

אמידת שיעור האבטלה התואם אינפלציה ציבה למשק הישראלי 1992 עד 2013

אלכס אילק ודוד אלקיים*

אנו אומדים את שיעור האבטלה התואם אינפלציה יציבה (להלן: הניירו – Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment) למשק הישראלי לשנים 1992 עד 2013. הניירו הינו משתנה בלתי נצפה (שמשתנה לאורך זמן כתוצאה מגורמים שונים) וניתן לאמוד אותו באמצעות מסנן קלמן תוך ניצול הקשר המונח שבינו לבין מספר משתנים נצפים, כגון האינפלציה ושיעור האבטלה בפועל. אנו מניחים עקומת פיליפס נאו-קיינסיאנית, שלפיה שיעור האינפלציה בפועל מושפע משיעור האינפלציה הצפוי (שגם הוא משתנה בלתי נצפה), מהפער בין שיעור האבטלה בפועל לבין הניירו ומשינויים בשער החליפין הריאלי. כאומדן לאינפלציה הצפויה אנו משתמשים בציפיות הנגזרות מהפער שבין התשואות של המק"ם לשנה והאג"ח הצמודות לשנה. שימוש באומדן זה מאפשר להימנע מכפיית הנחה לגבי אופן בניית הציפיות (ברוב המקרים בספרות נהוג להניח ציפיות אדפטיביות ולהשתמש בפיגורים של האינפלציה כאומדן לאינפלציה הצפויה). הממצאים מלמדים שיעקר השינויים שחלו במגמת האבטלה בתקופת האמידה נובעים משינויים בניירו. במיוחד, מתוך ירידה של 7.8 נקודות אחוז בשיעור האבטלה בשנים 2004 עד 2013, 6.2 נקודות אחוז נובעות מירידה בניירו. זאת קרוב לוודאי, בין היתר, כתוצאה מצעדים לעידוד התעסוקה שננקטו על ידי הממשלה החל משנת 2002. עוד נמצא כי הניירו הנאמד מסייע לזהות את טיב הקשר השלילי שבין שיעור המשרות הפנויות לבין שיעור האבטלה בפועל, המשתקף בעקומת בוורידז', ובכך הוא תואם את הצפוי משיעור אבטלה מבני.

א. הקדמה

בין 2004 ל-2013 ירד שיעור האבטלה בישראל מ-13.5% ל-5.8%, וזאת מבלי שיסתמן בתקופה זו לחץ כלשהו לעליית האינפלציה. גורם מרכזי להסבר התופעה הוא ירידה מתמדת שחלה באותה עת במחיר היחסי של היבוא, שמיתנה את קצב האינפלציה של סחורות ושירותים מיבוא (ושל תחליפי יבוא). הסבר אפשרי נוסף להעדר לחץ לעליית האינפלציה הוא ירידה בניירו¹ – שיעור האבטלה התואם אינפלציה יציבה (לעיתים מכנים שיעור זה כ"שיעור האבטלה הטבעי"), זאת כנראה כתוצאה

* ברצוננו להודות לפרופסור אלכס צוקרמן על הערות ועצות מועילות במהלך הכנתה של עבודה זו. תודה גם למשתתפי הסמינר בחטיבת המחקר בבנק ישראל, וכן לשני מתדיינים אנונימיים של מערכת הרבעון לכלכלה על הערות והארות שסייעו לשפר עבודה זו. כמובן שכל הטעויות והשגיאות שנתרו הן באחריותנו בלבד.

מצעדי מדיניות לעידוד התעסוקה שננקטו החל משנת 2002. כדי לאשש אפשרות זו אנו אומדים את הניירו למשק הישראלי בנתונים רבעוניים לתקופה 1992.1 עד 2013.4.

הניירו הוא משתנה בלתי נצפה. דרך מקובלת לאמוד משתנים בלתי נצפים היא באמצעות מסנן קלמן (כמפורט להלן). תוך ניצול האינפורמציה הגלומה בקשר שבינם ובין משתנים נצפים.² קשר מרכזי כזה מונח בניסוחה של עקומת פיליפס שלפיה האינפלציה מושפעת מהאינפלציה הצפויה, מגורמי היצע (המבוסאים כאן באמצעות המחיר היחסי של היבוא) ומהפער שבין שיעור האבטלה בפועל והניירו (להלן: "פער האבטלה"). ככל ששיעור האבטלה גבוה מהניירו – כך יקטן הלחץ לעליית השכר והמחירים. אחד הקשיים בשימוש בעקומת פיליפס לאמידת הניירו הוא שבניסוחה קיים משתנה בלתי נצפה נוסף, והוא האינפלציה הצפויה על ידי הציבור. בדרך כלל נהוג להשתמש בפיגורים של האינפלציה בפועל כאומדן לאינפלציה הצפויה. כאן אנו משתמשים באומדן של האינפלציה הצפויה המתקבל מנתוני שוק ההון.³ כדי לבחון את עמידות התוצאות ביחס לבחירה זו אנו אומדים את המודל (שינוסח להלן) גם בדרך השמרנית שבה הפיגורים של האינפלציה משמשים כאומדן לאינפלציה הצפויה.

אומדני משוואת פיליפס מלמדים כי לפער שבין שיעור האבטלה בפועל ובין הניירו יש אכן השפעה שלילית על האינפלציה. פער אבטלה של נקודת אחוז פועל, בפיגור של שנה, לירידה של כ-0.18 נקודות אחוז באינפלציה. כן נמצא כי גם לשינוי בפער האבטלה יש השפעה על האינפלציה (עלייה של נקודת אחוז בפער האבטלה פועלת, בפיגור של רביעי, לירידה זמנית של כ-0.29 נקודות אחוז באינפלציה). עוד נמצא כי לשינוי במחיר היחסי של היבוא יש השפעה משמעותית ומתמשכת על האינפלציה. עלייה של נקודת אחוז במחיר היחסי של היבוא ברביעי מסוים מעלה את האינפלציה בשיעור מצטבר של כ-0.14 נקודות אחוז במהלך שלושה רבעים.

עוד נמצא כי הניירו הנאמד הינו תנודתי למדי, ומסביר חלק משמעותי מהשינויים שחלו במהלך התקופה במגמת האבטלה. כך למשל משנת 2004 ועד 2013 ירד שיעור האבטלה בשיעור ניכר של 7.8 נקודות אחוז. האומדנים של הניירו מלמדים כי 6.2 נקודות אחוז מירידת שיעור האבטלה מוסברות בירידה של הניירו. לירידת הניירו בתקופה זו תרמה, קרוב לוודאי, מדיניות לעידוד התעסוקה שהופעלה החל משנת 2002 ושהתבטאה, בין היתר, בהחמרה של הקריטריונים לקבלת תשלומי הבטחת הכנסה, בהפחתה של דמי האבטלה ובהורדה של שיעורי מס ההכנסה על שכר.⁴

כדי להעריך את טיבו של האומדן לניירו, בחנו את יכולתו להסביר שינויים בקשר שבין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות, כפי שבא לידי ביטוי בעקומת בוורידז' (Beveridge curve), כפי שהיא מנוסחת אצל Dickens (2009). נמצא כי לאומדן לניירו הנגזר כאן באמצעות שימוש בעקומת פיליפס יש תרומה משמעותית לזיהוי הקשר שבין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות, ממצא התואם את הצפוי משיעור אבטלה מבני.

