סדרת מחקרי מדיניות

מחקר מדיניות 9

סדרת מחקרי מדיניות
מחקר מדיניות 9

הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי גמלת הבטחת הכנסה ותיקים, 1986–2002

אריה שרמן
אוניברסיטת בן־גוריון בנגב

ליאון זולוטוי
בית הספר למינהל עסקים, אוניברסיטת מלבורן, אוסטרליה

מכון ון ליר בירושלים
THE VAN LEER JERUSALEM INSTITUTE
معهد فان لير في القدس

התוכנית לכלכלה וחברה
במכון ון ליר בירושלים

POLICY STUDIES

No. 9

Modeling the Dynamics of Income Support Recipients in Israel, 1986–2002

Arie Sherman
Leon Zolotoy

עורכת מפיקה: שרה סורני
עורכת לשון: רונית טפיירו

הדעות המובאות בסדרת מחקרי המדיניות משקפות את דעתם של הכותבים
ולאו דווקא את עמדתה של התוכנית לכלכלה וחברה במכון ון ליר בירושלים

© תש״ע – 2010, מכון ון ליר בירושלים
דפוס ״חדקל״, תל־אביב

התוכנית לכלכלה וחברה

התוכנית לכלכלה וחברה במכון ון ליר בירושלים מבטאת קול ייחודי בשיח הציבורי בישראל בשאלות כלכלה וחברה. מסגרת זו הוקמה משום שלדעתנו קובעי המדיניות הכלכלית־חברתית מחזיקים לעתים קרובות בדעות נחרצות ושמרניות, שמקורן אידיאולוגי וביסוסן לוקה בחסר, ומשום שברוב המקרים הביקורת הנמתחת על המדיניות אינה מצליחה להעלות לדיון הציבורי חלופות מעשיות. התוכנית נועדה להעשיר את הדיון בסוגיות מרכזיות המעסיקות את הציבור בישראל מתוך זווית ראייה ביקורתית, כדי לעודד חשיבה מחדש על התפיסה הרווחת בסוגיות של כלכלה וחברה.

התוכנית משמשת מסגרת למחקר כלכלי־חברתי. נערכים בה מחקרים ונכתבים ניירות עמדה העושים שימוש במתודות מקובלות בכלכלה. בתוכנית משתתפים כלכלנים מוכרים באקדמיה ובמשק הישראלי וחוקרים ממדעי החברה. במסגרת זו מציגים אנשי מקצוע חלופות למדיניות הכלכלית הנהוגה, ונקודת המוצא היא הצורך בקידום צמיחה כלכלית בת קיימא המתבססת על טובת רוב האזרחים ועל הקטנת האי־שוויון בחברה.

אנו מודים כי ברצוננו להתערב בדיון הציבורי כדי להשפיע על תוצאותיו וכי אנו מחזיקים בדעות מגובשות משלנו. עם זאת, אנו מבטיחים לנמק את דעותינו אלה, לעגן אותן בהשקפה כוללת ולהשתית את טענותינו על מסד עובדתי מפורט וחשוף לביקורת. בכוונתנו להעמיד במוקד הפעילות סוגיות הנתונות במחלוקת, והנוגעות לתחומי המדיניות הכלכלית, לתפקידיה של הממשלה בשוק העבודה ולרשת הביטחון החברתית.

פרסומי התוכנית

- מחקרי מדיניות
- סדרת 11 מחלוקות בכלכלה
- איגרות אלקטרוניות
- ניירות עמדה
- דפי מידע
- הספר **מחלוקות בכלכלה**, בעריכת אריה ארנון ומשה יוסטמן (מכון ון ליר בירושלים והקיבוץ המאוחד, 2009)

פעילות לציבור

- ערבי דיון וימי עיון
- סדנאות ודיוני שולחן עגול בהשתתפות קובעי מדיניות
- כינוסים שנתיים

פרסומי התוכנית לכלכלה וחברה ומידע על פעילותה נמצאים באתר האינטרנט של מכון ון ליר בירושלים, www.vanleer.org.il

תוכן העניינים

תקציר 9

א. הקדמה 11

ב. המשתנים המסבירים בספרות המחקרית 13
1. תמריצים כספיים לעבודה 14
2. מחזוריות כלכלית 16
3. שינויים דמוגרפיים 16

ג. בסיס הנתונים ואוכלוסיית המחקר: תיאור וניתוח 18

ד. המשתנים המסבירים: מדידה וניתוח 21
1. תמריצים כספיים לעבודה 21
2. מחזוריות כלכלית 26
3. שינויים דמוגרפיים 27

ה. מתודולוגיה: ניתוח הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה 28
1. המודל של לי וקרטר לחילוץ הפקטור החבוי 29
2. ניתוח הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח ארוך ובטווח קצר 30

ו. המודל של לי וקרטר לחילוץ הפקטור החבוי: ממצאים ודיון 31

ז. הקשר בין הפקטור החבוי למשתנים המסבירים: ממצאים ודיון 36
1. ניתוח הקשר בטווח הארוך 36
2. ניתוח הקשר בטווח הקצר 38

ח. הפקטור החבוי והמשתנים המסבירים: ניתוח יציבות הקשר על פני זמן 42
1. הקשר בטווח הארוך: יציבות משוואת הקו־אינטגרציה 42
2. הקשר בטווח הקצר: פירוק שונות (Variance Decomposition) לפני השבר המבני ולאחריו 46

ט. סיכום ומסקנות 49

רשימת מקורות 52

נספח: שינויים סטטוטוריים שהשפיעו על מספר הזכאים לגמלת הבטחת הכנסה 56

תקציר

מחקר זה מנתח את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי גמלת הבטחת הכנסה במהלך שני העשורים שקדמו לרפורמה הגדולה במדיניות הרווחה בישראל בשנת 2003. המחקר מתמקד באוכלוסייה הוותיקה בלבד ומציע ניתוח כמותי של הגידול החד במספר מקבלי הבטחת הכנסה בקרב אוכלוסייה זו. אנו אומדים פקטור חבוי המדמה כוח כלכלי המניע את מקבלי הגמלה לפי ארבע עילות זכאות עיקריות, ומתמקדים בשלושה משתנים העשויים לתרום להבנת הסיבות להתהוותו: המשתנה הראשון הוא התמריץ הכספי לעבודה, שנמדד באמצעות יחס ההחלפה (כלומר היחס בין גובה הגמלה לגובה השכר החלופי). לפי התיאוריה הכלכלית, ככל שההטבות הכספיות גבוהות יותר ביחס לשכר המוצע בשוק העבודה כן יפחת התמריץ לעבודה ויגבר התמריץ להישען על מערכת הרווחה; המשתנה השני הוא המחזוריות הכלכלית, שנמדדת באמצעות המדד המשולב למצב המשק שמפרסם בנק ישראל ובאמצעות שיעור האבטלה; והמשתנה השלישי הוא שינויים דמוגרפיים, בעיקר גל העלייה הגדול בתחילת שנות התשעים, שנמדד על ידי מספר העולים וגודל האוכלוסייה בגיל העבודה. אלו הם ממצאינו העיקריים:

א. השפעתם ארוכת הטווח של שלושת המשתנים המסבירים נמצאה מובהקת: נמצא קשר שלילי בין התמריץ הכלכלי לעבודה לבין מספר מקבלי הקצבה – ממצא המתאים לתיאוריה הכלכלית; נמצא קשר שלילי בין גאות כלכלית לבין מספר מקבלי הקצבה; ונמצא קשר חיובי בין גידול דמוגרפי לבין מספר מקבלי הקצבה. ממצאים אלו אינם מפתיעים, ואולם עד כה התמקדו רוב המחקרים בהשפעתם של התמריצים הכספיים לעבודה מתוך התעלמות מתרומתם המובהקת של המשתנים האחרים.

ב. ניתוח הדינמיקה של מקבלי קצבת הבטחת הכנסה בטווח הקצר מצביע על השפעה גבוהה של המחזוריות הכלכלית ושל שינויים דמוגרפיים, ועל השפעה נמוכה של התמריצים הכספיים לעבודה. הסבר אפשרי לתופעה הוא ההבחנה בין זרם הנכנסים למעגל מקבלי הקצבה לבין זרם היוצאים ממעגל זה. הזרם הנכנס מושפע בעיקר מהמחזוריות הכלכלית: בתקופות שפל אנשים נפלטים משוק העבודה ונאלצים להישען על מערכת הרווחה. לאחר שהחלו לקבל את הגמלה, התמריצים הכספיים לעבודה הופכים למשפיעים יותר בהחלטה אם לצאת ממעגל הרווחה.

ג. אנו מזהים נקודת שבר באמצע שנות התשעים: עד לנקודה זו היתה השפעתם של המחזוריות הכלכלית ושל השינויים הדמוגרפיים גבוהה, ואילו השפעתם של התמריצים הכספיים לעבודה זניחה, ולאחריה התהפכה המגמה. הסברים

חלקיים לתופעה עשויים להיות שינויים סטטוטוריים – שהביאו לגידול ביחס ההחלפה, וכן כניסתם של עובדים זרים לישראל בקצב גדל והולך – תהליך שהוביל לשחיקת שכרם של עובדים לא מיומנים. שני גורמים אלו פגעו בכדאיות העבודה.

ממצאים אלו מעידים שמספר מקבלי הגמלה מושפע לא רק מהיחס בין גודל הקצבה המוענקת לגודל השכר החלופי, אלא גם מגורמים אחרים, בראש ובראשונה המחזוריות הכלכלית. לפיכך, הצלחתה של רפורמה במערכת הרווחה קשורה קשר הדוק למצב הכלכלה.

א. הקדמה

ב־1982 נכנס לתוקף חוק הבטחת הכנסה, התשמ״א־1980. החוק הבטיח לכל האוכלוסייה הכנסה בסיסית כזכות חברתית ובכך תרם לשינוי מהותי במבנה מערכת הביטחון הסוציאלי בישראל (גל 2004). בשנת 2003, במסגרת רפורמה נרחבת במדיניות הרווחה, צומצמו ההטבות לזכאים לגמלה.[1] מאז נחקק חוק הבטחת הכנסה ועד שהוחלט לשנותו מן היסוד שני עשורים לאחר מכן, מספר המשפחות בגיל העבודה שקיבלו את הגמלה גדל ביותר מפי 15(!) – מ־9,880 בשנת 1982 ליותר מ־150,000 בשנת 2002 (המוסד לביטוח לאומי 1983; 2004).[2] איך אפשר להסביר את הגידול החד הזה?

מכל הגורמים האפשריים לתופעה, תשומת הלב המחקרית ניתנה בעיקר לניתוח האופן שבו מבנה הגמלה משפיע על התמריצים הכספיים לעבודה. דניאל גוטליב (2002א), וכן דמיטרי רומנוב ונעם זוסמן (Romanov and Zussman 2004), טוענים שהגורם העיקרי לעלייה במספר מקבלי הגמלה היה השינוי ביחס ההחלפה (replacement rate) – הגידול בכוח הקנייה של הגמלה להבטחת הכנסה ביחס לכוח הקנייה של השכר המשולם לעובדים לא מיומנים. לפי התיאוריה הכלכלית המקובלת (ראו למשל Moffitt 2002; Grogger and Karoly 2005) הדבר מוביל ל״הפחתת הנכונות לעבוד והתרחקות משוק העבודה תוך יצירת תלות בקצבאות קיום לאורך זמן, החלשת התמריץ להשקיע בחיפוש עבודה במקרה של אובדן מקום העבודה ושחיקת התמריץ לשמור על מקום העבודה״ (שביב 1999). הסבר זה תומך תיאורטית בהחלטת ממשלת ישראל בשנת 2003 לצמצם את ההטבות לזכאים לגמלה. ואולם, כאמור, המחקר הקיים מתעלם במידה רבה מהשפעתם של גורמים אחרים – קרי המחזוריות הכלכלית והשינויים הדמוגרפיים – על השינויים בגודל האוכלוסייה הנתמכת. מטרתנו כאן להאיר את מכלול הגורמים לגידול החד באוכלוסיית מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה בשנים 1986–2002. אנו סבורים כי ניתוח מקיף ומעמיק של הדינמיקה של אוכלוסייה זו בטווח הקצר ובטווח הארוך, ניתוח המתבסס על מתודולוגיה אקונומטרית מתקדמת, יציג תמונה שלמה יותר שתאפשר לעצב מדיניות רווחה יעילה וצודקת יותר.

מחקר מדיניות זה מתמקד באוכלוסייה הוותיקה בלבד, ולא באוכלוסיית העולים. יצאנו מנקודת הנחה שאת הגידול הלא מבוטל במספר משפחות העולים המקבלות גמלה להבטחת הכנסה אפשר לתלות בגורמים ייחודיים שאינם מאפיינים את המשפחות

1 ראו חוק ההסדרים 2003, פרק ד, סעיף 17: ״תיקון חוק הבטחת הכנסה״.

2 כאשר מובא בחשבון הגידול באוכלוסייה, מתברר שבשנת 1982 כ־1% מכלל המשפחות בגיל העבודה קיבלו גמלה להבטחת הכנסה, ובשנת 2002 – כ־10% (Romanov and Zussman 2004).

הוותיקות, כגון קשיי קליטה והסתגלות לארץ החדשה.[3] מחקרנו נחלק לשני שלבים: בשלב הראשון אנו משתמשים במודל של רונלד לי ולורנס קרטר (Lee and Carter 1992) לבסיס הנתונים כדי לחלץ פקטור חבוי (latent factor).[4] פקטור זה מספק אומדן לכוחות הכלכליים והדמוגרפיים המניעים את הדינמיקה המשותפת של מקבלי גמלה להבטחת הכנסה לפי ארבע עילות זכאות עיקריות: "חוסר תעסוקה", "שכר נמוך", "בלתי ניתנים להשמה" ו"אם לילדים". אמידת הפקטור החבוי תורמת להבנת התהליכים שהובילו לגידול הכולל במספר מקבלי הבטחת הכנסה ותיקים – שלא כמו גישות מקובלות אחרות, המתמקדות בגורמים, הן הכלליים והן הייחודיים, לשינוי במספר מקבלי הקצבה לפי כל עילת זכאות. באופן כללי נאמר שככל שהמודל שבחרנו מסביר אחוז גדול יותר מההשתנות של כל קבוצות הזכאות, כן תתחזק מסקנתנו שהפקטור החבוי על פי מודל זה הוא אומדן טוב לדינמיקה המשותפת לכלל מקבלי הגמלה, ולכן ניתוח הדינמיקה שלו שקול לניתוח הגורמים לגידול במספר מקבלי הגמלה הוותיקים.

בחרנו לאמוד את הפקטור החבוי באמצעות המודל של לי וקרטר משתי סיבות: ראשית, מודל זה מאפשר גמישות רבה בכך שאינו מחייב להניח הנחות מוקדמות על הגורמים להיווצרות הפקטור (לדוגמה שינויים סטטוטוריים הנוגעים לכל עילת זכאות). שנית, המודל קל ליישום באמצעות תוכנות סטטיסטיות קיימות ואמידתו אינה מצריכה משאבים יקרים (לדוגמה זמן חישוב). גישה זו מתאימה גם לניתוח הדינמיקה של אוכלוסיית העולים מקבלי הבטחת הכנסה, אולם לא בטוח שפקטור אחד מתאים לתיאור הדינמיקה של שתי האוכלוסיות, ואפשר שצריך לאמוד שני פקטורים שונים.

בשלב השני של מחקרנו אנו משתמשים בטכניקות מקובלות לניתוח סדרות עתיות – קו־אינטגרציה (Cointegration) ופירוק שונות (Variance Decomposition)[5] – כדי לאמוד את טיב הקשרים, בטווח הקצר ובטווח הארוך, בין הפקטור החבוי לבין שלושה משתנים מסבירים: תמריצים כספיים לעבודה, מחזוריות כלכלית ושינויים דמוגרפיים. ניתוח זה מאפשר לנו להסיק מסקנות בדבר האופן שבו השפיעו שלושת המשתנים על ההשתנות של אוכלוסיית מקבלי הגמלה לאורך התקופה הנבחנת. הנתונים שלנו נאספו באופן ידני מארכיב המוסד לביטוח לאומי, אחת לחודש, בעבור השנים 1986–2002.

---

3 בשנים 1992–2002 גדל מספר משפחות העולים המקבלות גמלת הבטחת הכנסה פי ארבעה בקירוב. שיעור העולים בסך מקבלי הגמלה גדל מ־27% בשנת 1992 לכמעט 40% בשנת 2002 (המוסד לביטוח לאומי 2004).

4 פקטור חבוי – משתנה שאינו נצפה ויש לחלץ אותו מתוך בסיס הנתונים באמצעות מודל אקונומטרי. על המודל של לי וקרטר ראו בהמשך.

5 קו־אינטגרציה – קשר ארוך טווח בין משתנים כלכליים עתיים; פירוק שונות – שיטה אקונומטרית המשמשת לניתוח הקשר בטווח הקצר בין משתנים עתיים. לדיון מעמיק ראו Lütkepohl 2006.

בפרק הבא נסקור בקצרה את הספרות המחקרית מהארץ ומהעולם שלפיה בחרנו את שלושת המשתנים המסבירים את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבאות. בפרק ג נתאר את בסיס הנתונים ששימש אותנו, נציג את אוכלוסיית המחקר על פי חלוקה לארבע קבוצות ונתאר את השתנות אוכלוסייה זו לאורך התקופה הנחקרת. בפרק ד נציג את האופן שבו אמדנו את שלושת המשתנים המסבירים ונדון בהתפתחות המשתנים הללו לאורך הזמן. בפרק ה נתאר בקצרה את המתודולוגיה ששימשה אותנו בניתוח הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה על פי ארבע עילות הזכאות. תחילה נתאר את המודל של לי וקרטר שבעזרתו חילצנו את הפקטור החבוי, ולאחר מכן נציג את המבחנים הסטטיסטיים שאפשרו לנו לבחון את הקשר בין הפקטור החבוי לבין המשתנים המסבירים. בפרק ו נציג את ממצאי השלב הראשון – חילוץ הפקטור החבוי על פי המודל של לי וקרטר. כדי לשפר את הבנתנו ביחס למודל נאמוד את הפקטור בדרכים שונות, בין השאר בניכוי הגורם המחזורי. נבדוק את התפתחות הפקטור על פני זמן, ונדון ברגישות של כל קבוצה אליו. בפרק ז נציג את ממצאי השלב השני – ניתוח הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח הארוך (משוואת הקו־אינטגרציה) ובטווח הקצר (פירוק שונות), כדי לעמוד על טיב הקשרים בין הפקטור החבוי לבין שלושת המשתנים המסבירים. בפרק ח נבדוק את יציבות הקשרים שנמצאו בין הפקטור החבוי למשתנים המסבירים על פני זמן, ונדון בממצאי המחקר לפני השבר המבני ולאחריו. בפרק האחרון יובאו סיכום המחקר והמסקנות העולות ממנו – ובראשן המסקנה שבקביעת מדיניות הרווחה אין להתעלם ממשתנים מקרו־כלכליים ומשינויים דמוגרפיים, נוסף על התמריצים הכלכליים לעבודה.

