה רצוי להבחין בין קצבאות סלקטיביות למלאות

³⁸ ראוי לציין שמדובר ג'יני, המבוסס על סקר הכנסות, אינו יכול להביא לידי ביטוי את ההשפעה של תשלום קצבאות לפי מבחן הכנסות. הסיבה לכך היא, שנתוני הסקר אינם כוללים מידע על המשפחות שהמשיכו לקבל את קצבת הילדים עבור שני הילדים הראשונים באמצעות המושיקים או באמצעות הביטוח הלאומי. הלמ"ס לא זקפה קצבה לאלה שהיו זכאים לכך.

אוניברסליות ולגמלוות מחליפות שכר, שהאלמנט הפרוגרסיבי בהן חלש מאוד. כן היה דצוי להוציא מכלל הקצבות את תגמול המילואים ואת הגמלאות בעין – אשפוז, הוצאות ריפוי וסיעוד – שכן אלו אינן מדוחחות כהכנסה.

6. סיכום

בתגובה על המחקר השתדרתי להרחיב את ירידת הדין ולשלב בין הממצאים של החוקר לבין התפתחויות שהתרחשו במשק הישראלי בכלל ובמערכות הקצבות בפרט. שילוב זה עשוי לספק לקורא נקודות התייחסות נוספות ולרך מעט את מסקנות המאמר, המתמקד במתודולוגיה הסטטיסטי. מסיבה זו נמנעת מהערות המתיחסות להיבטים מתודולוגיים של המחקר.

השינויים המבנאים במשק הישראלי שאנו מרכיבים לדבר עליהם כגורמים דומיננטיים לעלייה המשמעותית באי-השוין בהכנסה הכלכלית מצאו ביטוי הلكי בלבד במצאי המחקר. כמו כן אין מצאי המחקר מסבירים מדוע גידולו של אי-השוון בהכנסה ברוטו היה מתון-יחסית, לעומת עלייה תלולה של אי-השוון בהכנסה הכלכלית. החוקר לא ה考 כלל את השינויים בחתפלגות ההכנסה הפנوية, ובכך החミニין את האפשרות לבדוק גם את השפעת המסימים הישירים על אי-השוון – אף שב証明 Ci למסים הישירים תפקיד חשוב בנסיבות אי-השוון. סדרת מדדי גייני להכנסה הפנوية מתפרשת באופן שוטף על ידי המוסד לביטוח לאומי.

עם כל זאת, המחקר תורם להבנתנו את תהליכי התרחבותם של הערים הכלכליים בחברה הישראלית, ובמיוחד את תפקידה של הדמוגרפיה בתהליך זה. אין ספק שמדובר, לרבות אלה שנותרו בסימן שאלה ולא הסבר מספק, ימרא צו חוקרים להרחיב את המחקר על חתפלגות ההכנסה בישראל בכיוונים נוספים.