בסעיף השני נציג את המודל והאומדנים המתקבלים, ונבחן את עמידות התוצאות ביחס לאופן הטיפול בצפיית האינפלציה וביחס לאי הכללת סעיף הזיור ופירות וירקות בחישוב האינפלציה וביחס לתקופת האמידה. בסעיף השלישי נבחן את טיבו של האומדן המתקבל לניירו באמצעות יכולתו

2 לדיון כללי באמידת משתנים בלתי נצפים ראה Laurence (2000). ליישום ספציפי לאמידת הניירו ראה (Turner et al. (2001); Laubach (2001); Gordon (1997).

3 האומדן הוא הפער שבין התשואות לפדיון על מק"מ לשנה ואג"ח צמודה לשנה, הנגזרות ממחירי השוק של איגרות אלה.

4 ראה פרק שוק העבודה בדוחות בנק ישראל לשנים 2002 ו-2003.

לזהות את טיב הקשר הקיים בין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות במשק, ובסעיף הרביעי נסכם.

ב. עקומת פיליפס והניירו

ב.1. המודל

בעקבות הספרות הרלוונטית⁵ אנו מתבססים על עקומת פיליפס הבאה:

$$\pi_t = \pi_{t+1}^e + \sum_{i=1}^{ku} \beta_i (u_{t-i} - u_{t-i}^n) + \sum_{i=1}^{kz} \gamma_i z_{t-i} + e_t^\pi \quad (1)$$

כאשר: π_t האינפלציה ברביע הנוכחי, π_{t+1}^e האינפלציה הצפויה ברביע הבא, u_t שיעור האבטלה בפועל, u_t^n הניירו, z_t זעזועי היצע ו- e_t^π זעזוע מקרי עם תוחלת 0 וסטיית תקן σ_π . ku ו- kz מבטאים בהתאמה את מספר הפיגורים של פער האבטלה ושל זעזועי היצע (שנקבעים אמפירית). בניסוח שלעיל מופיעים שני משתנים בלתי נצפים, π_{t+1}^e ו- u_t^n . בספרות הרלוונטית מקובל להניח שהאינפלציה הצפויה ניתנת לתיאור כממוצע משוקלל של מספר פיגורים (k) של האינפלציה, כלומר:

$$\pi_{t+1}^e = \sum_{i=1}^k \alpha_i \pi_{t-i} \quad (2)$$

כאשר α_i מסמן את המקדם של הפיגור ה- i . אם מניחים שהמשקלות (α_i) מסתכמים ל-1⁶, מקבלים את משוואת פיליפס הבאה:

$$\Delta \pi_t = (\alpha_1 - 1) \Delta \pi_{t-1} + (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) \Delta \pi_{t-2} + \dots + (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_{k-1} - 1) \Delta \pi_{t-k+1} + \sum_{i=1}^{ku} \beta_i (u_{t-i} - u_{t-i}^n) + \sum_{i=1}^{kz} \gamma_i z_{t-i} + e_t^\pi \quad (3)$$

רוב המחקרים בתחום אמדו את האפיון המוצג על ידי משוואה (3), לרבות פרידמן וסוחוי (Friedman and Suhoj, 2004) שאמדו משוואה דומה למשק הישראלי לתקופה 1987 עד 2001⁷. בדרך כלל

5 ראה למשל Laubach (2001) וההפניות ששם. נציין שאצל לאוכך משתנה הציפיות מתייחס לאינפלציה שהייתה צפויה מתקופה t-1 לתקופה t, ואילו כאן, ברוח הגישה הנאוריקיינסיאנית, הציפיות הן לתקופה הבאה.

6 בדרך כלל מגבלה זו מתקבלת בנתונים במחקרים רבים בעולם. גם אצלנו היא מתקבלת. המשמעות של המגבלה היא שלא קיימת תחלופה ארוכת טווח בין שיעור האבטלה ושיעור האינפלציה.

7 מאמר זה שונה מזה של פרידמן וסוחוי בכמה היבטים: 1. תקופות אמידה שונות; 2. שימוש בציפיות משוק ההון כאומדן לאינפלציה הצפויה; 3. שימוש במשתנים מסבירים אחרים להשפעות ההיצע. אנו משתמשים בשינויים במחיר הריאלי של היבוא; 4. אפיון מעט שונה של הניירו שמאפשר לניירו הנאמד להיות תנודתי יותר בתדירות הנמוכה וחלק יותר (ראה משוואות [6] ו-[7] והדיון בהן); 5. אנו נמנעים מלשלב באפיון של המודל נתונים על

רצוי לנסח את המשוואה כך שכל המשתנים שבצידה הימני הם בפיגור, והמשמעות היא שהמשוואה מבטאת צורה מוצמצמת של קשר מבני. גם אנו ננקוט בגישה זו, פרט להכללה אפשרית של זעזועי היצע שאנו מעריכים שהם אקסוגניים לאינפלציה ותורמים משמעותית להסברתה, כפי שיידון להלן. במקום להניח את ההנחה של ציפיות אדפטיביות (המבוטאות בניסוח של משוואה [2]) אנו נשתמש באומדן לאינפלציה הצפויה המתקבל מנתוני שוק ההון הישראלי.⁸ דהיינו, נאמוד משוואה מהצורה הבאה:

$$\pi_t - \hat{\pi}(\text{market})_{t,t+4} = \sum_{i=1}^{ku} \beta_i (u_{t-i} - u_{t-i}^n) + \sum_{i=1}^{kz} \gamma_i \Delta z_{t-i} + e_t^\pi \quad (4)$$

כאשר $\hat{\pi}(\text{market})_{t,t+4}$ מבטא את משתנה הציפיות לאינפלציה לשנה הנגזרות מנתוני שוק ההון. המשך המודל הוא כלהלן. מניחים ששיעור האבטלה (u_t) הוא סכום של שני רכיבים בלתי נצפים, הניירו (u_t^n) ופער האבטלה ($ugap_t$), כלומר:

$$u_t = u_t^n + ugap_t \quad (5)$$

כדי להבחין אמפירית בין הניירו ופער האבטלה יש למדל את אופן ההיווצרות של משתנים אלה, ובדרך בלתי תלויה. את הניירו נוהג למדל כמהלך מקרי בתוספת משתנה סטציונרי (g_t), דהיינו מניחים שהשינוי בניירו הוא סטציונרי. יש הכופים על השינויים בניירו אפיון של רעש לבן, הנחה שמגבילה את מידת ההשתנות של הניירו בתדירויות הנמוכות ומגדילה את ההשתנות בתדירויות הגבוהות.⁹ אנו נקטנו בגישה המאפשרת לשינויים בניירו להתנהג כמשתנה אוטורגרסיבי, כלהלן:

$$u_t^n = u_{t-1}^n + g_{t-1} \quad (6)$$

$$g_t = \phi g_{t-1} + e_t^g \quad (7)$$

כאשר הפרמטר $-1 \leq \phi \leq 1$ מודד את מידת ההתמדה של השינויים בניירו ו- e_t^g רעש לבן עם סטיית תקן σ_g . נשים לב שאיננו כופים התמדה על השינויים בניירו אלא מאפשרים להתמדה כזו לבוא לידי ביטוי באמידה, במידה שהיא קיימת בנתונים (כלומר במידה ש- ϕ שונה מ-0). ניסוח כזה

התוצר. פרידמן וסוחוי (Friedman and Suho, 2004) עשו זאת כדי לשפר את אמידת הניירו (דרך חוק Okun), אולם בכך מוסיפים עוד משתנה בלתי נצפה (התוצר הפוטנציאלי), מה שעלול לגרום להטיה באומדני הניירו במידה שלא מזהים נכון את התוצר הפוטנציאלי.