ב. המשתנים המסבירים בספרות המחקרית

המחקר הבוחן את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבאות צעיר יחסית. נטען למשל שבארצות הברית החל המחקר לעסוק בהרחבה בסוגיית ההשתנות של אוכלוסיית מקבלי הקצבאות רק לאחר הרפורמה ב־1996 (Blank 2002, 1127).[6] מדיניות הרווחה בארץ הושפעה רבות מהרפורמה בארצות הברית – בעקבותיה הוחלט להפעיל תוכנית שמטרתה לשלב מקבלי קצבאות הבטחת הכנסה בשוק העבודה (״מרווחה לעבודה״) – ואולם למיטב ידיעתנו טרם פורסם מחקר אמפירי הבוחן את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הבטחת הכנסה בישראל.

הספרות המחקרית הבינלאומית מציעה שלושה משתנים שעשויים להשפיע באופן

6 לתיאור הרפורמה ותוצאותיה ראו שרמן 2007.

תיאורטי על מספר מקבלי הקצבאות: תמריצים כספיים לעבודה, מחזוריות כלכלית ושינויים דמוגרפיים. משתנה נוסף שעשויה להיות לו השפעה הוא שינויים סטטוטוריים הנוגעים לתנאי הזכאות לגמלה (לסקירה קצרה של שינויים אלו ראו בנספח). משתנה זה אינו נבחן במחקר כמשתנה מסביר נפרד, אולם אנו מנתחים השפעות אפשריות של שינויים סטטוטוריים בולטים – כגון חוק משפחות חד־הוריות, התשנ״ב־1992; החוק לצמצום העוני והפערים בהכנסות (תיקוני החקיקה), התשנ״ד־1994; והחוק לצמצום ממדי העוני (תיקוני החקיקה) (צעדים משלימים), התשנ״ה־1995 – על הדינמיקה של הפקטור החבוי. להלן נדון במשתנים המסבירים כפי שהם מופיעים בספרות המחקרית בארץ ובעולם.

1. תמריצים כספיים לעבודה

המודל הניאו־קלאסי של פנאי ותצרוכת משמש בסיס תיאורטי מקובל לניתוח ההשפעה של תוכניות רווחה המחייבות מבחן הכנסות על היצע העבודה (ראו Moffitt 2002). לפי מודל זה הצרכן שואף להשיג רווחה מִרבית, והחלטתו אם להשתתף בתוכנית רווחה, דוגמת הבטחת הכנסה, מושפעת משקילה של שני פרמטרים אובייקטיביים: מצד אחד גובה הגמלה ומצד אחר גובה השכר שיוכל להשתכר בשוק העבודה. ככל שעולה היחס בין ההטבות הכספיות המוענקות במסגרת תוכנית הרווחה לבין השכר החלופי, כן תספק תוכנית הרווחה תמריץ כספי שלילי גדול יותר לעבודה (extrinsic motivation).

מחקרים אמפיריים בארץ ובעולם מצביעים על ההשפעה השלילית שיש למערכת הרווחה על היצע העבודה של מקבלי קצבאות. כך לדוגמה נמצא שתוכנית הרווחה ״סיוע למשפחות חד־הוריות״ (Aid to Families with Dependent Children – AFDC), שפעלה בארצות הברית משנת 1935 עד הרפורמה ב־1996, הקטינה את היצע העבודה של המשתתפים בתוכנית בשיעור של 10%–50%.[7] השפעה שלילית של תוכניות רווחה על היצע העבודה של אימהות במשפחות חד־הוריות המקבלות גמלה להבטחת הכנסה נמצאה גם באנגליה (ראו Gregg and Harkness 2003), באוסטרליה (ראו Doiron 2004) ובישראל (ראו Flug and Kasir [Kaliner] 2006; Frish and Zussman 2008).

בישראל הגמלה להבטחת הכנסה נעשתה נדיבה יותר עם השנים, ובד בבד חלה שחיקה יחסית בשכרם של עובדים לא מיומנים. גוטליב (2002א) מציג ממצאים שלפיהם הגמלה להבטחת הכנסה בתוספת ההטבות הכספיות הנלוות לה – סיוע בשכר דירה, הנחה בארנונה והנחות נוספות – הגיעו לשיעור של 96% מהשכר החלופי של בעלי השכלה של 11–12 שנות לימוד בגילים 35–44. כמו כן, מאז שנות השמונים גדלים פערי ההכנסה בין עובדים מיומנים לבין עובדים לא מיומנים עקב גורמים כגון התפתחות

7 ראו סקירה נרחבת אצל Danziger *et al.* 1981; Moffitt 1992; Hoynes 1997.

טכנולוגית (שמביאה לצמצום הביקוש לעובדים לא מיומנים), תהליך הגלובליזציה, גידול במספר העובדים הזרים ושינויים דמוגרפיים בעקבות גל העלייה בשנות התשעים.[8] הן גוטליב (שם) והן רומנוב וזוסמן (Romanov and Zussman 2004) מצביעים על ההטבות הכספיות הגלומות בגמלה להבטחת הכנסה מחד גיסא, ועל השחיקה בשכר החלופי של עובדים לא מיומנים מאידך גיסא, כעל שני גורמים מרכזיים לגידול במספר מקבלי הבטחת הכנסה בתקופה שקדמה לרפורמה של 2003. מעניין שלעומת העלייה במידת האטרקטיביות של הגמלה להבטחת הכנסה בארץ, חלה ירידה מתמשכת במידת האטרקטיביות של מערכת הרווחה בארצות הברית (Hoynes and MaCurdy 1994).

ראוי להעיר כי המודל הניאו־קלאסי הרגיל מתעלם מהשפעתם של משתנים סובייקטיביים על הבחירה בין עבודה לרווחה (intrinsic motivation). ואולם, בשנים האחרונות עלה קרנה של הספרות הכלכלית העוסקת בסוגיית השפעתם של משתנים סובייקטיביים על רמת האושר. מחקרים רבים מראים שאבטלה היא המשתנה בעל ההשפעה השלילית הגבוהה ביותר על האושר.[9] כמו כן נמצא שהתועלת הלא כספית מעבודה שקולה ל־46% מן השכר המוניטרי (Van Praag and Carnbonell 2002). ממצאים אלו אינם מפתיעים לנוכח הטענה המשותפת לחיבורים רבים בתחומי הסוציולוגיה, הפסיכולוגיה, הפילוסופיה והכלכלה, שלפיה העבודה מספקת תגמולים לא חומריים, בהם פיתוח האגו וההערכה העצמית ויצירת קשרים חברתיים מחוץ לסביבה האורגנית.[10] התחשבות במשתנים סובייקטיביים, נוסף על המשתנים האובייקטיביים (הנצפים), היא הכרחית אפוא להבנה מעמיקה ונכונה של הקשר התיאורטי, הרב־ממדי, בין מאפייני מערכת הרווחה לבין בחירתו של אדם בין עבודה לקצבה. רוברט מופיט (Moffitt 1983) מדגים התחשבות כזאת בהציגו מודל תיאורטי המסביר שאנשים רבים בוחרים שלא להצטרף למעגל הרווחה בשל התווית החברתית השלילית המוצמדת למקבלי הגמלה. עם זאת, מחקרנו אינו בודק את השפעתם האפשרית של המשתנים הסובייקטיביים על הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבה בישראל, משתי סיבות: האחת, ישנו קושי אינהרנטי באיסוף הנתונים לבדיקה אמפירית של השפעה זו; האחרת, אנו מניחים

8 ראו קסיר ואחרים 2000; זוסמן 2004; Dahan 2002. ראוי לציין שמגמת השחיקה בשכרם של עובדים לא מיומנים אינה ייחודית לישראל, והיא מאפיינת גם את המשק האמריקני (ראו Blank *et al.* 2006). ואולם התרחבות הפערים בישראל בולטת בממדיה לעומת מדינות אירופה (ראו למשל Acemoglu 2003).

9 ראו Clark and Oswald 1994; Korpi 1997; Winkelman and Winkelman 1998; Clark 2006.

10 ראו Erikson 1959; Schumacher 1973; Jahoda 1981; Levitan and Johnson 1982; Heilbroner 1985; Applebaum 1992; Frey 1997; Thomas 1999.

שהשפעת המשתנים הסובייקטיביים קבועה למדי לאורך השנים ולכן השפעתה על הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבה היא זניחה.

2. מחזוריות כלכלית

המצב המקרו־כלכלי משפיע תיאורטית על סיכוייו של מובטל לצאת לעבודה ולפיכך להיגרע ממצבת מקבלי הקצבאות. בתקופות של גאות כלכלית הביקוש לעובדים גדל ולכן שיעור האבטלה צפוי לרדת; בתקופות של שפל כלכלי המצב הפוך – הביקוש לעובדים קטן, ולא זו בלבד אלא שחברות רבות מפטרות עובדים כדי להתייעל, ולכן שיעור האבטלה צפוי לעלות. בזמני שפל זרם היוצאים ממעגל הרווחה צפוי להיחלש ואילו זרם המצטרפים אליו צפוי להתחזק, וכך גדל מספר מקבלי הקצבאות.[11]

במחקרים אמפיריים שנעשו בארצות הברית נמצא כי לשיעור האבטלה היתה השפעה רבה על הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי קצבאות בתקופה שלאחר הרפורמה של 1996.[12] כמו כן נמצא ששיעור התעסוקה של עובדים לא מיומנים נוטה להיות מושפע ממחזור העסקים יותר משיעור התעסוקה של עובדים מיומנים (ראו Hoynes 1999; Blank *et al.* 2006). בישראל נצפית תופעה דומה (פרסמן וארנון 2007). מומי דהן (Dahan 2007) מצביע על תופעה נוספת הקשורה למצב המקרו־כלכלי: בעתות שפל מובטלים עשויים להתייאש מלמצוא עבודה ולכן רבים מהם יזדקקו לרשת הביטחון הסוציאלית שמעניקה המדינה בדמות הגמלה להבטחת הכנסה.

על אף ההיגיון התיאורטי של ההשערה שלשינויים במחזור העסקים יש השפעה על מספר מקבלי גמלת הבטחת הכנסה, ישנם חוקרים שאינם מוצאים מתאם בין שיעור האבטלה לבין מספר מקבלי הגמלה ומציעים גורמים אחרים לגידול במספר זה. רומנוב וזוסמן (Romanov and Zussman 2004) מציגים נתונים שלפיהם ישנו מתאם חיובי בין הירידה במצבת כוח האדם בשירות התעסוקה לבין הגידול במספר מקבלי הבטחת הכנסה.[13] ואילו גוטליב (2002א) מפקפק במידת ההשפעה שהיתה לשיעור האבטלה על הגידול במקבלי הבטחת הכנסה בשנות התשעים.

3. שינויים דמוגרפיים

בשנות התשעים התחולל בישראל שינוי דמוגרפי עמוק בעקבות גל עלייה גדול ממדינות

11 בשנים 1986–2002 חווה המשק הישראלי שלוש תקופות של גאות כלכלית ושלוש תקופות של שפל כלכלי. ראו פירוט אצל Flug and Strawczynski 2007.

12 לסקירה נרחבת של הממצאים ראו Blank 2002; 2007; Grogger and Karoly 2005.

13 רומנוב וזוסמן מצביעים על שלושה גורמים לגידול במספר מקבלי הבטחת הכנסה. הראשונים הם השחיקה בשכר החלופי של עובדים לא מיומנים ונדיבות הגמלה להבטחת הכנסה (כפי שתואר לעיל), והשלישי הוא כאמור הירידה בתשומת העבודה בשירות התעסוקה.

ברית המועצות לשעבר ומאתיופיה. יותר ממיליון עולים חדשים הגיעו לישראל בשנים אלו והגדילו את אוכלוסייתה בשיעור חד של 20%. רחל פרידברג (Freidberg 1996) מציינת שארצות הברית ומדינות מערב אירופה מעולם לא חוו גל הגירה בהיקף כזה. התיאוריה של כלכלת העבודה מציגה שתי דרכים שבהן גל הגירה נרחב משפיע על מספר מקבלי הקצבאות. האחת, לפי ג'ורג' בורחס (Borjas 1999) מדיניות רווחה נדיבה היא "מגנט" למהגרים. בורחס מראה כיצד ההבדל במידת הנדיבות של מערכות הרווחה במדינות השונות בארצות הברית גורמת להתקבצות מהגרים במדינות שבהן התנאים הסוציאליים עדיפים (geographic clustering). אנשים עשויים אפוא להגר לישראל רק בזכות נדיבותה של מערכת הרווחה, ומהגרים שלא הצליחו להיקלט בישראל באופן משביע רצון עשויים להישאר בה רק בגלל התנאים הסוציאליים המוענקים להם. אמנם בישראל לא נערך מחקר המקביל למחקרו של בורחס, אך עובדה היא שבעקבות גל העלייה הצטרפו יותר מ־50,000 משפחות בגיל העבודה לאוכלוסיית מקבלי הבטחת הכנסה, ויותר משליש ממקבלי הגמלה בשנת 2002 היו עולים (המוסד לביטוח לאומי 2004). בארצות הברית, בעקבות החשש שמהגרים רבים יהפכו לנטל תקציבי, קוצצו ההטבות הסוציאליות המוענקות להם (Borjas 2002), אך לא כן בישראל. כדברי שלמה סבירסקי, "הקצבה להבטחת הכנסה, יחד עם תוכניות סיוע אחרות, אפשרה למדינה לקלוט עולים בתנאים מיטביים. מערכת הביטחון הסוציאלי, שלא עמדה לשירות העלייה ההמונית של שנות החמישים והשישים, שימשה בשנות התשעים כלי יעיל ורב עוצמה לקליטת עלייה" (סבירסקי 2004, 152).

הדרך השנייה שבה גל ההגירה משפיע על מספר מקבלי הקצבאות היא באמצעות השפעתו על האוכלוסייה הוותיקה. לפי המודל הרגיל, הצטרפותם של עובדים חדשים אל שוק העבודה מובילה, בשיווי משקל תחרותי, לירידה בשכר העבודה ולגידול בסך העובדים המועסקים במשק. בהנחה שעקומות ההיצע והביקוש לעובדים הן בעלות גמישות רגילה,[14] הצטרפותם של העולים החדשים אל מעגל המועסקים צפויה לדחוק עובדים ותיקים אל מחוץ לשוק העבודה וכך להפוך רבים מהם למקבלי קצבאות. בורחס (Borjas 2003) בחן את השפעת המהגרים לארצות הברית בשנים 1960–2001 על אפשרויות התעסוקה של עובדים ותיקים, ומצא שההגירה אכן פגעה בהן. פרידברג (Friedberg 1996), במחקר מוקדם אשר בחן את הנושא בישראל, מצאה שגל העלייה ממדינות ברית המועצות לשעבר גרם להפחתת שיעור הגידול בתעסוקת עובדים ותיקים.

14 גמישות עקומות ההיצע והביקוש חשובה שכן הגדלת היצע העבודה בעקבות גל העלייה פועלת להקטנת שכר העבודה ועקב כך להפחתת רצונם של העובדים הוותיקים לעבוד. תופעה זו תצטמצם ככל שעקומת היצע העבודה של הוותיקים תהיה קשיחה יותר. כמו כן, אפשר שעולה חדש יחליף עובד ותיק בלי שהדבר יבוא לידי ביטוי בשיעור האבטלה הכללי, אלא רק בשיעור האבטלה בקרב הוותיקים (השיעור יגדל) ובקרב העולים (השיעור יקטן).

ג. בסיס הנתונים ואוכלוסיית המחקר: תיאור וניתוח

הנתונים על מקבלי הקצבה נאספו אחת לחודש – שלא כמו מחקרים אחרים, שבהם מנותחים נתונים שנתיים. המידע נאסף באופן ידני מתוך הארכיב של המוסד לביטוח לאומי, מכיוון שהתקשינו לחלץ נתונים רציפים מתוך הפרסומים של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ושל המוסד לביטוח לאומי.[15] בסיס הנתונים הרחב ביותר שהצלחנו לבנות מכסה את התקופה שמתחילה בנובמבר 1986 ומסתיימת במרס 2002. המדגם אינו כולל נתונים מאוחרים יותר, משתי סיבות: ראשית, בשנת 2003 חלו שינויים סטטוטוריים בולטים בכללי הזכאות. שנית, בשנת 2005 הופעלה תוכנית ויסקונסין ("אורות לתעסוקה" הוא שמה החדש), שמטרתה לשלב את מקבלי הקצבה במעגל העבודה, במסגרת ניסיונית ומצומצמת בארבעה אזורים בארץ. תוכנית זו השפיעה בוודאי על מספר מקבלי הגמלה באזורים שבהם היא הופעלה, ולבדיקת השפעתה נחוץ מחקר נפרד. התוכנית במתכונתה הנוכחית בוטלה באפריל 2010.

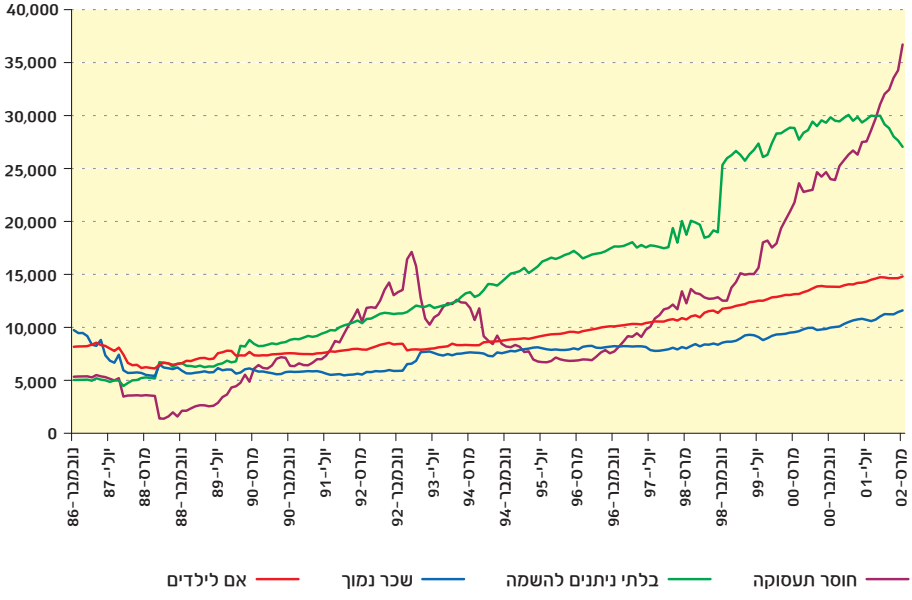
כאמור, המחקר מתמקד באוכלוסייה הוותיקה בלבד ומציע ניתוח כמותי של הגידול החד במספר מקבלי הבטחת הכנסה בקרב אוכלוסייה זו. לצורך ניתוחנו חילקנו את אוכלוסיית מקבלי הקצבאות הוותיקים לארבע קבוצות, על פי עילות הזכאות העיקריות שקבע המוסד לביטוח לאומי:

1. "חוסר תעסוקה": משפחות שבהן ראש המשפחה מובטל ונדרש לעמוד במבחן תעסוקה.
2. "שכר נמוך": משפחות שבהן ראש המשפחה משתכר שכר הנמוך משכר סף שנקבע בחקיקה, והמשפחה זכאית להשלמת הכנסה עד לרמת הסף.
3. "אם לילדים": משפחות חד־הוריות המקבלות גמלה. האם זכאית לגמלה ללא מבחן תעסוקה. הגמלה אינה מותנית בניסיון למצוא עבודה כל עוד האם מטפלת בילד עד גיל 7.
4. "בלתי ניתנים להשמה": משפחות שבהן ראש המשפחה פטור זמנית ממבחן תעסוקה. עם קבוצה זו נמנים בין היתר מכורים לסמים, אלכוהוליסטים ודרי רחוב.

