

חטיבת המחקר



בנק ישראל

**הקשרים ההדדיים בין השכר לבין האינפלציה
בתקופה של יציבות מחירים**

גלעד ברנד¹

מאמר לדיון 2024.10

ספטמבר 2024

בנק ישראל - <http://www.boi.org.il>

¹ חטיבת המחקר, בנק ישראל ואוניברסיטת בן-גוריון.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

**חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007
Research Department, Bank of Israel, POB 780, 91007 Jerusalem, Israel**

הקשרים ההדדיים בין השכר לבין האינפלציה בתקופה של יציבות מחירים

גלעד ברנד

תקציר

מחקר זה בוחן כיצד שינויים בציפיות לאינפלציה השפיעו על הקשרים שבין השכר לבין התוצר לעובד בישראל וכיצד תורגמו קשרים אלה לאינפלציה בתקופה של יציבות המחירים (2003-2019). המחקר מוצא שעלייה של נקודת אחוז בציפיות לאינפלציה מובילה לסטייה זמנית של השכר, מהרמה התואמת את התוצר לעובד, של 0.1% עד 0.2%, ולעלייה פרמנטית של כ-0.1% במחירי הצריכה. כמו כן נמצא כי בהינתן התוצר לעובד, עלייה של אחוז אחד בשכר מובילה לעלייה פרמנטית של כ-0.1% במחירי הצריכה. משילובם של שלושת ערוצי התמסורת, ניתן ללמוד כי ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על המחירים, דרך ערוץ השכר, מהווה לכל היותר כחמישית בלבד מכלל הערוצים דרכם הציפיות לאינפלציה משפיעות על המחירים. תוצאות אלה מתיישבות עם האומדנים שמדווחים בספרות עבור מדינות מפותחות לתקופה שבה האינפלציה היא נמוכה ושהציפיות לגביה הן מעוגנות.

The Mutual Link Between Price Inflation and Wage Inflation in Israel in a Period of Price Stability

Abstract

This study examines how changes in inflation expectations affected the relationship between wages and GDP per worker in Israel, and how these relationships have translated into actual inflation during a period of price stability (2003-2019).

The research finds that a one percent increase in inflation expectations leads to a temporary deviation of 0.1% to 0.2%, in the wage level, from the corresponding level of GDP per worker, and to a permanent increase of approximately 0.1% in the consumer prices.

Furthermore, the research finds that given GDP per worker, a one-percent increase in the wage level leads to a cumulative increase of approximately 0.1% in the Consumer prices. Combining these three pass-through channels, reveals that the effect of inflation expectations on prices, through the wage channel, constitutes at most only about one-fifth of all the channels through which inflation expectations affect prices.

These results align with estimates reported in the literature for advanced economies for a period in which inflation is low and expectations are anchored.

1. מבוא

הקשרים ההדדיים השכר לאינפלציה היא סוגיה מרכזית בדיון המקרו כלכלי ובקביעת המדיניות המוניטרית והיא רלוונטית במיוחד בעת הנוכחית. בטווח הארוך נצפה לקשר ארוך טווח וקבוע בין השכר לבין התוצר לעובד, כך שסטייה של השכר מקשר זה תתבטא בין היתר בהתאמתם של המחירים.¹ עם זאת הספרות האמפירית חלוקה לגבי הקשר בטווח הקצר, החשוב במיוחד לקביעת המדיניות המוניטרית.

במחקר זה בחנו את ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על סטייה של השכר מהקשר ארוך הטווח עם התוצר לעובד (להלן: עלות העבודה) וכיצד סטייה זו מתבטאת באינפלציה בפועל. המחקר מתמקד בתקופה 2003-2019, שבה עוגנו הציפיות בתוך תחום היעד ועדויות שונות מצביעות על היחלשותו של המתאם בין הפעילות הריאלית לבין האינפלציה ("השתטחות" של עקומת פיליפס).² זיהויים של קשרים אלה אינם דבר פשוט, שכן עלות העבודה מושפעת בעצמה מהציפיות לאינפלציה והציפיות לאינפלציה מושפעות ממנה. כמו כן, כפי שאנו מראים, קשר זה יכול להשתנות בהתאם לגורם שמחולל את הציפיות.

על מנת להתגבר על בעיית הזיהוי ולבחון כיצד השפעה זו תלויה במקורו של הזעזוע, אנו משתמשים במשתני עזר שמייצגים זעזועי ביקוש והיצע גלובליים. המחקר מראה כי עלייה של נקודת אחוז בציפיות לאינפלציה (לשנה), שנובעת מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי, מובילה לעלייה של 0.2% בעלות העבודה. ההשפעה שנאמדה עבור זעזוע היצע גלובלי שלילי נמוכה יותר, כ-0.1%. המחקר מראה כי הסיבה לכך היא שזעזוע ביקוש גלובלי חיובי מעלה את הביקוש לעבודה בשוק המקומי בעוד שלזעזוע היצע גלובלי שלילי יש השפעה הפוכה. בניכוי ההשפעה הזו מתקבל אומדן שהוא דומה יחסית (0.1-0.15).

אנו מחזקים את התוצאות האלה באמצעות משתנה עזר נוסף שמשקף זעזוע אינפורמציה (news shock). לצורך כך אנו נעזרים ברביזיות לנתוני החשבונאות הלאומית. אסטרטגיית זיהוי זו נשענת בבסיסה על ההשערה כי האינפלציה מושפעת מהפעילות הריאלית בפיגור מסוים ועל כן מעדכנים החזאים את התחזיות לאינפלציה לשנה הקרובה על בסיס מידע שנחשף ברביזיה לגבי הפעילות ברבעון הקודם, בעוד שקצב הפעילות ברבעון הנוכחי נותר ללא שינוי. בדיקות שונות אכן מוצאות כי רביזיה בנתוני התוצר משפיע על הציפיות לאינפלציה ואף על האינפלציה בפועל, אך אינו משפיע על משתנים משמעותיים אחרים. אנו מראים באמצעות משתנה זה כי התגובה של עלות העבודה לזעזוע אינפורמציה דומה יחסית לזעזועי ביקוש והיצע גלובליים (תמסורת של כ-0.1). כמו כן נמצא כי התגובה של עלות העבודה לזעזועים אלה מתפוגגת בחלוף זמן, כך שהיחס בין השכר לבין התוצר לעובד נע בטווח הארוך סביב ערך קבוע.

זעזוע האינפורמציה מאפשר גם לחלץ חסם עליון להשפעה של עלות העבודה על האינפלציה בפועל. באמידה זו נמצא כי עלייה של אחוז בעלות העבודה, מובילה לעלייה של לכל היותר 0.1% במדד המחירים לצרכן ולעלייה של 0.2% במדד המחירים הבלתי סחירים. הגמישות עבור מדד הסחירים נמוכה יותר (0.05) ונמצאת על גבול המובהקות הסטטיסטית.

¹ מסגרת זו מובאת אצל Katz & Krueger (1999) ויושמה עבור המשק הישראלי אצל זוסמן ולביא (2005).
² ראו כספי וריבון (2022).

לבסוף, זעזוע האינפורמציה מאפשר לחלץ אומדן גם עבור התמסורת מהציפיות לאינפלציה (לשנה) אל האינפלציה. התמסורת הזו נאמדה בכ-0.1 עבור המדד הכללי וכ-0.15 עבור מדד הליבה ומדד הבלתי סחירים. ההשפעה על מדד הסחירים נמוכה יותר (0.08-0.05). ממכלול התוצאות האלה עולה כי ערוץ ההשפעה מהציפיות לאינפלציה על האינפלציה, דרך עלות העבודה, מהווה חלק קטן יחסית (כעשירית) מההשפעה הכוללת של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה בפועל.

כלל התוצאות מתיישבות עם האומדנים שמדווחים בספרות עבור מדינות מפותחות, לתקופה שבה האינפלציה נמוכה והציפיות לגביה מעוגנות.

2. רקע

זיהוי הקשרים ההדדיים בין האינפלציה לשכר נשען על שתי מסגרות תיאורטיות קשורות ודומות. הראשונה היא עקומת פיליפס של השכר, שמתארת את הכוחות המרכזיים שקובעים את אינפלצית השכר ובהם רמת ההדיקות של שוק העבודה והציפיות לאינפלציה. המסגרת השנייה היא עקומת פיליפס ניאו-קיינסיאנית, שבה האינפלציה במחירי הצריכה נקבעת בהתאם לציפיות לגביה יחד עם העלות השולית של הפירמות, שמיוצגת לרוב על ידי משתנים שונים לפעילות הריאלית, כגון פער התוצר. שילוב של מסגרות אלה מנבא כי עליית שכר והתייקרותה של העלות השולית של היצרנים כתוצאה מכך תוביל להתייקרות של מחירי הצריכה. ככל שההתייקרות במחירי הצריכה תתבטא בציפיות לאינפלציה, כך תגבר עליית השכר והאינפלציה תתמיד. תופעה מעין זו אפיינה אפיזודות עבר של אינפלציה גבוהה, אך קשרים אלה נחלשו בעשורים האחרונים, כאשר קצב האינפלציה הואט במדינות מפותחות רבות והציפיות הארוכות עוגנו סביב היעד של הבנק המרכזי.

התרופות הקשרים הללו הובילה לדיון נרחב בספרות, תוך התמקדות בעקומת פיליפס ניאו-קיינסיאנית של מחירי הצריכה ובפרט בגורמים להיחלשותו של הקשר שבין האינפלציה לבין הפעילות הריאלית (להלן "השתטחות העקומה"). הספרות מצביעה על גורמים שונים לתופעה זו ובהם עיגון הציפיות (Hazell et al., 2022), התגברות הגלובליזציה (Auer, 2017) והקצב הנמוך של האינפלציה (Forbes, 2021). על פי טענה אחרת, המתאם הנמוך שבין הפעילות הריאלית לבין האינפלציה היא תוצאה של הצלחת המדיניות המוניטרית בייצוב האינפלציה ואין הוא מעיד בהכרח על היחלשותו של הקשר המבני שקיים בין המשתנים (McLeay and Tenreyro, 2019).³ הקשיים האמפיריים בזיהוי הקשרים נדון בספרות בהרחבה ופתרונות שונים הוצעו לצורך כך. לצד הספרות הענפה שעוסקת בעקומת פיליפס של המחירים, מצומצמת יותר הספרות שעוסקת בעקומת פיליפס של השכר, אך גם היא מצביעה על "השתטחות" שנובעת מהתרופותו של הקשר שבין ההדיקות של שוק העבודה לבין האינפלציה בשכר.⁴

נתאר את עקומת פיליפס של השכר, שהיא עיקר ההתמקדות במחקר זה ונדון בקשיים האמפיריים בזיהוי הפרמטרים השונים. אתגרי הזיהוי משותפים גם לעקומת פיליפס של מחירי הצריכה.

גרסה בסיסית של עקומת פיליפס של השכר מובאת אצל Katz & Krueger (1999) ולפיה ניתן לתאר את הכוחות המרכזיים שמשפיעים על אינפלצית השכר באופן הבא:

³ Hazell et al. (2022) מדגישים את הדומיננטיות של הציפיות הארוכות בקביעת האינפלציה ומוצאים שהקשר בין האינפלציה לבין הפעילות היה נמוך גם בתקופות שבהן הציפיות הארוכות לא היו מעוגנות.

⁴ ראו למשל אצל Gali & Gambati (2019).

$$(i) \pi_t^w = \alpha + \gamma \pi_{t-1}^p + \vartheta(u_t - u^*) + \mu_t$$

בגרסה זו נקבע השינוי בשכר הנומינלי (π_t^w) על ידי השינוי במחירי הצריכה בתקופה הקודמת (π_{t-1}^p) ועל ידי פער האבטלה שמייצג את הפער שבין שיעור האבטלה בפועל (u_t) לבין שיעור האבטלה שמתיישב עם אינפלציה קבועה - u^* . גרסה זו מניחה שקצב הצמיחה של התוצר לעובד הוא קבוע על פני זמן ומיוצג על ידי החותך α . כלומר, מסגרת זו קובעת כי השכר (הנומינלי) יתפתח בהתאם לשיעור צמיחה קבוע של התוצר לעובד (α) ויסטה ממנו כתוצאה מהתפתחויות באינפלציה, כתוצאה מההדיות של שוק העבודה וכתוצאה מזעזועים אידאוסטיים שונים.

(Galí (2011), מניח את התשתית התיאורטית לגרסה ניאו-קיינסיאנית של עקומת פיליפס של השכר. הנחת המוצא במסגרת זו היא שהשכר נקבע בתהליך מיקוח בין העובדים לבין המעסיקים וכי כוח המיקוח של הצדדים השונים תלוי במידת ההדיות של שוק העבודה. הנחה נוספת היא שהשכר קשיח בטווח הקצר וכי הפרטים צופים פני עתיד ולכן התוצאות של תהליך המיקוח תלויות גם בציפיות לגבי האינפלציה בתקופה הבאה.

לגרסה זו ניסוחים והרחבות שונות ונתייחס לגרסה מורחבת של העקומה הניאו-קיינסיאנית, כפי שהיא מובאת אצל (Orlandi et al. 2018):

$$(ii) \pi_t^w - \Delta y_t^T = \alpha E(\pi_{t+1}^p) + \beta \pi_{t-1}^p + \gamma z_t + \vartheta(\pi_{t+1}^w - \Delta y_{t+1}^T) + \mu_{w,t}$$

גרסה זו מתארת את הכוחות שמשפיעים על עלות העבודה, שמוגדרת לפי ניסוח זה כסטייה של השכר מהרמה שתואמת את מגמת הצמיחה של התוצר לעובד ($\pi_t^w - \Delta y_t^T$), במונחים נומינליים. לפי גרסה זו, הכוחות המרכזיים לסטייה שכזו הם האינפלציה הצפויה, האינפלציה בתקופה הקודמת וההדיות של שוק העבודה (z). גורם נוסף הוא הציפיות לעלות העבודה בעתיד, שמשקפות את הציפיות לגבי ההתפתחויות הריאליות במשק.⁵

גרסה זו משחררת את ההנחה בגרסה הבסיסית שלפיה תוואי הצמיחה של התוצר לעובד הוא קבוע והיא מניחה כי העובדים שואפים להשוות את השכר לתוואי הצמיחה של התוצר לעובד, שמשתנה על פני זמן, כך שגרסאות אלה כוללות לרוב את התוצר לעובד כמשתנה מגמה. לפיכך מהווה המשתנה התלוי ($\pi_t^w - \Delta y_t^T$) קירוב לשינויים בשכר שתואמים את מגמת הצמיחה של התוצר לעובד, (להלן: עלות העבודה).

אמידת משוואה זו כרוכה באתגרי זיהוי לא פשוטים. כך למשל הציפיות לגבי עלות העבודה בעתיד אינן נצפות ועל כן מושמטות ממשוואת האמידה כך שיש חשש להטיה בשל משתנה מושמט. חשש אחר הוא שעלות העבודה בתקופה הנוכחית (המשתנה התלוי), משפיעה על הציפיות לאינפלציה, כך שאמידה זו כרוכה בהתמודדות טיפוסית עם בעיית הבו-זמניות. לבסוף, הקשר המבני "הנכוף" אינו ידוע ויש ניסוחים שונים למשוואה. לצד אתגרים אלה ניצב אתגר מרכזי לפיו השונות בנתונים

⁵ ההתייחסות אצל Galí (2011) היא עבור המשק האמריקאי. סביר שבמשק קטן ופתוח ישפיעו שינויים בשע"ח אף הם על עלות העבודה.

המצרפיים דלה מדי על מנת להבדיל בין ההשפעה של הצפיית לאינפלציה והשפעה של משתנים אחרים, על עלות העבודה.⁶ 7

יש מספר גישות בספרות להתמודדות עם קשיים אלה, אשר יושמו עבור עקומת פיליפס ניאו-קיינסיאנית של מחירי הצריכה. גישות אלה כוללות הוספת השפעות קבועות למשוואת האמידה על ידי שימוש בנתונים אזוריים כדי להתמודד באופן זה עם החשש למשתנה מושמט.⁸ גישה אחרת מוצגת אצל Barnichon and Mesters (2020, 2021) שבה נעשה שימוש במשתנה עזר לפעילות הריאלית.⁹ גישה זו יושמה לאחרונה עבור ישראל אצל כספי וריבון (2022). גישת משתנה העזר מאפשרת להתמודד עם החשש לאנדוגניות שנובע מהבו-זמניות או ממשתנה מושמט והיא מאפשרת גם להתגבר על חוסר הוודאות לגבי הניסוח הנכון של המשוואה. כלומר, פתרון זה מאפשר להתמודד עם שלושה מהאתגרים שצוינו. החיסרון הוא שקיים קושי למצוא משתנה עזר מתאים.

משוואה (ii) מניחה שקיים רק מקור אחד ליצירת הציפיות לאינפלציה שנקשרות לעלות העבודה. בפועל יכול קשר זה להשתנות בהתאם לגורם שמחולל את הציפיות. טיעון מסוג זה הופיע אצל Forbes et al. (2018), שדנים בתמסורת משע"ח אל האינפלציה ומראים כי התמסורת תלויה במקורו של הזעזוע לשע"ח. על פי מחברים אלה, מכיוון ששע"ח הוא משתנה אנדוגני, אין לצפות לתמסורת אחידה משע"ח אל האינפלציה, אלא אם מביאים בחשבון את כלל ההשפעות העקיפות של הגורם שחולל את השינויים בשע"ח, אשר חלקן אינן ידועות. אנלוגיה דומה ניתן להקיש לגבי המקדם של הציפיות לאינפלציה במשוואה (ii), אשר בדומה לשע"ח, נקבע באופן אנדוגני על ידי משתנים אחרים בכלכלה. נספח ב' מציג מסגרת תיאורטית פשוטה שקושרת בין הציפיות לאינפלציה לבין השכר ומתארת את הסיבות שקשר זה יכול להשתנות בהתאם לאותו גורם שמחולל את הציפיות לאינפלציה.¹⁰

אם כן, בנוסף לאתגרי הזיהוי שפורטו קודם לכן, יש אפשרות כי אופי הקשר שבין הציפיות לאינפלציה לבין עלות העבודה הוא מורכב יותר מזה שמתואר במשוואה (ii) והוא תלוי במקורו של הזעזוע לציפיות לאינפלציה. על מנת לבחון את האפשרות הזו נשתמש במשתני עזר שונים שמייצגים זעזועים שונים לציפיות לאינפלציה. גישה זו תאפשר לבחון האם הקשר הזה אכן תלוי באופיו של הזעזוע שפוקד את הכלכלה.