8 האומדנים מתקבלים על ידי חישוב הפער בין התשואה לפדיון על איגרת חוב נומינלית לשנה (מלווה קצר מועד לשנה) ובין התשואה לפדיון על איגרת חוב צמודה לשנה. פער זה הוא אומדן לאינפלציה הצפויה לשנה בתוספת פרמיית סיכון (שנניח שהיא קבועה). נשים לב שהציפיות הן לשנה, בעוד שהמשוואה נאמדת בנתונים רבעוניים. זוהי מגבלה של הנתונים, אולם ייתכן מאוד שניסוח כזה עדיף. כלומר גם אם היו לנו ציפיות לאינפלציה לרביע הקרוב, ייתכן מאוד שהמשתנה הרלוונטי הוא ציפיות לאינפלציה לטווח זמן ארוך יותר. בכל מקרה, כפי שיפורט להלן, אמדנו את המשוואה גם בגרסה המקובלת, והתוצאות דומות.

9 הנחה זו מביאה בדרך כלל לאומדן עם קפיצות גדולות יחסית מרביע למשנהו. פרידמן וסוחוי (Friedman and Suho, 2004) השתמשו בהנחה זו. הנחה זו היא מקרה פרטי של הניסוח שבמשוואות (6) ו-(7), וכפי שנראה בהמשך תקפותה נדחית על ידי הנתונים.

תואם את גישתם של Turner et al. (2001) שלפיה השינויים בניירו עשויים להכיל מידה גדולה של התמדה, שעשויה לשקף השפעה מתמשכת של גורמים מבניים. Laubach (2001) וגם אחרים הניחו שגם השינויים בניירו מאופיינים כמהלך מקרי, אולם הנחה כזו אינה מתאימה לנתוני האבטלה שלנו.¹⁰

ביחס לפער האבטלה, בעקבות Laubach (2001) הנחנו שהוא מתפתח כמשתנה אוטורגרסיבי מהצורה הבאה:

$$ugap_t = \delta_1 ugap_{t-1} + \delta_2 ugap_{t-2} + e_t^{ugap} \quad (8)$$

כאשר $1 > \delta_1 + \delta_2 > -1$ ו- e_t^{ugap} רעש לבן עם סטיית תקן σ_{ugap} .
 אנו מניחים שכל הזעזועים למשוואות הם בלתי מתואמים ביניהם ובעלי התפלגות נורמלית. מערכת המשוואות (8)–(4) ניתנת לאמידה באמצעות מסנן קלמן, כדי לקבל אומדני נראות מקסימלית של הפרמטרים של המודל ושל המשתנים הבלתי נצפים, לרבות הניירו.

2. אמידת המודל תוך שימוש בנתונים משוק האג"ח כקירוב לאינפלציה הצפויה

לצורך אמידה אמפירית של המודל יש לבחור תחילה את המשתנים שישקפו את זעזועי ההיצע במשוואת האינפלציה (משוואה [4]). במשק קטן ופתוח סביר לכלול מחירי סחורות מהעולם. אנו בחרנו להשתמש בשינוי במחירי היבוא (שכוללים גם את ההשפעה של מחירי הסחורות). כמו כן, כדי לשלול אפשרות של תחלופה ארוכת טווח בין האבטלה והאינפלציה יש לשלב את השינוי הריאלי במחירי היבוא (ראה להלן). נסמן ב- Δe_t וב- Δpim_t את קצב הפיחות של שער החליפין של השקל ביחס לדולר ואת קצב השינוי של המחירים העולמיים של היבוא (במונחי דולרים), בהתאמה. הסכום של שני משתנים אלה, שנסמנו: $\Delta epim_t$, משקף את השינוי במחירי היבוא במונחי שקלים שוטפים.¹¹

באמידת משוואת פיליפס יצאנו מהניסוח של משוואה (4),¹² ובצידה הימני הכללנו ארבעה

10 Laubach (2001) השתמש בהנחה זו לאמידת הניירו בכמה מדינות אירופיות שבהן לשיעור האבטלה הייתה מגמה מתמדת של עלייה בתקופת האמידה.

11 מדובר במחירי שמשלם היבוא.

12 לחישוב האינפלציה השתמשנו במדד למעט דיור, פירות וירקות. ההשמטה של רכיבים אלה נעשתה משיקולים אמפיריים (טיב ההתאמה ומובהקות האומדנים של המשוואה), אולם לכך יש גם תימוכין נוספים. המשתנה של השינוי במחירי פירות וירקות מאופיין בתנודות גדולות יחסית ובאי סדירות רבה. ביחס לדיור, בשנת 1999 שונתה ההגדרה ואופן המדידה של תת רכיב משמעותי של סעיף זה (שכר הדירה של דירות בבעלות הדיירים), ולכן קיימת אי רציפות בסדרה זו. כמו כן, עד 2007 היה רכיב זה צמוד כמעט בשלמות לקצב הפיחות של שער החליפין (ביחס לדולר) ומי-2007 ואילך חלה ירידה ניכרת במתאם בין השינוי בשכר הדירה והפיחות של שער החליפין. עם זאת השמטה של שני רכיבים אלה מעלה קושי מסוים, שכן האומדן לאינפלציה הצפויה הנגזר מנתוני שוק ההון, ומשמש כקירוב לציפיות לאינפלציה, הוא לאינפלציה הכוללת דיור ופירות וירקות. אך מאחר שמשנתה הציפיות מופיע בצד שמאל של המשוואה והמקדם שלו אינו נאמד (מניחים שהוא 1) ניתן להתייחס אל הכללת שני הרכיבים המושמטים מהאינפלציה והנכללים בציפיות כאל תוספת של טעות מדידה בציפיות (שהן חלק ממשנתה תלוי), שאינה אמורה לגרום להטיה באומדנים אלא רק להגדיל את שונותם. בכל אופן, בתת הסעיף הבא אנו מציגים אומדן של המודל תוך שימוש במדד הכולל דיור, פירות וירקות, והממצאים דומים.

פיגורים¹³ של המשתנים הבאים: $\{ugap_t, \Delta epim_t, \pi_t\}$. כן הכללנו את הערך בהווה של השינוי במחיר של היבוא במונחי שקלים¹⁴ ואת ההאצה בהווה במחיר העולמי (בדולרים) של היבוא (ראה להלן). תחילה אמדנו את המשוואה ללא מגבלות, ובהמשך הוספנו מגבלות הנגזרות מהתוצאות וכן מהדרישה שלא תתקיים תחלופה ארוכת טווח בין האינפלציה לבין האבטלה ולבין השינוי במחיר הריאלי של היבוא.¹⁵ בסופו של התהליך הגענו לאפיון האמפירי הבא של משוואה (4):

$$\pi_t - \hat{\pi}(\text{market})_{t,t+4} = \beta_1 \Delta ugap_{t-1} + \beta_2 ugap_{t-4} + \gamma_1 \Delta r q_t + \gamma_2 (\Delta r q_{t-1} + \Delta r q_{t-2}) / 2 + \gamma_3 \Delta \Delta pim_t + \gamma_4 \Delta \pi_{t-1} + e_t^\pi \quad (א4)$$

