

**האם קיימת יריבות בין שוויון בחלוקת הכנסות להאפקחות כלכליות?
המקרה של ישראל**

מומן דהן
סדרת מאמרם לדיוון 93.05
יולי 1993

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

מחלקה מחקר, בנק ישראל, ת"ד 780, ירושלים 91007
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

מחלקה מחקר, בנק ישראל

מומן זהן

יולי 1993

האם קיימת ירייבות בין שוויון בחלוקת ההכנסות להתפתחות כלכלית?

: המקורה של ישראל

תמצית העבודה

עבודה זו מראה כי עקומת קוואץ, לפיו אי השוויון בחלוקת ההכנסות מתרחב בשלבייה הראשוניים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלבייה המאוחרים, תקפה למשך הישראלי לתקופה 1950 עד 1991. עוד נמצא כי עלית שיעור האבטלה מרחיבה את הערים בחלוקת ההכנסות, והשפעה זו גדולה מזו של האינפלציה שאף היא פועלת באותו כיוון. לעומת זאת נמצאה, כי תשומתי ההבראה פועלים, בזרך כלל, להגדיל את השוויון בחלוקת ההכנסות. לבסוף, לא נמצאה תמיכה להשערה שחוק שכר מינימום הביא לשיפור בחלוקת ההכנסות.

מחלקת המחקר, בנק ישראל

מומי דהן

יולי 1993

האם קיימת יריות בין שיוון בחלוקת הכנסות להתפתחות כלכלית?

: המקרה של ישראל

1. מבוא וסקירת ספרות

מטרתה המרכזית של עבודה זו היא לבדוק האם מתקיים במשק הישראלי השערת קוזץ לפיה אי השיוון מתרחב בשלבי הראשונים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלבי המאוחרים. בצד בדיקת השערת זו, נבחן גם את השפעתם של משתנים מקרו-כלכליים כמו שיעור האבטלה, שיעור האינפלציה ועוצמת מעורבות הממשלה על אי השיוון בחלוקת הכנסות בישראל. בדיקת השפעתם של משתנים אלו אינה מותבססת על מודל תיאורטי מסוים, ויש לראותה כחיפוש אחר סדריות אמפיריות שמתקיימות במשק הישראלי. המשק הישראלי מהויה מקורה מעניין בהקשר של בדיקות השערת קוזץ הויאל והוא עבר תהליכי מואץ של התפתחות כלכלית שימושיים אחרים עברו בתקופה ארוכה.

עבודה מקיפה על סוגיות אי השיוון בישראל נעשתה על ידי גינור (1983) אולם שאלת המחקר שתזוכה לדיוון כאן לא קיבלה CISוי בעבודה הנארחת מבחינת ההיוף, ההגדרה המפורשת של השאלה ו מבחינת הכללים הטכניים.

התוצאות נסਪת לאי השיוון מצויה בסזרה של שלושה מאמריט, שהתבססו על נתונים מס הכנסה, שבדקו את השלכות המערכת המסווי היישר על מידת אי השיוון בחלוקת הכנסות. בעבודה הראשונה (בן שושן, גבאי ו קופ, 1985) ניסו המחברים להניח בסיס מידע להגברת הצדוק האופקי במסווי היישר. בעבודה השנייה (גבאי ו גל, 1987) נבחנו מידת אי השיוון הבינלאומית בתעשייה ותרומות המסווי היישר לשיפור חלוקת הכנסות. נמצאuai שאי השיוון הבינלאומי פוחת בהתמדה ככל שרמת הרכנסה עולה; מידת אי השיוון גזולה יותר בסקטור

¹ תודות לヨシ ג'יברה, לヨסי זעירא, לשלה מאיצקי, לדניאל צידון ולקרנית פלוג על העורותיהם המועילות. תודה גם ליבבל תלמי על עזרתו הרבה במחקר.

המודרני לעומת הסקטור השמרני ומערכת המסוי היישור פרוגרסיבית למדי. בעובדה השלישי, שמהווה המשך של השניה בצרפת לתעשייה גם את הסקטור הפיננסי ועובדיה המדינה, התקבל שהשווין בקרב עובדי המדינה הוא הגבוה ביותר ולאחריו הסקטור הפיננסי ובמקום האחורי התעשייה. המשותף לכל העבוזות הוא ניתוח בנקודות זמן של רמת אי השוויון בהטפלגות ההכנסות. לעומת זאת העובדה שתובא כאן מתרכזת בהבנת סוגית זו לאורך זמן.

הקשר שבין התחלקות הכנסות להטפלות כלכלית היה מאז ומתמיד נתון לחלוקתן הן בתיאוריה הכלכלית והן בקרב ההיסטוריונים כלכליים. במקש שמתנהג לפי המודל הניאו-קלאסי החלטה על הקצאת גורמי הייצור נעשית בו זמינות עם חלוקת התוצר ומכאן שאין בתנאים הללו קשר בין שני המשתנים הללו. אולם במסגרת מודל הארוד-זומר (או קלדור), קיום נטייה שלילית לחסוך עולה עם ההכנסה מביא לכך שבReLU הכנסות גבוהות הם אלו שמספקים את המקורות להשקעה שמנעה את צמיחה, כך שמתיקים קשר שלילי בין התחלקות הכנסות לצמיחה כלכלית. לעומת זאת העובדות של קוונץ² (1955), (1963), (1967), הצבעו על קשר בזרות עיקומת הרכבה בין מידת אי השוויון בחלוקת הכנסות להטפלות כלכלית נתנו השראה למחקרים תיאורתיים ואמפיריים אחד.

המחקר האמפירי על עיקומת קוונץ הפתח בשני ערווצים: אמידה אקונומטרית על פי נתוני חתק רוחב של מספר מדינות ואמידה על פי נתוני סדרה עיתית של מדינות בודדות. בשניהם גם יחר מסבירים את מידת אי השוויון בחלוקת הכנסות על סמך הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש (בצורה ריבועית) שימוש שודד להטפלות כלכלית. אולם באמידות אקונומטריות על פי חתק רוחב הופיע בתוצר לנפש בין מדינות שונות משקף, מעבר להטפלות הכלכלית, גורמים יהודים לכל משך. אם כך, יש ספק אם נתוני חתק רוחב מתאימים להבנת ההיסטוריה הכלכלית באשר לבחינת הקשר בין מידת אי השוויון להטפלות כלכלית. הביטוי האקונומטרי של חולשה זו במחקרדים אלו הוא המידה הקטנה של השונות במדד אי השוויון שמוסברת על ידי המודד להטפלות כלכלית. אף על פי כן, בשל מגבלות נתונים ואיוכותם, מרבית המחקרדים שנעשו משתמשים ניתוח על פי נתוני חתק רוחב, ובכולם נמצא תימוכין לעיקומת קוונץ. כך למשל, Chenery and Syrquin, Adelman and Morris (1973)

² עיקומת קוונץ הפכה לחלק ממשחת הסדריות האמפיריות אף על פי שקוונץ הביא תימוכין אמפירי רק לחלק היורד של העקומה והשערה ביחס לחלק העולה של העקומה. קוונץ היה מודע לכך, יותר מאשר שכטבו אחרים, וביטהו לכך ניתן בסיסים המאמרים: "חמיישה אחוזים מהניר הם אמפיריים ותשיעים וחמיישה אחוזים ספקולציה" ... (קוונץ, 1955). לפיכך, מודיעיק יותר להשתמש במונח "השערת קוונץ".

(1975) , (1977), Ahluwalia (1989). לסקירת ספרות ראה Bacha. Adelman and Robinson (1976) . חלק מחקרים אלו הגיעים לבחירת המדגם כמו למשל בעבודה של Ahluwalia (1976); הוצאת 14 מדינות מפותחות מהمدגם שומטת את הבסיס להשערה קוזץ.

מעבר לבזיקת השערה קוזץ, העובדות הטיפוסיות שיוצאות מספרות זו [ראה, (1973) Paukert] הן שאין קשר סטטיסטי מובהק בין שיעור הצמיחה (הבו זמני) למzd איזיון; התורבות שיעור ההשתתפות של האוכלוסייה בחינוך מגבירה את השינוי בחלוקת ההכנסות, וכן דעת השפעה מועטה להתערבות ממשתית על מידת איזיון בחלוקת ההכנסות ברוטו [ראה (1986) Papaneck and Kyn] או בתיאורו הצירוי של Bacha "...המשנות נראות יותר כעקבם מאשר כפונקציית המבנאים וההיסטוריה האחראים לקשר שבין התפתחות כלכלית למzd איזיון"... חיזוק מהלקבעה או נתן למציא בעבודה שמתקיימת עكومת קוזץ עבור חלק מהמדינות שנחקרו למזרות שכל מדינה נקודה במדיניות שונה. אולם מידת השיפוע ונקודת המפנה של עكومת קוזץ שונות מדינה למדינה מה שמצבעו אולי על השפעה מסוימת של המדיניות.

המחקרדים שימושיים לטורה עיתית אינם סובלים מהגבלה שהזוכה לעיל אך גם אינם מראים על תמייה גורפת כמו קודם בהשערה קוזץ. בעבודה של Soltow (1968) על בריטניה לאורך תקופה ארוכה למדי נמצא שמידת איזיון נשarraה ללא שינוי מאז 1436 ועד מלחמת העולם השנייה למעט "הפרעות" לתקופות קצרות, ואחרי תקופה זו חלה ירידת חריפה באיזיון. כך גם במחקר מאד יהודי של Soltow (1965) על עשר ערים בנוורוגיה לתקופה 1840-1860, נמצא ירידת מתמשכת באיזיון למעט "הפרעה" בשפל של שנות השלושים. באופן סמוני הוא הניח שגיל המשק והוא מזד להתפתחות כלכלית. אותה תמורה מתקבלת אם משתמשים על הנתונים של אורה"ב לתקופה 1929 עד 1958 (Kravis 1962), לפיו יש ירידת מתמשכת במידת איזיון. לעומת זאת מחקרים מאוחרים יותר של Williamson, Lindert and Williamson, (1985) (1989) ואחרים מראים בבירור על קיומה של השערה קוזץ לגבי חמיש מדיניות אירופיות וארצות הברית.

מרבית המחקרדים שהזכו נקטו בגישה של אמידה אקונומטרית ישירה שלא התבسطה על מודל תיאורתי. יתר על כן, בדרך כלל לא היה אפילו ניסיון להתחקות אחר הגורמים שמסבירים את התופעות האמפיריות.

המחקר התיאורטי שעוסק בקשר שבין התחלקות הכנסות לצמיחה כלכלית קיבל תנופה מחודשת בשנים

האחרונות ומתבطة בפרסום של מספר מחקרים מרתkipim.³ מעבודות אלו מתΚבל על פי רוב קשר מונוטוני בין מידת אי השיוון להטבות כלכלית (או צמיחה כלכלית) בניגוד לממצא של קוזנצ. כך למשל, בעבודות של Galor and Zeira (1993) Alesina and Rodrik (1991) ושל Greenwood and Jovanovic (1990) ושל Tsiddon (1992) מציעות מכנים כלכליות. לעומת זאת, העבודות של Galor and Tsiddon (1992) ושל Alesina and Rodrik (1991) מושגניות של המוסדות הפיננסיים, ואילו העבוצה השנייה מבוססת על הטעחות ההון האנושי לאורך מסלול הצמיחה.

³ העבודות המאוחרות בתהום זה מתחלקות באופן סכמטי לשושן גישות עיקריות : גישת חוסר שכול בשוק ההון עימה נמנים Galor and Zeira (1993), Aghion & Bolton (1991), כמו גם ; Banerjee & Newman (1991), Person and ,Perotti (1991), Alesina and Rodrik (1991) ; גישת הכלכלת הפוליטית (התערבות הממשלה) שכוללת את Glomm and Ravikumar (1992) ; Tabellini (1991) (1991) ,Durlauf (1992) ;ogiom and Ravikumar (1992) ;Benabu .

