

סדרת ניירות עבודה

WORKING PAPER SERIES

No. 46 'מס

קשרים מונוטוניים ולא מונוטוניים בתחום העבודה והמגזר

Monotonic and Non Monotonic Relationships

in the Labor Market.

שלמה יצחקי* ויולנדה גולן**

Shlomo Yitzhaki* Yolanda Golan**

תמוז תשס"ט, יולי 2009

*** הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה והאוניברסיטה העברית**

**** הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה**

*** Central Bureau of Statistics and Hebrew University**

**** Central Bureau of Statistics**

הוצאת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, רח' כנפי נשרים 66, פינת רח' בקי,

ת"ד 34525, ירושלים 91342

טל': 02-6592666; פקס: 02-6521340

אתר הלמ"ס באינטרנט: www.cbs.gov.il

דואר אלקטרוני: info@cbs.gov.il

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (הלמ"ס) מעודדת מחקר המבוסס על נתוני הלמ"ס. פרסומי תוצאות מחקרים אלו אינם פרסומים רשמיים של הלמ"ס, והם לא עברו את הביקורת שעוברים פרסומים רשמיים של הלמ"ס. הדעות והמסקנות המתבטאות בפרסומים אלו, כולל בפרסום זה, הן של המחברים עצמם ואינן משקפות בהכרח את הדעות והמסקנות של הלמ"ס. פרסום מחדש של העבודה, כולה או מקצתה, טעון אישור מוקדם של המחברים.

רחוב כנפי נשרים 66 פינת רחוב בקי, גבעת שאול, ת"ד 13015, ירושלים 95464

טלפון: 02-6592666, פקס: 02-6521340

דואר אלקטרוני: info@cbs.gov.il כתובת האתר: www.cbs.gov.il

תקציר

בעבודה זו אנו מציגים כלי גרפי המיועד לאתר את המידה בה קשר בין שני משתנים הוא קשר מונוטוני. ההדגמה של הכלי נעשית על נתונים המתארים את הקשר בין שעות עבודה, הכנסות מעבודה וגיל על פי מגדר. המסקנות המתקבלות הן: יש הבדלים בולטים בין המינים בקשר שבין גיל להשתתפות בכח העבודה, בין גיל לשעות עבודה ובין גיל לשכר. כשמסתכלים על שכר לפי מגדר אנו מגלים שאצל הגברים השכר עולה בגילים הצעירים ויורד בגילים המבוגרים, ואילו אצל הנשים אנו מגלים עלייה בגילים צעירים, ירידה בשנות השלושים לחייהן ולאחר מכן עלייה וירידה. כלומר ההתנהגות וצבירת הניסיון על פני החיים של הנשים שונה מההתנהגות של הגברים. השערה הגיונית היא שניתן לייחס הבדלי התנהגות אלו לעול גידול הילדים המוטל בעיקר על כתפי הנשים והגורר השתתפות נמוכה יותר בכח עבודה, ו/או שעות עבודה מועטות יותר וכתוצאה מכך גם צבירת ניסיון נמוכה יותר ושכר נמוך יותר.

מילות מפתח: מגדר, מונוטוניות, ג'יני, ריבועים פחותים

אנו מודים לגבי יפית אלפנדרי מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה על הערותיה שעזרו לנו לשפר את ההצגה. כמו כן, תודתנו נתונה לשופטים האנונימיים על הערותיהם המועילות.

תוכן עניינים

1.	הקדמה	5
2.	הגדרת מונוטוניות של קשר בין משתנים	9
א.	עקומת LMA ותכונותיה	10
ב.	עיקרי הידע הנדרש לשימוש בעקומת ה LMA ו- NLMA	15
3.	דוגמאות	17
א.	שעורי השתתפות של נשים וגברים בשוק העבודה	17
ב.	שעות עבודה בחודש על פי גיל ומין	21
ג.	שכר לחודש	29
4.	מסקנות	33
5.	ספרות	34
נספח א':	חישוב עקומת LMA	35
נספח ב':		37
נספח ג':	שעור השתתפות	38
נספח ד':	שעות עבודה לחודש	44
נספח ה':	שכר לחודש	50

1. הקדמה

מאחרי כל ניתוח כלכלי ואקונומטרי מסתתרות הנחות רבות על הקשרים בין המשתנים המופיעים בניתוח. הנחות אלו, מהן גלויות ומהן סמויות, מהן שנעשות בתום לב והן פרי מסורת של עשרות שנים שקיימת בתחום ואחרות שנעשות במתכוון, יכולות להשפיע על תוצאות המחקר, וזאת מבלי שהקורא של המאמר ולעתים גם הכותב של המאמר ערים להשפעותיהן. מטרת העבודה היא להציג כלי פשוט שיאפשר לחוקר ולקורא לדעת באיזו מידה הקשר בין שני משתנים הוא קשר מונוטוני, כלומר קשר שאינו משנה את הסימן שלו בתחומים שונים שבהם מוגדרים המשתנים. החשיבות של ידיעה זו טמונה בכך שקשר שאינו מונוטוני הוא קשר ששינוי, שעשוי להראות כלא משמעותי, בצורת המדידה שלו, יכול לשנות את סימנו של הקשר ועל כן, עלול להפוך את המסקנה בדבר קיומה של השפעה חיובית של משתנה אחד על רעהו להשפעה שלילית ולהיפך. שינוי לא משמעותי בצורת המדידה יוגדר בעבודה זו כטרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של המשתנה. דוגמאות לשימוש בטרנספורמציות מונוטוניות, לא חסרות: השימוש בלוגריתם של המשתנה במקום במשתנה עצמו, העלאת המשתנה בחזקה, או הקבצה של התצפיות של משתנה רציף ההופכות אותו למשתנה בדיד.

החשיבות שאנו מייחסים לאפשרות שטרנספורמציה מונוטונית תשנה את הסימן של הקשר בין משתנים, נובעת מכך שמחד מקובל להשתמש בטרנספורמציות מונוטוניות במחקרים המשתמשים בשיטת הרגרסיה. מאידך, במידה ואכן מתברר שטרנספורמציה מונוטונית יכולה להחליף את סימנו של הקשר בין המשתנים הרי שהמשמעות היא שהטרנספורמציה היא זו שקובעת את תוצאות המחקר. מכאן שלמעשה תוצאות המחקר נקבעות על ידי צורת המדידה המושפעת מההנחות הסמויות והגלויות.

הכלי שנציג ושיאפשר לנו לאתר את ההשפעות השונות בעזרת העין נקרא עקומת NLMA שהיא קיצור השם הארוך יותר שהוא:

Normalized Line of independence Minus the Absolute concentration curve

ההסבר על הכלי הוא מסובך אולם לעומת זאת הבניה שלו והשימוש בו פשוטים. על כן הקורא המעוניין בשימוש בכלי מבלי להתעמק בתכונותיו יכול לדלג על התכונות של הכלי ולהסתפק בתקציר התכונות שיינתן לפני הניתוח האמפירי. הכלי יכול להראות לנו את ההשפעות של שלוש שיטות מקובלות במחקר על סימנו של מקדם הרגרסיה, הן מקדם רגרסיה של ריבועים פחותים

(Ordinary Least Squares) והן רגרסיה בשיטת הגייני.¹ שלוש השיטות שיכולות להשפיע על סימנו של מקדם הרגרסיה ונתייחס אליהן הן :

1. השפעת טרנספורמציה מונוטונית לא יורדת של משתנה על סימנו של מקדם הרגרסיה. (דוגמה לטרנספורמציה מונוטונית המשמשת במחקרים רבים היא השימוש בלוגריתם של משתנה במקום במשתנה).

2. זריקת תצפיות קיצוניות על ידי החוקר משיקולים של עמידות (robustness) של האומדנים.

3. הקבצה של משתנה רציף או בדיד למספר קבוצות – פעולות הנעשות על ידי לשכות לאומיות לסטטיסטיקה במטרה למנוע אפשרות של זיהוי של המדווחים ללשכה על ידי החוקרים המשתמשים בנתונים. (נקרא בעגה המקצועית, binning , ראה Wainer, 2006).

ההדגמה של הכלי תעשה על ידי הצגת קשרים בשוק העבודה בתחום המגדר. הבחירה בשוק העבודה נעשתה בגלל שהקשרים בתחום זה הם יחסית יציבים, מבנה הגילים של נשים וגברים הוא פחות או יותר דומה ועל כן ניתן ללמוד ממבנה הקשרים על הבדלים בממצאים לגבי נשים וגברים בשוק העבודה. הממצא המעניין מהפעלת הכלי הוא שיש הבדלים בולטים בין המינים בקשר שבין גיל להשתתפות בכח העבודה, לשעות העבודה ולשכר. כשמסתכלים על שכר לפי מגדר אנו מגלים שאצל הגברים השכר עולה בגילים הצעירים ויורד בגילים המבוגרים, ואילו אצל הנשים אנו מגלים עלייה בגילים צעירים, ירידה בשנות השלושים לחייהן ולאחר מכן שוב עלייה ולאחר מכן ירידה. כלומר ההתנהגות וצבירת הניסיון על פני החיים של הנשים שונה מההתנהגות של הגברים. השערה הגיונית היא שניתן לייחס הבדלי התנהגות אלו לעול גידול הילדים המוטל בעיקר על כתפי הנשים והגורר השתתפות נמוכה יותר בכח עבודה, ו/או שעות עבודה מועטות יותר וכתוצאה מכך גם צבירת ניסיון נמוכה יותר ושכר נמוך יותר. לא נסינו לכמת את ההשפעה של הבדלים אלו, על מנת לבדוק את המידה שבה הבדלים אלו מסוגלים להסביר את פערי השכר בין גברים ונשים, וזאת מאחר ומטרת העבודה היא להציג את הכלי ונושא המגדר משמש רק להדגמה.

¹ התנאים לאפשרות שינוי סימן של מקדם רגרסיה זהים לתנאים לאפשרות שינוי סימן של מקדם מתאם. לכן כל הנאמר במאמר תופס גם לגבי מקדם המתאם. אנחנו מדגישים את מקדם הרגרסיה כי השימוש בו נפוץ יותר בכלכלה.

מבנה העבודה הוא כדלהלן: בסעיף הבא יוצג הכלי הגיאומטרי ותוצגנה תכונותיו, הסעיף מחולק לשני תתי סעיפים: הסעיף למתעניין והסעיף למשתמש. המעוניין בשימוש בכלי מבלי לבדוק בציציות הבניה של הכלי יכול לדלג לסעיף 2 (ב). בסעיף השלישי יודגם השימוש בכלי על מנת לאתר קשרים מונוטוניים ולא מונוטוניים בשוק העבודה וזאת תוך דגש על המגדר – כלומר על ההבחנה בין התנהגות נשים וגברים בשוק העבודה. בסעיף האחרון, תוצגנה המסקנות.

2. הגדרת מונוטוניות של קשר בין משתנים

שיפוע של קו רגרסיה ייקרא מונוטוני אם לא ניתן למצוא קטע לאורך עקום הרגרסיה, שאילו היינו מריצים רגרסיה על אותו קטע בלבד, היינו מקבלים סימן אחר למקדם הרגרסיה. מאחר ותיתכנה סטיות אקראיות שיכולות לגרום לשינוי סימן, הכוונה שלנו היא לקטעים בעלי גודל משמעותי, וזאת מבלי שאנחנו מגדירים גודל משמעותי באופן מדויק.

מקדם הרגרסיה המתקבל בשיטת הריבועים הפחותים או בשיטת גייני יכול להיות מפורש כממוצע משוקלל של שיפועים המתקבלים בין כל שתי תצפיות סמוכות במדגם (ראה 1996 Yitzhaki). ממוצע של שיפועים מסתיר את העובדה שיתכן שלאורך קטעים מסוימים של עקום הרגרסיה ישנם סימני שיפוע שונים, כלומר ישנם קטעים שהשיפוע יכול להיות בהם חיובי ובקטעים אחרים השיפוע יכול להיות שלילי. השפעתה של טרנספורמציה מונוטונית על סימנו של מקדם הרגרסיה מתבטאת בכך שהטרנספורמציה משנה את המשקלות הניתנים לשיפועים השונים לאורך עקום הרגרסיה, על ידי הגדלת המשקל היחסי של קטעים מסוימים ועל ידי הקטנת המשקל היחסי של הקטעים אחרים, ובכך תיתכן האפשרות של שינוי סימנו של שיפוע קו הרגרסיה כרצוננו. שיטת הרגרסיה של גייני מאפשרת לבצע בדיקה ויזואלית, כך שניתן לבדוק באם קיימת טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה X או לחילופין טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה Y המאפשרת את שינוי סימנו של מקדם הרגרסיה על פי הגייני. במידה ומצאנו אפשרות להחלפת סימן על ידי טרנספורמציה מונוטונית ברגרסיית הגייני אזי אפשרות החלפת הסימן תתקיים גם ברגרסיית הריבועים הפחותים. כדאי להעיר שאנו עוסקים באפשרות קיומה של טרנספורמציה מונוטונית להחלפת סימן ואיננו עוסקים בשאלת המאמץ הנדרש כדי למצוא טרנספורמציה כזו.

בעבודה זו נתייחס לבדיקת אפשרות של שינוי הסימן שניתן לעשות על ידי טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה הבלתי תלוי. הכלי לבדיקת ההשפעה של טרנספורמציה מונוטונית על

המשתנה התלוי הוא אותו כלי אולם הניסוח של המונחים הוא אחר מה שיקשה על ההצגה. כדאי להעיר שאין לנו כלי שיאתר השפעת טרנספורמציות מונוטוניות הנעשות הן על המשתנה התלוי והן על המשתנה הבלתי תלוי – בו זמנית.

את הכלי שישמש אותנו נתאר בשלושה שלבים: בשלב הראשון נתאר עקומת (Absolute ACC Concentration Curve) והקו LOI (Line Of Independence)² ומעקומות אלו נגזור את עקומת LMA שהיא ההפרש האנכי שבין ה- LOI וה- ACC ובשלב האחרון ננרמל את עקומת ה- LMA ונקרא לעקומה NLMA וזאת על מנת שתתאר לנו את מרכיבי מקדם הרגרסיה של גייני.

א. עקומת LMA ותכונותיה³

עקומת LMA נועדה לצורך זיהוי מונוטוניות הקשר על פי שיטת הרגרסיה של גייני. זוהי עקומה המתארת את ההפרש בין הקו LOI (Line of Independence) לבין עקומת ACC (Absolute Concentration Curve), שנקרא לה "עקומת הריכוז". עקומת ACC הינה עקומה המבוססת על עקומת לורנץ.⁴ ההבדל בין עקומת ACC לבין עקומת לורנץ בא לידי ביטוי בציר האנכי. בעקומת ACC, כמו בעקומת לורנץ, מסודרות התצפיות לאורך הציר האופקי באחוזונים מתוך האוכלוסייה, ממוינים בסדר עולה של המשתנה. ההבדלים כאמור הם בציר האנכי. בעוד שבעקומת לורנץ מוצג האחוז המצטבר של המשתנה X , הרי שבעקומת הריכוז מוצג על הציר האנכי הערך המצטבר של המשתנה Y ממוין על פי סדר עולה של X .⁵ עקומת הריכוז מתחילה בנקודת הצירים $(0,0)$ וכאשר $F(x)$, ההתפלגות המצטברת של X , מגיעה ל-1, עקומת הריכוז מגיעה לממוצע של Y באוכלוסייה, שנסמנו ב- μ_Y . העקומה עולה כאשר המשתנה Y , המתלווה למשתנה X , הוא חיובי ויורדת כאשר המשתנה Y הוא שלילי. כלומר, כל הידוע לנו על עקומת ACC היא נקודת ההתחלה ונקודת הסוף ואילו צורת העקומה נקבעת על ידי הנתונים. הקו LOI מהווה סוג של עקומת ריכוז שהיתה מתקבלת תחת ההנחה של אי תלות סטטיסטית בין Y ו- X . במקרה זה

² תכונות עקומות אלו מתוארות ב- Yitzhaki and Olkin (1988).

³ הקורא המתעניין בשימוש בלבד יכול לדלג על פרק זה ולעבור לתיאור תכונות LMA.

⁴ גרף עקומת לורנץ היא אמצעי סטטיסטי המשמש לתיאור פונקצית ההתפלגות המצטברת (באחוזים) בין שני משתנים. זוהי עקומה המתארת את דרגת אי-השוויון בפיזור של מספרים, בדרך כלל בהתייחס לחלוקת ההכנסות. הציר האופקי מייצג אחוז מצטבר של מקבלי הכנסות, והציר האנכי - את האחוז המצטבר של ההכנסה המתקבלת.

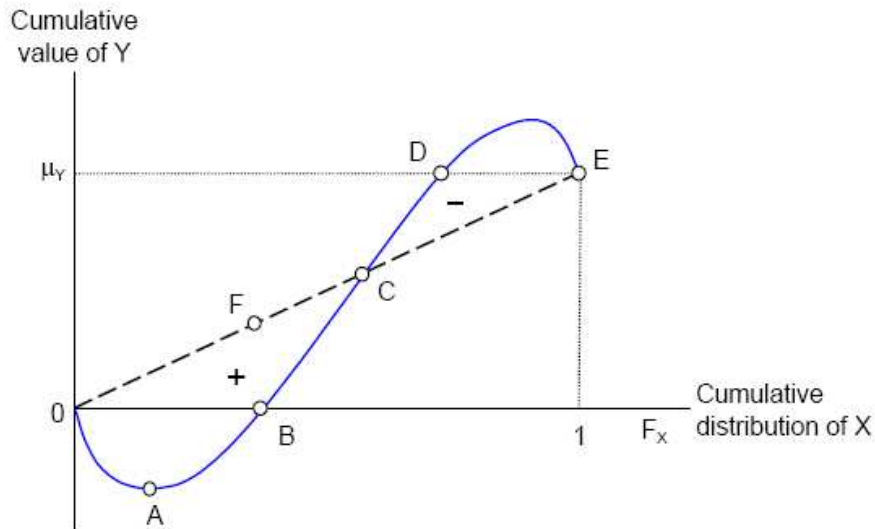
⁵ כדאי להבהיר שהערך המצטבר של משתנה Y הוא סך הערך של כל תצפית משוקלל בשכיחות של אותה תצפית.

התוחלת המותנית של Y בתנאי X הינה קבועה ולכן בהנחת אי תלות סטטיסטית עקומת הריכוז הינה קו ישר. הקו מתחיל בנקודה $(0,0)$ ומסתיים בנקודה $(1, \mu_y)$ וזאת בדומה ל-ACC. השטח הכלוא בין ה-LOI ל-ACC הוא בעצם הפער בין ACC התיאורטי תחת הנחת אי תלות לבין ה-ACC בפועל. ערכו של השטח הכלוא הוא $Cov(Y, F(X))$ שהוא המקבילה של השונות המשותפת על פי שיטת גייני. אם נחלק את השטח ב- $Cov(X, F(X))$ נקבל שהשטח הוא מקדם הרגרסיה של גייני.