כאשר: $\Delta r q_t = \Delta epim_t - \pi_{t-1}$

נשים לב שהשפעת פער האבטלה על האינפלציה במשוואה זו היא בפיגור של ארבעה רביעים. כמו כן השינוי בפער האבטלה, בפיגור אחד, מופיע אף הוא כגורם המשפיע על האינפלציה. מובהקות השינוי בפער האבטלה במשוואות מסוג זה היא תוצאה מקובלת, ומלמדת שהשפעתו של פער האבטלה על האינפלציה אינה בהכרח לינארית¹⁶ (הסימן של β_1 ו- β_2 צפוי להיות שלילי). הביטוי $\Delta r q_t$ הוא השינוי במחיר של היבוא במונחי שקלים ריאליים (דהיינו בניכוי עליית המחירים לצרכן). משתנה זה מייצג את ההשפעה של גורמי ההיצע הן מחו"ל (המחיר העולמי של היבוא) והן מהמשק המקומי (הפיחות הנומינלי). מאחר שהכללנו במשוואה גם את ההשפעה הבורזמנית של השינוי במחירי היבוא, אזי כדי לא לפגום באקסוגניות של משתנה זה ניכינו את השינוי הנומינלי בעליית המחירים שהתרחשה ברביע הקודם (הסימן של γ_1 ו- γ_2 צפוי להיות חיובי). הביטוי $\Delta \Delta pim$ הינו ההאצה (או ההאטה) של המחיר העולמי (בדולרים) של היבוא. מובהקותו של ביטוי זה היא תוצאה אמפירית, והכללתו גם משפרת את המובהקות של המשתנים האחרים.¹⁷ הכללת ביטוי כזה (האצה במחיר נומינלי) היא תופעה מקובלת בספרות הרלוונטית, והיא דרך נוספת לבטא השפעה של גורמי היצע¹⁸ (הסימן של γ_3 צפוי להיות חיובי). מטעמים דומים (מובהקות של האומדן ושיפור המובהקות

13 את הפיגורים הגבלנו לארבעה מטעמים של דרגות חופש וניסיון בעולם. כאשר הפיגורים של האינפלציה מופיעים כקירוב לציפיות מתקבלים באמידות בעולם עד שנים עשר פיגורים, ראה למשל Gordon (1997).

14 בהכללת משתנה זה אנו למעשה מניחים שהוא אקסוגני ביחס לאינפלציה המקומית. הנחה כזו ביחס למחיר העולמי של היבוא במונחי דולרים היא סבירה בהחלט. את האקסוגניות של הפיחות ברביע השוטף בחנו באמצעות מבחן האקסוגניות של Durbin-Wu-Hausman. לצורך הבדיקה הוספנו כמה משתני עזר: הערך בהווה וארבעה פיגורים של ריבית הלייבור וארבעה פיגורים של ריבית בנק ישראל. תוצאת המבחן היא שלא ניתן לדחות את השערת האפס (שהשינוי בפיחות אקסוגני לאינפלציה) בכל רמת מובהקות שעד 19%.

15 בטווח הארוך (דהיינו, כאשר האינפלציה קבועה) צידה השמאלי של המשוואה מתאפס, ובדומה צריך להתאפס גם צידה הימני, ומגבלה זו צריכה להיכפות על הפרמטרים הנאמדים. במיוחד נשים לב שבטווח הארוך מתקיים השוויון: $\pi = \Delta e + \Delta pim$, כלומר השינוי במחיר הריאלי של היבוא הוא 0.

16 השפעה זו מכונה בספרות "speed limit effect", ראו למשל Turner (1995). משמעות ההשפעה היא שגם אם האבטלה גבוהה מהנירר, עצם ירידתה יכולה להשפיע בטווח הקצר לעליית האינפלציה, וזאת במידה שהיא מתרחשת מהר מדי (דהיינו אם השינוי גדול).

17 בדיקות מוקדמות הראו שלמחירים העולמיים יש השפעה בריזמנית חזקה יותר מאשר זו של שער החליפין, ולכן אפשרנו את הכללתו של אלמנט זה, אף על פי שהמשתנה $\Delta r q$ מכיל גם את ההשפעה של המחירים העולמיים.

18 Laubach (2001) למשל מוסיף למשוואה את ההאצה של פיגורים של הפיחות הנומינלי ושל מחירי הסחורות

של אומדני הפרמטרים האחרים) הכללנו גם את ההאצה בפיגור הראשון של השינויים באינפלציה $(\Delta\pi_{t-1})$. ביטוי זה עשוי לשקף השפעה אפשרית של התמדה באינפלציה שמשפיעה מעבר להשפעת הציפיות. התמדה כזו יכולה לשקף השפעה של התאמות בפיגור של שכר או מחירים (הסימן של γ_4 צפוי להיות חיובי).

את המערכת המיוצגת על ידי משוואות (א4) ו-(5) עד (8) (להלן: מודל 1) אמדנו בשיטת נראות מקסימלית עם נתונים רבעוניים לתקופה שמן 1992.1 ועד 2013.4. מאמידה כזו התקבלו אומדנים מובהקים¹⁹ לכל הפרמטרים של המודל ועם הסימן הנכון, פרט לאומדן לסטיית התקן σ_g שנמצא בלתי מובהק. תוצאה כזו ביחס לאומדן סטיית התקן של g_t היא תופעה נפוצה ביישום של מסנן קלמן למערכת כזו: פעמים רבות האומדן לסטיית התקן אינו מובהק ולעיתים גם האומדן עצמו קרוב ל-0, וזאת גם כאשר הפרמטר "האמיתי" גדול מ-0.20²⁰ כדי לבחור אומדן לסטיית התקן של g_t אמדנו את המערכת עבור ערכים שונים של היחס $\sigma_g^2 / \sigma_\pi^2$ בטווח שבין 0.01 ל-0.20 (ללא כפייה התקבל ליחס זה ערך של 0.07, אולם כאמור נמצא בלתי מובהק). בחינה של פונקציית הנראות לימדה שבטווח האמור הפונקציה שטוחה, מה שמקשה על מציאת פתרון, ולכן הוספנו קריטריון נוסף: ערך t המקסימלי של המקדם של פער האבטלה במשוואת האינפלציה (הפרמטר β_2). היחס המועדף תחת הקריטריון המשולב הוא 0.03.

האומדנים שהתקבלו ליתר הפרמטרים מוצגים בעמודה השנייה של לוח 1. כפי שניתן לראות, האומדנים לכל הפרמטרים נמצאו מובהקים ובסימן הנכון. בחינה של אומדני הפרמטרים של משוואה (א4) מעלה שפער אבטלה של נקודת אחוז מוריד את האינפלציה, כאשר יתר הדברים קבועים לרבות הציפיות לאינפלציה, בפיגור של שנה ב-0.179% (במונחים רבעוניים). בנוסף, עלייה של נקודת אחוז בפער האבטלה גם מורידה זמנית את האינפלציה בפיגור של רביע בשיעור של 0.286%. ביחס למחיר היחסי של היבוא, עלייתו ב-1% פועלת לעלייה של האינפלציה בשיעור מצטבר של 0.143%, בשלושה רבעים. גורמים נוספים בעלי השפעה מובהקת הם ההאצה במחיר העולמי של היבוא, והאצה בפיגור של האינפלציה.

האומדן של הפרמטר ϕ במשוואה (7) נמצא גבוה (0.932), ומלמד על מידה גדולה של התמדה שמאפיינת את השינויים בניירו הנאמד.²¹ אומדני הפרמטרים במשוואת פער האבטלה מלמדים כי שיעור האבטלה מאופיין במידה רבה של התמד, ומתכנס הדרגתית לניירו.

כגורמי היצע.