2. בסיס הנתונים והערות מתודולוגיות

סקורי הכנסות שכיריים וסקרי הוצאות המשפחה לתקופה 1950 עד 1991 מהווים את הבסיס לחישוב מדד ג'יני שmbטוא את מידת אי השיוון בחלוקת ההכנסות. היחידה הכלכלית עליה מבוססת החישוב הינה משק הבית כאשר הכנסות הכספיות ברוטו⁴ מורכבת מהכנסות כל בני המשפחה מעובודה שכירה לפני הורות וኒוכוים למיניהם (מס הכנסה, ביטוח לאומי וכו'), מעובודה עצמאית, מרכוש, מריבית ודיבונזות, מתמיינות ומיקיצבות מסוימות ומפרטים, מפנסיות ומכל הכנסה שוטפת אחרת⁵. סקרי הכנסות מתיחסים לשכירים בלבד אולם נראה שגם אינה מוגבלה חריפה, שכן סביר להניח שהעשירות העליונות זוכים לשכר שכולל מרכיב שמתואם עם הרוחחים, כך שהתפתחות התפלגות הכנסות על פני זמן בקרב שכירים מייצגת במידה מסוימת את השינויים בהתפלגות הכנסות של האוכלוסייה שכוללת גם עצמאיים. מוגבלה זו רלוונטיות יותר לנבי רמת אי השיוון באשר לשלוב העצמאיים מעליה את אי השיוון (אבן שושן, גבאי וקובף 1985), אם כי היא עשויה להוות מוגבלה אם משקל העצמאיים באוכלוסייה אינזוגני לפעולות הכלכלית. לפי בזיקה ראשונית, על סמך סקר הכנסות, נמצא שמשקל משקי הבית השכירים אינם תלוי באופן מובהק ברמת הפעולות הכלכלית. אוכלוסיית המדגם בסקר הכנסות מייצגת כ-80 אחוזים מאוכלוסיית השכירים. מדד אי השיוון מחושב רק למשקי הבית הראשי המשפחה עבד, ככלומר התפלגות הכנסות אינה כוללת את משקי הבית הראשי המשפחה שאינם שייך לכך העבודה או שאינו עובד. כך, ההרכב הדמוגרפי קבוע בקירוב, ועל כן אינם מהוות מקור לשינויים בהתפלגות הכנסות. סביר להניח, שהכבלת האוכלוסייה שאינה עובדת תביא להעלאת רמת אי השיוון בחלוקת הכנסות אולם לא ברור כיצד יושפע התוואי על פני זמן. בכל מקרה, אין נתונים לתקופה ארוכה של התפלגות הכנסות לגבי האוכלוסייה שכוללת גם את משקי הבית הראשי המשפחה שאינם עובד. לפי קוונץ (1955), עדיף להתרכז בהבנת התפתחות על פני זמן של אי השיוון בהכנסה הכלכלית ולהוציא את המשפחות שהכנסות השוטפות העיקרית בהא מושלומי העברה (תשולמי פנסיה) או מעובודה חלקלית (סטודנטים). כמו כן, בשל מגבלות נתונים

⁴ במהלך התקופה הנספרת חלו שינויים בהטבות שניתנו בגין ילדים. באופן כללי, היה מעבר משרות זיכויים שהשפעה על הכנסה נטו לשיטת קצבאות ילדים שהשפעה על הכנסות ברוטו. מעבר זה יוצר שבר בסדרה של מדד ג'יני מפני שהוא מביא לשיפור בחלוקת הכנסות ברוטו גם אם לא חל כל שינוי בחלוקת הכנסות נטו והוא ניטרלי מבחינה תקציבית. יש לציין, שישנו מינמלי זה הביא לשיפור בחלוקת הכנסות נטו (שורן, 1988). משתנה דמי לשנת 1976 - שנת המעבר. נמצא בלתי מובהק, ומכאן שעוצמת השבר בסדרה זניחה.

⁵ לא נכללים תקבולים חד פעמיים כגון: ירושה, פיצויים וכו'. אף לא נעשו זקיפות עבור הכנסות הנbowות משימוש בדירות עצמי, או עבור סוגים שונים של הכנסות בעין.

לא ניתן לחשב מודד אי שיוון שיקח בחשבון את מספר הנפשות בכל משפחה, וממילא לא ניתן לעשות כן לנפש סטנדרטית לאורך תקופה ארוכה, כפי שנדרש לצורך העבודה זו.

בנוסף לטיעיות דגימה, יש בסקר - המתבסס על דיווח של משקי הבית - גם טעות בתשובות המרואינים המשפיעות על מהימנות הנתונים. מקורן של טיעיות אלו הוא באית דיוקן הנחקרים על כל מקומות העבודה; דיוקן של הכנסות בן משפחה מסוים על ידי בן משפחה אחר, ציון נתונים מזמן ההזיכרון ולא באמצעות תלווי משכורת, אי-רצון להשיפה וכו'. מגבלת מהימנות זו עשויה להיות תקפה לנתחים שמתיחסים לרמת ההכנסה, ואולם מגבלה זו נחלשת כאשר עוברים להתפלגות הכנסות, אלא אם כן שיעור הטיעות שונה באופן משמעותי עם השתנות רמת ההכנסה. במסגרת סקר הכנסות לשנים 1965 עד 1967 נבדקה מהימנות הנתונים ונמצא כי שיעור ההטייה בקרב שכירים היה 15 אחוזים וכן שגורת ההתפלגות של קבוצות שכירים שונות נשמרות למרות ההטייה. מגבלה זו כמעט נעלמת כאשר מתייחסים להתפתחות על פני זמן של התפלגות הכנסות, אלא אם כן חלים שינויים מרחיקי לכת בשיעור הטיעות על פני זמן.

בעיה נוספת הייתה הימנויים שהלו לאורך השנים בהגדות ובשיטות סקר הכנסות (לديון בסוגייה זו ראה דוח הועזה לביקורת והתפתחות בכנסות ובפער הסוציאלי 1971). לא לעמוד בכך על כל השינויים בהגדות שנעשו אבל אצין אחדים מהם. ראשית, מודד ג'יני לשנת 1950. שקרה על רמה נמוכה למדי של אי השיוון. חשוב על סמך מדים שככל רק משפחאות שכירים בעלות שתי נפשות ומעלה בשמונה ערים ולכן יציג אוכלוסייה הומוגנית יותר מאשר כלל אוכלוסיית השכירים העירונית. גורם נוסף שפועל לצמצום אי השיוון באותה תקופה, הייתה מדיניות הצנע, שלוותה בקיוב ובפיקוח על מחירים ושכר וշודזה את הקפאות או צמצום של הפשי השכירות. שנית, בסיס הנתונים כולל גם את חישוב מודד ג'יני לחלוקת הכנסות לשנים 1950-64, על אף שנעשה על סמך נתוני סקרי הוצאות המשפחה⁶. לבסוף, החל משנת 1985 החל שינוי בשיטת סקר הכנסות; עד לסקר 1984 התבקשו המשפחות לדוח על הכנסותיהן, לגבי השנה שנסתיריהם בחודש שלפניboa הפקד למשפחה. לגבי שנים אלו, הנתונים עובדו על בסיס שנתי והוצעו במונחים שנתיים. החל משנת 1985, נשאלו המשפחות על הכנסותיהן בשלושת החודשים האחרונים שלפניboa הפקד למשפחה, והנתונים מוצגים על בסיס חודשי.

⁶ מהעבודות של חנוֹק (1961) ושל בן שחר (1961) עולה, שעל אף ההסתיגויות ניתן להשתמש בנתונים אלו. עוד נוסף, שמדד אי השיוון שנמדדו לשנים 1926 ו- 1939 היו 0.191 ו- 0.224, בהתאמה (גינור, 1983).

⁷ לדיוון במקבילות ההשוואה של נתוני חלוקת הכנסות מסקרי הוצאות המשפחה לנתחי חלוקת הכנסות מסקרי הכנסות שכירים ראה דוח הועזה 1966.

הבדלים אלו מקשים על השוואת בין השנים ביחס לרמות הרכנסה בין נתונים מסקרים והכנסות לשנים 1985 עד 1990 לאלו של השנים הקודמות, אולם הביעיות מועממתת לגבי השוואת התפלגות הכנסה על פני זמן. אומנם בחרית משתנה התחלקות הרכנסה רלוונטי לבדיקה השערת קואץ, אך יש להעיר כי באופן כללי התועלת היא המשטנה הרלוונטי לצורך בחינות הפערים בין פרטיטים שונים, אולם אין מודדים כמוותיים שימושיים את התפלגות התועלות. לצורך קירוב, ניתן לבחור את התפלגות הצריכה הפרטיט אולם היאiska בשתי בעיות: צריכת מוצרים ושירותים ציבוריים אינה חלק מהצריכה הפרטיט, וחלוקת הצריכה הפרטיט אינה מביאה בחשבון יצור לצריכה עצמית. יחד עם זאת הצריכה הפרטיט משקפת, במידה ניכרת, את הרכנסה והחלקות הצריכה מעידה, במידה רבה, על התחלקות הרכנסה. התוצאות המקוריות בהכנסה עקב מחלת, פגעי טבע וכוכ' אינן משפיעות באופן מכריע על הרוגלי הצריכה, ולכן או משקפת את הרכנסה הפרמננטית. לפיכך ניתן לטעון שחלוקת הצריכה הפרטיט רלוונטי יותר מחלוקת הרכנסה. לשנים 1950 עד 1968 אין בידינו נתונים מלאים לגבי התפלגות הצריכה לפי עשרוניים, ולכן לא ניתן בשנים אלו להשוות בין ממד ג'יני לחלוקת הרכנסה לממד ג'יני לחלוקת הצריכה הפרטיט. מתוך לוח 1, שمرאה את ההשוואה לשנים 1968/69 עד 7/1986 מתברר, כי ההסתברות על פני זמן של ממד ג'יני לחלוקת הצריכה הפרטיט קרויה למדי להסתברות ממד ג'יני לחלוקת הרכנסה. כמו כן, ניתן לראות כי ממד ג'יני לחלוקת הצריכה נזוק מזה של חלוקת הרכנסה, וזה יכול להתיישב עם ירידת הנטייה השולית לצורך עם עליית הרכנסה. בנוסף לכך, התחלקות הצריכה הפרטיט משקפת את המחלקות הרכנסה הנקיה, ככלומר בניכוי מסוים ישירים, ולכן היא מראה על אי שיוון קטן יותר מזה הקיים בהחלקות הרכנסה הגולמיות בשל פרוגרסיביות המסים הישירים. מאפיינים אלו יש בהם כדי להגבר את אמינות נתוני הסדרה העיתית של הרכנסה שכן סקרי הוצאות המשפחה בעלי אמינות גבוהה.

לוח 1 : מדדי ג'יני לשנים 1968/69 עד 1986/7

<u>לצורך פרטיט</u>	<u>להכנסות ברוטו</u>	<u>שנה</u>
0.248	0.312	1968/69
0.207	0.289	1975/76
0.241	0.320	1979/80
0.250	0.323	1986/87

3. התוצאות

א. השערת קואץ

מודעים להסתיגיות על הנזונים, שימושותם של הסטטיסטיות ביתר מדינות העולם, נגש לדיוון בתוצאות שמצגות בלוחות ובדיאגרמות שמויפות בנספח. סעיף זה מורכב משני חלקים: החלק הראשון יוקדש לדיוון באמידה אמפירית של השערת קוונץ, והחלק השני ידוע בהשפעת משתנים מקרו-כלכליים נוספים על אי השיוון. חלוקה זו מבטאת את הניסיון להפריד בין אמידה אמפירית של השפעות משתנים מקרו כלכליים שמייצגים את המגמה של הטווח הארוך (התפתחות הכלכלית) לבין אמידת השפעת משתנים כלכליים שבטאים את הסטייה מן המגמה - שינויים בעלי אופי מחזורי. בחינת השערת קוונץ, לפחות אי השיוון בחלוקת הנקודות מתרכז בשלבים הראשונים של ההתפתחות הכלכלית ומתכווץ בשלבי המאוחרים, ניתנת לבדיקה על ידי ה"מודל" הבא:

$$(1) \quad GINI = \alpha + \beta \ln GDP + \gamma (\ln GDP)^2$$

כאשר המשתנה המוסבר הוא מדד ג'יני (GINI) והמשתנים המסבירים כוללים את הצורה הריבועית של הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש, $\ln GDP$ כמדד להתפתחות כלכלית, כפי שמקובל בספרות. באופן גרפי, השערת קוונץ נראית כעקבות γ הפוכה כאשר על הציר האנכי מופיע מדד אי השיוון ועל הציר האופקי מופיע מדד להתפתחות כלכלית. לא נדחה את השערת קוונץ אם הסימן של β יהיה חיובי והסימן של γ יהיה שלילי ומוקדי הרגסיה יהיו מוברכים.

לפי התוצאות שמויפות במשואה 2 ובלוח 2 מתקבלת תמונה ברורה למדוי. מאמידת המשואה לעיל מתקבל סימן חיובי מובהק למדוד המודד להתפתחות כלכלית וסימן שלילי מובהק למדד זה ברכיבו. ככלומר השערת קוונץ מתקיימת במשק הישראלי לתקופה 1950 עד 1991, ויש בכך לסתור קיומו של קשר מונוטוני - סיוע או ירידות - בין שיוון בחלוקת הנקודות להתפתחות כלכלית. אולם רגסיה זו סובלת ממתאם סדרתי, שכן הערך של A.D. נמוך בהרבה מ-2 (לוח 2). קיומו של מתאם סדרתי מחייב את המסקנה שקיבלנו, מפני שהאומדן לסטטיסטית התקן של המקדים נמוך מסטטיסטית התקן האמיתית, דהיינו, תוצאות הרגסיה נותנות תמונה אופטימית מדי. תיקון המתאים הסדרתי על ידי הוספת המשתנה המוסבר בפיגור כמשתנה מסביר יוצרת קושי

בלתי מבוטל כיון שהנתונים לגבי מודד ג'יני אינם רציפים. במקרה זה ירד מספר דרגות החופש שבע - שש תוצאות ומשתנה מסביר נוסף - והאמידה תפסה על תקופה חשובה מבחינה היסטורית כלכלית, קרי שנות הרהミשים. הכללת משתנים מסוימים נוספים פותרת את בעיית המתאם הסדרתי (ראה בהמשך, משווהה 3).