בתרשים 1 מוצגת הדגמה של העקומה ACC וקו LOI. העקומה מצוירת בצורת של גל המחבר את הנקודות 0ABCDE והיא עקומת ACC דמיונית בין משתנה Y שעל הציר האנכי לבין משתנה X , המיוצג על ידי הציר האופקי. האלכסון OFCE, שהוא הקו המחבר את נקודת ההתחלה עם הנקודה הסופית נקרא LOI. כאמור, ניתן להראות שהשטח הכלוא בין ה-LOI לבין ACC שווה $Cov(Y, F(X))$, כלומר השונות המשותפת על פי גייני. במידה והעקומה ACC נמצאת מתחת לקו LOI, אזי השונות המשותפת על פי גייני של אותו קטע היא חיובית ואילו אם העקומה ACC נמצאת מעל קו LOI, אזי השונות המשותפת על פי גייני היא שלילית. הסימן של השונות המשותפת של גייני יהיה תלוי בסכום השטחים הכלואים בין הקו לעקומה.

מאחר ומרבית האנשים מתעניינים בשונות משותפת בין Y ו- X על פי שיטת הריבועים הפחותים ולא בשונות משותפת על פי שיטת גייני, יש טעם לשאול מה ההתאמה שצריכה להיעשות לעקומות כדי שגם את $Cov(Y, X)$ ניתן יהיה לראות כשטח. התשובה היא שכל שאנו צריכים לעשות הוא להחליף את ציר X כך שהוא ייצג את X ולא את האחוזון p המוגדר כ- $p=F(X)$. מאחר והפונקציה F היא רציפה אין בעיה לעבור למערכת צירים אחרת, והשטח הכלוא בין שתי העקומות ישווה ל- $Cov(Y, X)$ (ראה Yitzhaki, 1998).

תרשים 1: עקומת הריכוז וקו אי תלות



הבעיה המתעוררת אז היא שה- LOI שהוא קו ישר יהפוך לעקום שצורתו מזכירה את צורת פונקציית ההתפלגות המצטברת וגם עקומת ה- ACC תהיה מעוותת והתחום עליו מוגדר X יכול להיות אין-סופי ולכן יהיה קשה לנתח ולהבין את המשמעויות של הקשר. דבר אחד קל לראות – במידה והעקומות נחתכות הרי שיהיה חיתוך גם במערכת הצירים החדשה ובמידה והן אינן נחתכות אזי לא יתקיים חיתוך במערכת הצירים החדשה. מכאן שאם אנו מגבילים עצמנו לקטעים חיוביים ושלייליים של שטחים הרי שאין הבדל בין המסקנות המתקבלות לגבי סימנו של מקדם הרגרסיה של גייני לבין סימנו של מקדם הרגרסיה של OLS. לכן, נוח לעשות את הניתוחים במונחי רגרסיית הגייני וזאת מתוך ידיעה שמסקנותינו לגבי האפשרות להחלפת סימן מתקיימות גם לגבי OLS.

ההסבר לכך הוא שמקדם הרגרסיה הפשוטה על פי הריבועים הפחותים הוא :

$$b^{OLS} = \frac{\text{Cov}(Y, X)}{\text{Var}(X)}$$

ואילו מקדם הרגרסיה של גייני נכתב בצורה דומה :

$$b^G = \frac{\text{Cov}(Y, F(X))}{\text{Cov}(X, F(X))}$$

מאחר וסימנו של המכנה תמיד חיובי נובע שכאשר המונה שלילי נקבל מקדם רגרסיה שלילי ולהפך.

התכונות החשובות הנוספות של עקומת ACC ו-LOI הן:

1. במידה ומצאנו שהעקומה אינה חותכת את האלכסון אזי טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה X לא תוכל לשנות את סימנם של מקדמי הרגרסיה של גייני ושל הריבועים הפחותים. ההסבר האינטואיטיבי הוא שטרנספורמציה מונוטונית של X לא תשנה את התרשים שהרי על הציר האופקי מופיע אחוזון של X שאינו משתנה כאשר מפעילים טרנספורמציה מונוטונית (הוכחה לכך נמצאת ב- Yitzhaki and Olkin, 1988).

2. אם לעומת זאת, הקו והעקומה חותכים אחד את השנייה אזי תמיד תמצאנה שתי טרנספורמציות מונוטוניות של X שתגרומנה לכך שסימנו של מקדם הרגרסיה של גייני שיתקבל מהן יהיה שונה. הוכחה פשוטה לכך מתקבלת אם נזכור שאחת האפשרויות הכלולות בטרנספורמציה מונוטונית היא קיבוע המשתנה בתחום מסוים ברמת הממוצע באותו תחום. במקרה זה עקומת ה-ACC תהיה קו ישר ואנו יכולים אם כך לגרום לה להתלכד עם ה-LOI בתחומים שאין אנו חפצים ביקרם.⁶

3. תכונות (1) ו (2) שצינו לעיל ניתנות להוכחה במסגרת רגרסיית הגייני. אולם הן תופסות גם לגבי ריבועים פחותים. כלומר אם קיימות שתי טרנספורמציות אלטרנטיביות שיכולות לשנות את סימנה של רגרסיית הגייני אזי קיימות גם שתי טרנספורמציות מונוטוניות אלטרנטיביות שיכולות לשנות את סימנה של רגרסיית הריבועים הפחותים, אם כי הטרנספורמציות שמשנות סימן של רגרסיית הריבועים הפחותים, שמשנות סימן של רגרסיית ריבועים פחותים והמאמץ הנדרש למציאתן עלול להיות שונה.

עד עתה הראינו כיצד נאבחן באם טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה X תשנה את סימנו של מקדם הרגרסיה בין הטרנספורמציה של X לבין Y . על מנת לבחון כיצד טרנספורמציה של Y תשפיע על סימנו של מקדם הרגרסיה כל שעלינו לעשות הוא להפוך את הצירים ולשים את $F(Y)$ על הציר האופקי ואת X על הציר האנכי. נעבור עתה להראות כיצד תשפיע זריקת תצפיות קיצוניות של X , תחילה מלמעלה ולאחר מכן מלמטה על הסימן של מקדם הרגרסיה.

⁶ נראה זאת בציר 1. נניח שאיחדנו את כל ה- X בתחום CE לקטגוריה אחת (על ידי ביצוע טרנספורמציה שהנגזרת שלה בתחום היא אפס). מכאן שעקומת ACC בתחום תתלכד עם LOI בתחום זה ועל כן נישאר רק עם החלק עם מקדם רגרסיה חיובי. להיפך, אם נפעל בצורה דומה על הקטע OC.

4. זריקת תצפיות קיצוניות גבוהות: ההבדל בין טרנספורמציה מונוטונית של X לבין זריקת

תצפיות קיצוניות של X הוא שבעוד שטרנספורמציה משאירה את התצפיות ורק משנה את ערכן, זריקת התצפיות הקיצוניות של X חותכת וזורקת חלק מהגרף. נתחיל בזריקת תצפיות קיצוניות מלמעלה: המשמעות מבחינת ה-ACC וה-LOI היא כאילו קטענו את העקומה וזרקנו את כל הנקודות מצידה הימני של הקטיעה. את הקטע שנשאר מנרמלים מחדש כך שאורך הקטע על ציר האופקי ישוב להיות אחד וה-LOI החדש יחבר את ראשית הצירים לסופה של עקומת ACC. קל לראות שעל הגרף שנשאר בידינו חלים אותם כללים כמו הכללים שניסחנו בצורה של סעיף (1) עד (3). ההבדל הוא שעתה אנו מקבלים שאם יש חיתוך בין הקטע של עקומת ACC שנותר בידינו לאחר הקטיעה לבין הקו שמחבר את הראשית הצירים לנקודה הסופית של העקומה הקטועה אזי טרנספורמציה מונוטונית יכולה לשנות את סימנו של מקדם הרגרסיה. כדאי לשים לב שזריקת תצפיות קיצוניות חורגת מהכלל שנופל בתוך המסגרת של טרנספורמציה מונוטונית עולה וזאת כי הוא איננו משאיר את התצפיות הקיצוניות אלא זורק אותן מהאוכלוסייה.

5. זריקת תצפיות קיצוניות נמוכות: מקרה מעניין אחר הוא זריקת תצפיות קיצוניות מלמטה. במקרה כזה קל להראות שהמשמעות היא שכאילו הזזנו את ראשית הצירים לנקודת הקטיעה החדשה ושוב מתחנו את ציר ה- X כך שאורך העקומה על ציר האופקי יישאר אחד.

6. מקרה מעניין נוסף שיכול לקרות והוא באם ניתן להפוך סימן של מקדם הרגרסיה אם זורקים תצפיות קיצוניות מלמעלה ומלמטה. התשובה לשאלה זו מתקבלת מחיבורם של סעיפים (4) ו-(5). במידה וניתן לאתר קטע בתוך עקומת הריכוז שבו משתנה הקעירות לקמירות ולהיפך אזי ניתן להפוך סימן של מקדם רגרסיה על ידי זריקות תצפיות משני צידי הקטע. הבדיקה היא בדיקה בעין: מחברים כל שתי נקודות במיתר דמיוני. אם המיתר ביחס לעקומה נמצא ביחס הפוך להימצאות האלכסון אזי ניתן להפוך את סימנו של מקדם הרגרסיה על ידי זריקת תצפיות.

שאלה נוספת המתעוררת בלשכות לסטטיסטיקה היא שאלת ההקבצה. לשכות לסטטיסטיקה ורשויות מס חייבות על פי חוק במניעת אפשרות הזיהוי של הפרטים המשיבים להם. לכן, כל

אימת שמתעורר חשש לזיהוי פרט בגלל הייחודיות של תכונותיו מבצעות הלשכות הסטטיסטיות הקבצה של קטגוריות כך שלא ניתן לזהות את הפרטים. כך למשל משיקולים של צנעת הפרט יכולה לשכה לסטטיסטיקה להחליט, והיא עושה זאת לעתים קרובות, לקבץ את המשתנה גיל למספר קטגוריות. השאלה הנשאלת היא באם יש בפעולה זו בכדי לשנות את סימנו של מקדם הרגרסיה בין גיל למשתנה אחר כגון הכנסה. החשיבות של שאלה זו היא בעיקרה ללשכות לסטטיסטיקה שלא תטעינה במעשיהן את החוקרים.

טענתנו במקרה זה היא שהקבצה של המשתנה הבלתי תלוי במשוואת הרגרסיה היא למעשה מקרה פרטי של השפעת טרנספורמציה מונוטונית על סימנו של מקדם הרגרסיה. כאשר מקבצים תצפיות ונותנים להן ערך ממוצע אנחנו למעשה הופכים את הקטע של עקומת ACC לקו ישר המחבר בין שתי נקודות קיצון של ההקבצה. על כן השאלה לגבי היפוך הסימן של מקדם הרגרסיה היא באם ניתן לחלק את עקום ה-ACC למערכת קטעים ישרים כך שהשטח הכלוא בינם לבין ה-LOI יהפוך סימן. קל לראות גיאומטרית שאפשרות זאת קיימת רק כאשר עקומת ה-ACC חותכת את האלכסון.

ב. עיקרי הידע הנדרש לשימוש בעקומת ה LMA ו- NLMA

הניתוח של הממצאים התבצע עד עתה בעזרת ה-ACC וה-LOI. ניתוח זה הוא מבלבל כי הוא מתבסס על עקומה וקו וכאשר עקומת הריכוז נמצאת מתחת לאלכסון המתאם הוא חיובי ולהפך. כדי למנוע את הצורך בחילופי הסימן כל אימת שאנחנו מנתחים את הנתונים נוח יותר להציג עקומה חדשה שתציג את ההפרש האנכי שבין ה-LOI לבין עקומת ACC. לעקומה זו קראנו עקומת LMA

(Line of independence Minus Absolute concentration curve). בשלב שני מנרמלים את העקומה כך שהשטח הכלוא בין ה LMA והציר האופקי ישווה למקדם הרגרסיה של גייני. לעקומה המנורמלת נקרא NLMA כאשר ה N שהתווסף מציין NORMALIZED. תחילה נבהיר את עקומת LMA כדי שנתרכז בשני דברים שחשוב לבדוק כאשר אנו מסתכלים על העקומה:

(א) האם העקומה חותכת את הציר האופקי. במידה וכן אזי הקשר בין המשתנה X ל- Y אינו

מונוטוני כאשר X צריך להסביר את Y. כלומר, קיים תחום בו השונות המשותפת היא

שלילית, התחום מתחת לציר האופקי, וקיים תחום שבו השונות המשותפת היא חיובית, התחום שבו העקומה היא מעל הציר האופקי.

(ב) **האם קיים קטע שבו העקומה משנה את קעירותה מקעורה לקמורה או להיפך.** גם במקרה זה המשמעות היא שהקשר אינו מונוטוני. אם הקטע הינו קעור אזי המתאם הפנימי בו הוא חיובי ואילו קמירות מעידה על מתאם פנימי שלילי.

מאחר ועקומת LMA מתארת רק את המונה של מקדם הרגרסיה של הגייני הרי שניתן "לשפר" אותה כך שהשטח הכלוא בינה לבין הציר האופקי יישקף את מקדם הרגרסיה על פי גייני. התאמה זו תעשה על ידי חלוקת המערכים של העקומה ב- $Cov(X, F(X))$ שהוא הגייני של המשתנה X .⁷ נקודה אחרונה שראויה לציון נוגעת לקוראים שעשויים לשאול באיזה מידה מה שנמצא בעזרת העקומה הוא מובהק סטטיסטית כלומר לא נבע מאקראיות של המדגם.⁸ התשובה לכך היא שאין לנו מבחן סטטיסטי אמיתי על חיתוכי עקומות אם כי קיימות בספרות כמה התחלות בכיוון זה. על כן שיטת השכנוע שלנו תהיה שונה מאשר בניתוח סטטיסטי רגיל והיא מתבססת על שני עקרונות: האחד, נתבסס על קטעים גדולים יחסית המכילים מאות תצפיות. השני, נצייר את העקומות למספר שנים, כלומר אנו מגבילים עצמנו למדגמים החוזרים על עצמם על פני כמה שנים ומתבססים על מאות או אלפי תצפיות, אשר יוצגו בהמשך. מסיבה זו העדפנו לא להציג את טעויות התקן של מקדמי הרגרסיה המאשרים את המסקנות המתקבלות מהגרפים וזאת גם כי כאשר מבצעים טרנספורמציות מונוטוניות אנחנו גם משנים מובהקויות של מקדמים. על מנת לא להלאות את הקורא בגרפים החוזרים על עצמם אנו נציג רק דוגמא אחת המייצגת את טענותינו. כל הממצאים שנציג מתבססים על סקרי הכנסות של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה המכילים אלפי תצפיות ואנו נתרכז בהשוואת הממצאים לפי מגדר וגיל – שני משתנים המיוצגים על ידי מספר תצפיות גדול.

⁷ לשלבי חישוב העקומה ראה נספח א'.

⁸ את הקורא המבקש לראות מבחן סטטיסטי אנו מפנים ל- Schechtman et. al. (2008) ששם מוצע מבחן סטטיסטי לחיתוך עקומות. הבעיה מאחורי מבחנים מסוג זה היא שכדי לחשב עוצמה חייבים להניח התפלגות מסוימת וזאת בניגוד לגרף שאין מאחוריו הנחה סמויה על התפלגות ועל כן הוא מאפשר לנתונים לדבר בעד עצמם, ללא הנחות הנכפות עליהם.

3. דוגמאות

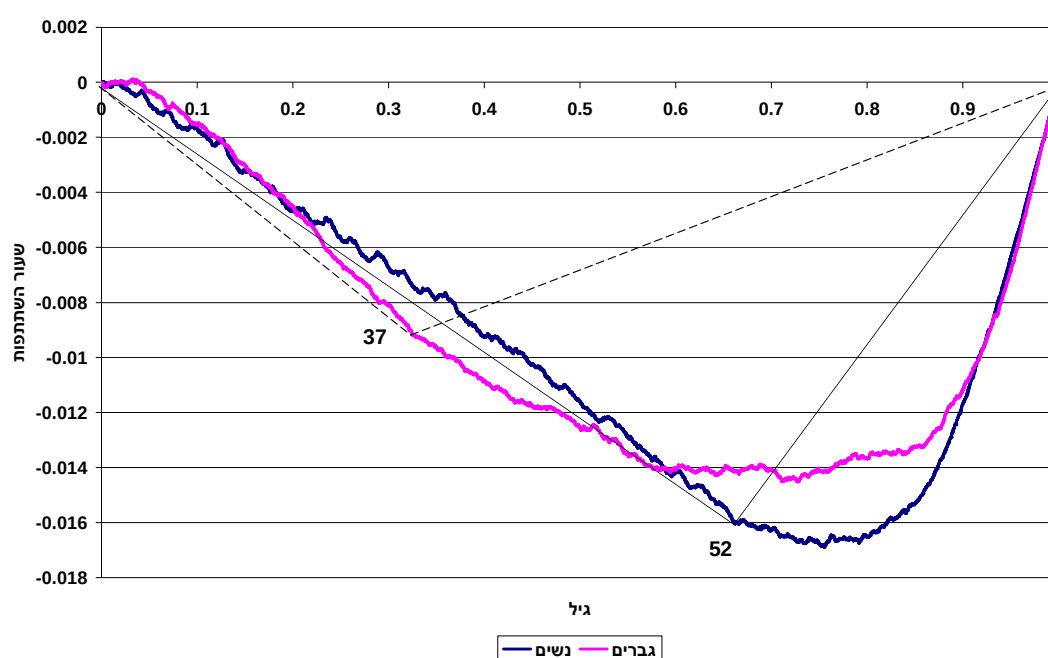
א. שיעורי השתתפות של נשים וגברים בשוק העבודה

תרשימים אלו מציגים את העקומה ה-NLMA של נשים וגברים. על הציר האופקי מוצגת התפלגות המצטברת לפי הגיל ואילו על הציר האנכי מוצגת עקומת ה-NLMA של שיעור ההשתתפות שהיא הסטייה המצטברת של שיעור ההשתתפות בשוק העבודה מהממוצע שהיה מתקבל לו היתה אי-תלות סטטיסטית בין שיעור ההשתתפות לגיל. הנתונים נלקחו מסקר הכנסות משולב לשנת 2005⁹ כאשר טווח הגילים שנלקח הוא בין 25–70.