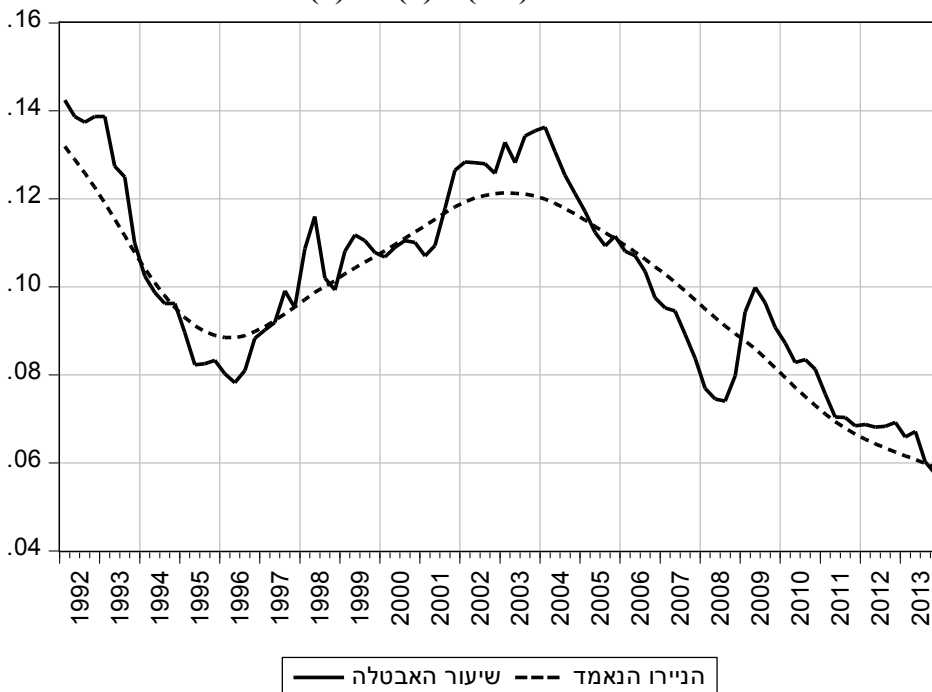
19 כאן ובהמשך ב"מובהק" הכוונה לרמת מובהקות של 5%, אלא אם כן נאמר אחרת.
20 זוהי כאמור בעיה נפוצה המכונה "pile-up problem", ראו Laubach (2001) ו-Gordon (1997) וההפניות שם.

21 מבחן Dickey-Fuller שביצענו על השינויים בניירו מלמד כי ההשערה שהמקדם ϕ שווה ל-1 נדחת בכל רמת מובהקות סבירה. ביתר פירוט, המבחן מלמד כי השערת האפס שהניירו הוא I(1) אינה נדחית בכל רמת מובהקות סבירה (ערך הסטטיסטי הוא -0.428 וה-Pvalue הוא 0.899). לעומת זאת, ההשערה שהניירו הנאמד הוא I(2) (או שהשינויים בו הם I(1)) נדחית בכל רמת מובהקות סבירה (ערך הסטטיסטי הוא -3.268 וה-Pvalue הוא 0.001). ראוי לציין ששיעור האבטלה בפועל הוא מהלך מקרי (לפי מבחני Dickey-Fuller ההשערה שהוא I(1) אינה נדחית ואילו ההשערה שהשינויים בו הם I(1) נדחית). לכן התוצאה ש- ϕ קטן מ-1, דהיינו שגם הניירו הוא מהלך מקרי, משמעותה שפער האבטלה הוא סטציונרי.

לוח 1: אמידת המודל בשלוש הלופות לתקופה 1992.1 עד 2013.4
(בסוגריים ערכי t)

מודל 2 – פיגורים של האינפלציה כקירוב לאינפלציה הצפויה (משוואה א3)	מודל 1 כאשר האינפלציה כוללת את רכיבי הדיור, פירות וירקות	מודל 1 – הציפיות משוק ההון כקירוב לאינפלציה הצפויה (משוואה א4)	הפרמטרים
משוואת פיליפס			
-0.271 (2.0)	-0.0 (0.0)	-0.286 (2.2)	β_1
-0.142 (2.4)	-0.281 (2.6)	-0.179 (2.8)	β_2
0.135 (6.3)	0.147 (5.4)	0.079 (3.7)	γ_1
0.026 (1.8)	0.042 (1.2)	0.064 (2.2)	γ_2
0.084 (4.4)	0.002 (0.1)	0.047 (2.6)	γ_3
	0.275 (4.5)	0.327 (4.8)	γ_4
$\alpha_1 = 0.792$ (11.2)			
$\alpha_2 = -0.129$ (1.9)	$\alpha_1 = 1$	$\alpha_1 = 1$	α_i
$\alpha_3 = 0.080$ (1.0)			
$\alpha_4 = 0.259$			
משוואת השינויים בניירו (משוואה 7)			
0.918 (16.6)	0.911 (16.3)	0.932 (19.9)	φ
משוואת פער האבטלה (משוואה 8)			
1.185 (14.2)	1.158 (12.0)	1.122 (11.2)	δ_1
-0.277 (3.7)	-0.276 (3.4)	-0.266 (3.2)	δ_2
השונות			
0.0048 ² (12.0)	0.0057 ²	0.0044 ² (11.3)	σ_π^2
0.019	0.023	0.03	$\frac{\sigma_g^2}{\sigma_\pi^2}$
0.0045 ² (11.1)	0.0044 ² (11.2)	0.0044 ² (11.0)	σ_{ugap}^2

ציור 1: שיעור האבטלה בפועל והניירו הנאמד באמצעות משוואות (4א') ו-(5) עד (8)



בציור 1 מוצגים שיעור האבטלה בפועל והניירו הנאמד באמצעות מודל 1. ניתן לראות שהניירו די מתואם עם המגמה של שיעור האבטלה. בתחילת התקופה (שנת 1992) הן האבטלה בפועל והן הניירו גבוהים מאוד (14% ו-13% בהתאמה). רמה זו משקפת את השפעת העלייה מברית המועצות לשעבר שהתרחשה בשנים 1989 עד 1992 (זו נמשכה גם בשנים שלאחר מכן, אם כי בקצב נמוך יחסית), ושהתבטאה בגידולם של היצע העבודה ושל שיעור האבטלה. בהמשך השתלבו העולים בשוק העבודה, ושיעור האבטלה בפועל והניירו יורדים לשיעורים של 9% ו-8% בהתאמה בשנת 1997. משנת 1997 חזרו ועלו שיעורי האבטלה והניירו בהדרגה עד לשיעורים של 13.5% ו-12% בהתאמה בשנת 2003. גורם חשוב שתרם, קרוב לוודאי, לעלייתו של הניירו בתקופה זו היה ההתכווצות של ענף הבנייה בשנים אלה. העובדים שנפלטו מענף הבנייה התקשו למצוא עבודה במקצועם, והדבר התבטא בעליית האבטלה המבנית. גורם אפשרי נוסף הוא הגידול בשיעור ההשתתפות שהתרחש באותה עת. לעליית הניירו באותה תקופה ייתכן שתרמה גם העלאת שיעורי המס על שכר, שהחלה בשנת 1994 ונמשכה עד 2002 (השיעורים הועלו מ-26% ל-31% בהתאמה). משנת 2003 ואילך הניירו מצוי במגמה מתמדת של ירידה, שהתמידה גם בשנים 2008 ו-2009, אף על פי שבאותן שנים חלה עלייה משמעותית בשיעור האבטלה בפועל בעקבות המשבר העולמי. גורם חשוב שהשפיע על ירידת הניירו החל משנת 2003 הוא מדיניות ממשלתית שנוקטה החל משנת 2002, ושנמשכה בשנים שלאחר מכן, במגמה לעודד את התעסוקה. מדיניות זו התבטאה, בין היתר, בהחמרת הקריטריונים לקבלת דמי אבטלה, בהפחתה של תשלומי הביטוח הלאומי להבטחת הכנסה,

בנקיטת צעדים להקטנת המספר של עובדים זרים ובהקטנת שיעורי המס על השכר.²² אינדיקציה נוספת לירידת הניירו החל משנת 2006 מהווה תזווה שמאלה של עקומת בוורדז'²³ (ראו סעיף 3 להלן).