תרשים 1 להלן מתאר את הדינמיקה שנצפתה באוכלוסיית מקבלי גמלה ותיקים על פי ארבע עילות הזכאות העיקריות.

15 לנתוני המוסד לביטוח לאומי ראו www.btl.gov.il; לנתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ראו www.cbs.gov.il

תרשים 1: מקבלי גמלה להבטחת הכנסה ותיקים לפי ארבע עילות הזכאות העיקריות, נובמבר 1986 עד מרס 2002



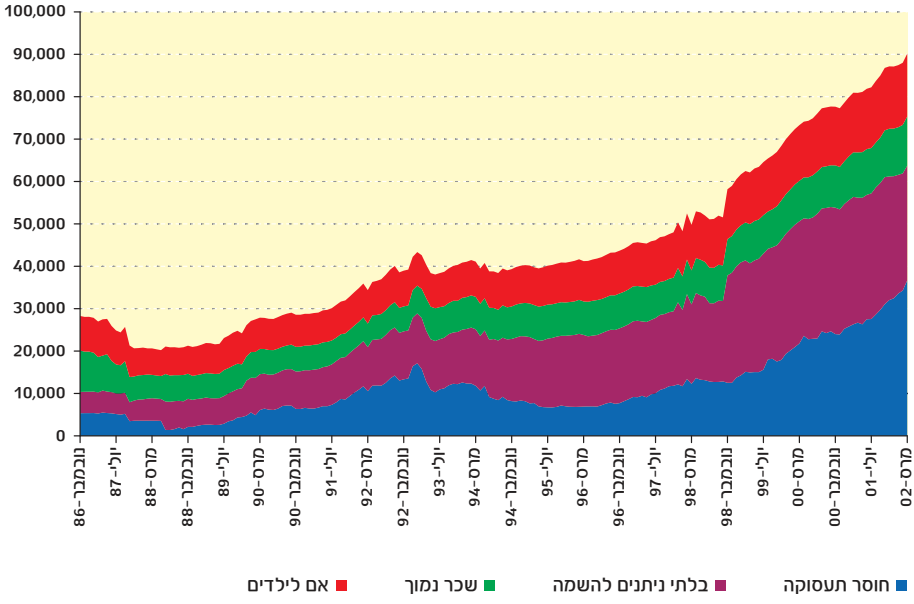
התרשים מראה שמספר מקבלי הגמלה עולה עם הזמן, בכל ארבע העילות. קבוצת "חוסר תעסוקה" היא התנודתית ביותר. קבוצה זו גדלה בעקביות משלהי שנות השמונים ועד לסוף שנת 1992. אחר כך הצטמצמה הקבוצה עד לשפל חיובי בשנת 1996. בראשית שנת 1997, בעת שהמשק נקלע למיתון לאחר צמיחה מתמשכת של 69 חודשים, שבה הקבוצה לגדול. המחזוריות הבולטת המאפיינת את קבוצת מקבלי הגמלה על פי עילת "חוסר תעסוקה" מרמזת על רגישות יתר שלה למחזורי העסקים ומחזקת את ההשערה שיש לתלות את הגידול במספר הנתמכים בתנאים המקרו־כלכליים.

תרשים 1 לעיל מצביע גם על גידול מתון במספר מקבלי הגמלה לפי עילת "בלתי ניתנים להשמה" עד לספטמבר 1998, ועל גידול חד במספרם לאחר מועד זה. הסבר אפשרי לכך הוא שינוי סטטוטורי שבעקבותיו נוספה תת־העילה "בלתי ניתנים להשמה לצמיתות". לתת־קבוצה זו שייכים אנשים ששירות התעסוקה החליט לפטור אותם סופית ממבחן תעסוקה. הקבוצה גדלה פי שלושה עד לשנת 2001. גוטליב טוען "שהתהליך [הוספת תת־העילה] אמנם תקין אך לא ברור מה השתנה במבנה האוכלוסייה הרלוונטית או במשק בשנים 1998 עד 2000, שהצדיק זינוק כה חד" (גוטליב 2002א, 143). כמו

כן, התרשים מצביע על גידול במספר מקבלי הגמלה על פי שתי עילות הזכאות האחרות (״שכר נמוך״ ו״אם לילדים״), אך מדובר בגידול מתון לעומת הגידול בשתי העילות האחרות.

תרשים 2 להלן מציג את חלקה היחסי של כל קבוצה בסך מקבלי הגמלה הוותיקים.

תרשים 2: חלקה היחסי של כל קבוצת זכאות בסך מקבלי הגמלה לחבטחת הכנסה הוותיקים, נובמבר 1986 עד מרס 2002



הממצא הבולט בתרשים הוא הגידול היחסי בקבוצת ״בלתי ניתנים להשמה״. בשלהי שנות השמונים היה משקלה של קבוצה זו 18% מסך מקבלי הגמלה, אך בתוך עשור עלה משקלה ל־40%, יותר מפי שניים. לעומת הגידול בקבוצת ״בלתי ניתנים להשמה״ חל צמצום בקבוצות ״שכר נמוך״ ו״אם לילדים״. בשנת 1986 חלקה של קבוצת ״שכר נמוך״ בסך מקבלי הגמלה היה 34%, והוא ירד ל־13% בשנת 2002; ואילו משקלה של קבוצת ״אם לילדים״ ירד מ־35% באוקטובר 1987 ל־16% בשנת 2002. חלקם היחסי של מקבלי הגמלה לפי עילת ״חוסר תעסוקה״ מתאפיינת בתנודתיות מוגברת – עלייה מ־8% ביוני 1988 ל־39% בינואר 1993, ירידה ל־16% בפברואר 1996 ועלייה לשיא של 41% במרס 2002. הדינמיקה שנצפתה בגודל ובהשתנות של ארבע הקבוצות מרמזת

על רגישות גבוהה של מקבלי הגמלה לפי עילות "חוסר תעסוקה" ו"בלתי ניתנים להשמה" לכוח הכלכלי שאנו אומדים באמצעות הפקטור החבוי, בהשוואה לרגישות מקבלי הגמלה לפי שתי העילות האחרות.

ד. המשתנים המסבירים: מדידה וניתוח

בפרק זה נתאר את אופן המדידה של המשתנים המסבירים שאת השפעתם על הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבאות נבקש לחשב בהמשך. לאחר תיאור אופן החישוב של כל משתנה נציג את תוצאותיו באופן שיבהיר את התפתחות המשתנה לאורך התקופה שנבדקה.

1. תמריצים כספיים לעבודה

ההסבר המקובל לתופעת הגידול במספר מקבלי גמלת הבטחת הכנסה הוא כאמור התמריץ השלילי לעבודה. כדי לאמוד את השפעתו של משתנה זה חישבנו משתנה עזר המכונה "יחס ההחלפה" – היחס בין סך ההטבות המוענקות לנתמך לבין השכר החלופי בשוק העבודה. ככל שהיחס הזה גבוה יותר כן נחלש התמריץ הכספי לעבודה מצד אחד, ומתגבר התמריץ הכספי להצטרף למעגל מקבלי הגמלה מצד אחר. לוח 1 להלן מציג את יחס ההחלפה המלא, המביא בחשבון גם את הגמלה וגם את ההטבות הכספיות הנלוות לה, בשנים 1999–2000. השכר החלופי חושב על פי ממוצע השכר של בעלי השכלה של 11–12 שנות לימוד בשנים אלו.

לוח 1: יחס ההחלפה המלא, 1999–2000

	גמלת הבטחת הכנסה והטבות נלוות (בש"ח)	שכר חלופי (בש"ח)	יחס ההחלפה הנקי*
גמלה	2,433	5,775	51%
מס הכנסה	0	-589	12%
ביטוח לאומי ומס בריאות	-84	-425	7%
סיוע בשכר דירה	1,170	0	25%
הנחה בארנונה	140	0	3%
הנחה בתחבורה ציבורית	350	0	7%
הנחה בגן ילדים	540	0	11%
פטור מאגרת טלוויזיה	44	0	1%
סך ההטבות הנלוות	2,160	-1,014	67%
סך הכול	4,593	4,761	96%

* יחס ההחלפה הנקי הוא היחס בין גובה ההטבה לבין השכר החלופי נטו (4,761 ש"ח). כך, לדוגמה, הסיוע בשכר דירה הוא בשיעור של 25% מהשכר החלופי נטו.
מקור: גוטליב 2002א, לוח 3.

כפי שמראה הלוח, ההטבות הנלוות לגמלה הן בעלות ערך כספי לא מבוטל. אף על פי כן בחרנו לנתח במחקר זה את יחס ההחלפה החלקי, המחשב את סכום הגמלה בלבד כשיעור מהשכר החלופי ברוטו. הסיבה לכך היא שההטבות הנלוות הן קבועות במהותן ואילו השכר החלופי וסכום הגמלה, הצמוד לשכר הממוצע במשק, משתנים בתדירות גבוהה. יחס ההחלפה החלקי הוא משתנה תקופתי המחושב על פי הנוסחה הזאת:

$$RR_t = \frac{\delta_t \overline{W}_t}{\overline{W}_t^a}$$

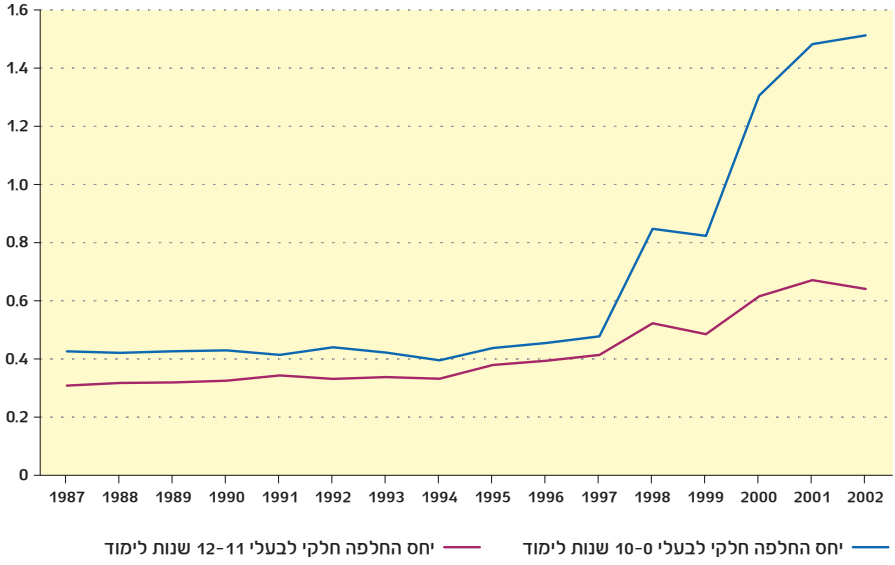
במשוואה זו, RR_t הוא יחס ההחלפה החלקי; δ_t הוא שיעור ההצמדה של הגמלה להבטחת הכנסה לשכר הממוצע במשק. שיעור זה משתנה אחת לשנה בעקבות שינויים סטטוטוריים. מכיוון ששיעור ההצמדה אינו אחיד לכלל מקבלי הגמלה, הוא חושב מתוך נתונים שפרסם המוסד לביטוח לאומי בסקירות השנתיות לשנים 1986–2003. בשנים אלו נע שיעור ההצמדה המשוקלל δ_t בין 0.32 ל־0.38;[16] $\overline{W}_t$ הוא השכר החודשי

16 לחישוב שיעור ההצמדה המשוקלל השתמשנו בפרמטרים הרלוונטיים למקבלי גמלה בקרב

הממוצע על פי פרסומי הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. כדי למנוע הטיה חושב משתנה זה על פי השכר החודשי הממוצע ב־12 החודשים האחרונים: $\overline{W}_t^a$ הוא השכר החלופי במשק של עובדים בגילים 35–44 בעלי 0–10 שנות לימוד. בחרנו להתעלם משכרם של עובדים משכילים יותר מחשש שהדבר יגרום להטיה כלפי מעלה בחישוב השכר החלופי.[17] נשים לב שהן השכר החלופי והן שיעור ההצמדה הם נתונים שנתיים, ואילו השכר הממוצע הוא נתון חודשי. לאמור, ההשתנות של יחס ההחלפה RR_t במהלך השנה קשורה לשינויים בשכר הממוצע במשק, ואילו ההשתנות של יחס ההחלפה לאורך השנים קשורה לשינויים בשלושת הפרמטרים גם יחד.

תרשים 3 להלן מציג את יחס ההחלפה החלקי לעובדים בעלי 0–10 שנות לימוד בקרב האוכלוסייה הוותיקה. לשם השוואה מוצג בו גם יחס ההחלפה לעובדים בעלי 11–12 שנות לימוד.

תרשים 3: יחס ההחלפה החלקי לעובדים לא מיומנים בקרב האוכלוסייה הוותיקה, 1987–2002



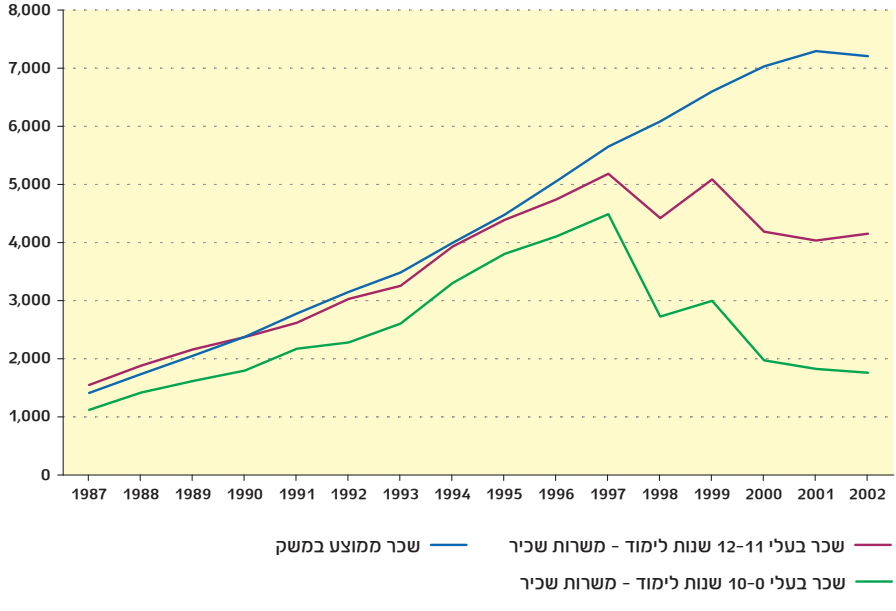
האוכלוסייה הוותיקה בלבד: היחס בין גמלה בשיעור רגיל לבין גמלה בשיעור מוגדל; והרכב המשפחה (יחיד, יחיד עם ילדים, בני זוג, בני זוג עם ילדים).

17 נתון זה מתבסס על סקרי הכנסות שמפרסמת הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. תודתנו נתונה לישראל קצ׳נובסקי על עזרתו הרבה בעיבוד הנתונים.

התרשים מראה שיחס ההחלפה לשתי קבוצות ההשכלה נשאר קבוע יחסית עד לשנת 1997. העובדה שיחס ההחלפה נשאר יציב למרות העלייה במספר מקבלי הגמלה בשנים 1986–1996 עשויה ללמד שהשפעת התמריצים הכספיים לעבודה על הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הבטחת הכנסה בתקופה זו היתה מוגבלת. הממצאים שיוצגו להלן, בחלק הדן ביציבות הקשר בין הפקטור החבוי למשתנים המסבירים על פני זמן, מאששים השערה זו. ואולם, כפי שמראה התרשים, בשנת 1997 גדל יחס ההחלפה גידול חד. בשנת 1998 עלה יחס ההחלפה לעובדים בעלי 0–10 שנות לימוד מ־0.47 ל־0.84, ואילו בשנת 2002 הוא טיפס לרמה של 1.51.

תרשים 4 להלן מראה שהשחיקה היחסית בשכר העבודה של עובדים לא מיומנים הוא הסבר מרכזי לגידול ביחס ההחלפה. השכר היחסי של עובדים אלו היה יציב למדי עד שנת 1997, ולאחר מכן ניכרת האצה בתהליך השחיקה: שכרם של עובדים בעלי 0–10 שנות לימוד היה בשנת 1997 בגובה 79% מהשכר הממוצע במשק, בשנת 1998 הוא ירד ל־44% בלבד מהשכר הממוצע, ואילו בשנת 2002 היה שיעורו רק כ־25% מהשכר הממוצע במשק!

תרשים 4: שכרם של עובדים לא מיומנים ביחס לשכר הממוצע במשק בקרב האוכלוסייה הוותיקה, 1987–2002 (בש"ח)



שחיקת שכר עמוקה כל כך ברמות השכר הנמוכות מעידה על החרפת הפערים הכלכליים בחברה הישראלית. היא עשויה להיות מוסברת בין היתר על ידי הכניסה הנרחבת של עובדים זרים למשק באמצע שנות התשעים. עובדים אלו משתכרים שכר נמוך, והדבר גורם לירידה בשכרם של העובדים הישראלים, בעיקר הלא מיומנים. לוח 2 להלן מציג את מספרם של העובדים הזרים ושל עובדים פלסטינים מהשטחים בשוק העבודה בישראל בשנות התשעים.