תרשים 2 מציג את עקומת ה-NLMA של שיעור ההשתתפות בשוק העבודה של כלל האוכלוסייה ביחס לגיל עבור נשים וגברים. המשתנה שיעור ההשתתפות הוגדר בשיטה בינארית כך שכל מי שעבד לפחות שעה בשבוע – קיבל את הספרה 1 ומי שלא עבד בכלל – קיבל את הספרה 0.¹⁰

תרשים 2: עקומת ה-NLMA של שיעור ההשתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

שנת 2005



⁹ בוצעו גם השוואות בשנים אחרות – 1997, 1999, 2001, 2003 ו-2004. לא היה בהן בכדי לשנות את הממצאים, ראה/י נספח ג'.

¹⁰ הגדרה זו שונה מההגדרה המקובלת הכוללת בשיעור ההשתתפות גם את אלו שחיפשו עבודה באופן פעיל ולא עבדו (מובטלים). הסיבה לשימוש בהגדרה מצמצמת זו היא שבגרפים הבאים אנו מקשרים את שעות העבודה לשכר ועל כן העדפנו לכלול רק את אלו שעבדו בפועל.

תרשים 2, מבוסס על 12,685 תצפיות עבור נשים ועל 11,213 תצפיות עבור גברים. מאחר והעקום נמצא מתחת לציר האופקי אנו לומדים שהן שיעור ההשתתפות של נשים והן שיעור ההשתתפות של גברים יורדים באופן כללי עם עלות הגיל. אולם אצל הגברים אנחנו מזהים קטע של כשלושים אחוז מהתצפיות (מגיל 25 עד גיל 37 שבו שיעור ההשתתפות עולה עם הגיל – שהרי העקומה היא קעורה בקטע זה) וקטע שני שבו שיעור ההשתתפות יורד עם הגיל. כדאי להעיר שניתן לקרוא מהעקומה גם את סימנו של מקדם הרגרסיה בין ממוצעי הקבוצות והוא שטח המשולש שכלוא בין הנקודות אפס, 37, ואחד. אצל הנשים אנו רואים שלו היינו מגבילים את הנשים המשתתפות ברגרסיה להיות בין הגילים 25 ל- 52 הרי שהיינו מקבלים עליית שיעור ההשתתפות עם הגיל וזאת עבור כל טרנספורמציה מונוטונית של המשתנה גיל.

לוח 1 ממחיש את אשר אנחנו למדים מהעקומה, הוא מציג את מקדמי הרגרסיה שקיבלנו בהסתמך על אותם נתונים ששימשו ליצירת העקומה. ניתן לראות שמקדם הרגרסיה על פי גיני של שיעור השתתפות של גברים דומה בגודלו למקדם הרגרסיה של הנשים ובשני המקרים שיעור ההשתתפות על פני החיים הוא שלילי. אולם ניתן לחלק את עקומת ה- NLMA לשני חלקים: בחלק ראשון, ניתן לראות כי לאורך העקומה של הגברים ישנה קעירות בטווח בין האחוזון 0 לבין האחוזון 33 על הציר האופקי, מכאן שבתחום גילים זה מקדם הרגרסיה הינו חיובי, כלומר טווח גילים 25–37. בתחום גילים זה שיעור ההשתתפות עולה עם עליית הגיל. בחלק השני, ישנה קמירות המתחילה מאחוזון 33 ומעלה על הציר האופקי, מכאן שבתחום גילים זה מקדם הרגרסיה הינו שלילי. כלומר, בתחום גילים 37–70 שיעור ההשתתפות בשוק העבודה יורד עם עליית הגיל. כמו כן, גם לנשים יש עלייה בגילים צעירים בשיעור ההשתתפות אולם היא נמשכת לאורך תקופה הרבה יותר גדולה, עד גיל 52. ניתן לראות כי אצל הנשים הקעירות מתחילה באחוזון 65 ומעלה על הציר האופקי. משמע, שיפוע עקום הרגרסיה של שיעור ההשתתפות בשוק העבודה של גברים ונשים הוא שלילי. אולם, כאשר מחלקים לתקופות רואים שבגילים הצעירים יש עלייה בשיעור ההשתתפות הן אצל הגברים והן אצל הנשים, כאשר אצל הגברים העלייה היא גבוהה יותר אולם נמשכת לאורך תחום גילים קצר יותר.

לוח 1: אומדני רגרסיה של שיעור השתתפות ביחס לגיל לפי מין בחלוקה לקבוצות גיל

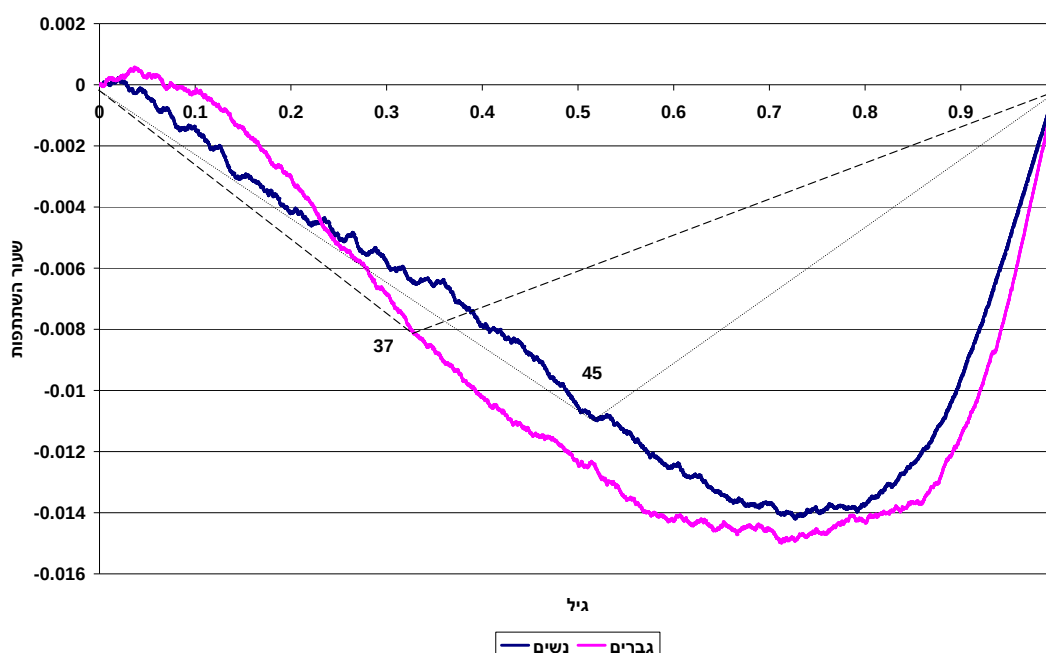
רגרסיית GINI		רגרסיית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
0.0008	0.008	0.0007	0.008	52–25	37–25	חלק I
-0.034	-0.015	-0.034	-0.016	70–53	70–38	חלק II
-0.009	-0.009	-0.010	-0.010			כל העקומה

עוד ניתן ללמוד מלוח 1 כי החלוקה הוויזואלית של העקומה נתמכת על ידי חישוב מקדמי הרגרסיה של כל חלק. כאשר ראינו קעירות בעקומה מצאנו שהמקדם הינו חיובי, משמע קשר חיובי בין שני המשתנים. מנגד כאשר ראינו קמירות מצאנו שהמקדם הינו שלילי, משמע קשר שלילי בין שני המשתנים. כדאי להעיר שסימנם של מקדמי הרגרסיה לא היה משתנה גם אם היינו משנים במידה מסוימת את נקודות החיתוך לקבוצות. זאת מאחר והכלל שהנחה אותנו לא היה סימנו של מקדם הרגרסיה, אלא שלא קיימת טרנספורמציה מונוטונית, ולו גם קיצונית ביותר, שהייתה יכולה לשנות את סימנו של מקדם הרגרסיה.

שיעור השתתפות אינו מגלה את השקעת הזמן בעבודה. על כן בחנו גם הגדרה אחרת של שיעור השתתפות והיא שמשותף הוא מי שעבד שלושים שעות ומעלה לשבוע. תרשים 3 ולוח 2 מציגים את הממצאים:

תרשים 3: עקומת NLMA של שיעור ההשתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 2005



תרשים 3 מציג את עקומת NLMA של שיעור ההשתתפות בשוק העבודה ביחס לגיל עבור נשים וגברים שעבדו מעל לשלושים שעות בשבוע. הגדרת המשתנה שיעור ההשתתפות לכלל האוכלוסייה הוגדרה בינארית בשונה מהתרשים הקודם – כל מי שעבד מעל 30 שעות בשבוע – קיבל את הספרה 1 וכל מי שעבד פחות מ-30 שעות בשבוע או שלא עבד בכלל – קיבל את הספרה 0. גם כאן ניתן לראות שמקדם הרגרסיה עבור כל הגילים הוא שלילי וסדר הגודל שלו בין הנשים והגברים הוא דומה. אולם עקום הרגרסיה של הגברים חותך את הציר האופקי כך שטרנספורמציה מונוטונית שהיתה מכווצת את התצפיות של X (גיל) שמעל לנקודת החיתוך היתה מביאה למקדם רגרסיה חיובי בין גיל והשתתפות בכוח העבודה. לגבי גברים גם ניתן לראות שאם היינו מגבילים עצמנו ל-33 אחוז מהתצפיות התחתונות כלומר, עד גיל 37 היינו מקבלים מקדם רגרסיה חיובי.¹¹ אצל הנשים אנו מקבלים מקדם רגרסיה חיובי עבור חמישים אחוז מהתצפיות התחתונות כלומר עד גיל 45, אם כי בשיעור מתון יותר מאשר אצל הגברים. בהשוואה לממצאי תרשים 2 קבלנו שלמרות ההגבלה של 30 שעות בעבודה, הגיל שממנו משתנה סימנו של מקדם הרגרסיה בעקומה

¹¹ ההבחנה בין שימוש בטרנספורמציה מונוטונית לעומת זריקת תצפיות יכול לבלבל. בטרנספורמציה מונוטונית כל התצפיות נכללות ברגרסיה החדשה ורק ערכיהן משתנים בהתאם לטרנספורמציה. לעומת זאת, בזריקת תצפיות התצפיות נעלמות מהרגרסיה.

אצל הגברים נשאר זהה לגיל בעקומה שבה לא היתה הגבלה של שעות עבודה בשבוע. לעומת זאת אצל נשים, הגיל שבו משתנה סימן העקומה ירד בשבע שנים מ-52 ל-45. לוח 2 מציג את מקדמי הרגרסיה של העקומה עבור גברים ועבור נשים על פי חלוקת העקומה לקטעים שלעיל:

לוח 2: אומדני רגרסיה של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מין בחלוקה לקבוצות סימן

רגרסיית GINI		רגרסיית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
0.001	0.015	0.001	0.015	45–25	37–25	חלק I
-0.023	-0.016	-0.024	-0.017	70–46	70–38	חלק II
-0.008	-0.009	-0.009	-0.010			כל העקומה

ניתן לראות, כי החלוקה הויזואלית של העקומה נתמכת על ידי חישוב מקדמי הרגרסיה של כל חלק. כאשר ראינו קעירות בעקומה מצאנו שהמקדם הינו חיובי, משמע קשר חיובי בין שני המשתנים. מנגד כאשר ראינו קמירות מצאנו שהמקדם הינו שלילי, משמע קשר שלילי בין שני המשתנים. כמו כן, ניתן לראות שהפערים המתקבלים בין ערכי המקדמים בשתי שיטות הרגרסיה אינם גדולים אולם מצב זה אינו מחויב המציאות.

ב. שעות עבודה בחודש על פי גיל ומין

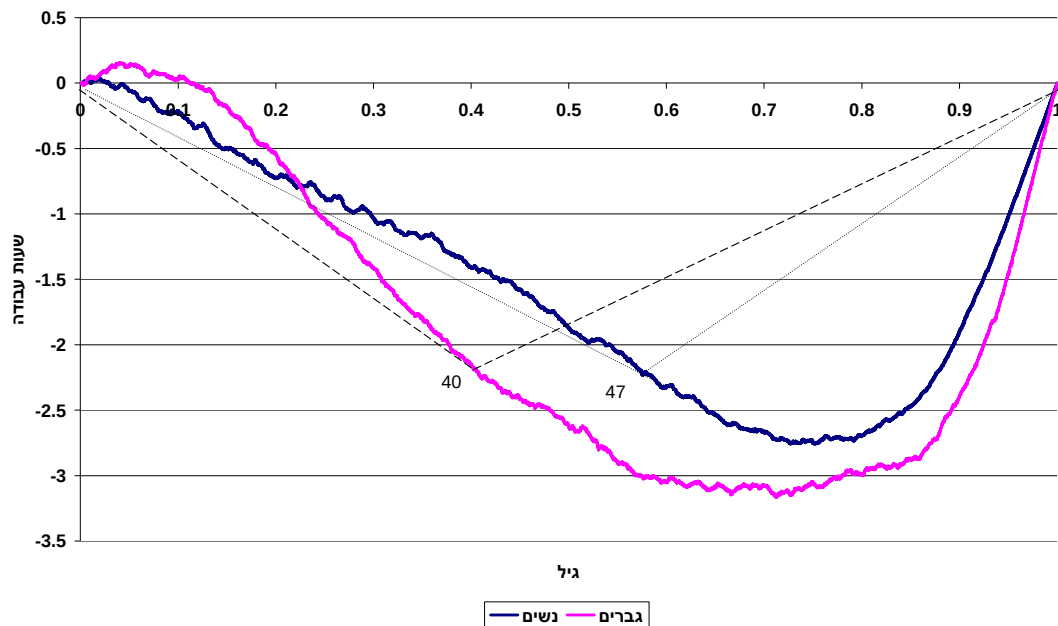
כפי שראינו בתרשימים הקודמים קיימים הבדלים בין גברים ונשים בקשר שבין שיעורי השתתפות בשוק העבודה לבין גיל. המטרה בדוגמא הבאה היא לבחון את הקשר בין שעות עבודה בחודש לגיל לכלל האוכלוסייה (שכירים ועצמאיים).

תרשים 4 מציג את העקומה ה- NLMA של נשים וגברים. כמו בגרפים הקודמים, על הציר האופקי מוצגת התפלגות המצטברת של הגיל ואילו על הציר האנכי מוצגת הסטייה המצטברת של שעות עבודה לחודש ממצב של אי תלות בגיל. גם בדוגמא זו הנתונים נלקחו מסקר הכנסות משולב

לשנת 2005,¹² כאשר שוב טווח הגילים נקבע בין 25–70. הגדרת האוכלוסייה שהשתמשנו בה היא כל האוכלוסייה, כולל זו שלא עבדה.

תרשים 4: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

שנת 2005



תרשים 4 מציג את עקומת NLMA של שעות עבודה לחודש ביחס לגיל עבור נשים וגברים. המסקנה הראשונה מהעקומה היא ששעות עבודה לחודש לשני המינים יורדות עם הגיל, כאשר קצב הירידה של גברים עם הגיל גבוה מקצב הירידה של הנשים. לוח 3, מתאר במונחי מקדמי רגרסיה את מה שניתן ללמוד מתרשים 4. עבור הגברים המקדם של השפעת הגיל על שעות העבודה היא ירידה של 1.85 שעות עבודה לשנת גיל ואילו על פי הריבועים הפחותים, המושפעת יותר מהגילים הקיצוניים הירידה הינה 2.01. כמו כן, הבדל זה בין שיטות הרגרסיה קיים גם אצל נשים: תוצאות רגרסיית הגייני שנתנה 1.494- לעומת רגרסיית הריבועים הפחותים שנתנה 1.615-. מאחר ורגרסיית הריבועים הפחותים רגישה לתצפיות קיצוניות הדבר מעיד על קיומן של קבוצת גברים ונשים העובדת שעות רבות יחסית. כך למשל, אם נבדוק את ממוצע שעות עבודה בחודש של העשירון העליון של שעות עבודה נמצא כי אצל הגברים הוא 283 ואצל הנשים הוא 220. אשר לקשר בתחומי גיל שונים, ניתן לראות שאצל הגברים העקומה מתחילה בכך שעשרה אחוז

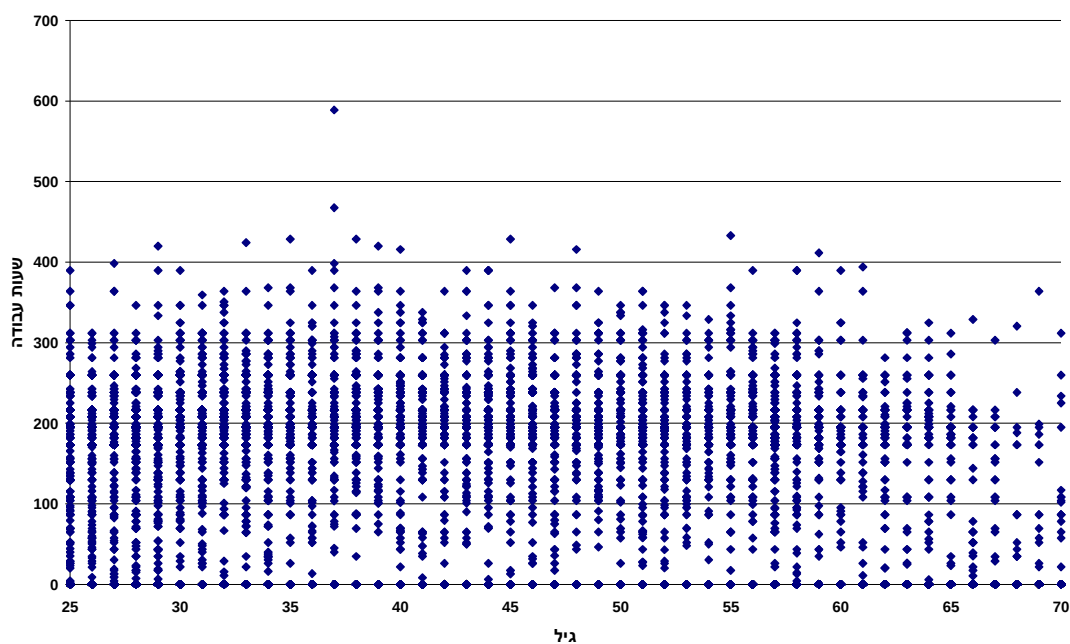
¹² בוצעו גם השוואות בשנים אחרות – 1997, 1999, 2001, 2003 ו-2004, ראה/י נספח ד'.