3.3. עמידות הממצאים ביחס לבחירת משתנה האינפלציה, ביחס לבחירת הקירוב למשתנה הציפיות לאינפלציה וביחס לנקודת ההתחלה של האמידה

3.3.א. עמידות הממצאים ביחס לבחירת משתנה האינפלציה

כאמור, מטעמים שפורטו לעיל, משתנה האינפלציה במודל מבוסס על המדד למעט דיור, פירות וירקות. זאת לעומת האומדן לאינפלציה הציפוי, הנגזר מנתוני שוק ההון, המתייחס למדד הכולל רכיבים אלו. כדי לבחון את עמידות הממצאים ביחס לבחירה של משתנה האינפלציה ביצענו אמידה של המודל גם כאשר האינפלציה מבוססת על מדד המחירים לצרכן, הכולל רכיבים אלה. האומדנים מוצגים בעמודה השלישית של לוח 1. כפי שניתן לראות קיים הבדל מסוים בחלק מהאומדנים, אבל בסך הכול התמונה דומה והניירו הנאמד דומה בהתפתחותו לזה שנאמד עם האינפלציה ללא הדיור, פירות וירקות.²⁴ המקדם של השינויים באבטלה נמצא קרוב ל-0, אך לעומת זאת המקדם של הפיגור הרביעי של האבטלה גדל בערכו המוחלט (מ-0.179 ל-0.281). ראוי לציין גם שההשפעה הבר-זמנית של השינויים במחיר הריאלי של היבוא התחזקה מאוד. הדבר משקף את ההשפעה של פחות שער החליפין על מחירי הדיור, שבלטה במיוחד בתקופה שקדמה לשנת 2007. לעומת זאת ההשפעה הבר-זמנית של ההאצה במחירים הדולריים של היבוא פחתה.

3.3.ב. עמידות הממצאים ביחס לאומדן של הציפיות לאינפלציה

בסעיף הקודם השתמשנו בנתונים על פער תשואות משוק איגרות החוב כקירוב לציפיות לאינפלציה. כדי לבחון את עמידות הממצאים ביחס לבחירה זו אמדנו את המודל גם בגישה המקובלת, שבה משתמשים בפיגורים של האינפלציה כקירוב לציפיות לאינפלציה. במילים אחרות, חזרנו על תהליך אמידת המודל כאשר משוואה (3) מחליפה את משוואה (4). ביחס לפיגורים של האינפלציה במשוואת האינפלציה, לאור הניסיון כאן ובעולם, עשוי להידרש מספר גדול יחסית של פיגורים. לפיכך, אפשרנו בתחילה שמונה פיגורים (ליתר המשתנים ארבעה פיגורים), וחזרנו על התהליך שתואר בתיאור אמידת משוואה (4). האפיון האמפירי שהתקבל למשוואה (3) מוצג כמשוואה (א3) שלהלן:

22 בין 2002 ל-2012 חלה ירידה מתמשכת של שיעור המס הממוצע על השכר מ-31% ל-23%.

23 לאינדיקטורים נוספים לשיפור היעילות של תהליך הזיווג בין מעסיקים ועובדים החל משנת 2006 ראו תיבה 5.1 בדו"ח בנק ישראל לשנת 2011.

24 קיים דמיון בכך ששני האומדנים מתואמים היטב עם מגמת שיעור האבטלה בפועל, ובשניהם יש ירידה מתמשכת החל משנת 2003. התפתחותו של הניירו הנאמד בשלוש החלופות של לוח 1 מוצגת בצירוף נ"1 בנספח.

$$\Delta\pi_t = (\alpha_1 - 1)\Delta\pi_{t-1} + (\alpha_1 + \alpha_2 - 1)\Delta\pi_{t-2} + (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 - 1)\Delta\pi_{t-3} + \beta_1\Delta\text{ugap}_{t-1} + \beta_2\text{ugap}_{t-4} + \gamma_1\Delta r q_t + \gamma_2(\Delta r q_{t-1} + \Delta r q_{t-2}) / 2 + \gamma_3\Delta\Delta p_{im}_t + e_t^{\pi} \quad (א3)$$

תוצאות האמידה של המודל (להלן מודל 2) מוצגות בעמודה האחרונה של לוח 1. כפי שניתן לראות, ארבעה פיגורים של האינפלציה נמצאו רלוונטיים²⁵ (דהיינו, שלושה פיגורים של השינויים באינפלציה). נשים לב שעיקר ההשפעה נזקף לפיגורים הראשון והרביעי²⁶ של האינפלציה (מקדמים של 0.79 ו-0.26 בהתאמה). התוצאות ביחס ליתר הפרמטרים של המודל דומות לאלו שנאמדו עבור מודל 1. גם האומדן של הניירו תחת חלופה זו דומה לזה המתקבל במודל 1 (ראה ציור נ-1 בנספח). נשים לב כי ההשפעה הברזומנית של גורמי ההיצע (המבוטאת על ידי γ_1 ו- γ_3) חזקה יותר כאן מאשר באומדני משוואה (א4). ייתכן שהדבר משקף השפעה של גורמים אלה על הציפיות לאינפלציה שנמדדות משוק ההון, שאינה יכולה לבוא לידי ביטוי באומדן הציפיות המסתמך רק על פיגורים של האינפלציה; ממצא שעשוי לתמוך בעדיפות של הציפיות משוק ההון כאומדן הציפיות לאינפלציה.

ב.ג. עמידות הממצאים ביחס לנקודת ההתחלה של תקופת המדגם

בתחילתה של תקופת האמידה, בשנת 1992, היה שיעור האבטלה בשיאו בהשפעת גל העלייה מברית המועצות שהחל בשנת 1988, ובהמשך הוא ירד לשפל לוקלי בשנת 1996. התפתחות דומה מאפיינת גם את הניירו הנאמד. כדי לבחון את עמידות התוצאות ביחס לנקודת ההתחלה של תקופת האמידה, אמדנו את המודל בשתי חלופות נוספות: פעם החל משנת 1988, לפני שניכרה ההשפעה של גל העלייה מברית המועצות, ופעם החל משנת 1996, לאחר שמוצתה השפעת גל העלייה. בציור נ-2 שבנספח מוצגים שיעור האבטלה בפועל והניירו הנאמד בשלוש חלופות ביחס לנקודת ההתחלה: חלופת הבסיס משנת 1992, חלופה משנת 1988 וחלופה משנת 1996. כפי שניתן לראות, לתקופה החופפת מתקבלות תוצאות דומות. כמו כן, בכל המקרים, החל משנת 2003 הניירו מצוי במגמה מתמדת של ירידה. במילים אחרות, התוצאות ביחס להתפתחותו של הניירו הנאמד אינן רגישות לנקודת ההתחלה של האמידה.