⁶ כך למשל נכתב אצל Mavroeidis et al. (2014), שמתייחסים לקושי באמידה של משוואת פיליפס של מחירי הצריכה *"There simply isn't enough variation available in the aggregate data to separately identify the coefficients on unemployment and expected inflation"*

⁷ נספח א' מציג ניסיון לאמוד את משוואה (ii) ללא התמודדות עם אתגרי הזיהוי השונים וממנו עולה כי הקשרים הם חלשים יחסית (אם כי מובהקים). לא מן הנמנע כי הקשרים החלשים שמתקבלים באמידה זו הם תוצאה של בעיות הזיהוי השונות, כפי שהסיקו Gali & Gambati (2019).

⁸ אסטרטגיה זו מוצגת אצל Mccleay and Tenreiro (2018), Hazell, et al. (2022), שמראים באמצעותה כי הקשר בין הפעילות הריאלית לאינפלציה הוא חלש. לעומת זאת, Fitzgerald (2021) מוצא בדרך זו קשר יציב ומובהק בין אבטלה לבין אינפלציה עם מקדם שלילי של כ-0.3. גישה אחרת הופיעה לאחרונה אצל Dovi et al. (2021), שבמסגרתה מחלצים המחברים גבולות (Bounds) למידת ההטיה של האומדן, בכפוף להנחות שונות לגבי הכיוון של ההטיה.

⁹ Barnichon and Mesters (2021, 2020) נעזרים בסדרה של הפתעות הריבית של Gertler and Karadi (2015).
¹⁰ התמודדות עם אפשרות זו מובאת אצל Gali & Gambati (2019), שמציגים אמידה של משוואת פיליפס של השכר תוך התחשבות בזעזועים שונים באמצעות הטלת מגבלות סימן (Sign restrictions) במערכת משוואות אוטו-גרסיבית. החוקרים מראים כי ללא התחשבות בזעזועים אלה, הקשרים שמתקבלים באמידה הם חלשים יחסית. (2019) Bobeica et al. בוחנים את התמסורת מהשכר אל האינפלציה ומוצאים כי תמסורת זו מתגברת כאשר עליית השכר מלווה בגידול בביקוש המצרפי וכי התמסורת עבור זעזועי היצע היא נמוכה יחסית.

המשך המאמר מסודר באופן הבא: חלק 3 מתאר את הספרות שנוגעת לעניין. חלק 4 דן באסטרטגיית האמידה וחלק 5 מציג את בסיס הנתונים ואת תקופת המדגם. האמידה האמפירית מובאת בחלק 6 ולאחריה מובא סיכום.

3. ספרות

המחקר מציג אומדנים לשלושה מנגנוני תמסורת נפרדים: (1) התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל עלות העבודה; (2) התמסורת מעלות העבודה אל האינפלציה; וכן (3) התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה. נתאר את הממצאים בספרות עבור שלושת ערוצי תמסורת אלה, לפי סדר זה.

3.1 התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל עלות העבודה

הספרות ניגשת לסוגיה זו באמצעות משוואת פיליפס של השכר ומוצאת לרוב כי התמסורת מהאינפלציה או מהציפיות לה אל השכר היא חלשה יחסית. כך למשל Bonam et al. (2021) מוצאים תמסורת מהציפיות לאינפלציה אל השכר שנעה סביב 0.3-0.1¹¹. השפעה נמוכה מזו אך מובהקת נמצאה אצל Bulligan & Viviano (2017) ואילו Galí & Gambetti (2019) מוצאים כי בארה"ב, בשנים שלאחר למשבר הפיננסי, מתפוגגת ההשפעה של האינפלציה על השכר.¹² BIS (2022) דנים באפשרות שהתמסורת תלויה ברמת האינפלציה ומוצאים כי בתחילת שנות האלפיים פוחתת התמסורת משיעור של כ-0.4 ל-0.2¹³. לעומת זאת, קרן המטבע הבין-לאומית, ה-IMF (2022), מוצאת במדינות מפותחות, בשנים שלאחר המשבר הפיננסי השפעה חזקה יחסית של הציפיות לאינפלציה על השכר עם גמישות של כ-0.4. החוקרים מראים כי בתקופה שקדמה למשבר עמדה התמסורת על שיעור שהוא קרוב ליחידתי. למעט Galí & Gambetti (2019), לא מתמודדים מחקרים אלה עם בעיות הזיהוי של עקומת פיליפס של השכר.

3.2 התמסורת מעלות העבודה אל האינפלציה

הדיון בספרות לגבי ערוץ תמסורת זה התגבר בשנים האחרונות ומחקרים שונים קושרים בתקופה זו בין היחלשותה של התמסורת לבין ההשתטחות של עקומת פיליפס של מחירי הצריכה. כך למשל בוחנים Bobeica et al. (2019, 2021) את התמסורת עבור מדינות בגוש האירו, תוך הבחנה בין תקופות של אינפלציה גבוהה לבין תקופות שבהן היא נמוכה. החוקרים מראים כי עם ירידת האינפלציה בעשורים האחרונים, נחלשה התמסורת מהשכר אל האינפלציה לשיעור של כ-0.2-0.1. במחקר מאוחר יותר בחנו החוקרים את התמסורת בארה"ב ומצאו כי זו ירדה בשני העשורים האחרונים לשיעור של כ-0.1. החוקרים מייחסים את הירידה בתמסורת במידה רבה לעיגון הציפיות בתקופה זו (Bobeica et al. 2021).¹⁴ תוצאות דומות תועדו גם אצל Peneva & Rudd (2017) Boranova et al. (2021) ו-Heise et al. (2022). בבדיקה אחרת שמבוססת על נתונים פרטניים של חברות נמצא כי יש בתחומי השירותים תמסורת מובהקת אך נמוכה של כ-0.1 (IMF 2022). במחקר

¹¹ החוקרים מריצים משוואת פיליפס של השכר עבור ספרד, הולנד, איטליה, צרפת וגרמניה בשנים 1999-2016.
¹² מסגרת האמידה כוללת את האינפלציה בפועל ולא את הציפיות לאינפלציה.
¹³ החוקרים נעזרים בנתוני פאנל עבור מדינות מפותחות ואומדים באמצעותם משוואה שבה השכר הנומינלי מוסבר על ידי האינפלציה בעבר, צמיחת הפריזון ופער האבטלה, יחד עם משתני דמי עבור מדינה ותקופה.
¹⁴ King & Watson (2012) מתעדים קשר חלש בין עלות העבודה ליחידת תוצר לבין האינפלציה בעשור הראשון של שנות האלפיים ותולים זאת בשינויים מבניים בשוק העבודה.

אחר, Bobeica et al. (2019), נמצא כי התמסורת מתגברת כאשר עליית השכר מלווה בגידול בביקוש המצרפי וכי התמסורת עבור זעזועי היצע היא נמוכה יחסית.

3.3 התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה

המחקר מתכתב גם עם הספרות שעוסקת בתמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה. ספרות זו ענפה במיוחד והמסקנות שעולות מתוכה אינן חד משמעויות. מאמרים מוקדמים התבססו על אמידות שונות לעקומת פיליפס היברידית, שמשלבת את שיעור האינפלציה בעבר יחד עם הציפיות לאינפלציה כמשתנים מסבירים לאינפלציה במחירי הצריכה. בשיטה זו נמצא כי המקדם לציפיות לאינפלציה קרוב לגמישות יחידתית ואילו המקדם עבור שיעור האינפלציה בעבר הוא קרוב לאפס (Galí & Gertler, 1999). מחקרים מאוחרים יותר הטילו ספק בתוצאות אלה והראו כי חשיבותן של הציפיות לאינפלציה פחותה ואילו ההשפעה של האינפלציה בעבר היא משמעותית יותר (Rudd & Whelan 1995).¹⁵ Werning (2022) עורך השוואה בין מנגנונים שונים לקביעת מחירים שנפוצים במודלים ניא-קיינסיאנים ומראה כי טווח התמסורת האפשרי הינו רחב למדי. כך למשל מראה המחבר כי צפויה גמישות יחידתית במקרה של קשיחות מחירים בנוסח Calvo, אך גמישות של 0.5 במקרה של מנגנון החוזים החופפים של Fisher (1977) ו-Taylor (1980). תמסורת נמוכה אף יותר צפויה להתקבל במקרה של קשיחות מחירים בנוסח עלויות תפריט, שעשויה בכפוף להנחות שונות להתקרב לאפס.

אופק הציפיות לאינפלציה משמעותי אף הוא לעוצמת התמסורת, אך יש מחלוקת בספרות לגבי כיוונה של ההשפעה. כך למשל מדגיש Werning (2022) את החשיבות של הציפיות הקצרות, בעוד שאצל Hazell et al. (2022) מודגשת הדומיננטיות של הציפיות הארוכות.

לבסוף, אין בספרות ממצאים עדכניים שמצביעים על השפעה סיבתית משמעותית של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה. Rosolia (2021) מראה באמצעות ניסוי מבוקר כי שינויים (קטנים) בציפיות לאינפלציה לא מתבטאים בקביעתם של המחירים או במצבת כוח האדם של הפירמות. באופן דומה מוצאים Coibion et al. (2018) שפירמות נוטות ליחס חשיבות מעטה בלבד לשינויים באינפלציה. לעומת זאת מוצאים Coibion & Ropele (2020) באמצעות ניסוי מבוקר תמסורת מובהקת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה של כ-0.2.¹⁶ Werning (2022) מיישב את הממצאים השונים בכך שאין סיבה להניח כי עוצמת התמסורת היא קבועה וכי סביר שהתמסורת משתנה בהתאם לרמת האינפלציה. לפי המחבר מתגברת עם עליית האינפלציה התדירות של עדכון המחירים של הפירמות וזו מובילה לעלייה בעוצמתה של התמסורת.

לסיכום, הספרות שדנה בשלושת ערוצי תמסורת אלה מוצאת כי בתקופות שבהן האינפלציה היא נמוכה, הקשרים ההדדיים שמחברים את האינפלציה, את הציפיות לגביה ואת עלות העבודה, הם חלשים יחסית והציפיות לגבי קשרים אלה הן מעוגנות.

¹⁵ ראו למשל את תגובת המחברים לביקורת זו Galí et al. (2005). Werning (2022) מדגיש כי לא ניתן להסיק לגבי ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה באמצעות אמידת עקומת פיליפס, משום שהציפיות לאינפלציה מבטאות גם את הציפיות לגבי הפעילות הריאלית העתידית. מסיבה זו לא ניתן להבחין בהשפעה של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה במנותק מההשפעה של הפעילות הריאלית על האינפלציה.

¹⁶ Rudd (2022) סוקר בהרחבה את הממצאים בספרות ומסיק כי אין תמיכה אמפירית למסקנה כי הציפיות לאינפלציה משפיעות באופן משמעותי על האינפלציה בפועל.

4. האסטרטגיה האמפירית

מטרת המחקר הנוכחי היא לבחון את הקשרים ההדדיים שמחברים את האינפלציה ואת עלות העבודה. האסטרטגיה האמפירית בה ננקוט מבוססת על השימוש במשתני עזר לציפיות לאינפלציה. גישה זו מאפשרת כאמור להתגבר על בעיות הזיהוי של עקומת פיליפס של השכר ובהן בעיית הבר-זמניות, החשש ממשתנה מושמט וכן מניסוח שגוי של הצורה הפונקציונלית. כמו כן תאפשר בחינתם של משתני עזר שונים להבחין באיזו מידה תלויה עוצמת ההשפעה במקור לזעזוע. בשלב הראשון נשתמש במשתני עזר לציפיות לאינפלציה שמייצגים זעזועי ביקוש והיצע גלובליים. אמידה זו תאפשר להבחין האם שונה התמסורת במקרה של זעזועי ביקוש מאשר במקרה של זעזועי היצע. ברם, הבחנה זו בין זעזועי ביקוש לבין זעזועי היצע גוררת כפי שיפורט במשך הנחות נוספות על אסטרטגיית האמידה. מכיוון שכך, נציג בהמשך אסטרטגיית זיהוי שמבוססת על זעזוע אינפורמציה, שעבורה הנחות הזיהוי הן פחות מחמירות. נציג תחילה את אסטרטגיית האמידה עבור זעזועי ביקוש והיצע גלובליים ובהמשך נפרט לגבי אסטרטגיית האמידה שמבוססת על זעזועי אינפורמציה.

להלן משתני העזר עבור הביקוש וההיצע שבהם השתמשנו :

1. זעזוע ביקוש גלובלי. אומדן מקובל בספרות לביקוש הגלובלי הוא גורם משותף למחירים של מגוון רחב של סחורות מתחומים שונים (First Principal component). אומדן זה נשען על הנחה מפשטת שלפיה תנועה משותפת של מגוון רחב של מחירי סחורות ניתנת להסבר רק על ידי הביקוש הגלובלי.¹⁷

2. זעזוע היצע גלובלי. זעזוע היצע הגלובלי מוגדר כאינפלציה במדינות מפותחות שאינה מוסברת על ידי האומדן שחילצנו עבור הביקוש הגלובלי.¹⁸ זעזועי הביקוש וההיצע מוצגים במקבץ איורים 1.

משתנה עזר (ε) צריך לקיים מספר תנאים. ראשית עליו להשפיע על המשתנה האנדוגני, במקרה זה עלות העבודה, כך ש :

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, x_t) \neq 0 \quad (\text{Relevance})$$

ואילו תנאי אחר הוא שמשנתה העזר מקיים את ההנחה הבסיסית שלפיה אין מתאם בינו לבין הטעות.

$$\text{Cov}(\varepsilon_{t-h}, \mu_{w,t}) = 0 \quad \forall h=0, \dots, H \quad (\text{Exogeneity})$$

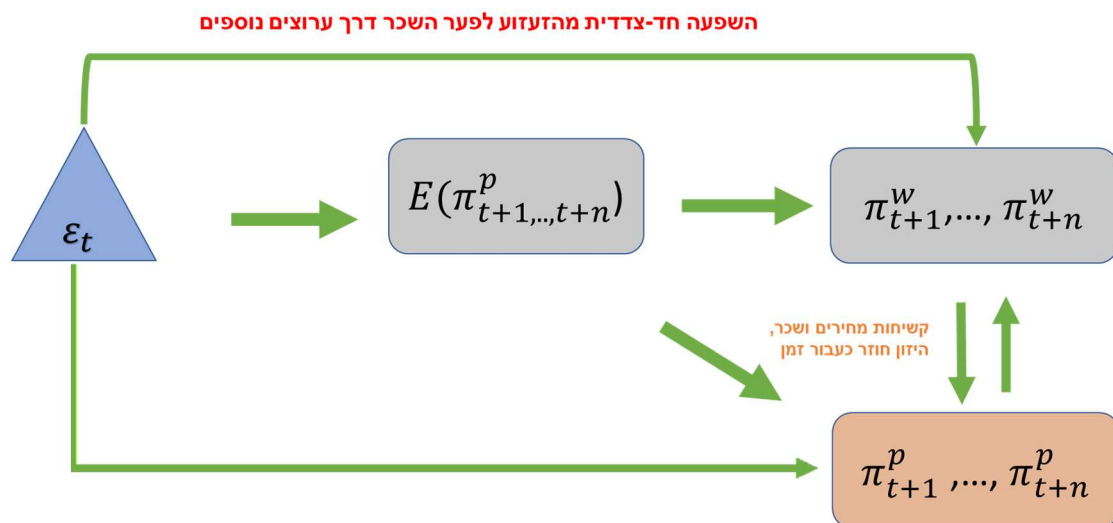
כלומר, במקרה של זעזועי ביקוש והיצע ועל מנת שלא יתקיים מתאם בין משנתה העזר לבין הטעות, עליהם להשפיע על עלות העבודה דרך הציפיות לאינפלציה בלבד. מכיוון שזעזועי ביקוש והיצע

¹⁷ ראו למשל (2020) Alquist et al. (2021) Baumeister & Guérin (2022) Sussman & Zohar. המדד מבוסס על המחירים של 23 סחורות מתחומי החקלאות והתעשייה, ללא אנרגיה, על בסיס (2021) Baumeister & Guérin. לאומדן זה ערכנו בדיקות שונות. כך למשל גזרנו גורם משותף לתת-מדגמים שונים שכוללים בחירה אקראית של 18 סדרות שונות של מחירי סחורות מתוך מאגר של 27 סחורות מתחומים שונים (ללא אנרגיה), שזמינים במאגר המחירים של ה-IMF. בדיקה זו מאפשרת לוודא כי התוצאות לא רגישות לבחירת מדגם הסחורות, כפי שאכן נמצא. באופן פורמלי, גזרנו גורם משותף לאינפלציה במדינות OECD רלוונטיות והרצנו רגרסיה שבה הגורם המשותף לאינפלציה מוסבר על ידי האומדן לביקוש הגלובלי. את השארית אנו מייחסים לגורמי היצע גלובליים.

משפיעים על עלות העבודה דרך מגוון של ערוצים, נניח הנחה מקילה יותר, שלפיה הערוצים שבהם זעזועי ביקוש והיצע משפיעים על עלות העבודה הם ידועים וכי ניתן לפקח עליהם.

איור המחשה 1 מתאר את מארג הקשרים ההדדיים שמחברים את הזעזוע יחד עם שלושת הגורמים: הציפיות לאינפלציה, עלות העבודה; וכן האינפלציה בפועל. כפי שמתואר באיור משפיע הזעזוע על הציפיות לאינפלציה (π^{exp}) ואלה משפיעות בתורן על האינפלציה בפועל (π^p), בין היתר, דרך השפעתן על עלות העבודה (π^w). כמו כן, משפיעות הציפיות לאינפלציה על האינפלציה דרך ערוצים נוספים ויש השפעה הדדית בין האינפלציה לבין עלות העבודה. מארג הקשרים הסבוך הזה ממחיש את אתגר הזיהוי בסוגיה זו. ברם, ההנחה לגבי קשיחות שכר ומחירים מסייעת להקל על הזיהוי. על פי הנחה זו, משפיע הזעזוע באופן מיידי על הציפיות ודרך עלות העבודה ועל האינפלציה בתקופה הבאה. מכיוון שכך אין ההיזון החוזר מהאינפלציה אל הציפיות לאינפלציה בו-זמני. בהנחה שקשיחות המחירים לא מתקיימת, ישפיע הזעזוע באופן בו-זמני על הציפיות לאינפלציה ועל האינפלציה ומכיוון ששניהם צפויים להשפיע על עלות העבודה, נתקשה להבחין בין ההשפעות. לכן, ככל שהנחת קשיחות המחירים מופרת, יבטא האומדן שיתקבל עבור הציפיות לאינפלציה גם את ההשפעה של האינפלציה על עלות העבודה.