מהתצפיות הנמוכות לפי גיל מקיימות שהעקומה הינה מעל לציר האופקי שמשמעות הדבר שהקשר הוא חיובי וטרנספורמציה מונוטונית (קיצונית ולא סבירה) שהיתה מכווצת את 90 אחוז מהתצפיות העליונות לקטגוריה אחת היתה יכולה לשנות את סימן הרגרסיה. מעבר לכך, ניתן לראות שאם היינו קוטעים את הנתונים ומבצעים רגרסיה רק על ארבעים אחוז (אצל הנשים עד ששים אחוז) מהתצפיות בגילים הצעירים היינו מקבלים מקדם רגרסיה חיובי כלומר עד גיל 40 כפי שאמנם ניתן לראות בלוח 3. אצל הנשים לעומת זאת ניתן לראות כי לאורך החלק הראשון של העקומה ישנה קעירות. כלומר מקדם הרגרסיה חיובי ואילו בחלק השני ניתן לראות קמירות החל מהאחוזון 58 על הציר האופקי, כלומר מקדם הרגרסיה שלילי החל מגיל 48. גדלי מקדמי הרגרסיה אצל הנשים בתחומי גיל צעירים נמוכים בערך מוחלט מהגדלים אצל הגברים כך שהעלייה בשעות העבודה לחודש עם הגיל היא מתונה יותר מאשר אצל הגברים. המשמעות היא שהנשים צוברות פחות ניסיון בעבודה מאשר גברים הן בגלל שיעורי השתתפות נמוכים יותר והן בגלל שעות עבודה מעטות יותר.

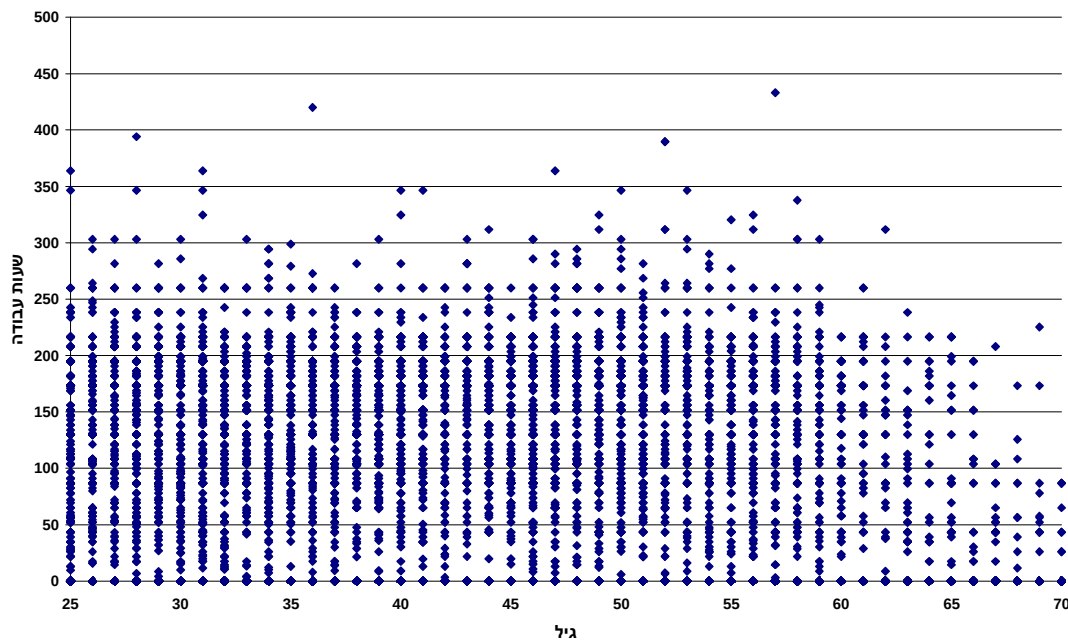
לוח 3: אומדני רגרסיה של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מין בחלוקה לקבוצות סימן

רגרסית GINI		רגרסית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
0.378	2.293	0.357	2.232	47–25	40–25	חלק I
-4.866	-3.833	-4.930	-4.032	70–48	70–41	חלק II
-1.494	-1.852	-1.615	-2.011			כל העקומה

תרשים 5: פיזור תצפיות של שעות עבודה בחודש בחתך גילים עבור גברים, שנת 2005.



תרשים 6: פיזור תצפיות של שעות עבודה בחודש בחתך גילים עבור נשים, שנת 2005.



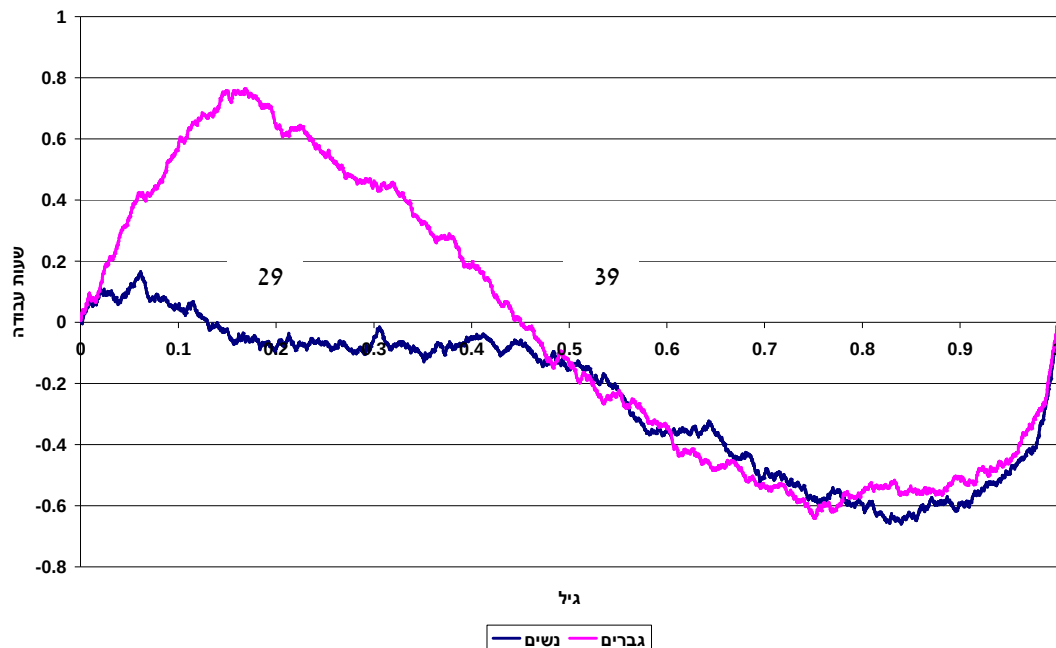
קורא אנונימי של גרסה קודמת של העבודה טען שמאחר שמדובר בשני משתנים בלבד הרי שמספיקה הסתכלות בעין על תרשים המתאר את הפיזור של התצפיות כדי לנחש את יציבות מקדם הרגרסיה. טענתנו היא שטענה זו נכונה למספר תצפיות קטן, אולם כאשר מספר התצפיות גדול הרי שאין בהסתכלות על הפיזור של התצפיות בכדי לאפשר הסקה אינטואיטיבית קלה על

התנהגות עקום הרגרסיה. כדי להמחיש את טענתנו אנו מראים בתרשים 5 ובתרשים 6 את הפיזור של התצפיות ששימשו לצורך הפקת תרשים 4. לעניות דעתנו, קשה יהיה לקורא להסיק את המסקנות שהסקנו על סמך תרשים 4 מהתרשימים הללו וניתן לדמיין עקומי רגרסיה אלטרנטיביים רבים מהם. יתר על כן, לא ניתן לדמיין מהגרפים הללו את ההשפעות של טרנספורמציות מונוטוניות על סימנו של שיפוע קו הרגרסיה. בכל מקרה, הוספת תרשימי הפזור מאפשרת לקורא להסיק בעצמו באם היה מגיע למסקנות שהגענו אליהן על סמך תרשים 5 ותרשים 6.

תרשים 7 חוזר על תרשים 4 ומציג את עקומת ה- NLMA של נשים וגברים עבור האוכלוסייה העובדת בלבד. על הציר האופקי מוצגת התפלגות המצטברת של הגיל של אנשים שעובדים ואילו על הציר האנכי מוצגת הסטייה המצטברת של שעות עבודה לחודש עבור האוכלוסייה העובדת כלומר, כל מי שעבד לפחות שעה אחת בשבוע. תרשים 7, מבוסס על 6,728 תצפיות עבור נשים ו- 6,918 תצפיות עבור גברים.

תרשים 7: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (לאוכלוסייה העובדת) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 2005



תרשים 7 מציג את עקומת NLMA כאשר העקומה של הגברים מהווה הוכחה לחשיבות הניתוח בעזרת העקומה. כפי שניתן לראות מהעקומה ומלוח 4 מקדמי הרגרסיה של כל קבוצה הם שליליים. את העקומה של הגברים ניתן לחלק לשני חלקים. לגבי 45 אחוז של התצפיות המבוססות על גיל צעיר כלומר, עד גיל 39, אנו רואים מקדם רגרסיה חיובי וגדול ואילו חמישים וחמשה אחוזים של התצפיות הממוקמות בגילים הגבוהים מייצרות מקדם רגרסיה שלילי. ניתן לראות אצל הגברים שלו היינו זורקים כעשרה אחוז מהתצפיות בגילים הגבוהים עדיין היינו מקבלים מקדם רגרסיה חיובי. אצל הנשים אנו מוצאים שגם אצלן קיימת בגילים הצעירים עלייה של שעות העבודה עם הגיל וגם אצלן כ- 80 אחוז מהתצפיות היו יוצרות לבדן מקדם רגרסיה חיובי, אולם גודלו המוחלט היה קטן בהרבה מהמקדם שהיה מתקבל אצל הגברים. השוואה בין מקדמי רגרסיית הג'יני לרגרסיית הריבועים הפחותים מגלה פערים גדולים יחסית בערכי המקדמים שמפיקות שתי הרגרסיות בעיקר כאשר מסתכלים על כל התצפיות מה שמעיד על השפעתן של תצפיות קיצוניות.

לוח 4 מציג את מקדמי הרגרסיה של העקומה עבור גברים ועבור נשים על פי חלוקת העקומה לקטעים שלעיל:

לוח 4 : אומדני רגרסיה של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מין בחלוקה לקבוצות סימן

גרסיית GINI		גרסיית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
5.016	2.644	5.132	2.663	29–25	39–25	חלק I
-0.365	-1.139	-0.474	-1.252	70–30	70–40	חלק II
-0.243	-0.003	-0.328	-0.145			כל העקומה

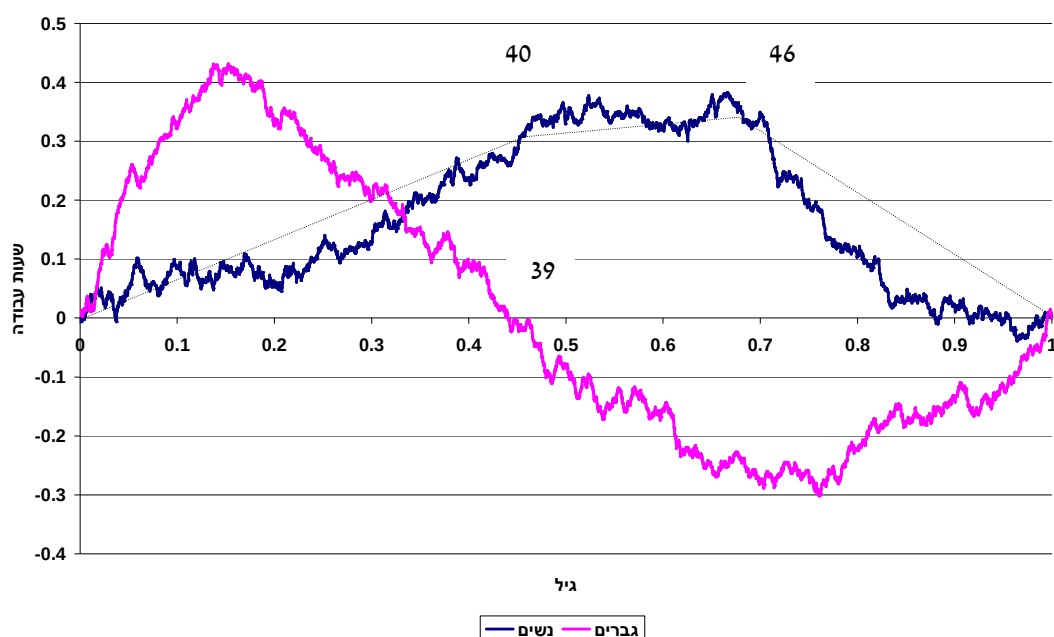
ההבדלים בגדלי המקדמים בלוח 4 לעומת לוח 3 נובעים מכך שבלוח 3 הסתכלנו על כל האוכלוסייה כולל אלו שלא עובדים ואילו בלוח 4 אנו מסתכלים רק על האוכלוסייה העובדת בלבד. מהלוח רואים שכאשר מסתכלים על האוכלוסייה העובדת בלבד השפעת הגיל על שעות עבודה נמוכה בהרבה מאשר כאשר מסתכלים על כלל האוכלוסייה.

תרשים 8 בא לבדוק פן נוסף בקשר בין גיל לשעות עבודה לפי מגדר. בדומה לדוגמאות של שיעורי השתתפות שהגדרנו אותם בשתי צורות: האחת, עבור אלו העובדים שלושים שעות ומעלה לשבוע והשנייה, לכלל האוכלוסייה. חזרנו גם בדוגמא זו על בדיקת הקשר בין מין גיל ושעות עבודה בחודש לאלו העובדים 30 שעות ומעלה בשבוע.¹³ תרשים 8, מבוסס על 4,788 תצפיות עבור נשים ו-6,398 תצפיות עבור גברים.

¹³ יכולה להתעורר טענה שמקדמי הרגרסיה שנקבל הם מוטים מאחר ובחרנו תצפיות בהתאם לערכי המשתנה התלוי. אולם מאחר וענייננו הוא השוואה בין גברים לנשים – ההטיה קיימת בשני המקדמים המשווים ולכן לצורך השוואה ניתן להתעלם מההטיה.

תרשים 8: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

לפי מגדר, שנת 2005



תרשים 8 מציג את עקומת NLMA של שעות עבודה לחודש ביחס לגיל עבור נשים וגברים. את העקומה של הגברים ניתן לחלק לשני חלקים. לגבי 45 אחוז של התצפיות המבוססות על גיל צעיר כלומר, עד גיל 39 אנו רואים מקדם רגרסיה חיובי וגדול ואילו בחמישים וחמישה אחוזים של התצפיות הממוקמות בגילים הגבוהים מייצרות מקדם רגרסיה שלילי. אצל הנשים חילקנו את העקומה לשלושה חלקים: בשלושת החלקים, כפי שניתן לראות בלוח 5, מקדמי הרגרסיה יצאו שלילים. אם כי בסך הכול אנו מקבלים שמקדם המתאם עבור שעות עבודה לחודש לעובדות מעל 30 שעות עבודה לשבוע ביחס לגיל הינו חיובי. השוואה בין מקדמי רגרסיית הגייני לרגרסיית הריבועים הפחותים מגלה פערים גדולים יחסית בערכי המקדמים שמפיקות שתי הרגרסיות בעיקר כאשר מסתכלים על כל התצפיות מה שמעיד על השפעתן של תצפיות קיצוניות. לוח 5 מציג את מקדמי הרגרסיה של העקומה עבור גברים ועבור נשים על פי חלוקת העקומה לקטעים שלעיל:

לוח 5 : אומדני רגרסיה של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מין בחלוקה לקבוצות סימן

רגרסיית GINI		רגרסיית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
-0.153	1.473	-0.166	1.522	40–25	39–25	חלק I
-0.294	-0.451	-0.302	-0.439	46–41	70–40	חלק II
-0.568	-	-0.526	-	70–47	-	חלק III
0.165	0.009	0.158	-0.022			כל העקומה

מלוח 5 ותרשים 4 ניתן לראות שכאשר אנחנו מגבילים עצמנו לעובדים 30 שעות ומעלה לשבוע אזי על פי רגרסיית הגייני אין כמעט השפעה של גיל על שעות העבודה ואילו על פי רגרסיית ריבועים פחותים ההשפעה היא שלילית. לעומת זאת, אצל הנשים אנו רואים בשתי שיטות הרגרסיה השפעה חיובית של הגיל על שעות העבודה. זאת למרות שבתוך כל תת קבוצת גילים שחילקנו השפעת הגיל היא שלילית.¹⁴

לאחר שראינו את הקשר בין שעות עבודה לגיל לפי מגדר נעבור עתה למשתנה אחר והוא השכר לחודש כפונקציה של גיל ומגדר.

ג. שכר¹⁵ לחודש

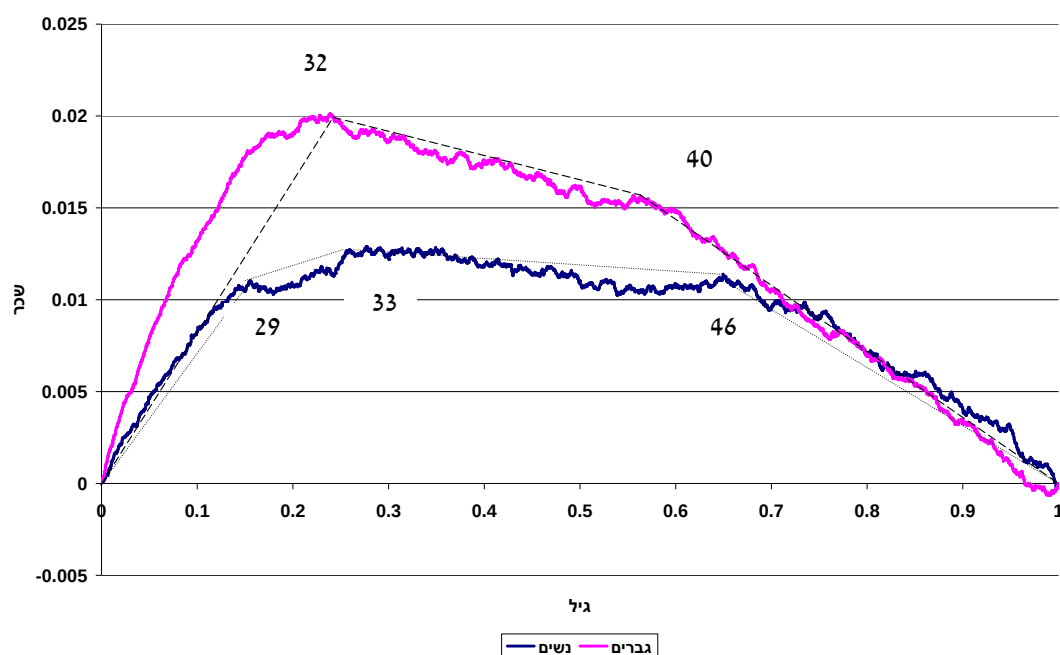
תרשים 9 מציג את העקומה ה-NLMA של שכר חודשי לפי גיל של נשים וגברים. על הציר האופקי מוצגת התפלגות המצטברת של הגיל ואילו על הציר האנכי מוצגת הסטייה המצטברת של לוג השכר. השתמשנו בלוג השכר ולא במשתנה השכר מאחר וכמעט כל הרגרסיות בתחום משתמשות בהשוואת השכר על פי מינצ'ר (1974) שמשתמשת בלוג. גם כאן, הנתונים נלקחו מסקר הכנסות

¹⁴ לקורא התוהה כיצד ייתכן שכל מקדמי הרגרסיה החלקיים הם שליליים ואילו מקדם הרגרסיה הכללי הוא חיובי נבהיר שמקדם הרגרסיה הכללי הוא ממוצע משוקלל של מקדמי הרגרסיה בקבוצות השונות, ועוד מקדם הרגרסיה בין הקבוצות. להבהרה ראה/י נספח ב'.