אמידות משווהה (1) הניבת התוצאות להלן:

$$(2) \quad GINI = \frac{-8.22}{-3.2} + \frac{1.76}{3.22} \ln GDP - \frac{0.09}{-3.12} (\ln GDP)^2$$

כאשר ערכי $\ln GDP$ מתחת מקדמי הרוגסיה.

על סמך תוצאות⁸ אלו ניתן לחשב בקלות את רמת התוצר לנפש שmbיאת לשיא את אי השיוון בחלוקת ההכנסות; השיא מתקיים בתוצר לנפש של כ-16700 שקל (במחצית 1990), וזהו רמה הקורובה לתוצר לנפש שהיה בשנת 1971.

יש לציין, כפי שניתן לראות מלוח 2, שהتوزעות האיקוטיות נשאות ללא שינוי גם כאשר מנסים מודדים אחרים לאי שיוון כמו אחוז ההכנסה שמצו בידי שני העשירונים העליונים או אחוז ההכנסה המצו בידי ארבעת העשירונים התחתונים. סימני המקדים שמתקבלים ברוגסיה כוללת את מודד ג'יני כמשתנה מושבר זהים לאלו של שני עשירונים העליונים כמשתנה מושבר, ומתחלפים כאשר המודד לאי השיוון הוא ארבעת העשירונים התחתונים.

בחלק מחקרים שניסו לבדוק את קיומה של השערת קוזנצ' על בסיס נתונים סדרה עיתית (Soltow, 1968) השתמשו בהציג גרפית או באמצעות לוחות (במקום רגרסיות) כאשר באופן מרווח הופיע גיל המשק כמודד להסתירות כלכלית. בעבודה זו נוסתה גם רגרסיה בעלת צורה ריבועית של גיל המשק (הזמן) כמודד להסתירות כלכלית במקום הלוגריתם הטבעי של התוצר לנפש, ועובדזה זו לא השפיעה על התוצאות. אותן הדברים אמרו לגבי התוצר לנפש (במקום הלוגריתם של התוצר לנפש) כמודד להסתירות כלכלית.

ניסוח משווהה (1), לפיו הצד ימין מופיע מודד ג'יני ובצד שמאל ההכנסה המוצעת, מונע את יכולת לקבוע את תקופת השערת קוזנצ' על סמך תוצאות הרוגסיה אם מניחים שההכנסה מתפלגת לוג-נורמלית. מתכוונות

⁸ מודד ג'יני חסום בין אפס לאחד ורגרסיה מסוג זה אינה מבטיחה שיטקיים תנאי זה. ניתן להرجץ רוגסיה שתבטיח מראו שמדובר יהיה חסום אולם העדפת צורה פונקציונלית שמאפשרת לשמור את הפירוש הכלכלי. ניתוח רגישות לתוצאות מראה (לוח 6) שמודד ג'יני יתרוגן מן התוחם רק עבור ערכיהם מאוד קיצוניים (אם בכלל) של המשתנים המסבירים.

התפלגות לוג-נורמלית אנו למדים שהשונות היא פונקציה של הממוצע וכן קיים קשר ישיר בין מדד ג'יני לשונות, ומכאן ברור שמדד ג'יני הוא פונקציה של הממוצע (Aitchison and Brown, 1957). לפיכך קשר חובי בין מדד ג'יני להכנסה הממוצעת אינו מעיד בהכרח על קשר כלכלי. אולם ההתפלגות משתמשת מרבבית המחקרים החדשניים בתחום זה אינה מתישבת עם ההתפלגות לוג-נורמלית, ובכך יש לחזק את אלו המערערים על תקפותו של חוק פארטו (פארטו אסף נתונים לגבי אנגליה, מספר ערים באיטליה, מספר איזוריים בגרמניה, פריס ופריז ומצא כי התפלגות ההכנסות בכל המדינות היא לוג-נורמלית). דיוון מעוניין בויכוח על חוק פארטו מצוי ב-1992-Persky.

מגבלת הנתונים מציבה קשיי רב לבחינה אמפירית של המודלים התייאורטיים שמציעים מגנון כלכלי שמסביר את קיומה של עקומת קוונץ. כך למשל, המודל של גלאור ציון (1992) מחייב נתונים לגבי התפתחות ההכנסה של שושלות (אבות וبنיהם) לפי חarakτר של הון אנושי ומעקב אחרי פרטיים לאורך זמן נתונים אלו אינם נמצאים בישראל. יתר על כן, מחקר זה כמו מחקרים אחרים בסוגייה זו הוא כה רענן שעדיין מוקדם מכדי לעורך בחינה אמפירית של מודל זה או אחר.

חשיבות העיר כי, אין להשתמש בתוצאות אלו לניבו העתיד הכלכלי ועוממת קוונץ אינה תופעה לאורך זמן בלתי מוגבל אלא מתאימה למשך בתקופה שעברו תהליכי התפתחות כלכלית ממשוער, דהיינו, מעבר ממשק מתפתח למפותח. לאחר המעבר אין מקום להניח להמשך קיומה של עוקמת קוונץ.

ב. תנוזות מחוירות, מדיניות פיסקאלית ואי שיוון

הסעיף הקודם התמקד בהשפעות של הרהתקפות הכלכלי, שmbטאת את המגמה של הטווח הארוך, ואילו הסעיף הזה יתרכז בהשפעות של משתנים בעלי אופי מחוירות כמו אבטלה ואיינפלציה. נעשו מספר רב של ניסיונות כדי ללמוד על הצורה הפונקציונלית של משווהת הרוגיסיה, כאשר המשותף לכלם הוא שילוב של משתנה שմש�� את המגמה של הטווח הארוך ביחס למשתנים בעלי אופי מחוירות שבטים מאן המגמה. כמשמעותה מגמה שימושו לחילופין, עוקמת קוונץ, הצורה הריבועית של הלוגריתם הטבעי של התוצר (ראה לוח 3), הלוגריתם הטבעי של התוצר בלבד (ראה לוח 4), הזמן (גם בצורה ריבועית) וממוצע נוע של התוצר לנפש על פני ארבע שנים. כדי להקל על הצגת התוצאות, מובאות כאן שתי הצורות הפונקציונליות הראשונות שכן התוצאות האיכותיות נשארות כמעט ללא שינוי.

בניגוד להשערה קוונץ שמצוינה בפני החוקר השערת אפס, המשתנים המסבירים שנסקור בעת לא זכו

لتיאוריה שמצויה השערת אפס. לפיכך, אמידת משואה 3, שתעשה בהמשך, תהיה בבחינת "ישחקו הנתונים פנינו". ככלומר יש לראות בעובזה או ניטין ללמידה באמצעות הנתונים והרצת רגסיות על "העובדות הטיפוסיות" (stylized facts) למשק הישראלי, שאין מידע בחרוח על קשר סיבתי בין המשתנים וזוקקים. כמובן, שנבחרו משתנים מסבירים שיש בהם עניין ואולי הסבר להסתהות אי השיוון בחלוקת הרכנסות על פני זמן. ניתן ללמידה מוחזאות אלו על העתיד אם מוצאים גם ציוק תיאורטי linkage שמצא.

לצורך שילוב תיאור המגמה (השערת קוזנצ') עם אמידת השפעתם של משתנים מקורי-כלכליים בעלי אופי מהזרי ומשתני מדיניות נאמדה המשווה הבאה:

$$(3) GINI = a + b \ln GDP + c (\ln GDP)^2 + \sum d_i X_i$$

כאשר i מבטא וקטור של מקודמים של וקטור המשתנים המסבירים X , כאשר וקטור המשתנים המסבירים מתחלף כל פעם.

שני המשתנים המסבירים שזכו לתשומת הלב המרובה ביותר בספרות הם שיעור האבטלה ושיעור האינפלציה ואינם נסקור תחילה. יש להעיר כבר בשלב זה, כי קיומו של קשר כלשהו בין שיעור האבטלה לשיעור האינפלציה - למשל עקומת פיליפט - עלול לגרום להבדלים השוניים של מקדמי הרגסיטה, אולם אם מקדמי הרגסיטה מובהקים ניתן להתעלם מבעיה זו. עם זאת, הקורלציה בין שני המשתנים הללו היא נמוכה מאוד (0.01).

שינויים בשיעור האבטלה יכולים לפגוע בכל שכבות ההכנסה למרות שנראה על פניו, כי המועסקים משתמשים לעשרוניהם התחתיונים הם אלו שיסבלו בעיתות משבר בתעסוקה. באופן תיאורטי, ניתן שהבטלה נובעת מצמצום בביקושים למוציאים עתירי הון אנושי, ואז הפגיעה במועסקים בעלי הכנסות גבוהות תהיה חריפה יותר ואי השיוון יצטמצם, ואילו העשרונים התחתיונים יסבלו יותר אם יפגעו הביקושים למוציאים עתירי עבודה פשוטה. בעבודה של Zeira, 1992, מוצע מגנון כלכלי לפיו לאורן תהליכי הצמיחה נוצרת באופן אינדוגני החלפת עובדים פשוטים במכונות, וכך האבטלה פוגעת רק באלו המציגים בעשרונים התחתיונים.

מלוחות 3 ו-4 עולה, כי קיים קשר חיובי מובהק בין שיעור האבטלה למידות אי השיוון בחלוקת ההכנסות. פירשו של דבר, שביתות משבר בתעסוקה מבחן היחס של העשרונים התחתיונים מושע באופן חד

משמעותי. עוד רואים, כי בעוד שהאבטלה מצמצמת את חלוקם בהכנסה של ארבעת העשירונים התוחטנים חלקם של שני העשירונים העליונים גדול. תוצאה דומה התקבלה בארצות הברית (Blinder and Esaki, 1978), בבריטניה (Nolan, 1988), בפיליפינים (Blejer and Guerreo, 1990) ובשוודיה (Bjorklund, 1991). מעניין לציין בהקשר זה, כי לא נמצא קשר מובהק בין שיעור הצמיחה למידת אי השיוון (loth 3) בהזמה למחקרים מוקדמים שנעשו בספרות של התפתחות כלכלית (Abdullah, 1976). לאחרונה, פורסמו מספר עבודות בהן נמצא קשר שלילי בין השנים (Perrson and Tabellini, 1991), אך הן נתונות לביקורת חריפה (Perotti, 1992). מקובל לחשב, ששנות גיאות בפעילות הכלכלית מאופיינות בשיוון גדול, ואילו שנות של פל מלוות בהרעת השיוון בחלוקת ההכנסות, ואולם מהתוצאות אלו אנו למדים שטענה זו תלוייה אם מגדירים שפל או גיאות בפעילות הכלכלית במונחי שיעור צמיחה או במונחי שיעור אבטלה.

הדיון בהשפעת שיעור האבטלה על אי השיוון בחלוקת ההכנסות של שכירים יהיה חסר ללא התייחסות לבתים מועסקים. ככל שאוכלוסיית המובטלים גדלה כך גדל מספר האנשים שהכנסתם אפס לפני חוק דמי אבטלה והכנסה מצמצמת לאחורי. עליית שיעור האבטלה תביא להרחבת אי השיוון אם אוכלוסיית המובטלים באה בעיקר מקרב בעלי ההכנסות הנמוכות. מסקר כח אדם אנו למדים שאחד המאפיינים הבולטים הוא שקיים מתאם חזק יותר בין שיעור האבטלה של מעוטי השכלה (לעומת בעלי השכלה גבוהה) לשיעור האבטלה הממוצע, בנוסף למשמעות הגובה של בעלי ההשכלה הנמוכה (שמתואמת עם הכנסה) בקרב הבתים מועסקים. יוצא איפוא, שההתוצאה לפיה עלייה בשיעור האבטלה מביאה לגידול באי השיוון מכבלת משנה ותוקף אם מוסיפים את אוכלוסיית הבתים מועסקים.

שיעור האינפלציה הוא משתנה נוסף בעל אופי מחזורי עשוי להשפיע על התפלגות הכנסות. למיטב ידיעתי, אין תיאוריה שקשורת את מידת אי השיוון בחלוקת ההכנסות לשיעור האינפלציה. עם זאת עבודה תיאורטית של זהן (1989) שdone באופן חלקי בסוגיה זו על הקשר בין מס אינפלציה לאי שיוון בחלוקת הכנסות הראתה כי בשל יכולת מוגבלת של העשירונים התוחטנים להגן על כספם מפני שחיקה אינפלציונית הם נושאים יותר בנטל מס האינפלציה, וכך נוצר קשר חיובי בין שיעור האינפלציה לאי השיוון.

מלוחות 3 ו-4 ניתן לראות שណמצא קשר חיובי מובהק בין שיעור האינפלציה למדד אי השיוון⁹, דבר

⁹ יש לציין, כי משתנה דמי לשנת 1984 לא נמצא מובהק. נעשה גם ניסיון לבדוק אם בנוסף לשיעור האינפלציה השינוי בשיעור האינפלציה, כאנדיקטור למרכיב הבתים צפוי בעליית המחרירים, משפיע על התפלגות הכנסות, ומשתנה זה נמצא בלתה מובהק.

שמעיד על אי יכולתם של העשירונים התחטוניים להתחמק משחיקה ייחסית של הכנסתם. תוצאה זו עקבית עם העבודה של ארטשטיין ווסמן (1991) בה נמצא, כי סטיטית התקן של השינויים בשכר גדרה עם האצת האינפלציה בשנים 1984 ו-1985 והצטמזה בתקופה שלאחר תוכנית הייצוב, וגם עם העבודה של אוסמן וזכאי (1983) שהראהה, כי מבנה השכר בסקטור הציבורי נעשה פחות שיווני עם עליית שיעור האינפלציה.