לוח 2: עובדים לא ישראלים בשוק העבודה בישראל, 1990–2001 (באלפים)

שנה	עובדים זרים, סך הכול	עובדים מהשטחים, סך הכול	עובדים לא ישראלים כשיעור מהאוכלוסייה בעלת 0–12 שנות לימוד
1990	3	108	6%
1991	9	98	5%
1992	17	116	6%
1993	30	84	5%
1994	52	70	6%
1995	92	60	7%
1996	137	58	9%
1997	159	75	11%
1998	164	107	12%
1999	184	116	13%
2000	214	98	14%
2001	246	12	-

מקור: גוטליב 2002ב, לוח 1.

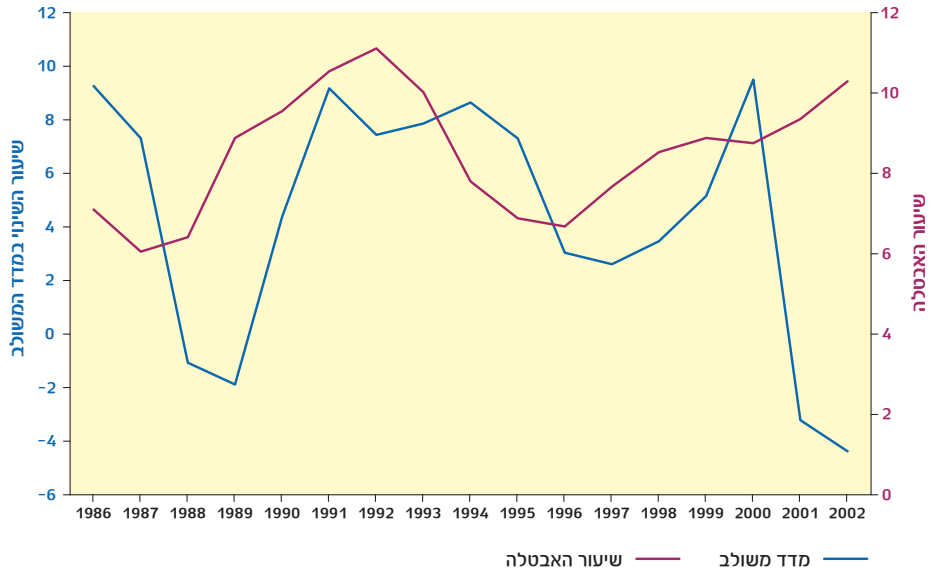
כפי שמראה הלוח, מספר העובדים הזרים גדל ב־400% בשנים 1994–2001. עובדים אלו החליפו את העובדים מהשטחים, אך גם הגדילו את חלקם של העובדים הלא ישראלים באוכלוסיית העובדים הלא מיומנים במשק – מ־6% בשנת 1994 ל־14% בשנת 2000.

הסבר מקובל נוסף לתופעת השחיקה בשכרם של העובדים הלא מיומנים הוא שינויים טכנולוגיים, שהובילו להתפתחות מהירה של תעשיות עתירות ידע (הייטק). שינויים אלו הביאו להגברת הביקוש לעובדים מיומנים ולצמצום הביקוש לעובדים בלתי מיומנים, והדבר תרם לגידול בשכר הממוצע במשק מצד אחד (זוסמן 2004) ולפגיעה בשכרם היחסי של העובדים הלא מיומנים מצד אחר.

2. מחזוריות כלכלית

אנו משתמשים בשני אינדיקטורים למחזורי העסקים: שיעור האבטלה על פי נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, והמדד המשולב למצב המשק שמפרסם בנק ישראל (להלן: המדד המשולב).[18] שיעור האבטלה מפורסם אחת לרבעון ולכן קיבענו אותו בכל רבעון. המדד המשולב מפורסם אחת לחודש. המדד משקלל נתונים בעבור הפעילות המצרפית של המשק והוא מחושב כך: אינדקס של ייצור תעשייתי (26%); אינדקס יבוא (12%); אינדקס של הפדיון בענפי מסחר ושירותים (28%); אינדקס של המועסקים במגזר העסקי (23%); ואינדקס של יצוא (10%).[19] שיעור האבטלה והמדד המשולב מתוארים להלן בתרשים 5.

תרשים 5: שיעור האבטלה לעומת המדד המשולב, 1986–2002 (באחוזים)



שני האינדקטורים מנוגדים כמובן זה לזה: גידול במדד המשולב, המעיד על התרחבות הפעילות הכלכלית, בא לידי ביטוי בירידה בשיעור האבטלה במשק. חשוב לזכור שהשינוי בשיעור האבטלה מפגר אחר השינוי במדד המשולב, הווה אומר הירידה

18 **ראו** www.bankisrael.gov.il/deptdata/mehkar/indheb.htm

19 לתיאור מפורט של משמעות המדד המשולב ושל אופן חישובו ראו Marom *et al.* 2003.

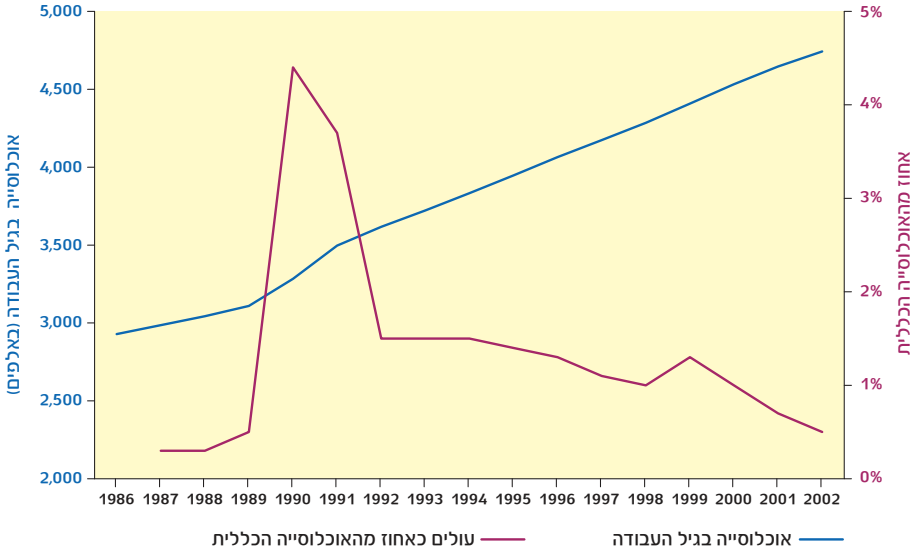
בשיעור האבטלה ניכרת כמה רבעונים לאחר ההתרחבות הכלכלית.

תרשים 5 לעיל מראה שהתקופה הנבחנת מתאפיינת במחזוריות רבה. לאחר תוכנית הייצוב שהופעלה ביולי 1985 החלה צמיחה כלכלית, שבמהלכה חווה המשק הישראלי שלוש תקופות מיתון, וכן שלוש תקופות צמיחה שהארוכה בהן החלה בראשית שנות התשעים, עם גל העלייה מברית המועצות לשעבר ומאתיופיה, ונמשכה יותר מחמש שנים רצופות (Flug and Strawczynski 2007).

3. שינויים דמוגרפיים

לצורך חישוב השינויים הדמוגרפיים אנו משתמשים בשני נתונים: האחד הוא מספר העולים והאחר הוא גודל האוכלוסייה בגיל העבודה (15+). מספר העולים מפורסם אחת לחודש בירחון הסטטיסטי של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה, וגודל האוכלוסייה מפורסם שם אחת לרבעון. לחישוב המשתנה הדמוגרפי היה עדיף להשתמש במספר המשפחות בגיל העבודה, או לחלופין בגודל האוכלוסייה בגילים 18–64, אך מכיוון שנתונים אלה מתפרסמים אחת לשנה בלבד, השתמשנו כאמור בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה. תרשים 6 להלן מציג את שיעור העולים מתוך האוכלוסייה הכללית ואת האוכלוסייה בגיל העבודה.

תרשים 6: עולים חדשים כשיעור מהאוכלוסייה הכללית והאוכלוסייה בגיל העבודה, 1986–2002



מהתרשים עולה שזרם העולים היה בשיאו בראשית שנות התשעים – ב־1990 באו כ־200,000 עולים, כ־5% אחוזים מהאוכלוסייה הכללית, ובשנה שאחריה באו כ־180,000 עולים נוספים. ב־1992 החל גל העלייה לדעוך, ובשלהי התקופה הנבחנת באו 30,000 עולים לשנה בקירוב.

ה. מתודולוגיה: ניתוח הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה

בספרות המחקרית משמשות שתי טכניקות מקובלות לניתוח הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי קצבאות: ניתוח נתוני פנל (panel data)[20] – מערכת נתונים שבה מוצגים בעת ובעונה אחת ממד החתך (לדוגמה מקבלי קצבה על פי עילת זכאות או על פי מדינה ממדינות ארצות הברית) וממד הזמן (מספר מקבלי הקצבה בכל פרק זמן); וניתוח נתוני חתך (cross-sectional) – מערכת נתונים שאינה כוללת את ממד הזמן (ראו Grady 1999; Mead 2000; 2003). לכל טכניקה יש יתרונות וחסרונות. לדוגמה, אמנם ניתוח נתוני פנל מתחשב בממד הזמן, אך במחיר של צמצום במספר המשתנים המסבירים (שכן יש להשתמש באותן יחידות תצפית לאורך זמן). חיסרון זה בולט ביחס לארצות הברית: במסגרת הרפורמה של 1996 היתה כל מדינה רשאית לנקוט צעדי מדיניות על פי ראות עיניה, וניתוחי הפנל אינם מאפשרים מידול של ההבדלים בצעדי המדיניות שננקטו (כלומר שימוש ביחידות תצפית שונות). מנגד, ניתוח נתוני חתך אמנם מביא בחשבון מגוון צעדי מדיניות, אך במחיר של אובדן ממד הזמן (ראו Mead 2003, 164–165).

הניתוח במחקר זה אינו מתבסס על ניתוח נתוני פנל ולא על ניתוח נתוני חתך. הסיבה המרכזית לכך היא שאיפתנו לאמוד את הכוח המשותף המניע את הדינמיקה של כלל מקבלי הקצבה הוותיקים בישראל ולא להתמקד בגורמים שהובילו להיווצרותה של כל קבוצה (עילת זכאות) בנפרד. לעניות דעתנו זיהוי אותו כוח משותף, קרי הפקטור החבוי, וניתוח הגורמים הכלכליים והדמוגרפיים שהובילו להיווצרותו, עשויים לתרום תרומה חשובה לעיצוב מדיניות המיועדת לשלב את מקבלי הקצבאות בשוק העבודה.

הניתוח שלנו הוא דו־שלבי: בשלב הראשון אנו אומדים את הפקטור החבוי באמצעות המודל של לי וקרטר (Lee and Carter 1992). תיאור קצר של המודל ושל הטכניקה ששימשה אותנו לאומדן הפקטור החבוי מופיע בסעיף 1 להלן. בשלב השני אנו משתמשים בטכניקות מקובלות לניתוח סדרות עתיות כדי ללמוד על הגורמים שהשפיעו על הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח הארוך ובטווח הקצר. טכניקות אלה מתוארות בסעיף 2 להלן.

20 ראו Wallace and Blank 1999; Blank 2000; Ayala and Perez 2005.

1. המודל של לי וקרטר לחילוץ הפקטור החבוי

על פי המודל של לי וקרטר אנו מניחים שבכל תקופת זמן t ובעבור כל קבוצת זכאות i ניתן לתאר את סך מקבלי הגמלה (לוגריתם טבעי) $H_{i,t}$ באמצעות המשוואה הזאת:

$$H_{i,t} = \alpha_i + \beta_i f_t + \varepsilon_{i,t}$$

במשוואה זו, α_i מתאר חותך אופייני לכל קבוצה (כלומר מאפיינים כלליים של כל קבוצה שאינם מושפעים מהכוח המשותף) ו־β_i מתאר את הרגישות היחסית של כל קבוצה לפקטור החבוי. הפקטור משותף לכל קבוצות הזכאות, והוא מסומן f_t. נשים לב שהפקטור הוא משתנה זמן, כלומר אפשר לתאר את התפתחותו במהלך התקופות, ואילו α_i ו־β_i הם משתנים קבועים. האיבר האחרון במשוואה, $\varepsilon_{i,t}$, מתאר זעזוע חיצוני, ספציפי לכל קבוצה, שאינו מתואם עם הפקטור. בעיקרו של דבר, הפקטור החבוי ״לוכד״ את הדינמיקה המשותפת של מקבלי הבטחת הכנסה לפי ארבע עילות הזכאות העיקריות, נתון שאינו נחשף על ידי הנתונים הגלויים. הפקטור נאמד בתור פרמטר נוסף במודל, בלי להניח כל הנחה מוקדמת על התהליכים הייחודיים (כגון שינויים סטטוטוריים בתנאי הזכאות) שהובילו להתפתחותה של כל קבוצת זכאות.

סכמה פשוטה של מקבלי הגמלה לפי עילות הזכאות השונות מתארת ״מלאי״ שנוצר בעקבות ״זרמים״ שונים, אולם היא גורמת לנו לאבד מידע חשוב הקשור להטרוגניות של הקבוצות – וכך נמנע מאתנו לחלץ את הכוח המניע המשותף לכל הזרמים, אם יש כוח כזה. יש לזכור כי חילוצו של הפקטור הוא שלב ביניים במחקר; דגש מחקרי רב יותר ניתן לשלב השני, שבו נחקרים הגורמים המשפיעים על הדינמיקה של הפקטור.

לי וקרטר מציעים לאמוד את המודל באמצעות שיטת הריבועים הפחותים (least squares).[21] החוקרים מציעים להציב שני אילוצים: הראשון, סכום הרגישויות של כל קבוצה לפקטור החבוי יסתכם באחד $\left[\sum_{i=1}^{N}\beta_i = 1\right]$. השני, סכום ערכי הפקטור יהיה שווה לאפס $\left[\sum_{t=1}^{T} f_t = 0\right]$.[22] לשם אמידת המודל אנו משתמשים בהליך מתמטי המכונה Singular Value Decomposition. את המובהקות הסטטיסטית של המודל אנו מחשבים בטכניקה המכונה Wild Bootstrap. אלו הן סוגיות טכניות במהותן והקורא המתעניין מוזמן לעיין במחקר באנגלית (Zolotoy and Sherman 2009).

21 לפי שיטה זו ריבועי השאריות (הזעזועים החיצוניים במקרה זה) מובאים למינימום.
22 הצבתם של אילוצים אלה הכרחית לשם אמידת המודל.

2. ניתוח הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח ארוך ובטווח קצר

בשלב השני של המחקר אנו בודקים את תרומת המשתנים המסבירים להבנתנו את הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח הארוך ובטווח הקצר (עד 60 חודשים). ניתוח הדינמיקה של המשתנה החבוי בטווח הארוך נעשה באמצעות אמידת משוואת קו־אינטגרציה (ראו Engle and Granger 1987). באופן כללי נגדיר קבוצה של משתנים (לעניינו – המשתנים המסבירים והפקטור החבוי) כקו־אינטגרטיביים (כלומר קשורים בטווח הארוך) אם קומבינציה ליניארית של משתנים סטציונריים היא סטציונרית.[23] זיהוי כמה וקטורים של קו־אינטגרציה, כלומר משתנים שקשורים ביותר מקשר אחד, נעשה באמצעות הטכניקה של סורן יוהנסן (Johansen 1991).

משוואת הקו־אינטגרציה מאפשרת לבחון אם הקשר ארוך הטווח שנמצא מתאים לתיאוריה הכלכלית. על פי תיאוריה זו נצפה למצוא קשר חיובי בין הפקטור החבוי לבין המשתנים המסבירים (תמריצים כספיים לעבודה, מחזוריות כלכלית ושינויים דמוגרפיים); ונצפה למצוא קשר שלילי בין הפקטור החבוי לבין המדד המשולב של בנק ישראל. זיהוי וקטור קו־אינטגרציה מעין זה יאשש את ההשערה שהגידול במספר מקבלי גמלת הבטחת הכנסה בטווח הארוך נובע הן מהרעה בתמריצים לעבודה, הן מן המחזוריות הכלכלית והן מן השינויים הדמוגרפיים.

ניתוח הדינמיקה בטווח הקצר של הפקטור החבוי נעשה באמצעות טכניקה דו־שלבית. בשלב בראשון אני אומדים מודל VAR (Vector Autoregression) בעבור משתנים סטציונריים.[24] בשלב השני אנו מפרקים את שונות הטעות של התחזית בעבור הפקטור החבוי לחלק המוסבר על ידי הפקטור עצמו ולחלק המוסבר על ידי המשתנים המסבירים (כאמור לעיל, טכניקה זו מכונה "פירוק שונות" – Variance Decomposition). פירוק זה משמש אומדן לעוצמת ההשפעה של המשתנים המסבירים על הדינמיקה בטווח הקצר של מקבלי הבטחת הכנסה. ככל שאחוז ההסבר המיוחס למשתנה מסביר כלשהו גבוה יותר, נאמר שמשתנה זה מאיר באור חזק יותר על הגידול במספר המשפחות הנתמכות. ואולם, אם שונות הטעות של התחזית מוסברת בעיקרה על ידי הפקטור החבוי עצמו, נאמר שהמשתנים המסבירים שנבחרו על ידנו תורמים תרומה מועטה להבנת התהליך בטווח הקצר. הסבר מפורט על הטכניקות האקונומטריות יש בספרו של הלמוט לוטקפול (Lütkepohl 2006).

---

23 נגדיר תהליך אקראי (סטוכסטי) כסטציונרי אם התפלגות משותפת של זוג מסוים (X_1, X_2) זהה להתפלגות משותפת של כל זוג אחר (X_t, X_{t+1}).

24 על מודל VAR ראו להלן הערה 28.

ו. המודל של לי וקרטר לחילוץ הפקטור החבוי: ממצאים ודיון

בפרק זה מוצגים האומדנים שהתקבלו בעבור המודל של לי וקרטר. תוצאות האמידה של המודל מופיעות להלן בלוח 3.

לוח 3: הנתונים הגולמיים על פי המודל של לי וקרטר

	עילת הזכאות			
	חוסר תעסוקה	בלתי ניתנים להשמה	שכר נמוך	אם לילדים
α	9.12*	9.49*	8.92*	9.14*
β	0.42*	0.34*	0.1*	0.14*
R^2	0.94	0.89	0.62	0.86
$\beta = 0.25$		<0.0001		

* הנתון ברמת מובהקות של 5%.