¹⁵ הגדרת השכר נלקחה מסקר הכנסות משולב, הכוונה להכנסה ממוצעת מעבודה שכירה שהגדרתה היא הכנסה המתקבלת מחלוקה ל-3 של ההכנסה התלת חודשית ברוטו (כלומר, לפני ניכויים ותשלום מסים) מכל מקומות העבודה שבהם הועסק הנחקר תמורת שכר ומשכורת. ההכנסה כוללת את כל התוספות, כגון: תשלום עבור שעות נוספות, דמי הבראה, ביגוד וכו'.

משולב לשנת 2005¹⁶ כאשר ההנחות שהשתמשו בהם : האוכלוסייה היא של אישה/עובד/ת משרה מלאה, כלומר 30 שעות ומעלה בשבוע, וטווח הגילים הינו 25–70 (זאת בהתאם להגדרה ששימשה את זילנוב, יצחקי ושכטמן – 2008). תרשים 9, מבוסס על 4,788 תצפיות עבור נשים ו- 6,398 תצפיות עבור גברים.

תרשים 9: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 2005



בתרשים 9 אנו רואים שסימנו של מקדם הרגרסיה של לוגריתם השכר על גיל, הן של הגברים והן של הנשים הוא חיובי, כאשר מקדם הרגרסיה של הגברים גדול בהרבה ממקדם הרגרסיה של הנשים. (המקדמים של רגרסיית הגייני ושל הריבועים הפחותים מוצגים בלוח 6). את עקומת הנשים חילקנו לארבעה תחומים: לאורך העקומה של הנשים ישנה קמירות בטווח שבין האחוזון 15 לבין האחוזון 25 כמו כן, בטווח שבין האחוזון 35 לבין האחוזון 65 על הציר האופקי. מכאן שבתחום גילים זה מקדם הרגרסיה הינו שלילי כלומר בתחום גילים זה השכר יורד עם עליית הגיל. ההסבר לממצא זה כפי הנראה נעוץ בתופעת של יציאת נשים מכוח העבודה עקב גידול הילדים ולחזרתן אליו לאחר שהילדים גדלו. כמו כן, ניתן לראות קעירות בקטע הראשון שהינו בטווח שבין האחוזון 0 לבין האחוזון 15 ובקטע הרביעי שהינו בטווח שמעל לאחוזון 65 על הציר האופקי. המשמעות הינה שבתחומים הללו מקדמי הרגרסיה הם חיוביים. עקומת הגברים

¹⁶ העקומות בשנים אחרות מציגות תמונה דומה, ראה/י נספח ה'.

מחולקת לשלושה קטעים. בחלק הראשון ישנה קעירות בטווח שבין האחוזון 0 לבין האחוזון 25 על הציר האופקי. כלומר, מקדם הרגרסיה הינו חיובי משמע השכר עולה עם הגיל. בחלק השני ישנה קמירות בטווח שבין האחוזון 25 לבין האחוזון 55 על הציר האופקי. מכאן שבתחום גילים זה מקדם הרגרסיה הינו שלילי כלומר בתחום גילים זה השכר יורד עם עליית הגיל. ובחלק האחרון ישנה קעירות.

לוח 6 מציג את מקדמי הרגרסיה של העקומה עבור גברים ועבור נשים על פי חלוקת העקומה לקטעים שלעיל:

לוח 6 : אומדני רגרסיה של שכר לחודש לפי מין על פי גיל בחלוקה לקבוצות סימן

רגרסיית GINI		רגרסיית OLS		טווח גילים		
נשים	גברים	נשים	גברים	נשים	גברים	
0.039	0.076	0.039	0.076	29–25	32–25	חלק I
-0.044	-0.002	-0.035	-0.002	33–30	40–33	חלק II
-0.003	-0.001	-0.002	-0.002	46–34	70–41	חלק III
0.004		0.005	-	70–47	-	חלק IV
0.009	0.012	0.009	0.011			כל העקומה

מלוח 6 ניתן לראות שאצל הגברים מקדם הרגרסיה בתחום הראשון, כלומר בגילים הצעירים עולה במהירות ולאחר מכן הוא שלילי כאשר הערך שלו קרוב לאפס. לעומת זאת שעור עליית השכר אצל הנשים בתקופה הראשונה להיותן בכח העבודה היא כמחצית העלייה של שכר הגברים, ולאחר מכן בקטע השני, קיימת ירידה השווה בגודלה לעלייה שהיתה בתקופה הראשונה. קצב הירידה נחלש בתקופה השלישית ורק בתקופה האחרונה, בתחומי הגילים הגבוהים השכר עולה עם הגיל. מכאן שההבדלים בהתנהגות השכר אצל הגברים ואצל הנשים שונה לחלוטין למרות שבסופו של התהליך, כלומר על פני כל טווח הגילים, אין ההפרשים כל כך גדולים. עיקר הפערים נוצרים בתקופה הראשונה שבה שכר הגברים עולה במהירות. ניתן לשער שפער זה נוצר בגלל צבירת הניסיון הגדולה יותר שקיימת אצל הגברים מאשר אצל הנשים.

על מנת לבדוק באם הממצאים שלנו נובעים ממדגם של שנה אחת בלבד אנו מציגים בלוח 7 את גודל מקומות השבירה של הקטעים בשנים השונות.

לוח 7: סיכום של הקמירות בטווח הגילים בעקומות של שכר לפי שנים.

שנה	טווח גילים של קמירות גברים	מקדם המתאם אצל גברים	טווח גילים של קמירות נשים	מקדם המתאם אצל נשים
1997	43–35	-0.009	38–29	-0.010
1999	35–32	-0.066	40–34	-0.013
			50–42	-0.013
2001	35–30	-0.024	-	-
2003	-	-	39–33	-0.015
			51–42	-0.011
2004	-	-	43–34	-0.006
2005	43–32	-0.002	33–29	-0.035
			46–34	-0.002

מטרת לוח 7 היא להציג את טווח הגילים בהם נמצא קעירות בעקומה. משמעות הקעירות לאורך העקומות הינה כי מקדם הרגרסיה שלילי משמע, השכר יורד עם הגיל. כפי שניתן לראות בעוד שאצל הגברים מקדם שלילי קיים רק בארבע מתוך שש השנים אצל הנשים הוא קיים בחמש מתוך שש השנים והוא משתרע על טווח גילים גדול יותר. כמו כן גודלי המקדמים אצל הנשים ומשך הזמן שהם מתקיימים מעידים שקיים הבדל משמעותי בין התנהגות השכר אצל הנשים לעומת התנהגותו אצל הגברים.

4. מסקנות

מטרת עבודה זו הייתה להציג כלי שבעזרתו ניתן לראות באיזו מידה הקשר בין שני משתנים הוא קשר מונוטוני, כלומר קשר שאינו משנה את הסימן שלו בתחומים שונים שבהם קיים המשתנה. שימוש בקשר שבין מקדם המתאם על פי שיטת הרגרסיה של גייני לבין עקומת הריכוז מגלה לנו מידע שלא ניתן לאתרו על ידי רגרסיה בשיטת הריבועים הפחותים. ניתן היה לראות, כי על ידי הצגת עקומת NLMA של שלושת הדוגמאות אנו מגלים את סוג הקשר. בדוגמא הראשונה, מצאנו שהקשר בין גיל לבין שעור השתתפות אצל נשים ואצל גברים הוא שלילי. אם כי ישנו טווח לאורך העקומה שבו היה ניתן לראות קשר חיובי הן אצל הנשים והן אצל הגברים. בדוגמא השנייה, מצאנו כי הקשר בין גיל לבין שעות עבודה בחודש בחתך אוכלוסייה עובדת אינו קשר מונוטוני. אצל הנשים ישנו טווח קצר בגיל צעיר שבו יש קשר חיובי בין השתתפות בכוח עבודה וגיל, אך מגיל 30 בערך הקשר הופך להיות שלילי. אצל הגברים ישנו טווח עד גיל אמצעי בערך 40 שבו יש קשר חיובי ומאז הקשר הופך לשלילי. בדוגמא השלישית, מצאנו שהקשר בין גיל לבין שכר לחודש אצל גברים ואצל נשים הוא חיובי. אם כי ישנו טווח לאורך העקומה שבו ניתן לזהות קשר שלילי הן אצל הנשים והן אצל הגברים. עוצמת הקשר השלילי בין שכר לגיל גבוהה יותר אצל הנשים ואנחנו משערים שתופעה זו קשורה למטלות על הנשים הנגרמות מגידול ילדים. לא נסינו לכמת הבדלים אלו על מנת לנסות להסביר פערי שכר בין גברים ונשים וזאת מאחר ומטרתנו העיקרית הייתה להציג את הכלי שמאתר את מונוטוניות הקשר.

כדאי להעיר שייתכנו מספר הסברים אלטרנטיביים לקשרים שמצאנו. האחד שהקשר השלילי נובע מקיומה של התנהגות שונה של קוהורטות גיל והאחר הוא התנהגות שונה בין המינים על פני החיים. מאחר ולא קיים סקר התנהגות ארוך טווח הרי שקשה להסביר את ההבדלים וכל מה שניתן לעשות הוא לצייןם.

מרבית משוואות השכר הנאמדות, בניגוד למוצג בעבודה זו, מתבססות על רגרסיות מרובות משתנים. למרות זאת, אנחנו נטען שהממצאים בעבודה זו הם רלוונטיים גם למשוואות רגרסיה מרובות משתנים וזאת בגלל המתאמים שבין המשתנים הבלתי תלויים הרי שהיפוך הסימן של מקדם של משתנה בלתי תלוי אחד יכול להשפיע על היפוך הסימנים של המקדמים של משתנים אחרים. בשלב זה לא מצאנו טכניקה המסוגלת לענות על השאלה שנשאלה בעבודה זו במשוואות רגרסיה מרובות משתנים בלתי תלויים.

5. ספרות

- זילנוב פאבל, שלמה יצחקי ועדנה שכטמן (2008). רגישות משוואת השכר לשיטת הרגרסיה, הרבעון לכלכלה, 55, 3, (ספטמבר), 307-333.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings, New York: National Bureau of Economic Research.
- Olkin, I. and S. Yitzhaki (1992). Gini Regression Analysis. *International Statistical Review*, 60, 2, August 1992, 185-196.
- Schechtman, E, A. Shelef; S. Yitzhaki and R. Zitikis (2008). Testing hypotheses about absolute concentration curves and marginal conditional stochastic dominance, *Econometric Theory*, 24,. 4, 1044-1062.
- Wainer, H. (2006). Finding What Is Not There Through the Unfortunate Binning of Results: The Mendel Effect, *Chance* , 19, 1, 49-52.
- Yitzhaki, S.: On Using Linear Regression in Welfare Economics, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 4, (October), 1996, 478-86.
- Yitzhaki, S. (1998). More than a Dozen Alternative Ways of Spelling Gini, *Research on Economic Inequality*, 8, 1998, 13-30. 1988
- Yitzhaki, S. and I. Olkin (1988). Concentration Curves, WP no. 179, Dept. of Economics, Hebrew University.

נספח א': חישוב עקומת LMA

חישוב העקומה מתבצע על פי השלבים הבאים :

- א. נתונות תצפיות של שני משתנים. למשל, X (גיל) ו- Y (לוגריתם של שכר).
- ב. נמיין את התצפיות לפי סדר עולה של X (גיל).
- ג. ניצור משתנה חדש בשם **rank** – **דירוג** שבו ניתן מספר סידורי עולה לסידור של X (גיל). המדרג בין בני אותו גיל הוא שרירותי.
- ד. ניצור משתנה חדש בשם **$F(x)$** – **דירוג מנורמל** אשר מחלק את המדרג של כל תצפית בסה"כ מספר התצפיות – n : $(F(x_i) = \frac{rank}{n})$, $i=1..n$.
- ה. ניצור משתנה חדש בשם **MID** אשר מחשב את היחס בין כל תצפית של המשתנה Y (לוגריתם של שכר) לבין סה"כ מספר התצפיות – n : $(Mid_i = \frac{Y_i}{n})$, $i=1..n$.
- ו. ניצור משתנה חדש בשם **ACC** אשר צובר את הערכים של הסטיות של הכנסה ממוצעת מההכנסה שבתצפית. נחשב זאת על ידי חישוב הסכום המצטבר של משתנה MID, כלומר עבור כל שורה נסכום את הערכים של התצפיות שקדמו לה $(Acc_i = \sum Mid_i)$, $i=1..n$.
- ז. ניצור משתנה חדש אשר מחשב את Y^* על ידי הנוסחה הבאה:
$$Y_i^* = (F(x_i) * \bar{Y} - Acc_i)$$
, $i=1..n$, כאשר $\bar{Y}$ הוא ממוצע התצפיות של Y .

לוח 8 : דוגמא מספרית.

Age	Wage	Ln(Wage)	Rank	F(X)	MID	ACC	Y*
25	7907	8.976	1	0.083	0.748	0.748	-0.017
25	3438	8.143	2	0.167	0.679	1.427	0.036
26	7251	8.889	3	0.250	0.741	2.167	0.027
26	5031	8.523	4	0.333	0.710	2.878	0.048
27	1664	7.417	5	0.417	0.618	3.496	0.162
27	7044	8.860	6	0.500	0.738	4.234	0.155
28	4645	8.444	7	0.583	0.704	4.938	0.183
28	9577	9.167	8	0.667	0.764	5.701	0.150
28	16573	9.716	9	0.750	0.810	6.511	0.072
29	7673	8.945	10	0.833	0.745	7.257	0.058
29	5487	8.610	11	0.917	0.718	7.974	0.072
30	15345	9.639	12	1.000	0.803	8.777	0.000

ח. נצייר עקומת LMA על ידי בחירת עמודה $F(x)$ ועמודה Y^* .

הערה: אם ניצור עמודה חדשה שבה נחלק את ערכי העמודה Y^* בקבוע $\text{cov}(x, F(x))$ אזי בגרף

של העקומה עם העמודה החדשה (כאשר אין שינוי בעמודה $F(x)$) נקבל את שטח מקדם המתאם.

נספח ב'

בנספח זה נבהיר כיצד ניתן לקשר בין מקדמי הרגרסיה החלים על תת קבוצות למקדם הרגרסיה הכולל. הקשר קיים גם ברגרסיית הגייני וגם ברגרסיית הריבועים פחותים.

נניח שחילקנו את התחום של המשתנה הבלתי תלוי ל- M קבוצות. אזי מתקיים הקשר הבא:

$$b_{all} = \sum_{i=1}^M w_i b_i + w_B b_B$$

כאשר $w_i b_i$ מסמנים את מקדם הרגרסיה ואת התרומה לשונות (או הגייני) של הקטע לשונות (גייני) של המשתנה הבלתי תלוי, ואילו $w_B b_B$ מסמנים את מקדם הרגרסיה והתרומה לשונות (גייני) של הקשר הבין-קבוצתי.

הטבלה הבאה מדגימה את הפירוק המלא:

לוח 9: פירוק שונות תוך קבוצתית ובין קבוצתית של שעות עבודה (מעל 30 שעות עבודה בשבוע)

ביחס לגיל לפי מין.

GINI				OLS				
גברים		נשים		גברים		נשים		
משקל	Beta	משקל	Beta	משקל	Beta	משקל	Beta	
0.070	1.473	0.097	-0.153	0.057	1.522	0.085	-0.166	חלק I
0.206	-0.451	0.007	-0.294	0.245	-0.439	0.007	-0.302	חלק II
-	-	0.049	-0.568	-	-	0.066	-0.526	חלק III
0.724	-0.001	0.848	0.246	0.698	-0.001	0.841	0.248	Between
1.000	0.009	1.000	0.165	1.000	-0.022	1.000	0.158	Total

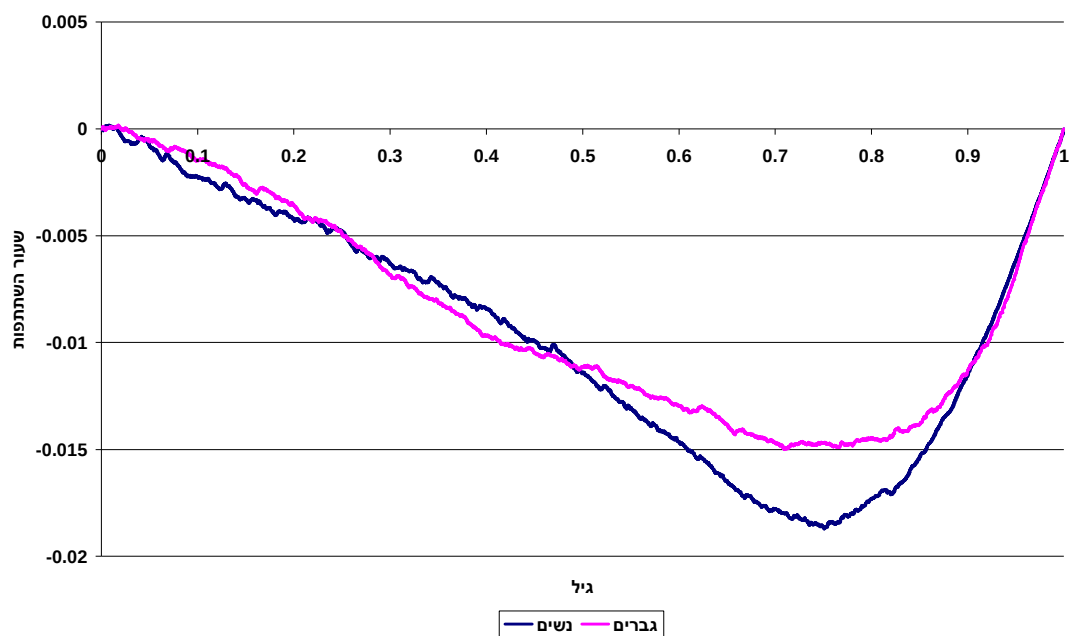
נספחים ג' עד ה' מיועדים לקורא שמעוניין לוודא שאמנם המסקנות שהגענו אליהן מתקיימות לגבי שנים שונות.

נספח ג': שיעור השתתפות

התרשימים הבאים מציגים את עקומת ה- NLMA של שיעור ההשתתפות בשוק העבודה של כלל האוכלוסייה ביחס לגיל עבור נשים וגברים. המשתנה שיעור ההשתתפות הוגדר בשיטה בינארית כך שכל מי שעבד לפחות שעה בשבוע - קיבל את הספרה 1 ומי שלא עבד בכלל - קיבל את הספרה 0.