תוצאה זו מעוררת מחלוקת לאור הסכמי השכר שנחתמו בין העובדים למעסיקים. לאורך תקופה ארוכה נקבע בהstem תוספת תחום עליון של שכר המזאה בתוספת יוקר, זהינו, שיעור ההצמדה למעשה של המשכורות הגבירות היה נמוך מהשיעור המוצחר (לויtan, 1982). האיגודים המकצועים דאגו להטיה פרוגרטיבית של הסכם תוספת היוקר שאמורה הייתה לפעול לצמצום אי השיוון ככל שעולה שיעור האינפלציה. על סמך תוכנות עבודה זו, ניתן להסביר שהטיה הprogרטיבית של הסכם תוספת היוקר לא תומגה למעשה והאינפלציה אף מילאה תפקידו של מס רגרטיבי. הסבר אפשרי לכך, הוא שבקרוב בעלי המשכורות הנמוכות מילא הסכם תוספת היוקר תפקיד מרכזי בעליית השכר. וזהمنع רק באופן חלקית שחיקת השכר הריאלי, ואילו השינויים בשכרם של אוכלוסיית העשירונים הגבוהים הוכתבו יותר על פי חזים אישיים שהגנו טוב יותר מפני עליות מחירים.

הסבר נוסף לתוצאה זו הוא שהענפים בהם רמת האיגודיות נמוכה- כמו ענף הבניה וענף המסחר והשירותים מאופיינים בשכר נמוך יחסית לענפים המאוגדים. זהו ביוטו לכשר המיקוח המוגבל של עובדים אלו שימושיים גם לגבי יכולתם להגן על שכרם מפני שחיקה אינפלציונית וגם מפני שינוים בשכר בעיתות של אבטלה. טיעון זה פחות לרווונטי לגבי אוכלוסיית העשירונים הגבוהים שכן הם בדרך כלל אינם שייכים לאיגוד כלשהו.

ראוי לציין, כי שיטת סקר הכנסתות עשויה ליצור קשר חיובי טכני בין האינפלציה לאי השיוון. כל סקר הכנסתות שנתי מורכב מרבעה סקרים רבע שנתיים. המרואיאנים נשאלים לגבי הכנסתם בשנה שנסתיימה בחודש שלפני בוא הפוקד, כאשר בכל רבע נשאלים רביע מכלל משתתפי הסקר. באופן זה הכנסתות משתתפי הסקר מתפרשים על פני תקופה של 23 חודשים. כאשר חליט שינויים נומינליים בהכנסת נוצרת התורבות של אי השיוון גם אם לא חל שינוי בהתפלגות ההכנסות. בסקרי ההכנסות לשנים 1965 עד 1974 הוצגו ההכנסות בערכיהם נומינליים אולם בעקבות האצת האינפלציה, החל משנת 1975, נעשתה התאמת וההכנסות הוצגו במחירים אחידים. לפי בדיקה שעשית (ראה לוח 7), נמצא שככל עוד השינוי הנומיני השני הוא למיטה מ-30 אחוזים - כפי שהיה בשנים 1955 עד 1973 - הטעיה שגלווה בשיטת הסקר זניחה. ההתאמה לשינויים במחירים אינה פותרת את הבעיה באופן מלא, שכן שינוי ריאלי בהכנסות יוצר הטעיה מלאכותית אף הוא. אולם שיעור השינוי בהכנסת הריאלית נפל הרובה מתחת ל-30 אחוזים בתקופה 1975 עד 1991, ועל פי היגיון דומה ניתן להתעלם מכך.

כדי להסיר ספק, נבדקה ההשערה שהאינפלציה משפיעה באופן שונה לפני ואחרי 1974, וההשערה זו נדחתה. עבודה זו אינה דנה בהשפעת האינפלציה על שווי הרכוש נטו. לモטור לץין, שביתות של אינפלציה יתכו רוחני והפסדי הון המשפיעים על התחלקות הרכוש הריאלי. תופעה יהודית למשק הישראלי בתקופה הנסקרת היא מתן הלוואות ממשלתיות לדיזור ולעסקים כশמרכיב הטובסידיה הגלומה היה תלוי באופן חיובי בגובה האינפלציה. מובן שעם עליית האינפלציה נהנו מקבלי הלוואות מהכנסה שאינה נכללת בסקר הכנסות. לא נעשתה עבודה על השפעת מתן אשראי ממשלתי מסובסד על חלוקת הכנסות, וכךן המקום להמליך על כך. עורך נוסף דרכו השפעה האינפלציה הוא שחייבן של הכנסות הממשלה ממשיכים בשל הפיגור שבין מועד היוזכרות העסקאות הכלכליות למועד העברת תשלום המס לרשות. גם כאן לא נעשתה עבודה שתtan תשובה מירם הנהנים העיקריים.

אתה השאלות המרכזיות בסוגיות ותהליכי הכנסות היא - מהי מידת ההשפעה של המדיניות המשלטת לחלוקת מחדש של הכנסות באמצעות תשלום העברה? בנבדול מן הסקרים של המוסד לביטוח הלאומי, שmotorיות בהשפעה של תשלום העברה (וכן של המסים) על רמת אי השיוון, עבודה זו תתמקד בשפעה של תשלום העברה על תנאי אי השיוון על פני זמן. מתווך.לו 4 עולה, כי משקל תשלום העברה השוטפים בתוצר משפייע באופן מובהק ושלילי על אי השיוון בחלוקת הכנסות של משקי בית שכירים. תוצאה זו אינה מובנת מלאה, והואיל ומדגדגני יותר אוכלוסיית השכירים ואילו מירב תשלום העברה ניתנים לאוכלוסייה שאינה עובדת כמו קשיים, נכים וכדומה¹⁰. עם זאת, יש לץין, כי תוצאה זו רגישה לצורה הפונקציונלית הנאמדת, וכפי שנitinן לראות מלווה 3 תשלום העברה אינם מובהקים בהשפעתם על אי השיוון. כלומר, על סמך עבודה זו יש לקשי הגיעו למסקנה חד משמעות באשר להשפעתם של תשלום העברה על אי השיוון כמו הממצאים שעולים מסקירות המוסד לביטוח הלאומי לפיהם קיימת השפעה נכזזה של תשלום העברה (בנסיבות השינויים) על רמת אי השיוון באוכלוסייה הכוללת.

אפיק נוסף דרכו משפיעה הממשלה על התפלגות הכנסות, גם אם אין מכוון לעד זה, הוא היקף הצריכה המשלטת שמורכבת משלם שכיר לעובדי השירותים הציבוריים ומKENOT מסקטור העסקי. נבדקה השפעת מידת המעורבות המשלטת, שנמודזה במשקל הצריכה הציבורית הכוללת בתוצר, ונמצא, כי אין קשר

¹⁰ יש להעיר, כי תשלום דמי אבטלה היו ברוב הזמן חלק מזעיר מכלל תשלום העברה והקורלציה בין משקל תשלום העברה לשיעור האבטלה אינה גבוהה מה שמקטין את החשש מפני מולטיקולינריות. יתר על כן, תשלום האבטלה ניתנים בהגדירה לאוכלוסייה שאינה עובדת ואילו הדין שנעשה כאן מתיחס לאוכלוסיית השכירים.

סטטיסטי מובהק בין משתנה זה למידת אי השיוון בחלוקת ההכנסות. ראוイ לץין, שמצאה זה מפתיע לאור התוצאות של גבאי וליפשיץ (1992) שהראו על דמת שיוון גבוהה בהתקללות הכנסות של עובדי המדינה לשנת 1990, וגם לאור העובדה שסולמות השכר נקבעים מתוך שאיפה למנוע הפרשי שכר גדולים, שביטוייה הaczמזהות האוטומטיות של תחומי עיסוק שונים. מסקנות דומות מקבלים אם משתמשים במשקל המועסקים בשירותים הציבוריים בסך המועסקים. לעומת זאת משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר נמדד מובהק בהשפעתו החזיבית (!) על אי השיוון, דהיינו הרחבה גדולה של הסектор הציבורי האזרחי פועלת להגדלת הפערים בחלוקת הכנסות (לוח 4). אולם תוצאה זו רגישה לצורה הפונקציונלית הנאמצת, ומלווה בניתוח לראות משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר ניטרלי בהשפעתו על אי השיוון. למעשה, לא ניתן לבדוק את ההשפעה של מתן השוויונות במסגרת התקציבים הציבוריים על התקללות הצריכה הכוללת (פרטית וציבורית).

אמצעי מדיניות נוספים ש�示ו צמצום אי השיוון הוא שכר המינימום. על פי הסכם קיבוצי בין ארגוני המפעלים להסתדרות העובדים שנחתם בשנת 1972 הובטה הכנסה מינימלית לכל עובד בישראל בשיעור של כ-44 אחוזים מהשכר הממוצע לשירות שכיר במשק. עם השנים נשחקה הכנסת המינימום לשכר הוויל והיא עודכנה בעיקר בהתאם לתוספות היוקר. באפריל 1987 קיבל הסכם זה תוקף של חוק ושכר המינימום נקבע בשיעור של ארבעים וחמשה אחוזים מן השכר הממוצע במשק. מטרת ההסכם, ולאחר כן החוק, הייתה להקטין את אי השיוון בחלוקת הכנסות של שכירים. מאז הונגה הסכם הכנסת מינימום נבדקו בעיקר השפעות הסכם זה על שוק העבודה. העבודה של יניב (1986) בדקה את רמת הצוות של המפעלים להסכם (בזמן שנעשתה העבודה זו עדין לא התקבל חוק שכר מינימום) והגיעה למסקנה כי 30 אחוזים מן המפעלים מצויתים להסכם. בעבודה של ויינבלט ולוסקי (1989) שבדקה את השפעת חוק שכר מינימום על הפירמות בתעשייה נמצא שהנהגת חוק שכר מינימום הגדילה באופן מובהק את הרסתברות של FIRMOOT בתעשייה הישראלית להקלע לקרים.

ההיבט שלא נבדק עד כה היה האם החוק השיג את מטרתו - קרי צמצום אי השיוון (בדרך כלל ההצדקה לחוק שנייתת ע"י מצדדיו היא ש策יך להבטיח קיום מינימלי אבל התקאה היא אחת - צמצום אי השיוון). באופן תיאורתי, צמצום אי השיוון בחלוקת הכנסות של שכירים בעקבות הפעלת שכר מינימום נוצר הן בשל קטימת הזנב השמאלי של התפלגות והן בשל שינוי סולם השכר של אלו שהיו קודם בקרבת שכר המינימום. בעבודה זו ישנה התייחסות אחידה להכנסת מינימום שנקבעה בהסכם לתקופה 1972 עד אפריל 1987 ולתקופה שלאחריה בה שרד כבר חוק שכר מינימום. מעובודה זו עולה, כי משתנה שכר מינימום אינו משפיע באופן מובהק על אי השיוון בקרב שכירים (ראה לוח 3). נבדקה גם התייחסות אחרת לפיה, ששכר המינימום היה

אפס עד שהתקבל החוק, או לחילופין ממשנה דמי בשנת קבלת החוק, וגם אז התוצאות נשארו ללא שינוי. חוק שכר מינימום הביא לקשה בתעשייה (וינגלט ולוסקי 1989) מבלתי שהשיג שיפור משמעותית בהתחלקות ההכנסות של שכירים, והסביר העיקרי לכך הוא, ככל הנראה, רמת הוצאות הנמוכה שמתקיימת גם לגבי התקופה בה שורר רק הסכם (ייניב, 1986) וגם לגבי התקופה שלאחר קבלת החוק (פלוג וקסטר, בשלבי עבודה ראשוניים). השפעת חוק שכר מינימום על שיעור האבטלה לא נחקרה עדין אולם אם קיים קשר חיובי בין השניים סביר להניח שגורם זה משפיע להרחבה אי השיוון.

נבדקה גם ההשערה שפתחת המשק הישראלי, לאחר 1967, לעובדים מיהודה, שומרון וחברה עזה השפיעו על מידת אי השיוון בחלוקת ההכנסות של שכירים בישראל. הctrופותם של עובדים אלו לחלק תחתון של התפלגות השכר יצרה שינויים לכל אורך ההתפלגות. בעלי השכר הנמוך הושפעו באופן ישיר ושלילי ובמקביל זה תרם להעלאת התשואה להונן, כך שסביר להניח שתופעה זו פוליה להרחבת אי השיוון. מעובודה זו עולה כי השפעת ממשנה זה, שנמדזה במספר עובדים מיש"ע, אינה מובהקת סטטיסטית. אין להסיק מהתוצאה זו שלא הייתה כלל השפעה על אי השיוון אלא שגורם לא מילא תפקיד מרכזי בשינויים שהלו באו השיוון.