איור המחשה 1: ערוצי ההשפעה מזעזועי ביקוש והיצע גלובליים על הציפיות לאינפלציה ומהן על עלות העבודה ועל המחירים

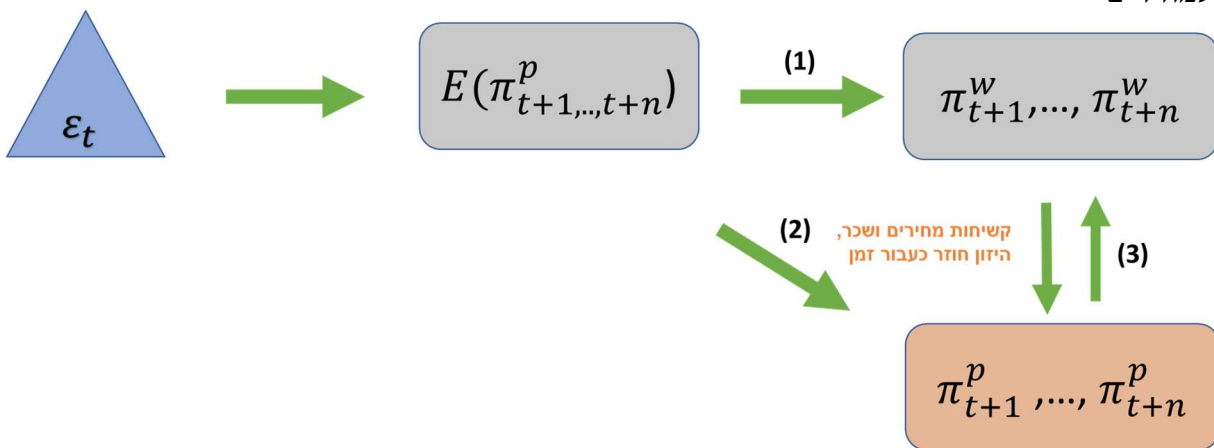


מכיוון שזעזועי ביקוש והיצע גלובליים דורשים התמודדות עם מארג הקשרים הסבוך, ננסה להתיר את ההנחות השונות שנדרשות עבור זעזועים אלה ונבחן משתנה עזר נוסף, שעבורו הנחת הזיהוי מחמירה פחות. לצורך כך אנו נעזרים ברביזיות לנתוני התוצר במסגרת האומדנים המוקדמים לנתוני החשבונאות הלאומית. נתייחס לרביזיות כזעזוע אינפורמציה (News shock) ונתמקד ברביזיה הראשונה, כלומר הפרש שבין האומדן הראשון לצמיחת התוצר לבין האומדן שבא אחריו. גישה זו רותמת את תגובת החוזאים למידע החדש לגבי הפעילות במשק ברבעון הקודם כזעזוע לציפיות לאינפלציה. אסטרטגיית זיהוי זו נשענת בבסיסה על ההשערה כי האינפלציה מושפעת מהפעילות הריאלית בפיגור ועל כן מעדכנים החוזאים את התחזיות לאינפלציה לשנה הקרובה על

בסיס מידע שנחשף לגבי הפעילות ברבעון הקודם, בעוד שקצב הפעילות ברבעון הנוכחי נותר ללא שינוי. באופן זה נקבל משתנה עזר שמשפיע על הציפיות לאינפלציה, אך אינו משפיע על משתנים משמעותיים אחרים. אנו מראים גם כי הרביזיות ניתנות לחזוי וכי כיוון הרביזיה אינו מתואם עם מיקומו של המשק במחזור העסקים. הבדיקות השונות מראות כי הרביזיות אכן משפיעות במידה מובהקת ומשמעותית על הציפיות לאינפלציה לשנה הקרובה וכי יש גם השפעה על האינפלציה בפועל. לעומת זאת לא נמצאה השפעה בין הרביזיות לבין משתנים משמעותיים אחרים.

מכיוון שכך, נראה כי נוסף על חשיפת התמסורת (1) מהציפיות לאינפלציה אל עלות העבודה, מאפשר זעזוע האינפורמציה לחלץ גם ערוץ תמסורת (2) מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה ואף לחלץ חסם עליון לגבי התמסורת מעלות העבודה אל האינפלציה (3). איור המחשה 2 מתאר את מארג הקשרים במקרה של זעזוע, תוך ציונם של שלושת ערוצי התמסורת.

איור המחשה 2: ערוצי ההשפעה מזעזוע אינפורמציה לציפיות לאינפלציה ומהן לעלות העבודה ולמחירים



5. נתונים ומשתנים עיקריים

המחקר מתמקד בעלות העבודה (w), שמחושבת באמצעות הפחתה של השינוי בתוצר לעובד (Δy) מהשינוי בשכר למשרת שכיר (π_t^w), כך שהשינוי בעלות העבודה (Δw) מוגדר כ- $(\pi_t^w - \Delta y_t)$ ואילו הרמה מחושבת כמכפלה של שיעורי השינוי $\prod(\pi_t^w - \Delta y_t + 1)$. זאת כאשר המשתנים האלה נקובים במונחים נומינלים ועבור המגזר העסקי בלבד. עלות העבודה מוצגת במקבץ איורים 1, שמראה שזו נעה במהלך תקופת החקירה סביב ממוצע קבוע. בדיקות שונות שערכנו עבור השנים 1985-2019 מצביעות על כך כי יש קשר קו-אינטגרטיבי בין התוצר לעובד לבין השכר הממוצע במגזר העסקי, עם גמישות יחידתית בין המשתנים (ראו נספח ג'). בהתאם לתוצאה זו אנו מתייחסים לעלות העבודה כסטייה מהקשר ארוך הטווח שבין השכר לבין התוצר לעובד.

מכיוון שזמינות נתוני התוצר היא בתדירות רבעונית, המרנו את הנתונים הרבעוניים לתדירות חודשית באמצעות אינטרפולציה שמבוססת על החלקה.¹⁹ משום שהנטייה בספרות היא לכלול את

¹⁹ בחנו אפשרויות שונות ובהן החלקה שמבוססת על splines או אינטרפולציה המבוססת על נתונים חודשים של המדד המשולב. לא נמצאו הבדלים מהותיים בין השיטות השונות.

התוצר לעובד כמשתנה מגמה, אנו סבורים שההשמטה של התנודות החודשיות באופן זה עולה על החסרונות של אמידת נתונים בתדירות רבעונית. תוצאות עבור אמידה בתדירות רבעונית מובאות בהמשך.

ההתמקדות במחקר היא בציפיות הקצרות (האינפלציה ב-12 החודשים הבאים) שמדווחות על ידי החזאים. בנוסף אנו מפחיתים מהציפיות הקצרות את הציפיות לטווח הבינוני-ארוך (5 שנים), מתוך הנחה כי שינויים בציפיות הארוכות יותר מבטאים תהליכים מבניים, בעוד שהזעזועים שבחנו צפויים לבוא לידי ביטוי בטווחים קצרים יחסית. באופן זה אנו מחלצים את הציפיות הקצרות מנוכות מגמה, מתוך הנחה שהציפיות הארוכות יותר משקפות את המגמה.²⁰ כמו כן אנו מחלצים את רמת המחירים הצפויה על ידי סכימה של הציפיות שחישבנו, במונחים חודשיים.²¹ ניעזר ברמת המחירים הצפויה על מנת לבחון את ההשפעה המצטברת של הזעזועים השונים על הציפיות לאינפלציה, כפי שמתואר בחלק הבא. למרות שההתמקדות במחקר זה היא בציפיות החזאים המקצועיים, נציג בהשוואות השונות גם את ההשפעה של הזעזועים השונים על הציפיות לאינפלציה שנגזרות משוק ההון (בניכוי הציפיות הארוכות). מכיוון שהציפיות משוק ההון כוללות הטיות שונות, שנובעות בין היתר מתנודות בנזילות של האג"ח הצמודות, נתמקד בעיקר בציפיות של החזאים המקצועיים.

משתנה עיקרי נוסף הוא הביקוש לעבודה. לצורך כך אנו נעזרים בהגדרה של (Domash & Summers, 2022) לרפיון של שוק העבודה מצד הביקוש (Demand side labor market slack). האומדן מבוסס על רגרסיה שבה שיעור האבטלה מוסבר על ידי שיעור המשרות הפנויות ומבטא בכך את הביקוש לעבודה במונחי אבטלה.²² החוקרים מוצאים שהערך החזוי שמתקבל מאמידה זו מתואם במידה רבה עם התפתחות השכר בשוק העבודה. בדיקות שונות שערכנו מצביעות אף הן על מסקנה דומה (ראו איור נ-א3 בנספח א'). ניעזר במשתנה זה על מנת לבטא שינויים בביקוש לעבודה. התמקדנו בשיעור האבטלה בגילים 25-64. כלל משתנים אלה מוצגים במקבץ איורים 1.

תקופת החקירה מתמקדת בשנים 2003-2019, לאחר התבססותן של הציפיות לאינפלציה בתוך תחום היעד וטרם משבר הקורונה.

6. האמידה האמפירית

נבחן כעת את ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה. נציג בתחילה את האמידה כאשר זעזועי ביקוש והיצע גלובליים מהווים משתני עזר לציפיות ונעבור בהמשך לאמידה שמבוססת על זעזוע האינפורמציה.

נתאר תחילה את ההשפעה של זעזועי ביקוש והיצע על משתני מקרו עיקריים ובהם התוצר, התעסוקה והביקוש לעבודה. כמו כן נבחן גם את ההשפעה של הזעזועים האלה על מדד המחירים הכללי (Headline) ועל רמת המחירים הצפויה, שהיא כאמור סכימה של הציפיות לאינפלציה במונחים חודשיים.

²⁰ ראו למשל אצל (Boranova et al. (2021

²¹ באופן פורמלי $\frac{1}{12} \prod_{i=1}^n (1 + \pi^{exp})$

²² המחברים כוללים במשוואה זו גם את שיעור ההתפטריות שאינו זמין בנתונים עבור ישראל. באופן פורמלי הרצנו:

$$U_t^{25-64} = \alpha + \sum_{j=0}^{11} \beta_{j,h} V_{t-j} + \mu_t$$

לצורך כך נאמוד משוואת Local Projections פשוטה שבה נבחן את ההשפעה המצטברת של זעזוע ε על משתנה תלוי כלשהו y . האמידה נערכה בנפרד עבור זעזועי ביקוש והיצע גלובליים.

לצורך כך הרצנו :

$$(1) \ln(y_{t+h}) - \ln(y_t) = \alpha_h + \beta_h \varepsilon_t + \Phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

כאשר x'_t הוא וקטור של משתנים מפקחים שכולל 12 פיגורים של המשתנה המוסבר ושל המשתנה המסביר.

התוצאות מוצגות באיור 2 ומהן עולה כי זעזוע לביקוש הגלובלי מעלה את התעסוקה, את התוצר הריאלי, את הביקוש לעבודה, את הציפיות לאינפלציה ואת המחירים. לעומת זאת, זעזוע היצע שלילי מקטין את התעסוקה, את התוצר הריאלי ואת הביקוש לעבודה, אך מעלה את הציפיות לאינפלציה ואת המחירים (איור 3). תוצאות אלה עולות בקנה אחד עם ההשפעה שניתן לצפות לה מזעזועי ביקוש והיצע גלובליים; לשני הזעזועים יש השפעה חיובית על המחירים, תוך השפעה מנוגדת על הביקוש המצרפי במשק.

כלומר, בדיקה זו מוצאת כי זעזועי ביקוש והיצע משפיעים על עלות העבודה דרך השפעתם על שני המשתנים שקובעים את התוצר לעובד - התעסוקה וסך התוצר. לכן נדרש לפקח על משתנים אלה במשוואת האמידה. בהמשך נפקח גם על הביקוש לעבודה שנמצא אף הוא כזה שמושפע מזעזועים אלה.

ברם, פיקוח על משתנים שקובעים את התוצר לעובד גורר בעיה אחרת שהיא מבחינת "Bad Control". זאת מכיוון שהתזוזה של התוצר לעובד, ביחס לשכר, היא מה שגורם לשינויים בעלות העבודה ולכן לא ניתן להחזיקה כקבועה במשוואה. במילים אחרות, אנו מעוניינים לאמוד את הסטייה של השכר כתוצאה משינויים בציפיות לאינפלציה מהתוצר לעובד, אך אנו מעוניינים מנגד גם לפקח על התוצר לעובד, כך שהסטייה של השכר ממנו תבטא רק את התגובה לשינויים בציפיות ולא את התגובה של התוצר לעובד לזעזועי הביקוש וההיצע הגלובליים. על מנת להתגבר על בעיה זו נייעזר בניסוח שהוצע לאחרונה על ידי Barnichon & Mesters (2020, 2021), שלפיה ניתן לפקח על התגובה של המשתנים לזעזוע ולא על המשתנים עצמם.²³ בהתאם לכך נפקח על התגובה של מרכיבי התוצר לעובד, שהם סך התוצר ומספר המועסקים, לזעזועי ביקוש והיצע גלובליים.

באופן פורמלי הרצנו :

$$(2) \ln(w_{t+h}) - \ln(w_t) = \alpha_{1,h} + \beta_h \hat{\pi}_t^{exp} + \alpha_{2,h} \mathcal{R}_h^Y + \alpha_{3,h} \mathcal{P}_h^L + \delta_{j,h} \pi_t^{12m} + \Phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

כאשר $\hat{\pi}_t^{exp}$ הוא הערך החזוי מהגרסיה :

$$(3) \pi_t^{exp} = \alpha + \sum_{j=0}^{11} \gamma_j \varepsilon_{t-j} + \mu_t$$

²³ ניסוח פורמלי של פתרון זה מוצג אצל Barnichon & Mesters (2020), שמראים כי ניתן לחשוף את המקדמים של המשתנים במשוואת מקרו מבנית באמצעות הצבת פונקציית התגובה של המשתנים לזעזוע, ללא פיקוח על המשתנים עצמם.

w מייצג את עלות העבודה, π^{exp} את הציפיות לאינפלציה, π^{12m} את האינפלציה השנתית, π^{wage} את השינוי בעלות העבודה ו- x'_t הוא וקטור של משתנים מפקחים שכולל 12 פיגורים של המשתנה המוסבר ושל הציפיות לאינפלציה. \mathcal{R}_h^Y ו- \mathcal{P}_h^L מייצגים את התגובות של התוצר ושל התעסוקה, בהתאמה, לזעזועי ביקוש או היצע. תגובות אלה שהוצגו באיורים 2 ו-3 נאמדו באופן הבא:

$$(4) \mathcal{R}_h^Y = E(Y_{t+h} | \varepsilon_t = 1, x'_t) - E(Y_{t+h} | \varepsilon_t = 0, x'_t)$$

$$= \alpha_h + \mathcal{R}_h \varepsilon_t + \Phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

$$(5) \mathcal{P}_h^L = E(L_{t+h} | \varepsilon_t = 1, x'_t) - E(L_{t+h} | \varepsilon_t = 0, x'_t)$$

$$= \alpha_h + \mathcal{P}_h \varepsilon_t + \Phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

התוצאות מוצגות באיור 4 שמראה את פונקציות התגובה במקרה של זעזועי ביקוש או היצע גלובליים.²⁴ מהתוצאות עולה שהציפיות לאינפלציה משפיעות על עלות העבודה באופן מובהק ולאורך זמן. שיא ההשפעה עבור זעזוע ביקוש מתקבל כעבור תקופה של כתשעה חודשים וזו עומדת על כ-0.2%. ההשפעה מתפוגגת כעבור 24 חודשים. ההשפעה עבור זעזוע היצע נמוכה יותר ועומדת בשיאה על כ-0.1% ומתפוגגת כעבור תקופה של כ-16 חודשים.²⁵

המסגרת התיאורטית שמוצגת בנספח ב' מראה כי נצפה לתמסורת גבוהה יותר במקרה של זעזוע ביקוש, משום שהוא משפיע חיובית על הביקוש לעבודה, בעוד שלזעזוע היצע יש השפעה הפוכה. בהתאם לכך נבחן האם התמסורת הגבוהה יותר עבור זעזוע ביקוש אכן נובעת מערוץ הביקוש לעבודה, כפי שניתן היה לצפות. לשם כך נוסיף למשוואת האמידה (2) גם את התגובה של הביקוש לעבודה \mathcal{K}_h^v .

$$(6) \mathcal{K}_h^v = E(V_{t+h} | \varepsilon_t = 1, x'_t) - E(V_{t+h} | \varepsilon_t = 0, x'_t)$$

$$= \alpha_h + \mathcal{K}_h \varepsilon_t + \Phi_{i,h}(L)x'_t + \mu_{t,h}$$

כאשר V מייצג את הביקוש לעבודה, שמבוסס כאמור על שיעור המשרות הפנויות. התוצאות מוצגות באיור 5 ומהן עולה כי ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה, במקרה של זעזוע ביקוש גלובלי חיובי, נמוכה יותר כאשר מפקחים על הביקוש לעבודה. לעומת זאת מתקבלת השפעה חזקה יותר במקרה של זעזוע היצע גלובלי שלילי.

נסכם שמכלול בדיקות אלה נתמכות היטב במסגרת התיאורטית. עלייה בציפיות לאינפלציה כתוצאה מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי מתבטא בתגובה חזקה יותר על עלות העבודה מאשר זעזוע היצע גלובלי שלילי וזאת משום שזעזוע ביקוש גלובלי חיובי מעלה את הביקוש לעבודה בשוק

²⁴ שיטת משתנה העזר דורשת לכל הפחות משתנה עזר אחד עבור כל משתנה אנדוגני ואילו במשוואה אנו מציגים משתנה עזר יחיד ומשתמשים בו לזיהוי הציפיות לאינפלציה יחד עם התוצר והתעסוקה. הזיהוי מתאפשר במקרה זה הודות לפיגורים של הזעזוע יחד עם הפיגורים של המשתנה המוסבר, כפי שמופיע במשוואות 11 ו-12.

²⁵ נספח ה' מראה כי בעוד שמשתנה העזר עובר את רף הזיהוי הנדרש, לא ניתן לדחות את ההשערה כי משתנה העזר חלש ולכן סטיות התקן מחושבות לפי התיקון של LIML.