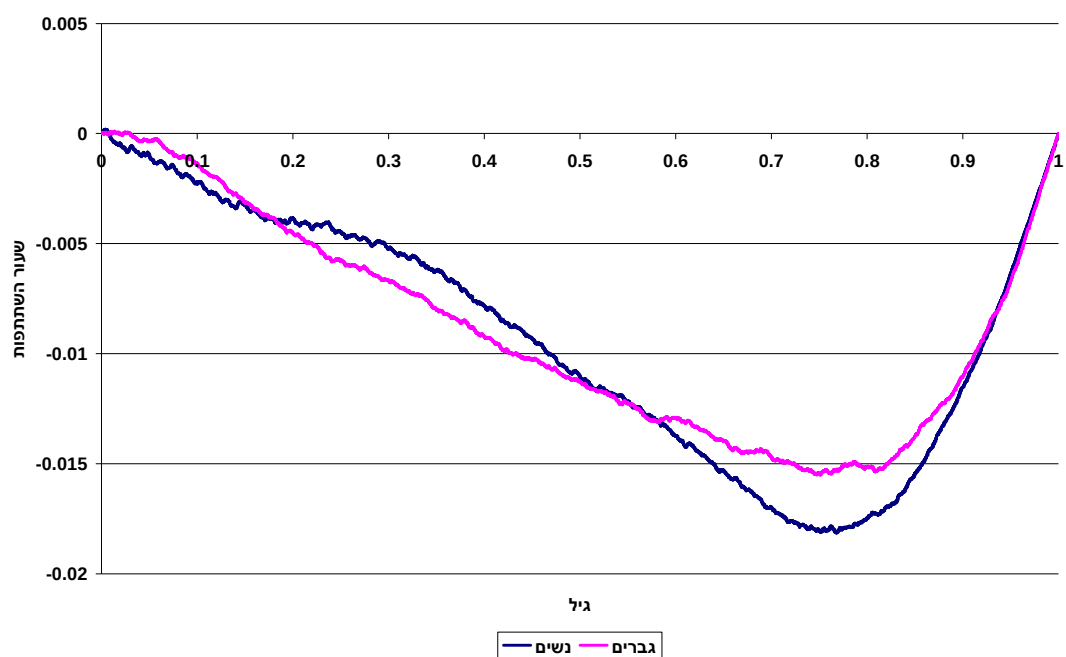
תרשים 10: עקומת NLMA של שיעור ההשתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

שנת 1997



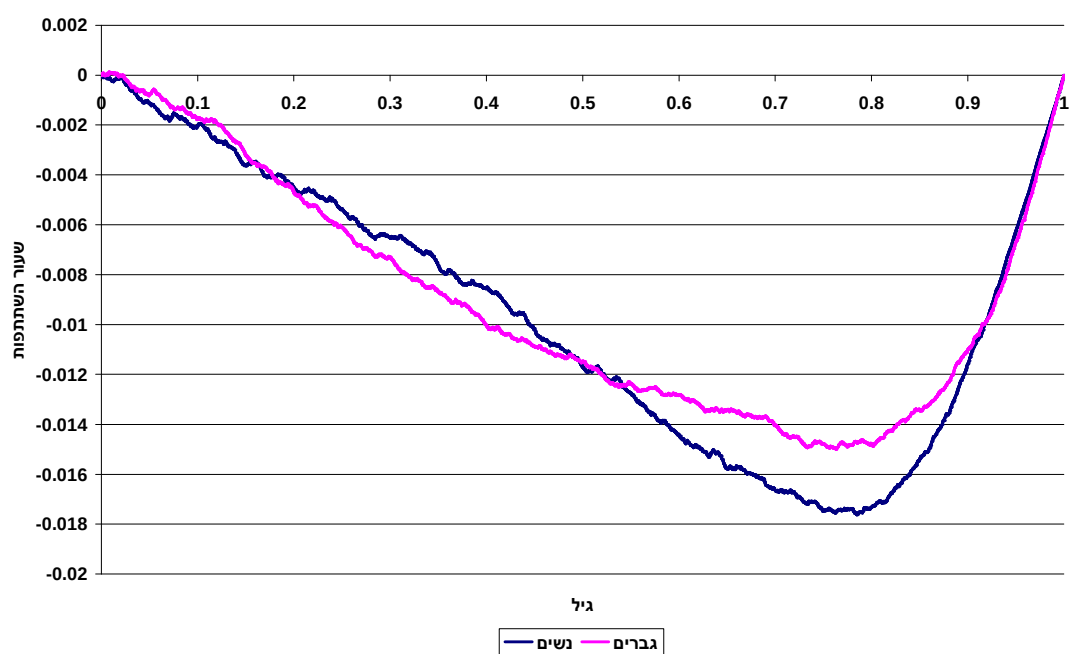
תרשים 11: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

שנת 1999



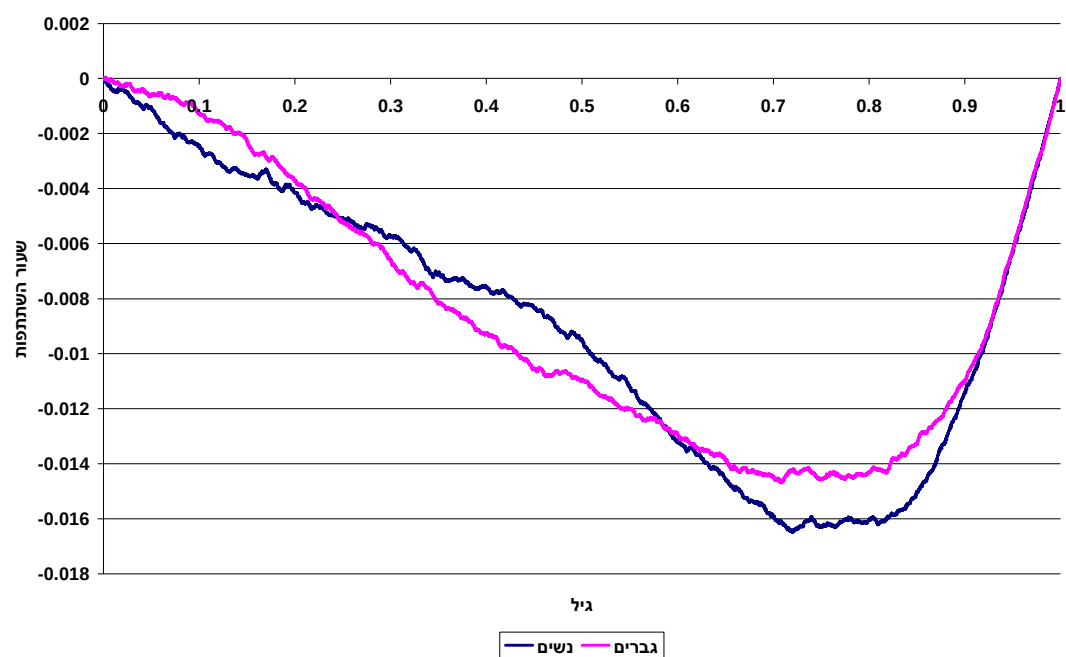
תרשים 12: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

שנת 2001



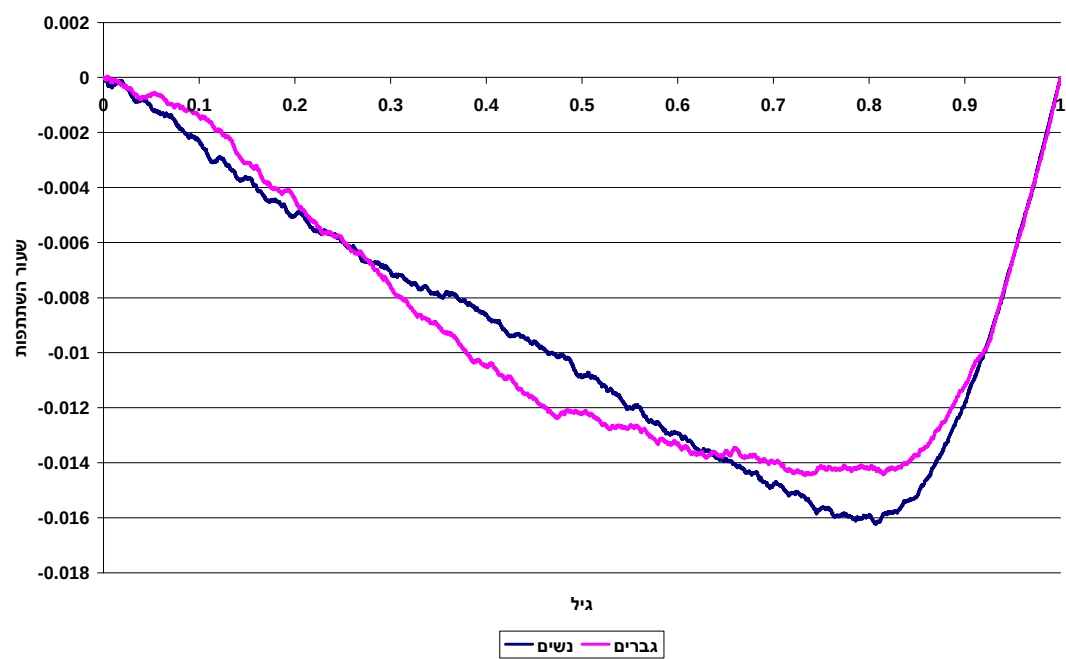
תרשים 13: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

שנת 2003



תרשים 14: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (כלל האוכלוסייה) ביחס לגיל לפי מגדר,

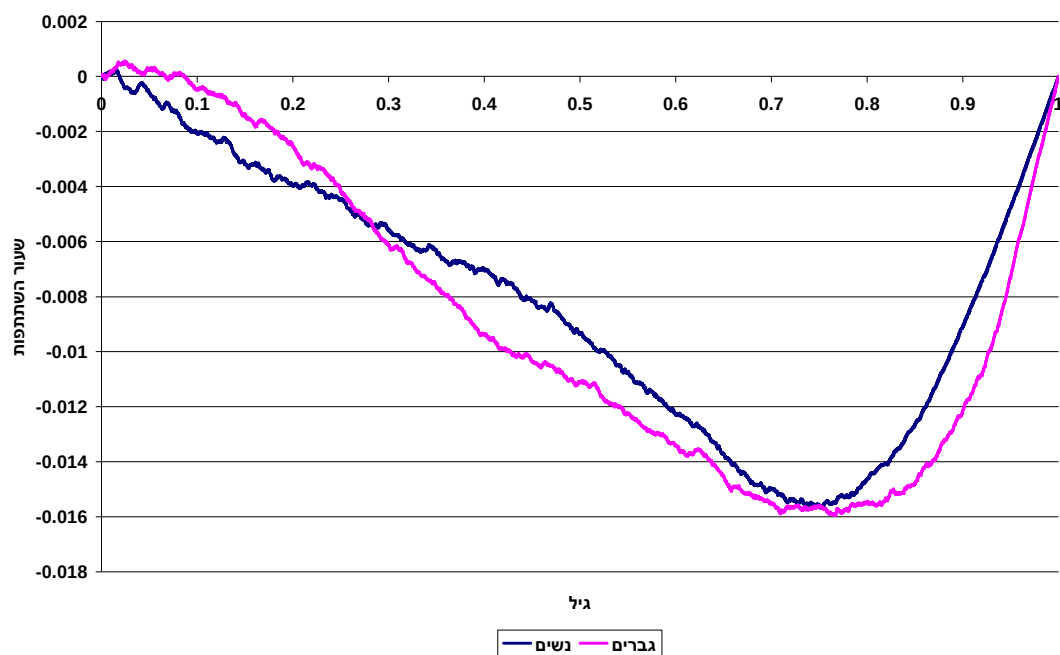
שנת 2004



התרשימים הבאים מציגים את עקומת NLMA של שעור ההשתתפות בשוק העבודה ביחס לגיל עבור נשים וגברים. הגדרת המשתנה שעור ההשתתפות לכלל האוכלוסייה בגרף זה הוגדרה בינארית: כל מי שעבד מעל 30 שעות בשבוע – קיבל את הספרה 1 וכל מי שעבד פחות מ-30 שעות בשבוע או שלא עבד בכלל – קיבל את הספרה 0.

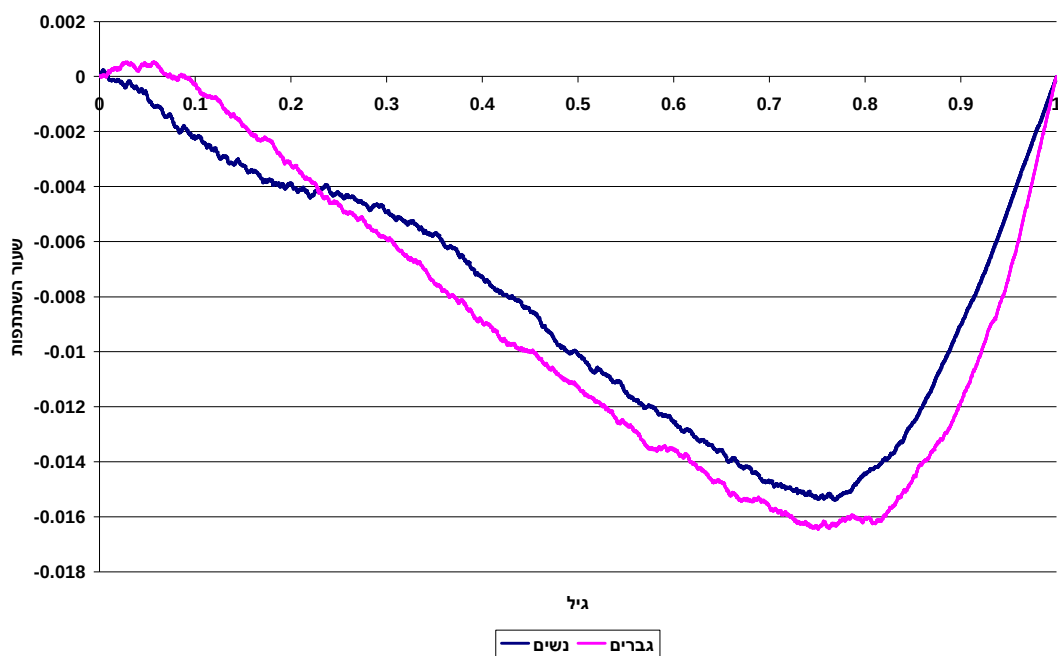
תרשים 15: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 1997



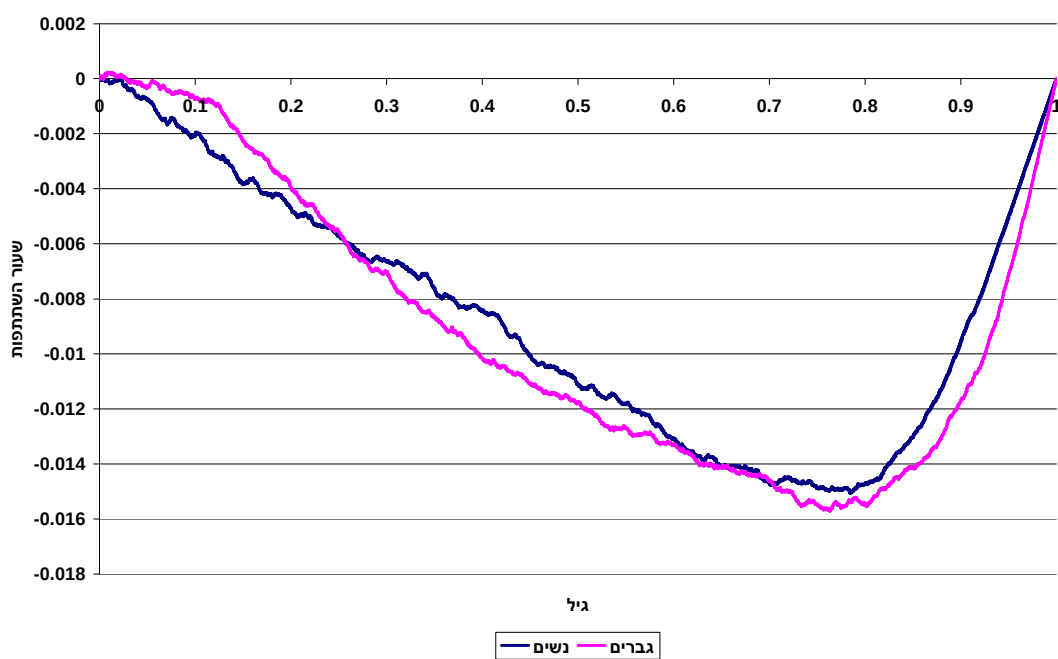
תרשים 16: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 1999



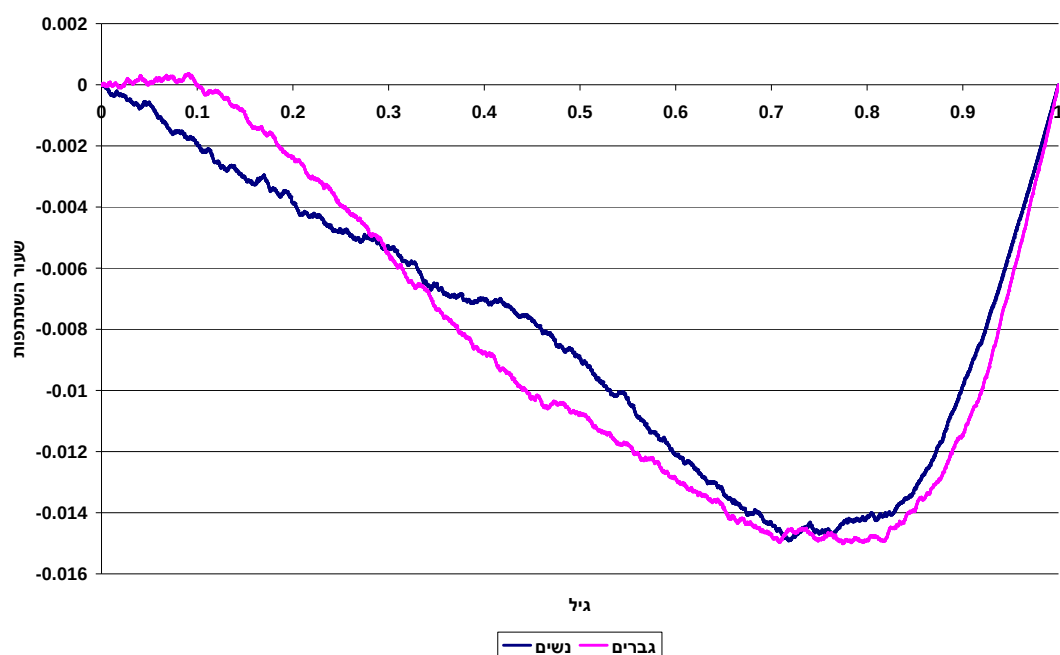
תרשים 17: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 2001