על מנת לעמוד על החשיבות ההיסטורית של כל ממשנה מסביר בהסביר השתנות המודד לאי השיוון נאמדת רגرسיה מנורמלת של משואה 3 (רגרסיה מס' 1 בלוח 3): מכל ממשנה הופחת הממוצע וה הפרש חולק בסטיית התקן של אותו ממשנה והמקדמים שמתקבלים ברגרסיה ידועים בכינוי מקדיי β. מתוצאות האמידה עולה שמקדם β של המודד להסתפקות כלכלית הוא 32 וזה של מודד זה בריבוע הוא 32. קלומרם אם מתהיחסים לאמון כאל אינדיקטור להסתפקות כלכלית אז זו ממלאת תפקיד מרכזי בהסביר אי השיוון בישראל. תוצאה נוספת שיש עניין בה היא שמקדם β של שיעור האבטלה עומד על 0.77 וזה של שיעור האינפלציה על 0.37. קלומרם השפעתו השלילית של שיעור האבטלה על מודד ג'יני גזולה בהרבה מזו של שיעור האינפלציה. אם הקשרים הללו יצביעו ניתן לגזר מחותאות אלו מסקנות למדינות כלכליות שנמצבת בפני תחלופה בין אבטלה לאינפלציה, אם זו קיימת. עם זאת יש לזכור ששיעור האבטלה חסום בין אפס לאחד והתקורה של שיעור האבטלה בפועל היא 20 אחוזים ואילו שיעור האינפלציה אינו חסום. יוצא איפוא שהשפעתה המוחלטת של האינפלציה על אי השיוון עשויה להיות גזולה יותר למراتה שהשפעה השולית של האבטלה גזולה יותר. יש לציין בהקשר זה שתוצאות אלו: קשר חיובי בין שיעור האבטלה לאי השיוון, קשר חיובי בין שיעור האינפלציה לאי השיוון, וכן שהבטלה משפיעה בעוצמה רבה מאשר האינפלציה נמצאו גם במחקר שנעשה לגבי הפיליפינים (Blejer and Guerreo, 1990).

לעומת זאת במדינות אחרות נמצא שהשפעת האינפלציה על אי השיוון היא פרוגressive (Blinder and

. (Nolan, 1988; Eskai, 1978)

בלוח 5 מובאות התוצאות השוליות של המשתנים המסבירים לפי תקופות משנה. בשנים 1955 עד 1970 מלאת ההתקפות הכלכליות תפקיד מכרייע להרחבת אי השיוון בעוד ששיעור האבטלה מקצת באופן חלקי הרחבה זו. בשנות השבעים עובר התפקיד המרכזי לאינפלציה שמצוצט בתקופה זו וגורמת להגדלת אי השיוון. האינפלציה ממשיכה להיות גורם מרכזי בקביעת התקפות אי השיוון, כאשר במחצית הראשונה של שנות השמונים היא פועלת להגדלת הערים בהכנסות ולצמצום בתקופה שלאחר התוכנית ליצוב האינפלציה. העלייה של אי השיוון וירידתו בתקופה זו התחזקה משינויים שהלו בשיעור האבטלה שתאמו את השינויים בשיעור האינפלציה. עליית שיעור האבטלה בשנים האחרונות את התפקיד המוביל בהרחבת אי השיוון בחלוקת ההכנסות.

4. סיכום

בשל מגבלות נתונים ישן מעט עבוזות על השערת קזנצ' שמתבססות על נתונים סדרה עיתית ועובדת או מצטרפת כמעט שקיימות. אומנם הנתונים מכסים רק 41 שנים אבל המאה העשרים מאופיינית בהתקצרות אורך הזמן שהולך משיפור טכנולוגי לשנהו ובמובן זה מספר השנים במאה העשרים - מבחינת התפתחות כלכלית שקול למספר רב יותר של שנות היסטוריה כלכלית שמייחסות למאות קודמות. מבחינת המשק הישראלי, הרוי שהוא עבר תקופה מואצת של התפתחות כלכלית שימושיים אחרים עברו בתקופה ארוכה הרבה יותר.

על אף מאפיינים יהודים למשק הישראלי שמתבטאים בגליל עלייה מסיביים לתקופות זמן קצרות ובאים ביטחוני מתמיד מתקבלת חוקיות אמפירית שאופיינית למשקים אחרים בעולם (בתקופות שונות). עكومת קזנצ' מקבלת אישור אמפירי בנתוני המשק הישראלי, ויש בכך לסתור קשר מונוטוני של ירידות (או סייע) בין שיין בחלוקת ההכנסות להתפתחות כלכלית. תופעה אמפירית נוספת מעבודה או היא שהעשירונים התפתחונים נושאים יותר הן בנט לאבטה והן בנט האינפלציה. אולם עצמת הרשיפה של האבטה לצמצום חלקם בהכנסה של העשירונים התפתחונים גדולה מזו של האינפלציה.

בדומה למחקרים אחרים, לא נמצא קשר מובהק בין שיעור הצמיחה לאי השיוון בחלוקת ההכנסות. יש לראות ממצא זה כעומד בסתיויה לתיאורית "הטפטוף" (Trickle Down Economics) לפיה השכבות החלשות נהנות מפירות הצמיחה הכלכלית יותר מאשר העשירונים הגבוהים. תוצאה שנראית על פניו צפוייה למדי הייאר סטטיסטי שלילי מובהק בין משקל תשלומי ההעברה בתוצר למדדי אי השיוון לחיקת ההכנסות של משפחות השכירים. לפי עבודה זו, מידת המעורבות הממשלה לא השפיעה באופן מובהק על מידת אי השיוון, אולם תוצאה זו תלויות במשתנה שנבחר לשקף את ריקף המעורבות ובצורה הפונקציונלית של המשוואה הנאמדת. תוצאה מעוררת מחשבה היא שחוק שכר מינימום, שנועד להשיג שיפור התחלקות ההכנסות, נמצא בלתי מובהק בהשפעתו על אי השיוון.

מאז פורסמה העבודה של קזנצ', מירב תשומות הלב הוקדשה לבחון את ההשערה במחקר חalk ורחב. פחותה עבודה הוקדשה למנגנון הכלכלי שעומד מאחורי עקומת קזנצ'. בספרות על עקומת קזנצ' יש דגש רב על המעבר מהחקלאות לתעשייה (צד הביקוש לעבודה), על התפתחויות דמוגרפיות ועל השונות וממוצע שנות הלימוד כגורם לקיומה של עקומת קזנצ' (צד הייצע העבודה). ההנחות המקובלות ביחס לסקוטורים אלו במדינות המתפתחות אינם מתאימים למשק הישראלי. ראשית, הסקטור החקלאי לא היה נחשול ולא חל תהליך עיור מסיבי.

שנית, אומנם בשני העשורים הראשונים שיעור ריבוי האוכלוסייה בישראל היה דומה לזה של המדינות המפותחות אולם המקור לגידול האוכלוסייה היה גלי הגירה שהצטרכו לריבוי הטבעי.

באחרונה יש יותר היענות למידול עקומות קוונץ בפרט וקשר שבין הת歇לקות הכנסות להתפתחות כלכלית בכלל. אולם הן בשל השלב המוקדם בו מצוי המחקר ההיסטורי והן בשל מגבלת הנתונים יש קושי לעורך אמידה ובוחנה יסודית של ההנחות וההypoזיות שביסוד המודלים שהוזכרו, כך שנותרה משימה נוספת להסביר את הגורמים שעומדים מאחורי עקומות קוונץ ומתאיםים למשק הישראלי.

רשימת ספרות

- ארטשטיין, י., זוסמן, צ., "דינמיקה של עלויות שכר בישראל: כוחות השוק והשוואות בין ענפיות", בנק ישראל, מחלקה המחוקר, סדרת מאמרם לדיוון 91.02, פברואר 1991.
- אבן שושן, א., גבאי, י., קופף, י., "התחוללה המשפחתית של הכנסות ומסים", רביעון לכלכלה 127, דצמבר 1985, עמ' 334-353.
- בן שחר, ח., "תמורות בהתפלגות הכנסותיהם של השכירים 1950 עד 1957", משרד האוצר, ירושלים 1961.
- גבאי, י., גל, ש., "שכר, מסוי ועלויות במפעלי תעשייה בישראל", רביעון לכלכלה 132, يول 1987, עמ' 1-10.
- גבאי, י., ליפשיץ, י., "שכר, מסוי ועלויות עבודה במוסדות הפיננסיים ובממשלה", רביעון לכלכלה 151, אפריל 1992, עמ' 591-608.
- גינור, פ., "פערים חברתיים וככלכליים בישראל", 1983, ספריה אוניברסיטאית, עם עובד.
- דהן מ., "מס אינפלציה ואי שוויון בחלוקת ההכנסות", עבודה סמינריונית למוסמך בהדרכת יוסף זעירא, יוני 1989, האוניברסיטה העברית בירושלים.
- דו"ח הוועדה לביקורת חלוקת הכנסה הלאומית בישראל, ירושלים, 1966.
- דו"ח הוועדה לביקורת התנפותות בהכנסות ובפער הסוציאלי, תל-אביב, 1971.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1950 עד 1960 פרטום מס' 148.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1963/64, פרטום מס' 200.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1975/76, פרטום מס' 563.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1979/80, פרטום מס' 711.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הוצאות המשפחה 1986/87, פרטום מס' 837.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקרי הכנסות 1965 עד 1967, פרטום מס' 283.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, סקר הכנסות 1984, פרטום מס' 779.
- הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, שנתון סטטיסטי לשנים שונות.
- וינבלט, ג., לוסקי, י., "חוק שכר המינימום והשלכתו על התעשייה הישראלית" נייר לדיוון 6-89, מרכז מנאסטר למחקרכלכלי, אוניברסיטת בן גוריון.
- זוסמן, צ., זכאי, ד., "שינויים במבנה השכר בשירות הציבורי בתקופת אינפלציה גבוהה 1974-1981", בנק ישראל,

מחלקת המחקר, אפריל 1983.

חנוך, ג., "הבדלי הכנסות בישראל", דוח מס' 5, מרכז פאלק, ירושלים, 1961.

יניב, ג., "אי ציות לשכר מינימום: היבטים תיאורתיים והשלכות למשק הישראלי", מחקר מס 35, המוסד לביטוח לאומי, האגף למחקר ולתכנון, ספטמבר 1986.

לווייתן, ע., "התפתחות הסדר תוספת היוקרו-סיעיף שכר אחרים", רביעון לכלכלה 115, דצמבר 1982, עמ' 943-753.

שרון, א., "מערכת קצבאות הילדים בישראל: 1959-1987, מאין באה ולאן מועדות פניה", רביעון לכלכלה מס' 431, דצמבר 1988, עמ' 202-612.

Adelman, I. and C.T. Morris, *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries* (Stanford, CA: Stanford University Press, 1973).

Adelman, I. and S. Robinson, "Income Distribution and Development," in H. Chenery and T.N.Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 2, (Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V., 1989), 950-990.

Aghion, P. and P. Bolton, "A Trickle-Down Theory of Growth and Development with Debt-Overhang," Working Paper DELTA, Paris (June 1991).

Ahulwalia, M.S., "Inequality, Poverty and Development," *Journal of Development Economics* 3 (December 1976a), 307-342.

Ahulwalia, M.S., "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts," *American Economic Review* 66 (May 1976b), 128-135.

Aitchison, J. and J.A.C. Brown, *The Lognormal Distribution* (Cambridge: Cambridge University Press, 1957).

Alesina, A. and D. Rodrik, "Distributive Politics and Economic Growth," NBER Working Paper No. 3668 (1991).

Bacha, E.L., "The Kuznets Curve and Beyond: Growth Changes in Inequalities," in E. Malinvaud (ed.) *Economic Growth and Resources*, Vol. I. (London and New York: The Macmillan Press Ltd., 1979), 52-73.

Banerjee, A. and A.F. Newman, "Risk-Bearing and the Theory of Income Distribution," *Review of Economic Studies* 58 (April 1991), 211-235.

Benabou, R., "Working of a City: Location, Education and Production," Working Paper No. 582 (1991).

Bjorklund, A., "Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence from Sweden," *Scandinavian Journal of Economics* 93 (3, 1991), 457-465.

Blejer, M.I. and I. Guerrero, "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Distribution: An Empirical Study of the Philippines," *The Review of Economics and Statistics* 72 (August 1990), 414-423.

Blinder, A.S. and H.Y. Esaki, "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States," *The Review of Economics and Statistics* 60 (November 1978), 604-609.

Chenery, H.B. and M. Syrquin, *Patterns of Development 1950-1970* (London: Oxford University Press, 1975).

Durlauf, N.S., "A Theory of Persistent Income Inequality," mimeo, 1992.

Galor, O. and J. Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies* 60 (1993), 35-52.

Galor, O. and D. Tsiddon, "Income Distribution and Output Growth: The Kuznets Hypothesis Revisited," Working Paper (August 1992).

Glomm, G. and B. Ravikumar, "Public Versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality," *Journal of Political Economy* 100 (1992), 818-834.

Greenwood, J. and B. Jovanovic, "Financial Development, Growth and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy* 98 (October 1990), 1076-1107.

Kravis, I.B., *The Structure of Income: Some Quantitative Essays* (University of Pennsylvania, 1962).

Kuznets, S. "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review* 45 (March 1955), 1-28.

Kuznets, S., "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution by Size," *Economic Development and Cultural Change* 11 (1963), 1-80.