המקומי בעוד שלזעזוע היצע שלילי יש השפעה הפוכה. כאשר מפקחים על הביקוש לעבודה מתקבלת השפעה דומה יחסית.

6.1 זיהוי באמצעות זעזוע אינפורמציה

כפי שהוסבר, נשענות התוצאות שהוצגו בסעיף הקודם על ההנחה כי אין ערוצי השפעה מרכזיים של זעזועי ביקוש והיצע גלובליים על עלות העבודה, שאינם נמצאים בפיקוח במשוואה. כעת נשחרר הנחה זו ונבחן משתנה עזר שמבוסס על הרביזיות לנתוני התוצר במסגרת האומדנים המוקדמים לנתוני החשבונאות הלאומית. אסטרטגיית זיהוי זו מבוססת על ההנחה שהאינפלציה מושפעת מהפעילות בפיגור ועל כן מעדכנים החזאים את התחזיות לאינפלציה לשנה הקרובה על בסיס המידע שנחשף לגבי הפעילות ברבעון הקודם, בעוד שקצב הפעילות ברבעון הנוכחי נותר ללא שינוי.

אנו מתמקדים ברביזיה הראשונה, כלומר ההפרש שבין האומדן הראשון לצמיחת התוצר לבין האומדן שאחריו. האומדן הראשון מתפרסם כשישה שבועות לאחר תום הרבעון ולאחר תקופה של חודש נוסף מתפרסם האומדן השני. ההבדלים בין האומדנים הם גדולים יחסית וממוצע הרביזיה (בערך מוחלט) עומד על כ-0.6 נק' אחוז (במונחים שנתיים), כאשר הרביזיות מתפלגות באופן סימטרי יחסית סביב ממוצע אפס. נתוני הרביזיות זמינים עבורנו בתדירות רבעונית החל משנת 2006 ועד תום התקופה הנחקרת (2019).

ארגוב (2019)²⁶ מראה כי הרביזיות לא ניתנות לחיזוי, ואנו מוסיפים ומראים כי עוצמת הרביזיה וכיוונה לא מתואמת עם המיקום של המשק במחזור העסקים (ראו הרחבה בנספח ד'). תוצאות אלה מחזקות את ההשערה שהרביזיות מהוות זעזוע אינפורמציה בלתי צפוי. בשלב הבא, בחנו את ההשפעה של הזעזוע על משתנים שונים ובהם הציפיות לאינפלציה והאינפלציה בפועל.

לצורך כך הרצנו :

$$(15) \ln(y_{t+h}) - \ln(y_t) = \alpha_h + \beta_h \varepsilon_t + \sum_{j=1}^4 \gamma_{j,h} \Delta y_{t-j} + \mu_{t,h}$$

כאשר ε הוא זעזוע האינפורמציה שמוגדר כרביזיה הראשונה לנתוני החשבונאות הלאומית (במונחי סטיית תקן) ו- y הוא משתנה תלוי כלשהו.

אמידה זו מוצאת שרביזיה חיובית, כלומר, תיקון כלפי מעלה בנתוני התוצר, מעלה את הציפיות לאינפלציה ואת האינפלציה בפועל. השפעה חיובית ומתמידה נמצאה גם על הריבית הנומינלית הארוכה (אג"ח ממשלתי לעשר שנים). לעומת זאת לא נמצאה השפעה על הריבית הקצרה, על שע"ח ועל משתנים ריאלים שונים (איור 6).²⁷ סביר כי חוסר ההשפעה שנמצא עבור הריבית הקצרה (אג"ח ממשלתי לשנה) נובע מהימצאותה בחלק ניכר מתקופת המדגם (2006-2019) בקרבת מחסום האפס ואילו ההשפעה החיובית על הריבית הארוכה מבטאת ככל הנראה ציפייה לתגובה עתידית של המדיניות המוניטרית. מכיוון שעלייה בריבית הארוכה צפויה למתן את המחירים, לא ניתן להסביר באמצעותה מדוע תיקון כלפי מעלה בנתוני החשבונאות מעלה את הציפיות לאינפלציה ואת האינפלציה וסביר כי ערוץ הציפיות הוא הגורם לכך. תוצאות אלה מחזקות את הנחות הזיהוי

²⁶ התפרסם בדצמבר 2019 במסגרת נושא מורחב "הרביזיות בנתונים הרבעוניים של החשבונאות הלאומית, 2018-2009".

²⁷ מבין המשתנים הנוספים שבחנו הן הציפיות לאינפלציה הארוכות על הגדרותיהן השונות ולגביהן לא נמצאה השפעה. באופן תואם, בחינה של ההשפעה של זעזוע אינפורמציה על הריבית הריאלית הארוכה הובילה לתוצאות שדומות להשפעה של הזעזוע על הריבית במונחים נומינליים.

שנדרשות לצורך משתנה העזר; זעזוע האינפורמציה המידע משפיע על הציפיות לאינפלציה (ועל האינפלציה), אך אינו משפיע על משתנים משמעותיים אחרים.

ברם, בעוד שההשפעה של הזעזוע על ציפיות החזאים מובהקת ומתמידה, ההשפעה של הזעזוע על הציפיות משוק ההון היא על גבול המובהקות ומתפוגגת בחלוף זמן. אנו תולים הבדל זה בכך שהציפיות משוק ההון כוללות הטיות שונות שנובעות בין היתר מתנודות בהיקף הנזילות של האג"ח הצמודות. כאמור, מסיבות אלה, עיקר התייחסות במחקר זה היא לציפיות של החזאים המקצועיים.

חשש אחר הוא שהשפעתן של הרביזיות על האינפלציה נובעת משינויים בציפיות של הפירמות ושל העובדים לגבי הפעילות העתידית ולא כתוצאה משינויים בציפיות לגבי האינפלציה. על מנת לשלול אפשרות זו אמדנו את התגובה של האינפלציה לרביזיות תוך פיקוח על הציפיות לאינפלציה. אמידה זו מגלה שהתגובה המובהקת שנצפתה על האינפלציה אינה קיימת כאשר מפקחים על הציפיות. תוצאה זו מחזקת את ההשערה כי ערוץ הציפיות לאינפלציה הוא ערוץ השפעה משמעותי, שדרכו משפיעות הרביזיות על האינפלציה בפועל.

ממכלול בדיקות אלה אנו מסיקים כי יש יסוד להניח כי זעזוע האינפורמציה מקיים את תנאי האקסוגניות שנדרש עבור משתנה העזר. נספח ה' מציג תוצאות של מבחנים פורמליים שמוצאים כי משתנה העזר עובר את רף הזיהוי הנדרש לקיום תנאי הרלוונטיות, אולם לא ניתן לדחות את ההשערה כי משתנה העזר חלש ולכן סטיות התקן מחושבות לפי התיקון של LIML.

בהתאם לתוצאות אלה נאמוד כעת את ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה במקרה של זעזוע אינפורמציה, שהוגדר כאמור כרביזיה לנתוני החשבונאות הלאומית. אמידה זו נשענת על שתי הנחות מרכזיות: (1) זעזוע האינפורמציה משפיע על עלות העבודה דרך הציפיות לאינפלציה בלבד; (2) קיימת קשיחות שכר ומחירים, כך שאין השפעה מיידית של הזעזוע על האינפלציה. מכיוון שכך, לא מתקיים היוון חוזר, בו-זמני, מהאינפלציה אל עלות העבודה.

על בסיס ההנחות האלה נאמוד את התגובה של עלות העבודה לשינוי בציפיות לאינפלציה שנובע מזעזוע אינפורמציה.

עבור אמידה זו הרצנו:

$$(15) \ln(w_{t+h}) - \ln(w_t) = \alpha_h + \beta_h \hat{\pi}_t^{exp} + \delta_{j,h} \pi_t^{12m} + \Phi_{i,h}(L) x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

כאשר x'_t הוא וקטור של משתנים מפקחים שכולל פיגורים של המשתנה המוסבר, שהוא הציפיות לאינפלציה, π_t^{12} הוא האינפלציה השנתית בתקופה $t-1$ ε^{exp} הוא הערך החזוי מהגרסיה שבה משפיעות הרביזיות ε^{news} על הציפיות לאינפלציה בעוד שנה π^{exp} :

$$(16) \pi_t^{exp} = \alpha + \sum_{j=0}^3 \beta_{j,h} \varepsilon_{t-j}^{news} + \mu_t$$

התוצאות מוצגות באיור 7 ומהן ניתן ללמוד כי שיא ההשפעה מתקבל כעבור תקופה של כשישה עד תשעה חודשים וכי התמסורת בנקודת השיא עומדת על כ-0.1. כלומר, עלייה של נקודת אחוז בציפיות לאינפלציה מתבטאת כעבור תשעה חודשים בעלייה של 0.1% בעלות העבודה. השפעה זו מתפוגגת כליל כעבור 24 חודשים. פונקציית תגובה זו, שמבוססת על זעזוע האינפורמציה, דומה

למדי לזעזוע הביקוש שאמדנו קודם לכן (איור 5), כך שתוצאה זו מאששת את התוצאות הקודמות ועולה בקנה אחד עם האומדנים שמדווחים בספרות.

6.1.1 התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה

מכיוון שראינו שזעזוע אינפורמציה משפיע הן על הציפיות לאינפלציה והן על האינפלציה, אך אינו משפיע על משתנים ריאליים משמעותיים, נוכל להיעזר בו גם על מנת לחלץ אומדן לגבי התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה. באיור 6 ניתן היה להבחין כי התגובה של הציפיות לאינפלציה לזעזוע האינפורמציה גבוהה מתגובת האינפלציה לזעזוע, ביחס של כ-1:10-1:20. כלומר תמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה של כ-5% עד 10%. לחילופין, ניתן לאמוד את התמסורת באופן פורמלי בדומה לאמידות הקודמות ועל בסיס ההנחה המרכזית שלפיה זעזוע האינפורמציה משפיע על האינפלציה רק דרך ערוץ הציפיות לאינפלציה.

על בסיס הנחה זו נאמוד:

$$(17) \ln(p_{t+h}) - \ln(p_t) = \alpha_h + \beta_h \hat{\pi}_t^{exp} + \Phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

כאשר x'_t הוא וקטור של משתנים מפקחים הכולל שכולל פיגורים של המשתנה המוסבר והציפיות לאינפלציה ו- $\hat{\pi}_t^{exp}$ הוא הערך החזוי מהגרסיה שבה הרביזיה ε^{news} משפיעה על הציפיות לאינפלציה π^{exp} :

$$(18) \pi_t^{exp} = \alpha + \sum_{j=0}^3 \beta_j \varepsilon_{t-j}^{news} + \mu_t$$

התוצאות מוצגות באיור 8 ומהן עולה שעלייה של נקודת אחוז בציפיות לאינפלציה מובילה לעלייה של כ-0.12% במדד הליבה (ללא אנרגיה ופירות וירקות). התמסורת עבור המדד הכללי מעט נמוכה יותר (0.07-0.09), היא גבוהה יותר עבור מדד הבלתי-סחירים (0.13-0.14) ונמוכה יחסית עבור מדד הסחירים (כ-0.05-0.08).

בבדיקה נוספת הוספנו למשוואת האמידה בקרה על הריבית הארוכה (אג"ח ממשלתי ל-10 שנים), משום שנמצא כי זו מושפעת אף היא מזעזוע האינפורמציה. תוצאות הבדיקה מוצגות באיור 8, שמציג השוואה בין התוצאות, כאשר האמידה כוללת בקרה על הריבית הארוכה וגם ללא בקרה כזו. מההשוואה עולה שבקרה על הריבית הארוכה מפחיתה כפי שניתן היה לצפות מהתמסורת של הציפיות לאינפלציה אל האינפלציה. התמסורת הנמוכה מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה שעולה בבדיקות אלה, תואמת כפי שתואר בהרחבה בחלק 2 ממצאים עדכניים בספרות.

6.1.2 התמסורת מעלות העבודה אל האינפלציה

עלייה בשכר העובדים, ללא שינוי בתפוקתם השולית, תחייב עלייה במחירים, כך שיתקיים כעבור זמן שוויון בין השכר לבין ערך התפוקה השולית של העובדים. לכן, ככל שהשינוי בעלות העבודה נובע מהסטת העקומה של היצע העבודה ופחות מהסטה של הביקוש לעבודה, מה שמסקף את ערך התפוקה השולית של העובדים, כך נצפה שההתאמה בין השכר לבין ערך התפוקה השולית תתבצע דרך מנגנון המחירים.

מכיוון שלא נמצאה השפעה של זעזוע האינפורמציה על הביקוש לעבודה (הוצג באיור 6), סביר כי ההשפעה של הזעזוע על עלות העבודה נובעת בעיקר מהסטת העקומה של היצע העבודה. מכיוון שכך מהווה זעזוע האינפורמציה מהווה כר נוח לבחינת אופן ההתאמה של המחירים לתנודות בעלות העבודה.

ברם, זיהוי ערוץ תמסורת אינו פשוט וגורר הנחה נוספת שלפיה הציפיות לאינפלציה משפיעות על האינפלציה באופן חיובי וכי כיוון השפעה זה תקף עבור כלל ערוצי ההשפעה (שחלקם אינם ידועים). זאת למעט ערוץ ההשפעה של המדיניות המוניטרית שצפויה להשפיע על המחירים באופן שלילי, שעליו נפקח במשוואת האמידה באמצעות בקרה על הריבית הארוכה.²⁸

הנחה זו נדרשת מכיוון שקיימים מגוון של ערוצי השפעה מהציפיות לאינפלציה על האינפלציה ועל כן יבטא האומדן שיתקבל גם מידה בלתי ידועה של השפעות אלה. אך תחת ההנחה כי ערוצים אלה משפיעים על האינפלציה באופן חיובי, יהוו האומדנים שיתקבלו אומדני יתר. כאמור, המדיניות המוניטרית מהווה אומנם ערוץ השפעה שבו הציפיות לאינפלציה משפיעות על האינפלציה באופן שלילי, אך נפקח על השפעה זו במשוואת האמידה.

בכפוף להנחות אלה נחלץ אומדן שיהווה חסם עליון לתמסורת מעלות העבודה. לצורך כך נריץ בשלב הראשון רגרסיה שבה עלות העבודה (π^w) נקבעת על ידי זעזוע אינפורמציה (ε^{news}), תוך פיקוח על האינפלציה השנתית (π^{12m}).

$$(19) \pi_t^w = \alpha_h + \sum_{j=0}^3 \beta_{j,h} \varepsilon_{t-j}^{news} + \gamma_{j,h} \pi_t^{12m} + \mu_{t,h}$$

ובעזרת המקדמים שאמדנו ל- β_h , נגדיר את הזעזוע לעלות העבודה:

$$(20) \varepsilon_t^w = \sum_{j=0}^3 \beta_j \varepsilon_{t-j}^{news}$$

ונאמוד:

$$(21) \ln(p_{t+h}) - \ln(p_t) = \alpha + \beta_h \varepsilon_t^w + \sum_{j=0}^3 \vartheta_{j,h} i_{t-j}^{long} + \phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

כאשר i^{long} היא הריבית הארוכה (אג"ח ממשלתי לעשר שנים) ו- x'_t הוא וקטור של משתנים מפקחים שכולל פיגורים של המשתנה המוסבר ושל עלות העבודה.

אמידה זו מוצאת כי עלייה של נקודת אחוז בעלות העבודה, מובילה ל**כלל היותר** לעלייה של 0.07% במדד הכללי ולעלייה של 0.14% במדד הבלתי סחירים. הגמישות עבור מדד הסחירים נמוכה יותר (0.05) ונמצאת על גבול המובהקות הסטטיסטית (איור 9).

²⁸ הוספת בקרה על הריבית הקצרה לא משפיעה על התוצאות, ככל הנראה משום שבחלק ניכר מתקופת המדגם (2006-2019) הייתה הריבית מצויה בסביבת מחסום האפס.

כאמור, מכיוון שקיימים מגוון של ערוצי השפעה מהציפיות לאינפלציה על האינפלציה, מלבד ערוץ עלות העבודה, מבטאים אומדנים אלה גם מידה בלתי ידועה של השפעות אלה. אך בכפוף להנחה כי הערוצים האלה משפיעים על האינפלציה באופן חיובי, מהווים האומדנים שיתקבלו אומדני יתר. המדיניות המוניטרית מהווה אומנם ערוץ השפעה שבו הציפיות לאינפלציה משפיעות באופן שלילי על האינפלציה, אך זו נמצאת ברגרסיה תחת בקרה.

משילוב שלושת ערוצי התמסורת שחשפנו לנו למדים כי שינוי של נקודת אחוז בציפיות לאינפלציה מעלה את עלות העבודה בכ-0.1% וכי התמסורת ממנה אל האינפלציה נמוכה אף היא ונאמדת לכל היתר ב-0.07 בלבד. מכיוון שהתמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה נאמדה בכ-0.1, ניתן להסיק כי ערוץ השכר מהווה חלק קטן יחסית (כחמישית לכל היותר) מההשפעה הכוללת של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה (ראו איור המחשה 3). תוצאה זו עולה בקנה אחד עם ההשתטחות של עקומת פיליפס בתקופת המדגם (ראו למשל אצל כספי וריבון, 2022).

איור המחשה 3: חלקה היחסי של התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל עלות העבודה וממנה אל האינפלציה, מתוך התמסורת הכוללת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה.

על בסיס תוצאות האמידה

$$\frac{\begin{matrix} (1) \\ \text{התמסורת מהציפיות} \\ \text{'אינפלציה אל עלות העבודה} \\ (\sim 0.2) \end{matrix} \times \begin{matrix} (2) \\ \text{התמסורת מעלות העבודה} \\ \text{אל האינפלציה} \\ (\leq 0.1) \end{matrix}}{\begin{matrix} (3) \\ \text{התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה} \\ (\sim 0.1) \end{matrix}} \leq 20\%$$

7. סיכום

במחקר זה בחנו את ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על סטייה מהקשר ארוך הטווח שבין השכר לבין התוצר לעובד (עלות העבודה) וכיצד סטייה זו מתבטאת באינפלציה בפועל. המחקר מתמקד בתקופה 2003-2019, שבה מקובל להניח כי הציפיות מעוגנות בתוך תחום היעד וכי המתאם בין העלות השולית של היצרנים לבין האינפלציה הוא חלש (השתטחות של עקומת פיליפס).