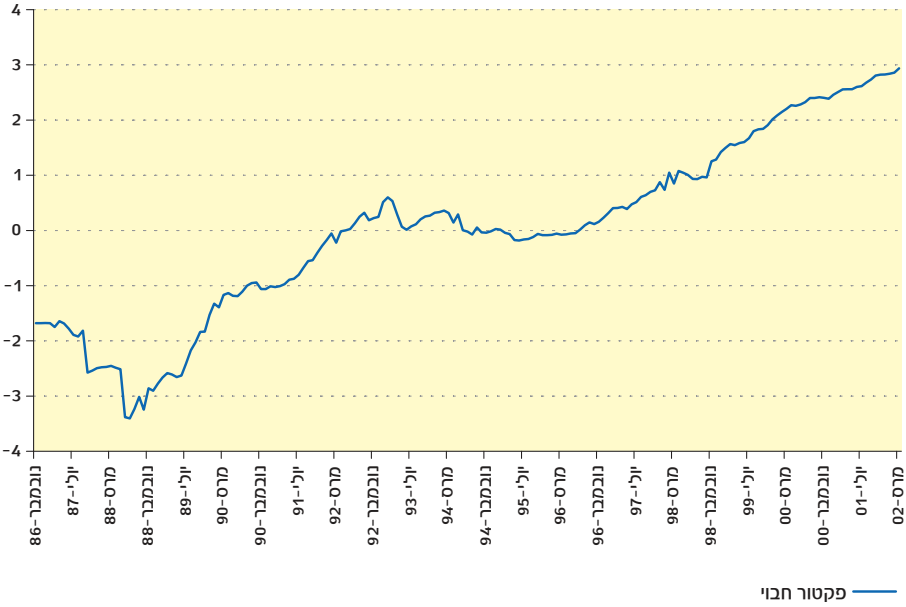
השורה הראשונה בלוח מציגה את האומדן בעבור החותך האופייני לכל קבוצה (α's). ערכו של אומדן זה אינו מהותי להמשך הדיון שכן אין הוא מבטא רגישות לכוח המשותף לכל הקבוצות, אלא מתאר מעין ממוצע של המדגם. חשיבות רבה יותר יש לאומדן בעבור הבטות (β's), שמבטא כאמור את הרגישות היחסית של כל קבוצה לפקטור החבוי. האומדנים לרגישויות אלו נמצאו מובהקים סטטיסטית. כמו כן, הממצאים שוללים את ההנחה שכל הרגישויות זהות ($\beta_i = 0.25$). כלומר, הקבוצות הטרוגניות מבחינת התהליכים הכלכליים־חברתיים שהובילו ליצירתה של כל אחת מהן. הרגישות הגבוהה ביותר לפקטור החבוי היא של קבוצת "חוסר תעסוקה" – פי ארבעה מרגישות קבוצת "שכר נמוך". לכאורה ממצא זה אינו מפתיע, שהרי שתי הקבוצות הללו שונות במהותן, בראש ובראשונה בסטטוס התעסוקתי של ראש המשפחה. אולם עובדה זו אינה מסבירה מדוע דווקא רגישותה של קבוצת "שכר נמוך" נמצאה קטנה יותר (הדבר יוסבר בהמשך). גם קבוצת "בלתי ניתנים להשמה" נמצאה בעלת רגישות גבוהה מהממוצע, ומכך אנו למדים שההשתנות של הפקטור החבוי מושפעת בעיקר מהדינמיקה של מקבלי הגמלה לפי עילות "חוסר תעסוקה" ו"בלתי ניתנים להשמה". קבוצות אלו אכן מתאפיינות בתנודתיות רבה יותר בהשוואה לשתי הקבוצות האחרות (כמתואר בתרשים 1, לעיל עמ' 19).

השורה השלישית בלוח 3 מציגה ממצא מרשים: מודל הכולל פקטור חבוי אחד מסביר

אחוז ניכר מההשתנות של כל אחת מקבוצות הזכאות. המודל שבחרנו מסביר לפחות 86% מההשתנות של אוכלוסיית מקבלי הגמלה לפי עילות ״חוסר תעסוקה״, ״בלתי ניתנים להשמה״ ו״אם לילדים״, ו־62% מההשתנות של אוכלוסיית מקבלי הגמלה לפי עילת ״שכר נמוך״. ממצא זה תומך בהשערתנו שישנו כוח אחד המניע את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הבטחת הכנסה. האתגר העומד לפנינו הוא להסביר את הגורמים שהובילו להיווצרותו של כוח זה, ובכך נעסוק בפרק הבא.

תרשים 7 להלן מציג את ההתפתחות על פני זמן של האומדן לפקטור החבוי על פי המודל של לי וקרטר. ירידה בפקטור מעידה על היחלשות של הכוח המניע את מקבלי הבטחת הכנסה, ולכן על ירידה במספר מקבלי הגמלה, ואילו גידול בפקטור מעיד על התחזקות כוח זה, ולכן על עלייה במספר מקבלי הגמלה.

תרשים 7: התפתחות הפקטור החבוי על פי המודל של לי וקרטר



התרשים מראה שעד סוף 1988 היה הפקטור במגמת ירידה. הדבר עשוי להיות מוסבר בחלקו על ידי ההאצה הכלכלית שבאה בעקבות תוכנית הייצוב ביולי 1985: לאחר משבר כלכלי חמור שנמשך יותר מעשור, המשק הישראלי חווה צמיחה כלכלית שנמשכה כשנתיים, שבעקבותיה נרשמה ירידה במספר מקבלי הבטחת הכנסה לפי עילת ״חוסר

תעסוקה״. הסבר נוסף למגמת הירידה הוא שינויים סטטוטוריים שהונהגו בתקופה זו. לדוגמה, חוק שכר מינימום, התשמ״ז-1987 – שבעקבותיו עלה שכר המינימום מרמה של 33.6% מהשכר הממוצע במשק ב־1986 לרמה של 41.1% מהשכר הממוצע ב־1988 – הביא להגדלת שכרם של העובדים בשכר נמוך, ולפיכך לצמצום מספר מקבלי הגמלה לפי עילת ״שכר נמוך״. כמו כן, התיקון לחוק הבטחת הכנסה שנכנס לתוקף בנובמבר 1987 – שקבע כי דמי מזונות שפסק בית הדין לזכות הילדים נחשבים כהכנסה לצורך קביעת זכאות האם להשלמת הכנסה – מסביר את הירידה במספר מקבלי הגמלה לפי עילת ״אם לילדים״ (המוסד לביטוח לאומי 1990).

משנת 1988 עד סוף 1992 ניכרת מגמת עלייה בפקטור החבוי. מגמה זו מקבילה לגל העלייה הגדול שהחל ב־1989, ששיאו היה ב־1990–1991. בשנים 1993–1996 שמר הפקטור על יציבות יחסית, אולם לאחר מכן הוא צמח צמיחה מואצת. הדבר עשוי להיות מוסבר על ידי שני תהליכים שהתרחשו בעת ובעונה אחת: הראשון, כניסה נרחבת של עובדים זרים לישראל (ראו לוח 2, לעיל עמ׳ 25). כפי שצוין קודם לכן, הדבר הביא לפגיעה בשכרם החלופי של עובדים לא מיומנים ולפיכך לגידול ביחס ההחלפה, ולכן להגברת האטרקטיביות של הגמלה להבטחת הכנסה. התהליך השני הוא מיתון כלכלי שהחל באוקטובר 1996 ושנמשך 33 חודשים (Flug and Strawczynski 2007), שבעקבותיו עלה שיעור האבטלה מ־6% ברבעון השני של 1996 ל־9.7% ברבעון הרביעי של 1999.

כדי לשפר את הבנתנו ביחס לתוצאות המודל אמדנו אותו שוב, הפעם כאשר הלוגריתם הטבעי של כל עילת זכאות $H_{i,t}$ מחולק בלוגריתם הטבעי של האוכלוסייה בגיל העבודה. תוצאות האמידה מוצגות להלן בלוח 4.

לוח 4: מקבלי גמלת הבטחת הכנסה כאחוז מהאוכלוסייה בגיל העבודה על פי המודל של לי וקרטר

	עילת הזכאות			
	חוסר תעסוקה	בלתי ניתנים להשמה	שכר נמוך	אם לילדים
α**	-6.02*	-5.64*	-6.21*	-5.99*
β	0.54*	0.36*	0.02	0.08*
R^2	0.94	0.78	0.03	0.46
β = 0.25		<0.0001		

* הנתון ברמת מובהקות של 5%.

** המקדם השלילי של האלפות נובע מכך שהמודל נאמד בעבור לוגריתם של אחוז מקבלי הגמלה מתוך האוכלוסייה בגיל העבודה. לוגריתם של מספר חיובי הקטן מאחד מתקבל בערך שלילי.

כפי שמראה הלוח, החישוב בדרך זו הביא לירידה באחוז ההסבר של המודל R^2 בעבור כל העילות, למעט ״חוסר תעסוקה״. ירידה חדה נצפית באחוז ההסבר של המודל לקבוצת ״שכר נמוך״. כמו כן נרשמה ירידה בערך מקדם הרגישות β של קבוצת ״שכר נמוך״ לפקטור החבוי – ערכו קרוב לאפס והוא נעדר מובהקות סטטיסטית. ירידה בערך מקדם הרגישות חלה גם בקבוצת ״אם לילדים״, ואילו בשתי הקבוצות האחרות עלה ערכו של מקדם זה.[25] ההבדלים בין הממצאים המוצגים בלוח 4 ובין הממצאים המוצגים בלוח 3 (לעיל עמ׳ 31) משמשים אינדיקציה ראשונית לנכונות ההשערה שלנו בדבר השפעתם של שינויים דמוגרפיים על מספר מקבלי גמלת הבטחת הכנסה. היעדר הרגישות של מקבלי הגמלה לפי עילת ״שכר נמוך״ לפקטור החבוי, וכן אי־מובהקותו של המודל בעבור קבוצה זו, תומכים בהשערה שהגורמים לגידול בקבוצת ״שכר נמוך״ שונים מהגורמים לגידול בקבוצות האחרות. אנו משערים שהגורם העיקרי לגידול במספר מקבלי הגמלה לפי עילת ״שכר נמוך״ הוא התרחבות האוכלוסייה, והדבר מסביר את ערך הבטא הנמוך המוצג בלוח 3.

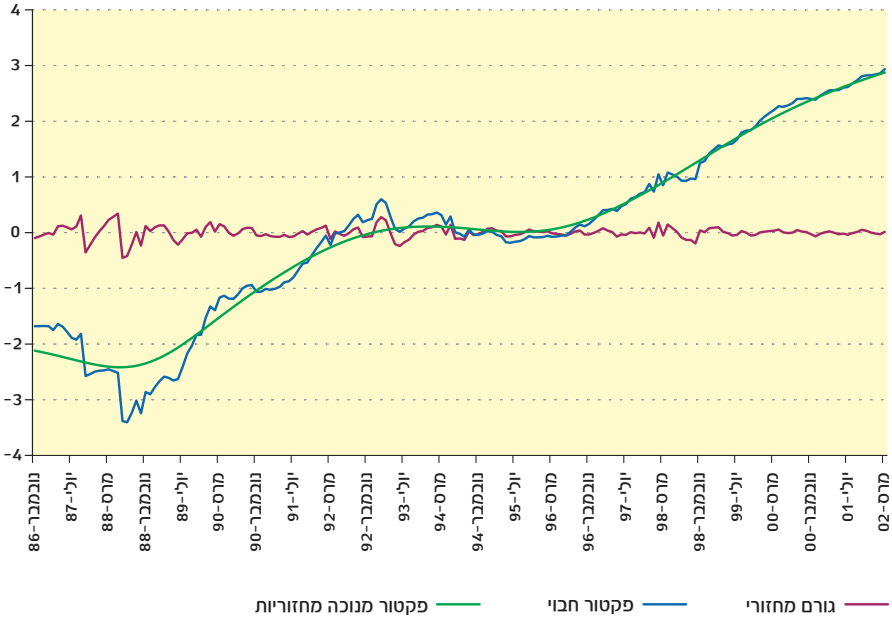
מכיוון שארבע קבוצות הזכאות מאופיינות במגמת זמן (time trend) עולה, נבחין בין הגורם המחזורי לבין מגמת זמן ארוכת טווח, ונאמוד שוב את המודל של לי וקרטר, הפעם בניכוי הגורם המחזורי. ניכוי הגורם המחזורי אמור לתרום להבנת הדינמיקה בטווח הארוך – שכן הגורמים המחזוריים פועלים הן לחיוב והן לשלילה באופן שתוחלת השפעתם קבועה בטווח הארוך. רוברט הודריק ואדוארד פרסקוט (Hodrick and Prescott 1997) פיתחו נוסחה שמאפשרת לקזז את השפעת המחזוריות על הסדרות העתיות ולהגביר את רגישותן למגמות ארוכות טווח (״פילטר הודריק־פרסקוט״). על פי המתודולוגיה של הודריק ופרסקוט אנו מפרקים את סדרת מקבלי הגמלה לשני רכיבים:

$$H_{i,t} = S_{i,t} + C_{i,t}$$

באשר $C_{i,t}$ הוא הרכיב המחזורי ו־$S_{i,t}$ הוא מגמת הזמן. תרשים 8 להלן מציג את פירוק הפקטור החבוי לשני הרכיבים.

25 הדבר מתבקש שכן אנו אומדים מודל שבו סכום הבטות שווה לאחד.

תרשים 8: הפקטור החבוי על פי המודל של לי וקרטר ופירוקו לגורם מחזורי ולמגמת זמן בעזרת שימוש בפילטר הודריק-פרסקוט



מהתרשים עולה שפילטר הודריק־פרסקוט גורם ל"החלקת" הפקטור החבוי על פני זמן. הדבר מקל את ניתוח הקשר ארוך הטווח בין הפקטור החבוי לבין המשתנים המסבירים, שכן השפעתם של זעזועים תקופתיים מעומעמת.

לוח 5 להלן מציג את תוצאות האמידה של המודל של לי וקרטר, כאשר הלוגריתם הטבעי של מגמת הזמן $S_{i,t}$ בא במקום הלוגריתם הטבעי (כלומר בלי שימוש בפילטר הודריק־פרסקוט) של סדרת הנתונים הגולמיים.

לוח 5: מקבלי גמלת הבטחת הכנסה על פי המודל של לי וקרטר בעזרת שימוש בפילטר הודריק־פרסקוט

	מקבלי הגמלה ברמות				מקבלי הגמלה כאחוז מהאוכלוסייה בגיל העבודה			
	חוסר תעסוקה	בלתי ניתנים להשמה	שכר נמוך	אם לילדים	חוסר תעסוקה	בלתי ניתנים להשמה	שכר נמוך	אם לילדים
α	9.1*	9.4*	8.9*	9.1*	-5.9*	-5.6*	-6.2*	-5.9*
β	0.39*	0.36*	0.11*	0.14*	0.49*	0.41*	0.02	0.08*
R^2	0.96	0.95	0.67	0.9	0.95	0.9	0.02	0.48
B = 0.25	<0.0001				<0.0001			

* הנתון ברמת מובהקות של 5%.

השוואה בין לוח 5 לבין לוח 3 (לעיל עמ׳ 31) ולוח 4 (לעיל עמ׳ 33) מצביעה על מגמות דומות בכל הנוגע לרגישות היחסית לפקטור החבוי, ומחזקת את ההשערה שהשינוי במספר מקבלי הבטחת הכנסה לפי עילת ״שכר נמוך״ הושפע בעיקר מהגידול באוכלוסייה. נוסף על כך, בלוח 5 אפשר להבחין בשיפור ברמת המובהקות הסטטיסטית של המודל הנבחר (חל גידול ב־R^2). ממצא זה צפוי מבחינה סטטיסטית, שכן השימוש בפילטר הודריק־פרסקוט מיתן את השפעתו של ה״רעש״ (שינויים מחזוריים) ובכך הפך את סדרת הנתונים ל״חלקה״ יותר.

7. הקשר בין הפקטור החבוי למשתנים המסבירים: ממצאים ודיון

בפרק זה אנו מנתחים את הקשרים בטווח הארוך ובטווח הקצר בין האומדן לפקטור החבוי לבין שלושת המשתנים המסבירים – תמריצים כספיים לעבודה, מחזוריות כלכלית (נמדדת בעזרת המדד המשולב ושיעור האבטלה) ושינויים דמוגרפיים (נמדדים בעזרת גודל האוכלוסייה בגיל העבודה ומספר העולים). אנו מסמנים את האומדן לפקטור שהתקבל מתוך הנתונים הגולמיים $\hat{f}$, ואת האומדן לפקטור בניכוי גורם המחזוריות $\hat{f}_{HP}$.

1. ניתוח הקשר בטווח הארוך

למען הסדר המתודולוגי, בטרם נציג את משוואת הקו־אינטגרציה המתארת את הקשר בטווח הארוך בין הפקטור החבוי למשתנים המסבירים, נציין כי הן האומדן לפקטור החבוי

והן המשתנים המסבירים נמצאו לא סטציונריים ברמות, אלא בסדרת ההפרשים מסדר ראשון.[26] כמו כן נציין שנעזרנו במתודולוגיה של יוהנסן (Johansen 1991), ובתיקון ההטיה המתקבלת במדגמים קטנים כפי שהציעו יין־וונג צ'יאנג וקון לאי (Cheung and Lai 1993), כדי לבחון אם ישנו קשר קו־אינטגרטיבי בין המשתנים המסבירים לבין האומדן לפקטור החבוי (בנפרד בעבור $\hat{f}$ ובעבור $\hat{f}_{HP}$), ואם כן – לזהות את מספר הווקטורים של קו־אינטגרציה. המבחנים הסטטיסטיים ששימשו אותנו דוחים את השערת האפס בדבר אי־קיומו של קשר קו־אינטגרציה ומאששים את ההשערה בדבר קיומו של קשר יחיד.[27] משוואות הקו־אינטגרציה מופיעות להלן בלוח 6.

לוח 6: וקטור קו־אינטגרציה בעבור הפקטור החבוי ($\hat{f}$ ו־$\hat{f}_{HP}$)

משתנה	וקטור קו־אינטגרציה בעבור $\hat{f}$	וקטור קו־אינטגרציה בעבור $\hat{f}_{HP}$
חותך	-371* ****(83.27)	-281* (33.6)
מגמת זמן	-0.04* (0.016)	-0.02* (0.005)
תמריצים כספיים לעבודה	1.48* (0.28)	1.13* (0.12)
מדד משולב	-1.77 (1.5)	-2.61** (1.12)
שיעור אבטלה	5.29 (4.39)	3.76*** (2.09)
גודל אוכלוסייה	25.27* (5.77)	19.45* (2.46)
מספר עולים	0.15 (0.09)	0.09** (0.03)
R^2	0.98	0.94

* הנתון ברמת מובהקות של 1%.
** הנתון ברמת מובהקות של 5%.
*** הנתון ברמת מובהקות של 10%.
**** הערכים בסוגריים מציינים סטיית תקן מתוקננת להטרוסקדסטיות (שינויים בשונות הטעות לאורך זמן) ומתאם סדרתי לפי אומדן ניוויי־וסט (Newey and West 1987).