Kuznets, S., *Modern Economic Growth: Rate Structure and Spread* (New Haven, CT and London: Yale University Press, 1967).

Lindert, P.H. and J.G. Williamson, "Growth, Equality and History," *Explorations in Economic History* 22, 341-377.

Nolan, B., "Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income: Evidence from the United Kingdom," *Journal of Post Keynesian Economics* 11 (Winter 1988-89), 196-221.

Papanek, G.F. and O. Kyn, "The Effect of Income Distribution on Development, the Growth Rate and Economic Strategy," *Journal of Development Economics* 23 (September 1986), 55-65.

Paukert, F., "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence," *International Labour Review* 108 (August-September 1973), 97-125.

Perotti, R., "Income Distribution, Politics and Growth: Theory and Evidence," Columbia University, Discussion Paper No. 625 (1991).

Persky, J., "Pareto's Law," *Journal of Economic Perspectives* 6, (1992), 181-192.

Soltow, L., "Toward Income Equality in Norway" (Madison, Milwaukee: University of Wisconsin Press, 1965).

Soltow, L., "Long-Run Changes in British Income Inequality," *Economic History Review* (April 1968), 17-29.

Williamson, J.G., "British Inequality During the Industrial Revolution: Accounting for the Kuznets' Curve," in Y.S. Brenner, Helmut Kaelbel and Mark Thomas (eds.), *Income Distribution in Historical Perspective* (Cambridge and New York: Cambridge University Press, 1992).

Zeira, J., "Workers, Machines and Economic Growth," December 1992, mimeo.

לוח הגזרת המשתנים

- GDPOP - התוצר לנפש.
- LNGDP - הלוג הטבעי של התוצר לנפש.
- GROWTH - שיעור הצמיחה של התמ"ג.
- UNEMP - שיעור האבטלה.
- INF - שיעור עלית המחרירים.
- GINI - מדד ג'יני.
- UP2 - אחוז ההכנסה שמצוין בידי שני העשירונים העליוניים ביותר.
- LOW4 - אחוז ההכנסה שמצוין בידי ארבעה העשירונים הנמוכים ביותר.
- T - הזמן (1950 שווה 1).
- CTR - משקל תשלומי ההעברה השוטפים בתוצר.
- MINWAGE - שיעור שכר המינימום מהשכר הממוצע במשק.
- FW - מספר המועסקים מיש"ע.
- CG - משקל הצריכה הציבורית האזרחית בתוצר.
- TG - משקל הצריכה הציבורית הכללת בתוצר.
- PSE - משקל המועסקים האזרחיים בסך המועסקים במשק.

לוח 2: אמירות השערת קוזבץ במשק הרישראלי

	1	2	3	4	5
	GINI (1)	GINI (2)	GINI (3)	UP2	LOW4
C 2-TAIL SIG.	-8.22 0.0034	0.16 0.0012	0.22 0.0000	-435.8 0.0379	509.0 0.0072
LNGDP 2-TAIL SIG.	1.76 0.0033			97.5 0.0297	-99.9 0.0124
LNGDP2 2-TAIL SIG.	-0.09 0.0042			-5.00 0.035	5.10 0.0158
GDPOP 2-TAIL SIG.		1.73E-05 0.0122			
GDPOP2 2-TAIL SIG.		-4.7E-10 0.0405			
T 2-TAIL SIG.		.	0.0058 0.0012		
T2 2-TAIL SIG.			-8.4E-05 0.0176		
R^2-Adj	0.51	0.358	0.47	0.41	0.54
F	16.63	9.37	14.13	10.63	17.97
D.W.	0.79	0.63	0.70	0.79	0.73
No. Obs	31	31	31	29	29

לוח 3-A: אמیدת השפעה משתנים מקרו-כלכליים על איר
השוויון בחלוקת הרכנסות, משתנה מושבר GINI.

	1	2	3	4	5	6
C	-10.46	-8.87	-4.40	-10.65	-9.32	-10.58
2-TAIL SIG.	0.0005	0.0040	0.4404	0.0007	0.2316	0.0082
InGDP	2.24	1.87	0.97	2.28	2.02	2.26
2-TAIL SIG.	0.0005	0.0045	0.4101	0.0006	0.2289	0.0081
InGDP2	-0.116	-0.095	-0.051	-0.119	-0.107	-0.118
2-TAIL SIG.	0.0005	0.0068	0.4038	0.0006	0.2396	0.0095
UNEMP	0.0075	0.0080	0.0064	0.0075	0.0073	0.0075
2-TAIL SIG.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
INF	9.1E-05	8.1E-05	8.8E-05	8.83E-05	8.90E-05	9.12E-05
2-TAIL SIG.	0.0045	0.0105	0.0010	0.0079	0.0056	0.0054
CTR		-0.0051				
2-TAIL SIG.		0.1468				
CG		.	0.004			
2-TAIL SIG.			0.1424			
GROWTH				-0.0003		
2-TAIL SIG.				0.6683		
FW					0.0001	
2-TAIL SIG.					0.7368	
MINWAGE						1.78E-05
2-TAIL SIG.						0.9610
R^2-Adj	0.66	0.68	0.72	0.65	0.66	0.65
F	15.33	13.32	14.62	11.91	12.09	11.78
D.W.	1.67	1.89	1.36	1.68	1.66	1.67
No. Obs	30	30	27	30	30	30

לוח 3-ב: אמیدת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי השיזוע בחלוקת הרכבות, משתנה מושבר UP2.

	1	2	3	4	5	6
C	-581.6	-446.9	-26.7	-582.5	-560.2	-576.5
2-TAIL SIG.	0.0086	0.0393	0.9542	0.0125	0.3288	0.0516
InGDP	128.9	97.3	14.2	129.1	126.8	127.8
2-TAIL SIG.	0.0060	0.0359	0.8829	0.0092	0.3060	0.0438
InGDP2	-6.72	-4.86	-0.81	-6.72	-6.74	-6.66
2-TAIL SIG.	0.0065	0.0489	0.8706	0.0099	0.3130	0.0485
UNEMP	0.5425	0.5939	0.4649	0.5425	0.5380	0.5416
2-TAIL SIG.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
INF	0.0059	0.0050	0.0058	0.0059	0.0056	0.0059
2-TAIL SIG.	0.0097	0.0219	0.0016	0.0146	0.0111	0.0112
CTR		-0.0457				
2-TAIL SIG.		0.0669				
CG		.	0.21547			
2-TAIL SIG.			0.2844			
GROWTH				-0.00093		
2-TAIL SIG.				0.9879		
FW					0.0144	
2-TAIL SIG.					0.6453	
MINWAGE						-7.1E-04
2-TAIL SIG.						0.9783
R^2-Adj	0.63	0.67	0.75	0.62	0.66	0.62
F	12.66	12.07	15.42	9.69	11.31	9.69
D.W.	1.83	2.20	1.45	1.83	1.13	1.83
No. Obs	28	28	25	28	27	28

לוח 3-ג: אמیدה השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי
השירותון בחלוקת הרכבות, משתנה מוסבר LOW4.

	1	2	3	4	5	6
C	664.3	589.5	431.7	672.4	387.5	671.0
2-TAIL SIG.	0.0040	0.0143	0.3678	0.0058	0.5233	0.0292
InGDP	-133.2	-115.6	-84.5	-135.0	-75.6	-134.6
2-TAIL SIG.	0.0058	0.0230	0.3935	0.0081	0.5632	0.0391
InGDP2	6.91	5.87	4.40	7.00	3.91	6.9840
2-TAIL SIG.	0.0064	0.0301	0.3896	0.0091	0.5791	0.0443
UNEMP	-0.433	-0.462	-0.383	-0.433	-0.407	-0.435
2-TAIL SIG.	0.0001	0.0001	0.0003	0.0001	0.0004	0.0003
INF	-0.006	-0.005	-0.005	-0.006	-0.006	-0.006
2-TAIL SIG.	0.0105	0.0210	0.0031	0.0170	0.0097	0.0125
CTR		0.2535				
2-TAIL SIG.		0.3356				
CG		.	-0.4236			
2-TAIL SIG.			0.0463			
GROWTH				0.008971		
2-TAIL SIG.				0.8870		
FW					0.0017	
2-TAIL SIG.					0.9594	
MINWAGE						-0.0009
2-TAIL SIG.						0.9729
R^2-Adj	0.61	0.61	0.68	0.59	0.56	0.59
F	11.372	9.27	11.06	8.71	7.71	8.70
D.W.	1.61	1.72	1.13	1.62	0.90	1.61
No. Obs	28	28	25	28	27	28

ЛОח 4-א: אמیدת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי השוויון בחלוקת ההכנסות, משתנה מוסבר (GINI).

	1	2	3	4	5	6
C	-0.24	-0.24	-0.20	-0.23	-0.34	-0.21
2-TAIL SIG.	0.3217	0.3029	0.4024	0.3668	0.3474	0.4128
InGDP	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.05
2-TAIL SIG.	0.0506	0.0485	0.0662	0.0731	0.1078	0.0753
UNEMP	0.0068	0.0051	0.0069	0.0068	0.0069	0.0070
2-TAIL SIG.	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
INF	7.3E-05	7.9E-05	1.1E-04	7.47E-05	7.51E-05	7.15E-05
2-TAIL SIG.	0.0021	0.0008	0.0092	0.0034	0.0026	0.0034
CTR	-0.007	-0.007	-0.006	-0.007	-0.007	-0.008
2-TAIL SIG.	0.0117	0.0092	0.018	0.0264	0.0157	0.0146
CG	0.0052	0.0064	0.3121	0.0053	0.0053	0.0051
2-TAIL SIG.	0.0349	0.0112	0.055	0.0432	0.0369	0.044
UNEMP(-1)		0.0023				
2-TAIL SIG.		0.0883				
INF(-1)			-0.012			
2-TAIL SIG.			0.2622			
GROWTH				1.12E-04		
2-TAIL SIG.				0.8403		
FW					-7.1E-05	
2-TAIL SIG.					0.7020	
MINWAGE						1.48E-04
2-TAIL SIG.						0.5679
R^2-Adj	0.79	0.81	0.79	0.78	0.78	0.78
F	20.6	19.50	17.66	16.39	16.50	16.68
D.W.	1.73	1.96	1.69	1.75	1.76	1.70
No. Obs	27	27	27	27	27	27

לוח 4-ב: אמידת השפעה משתנים מקרו-כלכליים על אי השוויון בחלוקת הרכבות, משתנה מוסבר UP2.

	1	2	3	4	5	6
C 2-TAIL SIG.	-1.96 0.8928	-1.89 0.8997	0.48 0.9732	-2.11 0.8880	8.92 0.7089	4.06 0.7814
InGDP 2-TAIL SIG.	4.00 0.0175	4.00 0.0209	3.79 0.0222	4.04 0.0209	2.86 0.2643	3.41 0.0391
UNEMP 2-TAIL SIG.	0.5430 0.0000	0.5521 0.0000	0.5454 0.0000	0.5443 0.0000	0.5366 0.0000	0.5670 0.0000
INF 2-TAIL SIG.	0.0045 0.0016	0.0045 0.0026	0.0071 0.0055	0.0045 0.0038	0.0044 0.0031	0.0043 0.0023
CTR 2-TAIL SIG.	-0.567 0.0011	-0.567 0.0014	-0.535 0.0017	-0.577 0.0024	-0.573 0.0012	-0.679 0.0005
CG 2-TAIL SIG.	0.3149 0.0449	0.31212 0.0112	0.25547 0.1065	0.302862 0.0872	0.309141 0.0534	0.30216 0.0473
UNEMP(-1) 2-TAIL SIG.		-0.012 0.8985				
INF(-1) 2-TAIL SIG.			-0.003 0.1968			
GROWTH 2-TAIL SIG.				-0.007 0.8713		
FW 2-TAIL SIG.					0.007 0.5617	
MINWAGE 2-TAIL SIG.						0.022 0.1412
R^2-Adj	0.86	0.85	0.87	0.85	0.85	0.87
F	30.44	24.06	26.73	24.00	24.56	27.59
D.W.	2.23	2.22	2.19	2.26	2.28	2.41
No. Obs	25	25	25	25	25	27

לוח 4-ג: אמידת השפעת משתנים מקרו-כלכליים על אי השוויון בחלוקת הרכנסות, משתנה מוסבר W4.