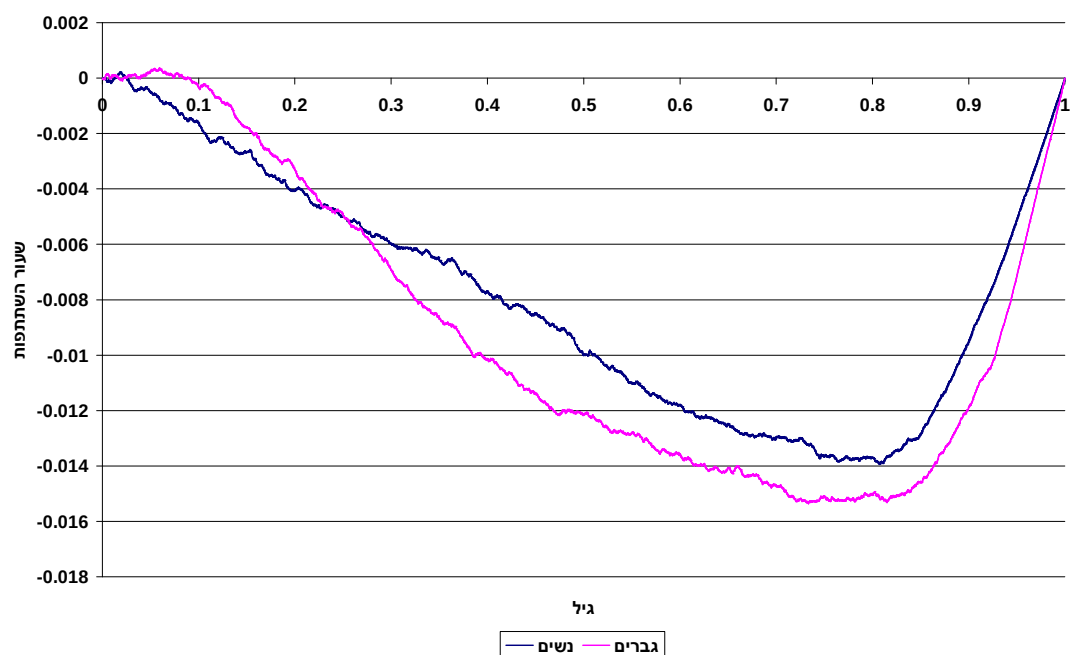
תרשים 18: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 2003



תרשים 19: עקומת NLMA של שיעור השתתפות (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל לפי

מגדר, שנת 2004

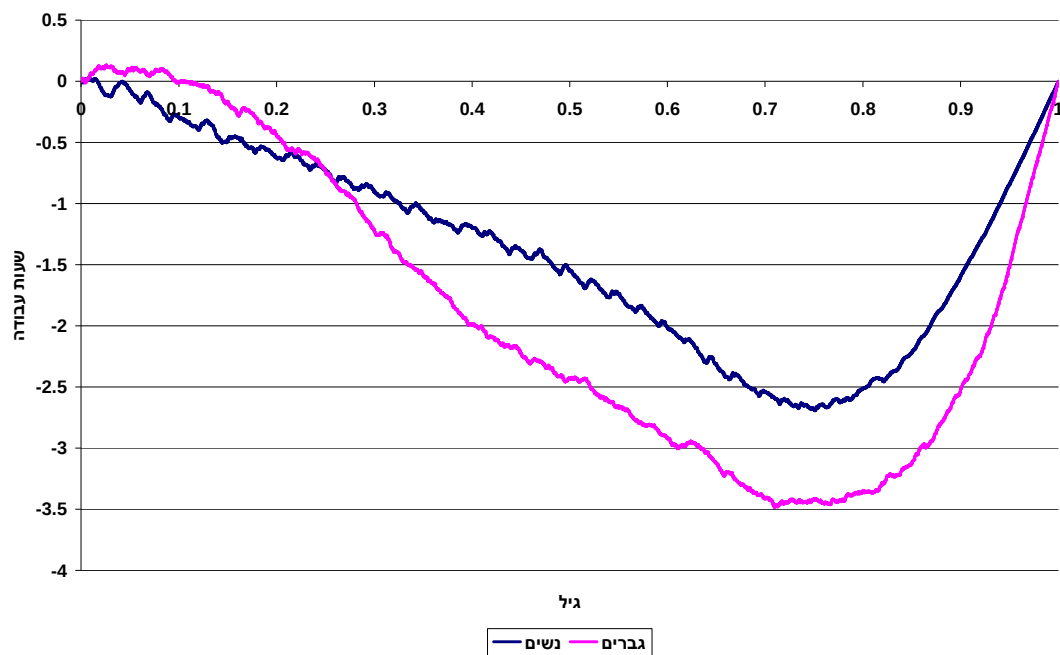


נספח ד': שעות עבודה לחודש

התרשימים הבאים מציגים את עקומת ה-NLMA של נשים וגברים של שעות עבודה בחודש לכלל האוכלוסייה ביחס לגיל.

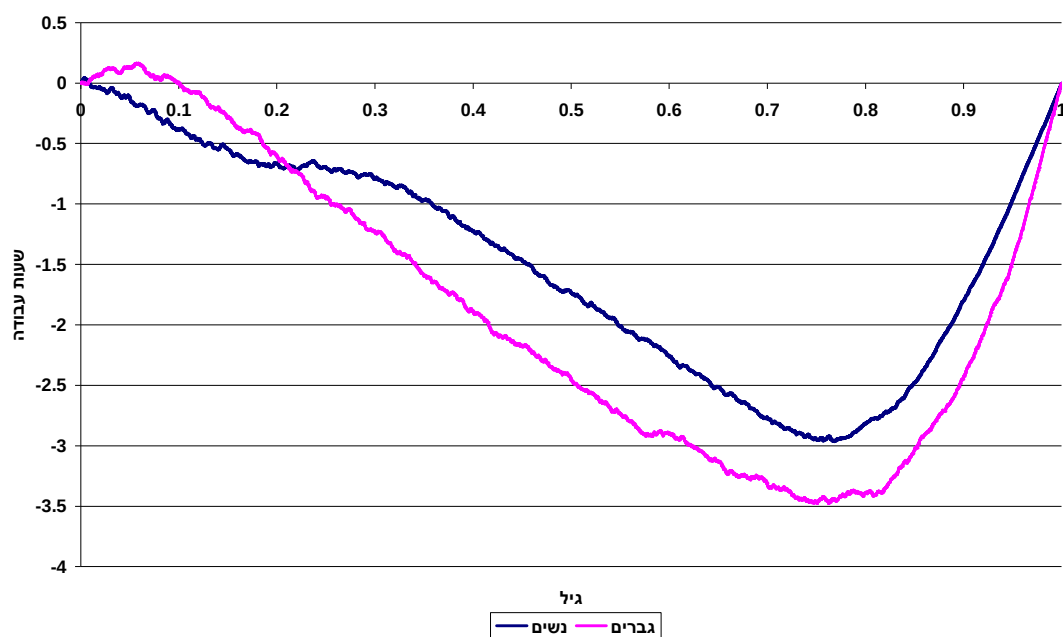
תרשים 20: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

שנת 1997



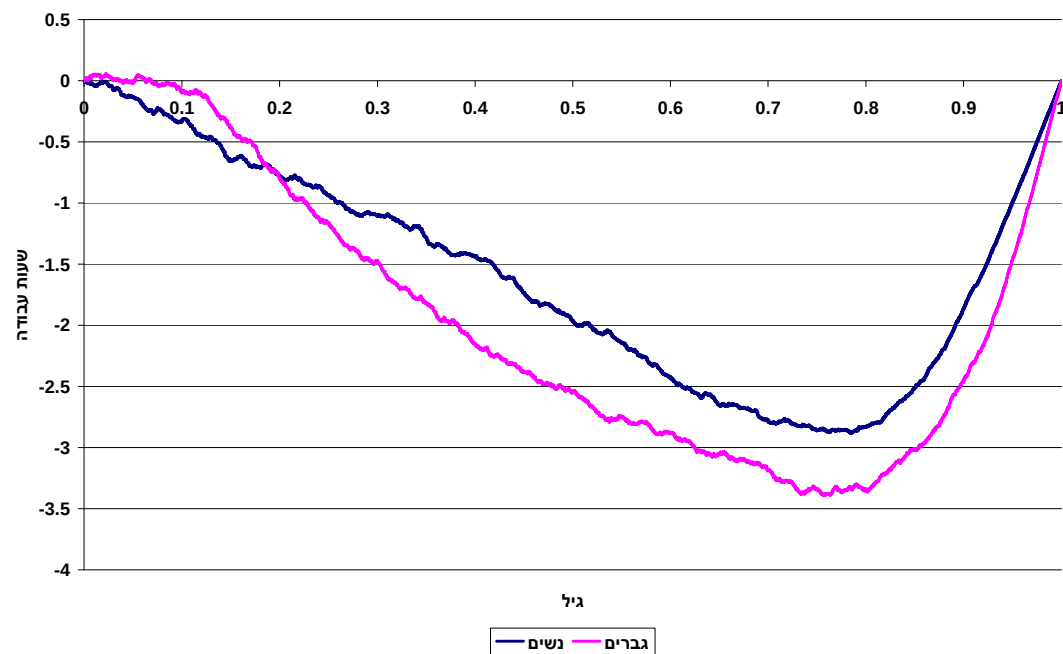
תרשים 21: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

שנת 1999



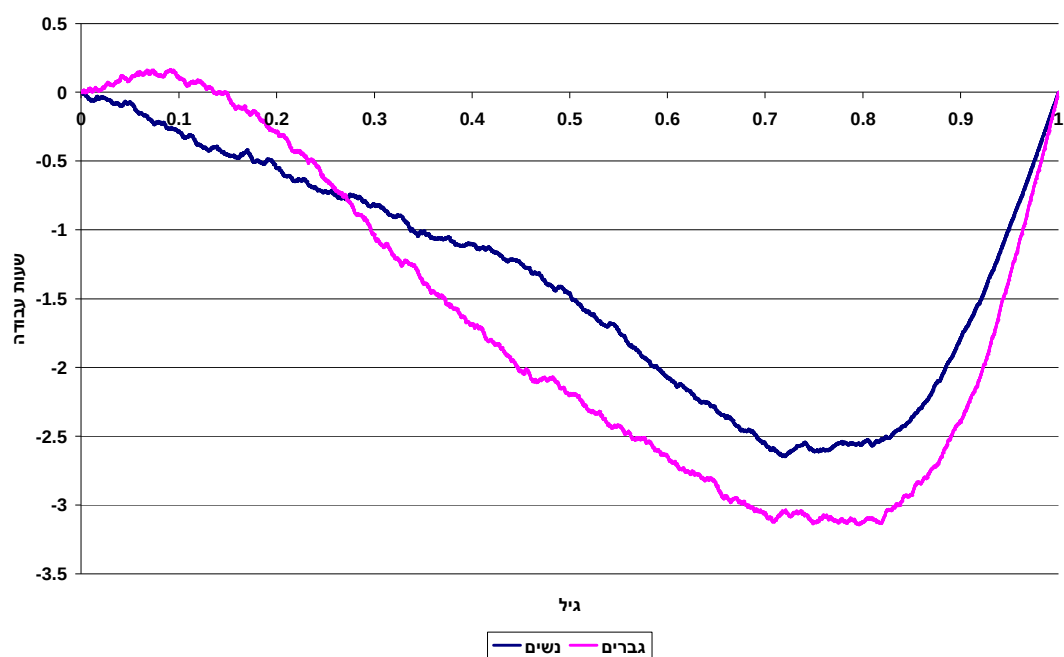
תרשים 22: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

שנת 2001



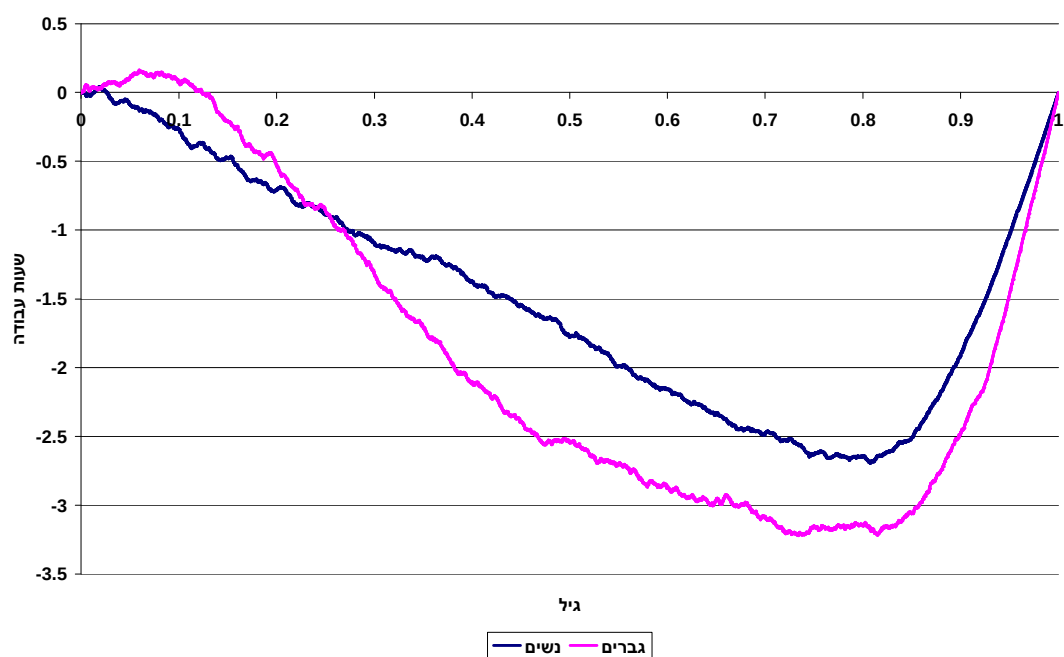
תרשים 23: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

שנת 2003



תרשים 24: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש ביחס לגיל לפי מגדר לכלל האוכלוסייה,

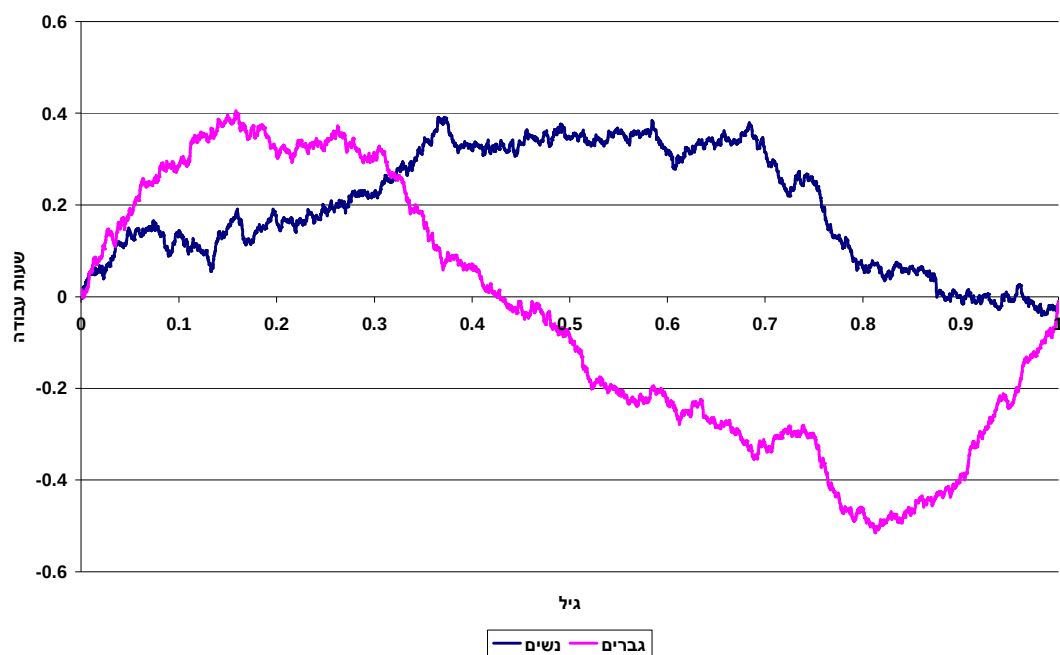
שנת 2004



התרשימים הבאים מציגים את עקומת ה- NLMA של נשים וגברים של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות בשבוע) ביחס לגיל.