המחקר מדגיש כי התמסורת תלויה באופי הזעזוע שפוקד את הכלכלה. כפי שהודגש אצל Forbes et al. (2018) יש לזעזועים שונים השפעות עקיפות רבות, אשר חלקן אינן ידועות, כך שלא ניתן להביא בחשבון את כלל ערוצי ההשפעה ולחלץ אומדן שמשקף את התמסורת בלבד. במחקר זה מצאנו כי התמסורת מהציפיות לאינפלציה אל עלות העבודה חזקה יותר כאשר השינוי בציפיות לאינפלציה נובע מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי (0.2), ביחס לזעזוע היצע גלובלי שלילי (0.1). המחקר מראה כי הסיבה לכך נובעת מכך שזעזוע ביקוש גלובלי חיובי מעלה את הביקוש לעבודה בעוד שלזעזוע היצע גלובלי שלילי יש השפעה הפוכה. כאשר מביאים בחשבון השפעה זו מתקבל אומדן דומה יחסית (0.1-0.15).

אנו מחזקים את התוצאות האלה באמצעות אומדן לזעזוע אינפורמציה (news shock). לצורך כך אנו נעזרים ברביזיות לנתוני החשבונאות הלאומית ומראים כי הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר מהווה אומדן עזר תקף עבור הציפיות לאינפלציה (לשנה).

זעזוע האינפורמציה מאפשר לחלץ חסם עליון לתמסורת מעלות העבודה אל האינפלציה. באמידה זו נמצא כי עלייה של נקודת אחוז בעלות העבודה, מובילה לכל היותר לעלייה של 0.08% במדד הכללי ולעלייה של 0.15% במדד הבלתי סחירים. הגמישות עבור מדד הסחירים נמוכה יותר (0.05) ועל גבול המובהקות הסטטיסטית. זהו ערוץ התמסורת השני שמוצג במחקר.

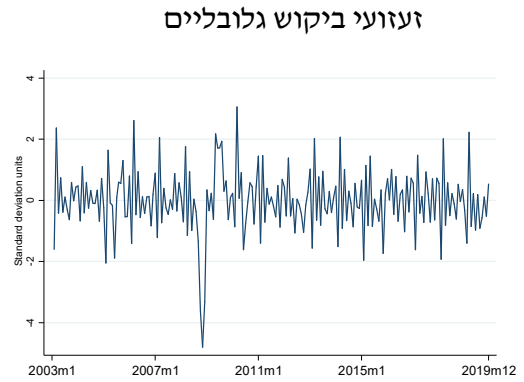
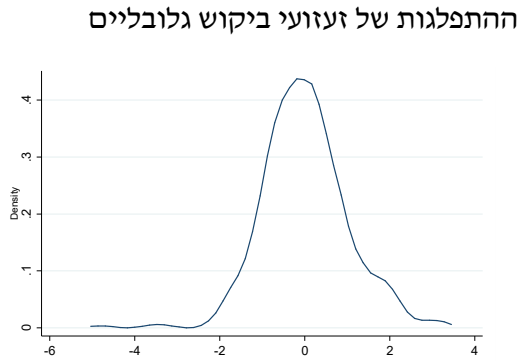
לבסוף, זעזוע האינפורמציה מאפשר לחלץ אומדן גם עבור התמסורת מהציפיות לאינפלציה (לשנה) אל האינפלציה. התמסורת נאמדה בכ-0.1 עבור המדד הכללי וכ-0.15 עבור מדד הליבה ומדד הבלתי סחירים. ההשפעה על מדד הסחירים נמוכה יותר (0.08-0.05).

כלל התוצאות שעולות במחקר מצביעות על כך כי ערוץ ההשפעה מהציפיות לאינפלציה אל האינפלציה בפועל, דרך עלות העבודה, מהווה חלק קטן יחסית (כעשירית) מההשפעה הכוללת של הציפיות לאינפלציה על האינפלציה בפועל.

ערוצי התמסורת (2) ו-(3) מתייחסים לתמסורת שנאמדה על בסיס זעזוע אינפורמציה. מכיוון שהתמסורת עשויה להשתנות בהתאם למקור הזעזוע, עשויות תוצאות אלה להיות שונות עבור זעזועים אחרים.

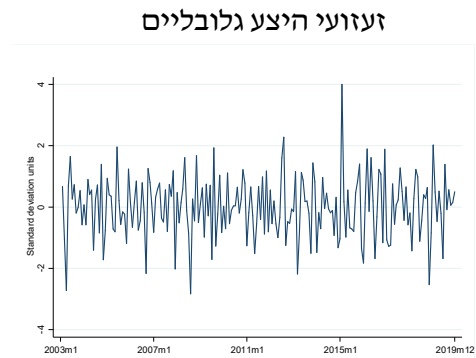
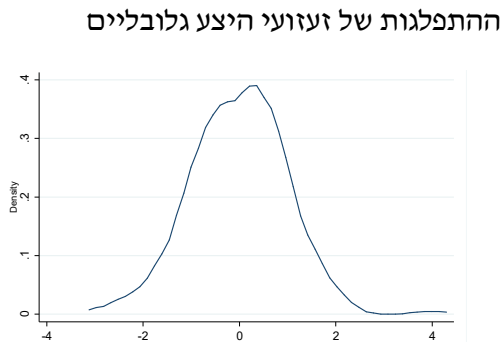
מקבץ איורים 1: תיאור המשתנים העיקריים

איור 1.1: זעזועי ביקוש גלובליים במונחי סטיות תקן



המדד מבוסס על גזירת גורם משותף (first principal component) ל-23 מחירי סחורות מתחומי החקלאות והתעשייה, ללא אנרגיה, על בסיס Baumeister & Guérin (2021). המדד מוצג במונחי סטיות תקן.

איור 1.2: זעזועי היצע גלובליים במונחי סטיות תקן



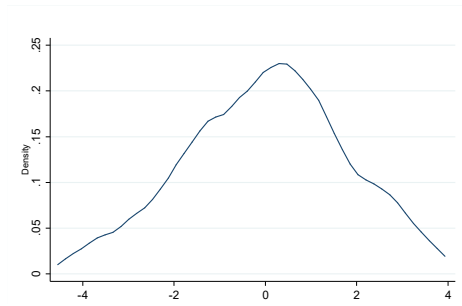
הזעזוע מבוסס על האינפלציה במדינות מפותחות שאינה מוסברת על ידי זעזועי ביקוש גלובליים. הזעזוע מחושב באמצעות גזירת גורם משותף לאינפלציה במדינות OECD רלוונטיות,²⁹ והרצת רגרסיה שבה הגורם המשותף מוסבר על ידי האומדן לתנודות בביקוש הגלובלי. את השארית אנו מייחסים לגורמי היצע גלובליים. המדד מוצג במונחי סטיות תקן.³⁰

²⁹ המדינות הרלוונטיות הן אוסטרליה, בלגיה, צ'כיה, דנמרק, אסטוניה, צרפת, גרמניה, יוון, הונגריה, אירלנד, איטליה, קוריאה, לטביה, ליטא, לוקסמבורג, הולנד, נורבגיה, פולין, פורטוגל, סלובקיה, סלובניה, ספרד, שוודיה, בריטניה וארה"ב.

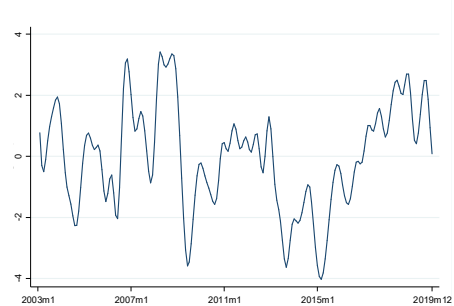
³⁰ באופן פורמלי הרצנו $\pi_t^{OECD} = \alpha + \sum_{j=0}^{11} \beta_{j,h} \varepsilon_{t-j}^d + \varepsilon_t^s$ כאשר π_t^{OECD} הוא הגורם העיקרי הראשון (Principal component) לאינפלציה במדינות OECD, ε^d הוא האומדן לזעזוע ביקוש גלובלי. את השארית ε^s אנו מייחסים לגורמי היצע גלובליים.

איור 1.3: עלות העבודה

ההתפלגות השינויים בעלות העבודה



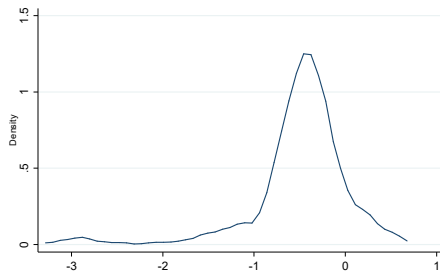
עלות העבודה



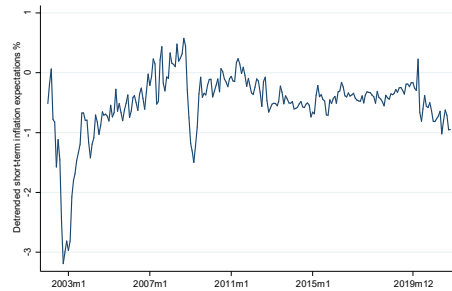
השינוי בעלות העבודה מחושב כשינוי בשכר למשרת שכיר לאחר הפחתת השינוי בתוצר לעובד $(\pi^w - \Delta y)$, כאשר משתנים אלה נקובים במונחים נומינליים ועבור המגזר העסקי בלבד. התרשים מציג את הרמה של עלות העבודה שמחושבת באמצעות סכימה של השינויים.

איור 1.4: הציפות לאינפלציה לשנה קדימה בניכוי הציפיות לטווח הבינוני-ארוך בנקודות אחוז

ההתפלגות של הציפיות לאינפלציה



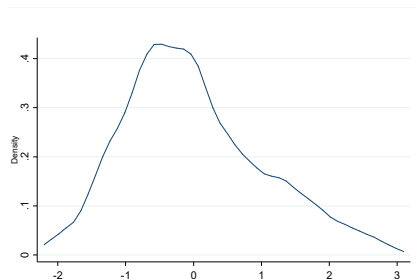
הציפיות לאינפלציה



הציפיות לאינפלציה מוגדרות כציפיות של החזאים המקצועיים לאינפלציה ל-12 חודשים קדימה, בניכוי הציפיות לטווח הבינוני-ארוך (5 שנים). הגדרה זו נשענת על ההנחה כי שינויים בציפיות הארוכות יותר משקפים תהליכים מבניים בעוד שהזעזועים שבמוקד מחקר זה צפויים לבוא לידי ביטוי בטווחים קצרים יחסית. בכך אנו מחלצים את הציפיות הקצרות מנוכות מגמה, כאשר הציפיות הארוכות משקפות את המגמה.

איור 1.5: רפיון שוק העבודה מצד הביקוש (Demand side labor market slack) במונחי סטיות תקן

ההתפלגות של האומדן לרפיון שוק העבודה

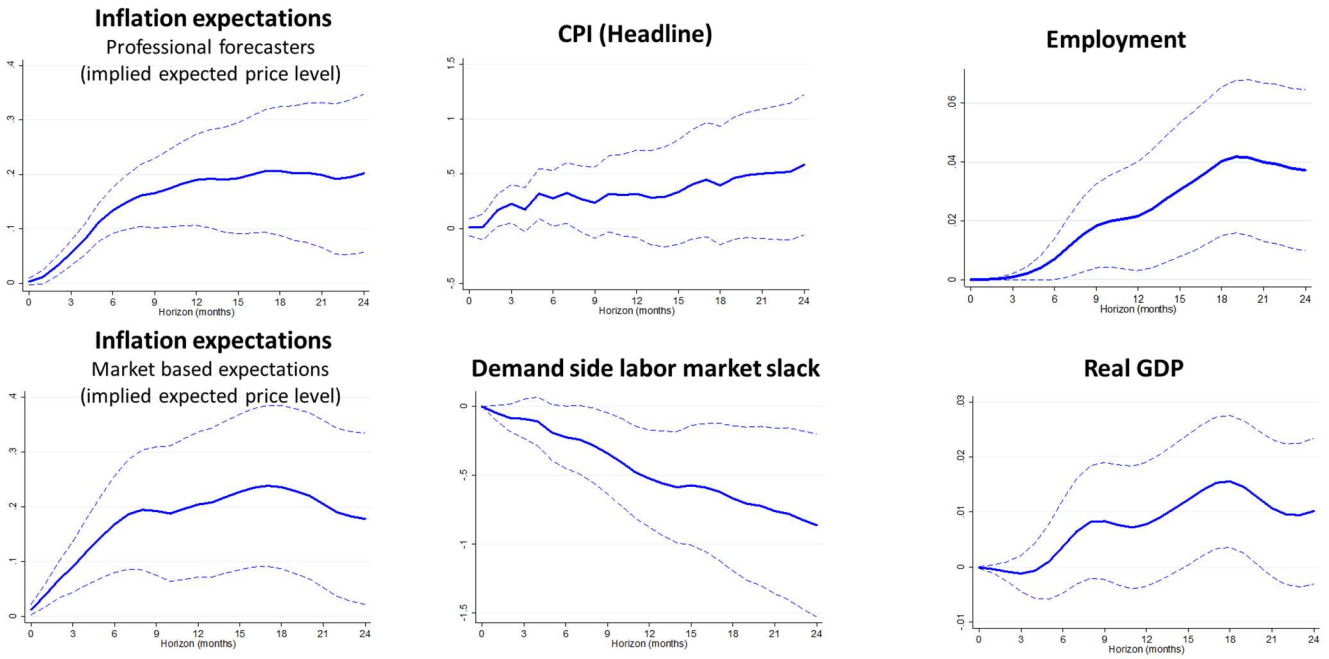


האומדן לרפיון שוק העבודה

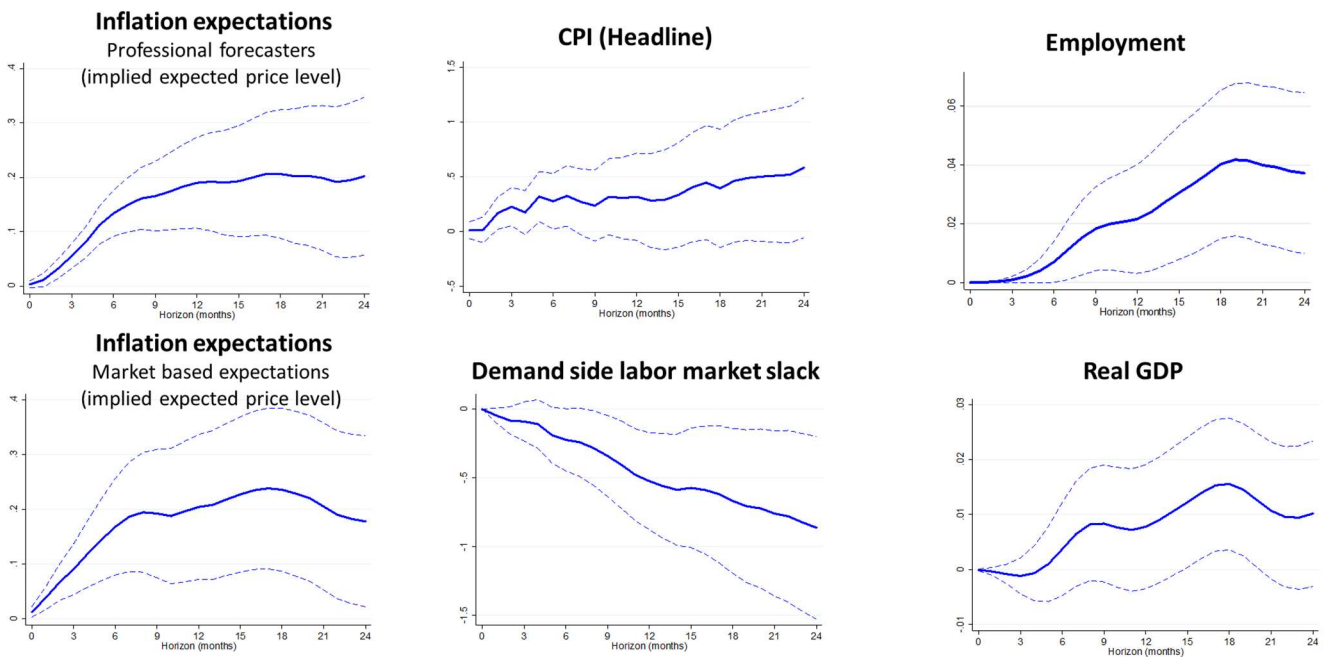


המדד הוגדר כשיעור האבטלה החזוי משיעור המשרות הפנויות. המדד מבוסס על רגרסיה שבה שיעור האבטלה מוסבר על ידי שיעור המשרות הפנויות, כאשר הערך החזוי ממשוואה זו הוגדר כאומדן לרפיון שוק העבודה, שמבטא את הביקוש לעבודה (ראו Domash & Summers, 2022). התמקדנו בשיעור האבטלה בגילים 25-64.