ג. הניירו הנאמד ועקומת בוורידז' (Beveridge curve)

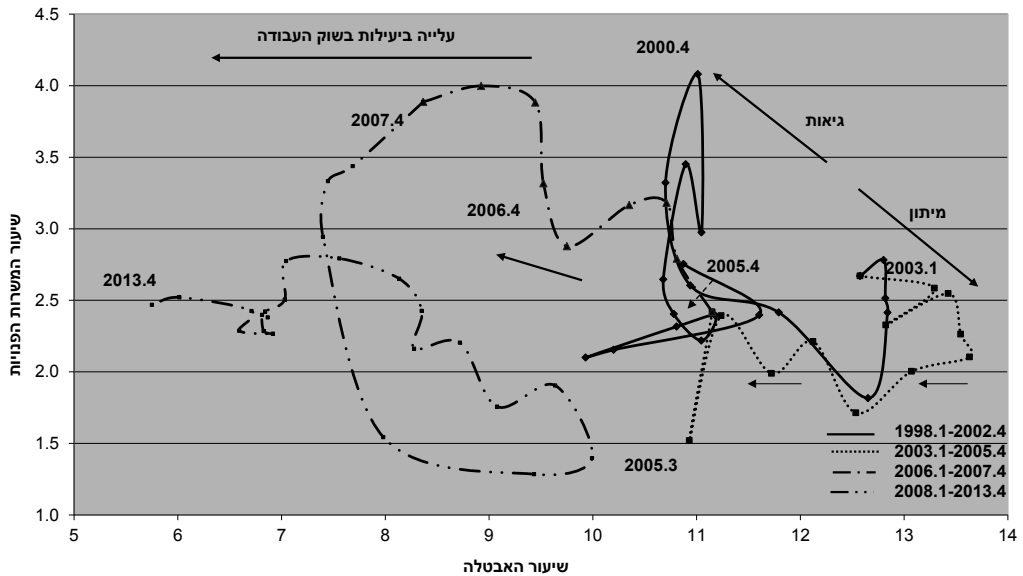
ירידת הניירו, לפחות משנת 2006, עשויה לשקף, בין היתר, שיפור ביעילות של הזיווג בין דורשי עבודה (שיעור המובטלים) ובין מציעי מקומות עבודה (שיעור המשרות הפנויות). אפשרות זו

25 הפיגור השלישי אינו מובהק ב-5% (ערך ה-t שלו הוא 1.0), אולם השארנו אותו כי כאשר אומדים עם חמישה פיגורים של האינפלציה, הפיגור הרביעי נמצא מובהק. המקדם הנאמד מקבל את הערך 0.254 עם ערך t של 3.7 (כמו כן הפיגור החמישי אינו מובהק, וכן סכום ארבעת הפיגורים הראשונים הוא 0.996, דהיינו המגבלה שסכומם של הפיגורים שווה ל-1 מתקבלת ללא כפייה).

26 נתוני האינפלציה הם מנכוי עונתיות (בשיטת משתני דמי), אך ייתכן שנתורה בהם עונתיות מסוימת שמשתקפת בחוזקו היחסי של הפיגור הרביעי (יחסית לפיגורים השני והשלישי).

הועלתה ונדונה בדו"ח בנק ישראל לשנת 2011. בציור 2 אנו מציגים דיאגרמת פיזור של שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות לשנים 1998 עד 2013.²⁷ כפי שניתן לראות, בתקופה 1998 עד 2006 הנקודות "יושבות" על עקומה היורדת משמאל לימין. עקומה זו מכונה בספרות "עקומת בוורידז' " ומתארת קשר שלילי בין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות. כאשר המשק במיתון ושיעור האבטלה גבוה נצפה לראות ששיעור המשרות הפנויות נמוך וההפך בגאות, ככל ששיעור האבטלה נמוך נצפה לשיעור משרות פנויות גבוה. כפי שניתן לראות, החל משנת 2006 חלה תזוזה שמאלה של העקומה. תזוזה כזו ניתן לפרש כשיפור של תהליך הזיווג שבין דורשי העבודה ובין מציעי העבודה.²⁸

ציור 2: שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות (עקומת בוורידז'), 2013-1998



דרך אפשרית לבחון את טיבו של האומדן לניירו הנאמד באמצעות עקומת פיליפס היא לבחון את תרומתו האפשרית לזיהוי עקומת בוורידז' לישראל, דהיינו לזיהוי הקשר השלילי בין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות. כדי לבחון זאת נתאר בקצרה את הרקע התאורטי לעקומת בוורידז' ואת

27 דיאגרמה זו דומה לזו המופיעה בדו"ח בנק ישראל לשנת 2011.
 28 יעילות כזו משמעותה שאותה תחלופה קיימת בשיעורי אבטלה נמוכים יותר, דהיינו משמעותה ירידה של שיעור האבטלה הטבעי. לאינדקטורים נוספים המעידים על התגברות ביעילות הזיווג ראה תיבה 5.1 לדו"ח בנק ישראל לשנת 2011.

תפקידו (או משמעותו) של הניירו בהקשר זה. בעקבות Blanchard (2009), הקשר (בשיווי משקל) בין זרם העובדים היוצא מתעסוקה וזרם העובדים הנכנס לתעסוקה ניתן לתיאור כלהלן:

$$s(1 - u) = mF(u, v) \quad (9)$$

צד שמאל של המשוואה מתאר את זרם העובדים היוצא מהתעסוקה (s מסמן את שיעור ההפרדות מתעסוקה) וצד ימין את זרם העובדים הנכנס לתעסוקה, כאשר $F(u, v)$ הינה פונקציית הזיווג (שעולה עם u ו- v) ו- m מסמן את יעילות הזיווג. משוואה (9) הינה עקומת בוורידז' המתארת קשר שלילי בין שיעור האבטלה ובין שיעור המשרות הפנויות (עבור s ו- m קבועים). הגורמים המזיזים את העקומה הם שינויים בשיעור ההפרדות או ביעילות הזיווג. בעקבות Dickens (2009) נניח פונקציית זיווג מסוג קוב-דאגלס, כלהלן:

$$F(u, v) = u^{1-b}v^b \quad (10)$$

כאשר $0 \leq b \leq 1$ מסמל את הגמישות של פונקציית הזיווג ביחס לשיעור המשרות הפנויות ($-(1-b)$ – הגמישות ביחס לשיעור האבטלה).

נציב את (10) ב-(9) ונקבל את המשוואה הבאה:

$$(1 - u) / u = (m / s)(v / u)^b \quad (11)$$

בעקבות Blanchard ו-Dickens נניח כי הניירו הוא פונקציה של שיעור ההפרדות ויעילות הזיווג,²⁹ ושהניירו הוא הגורם העיקרי לתזוזות של עקומת בוורידז'. במילים אחרות, מניחים כי הניירו נקבע כלהלן:

$$NAIRU = k'_0 + k'_1 \log(m / s) \quad (12)$$

כאשר k'_0 קבוע ו- k'_1 פרמטר שלילי. ניקח לוג משני צידי משוואה (11), נחליץ את $\log(m / s)$ מ-(12), נציב ב-(11) ונקבל את הקשר הבא בין שיעור האבטלה בפועל, הניירו ושיעור המשרות הפנויות:

$$\ln[(1 - u) / u] = k_0 + k_1 NAIRU + b \ln(v / u) \quad (א11)$$

כאשר: $k_0 = -k'_0 / k'_1$ ו- $k_1 = 1 / k'_1$.

באמצעות אומדני הניירו שנאמדו במודל 1 לעיל, ונתונים על שיעור המשרות הפנויות³⁰ ועל שיעור

29 Blanchard מניח כי הניירו הינו גם פונקציה (עולה) של עוצמת המיקוח של העובדים.
30 הנתונים על שיעור המשרות הפנויות הם משנת 1998, ולכן משוואה (א11) נאמדה החל משנה זו.

האבטלה, ניתן לאמוד את הפרמטרים של הקשר המוצג במשוואה (11א'). אומדני ריבועים פחותים של משוואה זו מוצגים בלוח 2:³¹

לוח 2: אומדני הפרמטרים של עקומת בוורידז' (משוואה 11א') לתקופה 1998.1–2013.4

k_0	3.48 (86.9)	k_1	-9.79 (20.7)	b	0.22 (8.1)
DW		0.728	$R^2 = 0.943$		

בסוגריים ערכי t של האומדנים. נציין שבמשוואת קואינטגרציה כגון (11א') ההתפלגות של סטטיסטים אלה אינה התפלגות t. לפי מבחן אנגל גריינג'ר, הבוחן את הקואינטגרציה בין משתני המשוואה באמצעות בחינת הסטציונריות של הסטיות, ההשערה של קיום מהלך מקרי בסטיות נדחית בכל רמת מובהקות הגבוהה מ-0.033.