26 לחישוב זה נעזרנו במבחן של דייוויד דיקי וויין פולר (Dickey and Fuller 1979). סדרת הפרשים מסדר ראשון מחשבת את ההפרש בין משתנה עתי בתקופה מסוימת t (רמה) לבין אותו משתנה בתקופה מוקדמת t-1 (רמה מוקדמת): $X_t - X_{t-1}$.

27 לתוצאות המבחנים הקוראים מוזמנים לפנות אל המחברים.

וקטור קו־אינטגרציה הכולל את המשתנים המסבירים ואת האומדן לפקטור החבוי מעיד שמשתנים אלו אכן מסבירים היטב את מגמת הזמן העולה של הפקטור, כפי שמתואר בתרשים 7 (לעיל עמ׳ 32). למעשה, הערך השלילי של האומדן למגמת הזמן מעיד כי לאחר ניכוי ההשפעה של המשתנים המסבירים על הדינמיקה ארוכת הטווח של הפקטור החבוי נמצא שהפקטור במגמת ירידה. כמו כן, הקשר בין המשתנים המסבירים לבין הפקטור נמצא מתאים לתיאוריה הכלכלית: ההשפעה של התמריצים לעבודה היא חיובית ומובהקת מבחינה סטטיסטית. לאמור, גידול ביחס ההחלפה מוביל בטווח הארוך לגידול במספר מקבלי גמלאות. זהו ממצא מהותי, התומך אמפירית בטענה שהגמלה להבטחת הכנסה מחלישה את התמריץ לעבודה, יוצרת ״מלכודת עוני״ ומכבידה על ההוצאה הציבורית, ולכן צמצום בנדיבות הגמלה הוא צעד הכרחי. ואולם, משוואת הקו־אינטגרציה מצביעה על קשר חיובי גם בין המשתנים הדמוגרפיים לבין הפקטור החבוי, מה שמספק הסבר נוסף לגידול בטווח הארוך במספר מקבלי הגמלה. המגמה החיובית מוסברת אפוא הן על ידי התמריצים לעבודה והן על ידי הגידול באוכלוסייה (ממצא מובהק סטטיסטית) וגל העלייה. כמו כן, נמצא קשר שלילי בין מספר מקבלי הגמלה לבין המדד המשולב וקשר חיובי בין מספר מקבלי הגמלה לבין שיעור האבטלה. אף על פי שהאומדנים למשתנים אלה אינם מובהקים מבחינה סטטיסטית, הסימן שלהם מורה על חשיבות התנאים המקרו־כלכליים, בעיקר המצב בשוק העבודה, להסבר הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הקצבה. אם כן, מידת הצלחתה של רפורמה במערכת הרווחה, אשר מטרתה להקטין את התלות בקצבאות ולעודד יציאה לעבודה, קשורה קשר הדוק למצב הכלכלה.

השוואה בין תוצאות האמידה בעבור $\hat{f}$ לבין תוצאות האמידה בעבור $\hat{f}_{HP}$ זורעת אור נוסף על הכוח שמניע את מקבלי הגמלה בטווח הארוך. ראשית, הסימנים של כל הפרמטרים עודם מתאימים לתיאוריה הכלכלית, מה שמחזק סטטיסטית את איתנות הממצאים שהתקבלו (robustness). שנית, ואף חשוב יותר, האומדנים לכל המקדמים נמצאו מובהקים סטטיסטית. עובדה זו בולטת בעיקר ביחס לאומדנים בעבור המקדמים של המדד המשולב ומספר העולים – הללו הפכו למובהקים ברמה של 5%; וכן ביחס לאומדן בעבור המקדם של שיעור האבטלה – הוא הפך למובהק ברמה של 10% (p-value 0.07). אפשר אפוא להסיק שהשימוש בפילטר הודריק־פרסקוט העניק לפקטור יכולת תיאור טובה יותר של הדינמיקה בטווח הארוך של מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה.

2. ניתוח הקשר בטווח הקצר

ניתוח הקשר בין האומדן לפקטור החבוי לבין שלושת המשתנים המסבירים בטווח הקצר נעשה כאמור באמצעות טכניקה המכונה ״פירוק שונות״ – Variance Decomposition. כמו בניתוח הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח הארוך, גם בניתוח לטווח הקצר אנו

מבחינים בין הנתון המתקבל על ידי שימוש בנתונים הגולמיים לבין הנתון המתקבל על ידי שימוש בפילטר הודריק־פרסקוט. מכיוון שכל המשתנים נמצאו בעלי דרגת אינטגרציה I(1) (כלומר נמצאו סטציונריים בסדרת ההפרשים מסדר ראשון), אזי אמדנו מודל VAR לסדרת ההפרשים מסדר ראשון, כאשר מספר הפיגורים נקבע על פי תוצאות מבחן וולד (Wald Test).[28] הממצאים בעבור פירוק השונות של הפקטור החבוי הגולמי Δf ושל הפקטור החבוי לאחר שימוש בפילטר הודריק־פרסקוט Δf_{HP} מוצגים להלן בלוח 7.

28 בכלליות, מודל VAR משמש לאמידת מערכת משוואות בעלת משתנים עתיים. כל משוואה כוללת משתנה מוסבר וכמה משתנים מסבירים, ומספר הפיגורים מציין את מספר התקופות מהעבר שבהן המודל מתחשב בעבור כל משתנה. לדוגמה, מספר פיגורים 3 מציין שהמודל מתחשב במשתנה בתקופה t וכן בתקופות t-1, t-2, t-3. מבחן וולד משמש לזיהוי מספר הפיגורים המיטבי. לתיאור המבחן ולהסבר על מבחנים נוספים המשמשים לקביעת מספר הפיגורים ראו Lütkepohl 2006.

לוח 7: פירוק שונות בעבור הפקטור החבוי הגולמי ובעבור הפקטור החבוי לאחר שימוש בפילטר הודריק-פרסקוט*

א. פירוק שונות בעבור הפקטור החבוי הגולמי Δf						
תקופה (בחודשים)	השינוי בפקטור החבוי	השינוי בתמריצים הכספיים לעבודה	השינוי במדד המשולב	השינוי בשיעור האבטלה	השינוי בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה	השינוי במספר העולים
1	93.4	0.93	0.12	5.24	0.26	0.05
10	66.9	4.85	2.56	15.58	3.92	6.24
30	61.53	5.36	4.94	16.2	4.62	7.3
60	61.13	5.38	5.07	16.23	4.75	7.44
ב. פירוק שונות בעבור הפקטור החבוי לאחר שימוש בפילטר הודריק-פרסקוט Δf_{HP}						
תקופה (בחודשים)	השינוי בפקטור החבוי	השינוי בתמריצים הכספיים לעבודה	השינוי במדד המשולב	השינוי בשיעור האבטלה	השינוי בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה	השינוי במספר העולים
1	99.5	0.21	0.01	0.06	0.02	0.21
10	96.3	2.08	0.02	0.17	0.34	1.1
30	86	8.94	0.17	0.21	2.38	2.3
60	80.36	10.97	1.43	0.21	3.71	3.33

* התקופה מתארת את פרק הזמן שאליו מתייחס ניתוח שונות הטעות לתחזית. הנתונים האחרים מתארים איזה חלק מהשונות מוסבר על ידי אותו משתנה. מספר הפיגורים המיטבי במודל VAR בעבור Δf ו־Δf_{HP}, לפי מבחן וולד, הוא 9 ו־10 בהתאמה.

פירוק השונות בעבור הפקטור החבוי הגולמי (פנל א) מראה שהמשתנים מסבירים כ־40% משונות הפקטור בטווח של חמש שנים (60 חודשים). את המשתנים אפשר לדרג לפי מידת תרומתם לשונות הפקטור: התרומה הגבוהה ביותר מיוחסת למשתנים המקרו־כלכליים – למדד המשולב ולשיעור האבטלה (21%); אחריהם ניצבים המשתנים הדמוגרפיים (13%); ואילו ליחס ההחלפה מיוחסת התרומה הקטנה ביותר לשונות הפקטור – 5%. ממצאים אלו מצביעים על תרומתם המרכזית של מחזורי העסקים ושל השינויים הדמוגרפיים להסבר הכוח המניע את הדינמיקה של מקבלי הבטחת הכנסה בטווח הקצר.

פירוק השונות בעבור הפקטור מנוכה המחזוריות (פנל ב) מצביע על מגמות אחרות. ראשית, אחוז ההסבר של המשתנים לשונות של הפקטור קטן בחצי: לאחר חמש שנים כל המשתנים יחד מסבירים 20% משונות הפקטור. שנית, דירוג תרומת המשתנים השתנה: ליחס ההחלפה התרומה הגבוהה ביותר (11%), ואילו תרומתם היחסית של שאר המשתנים צנחה לכדי 9% (לעומת 34%). ההשוואה לממצאים שהתקבלו בלוח 6 (לעיל עמ' 37) תומכת מבחינה סטטיסטית בטענה שיחס ההחלפה תורם בעיקר להסבר מגמת הזמן, ארוכת הטווח, של הכוח המניע את מקבלי גמלת הבטחת הכנסה. תרומתו של יחס ההחלפה להסבר ההשתנות בטווח הקצר מוגבלת – השינוי בו מסביר אחוז קטן יחסית מהשונות בפקטור (לפי שני האומדנים). כמו כן, אחוז ההסבר הגדול יותר המיוחס לאומדנים בעבור המחזוריות הכלכלית (המדד המשולב ושיעור האבטלה) כאשר מובא בחשבון הרכיב המחזורי בפקטור (פנל א) מעיד שהמחזוריות הכלכלית תורמת להסבר המגמות קצרות הטווח.

סיכום ביניים של הממצאים האמפיריים מפריך את הטענה שהגורם המרכזי לגידול החד במספר מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה הוא הפגיעה בתמריצים הכספיים לעבודה. אנו מוצאים שהעלייה במספר מקבלי הגמלה בטווח הארוך הושפעה, נוסף על הגידול ביחס ההחלפה, מגורמים אחרים בעלי חשיבות לא מבוטלת – המחזוריות הכלכלית, התרחבות האוכלוסייה וגל העלייה. כמו כן, אנו מספקים עדויות סטטיסטיות לכך שגורמים אלו תורמים להבנת הדינמיקה של התופעה בטווח הקצר. עם זאת, למרבה הפלא נמצא ששינויים ביחס ההחלפה תורמים תרומה שולית בלבד להסבר ההשתנות של אוכלוסיית מקבלי הגמלה בטווח הקצר. ייתכן שיש לתלות את הדבר באופן שבו אמדנו את יחס ההחלפה, אך עלינו לבחון הסברים אחרים לכך. הנה שני הסברים אפשריים:

א. מספר מקבלי הגמלה מושפע מהיחס בין הזרם הנכנס של משפחות למאגר מקבלי הקצבה לבין הזרם היוצא של משפחות ממאגר זה. יחס גדול מאחד מורה על גידול בסך מקבלי הגמלה. אריה שרמן וטל שביט (Sherman and Shavit 2009) טוענים שיחס ההחלפה משפיע בצורה אסימטרית על הבחירה בין עבודה לרווחה – בחירה זו מושפעת מנקודת המוצא של האדם בשוק העבודה. כלומר, יחס ההחלפה המינימלי שידרוש מקבל גמלה כדי להמשיך ולקבל אותה נמוך מיחס ההחלפה המינימלי שידרוש אדם עובד כדי להפסיק לעבוד.[29] טענה זו עשויה להסביר מדוע יחס ההחלפה משפיע פחות על זרם הנכנסים אל מעגל הרווחה ממה שהוא משפיע על זרם היוצאים ממנו. הזרם הנכנס מושפע בעיקר מהמחזוריות הכלכלית – בתקופות שפל אנשים נפלטים משוק העבודה עקב ירידה בביקוש לעובדים

29 לדוגמה, ביחס החלפה של 0.8 (80% מהשכר החלופי) אדם עובד יבחר להמשיך לעבוד ואילו אדם שמקבל קצבה יבחר להמשיך ולקבל אותה.

ולא מתוך רצון "לנצל" את רשת המגן הסוציאלית. לאחר שהחלו לקבל את הגמלה, השפעת השינויים ביחס ההחלפה גוברת. השיפור באטרקטיביות של הגמלה גורם להם לבחור להמשיך לקבל אותה ולא לצאת לעבודה, והדבר גורם להיחלשות זרם היוצאים ממעגל מקבלי הגמלה. מכיוון שבמהלך התקופה הנבחנת גדל יחס ההחלפה, מתקבל קשר ארוך טווח בינו לבין מספר מקבלי הגמלה. במחקרנו זה איננו מבחינים בין זרם היוצאים ממעגל מקבלי הקצבה לזרם הנכנסים אליו, ולכן הסבר זה אינו נבחן כאן, אך יהיה מעניין לבחון זאת במחקר נפרד.

ב. במהלך התקופה חל שבר מבני (structural shift) בכוח המניע את מקבלי הגמלה. אפשר שהשבר נבע מכניסתם הנרחבת של עובדים זרים למשק הישראלי באמצע שנות התשעים, שתרמה לשחיקת שכר העובדים הלא מיומנים ובעקבות זאת לעלייה במידת האטרקטיביות של הקצבה להבטחת הכנסה. סוגיה זו תידון בפרק הבא.

ח. הפקטור החבוי והמשתנים המסבירים: ניתוח יציבות הקשר על פני זמן

בפרק זה נבחן אם הקשר בין הכוח המניע את מקבלי הבטחת הכנסה (הפקטור החבוי) לבין המשתנים המסבירים יציב על פני זמן. בסעיף 1 נבחן את יציבות הקשר הקו־אינטגרטיבי, כדי לגלות אם לאורך התקופה הנבחנת חל שינוי במאפייני הקשר בטווח הארוך בין הפקטור החבוי לבין המשתנים המסבירים; בסעיף 2 נבדוק אם חלו שינויים מבניים במודל VAR, כדי לגלות אם מאפייני הקשר לטווח קצר יציבים לאורך תקופת המדגם.

1. הקשר בטווח הארוך: יציבות משוואת הקו־אינטגרציה

כדי לבדוק אם לאורך התקופה הנבחנת חל שינוי מבני במשוואת הקו־אינטגרציה, אנו משתמשים במבחן של אלן גרגורי וברוס הנסן (Gregory and Hansen 1996). המבחן בודק את תקפותה של השערה בדבר אי־קיומו של קשר קו־אינטגרציה (השערת האפס) כנגד השערה חלופית שלפיה ישנו קשר קו־אינטגרטיבי בין הפקטור החבוי לבין כמה מהמשתנים המסבירים, אולם קשר זה אינו יציב על פני זמן.[30] בחנו ארבעה

30 ההשערה החלופית מנוסחת כך: $H_1 : Y_{1,t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t,\tau} + \beta_1 y_{2,t} + \beta_2 y_{2,t}\varphi_{2,\tau} + e_t$. אלו

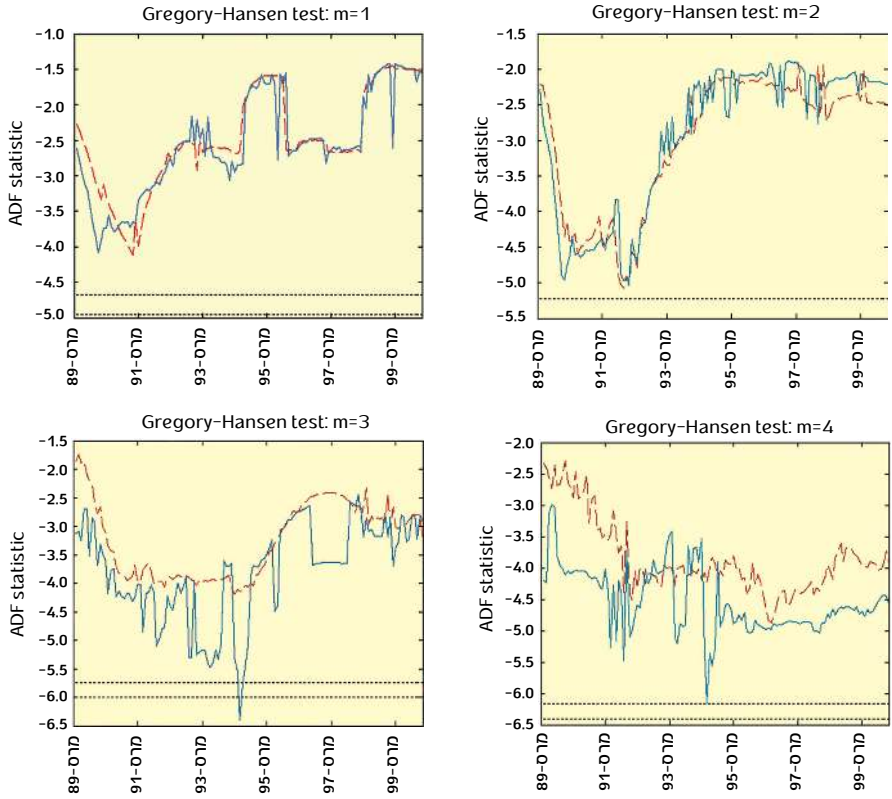
הרכבים אפשריים של משתנים מסבירים במשוואת הקו־אינטגרציה. ביחס לכל הרכב בדקנו אם במהלך התקופה חל שינוי במשתנה המסביר הנוסף לו, ולפיכך בכוח המניע את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי גמלת הבטחת הכנסה. כל ההרכבים כוללים את התמריצים הכספיים לעבודה, מכיוון שנמצא שינוי חריג ביחס ההחלפה (ראו תרשים 3, לעיל עמ׳ 23). האפשרות הראשונה היא ששינוי מבני ביחס ההחלפה לבדו (RR) מסביר שינוי מבני בפקטור (M); השנייה היא ששינוי מבני בגל העלייה (IM), נוסף על יחס ההחלפה, מסביר שינוי בפקטור. גם זו השערה סבירה לנוכח שוך גל העלייה לאחר 1991; השלישית היא שישנו קשר משולש שבו, נוסף על שני השינויים שתוארו, שינוי מבני במדד המשולב (CI) מסביר שינוי בפקטור; והרביעית היא ששינוי מבני באוכלוסייה בגיל העבודה (POP), נוסף על שלושת השינויים שתוארו, מסביר שינוי בפקטור. ארבע האפשרויות מבוטאות באופן הזה:

1. M = 1(RR)
2. M = 2(RR, IM)
3. M = 3(RR, IM, CI)
4. M = 4(RR, IM, CI, POP)

תרשים 9 להלן מציג את תוצאות המבחן של גרגורי והנסן בכל אחת מארבע האפשרויות, הן בעבור הפקטור הגולמי f_t והן בעבור הפקטור מנוכה הגורם המחזורי $f_{HP,t}$. ניתוח הממצאים ביחס ל־$f_{HP,t}$ בכל אחת מהאפשרויות מראה שאין לדחות את השערת האפס (הגורסת שאין קשר ארוך טווח) לטובת ההשערה החלופית שישנו קשר לטווח ארוך, אך הוא אינו יציב. מכיוון שמצאנו שאכן קיים קשר קו־אינטגרציה בין $f_{HP,t}$ לבין המשתנים המסבירים, אנו מסיקים שהקשר לטווח ארוך הוא סטטי, כלומר אי־אפשר לזהות מועד מסוים שבו חל שינוי מבני.