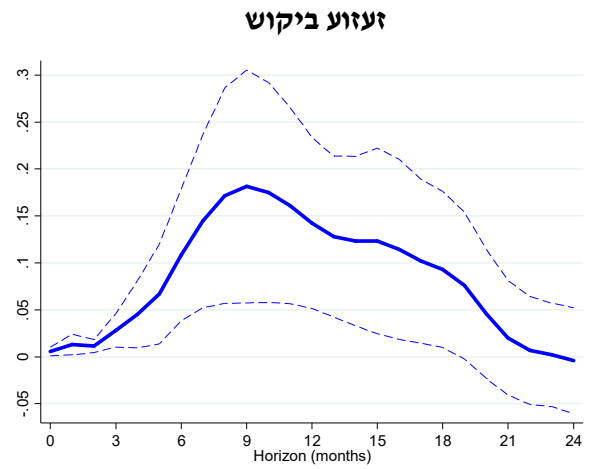
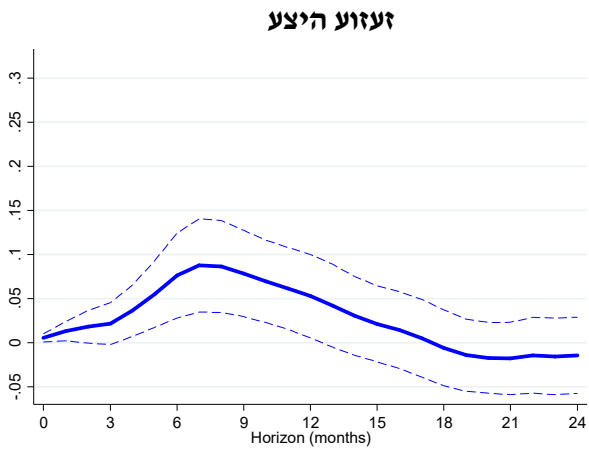
איור 2: התגובה של משתנים שונים לזעזוע ביקוש גלובלי עם סטיית תקן אחת



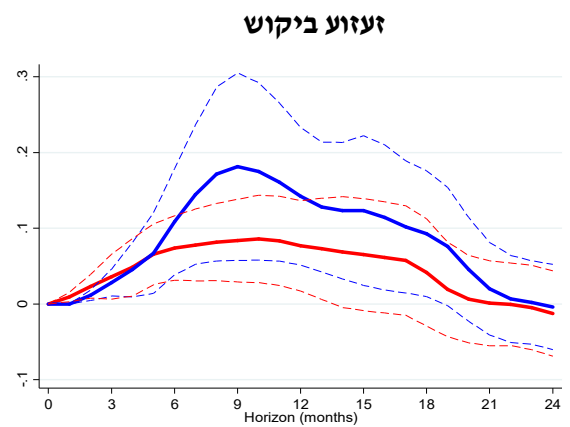
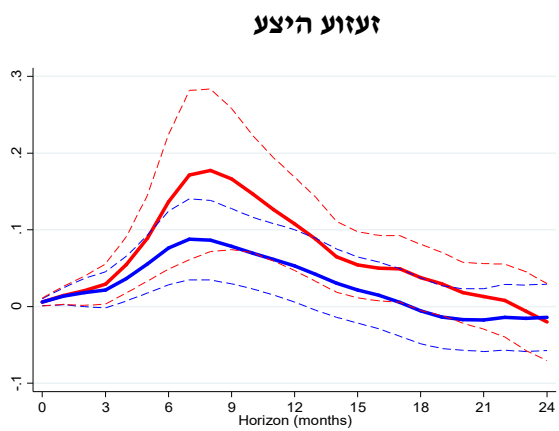
איור 3: התגובה של משתנים שונים לזעזוע היצע גלובלי עם סטיית תקן אחת



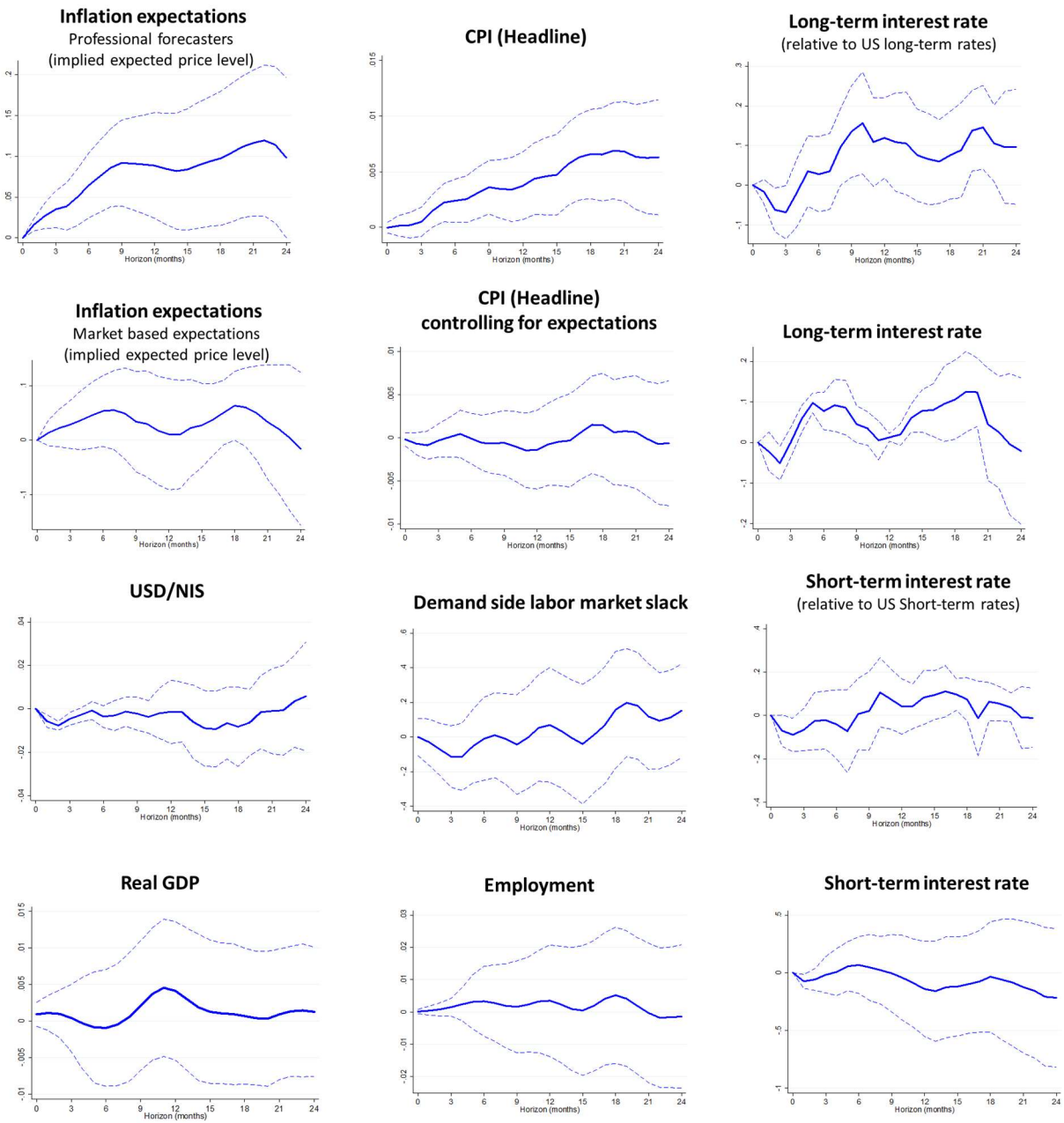
איור 4: ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה
 התגובה של עלות העבודה לעלייה של נקי אחוז אחת בציפיות לאינפלציה, כתוצאה מזעזועי ביקוש והיצע גלובליים.



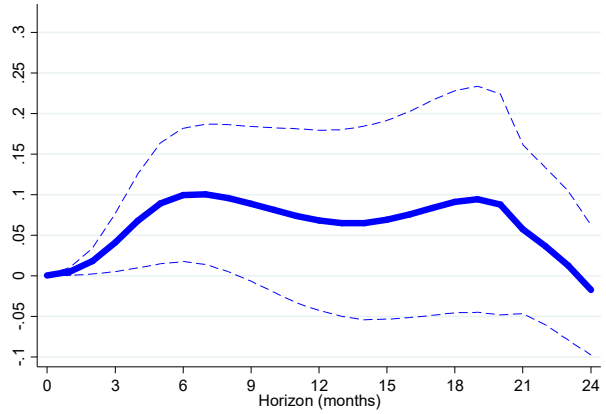
איור 5: ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה
 התגובה של עלות העבודה לעלייה של נקי אחוז אחת בציפיות לאינפלציה, כתוצאה מזעזועי ביקוש והיצע גלובליים.
 הבחנה בין התגובות השונות כאשר יש פיקוח על הביקוש לעבודה (באדום) וכאשר אין פיקוח כזה (בכחול).



איור 6: התגובה של משתנים שונים לזעזוע אינפורמציה

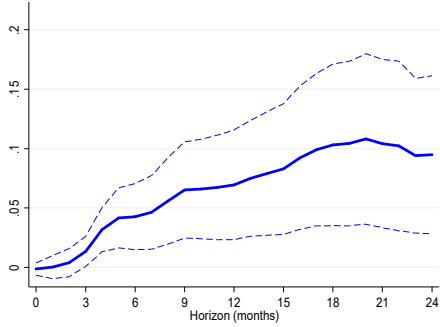


איור 7: ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על עלות העבודה
 התגובה של עלות העבודה לעלייה של נקי % אחת בציפיות לאינפלציה, כתוצאה מזעזוע אינפורמציה.

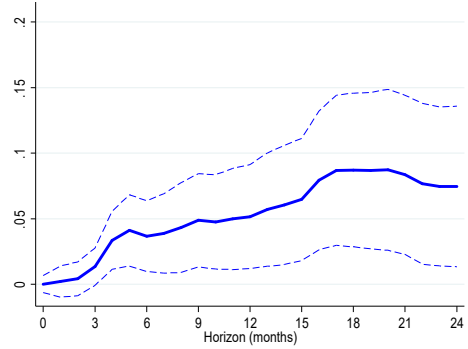


איור 8: ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על המחירים לצרכן
 התגובה של מדדי מחירים שונים לעלייה של נקי % אחת בציפיות לאינפלציה, כתוצאה מזעזוע אינפורמציה.

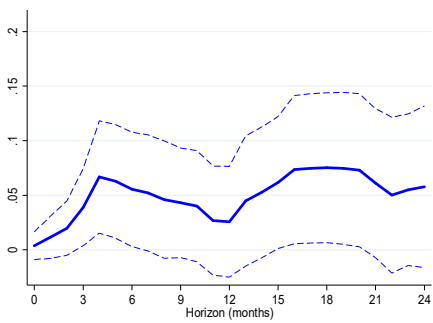
מדד הליבה (ללא ארגיה ופוי)



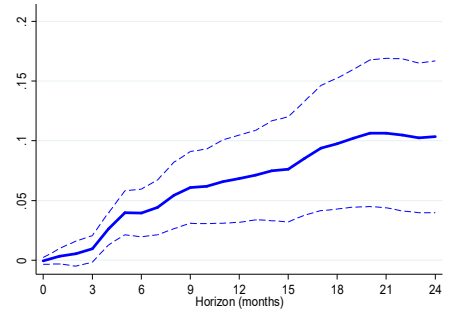
המדד הכללי



מדד הסחירים

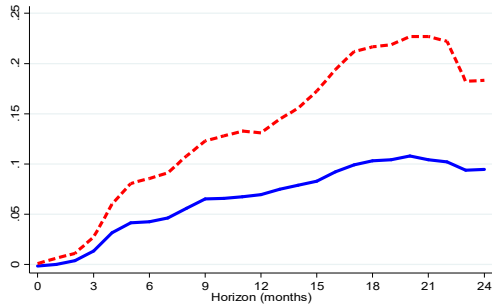


מדד הבלתי סחירים (ללא פוי)

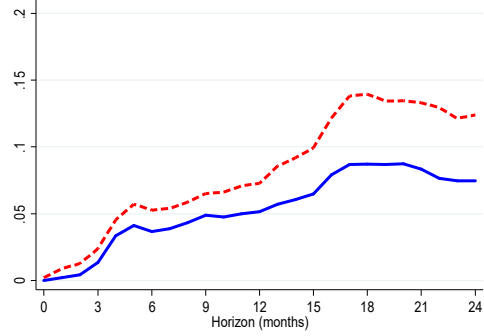


איור 8: ההשפעה של הציפיות לאינפלציה על המחירים לצרכן
 התגובה של מדדי מחירים שונים לעלייה של נקי אחוז אחת בציפיות לאינפלציה, כתוצאה מזעזוע אינפורמציה.
 הבחנה בין התגובות השונות, כאשר יש פיקוח על הריבית הארוכה (**באדום --**) וכאשר אין פיקוח כזה (**בכחול**)

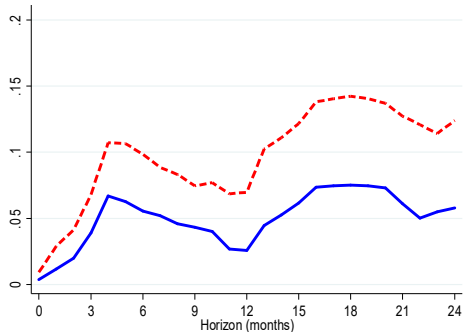
מדד הליבה (ללא ארגיה ופוי)



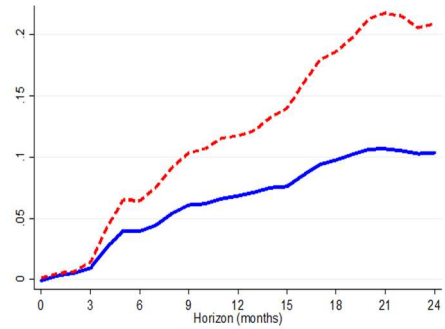
המדד הכללי



מדד הסחירים

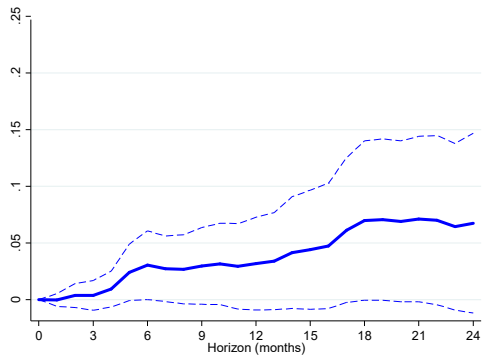


מדד הבלתי סחירים (ללא פוי)

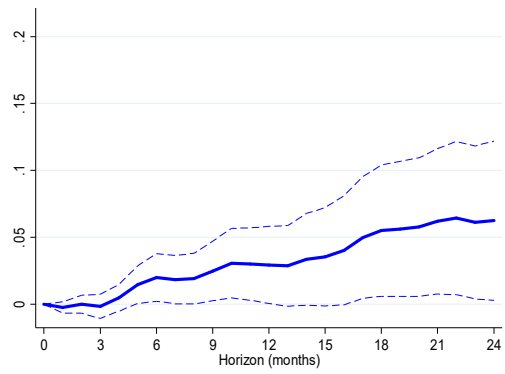


איור 9: השפעה של עלות העבודה על המחירים לצרכן (חסם עליון)
 התגובה של מדדי מחירים שונים לעלייה של נקי אחוז אחת בעלות העבודה, כתוצאה ממעוזע
אינפורמציה.

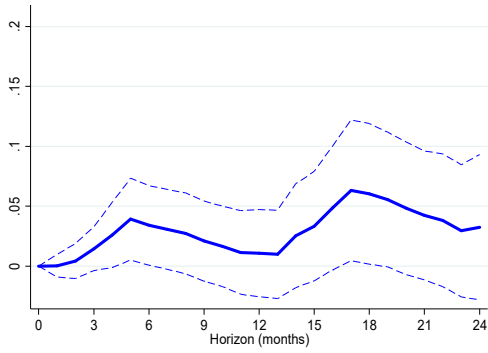
מדד הליבה (ללא ארגיה ופוי"י)



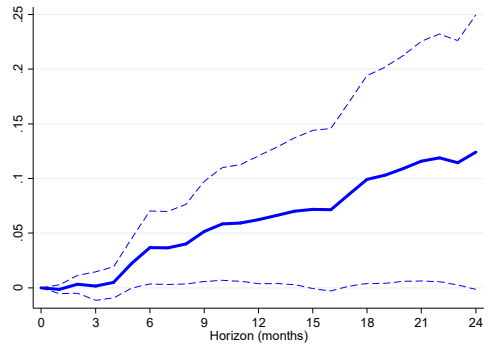
המדד הכללי



מדד הסחירים



מדד הבלתי סחירים (ללא ופוי"י)



רשימת מקורות

- Anderson, T.W., (1951) Estimating linear restrictions on regression coefficients for multivariate normal distributions. *Annals of Mathematical Statistics* 22, 327–351.
- Auer, R., C. E. Borio and A. J. Filardo (2017), The Globalization of Inflation: The Growing Importance of Global Value Chains.
- Alquist, R., S Bhattarai and Coibion, O. (2020). Commodity-price Co-movement and global economic activity. *Journal of Monetary Economics*, Volume 112, June 2020, Pages 41-56.
- Boranova, V., Huidrom, R., Nowak, S., Topalova, P., Tulin, V., & Varghese, R. (2021). Wage growth and inflation in Europe: a puzzle?. *Oxford Economic Papers*, 73(4), 1427-1453.
- Baumeister, C., & Guérin, P. (2021). A comparison of monthly global indicators for forecasting growth. *International Journal of Forecasting*, 37(3), 1276-1295.
- Barnichon, R., & Mesters, G. (2020). Identifying modern macro equations with old shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 2255-2298.
- Barnichon R. and G. Mesters, (2021). “The Phillips curve multiplier”, *Journal of Monetary economics*, 117, 689-705.
- Bachmann, R., Gödl-Hanisch, I., and Sims, E. R. (2022). Identifying monetary policy shocks using the central bank’s information set. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 145, 104555.
- BIS (2017) “ Bank of International Settlements. Annual Economic Report” June 2017.
- BIS (2022) “ Bank of International Settlements. Annual Economic Report” June 2022.
- Bobeica, E., Ciccarelli, M., & Vansteenkiste, I. (2019). The link between labor cost and price inflation in the euro area. ECB Working Paper No. 2235 (2019); ISBN 978-92-899-3497-8
- Bobeica, E., Ciccarelli, M., & Vansteenkiste, I. (2021). The changing link between labor cost and price inflation in the United States. ECB Working Paper No. 2021/2583
- Bonam, D., de Haan, J., & Van Limbergen, D. (2021). Time-varying wage Phillips curves in the euro area with a new measure for labor market slack. *Economic Modelling*, 96, 157-171.
- Coibion, O., Gorodnichenko Y, and Saten Kumar. 2018. “How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence.” *American Economic Review*, 108 (9): 2671-2713.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Ropele, T. (2020). Inflation expectations and firm decisions: New causal evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 165-219.
- Dovi, M. S., Koester, G., & Nickel, C. (2021). “Addressing the endogeneity of slack in Phillips Curves. “ECB working paper No 1619. December 2021.
- Domash, A., & Summers, L. H. (2022). How tight are US labor markets? (No. w29739). National Bureau of Economic Research.
- Fitzgerald, T. J., Jones, C., Kulish, M., & Nicolini, J. P. (2020). “Is There a Stable Relationship between Unemployment and Future Inflation?” (No. 614). Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). "The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through" *Journal of international economics*, 114, 255-275.
- Galí, J. & Gertler M. (1999) "Inflation dynamics: a structural econometric analysis" *Journal of Monetary Economics*, 44 (1999), pp. 195-222.
- Galí, J. (2011). The return of the wage Phillips curve. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436-461.
- Gali, J., Gertler, M., & Lopez-Salido, J. D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1107-1118.
- Galí, J., & Gambetti, L. (2019). Has the US wage Phillips curve flattened? A semi-structural exploration (No. w25476). National Bureau of Economic Research.
- Hazell, J., Herrero, J., Nakamura, E., & Steinsson, J. (2022). The slope of the Phillips Curve: evidence from US states. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1299-1344.
- Heise, S., Karahan, F., & Şahin, A. (2022). "The Missing Inflation Puzzle: The Role of the Wage-Price Pass-Through". *Journal of Money, Credit and Banking*, 54(S1), 7-51.
- Huber, Peter J. (1964). "Robust Estimation of a Location Parameter". *Annals of Statistics*. 53 (1): 73–101.
- IMF (2022) " Wage Dynamics Post–COVID-19 and Wage-Price Spiral Risks" in World Economic Outlook: Countering the Cost-of-Living Crisis" October 2022.
- Katz, L. F., Krueger, & Dickens, W. T. (1999). The high-pressure US labor market of the 1990s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(1), 1-87.
- Kaldor, N., "Capital Accumulation and Economic Growth," in F.A. Lutz and D.C. Hague, eds., *The Theory of Capital*, St. Martins Press, 1961, pp. 177–222.
- King, R. G., & Watson, M. W. (2012). Inflation and unit labor cost. *Journal of Money, credit and Banking*, 44, 111-149.
- Koh, D., Santaella-Llopis, R., & Zheng, Y. (2020). Labor share decline and intellectual property products capital. *Econometrica*, 88(6), 2609-2628.
- McLeay, M., & Tenreyro, S. (2020). "Optimal inflation and the identification of the Phillips curve" *NBER Macroeconomics Annual*, 34(1), 199-255.
- Orlandi, F., Roeger, W., & Thum-Thysen, A. (2018). The return of the European wage Phillips curve. *European Economy Discussion Paper*, 85, 44.
- Peneva, E. V., & Rudd, J. B. (2017). "The passthrough of labor costs to price inflation ". *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(8), 1777-1802.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Rosolia, A. (2021). Does information about current inflation affect expectations and decisions? Another look at Italian firms. *Another Look at Italian Firms* (October 19, 2021). Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No, 1353.
- Rudd, J. B. (2022). Why do we think that inflation expectations matter for inflation? (And should we?). *Review of Keynesian Economics*, 10(1), 25-45.