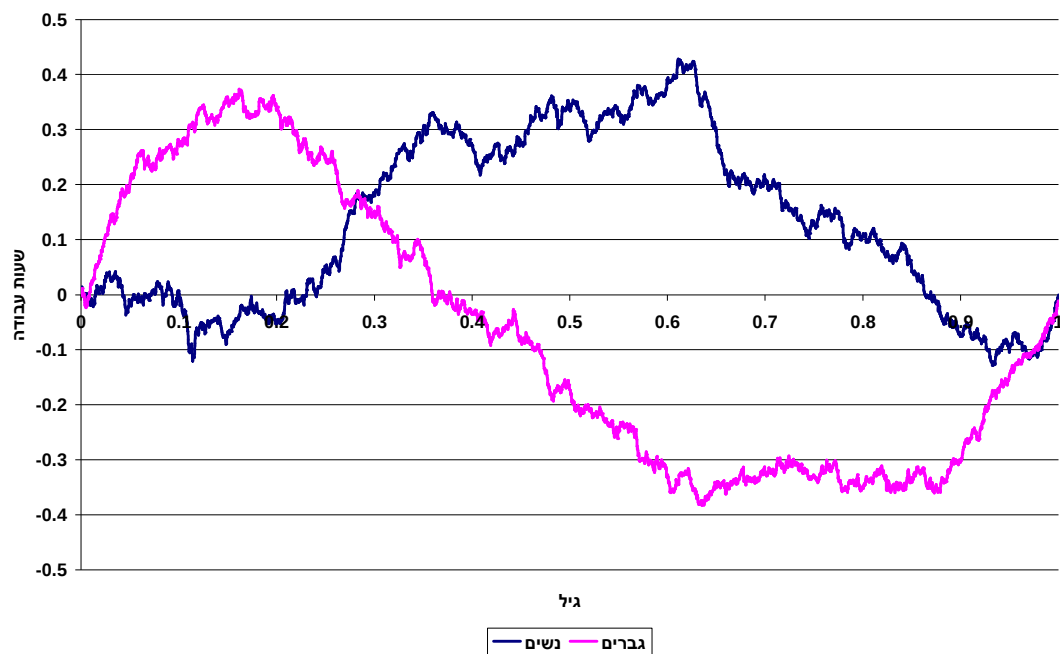
תרשים 25: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

לפי מגדר, שנת 1997



תרשים 26: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

לפי מגדר, שנת 1999



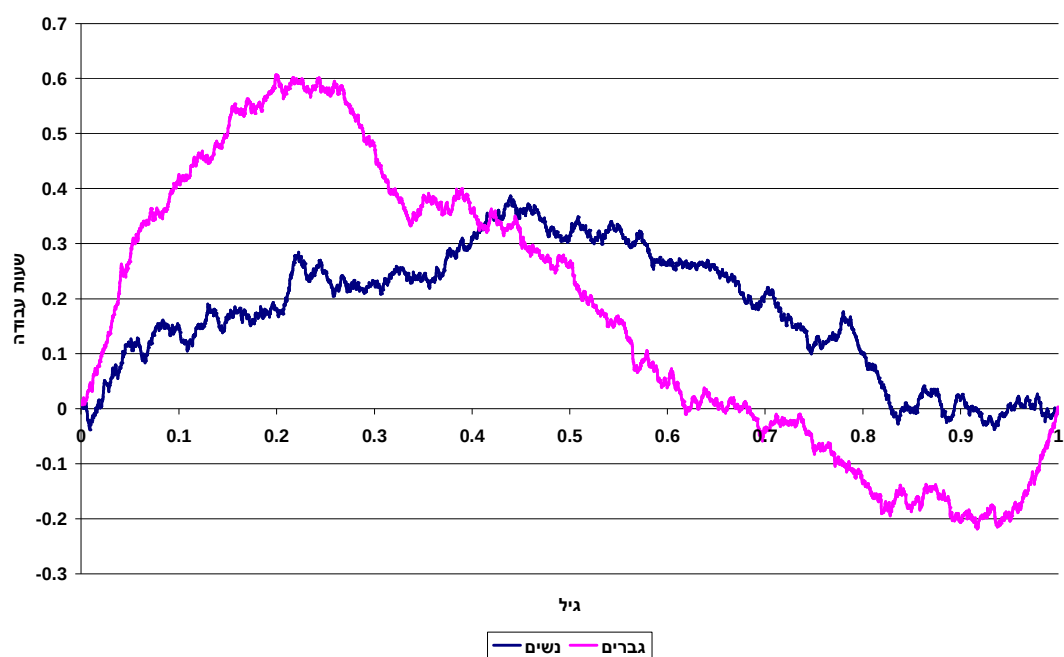
תרשים 27: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

לפי מגדר, שנת 2001



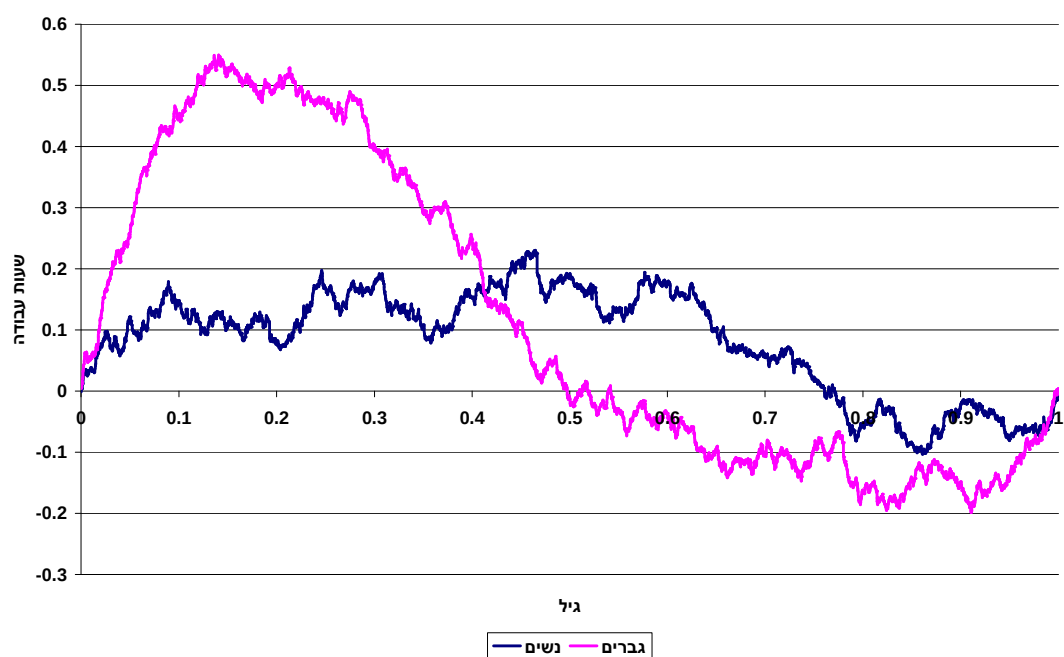
תרשים 28: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

לפי מגדר, שנת 2003



תרשים 29: עקומת NLMA של שעות עבודה בחודש (מעל 30 שעות עבודה לשבוע) ביחס לגיל

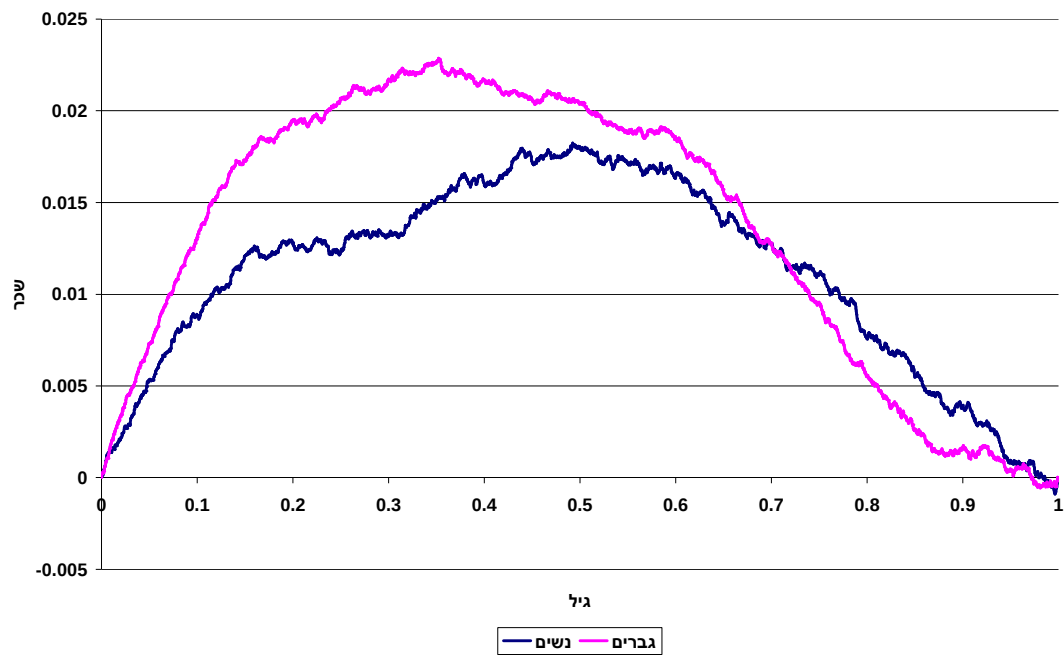
לפי מגדר, שנת 2004



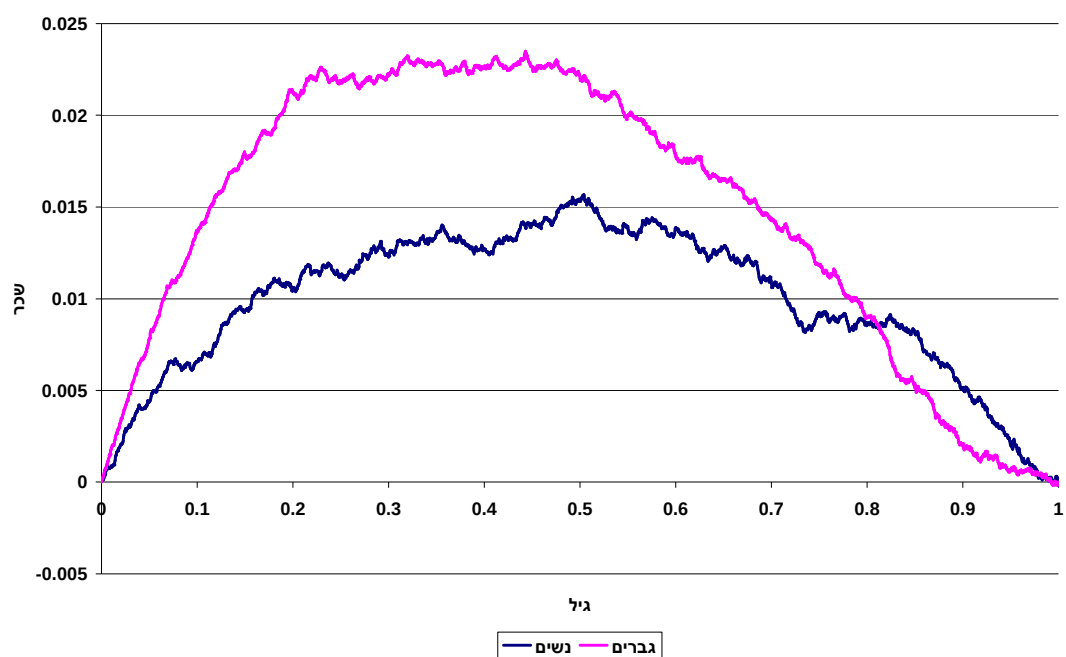
נספח ה': שכר לחודש

התרשימים הבאים מציגים את עקומת ה- NLMA של נשים וגברים של שכר ביחס לגיל.

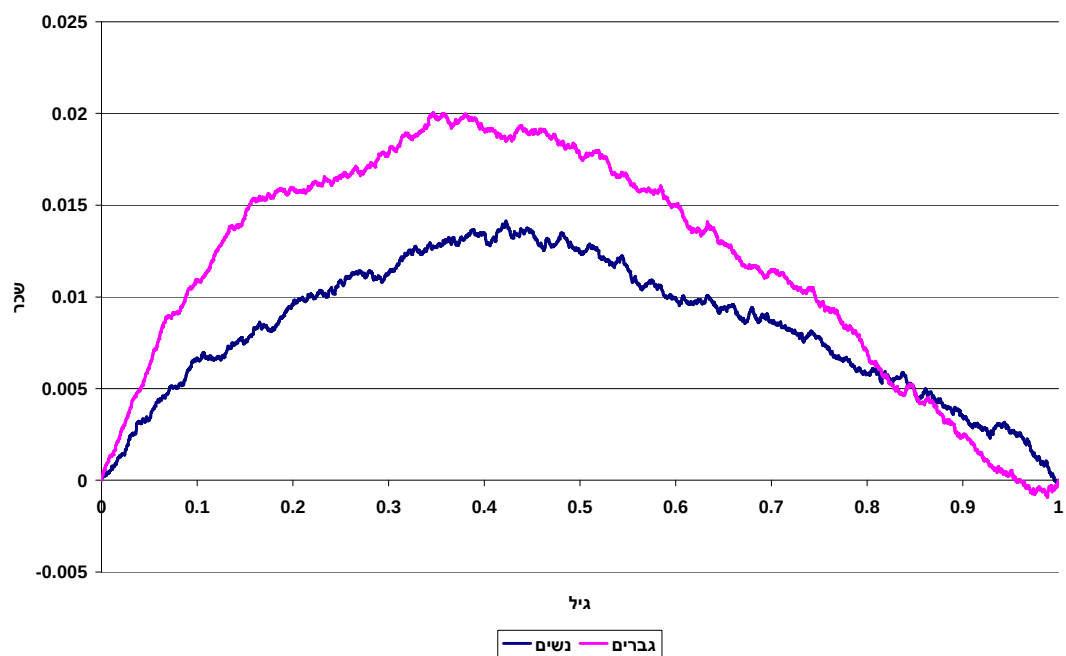
תרשים 30: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 1997



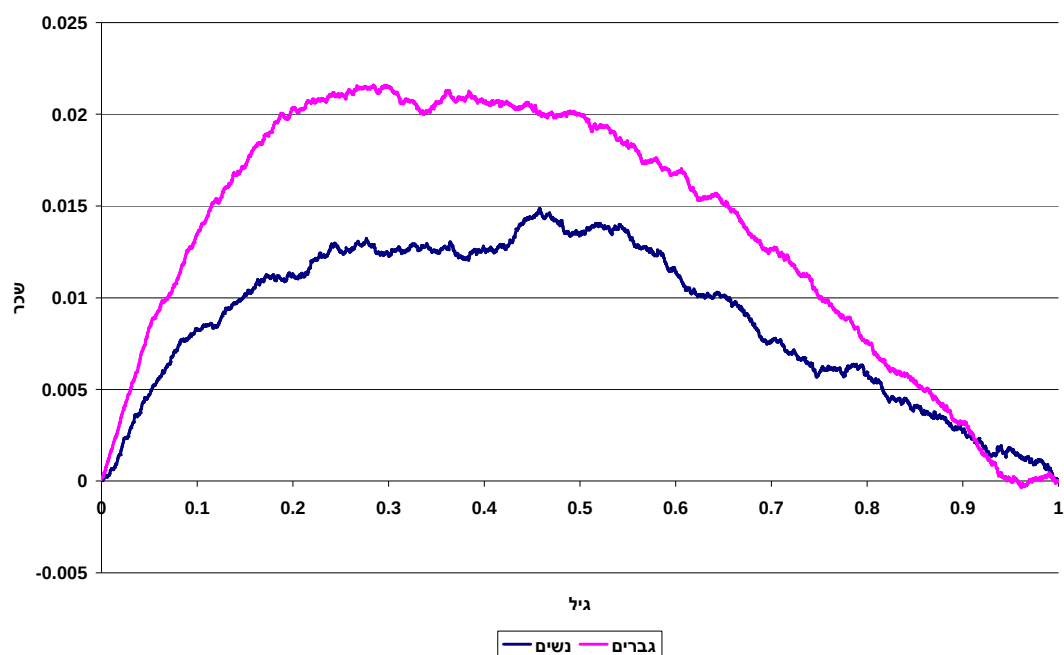
תרשים 31: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 1999



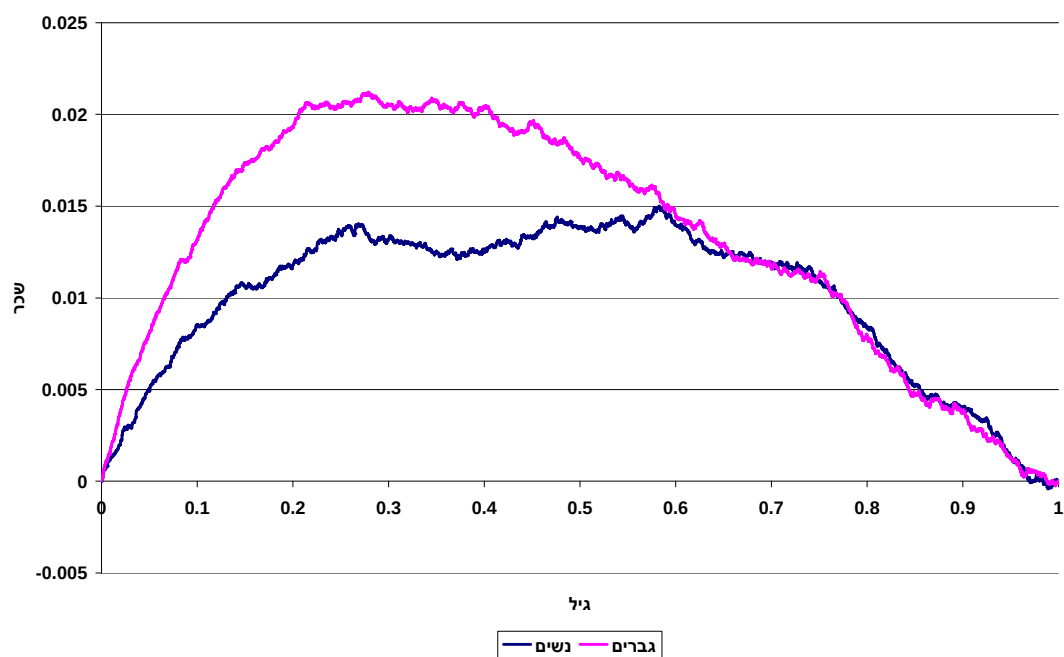
תרשים 32: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 2001



תרשים 33: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 2003



תרשים 34: עקומת NLMA בין הלוגריתם של השכר החודשי לגיל, שנת 2004



המסקנות המתקבלות מהסתכלות על התרשימים היא שהמסקנות המתקבלות מנתוני שנה אחת, שנת 2005 נשארות יציבות על פני השנים. אם כך אין רגישות של ממצאים לשינוי קטן בשנת החקירה.

Abstract

This aim of this paper is to present a graphical tool designed to detect the extent of the monotonic relationship between two variables. The illustration is based upon data that describes the relationship between age and participation in the labor market, hours of work, and earnings according to gender. The conclusions are as follows: there are prominent differences between the genders with regard to the relationship between age and (i) the participation in work force, (ii) the hours of work and (iii) earnings. When we are looking at salaries according to gender, we find among men, salaries increase during the early years of employment and then decline whereas among women, we find an increase during the early years, then a decline, and then an increase and a decline. The behavior and accumulation of experience over women's lifetime is different from that of men. A reasonable explanation to this difference in behavior is the burden of raising children which mostly falls upon women. This leads to a reduction of their participation in the work forces in the thirties, and/or a reduction in their hours of work thereby resulting in a less experience and lower salaries. Further research is needed to quantify the effect of this lack of experience on earnings.

Key words: Monotonic, Ordinary Least Squares, Gini Regression, Gender

Published by the Central Bureau of Statistics, 66 Kanfe Nesharim St.,

Corner Bachi St., P.O.B 34525, Jerusalem 91342, Israel

Tel. 972-2-6592666; Fax: 972-2-6521340

Internet Site: www.cbs.gov.il

E-Mail: info@cbs.gov.il

The Central Bureau of Statistics (CBS) encourages research based on CBS data. Publications of this research are not official publications of the CBS, and they have not undergone the review accorded official CBS publications. The opinions and conclusions expressed in these publications, including this one, are those of the authors and do not necessarily represent those of the CBS. Permission for republication in whole or part must be obtained from the authors.

66 Kanfey Nesharim, Corner Bachi St., P.O.B 34525, Jerusalem 91342, Israel,

Phone: 972-2-6592666 Fax: 972-2-6521340

Internet Site: www.cbs.gov.il E-mail: info@cbs.gov.il

WORKING PAPER SERIES

No. 46

Monotonic and Non Monotonic Relationships in the Labor Market.

Shlomo Yitzhaki

Yolanda Golan

July 2009