הם האיברים הרלוונטיים במשוואה זו: $Y_{1,t}$ מציין את הפקטור החבוי (הגולמי או מנוכה המחזוריות); $y_{2,t}$ הוא וקטור הכולל את המשתנים המסבירים; $\varphi_{t,\tau}$ הוא משתנה דמה (dummy variable) לחודש שבו ייתכן שהיה שינוי מבני; β_1 הוא וקטור מקדמי המשתנים המסבירים לפני השינוי המבני; β_2 הוא וקטור מקדמי המשתנים המסבירים לאחר השינוי המבני; ו־e_t מתאר שארית סטציונרית. גרגורי והנסן משווים את הערך של הסטטיסטי (מתקבל מאמידת המשוואה) בכל תקופה (חודש) לערך הקריטי (גודל ידוע). בחודש שבו הערך של הסטטיסטי נמוך מהערך הקריטי חל שבר מבני.

תרשים 9: תוצאות המבחנים של גרגורי והנסן לשבר מבני*



* כל נקודה על הקו הרציף מתארת סטטיסטי שהתקבל מתוך המבחן של גרגורי והנסן לבחינת שבר מבני בפקטור הגולמי. הקו המקווקו מתאר את הפקטור שהתקבל על ידי שימוש בפילטר הודריק־פרסקוט; הרצועה המקווקוות מתארת את הערכים הקריטיים במובהקות של 10% ו־5%; המבחן מצביע על החודש שבו הסטטיסטי נמוך מהערך הקריטי בתור המועד לשינוי מבני (ישנה חצייה ברורה של הקו המלא את הרצועה המקווקוות כאשר M = 3).

תוצאות המבחן בעבור הפקטור הגולמי f_t מאששות את השערת האפס בשתי האפשרויות הראשונות, כפי שהתקבל בעבור הפקטור מנוכה הגורם המחזורי $f_{HP,t}$. אולם המבחן ליציבות קשר הכולל שלושה וארבעה משתנים מניב תוצאות אחרות: כאשר M = 3 הממצאים מצביעים על שבר מבני בקשר לטווח ארוך, והשערת האפס נדחית במובהקות של 5%. גם כאשר M = 4 נדחית השערת האפס, אולם במובהקות של 10%. תוצאות

המבחן בעבור M = 3 ובעבור M = 4 מצביעות על שבר מבני בכוח המניע את מקבלי הבטחת הכנסה. על פי המבחן של גרגורי והנסן השבר התרחש במרס 1994. מכיוון ששינויים באוכלוסייה בגיל העבודה אינם תורמים תרומה של ממש להבנת הגורמים לשבר המבני (המובהקות פחתה כאשר הובאו בחשבון שינויים אלו), אנו מתמקדים בקשר המשולש.

לוח 8 להלן מציג את מאפייני הקשר לטווח ארוך בין הפקטור הגולמי לשלושת המשתנים המסבירים (M = 3) לפני השבר המבני – שלפי המבחן של גרגורי והנסן חל כאמור במרס 1994 – ולאחריו. ניתוח הממצאים תומך בהשערה בדבר קיומו של שבר מבני. ראשית, הגידול באומדן לחותך מצביע על קפיצת מדרגה ברמה של הפקטור החבוי.[31] שנית, השוני הבולט במקדמים של המשתנים המסבירים מעיד על שבר מבני בדינמיקה של המשתנים עצמם. השפעתו של יחס ההחלפה בתקופה שלפני מרס 1994 היתה שלילית ולא מובהקת, מה שמצביע על חוסר רגישות של מקבלי הבטחת הכנסה ליחס ההחלפה בתקופה זו. אולם התמונה משתנה לחלוטין לאחר השבר המבני: השפעתו של יחס ההחלפה הופכת לחיובית ומובהקת ביותר, מה שמעיד על קשר חיובי בין הגידול החד במספר מקבלי הגמלה לבין הפגיעה בתמריצים הכספיים לעבודה. נוסף על כך, אנו מוצאים ירידה חדה בהשפעתו של המדד המשולב – המקדם בתקופה שלאחר השבר קטן פי שמונה. כמו כן, הלוח מראה שהשפעת מספר העולים היתה חיובית ומובהקת בתקופה שלפני השבר המבני, אולם היא הפכה לזניחה אחריו.[32]

לוח 8: שינוי מבני בווקטור קו-אינטגרציה

משתנה	וקטור קו-אינטגרציה לפני מרס 1994	וקטור קו-אינטגרציה לאחר מרס 1994
חותך	-38.4* (3.53)**	-5.44 (6.2)
תמריצים כספיים לעבודה	-1.58 (1.57)	1.84* (0.24)
מדד משולב	8.24* (0.8)	1.25 (1.25)
מספר עולים	0.28* (0.1)	0.19 (0.21)

* הנתון ברמת מובהקות של 1%.
** הערכים בסוגריים מציינים סטיית תקן מתוקננת להטרוסקדסטיות (שינויים בשונות הטעות לאורך זמן).

31 קפיצה זו עשויה להיות מושפעת ממגמת הזמן המאפיינת את הפקטור.
32 ממצאים אלו לא השתנו שינוי של ממש גם כאשר הבאנו בחשבון את שיעור האבטלה ואת גודל האוכלוסייה בגיל העבודה.

2. הקשר בטווח הקצר: פירוק שונות (Variance Decomposition) לפני השבר המבני ולאחריו

לנוכח תוצאות המבחן של גרגורי והנסן אנו אומדים שני מודלים מסוג VAR לסדרת ההפרשים מסדר ראשון של חמשת המשתנים המסבירים והפקטור החבוי. מטרתנו להשוות את תרומת המשתנים להסבר הדינמיקה בטווח הקצר של הפקטור החבוי לפני השבר המבני לתרומתם אחריו. התוצאות מוצגות להלן בלוח 9.

לוח 9: פירוק שונות לפני השבר המבני ולאחריו*

א. פירוק שונות לפני השבר המבני, נובמבר 1986 עד פברואר 1994						
תקופה (בחודשים)	השינוי בפקטור החבוי	השינוי בתמריצים הכספיים לעבודה	השינוי במדד המשולב	השינוי בשיעור האבטלה	השינוי בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה	השינוי במספר העולים
1	85.9	0.17	1.9	11.5	0.09	0.37
10	59.2	6.8	2.7	16.1	6.3	9.1
30	55.6	7	3.4	16.3	7.2	10.5
60	55.2	7.1	3.4	16.2	7.4	10.8
ב. פירוק שונות אחרי השבר המבני, מרס 1994 עד מרס 2002						
תקופה (בחודשים)	השינוי בפקטור החבוי	השינוי בתמריצים הכספיים לעבודה	השינוי במדד המשולב	השינוי בשיעור האבטלה	השינוי בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה	השינוי במספר עולים
1	94.7	2.6	1.8	0.39	0.29	0.27
10	56.6	15.4	5.8	15.2	3.7	3.5
30	51.9	14.6	8.3	15.9	4.8	4.5
60	51.3	14.6	8.5	15.8	5.2	4.7

* התקופה מתארת את פרק הזמן שאליו מתייחס ניתוח שונות הטעות לתחזית. הנתונים האחרים מתארים איזה חלק מהשונות מוסבר על ידי אותו משתנה. מספר הפיגורים הוא 9.

בתקופה שקדמה לשבר המבני (פנל א), חמשת המשתנים יחד מסבירים 45% משונות הפקטור (לאחר 60 חודשים) – אחוז גבוה מזה שהתקבל בעבור התקופה כולה (ראו לוח 7, לעיל עמ׳ 40). הרכב המטריצה מצביע על ממצא דומה לזה שהתקבל בלוח 7, פנל א (ראו שם). המשתנים המקרו־כלכליים (השינוי במדד המשולב ובשיעור האבטלה) מסבירים את האחוז הגבוה ביותר של שונות הפקטור (כ־20%); והשינוי

בשיעור האבטלה מסביר אחוז הגדול ביותר מפי שניים מהאחוז שמסביר השינוי ביחס ההחלפה, המבוטא בשינוי בתמריצים הכספיים לעבודה (כ־16% לעומת כ־7%). השינויים הדמוגרפיים (השינוי בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה ובמספר העולים) מסבירים גם הם אחוז ניכר משונות הפקטור (18%). יתרה מזו, השינוי במספר העולים מסביר חלק גדול יותר משונות הפקטור ממה שמסבירים השינויים בתמריצים הכספיים לעבודה ובמדד המשולב (כ־11% לעומת 7% ו־3% בהתאמה); השינויים בתמריצים הכספיים לעבודה מסבירים חלק קטן יותר משונות הפקטור ממה שמסבירים השינויים במשתנים המקרו־כלכליים (המדד המשולב ושיעור האבטלה) והשינויים הדמוגרפיים (האוכלוסייה בגיל העבודה ומספר העולים). ממצא זה, בשילוב הממצא שהתקבל מתוך משוואת הקו־אינטגרציה לתת־תקופה זו (ראו לוח 8, לעיל עמ׳ 45), מעיד על קשר רופף בין הגידול במספר מקבלי הבטחת הכנסה לבין התמריצים הכספיים לעבודה. אנו מסיקים כי בתקופה זו גל העלייה ושינויים במחזוריות הכלכלית הם המשתנים בעלי התרומה הגבוהה ביותר לגידול במספר המשפחות הנתמכות בקרב האוכלוסייה הוותיקה (ועליהן נוספו כמובן משפחות נתמכות מקרב העולים).

הממצאים ביחס לתקופה שאחרי מרס 1994 (פנל ב) שונים לחלוטין. הממצא הבולט הוא הגידול באחוז השינוי בפקטור המוסבר על ידי השינוי ביחס ההחלפה (לאחר 60 חודשים) – פי שניים מהשיעור בתקופה הקודמת. הדבר עשוי להצביע על עלייה במשקלם של התמריצים הכספיים לעבודה בהסבר הכוח המניע את מקבלי הבטחת הכנסה למן המחצית השנייה של שנות התשעים. אף על פי כן, ממצא זה אינו ממעיט מחשיבות המחזוריות הכלכלית להסבר הגידול במספר הנתמכים. השינוי בשיעור האבטלה עדיין מסביר את החלק הגדול ביותר (כ־16%), והשינוי בשני המשתנים המקרו־כלכליים (שיעור האבטלה והמדד המשולב) מסביר אחוז גבוה מן האחוז שהתקבל לפני השבר המבני (כ־24% לעומת כ־20%). לעומת זאת אנו מוצאים ירידה באחוז ההסבר של המשתנים הדמוגרפיים, ובעיקר בחלק המוסבר על ידי מספר העולים. כיוון שנראה שהשבר המבני בכוח המניע את מקבלי הגמלה נבע בעיקר משינוי ביחס ההחלפה ומגל העלייה, אזי מן ההכרח להתמקד בנקודת השבר ולזהות את התמורות שחלו במשתנים אלה בנקודה זו.[33]

יחס ההחלפה, כפי שנראה בתרשים 3 (לעיל עמ׳ 23), מתאפיין ביציבות יחסית עד שנת 1996. לאחר מכן חלה בו עלייה חדה. עלייה זו עשויה להיות מוסברת על ידי כמה תמורות בולטות שחלו סמוך למועד השבר המבני: ראשית, בעקבות שינויים סטטוטוריים גדל שיעור ההצמדה לשכר הממוצע במשק. הכוונה היא בעיקר לחוק משפחות חד־הוריות,

33 הסבר אפשרי נוסף לנקודת השבר שהתקבלה עשוי להיות הדרך שבה מדדנו את המשתנים המסבירים, ובעיקר החלטתנו למדוד את יחס ההחלפה החלקי.

התשנ״ב־1992; לחוק לצמצום העוני והפערים בהכנסות (תיקוני החקיקה), התשנ״ד־1994; ולחוק לצמצום ממדי העוני (תיקוני החקיקה) (צעדים משלימים), התשנ״ה־1995. לדוגמה, במסגרת החוק למשפחות חד־הוריות עלתה הקצבה למשפחה עם שני ילדים מרמה של 35% מהשכר הממוצע במשק לרמה של 47.5% ממנו. במסגרת החוק לצמצום העוני והפערים בהכנסות עלתה הקצבה למשפחה כזאת לרמה של 52.5% מהשכר הממוצע.[34] שנית, בעקבות ההרעה במצב הביטחוני והטלת מגבלות על כניסת עובדים פלסטינים לישראל, הופעלו לחצים על ממשלת ישראל להתיר כניסה של עובדים זרים כדי להחליפם. תהליכים אלה הובילו לכניסה נרחבת של עובדים לא ישראלים למן שנת 1993 (ראו לוח 2, לעיל עמ׳ 25), בעיקר לרובד הלא מקצועי של שוק התעסוקה – הרובד שאליו משתייכת מרבית האוכלוסייה הפוטנציאלית של מקבלי הבטחת הכנסה. בעקבות כניסתם של העובדים הזרים הורע מצבם של העובדים הישראלים הלא מיומנים משתי בחינות: האחת, שכרם נשחק – מה שהוביל לירידה בשכר החלופי של עובדים בעלי 0–10 שנות לימוד ובעקבות כך לעלייה ביחס ההחלפה; והשנייה, נוצרה תחרות לא הוגנת בין העובדים הישראלים לעובדים הזרים על מקום העבודה – שכן תנאי ההעסקה של הזרים גרועים מתנאי ההעסקה של הישראלים. גוטליב טוען כך: ״לא ניתן להסביר את ההרעה באי־שוויון רק על ידי ירידת שכר של עובדים ישראלים שנאלצו להתחרות בשכר נמוך של העובדים הזרים, אלא בעיקר על ידי דחיקת עובדים בלתי מקצועיים ומעוטי השכלה מכוח העבודה״ (גוטליב 2002ב, 695).

באשר למשתנה השני, גל העלייה, התמונה ברורה למדי: לאחר שיא במספר העולים בשנים 1990–1991 (190,000 לשנה בממוצע) שכך זרם העולים והתייצב על פחות מ־80,000 בממוצע לשנה בשנים 1992–1995 (הלמ״ס 2009, 234, לוח 4.2). בעקבות זאת קהתה השפעתם של העולים על שוק העבודה, והדבר עשוי להסביר את הירידה בהשפעת העולים – לטווח הארוך ולטווח הקצר – על הכוח המניע את מקבלי הבטחת ההכנסה הוותיקים במחצית השנייה של שנות התשעים.

34 ראו דיון נרחב אצל Frish and Zussman 2008. מלבד הגדלת הגמלה לאוכלוסייה הוותיקה, חוקים אלה השפיעו כמובן על הגמלה שניתנה לאוכלוסיית העולים ובעקבות כך על סך מקבלי הגמלה, עולים ותיקים כאחד. כמו כן, בשנת 1992 היתה הקלה בהגדרת התושבות, שהיא תנאי לקבלת הגמלה בעבור עולים חדשים: היא החלה להיות מוענקת לאחר שהות של שנה אחת בארץ במקום לאחר שהות של שנתיים (גל 2004).

ט. סיכום ומסקנות

במחקר זה בחנו באמצעות כלי מחקר מתקדמים את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי גמלת הבטחת הכנסה ותיקים בשנים 1986–2002. בשנים הנבדקות חל גידול חריג באוכלוסייה הנתמכת, אך ההסבר שניתן לו היה חלקי ביותר. המחקר התמקד בעיקר בסוגיית השפעת התמריצים הכספיים לעבודה, ולדידנו לא הוקדשה תשומת לב מספקת להשפעתם של גורמים אחרים – תנאים מקרו־כלכליים ושינויים דמוגרפיים. חסר מחקרי זה הניע אותנו לבצע מחקר פוזיטיבי הבוחן את השפעתם של שלושה משתנים על הדינמיקה של מקבלי הגמלה: הראשון, התמריצים הכספיים לעבודה כפי שהם מתבטאים ביחס ההחלפה, כלומר היחס בין גודל הקצבה לבין השכר שהיה מוצע לאותו אדם אילו עבד. השני, המחזוריות הכלכלית כפי שהיא מתבטאת במדד המשולב של בנק ישראל ובשיעור האבטלה. השלישי, השינויים הדמוגרפיים כפי שהם מתבטאים בשינויים בגודל האוכלוסייה בגיל העבודה ובמספר העולים.

השיטה המחקרית שלנו למידול הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הגמלה נחלקה לשני שלבים: בשלב הראשון יישמנו את המודל של לי וקרטר (Lee and Carter 1992) כדי לחלץ פקטור חבוי המדמה את הכוח המניע את מקבלי הגמלה לפי ארבע עילות זכאות עיקריות: ״חוסר תעסוקה״, ״שכר נמוך״, ״בלתי ניתנים להשמה״ ו״אם לילדים״. שיטה זו מאפשרת גמישות בכך שאין היא מחייבת הנחות מוקדמות בדבר הגורמים שהשפיעו על כל קבוצה. בשלב השני ניתחנו, באמצעות טכניקות אקונומטריות מקובלות, את הקשרים בטווח הארוך ובטווח הקצר בין הפקטור החבוי לבין שלושת המשתנים המסבירים. אלו הם ממצאינו והמסקנות הנובעות מהם:

1. מודל הכולל פקטור חבוי אחד מסביר יותר מ־80% מההשתנות של כל קבוצות הזכאות. ממצא זה מעיד שמקבלי הבטחת הכנסה על פי ארבע עילות הזכאות העיקריות מונעים מכוח משותף.
2. המודל של לי וקרטר למקבלי הגמלה כאחוז מהאוכלוסייה מראה שהגורם העיקרי לגידול בקבוצת מקבלי הקצבה על פי עילת ״שכר נמוך״ הוא התרחבות האוכלוסייה. מצאנו כי קבוצה זו אינה רגישה לפקטור החבוי. מדובר במשפחות שבהן ישנו מפרנס אחד לפחות, ולמרות זאת הכנסתן אינה מאפשרת קיום בכבוד. קבוצה זו שונה באופן מהותי משאר קבוצות מקבלי הגמלה שכן מדובר באוכלוסייה שבה ראש המשפחה עובד למחייתו. צבי זוסמן מראה ״שהרחבת הפערים בשוק העבודה גרמה לכך שישראל בולטת בחלקם ההולך וגדל של שכירים בעלי שכר נמוך לשעת עבודה בקרב כלל השכירים״ (זוסמן 2004, 235). הגידול בקבוצת מקבלי הגמלה לפי עילה זו עשוי להעיד על התרחבות

תופעת העובדים העניים בישראל. זו תופעה מדאיגה שקובעי המדיניות צריכים לתת לה את הדעת. מס הכנסה שלילי הוא כלי מדיניות שצריך לשקול את הרחבתו לכלל העובדים בשכר נמוך בישראל, לשם עידוד העבודה על ידי הגדלת התמורה ממנה.