Sussman, N. and Zohar, O. (2022). Has inflation targeting become less credible? Oil prices, global aggregate demand and inflation expectations during the global financial crisis, *journal of international central banking* (forthcoming).

Stock, J.H. and Yogo, M. (2005) Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. In D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge:

כספי א' וריבון ס' (2022) "העקומה השתטחה? הקשר שבין הפעילות לאינפלציה בישראל בעשורים האחרונים" בתוך מדיניות מוניטרית בתקופת יציבות מחירים 39-77.

נספח א': אמידה של משוואת פיליפס של השכר ללא התייחסות לבעיות הזיהוי

בנספח זה נציג תוצאות אמידה לגרסה מצומצמת של עקומת פיליפס של השכר, ללא התייחסות לבעיות הזיהוי השונות. בגרסה זו עלות העבודה (w) נקבעת על ידי האינפלציה השנתית π_t^p , הציפיות הקצרות לאינפלציה $E(\pi_{t+12}^p)$ וההדיקות של שוק העבודה (z). באופן הבא:

$$\ln(w_{t+h}) - \ln(w_t) = \alpha_{1,h} + \beta_h \hat{\pi}_t^{exp} + \delta_h \pi_t^{12m} + \gamma_h z_t + \phi_{i,h}(L)x'_{t-1} + \mu_{t,h}$$

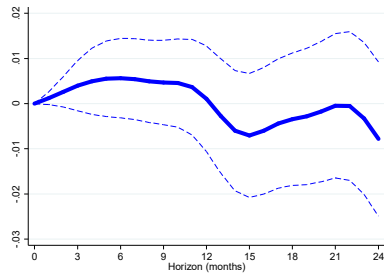
כאשר עלות העבודה הוגדרה כסכום הסטיות של השכר מהתוצר לעובד $(\prod(\pi_t^w - \Delta y_t + 1))$, במונחים נומינליים ו- x' הוא וקטור של משתנים מפקחים הכולל פיגורים של המשתנה המוסבר והמשתנים המסבירים. נעזרנו בנתונים חודשיים עבור התקופה (2003-2019), לאחר שהמרנו את נתוני התוצר לתדירות חודשית באמצעות אינטרפולציה.

בחנו חלופות שונות לציפיות לאינפלציה ובהן הציפיות הקצרות של החזאים המקצועיים, הציפיות הקצרות שנגזרות משוק ההון והציפיות הקצרות של החזאים ושוק ההון בניכוי הציפיות לטווח הבינוני-ארוך (5 שנים). זאת מתוך הנחה שהציפיות הארוכות יותר משקפות את המגמה, כך שמשנתנה זה מבטא את התנודות של הציפיות הקצרות סביב המגמה. כמו כן בחנו חלופות שונות גם להדיקות של שוק העבודה ובהן היחס של שיעור המשרות הפנויות לשיעור האבטלה בגילי העבודה העיקריים (25-64) ומשתנה לרפיון של שוק העבודה מצד הביקוש (Demand side labor market slack), כפי שהוגדר בחלק 3.

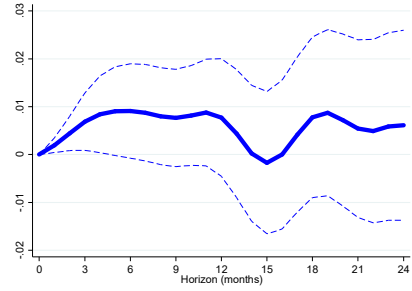
התוצאות מוצגות בקבוצות האיורים הבאה ומהן ניתן ללמוד כי הציפיות לאינפלציה והאינפלציה משפיעות על עלות העבודה באופן חיובי ואילו המשתנה עבור רפיון שוק העבודה (מצד הביקוש) מתואם עמו באופן שלילי. לא נמצא מתאם בין עלות העבודה לבין ההדיקות של שוק העבודה, כאשר זו הוגדרה כיחס שבין המשרות הפנויות לבין מספר המובטלים.

איור נ-1א: התגובה של עלות העבודה לעלייה בציפיות לאינפלציה על פי הגדרות שונות

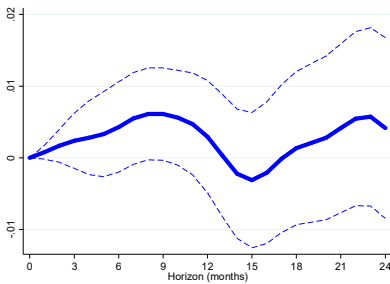
הציפיות הקצרות שנגזרות משוק ההון



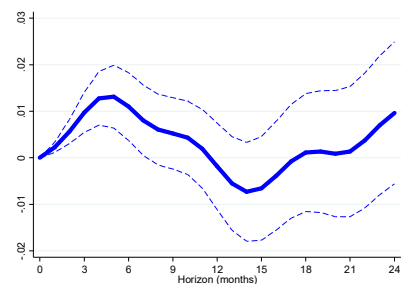
הציפיות הקצרות של החזאים המקצועיים



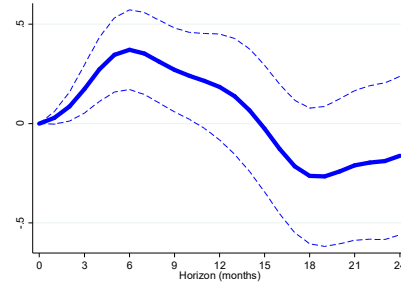
הציפיות הקצרות שנגזרות משוק ההון בניכוי הציפיות לטווח הבינוני-ארוך (5 שנים)



הציפיות הקצרות של החזאים המקצועיים בניכוי הציפיות לטווח הבינוני-ארוך (5 שנים)

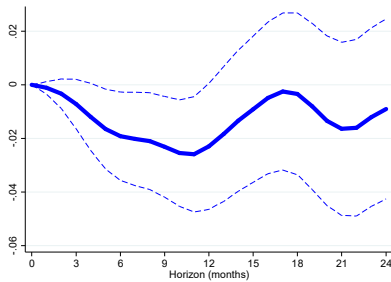


איור נ-2א: התגובה של עלות העבודה לאינפלציה השנתית

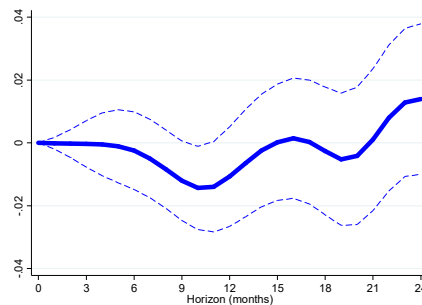


איור נ-3א: התגובה של עלות העבודה להדיקות של שוק העבודה בהגדרות השונות

רפיון שוק העבודה מצד הביקוש (שיעור האבטלה הצפוי משעור המשרות הפנויות)



יחס שיעור המשרות הפנויות לשיעור האבטלה (גילי עבודה עיקריים)



נספח ב': מסגרת תיאורטית

נתאר מסגרת סטטית פשוטה שמתארת את שווי המשקל בטווח הארוך בין מחירי התוצר לבין התוצר לעובד והשכר, במונחים נומינלים.

נניח במסגרת זו כי ניתן לייצג את הפקת התפוקה במשק (Y) באמצעות שילוב של חומרי גלם מיובאים (m) יחד עם פונקציית יצור מסוג קוב-דאגלס X, שכוללת עובדים (L) ומלאי ההון הפיזי (K). A הוא גורם כופל שמייצג את הפיריון הכולל.

פונקציית התפוקה מוגדרת באופן הבא:

$$(1) Y = m^{1-\gamma} \cdot X^\gamma$$

כאשר התוצר X מוגדר:

$$(2) X = AL^\alpha K^{(1-\alpha)}$$

לחילופין ניתן להגדיר את התוצר X כערך המוסף שמתקבל מהפחתת ההוצאה על תשומות מיובאות מערך התפוקה:

$$(3) X = \frac{p_y \cdot y - p_m \cdot m}{p_y}$$

כאשר p_y ו- p_m מייצגים את מחיר התפוקה ואת תשומות הביניים, בהתאמה.

נתמקד כעת בבעיית הפירמה ששואפת למקסם את רווחיה באופן הבא:

$$(4) \text{MAX} (p_y y - p_m m - p_k k - w \cdot l)$$

כאשר w מייצג את שכר העבודה ו- p_k מייצג את מחיר ההון.

לפיכך, שכר העבודה (w) נקבע על ידי ערך התפוקה השולית של העבודה VMPL שמוגדר:

$$(4) L^d \rightarrow \text{VMPL} \rightarrow p_y \cdot (\alpha \gamma A^\gamma m^{(1-\gamma)} L^{(\alpha\gamma-1)} K^{(1-\alpha)\gamma}) = w$$

נפשט את משוואת הביקוש לעבודה באמצעות הצבת פונקציית היצור X כך ש:

$$(4.1) w = p_y \left(\alpha \gamma m^{(1-\gamma)} \frac{X^\gamma}{L} \right) = \alpha \gamma \frac{p_y Y}{L}$$

ניתן להבחין כעת כי תחת הנחת פונקציית יצור מסוג קוב-דאגלס מתקיים יחס קבוע שקיים בין ההוצאה על העבודה (wL) לבין הפדיון PY, כך שחלקה של העבודה בערך התפוקה ינוע על פני זמן סביב ערך קבוע $\alpha\gamma$.

$$(5) \frac{wL}{P_y Y} = \alpha \gamma$$

ולכן נצפה שבעולם ללא קשיחויות, כל שינוי בתפוקה הנומינלית לעובד $(\frac{L}{P_y Y})$ יבוא לידי ביטוי מלא ומייד בשכר (w) כך ש :

$$(6) \Delta \frac{P_y Y}{L} = \Delta w$$

נגזור באופן דומה את הביקוש של הפירמה לחומרי גלם (m^d), שנתון על ידי התפוקה השולית של חומרי הגלם ($VMPm$), שנקבע על ידי המחיר הגלובלי p_m .

$$(7) m^d \rightarrow VMPm \rightarrow (1 - \gamma) \frac{p_y Y}{m} = p_m$$

על ידי חלוקה ב- p_m והצבת פונקציית התפוקה Y במשוואה נקבל שכמות חומרי הגלם בייצור תלויה ביחס המחירים $\frac{p_y}{p_m}$:

$$(7.1) m^d = [(1 - \gamma) \frac{p_y}{p_m}]^{\frac{1}{\gamma}} \cdot X$$

ממשוואה זו ניתן להבחין שכמות חומרי הגלם (m) תלויה ביחס המחירים $\frac{p_y}{p_m}$. לכן, ככל שיחס המחירים יעלה, כך תגדל כמות חומרי הגלם. כפי שניתן להבחין במשוואה (4), עלייה בכמות חומרי הגלם תעלה את התפוקה השולית של העבודה ואת השכר.

נציג תוצאה זו באמצעות הצבה של משוואה 7.1 במשוואה 4 ובכך נחלץ את הקשר בין יחס המחירים $\frac{p_y}{p_m}$ לבין הביקוש לעבודה L^d .

$$(8) L^d = K \left\{ \left[\alpha \gamma \frac{A}{W} \left(\frac{p_y^{2-\gamma}}{p_m^{1-\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma}} (1 - \gamma) \right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

נבחין כעת בין התייקרות מחירים גלובלית שנובעת מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי לבין התייקרות שנובעת מזעזוע היצע גלובלי שלילי. עבור עלייה נתונה במחיר חומרי הגלם, p_m , מחיר התפוקה p_y יעלה במקרה של זעזוע ביקוש גלובלי חיובי בשיעור גבוה יותר מאשר זעזוע היצע גלובלי שלילי. וזאת מכיוון שלעלייה בעלות השולית יתלווה גם גידול בביקוש לתוצרת המקומית.

מסיבה זו הביקוש לעבודה בשוק המקומי צפוי לעלות בשיעור גבוה יותר, כאשר עליית מחירים נובעת מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי (ε^d), בהשוואה לזעזוע היצע גלובלי שלילי (ε^s), שלגביה עלולה ההשפעה להיות שלילית.

באופן פורמלי, מכיוון ש $\frac{\partial p_y}{\partial \varepsilon^d} > \frac{\partial p_y}{\partial \varepsilon^s}$, נקבל יחס דומה גם עבור התפוקה השולית של העבודה, כך שמתקיים: $\frac{\partial VMPm}{\partial \varepsilon^d} > \frac{\partial VMPm}{\partial \varepsilon^s}$ ולכן הביקוש לעבודה מקיים $\frac{\partial L^d}{\partial \varepsilon^d} > \frac{\partial L^d}{\partial \varepsilon^s}$.

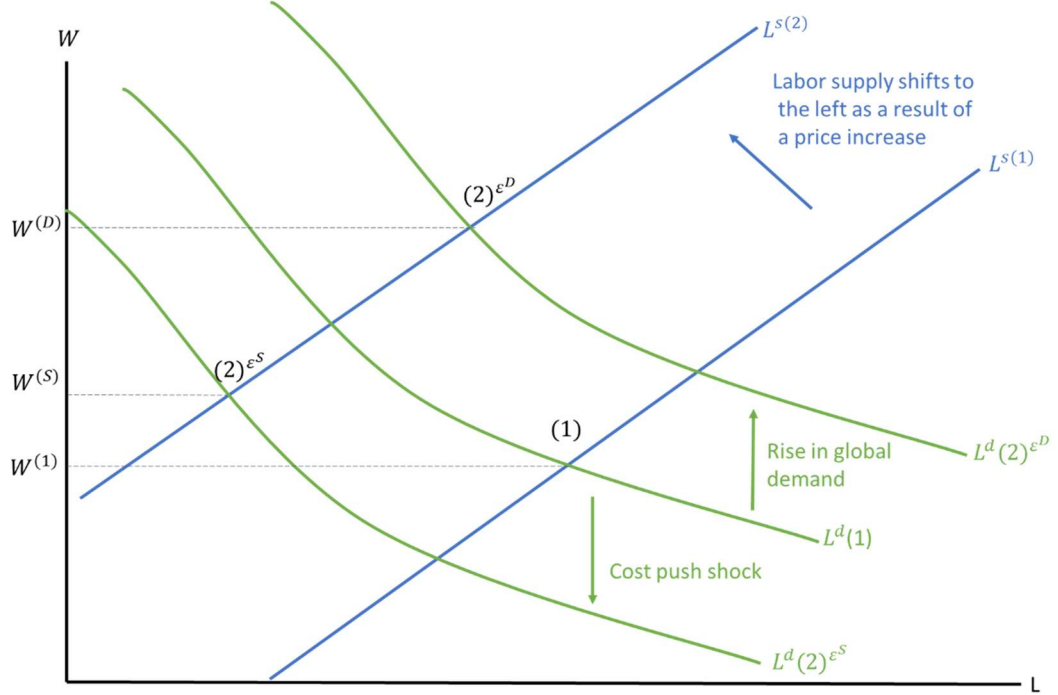
כעת נוסיף למסגרת זו את עקומת היצע העבודה L^S , שעבורה נניח כי היא תלויה חיובית בשכר הריאלי $\frac{w}{p_c}$. כאשר p_c הם מחירי הצריכה שמושפעים חיובית ממחירי התפוקה, כך ש-
 $cov(p_c, p_y) > 0$. באופן זה, כל עלייה במחיר התפוקה (p_y) תייקר את מחירי הצריכה (p_c) ותקטין את היצע העבודה.

בעולם שבו חוזי השכר נחתמים עבור תקופה קצובה ועדכון מחירים גורר עלויות מצד הפירמה, תתבטא ציפיה לשינוי עתידי במחירים כבר כעת בהסטה של עקומות הביקוש והיצע העבודה. בהתאם לכך ננסה להסיק על בסיסה של מסגרת זו לגבי התרומה השולית של הציפיות לאינפלציה לחלקה של העבודה בערך התפוקה $\frac{wL}{P_y Y}$. נבחין בין שני תרחישים: (1) עלייה בציפיות לאינפלציה כתוצאה מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי, כך שיחס המחירים $\frac{p_y}{p_m}$ עולה והביקוש לעבודה גדל; (2) עלייה בציפיות לאינפלציה כתוצאה מזעזוע היצע גלובלי שלילי, כך שיחס המחירים $\frac{p_y}{p_m}$ יורד בשיעור הנדרש על מנת להביא לירידה בביקוש לעבודה בשוק המקומי.