	1	2	3	4	5	6
C	57.06	58.32	55.50	56.17	72.92	55.42
2-TAIL SIG.	0.0044	0.0024	0.0066	0.0056	0.0208	0.0086
InGDP	-3.33	-3.38	-3.20	-3.09	-4.99	-3.17
2-TAIL SIG.	0.0943	0.0723	0.1149	0.1266	0.1180	0.1305
UNEMP	-0.392	-0.242	-0.394	-0.384	-0.401	-0.398
2-TAIL SIG.	0.0000	0.0022	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
INF	-0.005	-0.005	-0.006	-0.005	-0.005	-0.005
2-TAIL SIG.	0.0069	0.0022	0.0429	0.0061	0.0066	0.0099
CTR	0.4144	0.4034	0.3945	0.3505	0.4049	0.4452
2-TAIL SIG.	0.0331	0.028	0.0474	0.0935	0.0404	0.0462
CG	-0.5228	-0.5691	-0.4848	-0.595	-0.5311	-0.51929
2-TAIL SIG.	0.0092	0.0036	0.0208	0.0087	0.0095	0.0112
UNEMP(-1)		-0.1993				
2-TAIL SIG.		0.0699				
INF(-1)			0.002			
2-TAIL SIG.			0.5095			
GROWTH				-0.04176		
2-TAIL SIG.				0.4229		
FW					0.010	
2-TAIL SIG.					0.4906	
MINWAGE						0.0061
2-TAIL SIG.						0.7507
R^2-Adj	0.74	0.77	0.73	0.73	0.73	0.72
F	14.44	14.38	11.77	11.94	11.80	11.49
D.W.	1.31	1.45	1.29	1.21	1.34	1.29
No. Obs	25	25	25	25	25	25

לוח 5: התרומות השוליות של כל משתנה מסביר להשתנות מדד גיני

התקופה	LNGDP	LNGDP2	התפתחות כלכלית	אינפלציה INF	אבטלה UNEMP	סה"כ מקדים
1955-59	0.442	-0.413	0.029	-0.000	-0.013	0.016
1959-70	1.209	-1.177	0.032	0.001	-0.013	0.020
1970-80	0.545	-0.553	-0.008	0.011	0.008	0.011
1980-85	0.132	-0.135	-0.004	0.016	0.014	0.026
1985-88	0.168	-0.174	-0.006	-0.026	-0.002	-0.035
1988-91	0.044	-0.046	-0.002	0.000	0.031	0.029

הערה: לוח זה מחושב על סמך מקדמי רגרסיה מספר 1 בלוח 4-א.

לוח 6: ניתוח רגישות – טווח השתנות

גבול תחתון	גבול עליון	ממוצע במדגם	
0	1	0.3119	GINI
2807 או 78826	בלתי אפשרי	16129	GDPOP
בלתי אפשרי	97.5	5.4	UNEMP
-3,365	7,599	55.1	INFL

הערה: לוח זה מבוסם על רגרסיה מספר 1 בלוח 4-א.

כוח אינטנסיבי של מודד ג'יני*						
אינפכzieה חודשית						
20	10	5	2	1	0.5	0.5
0.3325	0.1834	0.0954	0.0389	0.0196	0.0098	0.1002
0.4420	0.3513	0.3147	0.3016	0.3000	0.3000	0.3000
0.6698	0.6365	0.6190	0.6077	0.6039	0.6020	0.6000
1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

* עד סוף 1974 הוכנסו הנטזנציות שבל המראונים כאחות כחרירים
אלא ובהן מודד ג'יני.

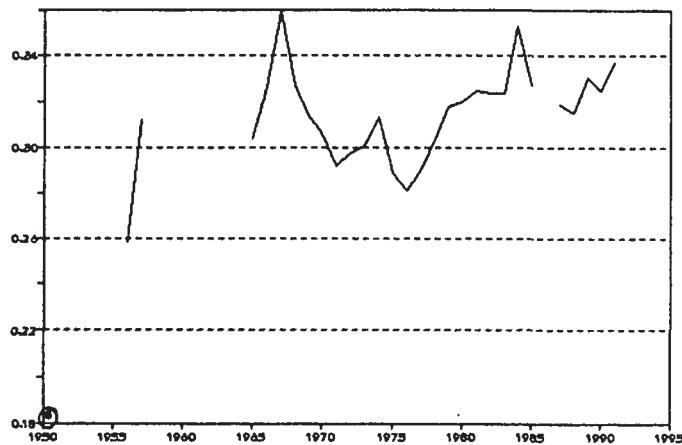
הה: 8 מטרים כורלציה

משתנה	GINI	GDPPOP	UNEEMP	INF	GROWTH	CG	CTR	FW	MINWAGE
GINI	1.000	0.550	0.508	0.375	-0.260	0.392	0.361	0.241	0.322
GDPPOP	0.550	1.000	0.059	0.416	-0.490	0.084	0.969	0.961	0.897
UNEEMP	0.508	0.059	1.000	0.011	-0.062	0.225	0.157	0.232	0.08
INF	0.375	0.416	0.011	1.000	-0.328	0.171	0.373	0.465	0.436
GROWTH	-0.260	-0.490	-0.062	-0.328	1.000	-0.357	-0.617	-0.6	-0.524
CG	0.392	0.084	0.225	0.171	-0.357	1.000	-0.690	0.102	0.127
CTR	0.361	0.969	0.157	0.373	-0.617	-0.690	1.000	0.944	0.92
FW	0.241	0.961	0.232	0.465	-0.6	0.102	0.944	1	0.947
MINWAGE	0.322	0.897	0.08	0.436	-0.524	0.127	0.92	0.947	1

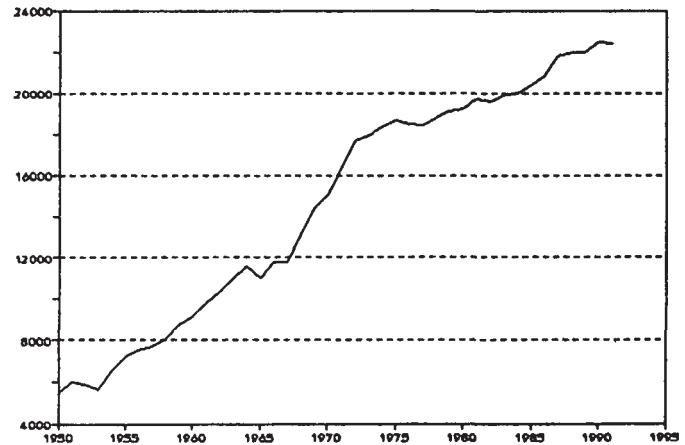
لوح 9 : טבלת נתונים

obs	GINI	GDPPOP	UNEMP	INF	CTR	CG	PSE	TG	GROWTH	FW	MINWAGE
1950	0.181600	5479.160	NA	-6.593407	NA	NA	NA	34.73563	NA	NA	0.000000
1951	NA	6042.963	NA	14.11765	NA	NA	NA	32.33665	30.09653	NA	0.000000
1952	NA	5869.132	NA	57.73196	NA	NA	NA	30.53994	4.396451	NA	0.000000
1953	NA	5638.369	NA	28.10458	NA	NA	NA	32.52015	-1.294154	NA	0.000000
1954	NA	6536.845	NA	12.24490	NA	NA	NA	31.91778	18.68888	NA	0.000000
1955	NA	7205.781	7.208492	5.909091	1.168224	NA	NA	32.52993	14.20681	NA	0.000000
1956	0.258000	7519.142	7.415767	6.437768	1.206226	NA	NA	40.67501	8.998656	NA	0.000000
1957	0.312000	7748.252	6.900000	6.451613	1.919192	NA	NA	32.67817	8.801281	0.000000	0.000000
1958	NA	8032.099	5.700000	3.409091	2.840580	NA	NA	31.70246	7.400727	0.000000	0.000000
1959	0.273000	8779.884	5.500000	0.600000	2.784810	NA	NA	29.67689	12.69841	0.000000	0.000000
1960	NA	9116.675	4.620821	2.286282	3.295711	10.23000	NA	29.53886	6.600392	0.000000	0.000000
1961	NA	9782.639	3.590340	6.705539	3.039400	9.910000	0.208005	30.89670	11.00000	0.000000	0.000000
1962	NA	10298.49	3.726784	9.471766	2.812006	9.850000	0.217149	31.00785	9.998596	0.000000	0.000000
1963	0.293800	10952.22	3.633115	6.572380	2.791612	9.240000	0.209587	31.14760	10.60047	0.000000	0.000000
1964	NA	11550.76	3.338615	5.152225	2.743764	9.500000	0.210655	29.41608	9.799337	0.000000	0.000000
1965	0.304000	11022.79	3.638755	7.700000	3.134041	10.22000	0.215883	32.43530	-1.292938	0.000000	0.000000
1966	0.326000	11764.42	7.366971	7.985144	3.801580	11.83000	0.233694	32.43671	9.501898	0.000000	0.000000
1967	0.359000	11770.40	10.37868	1.633706	4.304970	11.43000	0.246585	41.90995	3.323531	0.000000	0.000000
1968	0.327400	13141.28	6.083101	2.115059	5.014368	10.39000	0.221076	39.47561	15.40098	0.000000	0.000000
1969	0.314600	14422.60	4.567481	2.485501	5.310945	9.220000	0.230601	40.45478	12.80063	0.000000	0.000000
1970	0.305600	15079.69	3.814660	6.100000	4.992017	9.620000	0.239095	46.83479	7.800102	20.60000	0.000000
1971	0.291600	16233.34	3.456623	11.96984	5.866610	9.740000	0.241987	43.31360	11.09996	34.00000	0.000000
1972	0.297600	17667.84	2.703205	12.87879	5.246447	9.450000	0.241249	38.29233	12.49975	52.60000	20.50000
1973	0.300200	17919.83	2.638876	19.98509	6.016684	9.980000	0.246580	51.30143	4.799032	61.60000	38.60000
1974	0.313400	18341.63	3.032714	39.71411	8.141496	9.860000	0.260623	50.20421	5.454266	69.40000	40.90000
1975	0.288600	18635.43	3.059890	39.27936	8.509506	9.610000	0.271083	53.12854	3.945303	66.90000	38.20000
1976	0.281000	18517.13	3.634653	31.33184	9.403871	10.15000	0.274978	48.10994	1.599598	65.50000	39.00000
1977	0.290200	18451.15	3.928394	34.60000	8.788895	11.15000	0.278271	41.83067	1.900005	63.60000	34.00000
1978	0.303600	18773.63	3.706355	50.59435	8.258983	11.08000	0.288636	43.31828	4.000664	69.00000	34.60000
1979	0.317871	19134.54	2.880852	78.29305	7.677346	12.30000	0.291620	38.67580	4.500151	75.00000	27.90000
1980	0.320000	19244.40	4.825127	131.0183	7.433770	11.10000	0.293288	40.59016	2.999270	76.00000	24.60000
1981	0.325200	19745.28	5.072302	116.8000	8.131152	10.65000	0.297992	41.36724	4.499888	76.90000	38.10000
1982	0.323800	19579.31	5.004756	120.3413	8.236173	10.67000	0.298436	38.25723	1.100254	80.70000	37.80000
1983	0.323600	19883.22	4.505918	145.6563	7.968128	10.47000	0.293116	35.76399	2.800608	86.80000	37.00000
1984	0.353000	19974.03	5.905211	373.8304	7.839650	10.78000	0.293083	37.08982	2.499747	89.30000	36.30000
1985	0.327200	20410.35	6.715299	304.6472	8.676901	9.590000	0.295988	36.98277	4.000044	89.40000	33.10000
1986	NA	20861.64	7.065697	48.10000	9.310705	9.470000	0.296659	32.24465	3.799903	94.70000	32.40000
1987	0.318800	21799.54	6.050465	19.85145	9.311447	9.710000	0.288025	35.76754	6.199825	108.9000	37.60000
1988	0.315215	22000.18	6.432711	16.30000	9.563098	10.11000	0.290001	33.98829	2.599752	109.4000	40.30000
1989	0.330430	21993.10	8.887918	20.20636	9.975137	10.19000	0.293812	30.54600	1.700842	104.9000	41.80000
1990	0.325191	22476.29	9.576338	17.16738	10.65062	10.41000	0.294390	30.37214	5.399585	107.7000	42.90000
1991	0.337323	22435.06	10.57448	19.00370	10.63635	10.31000	0.295812	30.08242	5.869544	97.80000	44.30000