כפי שניתן לראות, לכל האומדנים הסימן הנכון וטיב ההתאמה של המשוואה גבוה. מכאן, ומקיום קשר קואינטגרטיבי בין משתני המשוואה, ניתן להסיק שהניירו הנאמד מעקומת פיליפס מסייע לזהות את הקשר השלילי הקיים בין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות. כאשר משמיטים מהמשוואה את הניירו (הנחה ששקולה להנחה שהניירו קבוע) מקבלים כי הסטיות מהמשוואה אינן סטציונריות, מה שמלמד על התרומה של הניירו הנאמד לזיהויה של עקומת בוורידז'.³²

ד. סיכום

בעבודה זו אמדנו ניירו למשק הישראלי בנתונים רבעוניים לתקופה 1992.1 עד 2013.4. כקירוב לאינפלציה הצפויה השתמשנו באומדנים לציפיות לאינפלציה לשנה הנגזרים מנתונים משוק איגרות החוב בישראל. לצורך בחינת רגישות אמדנו את הניירו גם בגישה המקובלת יותר של שימוש בפיגורים של האינפלציה כקירוב לציפיות. בשני המקרים התוצאות דומות, אם כי מצאנו תימוכין לכך שלשימוש בציפיות משוק ההון יש ערך מוסף. האומדנים של משוואת האינפלציה מלמדים כי פער האבטלה משפיע על האינפלציה בפיגור של שנה. כן נמצא כי גם השינויים בפער האבטלה, בפיגור של רביע, משפיעים על האינפלציה (speed limit effect). עוד נמצא כי לשינויים במחיר הריאלי של היבוא יש השפעה משמעותית ומתמשכת על האינפלציה (ביטוי לפתיחות של המשק).

31 Dickens אמד משוואה דומה. הוא חשש מאנדוגניות אפשרית של הביטוי $\ln(v_t / u_t)$ ואמד את המשוואה גם עם משתני עזר. הוא מצא שהאומדנים דומים לאומדני ריבועים פחותים, והסיק שההטיה האפשרית היא זניחה. אצלנו אין חשש מהטיה כתוצאה מאנדוגניות אפשרית של $\ln(v_t / u_t)$ משום שאנו אומדים קשר קואינטגרטיבי שבו כל המשתנים הם מהלך מקרי (מבחן דיקי-פולר מלמד שהשערת האפס ש- $\ln[(1-u) / u]$ ו- $\ln(v_t / u_t)$ הם מהלך מקרי אינה נדחית בכל רמת מובהקות סבירה [Pvalue של 0.77 ו-0.35 בהתאמה]; לגבי המבחן ביחס לניירו ראה הערה 21).

32 לפי מבחן Engle-Granger ההשערה של אי-סטציונריות נדחית רק ברמת מובהקות הגבוהה מ-49% (Pvalue =0.49). כמו כן מתקבלים ל- R^2 ול-DW ערכים מוכים בהרבה, 0.548 ו-0.30 בהתאמה.

נמצא כי הניירו הנאמד אינו קבוע, והתפתחותו תואמת את מגמתו של שיעור האבטלה בפועל. משנת 2004 ועד 2013 ירד שיעור האבטלה בפועל ב-7.8 נקודות אחוז. האומדן לניירו מראה כי רוב הירידה של שיעור האבטלה, 6.2 נקודות אחוז, משקף ירידה בניירו. ממצא זה משתלב עם הערכות אחרות בדבר ירידה של שיעור האבטלה המבני בשנים אלה (ראה סעיף 2 לעיל). עוד נמצא כי השינויים בניירו הנאמד מאופיינים במידה רבה של התמדה שניתן לפרשה כמשקפת השפעה מתמשכת של גורמים מבניים. פרידמן וסוהוי (Friedman and Suhoy, 2004) הניחו מראש שהשינויים בניירו הם רעש לבן. הניסוח בעבודה זו כולל את ההנחה דלעיל כמקרה פרטי שנדחה על ידי הנתונים.

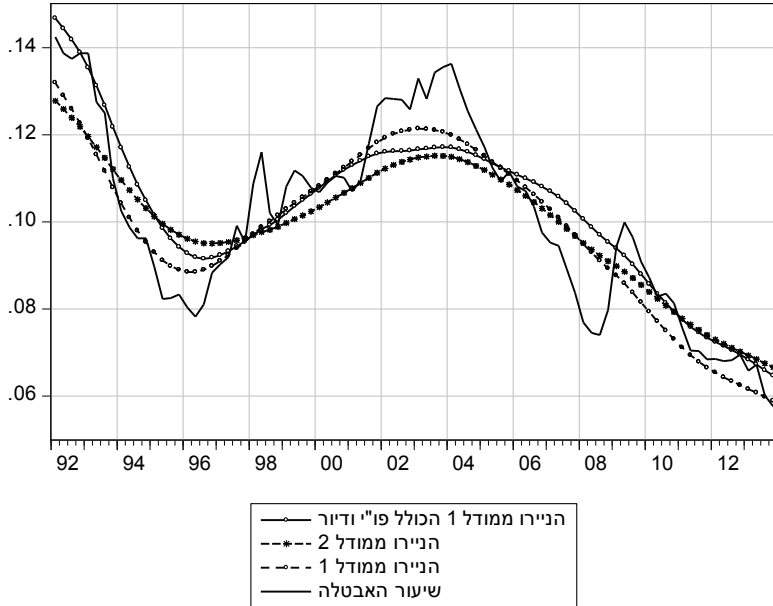
עוד נמצא כי לניירו הנאמד (באמצעות עקומת פיליפס) יש תרומה חשובה לזיהוי הקשר בין שיעור האבטלה ושיעור המשרות הפנויות המתואר על ידי עקומת בוורידו, תוצאה המחזקת את ההערכה שהניירו הנאמד ממשוואת האינפלציה מהווה אומדן טוב לשיעור האבטלה המבני.

מקורות

- בנק ישראל, דין וחשבון שנתי לשנים 2002, 2003 ו-2011.
- Blanchard O. (2009), Comments on “A New Method for Estimating Time Variation in the NAIRU” by W.T. Dickens, *Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective*, U.S.A., 229–234.
- Dickens W. (2009), “A New Method for Estimating Time Variation in the NAIRU”, *Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective*, U.S.A., 205–228.
- Friedman A. and Suhoy T. (2004), “The NAIRU in Israel: An Unobserved Component Approach”, *Israel Economic Review* 2(2), 125–154.
- Gordon R. (1997), “The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy”, *The Journal of Economic Perspectives* 11, 11–32.
- Laubach T. (2001), “Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies”, *The Review of Economics and Statistics* 83, 218–231.
- Laurence B. (2000), “Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables”, OECD Economics Department Working Papers, No. 240.
- Staiger D., Stock J.H. and Watson M. (1997), “The NAIRU Unemployment and Monetary Policy, How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?”, *The Journal of Economic Perspectives* 11, 33–49.
- Turner D. (1995), “Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies”, OECD Economic Studies no. 24, 1995 I.
- Turner D., Boone L., Giorno C., Meacci M., Rae D. and Richardson P. (2001), “Estimating the Structural Rate of Unemployment for the OECD Countries”, OECD Economic Studies no. 33, 2001 11.

נספח

ציור נ-1: שיעור האבטלה בפועל והניירו הנאמד בשלוש החלופות שבלוח 1



ציור נ-2: שיעור האבטלה בפועל לשנים 1988 עד 2013, והניירו הנאמד בשלוש חלופות: החל משנת 1988, החל משנת 1992 והחל משנת 1996