3. קיים קשר ארוך טווח (קו־אינטגרציה) בין הפקטור החבוי לבין כל המשתנים המסבירים. קשר זה עולה בקנה אחד עם התיאוריה הכלכלית, כלומר הן התמריצים הכספיים לעבודה, הן המחזוריות הכלכלית והן השינויים הדמוגרפיים תרמו לגידול במספר מקבלי הגמלה בקרב האוכלוסייה הוותיקה. אמנם הנתונים הרשמיים מעידים כי בעקבות גל העלייה בתחילת שנות התשעים גדל המספר הכולל של מקבלי הגמלה, אולם אנו מראים שהשינוי הדמוגרפי הזה תרם להגדלת מספר מקבלי הקצבה בקרב האוכלוסייה הוותיקה. כמו כן מצאנו שלמחזוריות הכלכלית היתה השפעה לא מבוטלת על הדינמיקה ארוכת הטווח של אוכלוסיית מקבלי הגמלה – בניגוד למחקרים אחרים, שלא מצאו השפעה כזאת (גוטליב 2002א; Romanov and Zossman 2004).
4. ניתוח הדינמיקה של הפקטור החבוי בטווח הקצר מעיד כי למחזוריות הכלכלית ולשינויים הדמוגרפיים היתה ההשפעה החזקה ביותר, ואילו לתמריצים הכספיים היתה אך השפעה מועטה. זהו ממצא מעניין שכן הוא עשוי להצביע על עוצמת ההשפעה של משתנים לא כספיים על הבחירה בטווח הקצר בין עבודה לרווחה. מצאנו שהתמריצים הכספיים לבדם מוגבלים ביכולתם להסביר את בחירתו של אדם להפסיק לעבוד ו"לנצל" את מערכת הרווחה; והספרות המחקרית המתארת את חשיבות התוצרים הלא כספיים של עבודה לרווחתו של אדם תומכת בממצא זה.[35] מצאנו שהתנאים המקרו־כלכליים הם בעלי ההשפעה הרבה ביותר: בעתות של שפל כלכלי עובדים, בעיקר לא מיומנים, מאבדים את מקום עבודתם ולכן נזקקים להגנתה של רשת הביטחון הסוציאלית. לפיכך, ההחלטה שנתקבלה במסגרת התוכנית הכלכלית של שנת 2003 "לנקב ככברה את רשת הביטחון הסוציאלי למשפחות במצוקה כלכלית" (המוסד לביטוח לאומי 2004, 149), כדי לעודד יציאה לעבודה, היא החלטה שכדאיותה מבחינה תיאורטית מוטלת בספק. השפל הכלכלי שהמשק הישראלי נקלע אליו ב־2008, חמש שנים לאחר השפל של שנת 2003, מחייב נקיטת צעדי מדיניות שקולים ואחראיים, במיוחד כלפי אנשים שהכנסתם היחידה היא הגמלה להבטחת הכנסה.
5. חל שבר מבני (structural shift) בקשר בין המשתנים המסבירים לפקטור החבוי באמצע שנות התשעים, כלומר בכוח המניע את מקבלי הגמלה. השבר אירע בד

35 ראו למשל Van Praag and Carnbonell 2002. כן ראו לעיל הערות 9 ו־10.

בבד עם הנהגתם של שינויים סטטוטוריים ועם כניסתם הנרחבת של עובדים זרים לישראל. חלוקת המדגם לשתי תקופות, לפני השבר המבני ואחריו, מראה שהשפעת התמריצים הכספיים לעבודה התחזקה באופן ניכר במחצית השנייה של שנות התשעים, לאחר השבר המבני, ואילו השפעתו של גל העלייה נחלשה.

ממצאינו עשויים לתרום רבות לתכנון מדיניות רווחה נכונה בישראל, במיוחד לנוכח המשבר הכלכלי שפקד את המשק בשנת 2008 ולנוכח המשבר הפיסקלי באירופה, שעשויה להיות לו השפעה בולטת על כלכלת העולם, ובתוך כך על כלכלת ישראל. ראש הממשלה בנימין נתניהו, שהיה שר האוצר בעת ביצוע הרפורמה במערכת הרווחה ב־2003, טען כי הקצבאות לוכדות אנשים במלכודת עוני, ולכן הוא פעל לצמצמן. מחקרנו מראה שאכן נדרשת חשיבה מחודשת על מבנה הקצבה להבטחת הכנסה, אולם בעיצוב המדיניות אין להתעלם מן המחזוריות הכלכלית. קיצוץ בקצבאות ונקיטת מדיניות אקטיבית בשוק העבודה בתקופת קיפאון ושפל כלכלי עשויים להתגלות כצעדים פוגעניים שאינם מחלצים מעוני אלא מעמיקים אותו. את המסקנה הזאת מחזק הניסיון בארצות הברית: ניתוח תוצאות הרפורמה ב־1996 הביא את רבקה בלנק למסקנה שהצלחת מדיניות רווחה מסוימת תלויה במועד שבו היא מבוצעת (Blank 2007, 23), ולפיכך היא קשורה קשר אמיץ לתנאים המקרו־כלכליים. בעתות צמיחה שיעור התעסוקה של מקבלי קצבאות לשעבר גדל, אולם בעתות שפל רבים מהם עלולים למצוא עצמם בלי גמלה ובלי עבודה (שרמן 2007).

כאמור, מחקר זה בוחן את הדינמיקה של אוכלוסיית מקבלי הבטחת הכנסה ותיקים בשנים שקדמו לשינויי החקיקה של 2003 ובטרם החל שלב הניסוי בתוכנית ויסקונסין. יהיה מעניין לחקור אם הדינמיקה של מקבלי קצבאות, ותיקים ועולים כאחד, הושפעה משינויי החקיקה ומביצועה של התוכנית במתכונת מ"רווחה לעבודה", ואם כן – כיצד.

רשימת מקורות

גוטליב, ד', 2002א. "מרווחה לעבודה: הבטחת הכנסה בגיל העבודה בישראל", *רבעון לכלכלה* 49 (מרס): 121–158.

——, 2002ב. "השפעת העובדים הלא־ישראלים על התעסוקה, שכר, ואי־שוויון: 1995 עד 2000", *רבעון לכלכלה* 49 (דצמבר): 694–736.

גל, ג', 2004. *ביטחון סוציאלי בישראל*, ירושלים: מאגנס.

הלמ"ס, 2009. *הירחון הסטטיסטי לישראל 60*, ירושלים: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

המוסד לביטוח לאומי, 1983. *סקירה שנתית 1982*, ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.

——, 1990. *מקבלי גמלה מהשירות להבטחת הכנסה, 1988/89*, ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.

——, 1992. *סקירה שנתית 1991–1992*, ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.

——, 2001. *סקירה שנתית 2000*, ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.

——, 2004. *סקירה שנתית 2002–2003*, ירושלים: המוסד לביטוח לאומי.

זוסמן, צ', 2004. "שחיקת השכר הנמוך ועוני גובר במשפחות עובדות: ישראל 1989–2002", י' קופ (עורך), *הקצאת משאבים לשירותים חברתיים 2004*, ירושלים: מרכז טאוב לחקר המדיניות החברתית בישראל, עמ' 233–249.

סבירסקי, ש', 2004. *תקציב המדינה: מה עושים עם הכסף שלנו?*, ירושלים: מרכז אדוה.

פרסמן, נ', וא' ארנון, 2007. *האבטלה בישראל: מבט ארוך טווח וצעדי מדיניות אפשריים* (מחקרי מדיניות, 3), ירושלים: מכון ון ליר בירושלים, התוכנית לכלכלה וחברה.

קסיר, נ', ק' פלוג וס' ריבון, 2000. "אבטלה והשכלה בישראל: על מחזורי עסקים, שינויים מבניים ושינויים טכנולוגיים – 1986–1998", *רבעון לכלכלה* 47 (ספטמבר): 374–415.

שביב, מ', 1999. *מהבטחת הכנסה להבטחת תעסוקה*, ירושלים: משרד האוצר.

שרמן, א', 2007. "עשור לרפורמה במדיניות הרווחה בארצות הברית", ד' לשם (עורך), *אי־גרת 4*, ירושלים: מכון ון ליר בירושלים, התוכנית לכלכלה וחברה, עמ' 80–98.

Acemoglu, D., 2003. "Cross-Country Inequality Trends," *Economic Journal* 113: F121–F149.

Applebaum, H., 1992. *The Concept of Work: Ancient, Medieval, and Modern*, New York: SUNY Press.

Ayala, L., and C. Perez, 2005. "Macroeconomic Conditions, Institutional Factors and Demographic Structure: What Causes Welfare Caseloads," *Journal of Population Economics* 18: 563–581.

Blank, R., 2000. "What Causes Public Assistance Caseloads to Grow?" *Journal of Human Resources* 36(1): 85–118.

——, 2002. "Evaluating Welfare Reform in the United States," *Journal of Economic Literature* 40(4): 1105–1166.

——, 2007. "What We Know, What We Don't Know, and What We Need to Know about Welfare Reform," *Working Paper no. 07-19*, Ann Arbor, Mich.: National Poverty Center.

Blank, R., S. Danziger, and R. Schoeni, 2006. "Work and Poverty during the Past Quarter-Century," in idem (eds.), *Working and Poor: How Economic and Policy Changes are Affecting Low-Wage Workers*, New York: Russell Sage Foundation, pp. 1–20.

Borjas, G. J., 1999. "Immigration and Welfare Magnets," *Journal of Labor Economics* 17(4): 607–637.

——, 2002. "Welfare Reform and Immigrant Participation in Welfare Programs," *International Migration Review* 36(4): 1093–1123.

——, 2003. "The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impacts of Immigration on the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics* 118 (November): 1335–1374.

Cheung, Y. W., and K. S. Lai, 1993. "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55(3): 313–328.

Clark, A. E., 2006. "A Note on Unhappiness and Unemployment Duration," *Discussion Paper no. 2406*, Bonn: The Institute for the Study of Labor (IZA).

Clark, A. E., and A. J. Oswald., 1994. "Unhappiness and Unemployment," *Economic Journal* 104: 648–659.

Dahan, M., 2002. "The Rise of Earnings Inequality," in A. Ben-Bassat (ed.), *The Israeli Economy, 1985–1998: From Government Intervention to Market Economics*, Cambridge, Mass.: MIT Press, pp. 485–517.

——, 2007. "Why Has the Labor-Force Participation Rate of Israeli Men Fallen?" *Israel Economic Review* 5(2): 95–128.

Danziger, S., R. Haveman, and R. Plotnik, 1981. "How Income Transfers Affect Work, Savings, and the Income Distribution: A Critical Review," *Journal of Economic Literature* 19 (September): 975–1028.

Dickey, D., and W. A. Fuller., 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association* 74: 427–431.

Doiron, D. J., 2004. "Welfare Reform and the Labor Supply of Lone Parents in Australia: A Natural Experiment Approach," *The Economic Record* 80(249): 157–176.

Engle, R. F., and C. W. J. Granger, 1987. "Cointegration and Error Correction:

Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55: 251–276.
Erikson, E. H., 1959. "Identity and the Life Cycle," *Psychological Issues* 1: 50–100.
Flug, K., and N. Kasir (Kaliner), 2006. "The Single Parent Law, Labor Supply and Poverty," *Israel Economic Review* 4(1): 59–110.
Flug, M., and M. Strawczynski, 2007. "Persistent Growth Episodes and Macroeconomics Policy Performance in Israel," *Discussion Paper no. 2007.08*, Jerusalem: Bank of Israel, Research Department.
Frey, B. S., 1997. *Not Just for the Money: An Economic Theory of Personal Motivation*, Cheltenham: Elgar Publications.
Friedberg, R., 1996. "The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market," *Working Paper no. 96/28*, Providence, R.I.: Brown University, Department of Economics.
Frish, R., and N. Zussman, 2008. "The Effect of Transfers Payments on the Labor Supply of Single Mothers," *The Journal of Socio-Economics* 37: 627–643.
Grady, D. O., 1999. "State Government Administrative Capacity and Welfare Reform Implementation," paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Atlanta, GA.
Gregg, P., and S. Harkness, 2003. "Welfare Reform and Lone Parents Employment in the UK," *Working Paper no. 03/072*, Bristol: University of Bristol, the Center for Market and Public Organizations.
Gregory, A., and B. Hansen, 1996. "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics* 70: 99–126.
Grogger, J., and L. Karoly, 2005. *Welfare Reform: Effects of a Decade of Change*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
Hamilton, J., 1994. *Time Series Analysis*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
Heilbroner, R. L., 1985. *The Act of Work*, Washington D.C.: Library of Congress.
Hodrick, R., and E. C. Prescott, 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit & Banking* 29 (February): 1–16.
Hoynes, H., 1997. "Work, Welfare, and Family Structure: What Have We Learned?" in A. Auerbach (ed.), *Fiscal Policy: Lessons from Economic Research*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
——, 1999. "The Employment, Earnings, and Income of Less Skilled Workers over the Business Cycle," *Working Paper no. 7188*, Cambridge, Mass.: The National Bureau of Economic Research.
Hoynes, H., and T. MaCurdy, 1994. "Has the Decline in Benefits Shortened Welfare Spells?" *American Economic Review* 84(2): 43–48.

Jahoda, M., 1981. "Work, Employment and Unemployment: Values, Theories and Approaches in Social Research," *American Psychologist* 36: 184-191.

Johansen, S., 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of the Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59: 1551–1580.

Korpi, T., 1997. "Is Utility Related to Employment Status? Employment, Unemployment, Labor Market Policies and Subjective Well-Being among Swedish Youth," *Labour Economics* 4: 125–147.

Lee, R. D., and L. R., Carter, 1992. "Modeling and Forecasting U.S. Mortality," *Journal of the American Statistical Association* 87, 419 (September): 659-671.

Levitan, S. A., and C. M. Johnson., 1982. *Second Thoughts on Work*, Kalamazoo, Mich.: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Lütkepohl, H., 2006. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer.

Marom, A., Y. Menashe, and T. Sochoy, 2003. "The State-of-the-Economy Index and the Probability of Recession: The Markov-Switching-Model," *Discussion Paper no. 03.05,* Jerusalem: Bank of Israel, Research Department.

Mead, L. M., 2000. "Caseload Change: An Exploratory Study," *Journal of Policy Analysis and Management* 19(3): 465–472.

——, 2003. "Welfare Caseload Change: An Alternative Approach," *The Policy Studies Journal* 31(2): 163–185.

Moffitt, R., 1983. "An Economic Model of Welfare Stigma," *American Economic Review* 73(5): 1023–1035.

——, 1992. "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review," *Journal of Economic Literature* 30: 1–61.

——, 2002. "Welfare Programs and Labor Supply," in A. Auerbach and M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, 4, Amsterdam: North Holland.

Newey, W. K., and K. D. West, 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55(3): 703–708.

Romanov, D., and N. Zussman, 2004. "Income Maintenance Allowances in Israel: Ideal vs. Actual," *Israel Economic Review* 2(1): 69–90.

Schumacher, E. F., 1973. *Small is Beautiful: Economics as if People Mattered,* New York: Harper & Row.

Sherman, A., and T. Shavit., 2009. "Welfare to Work and Work to Welfare: The Effect of the Reference Point – A Theoretical and Experimental Study," *Economics Letters* 105: 290–292.

Thomas, K., 1999. *The Oxford Book of Work*, Oxford: Oxford University Press.

Van Praag, B. M. S., and A. F. Carnbonell, 2002. "Life Satisfaction Differences between Workers and Non-Workers: The Value of Participation per se," *Discussion Paper no. 018/3*, Amsterdam: Tinbergen Institute.

Wallace, G., and R. M. Blank, 1999. "What Goes Up Must Come Down? Explaining Recent Changes in Public Assistance Caseloads," in S. H. Danziger (ed.), *Economic Conditions and Welfare Reform*, Kalamazoo, Mich.: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, pp. 49–89.

Winkelamn, L., and R. Winkelman., 1998. "Why are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data," *Economica* 65: 1–15.

Zolotoy, L., and A. Sherman, 2009. "Modeling the Dynamics of Welfare Caseload: A New Approach," The University of Melbourne, works.bepress.com/leon_zolotoy/6/ (accessed Feb. 21, 2010).

נספח: שינויים סטטוטוריים שהשפיעו על מספר הזכאים לגמלת הבטחת הכנסה

- ביולי 1987 נכנס לתוקף תיקון מס׳ 5 לחוק הבטחת הכנסה. בעקבותיו הונהגו שינויים בכמה סעיפים בחוק, שקצתם החמירו בתנאי הזכאות וקצתם הקלו. לדוגמה, דמי מזונות שבית הדין פסק במפורש לזכות הילדים נחשבים לאחר התיקון להכנסה של האם בעת קביעת הזכאות להשלמת הכנסה. תיקון זה הביא לירידה מידית במספר המשפחות החד־הוריות שקיבלו גמלה על פי עילת ״אם לילדים״.
- ב־1987 נכנס לתוקף חוק שכר מינימום. החוק הוביל לעלייה בפועל בשכר המינימום ולירידה במספר הנתמכים.
- במרס 1992 נתקבל בכנסת חוק משפחות חד־הוריות, שהיה כרוך בכמה שינויים בחוק הבטחת הכנסה. לפי המוסד לביטוח לאומי, לא ברורה השפעתם של התיקונים בחוק הבטחת הכנסה על מקבלי הגמלה לפי עילת ״אם לילדים״ (המוסד לביטוח לאומי 1992).
- ב־1994 נחקק החוק לצמצום ממדי העוני, והוא הורחב ב־1995. חוקים אלו הובילו להעלאה של גובה הגמלה ושל גובה ההכנסה המרבית המזכה בגמלה. צעדים אלה גרמו למשפחות נוספות בעלות שכר נמוך להצטרף למעגל מקבלי הגמלה להבטחת הכנסה. לדברי כלכלני המוסד לביטוח לאומי, ייתכן שהעלאת הגמלה הגבירה את התמריץ השלילי לעבודה, בעיקר לנוכח הקושי למצוא עבודה בתנאים של אבטלה גבוהה במשק ולנוכח השכר הנמוך המוצע למחפשי עבודה השייכים לאוכלוסייה הנתמכת (המוסד לביטוח לאומי 2001).
- ב־2003 שינתה הממשלה ללא הכר את החוק להבטחת הכנסה. שינויי החקיקה, לרבות הקשחת הקריטריונים, קטעו את מגמת הגידול במספר המשפחות הנתמכות (ראו חוק ההסדרים 2003, פרק ד, סעיף 17: ״תיקון חוק הבטחת הכנסה״).