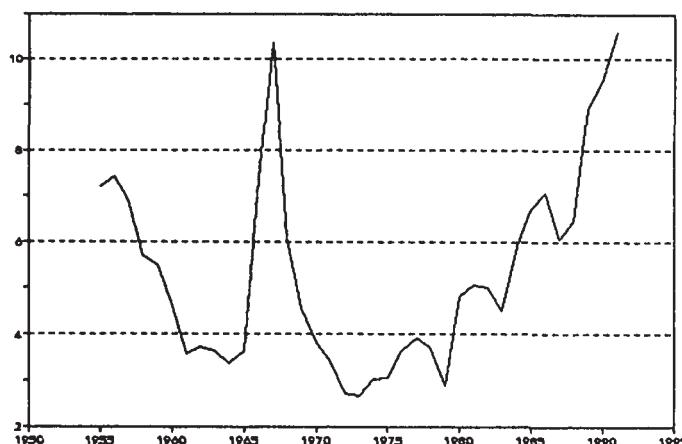
מדד גINI לאוכלוסית השכדים



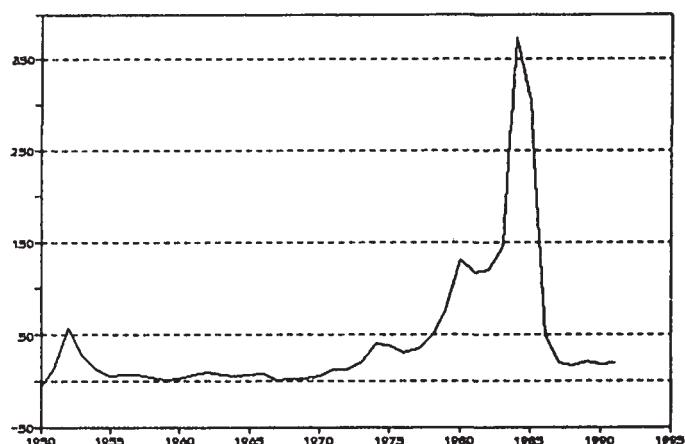
תוצר לנפש במחורי 90



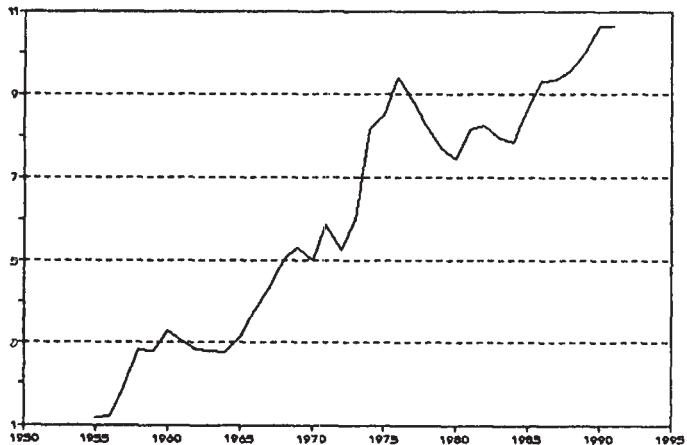
אבטלה



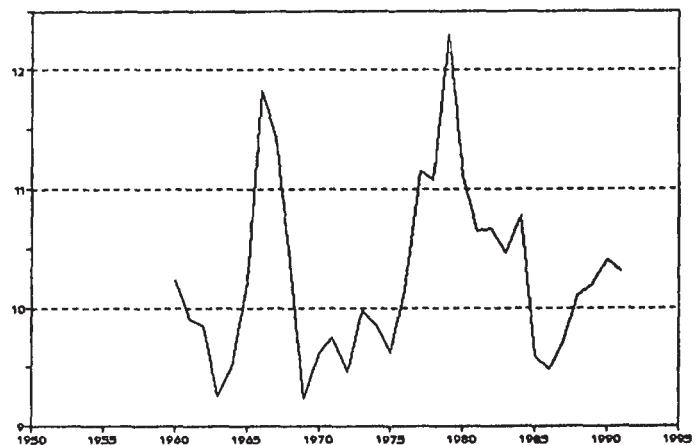
אומליידה



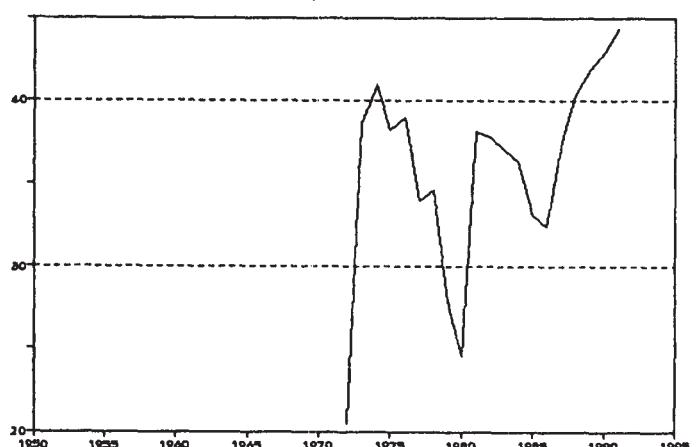
משקל תשולומי העברה בתוצר



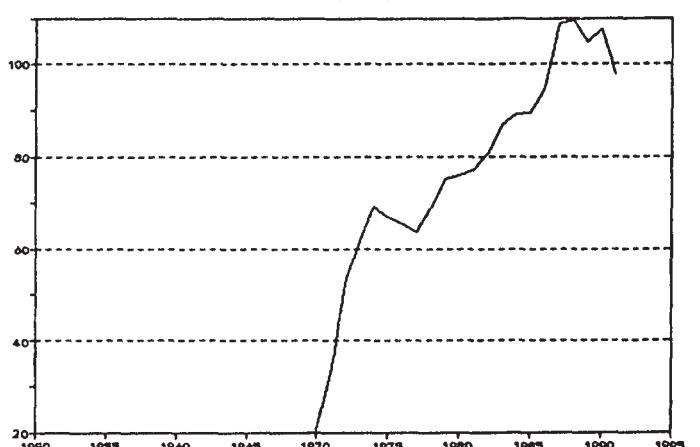
משקל הצריכה הציבורית האורחית בתוצר



שיעור שכר ומינימום מתוך השכר הממוצע



ערבים מיש"ע



סדרות מאמרים לדיוון

1988

- R. Ablin - The Logic of "Ricardian Equivalence" and the Deficit-Inflation Debate. 88.01
- ע. לויתן , - הגורמים המשפיעים על הרכב תקציב הממשלה. 88.02
- ש. פסח , - מדדים לרווחיות היוצאה. 88.03
- ד. יריב , - פרסום מדד המחרירים לצרכן ובחינת עילות שוק ניירות הערך בישראל. 88.04
- A. Cukierman and M. Sokoler - Monetary Policy and Institutions in Israel - Past, Present and Future. 88.05
- ש. אמיר , ר. קלינוב , - השפעת שינויים במבנה הותק של כוח העבודה על השכר , 1972-1983: גישת הקבועים והזמןאים. 88.06
- Y. Artstein and Z. Sussman - Wage Policy During Disinflation: The Israeli Stabilization Program of 1985. 88.07
- M. Beenstock and M. Ben-Gad - The Fiscal And Monetary Dynamics of Israeli Inflation: A Cointegrated Analysis 1970-1987. 88.08
- R. Melnick - The Demand for Liquid Assets in Israel, 1970 - 1985. 88.09
- M. Beenstock and M. Kahanaman - The Trade Balance Ratio and the Real Exchange Rate in Israel 1955 - 1986. 88.10
- A. Offenbacher - Short-Run Monetary Control in Israel. 88.11
- M. Beenstock - A Democratic Model of the "Rent-Sought" Benefit Cycle. 88.12

1989

צ. אורבן, ס. פיטרמן, - הריבית הריאלית והנומינלית על החוב הפנימי והחיצוני.	89.01
M. Beenstock - The Factorial Distribution of Income in the Union Bargaining Model.	89.02
R. Ablin - Erosion of the Real Exchange Rate; Demand and Growth - A Diagrammatic Clarification.	89.03
A. Bregman, M. Fuss and H. Regev - High-Tech Firms in Israeli Industry.	89.04
ד. גבע, י. פישר, - סקר החכירות של בנק ישראל - בחינה מחודשת.	89.05
R. Melnick - Forecasting Short Run Inflation in Israel 1983-1987 An Evaluation.	89.06
י. בן-רוה, - נטול הריבית על האשראי הבנקאי לזמן קצר בענפי המשק, 1983 עד 1988.	89.07
י. לביא, - השפעת שעררי הריבית על ההשקעה בענפי משק של הסקטור העסקי, במשק הישראלי - 1962 - 1987.	89.08
א. בן-בסט, - הרפורמה בשוק ההון - יעדים ותוצאות ראשונות.	89.09
A. Bregman - Technological Progress, Structural Change, and Productivity in Industry: The Case of Israel.	89.10
ע. בן-בסט, - מדדים למחירים מוצריים סחרים ובלתי סחרים.	89.11
L. (Rubin) Meridor and S. Pessach - The Balance-of-Payments Offset to Monetary Policy: An Examination of the Israeli Case.	89.12

1990

M. Bruno and L. (Rubin) Meridor - The Costly Transition from Stabilization to Sustainable Growth: Israel's Case.	90.01
D. Elkayam and Y. Tal - Monetary Aggregates and the Balance of Payments: Israel, 1970-1988.	90.02
R. Ablin - High Interest Rates, Spreads and Margins in Israel - An Analytical Review	90.03
S. Pessach and A. Razin - Targeting the Exchange Rate: An Empirical Investigation.	90.04
A. Ben-Bassat and D. Gottlieb - Optimal International Reserves and Sovereign Risk.	90.05
A. Ben-Bassat and D. Gottlieb - A Note on the Effect of Opportunity Cost on International Reserve Holdings.	90.06
מ. ברון, קשרי גומלין בין התפתחות הרכב הגילים, ההתפתחות הכלכלית ושיעור הניוואין והילודה בשני העשורים האחרונים	90.07
י. לביא, השפעת הריבית על הצריכה הפרטית, במודל מסורתי ובמודל עם צפויות רצינונאליות; ממצאים אמפיריים, 1962-1988	90.08
ס. ריבון, הגורמים המשפיעים על משך האבטלה של פרטימ הזוכים לדמי אבטלה	90.09

1991

- R. Melnick and Y. Golan - Measurement of Business Fluctuations in Israel. 91.01
- י. ארטשטיין, צ. זוטמן - דינâmika של עליות שכר בישראל: כוחות שוק והשוואות ביןענפויות 91.02
- M. Sokoler - Seigniorage and Real Rates of Return in a Banking Economy. 91.03
- E.K. Offenbacher - Tax Smoothing and Tests of Ricardian Equivalence: Israel 1961-1988. 91.04
- ג. עופר, ק. פלוג, נ. (קלינר) כסיר, - קליטה בתעסוקה של בעלי בריה"ם בשנת 1990 ובהלאה: היבטים של שמירה והחלפת משלחי יד. 91.05
- צ. זוטמן, ד. זכאי, - פערים בין בכירים וזוטרים ומשברים במערכת ציבורית: שכר הרופאים בשנים 1974 עד 1990. 91.06
- M. Beenstock, Y. Lavi and S. Ribon - The Supply and Demand for Exports in Israel. 91.07
- R. Ablin - The Current Recession and Steps Required for Sustained Recovery and Growth. 91.08
- צ. הרקוביץ, ל. (רובין) מרידור - ההשלכות המקרו-כלכליות של עליה המונית לישראל. 91.09
- M. Beenstock - Business Sector Production in the Short and Long Run in Israel: A Cointegrated Analysis. 91.10
- א. ארנון, ר. עמיחי, - הפרטה וגבולה. 91.11
- ק. פלוג, נ. כסיר (קלינר) - עלות העבודה בתעשייה הישראלית. 91.12

1991

- A. Marom - The Black-Market Dollar Premium: The Case of Israel. 91.13
- A. Bar-Ilan and A. Levy - Endogenous and Exogenous Restrictions on Search for Employment. 91.14
- M. Beentstock and S. Ribon - The Market for Labor in Israel. 91.15
- ד. אלקיים, - השפעת המדיניות המוניטרית על פער הריביות ב{}{
זר השקל הלא צמוד עד 1986. 91.16

1992

- מ. דהן, - בוחנת ממד הדחף הפיסකלי של ה-IMF עבור המשק הישראלי לשנים 92.01
.1990 עד 1964.
- O. Bar Efrat - Interest Rate Determination and Liberalization 92.02
of International Capital Movement: Israel 1973 - 1990.
- Z. Sussman and D. Zakai - Wage Gaps between Senior and Junior 92.03
Physicians and Crises in Public Health in Israel,
1974-1990.
- צ. ויס, ע. לויitan - התפתחות תשלומי העברה בישראל, 1965 עד 1989. 92.04
- O. Liviatan - The Impact of Real Shocks on Fiscal Redistribution 92.05
and Their Long-Term Aftermath.
- A. Bregman, M. Fuss and H. Regev - The Production and Cost 92.06
Structure of the Israeli Industry: Evidence from Individual
Firm Data.
- M. Beenstock, Y. Lavi and A. Offenbacher - A Macroeconometric 92.07
Model for Israel 1962-1990: A Market Equilibrium Approach
to Aggregate Demand and Supply.
- ס. ריבון, - מודל חדשני לשוק הכסף. 92.08
- R. Melnick - Financial Services, Cointegration and the Demand 92.09
for Money in Israel.
- מ. ברון, - העליות לארץ והשפעתן על הפסיכטומטר הדמוגרפי של האוכלוסייה והן 92.10
ההון האנושי
- ד. זינגר, - גורמים הקובעים את ההסתברות של פירמות להיסגר 92.11
- R. Melnick - Forecasting Short-Run Business Fluctuations in Israel. 92.12
- K. Flug, N. Kasir and G. Ofer - The Absorption of Soviet 92.13
Immigrants into the Labor Market from 1990 Onwards:
Aspects of Occupational Substitution and Retention.
- א. ארנון, ח. פרשטיין, - הפרטת מונופוליים טכניים: הריצעה אחר הבלתי מוכח. 92.14

1993

- B. Eden - How to Subsidize Education and Achieve Voluntary Integration: An Analysis of Voucher Systems. 93.01
- א. ברגמן , א. מרום , - גורמי צמיחה בסקטור העסקי בישראל (1958 עד 1988) 93.02
- מ. דהן , - צמיחה כלכלית تحت איום בייטחוני 93.03
- ק. פלוג, נ. (קלינר) קסיד - קליטה במעסוקה של בעלי חבר המרינות -
הטווה הקצר 93.04
- מ. דהן , - האם קיימת יריובות בין שיוויון בחלוקת ההכנסות להתפתחות כלכלית?
: המקרה של ישראל 93.05