תרחישים אלה מתוארים באיור הבא שמציג את התפתחות השכר כתוצאה מציפיה לעליית מחירים, תחת קשיחות שכר. מכיוון שהיצע העבודה תלוי בשכר הריאלי, נצפה שעליית המחירים הצפויה תתבטא בהסטה שמאלה של עקומת היצע העבודה. לעומת זאת תלוי הביקוש לעבודה במקור הזעזוע. במקרה של עלייה בביקוש הגלובלי, נצפה לעלייה בביקוש לעבודה, כך שבשווי משקל יעלה השכר מנקודה (1) ל- $(2)^{E^D}$. לעומת זאת, במקרה של זעזוע היצע גלובלי שלילי, חלה ירידה בביקוש לעבודה ומעבר לנקודה $(2)^{E^S}$.

המסקנה שעולה מדוגמה זו היא שעלייה בציפיות לאינפלציה כתוצאה מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי, תתרום לעלייה בשכר בשיעור גבוה יותר ביחס למקרה שבו העלייה בציפיות לאינפלציה נובעת מזעזוע היצע גלובלי שלילי. זאת משום שזעזוע ביקוש גלובלי חיובי מעלה את הביקוש לעבודה בשוק המקומי בעוד שלזעזוע היצע גלובלי שלילי יש השפעה הפוכה.

איור המחשה נ-ב: התפתחות פער השכר כתוצאה מעלייה צפויה במחירים.
 הבחנה בין עליית מחירים שנובעת מזעזוע ביקוש גלובלי חיובי לבין זעזוע היצע גלובלי שלילי.



נספח ג': הקשר ארוך הטווח בין השכר הממוצע לבין התוצר לעובד

על פי הנחות היסוד של המודלים המקובלים במסגרת הניאו-קלאסית, ניתן לייצג את הייצור במשק באמצעות פונקציה מסוג קוב-דאגלס, שבה מתקיים יחס קבוע בין התפוקה השולית לבין התפוקה הממוצעת (פריון עבודה). מהנחה זו נגזר שגם היחס בין השכר הממוצע לבין התוצר לעובד הוא קבוע, כך שחלקם של העובדים בעוגת התוצר קבוע אף הוא. הנחות אלה עוגנו אצל Kaldor (1961), במה שהתקבע כ"עובדות קלדור"³¹.

בנספח זה נציג בחינה של הנחות אלה באמצעות בדיקת הקשר ארוך טווח שבין השכר הממוצע לבין התוצר לעובד במסגרת מודל תיקון טעות. על מנת לבחון את הקשרים ארוכי הטווח הארכנו את תקופת החקירה החל משנת 1980. כמו כן ניכינו מהמשתנים את השינויים במדד המחירים ליצרן (המחירים הנגזרים של התוצר העסקי), משום שהם גורם משותף לשתי הסדרות.

בהתאם למודל "תיקון טעות" הרצנו בשלב הראשון משוואת טווח ארוך שבה לוג השכר הממוצע למועסק ($lwage$) מוסבר על ידי לוג התוצר לעובד ($lgdpworker$) במגזר העסקי וללא חותך.³² בהרצה זו התקבלה גמישות יחידתית בין המשתנים [עמודה (1) בלוח 1].

התבוננות על השאריות מאמידה זו מגלה כי השאריות נעות באופן חסר מגמה סביב ממוצע אפס עם אפשרות לנקודת שבר בתחילת שנות האלפיים (איור נ-ב'1). מבחן DFGLS מאשש כי סדרת השאריות נעדרת שורש יחידתי.

לבסוף הרצנו משוואת טווח קצר עבור השינוי במשתנים יחד עם השאריות ממשוואת הרמות (בפיגור). בהרצה זו נמצא מקדם שלילי מובהק עבור השאריות ממשוואת הרמות, תוצאה שמעידה על קיומו תהליך תיקון טעות.

המכלול של בדיקות אלה מלמד על קשר קו-אינטגרטיבי בין התוצר לעובד לבין השכר הממוצע במגזר העסקי, עם גמישות יחידתית בין המשתנים. תוצאה זו עולה בקנה אחד עם הנחת פונקציית יצור מסוג קוב-דאגלס.

בבדיקה נוספת בחנו את היציבות של המקדם היחידתי שנמצא במשוואת הרמות באמצעות הרצת המשוואה בחלון מתגלגל באורך של 15 שנה. בבדיקה זו מראה על ירידה מסוימת בגמישות במהלך השנים, שמבטאת בין היתר את נקודת השבר בתחילת שנות האלפיים. ניכר כי במהלך תקופת החקירה של המחקר (2003-2019) התייצב הקשר והתהדקה הגמישות היחידתית (איור נ-ב'2).

³¹ בשנים האחרונות קיימת מחלוקת בספרות בשאלה האם קשר זה התרופף בשני העשורים האחרונים. ראו למשל דיון אצל Koh *et al.* (2020).

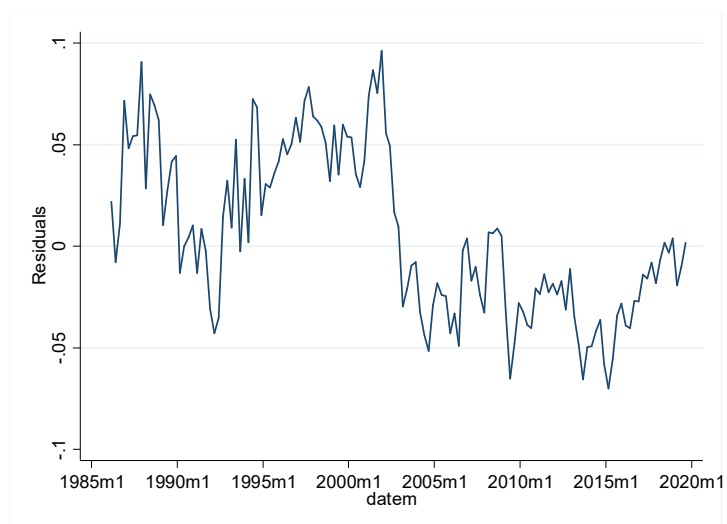
³² כלומר, עבור משוואות הטווח הארוך הרצנו $lwage_level_t = \alpha + \beta lgdpworker_level_t + \mu_t$ ואילו עבור משוואות הטווח הקצר הרצנו: $\Delta lwage_t = \alpha + \beta_1 \Delta lgdpworker_t + \beta_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t$.

לוח נ-1: התוצאות של אמידת הקשר בין השכר הממוצע לשכיר לבין התוצר לעובד, 1985-2019

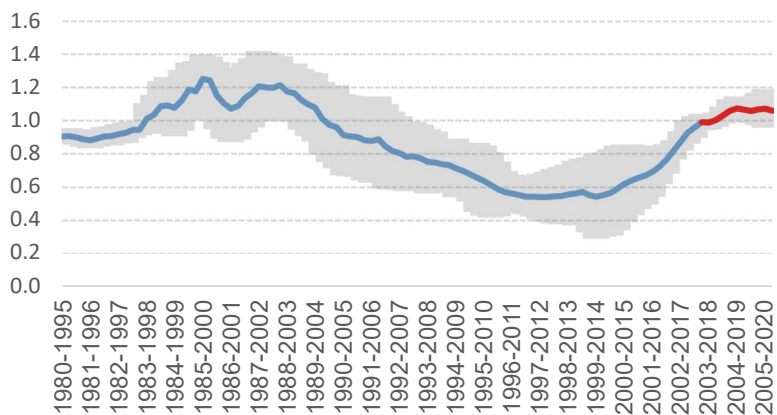
VARIABLES	(1)	(2)
	lwage_level*	Δlwage
lgdpworker_level	1.006*** (0.001)	
Δlgdpworker		0.228*** (0.077)
Lagged residuals from eq (1)		-0.078** (0.035)
Constant	-0.148*** (0.018)	0.002* (0.001)
Observations	801	971
R-squared	0.999	0.920

* סטיות התקן של משוואת הרמות מחושבות לפי Fully modified OLS.

איור נ-1: חריגות מהקשר ארוך הטווח שבין התוצר לעובד לבין השכר שאריות הרגרסיה שבה לוג התוצר לעובד מסביר את לוג השכר למועסק



איור נ-2: יציבות המקדם: גמישות השכר ביחס לתוצר לעובד התוצאות של הרגרסיות בחלון מתגלגל באורך של 15 שנה



* סטיות התקן מחושבות לפי Fully modified OLS (Phillips and Hansen, 1990).

נספח ד': הרביזיות לנתוני החשבונאות הלאומית כזעזוע אינפורמציה

הישענות על הרביזיות לנתוני החשבונאות הלאומית כזעזוע אינפורמציה מבוססת על ההנחה כי הרביזיות מפתיעות ועל כן אינן ניתנות לחיזוי. בנספח זה נדון באפשרות זו. אנו מתמקדים ברביזיה הראשונה, כלומר ההפרש שבין האומדן הראשון לצמיחת התוצר לבין האומדן שאחריו. האומדן הראשון מתפרסם כשישה שבועות לאחר תום הרבעון ולאחר תקופה של חודש נוסף מתפרסם האומדן השני. ההבדלים בין האומדנים גדולים יחסית וממוצע הרביזיה (בערך מוחלט) עומד על כ-0.6, נק' אחוז (במונחים שנתיים). נתוני הרביזיות זמינים עבורנו החל משנת 2006 ועד תום התקופה הנחקרת (2019).

איור 1 מציג את הרביזיות על פני התקופה ובו ניתן להבחין כי תחילת התקופה התאפיינה ברביזיות גדולות יחסית אשר הצטמצמו בחלוף השנים. איור 2 מציג את התפלגות (קרנל) של הרביזיות וממנו עולה כי הרביזיות מתפלגות באופן סימטרי יחסית סביב ממוצע אפס.

ארגוב (2019) מציג ניתוח מפורט שמראה כי האומדן השני לנתוני התוצר אינו ניתן לחיזוי על בסיס האומדן הראשון וכי הרביזיות נעדרות הטיה שיטתית. איור 3 מראה על היעדר מתאם סדרתי בין הרביזיות כך שהן אינן ניתנות לחיזוי על בסיס הרביזיות הקודמות.

חשש אחר הוא שכיוון של הרביזיות משתנה בהתאם למיקומו של המשק במחזור העסקים. כלומר, שאומדני התוצר נוטים להתעדכן כלפי מעלה בתקופות של גאות וכלפי מטה בתקופות של שפל.

איור 3 מציג את הקשר שבין הרביזיות לבין פער התוצר ומצביע על היעדרו של קשר שכזה.³³ כך למשל התאפיינה אמנם ההאטה הכלכלית בשנת 2009 בשלוש רביזיות משמעותיות אך בעוד שבשני מקרים התעדכנו נתוני התוצר כלפי מעלה, נרשם במקרה האחר עדכון כלפי מטה. בשאר התקופה נראה כי הרביזיות מפוזרות באופן אחיד על פני פער התוצר. בבדיקה אחרת חילקנו את המדגם לשתי תקופות שוות בהתאם לשיעור הצמיחה החציוני בתקופת המדגם ובחנו את ההבדלים בהתפלגות הרביזיות (איור 4). גם בבדיקה זו לא נמצאו הבדלים משמעותיים.³⁴ אנו מסיקים מבדיקות אלה שכיוון של הרביזיות אינן מתואמות עם מחזור העסקים.

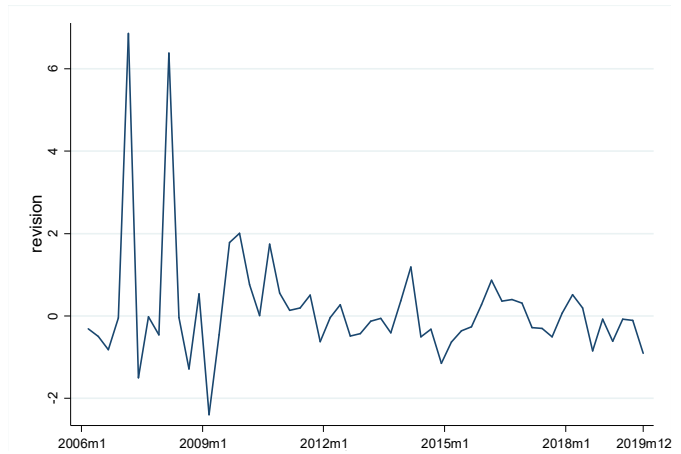
לבסוף ערכנו בדיקת פלצבו שבמסגרתו בחנו האם המתאם שנמצא בין הרביזיות לבין הציפיות לאינפלציה מתקיים גם עבור הציפיות לאינפלציה בחו"ל. נעזרנו בציפיות לאינפלציה בארה"ב וכפי שניתן היה לצפות, לא נמצאה שם השפעה כלשהי.³⁵

³³ פער התוצר מחושב על בסיס המדד המשולב באמצעות מסנן *bHP* של *Phillips & Shi (2021)*.

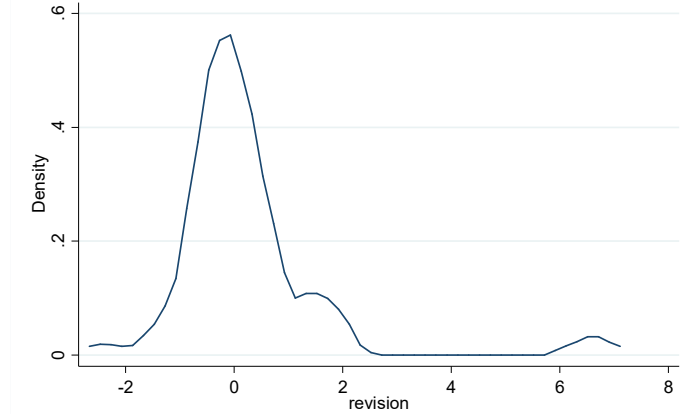
³⁴ מסקנה זו עולה גם באמצעות מבחן שוויון התפלגויות של *Kolmogorov-Smirnov*.

³⁵ נעזרנו בנתוני הציפיות שזמינים באתר הפד של מדינת קליבלנד, בכתובת הבאה: <https://www.clevelandfed.org/indicators-and-data/inflation-expectations>

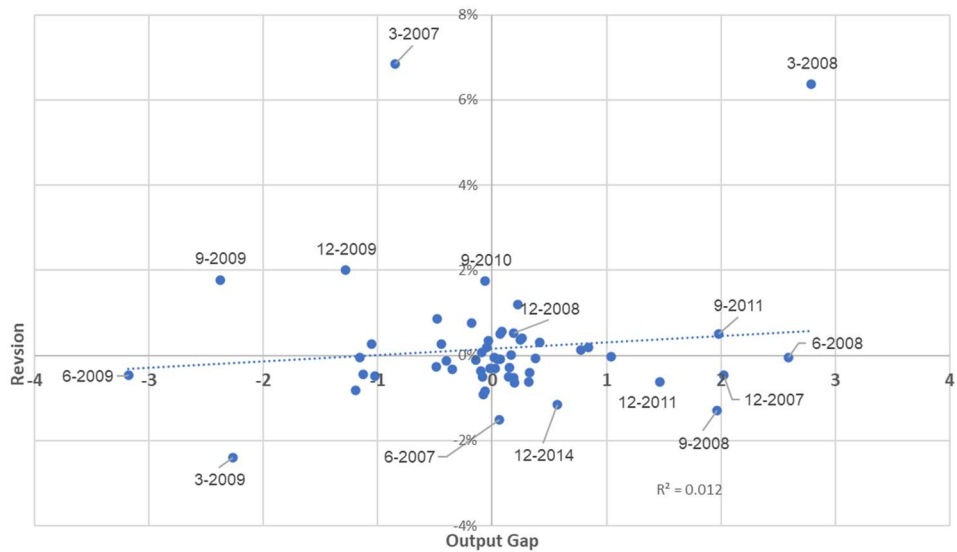
איור נ-ד 1: הרביזיות לנתוני התוצר הרבעוניים
 הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר הרבעוניים ב-%, במונחים שנתיים



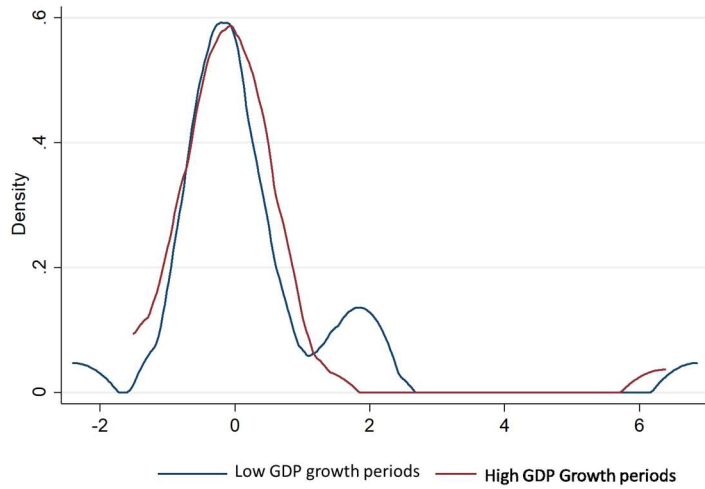
איור נ-ד 2: התפלגות הרביזיות לנתוני התוצר הרבעוניים
 הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר הרבעוניים, במונחים שנתיים



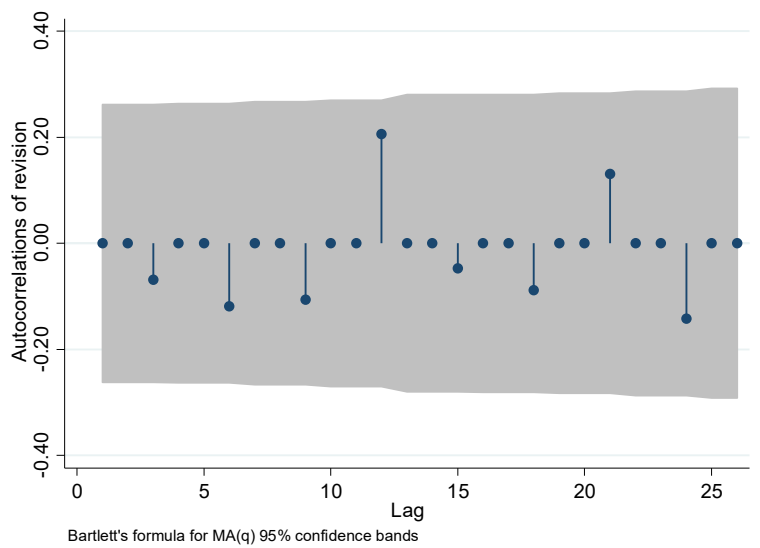
איור נ-ד 4: הרביזיות לנתוני התוצר ופער התוצר
 הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר הרבעוניים, במונחים שנתיים



איור נ-ד 4: התפלגות הרביזיות לנתוני התוצר בתקופות שונות בחלוקה שווה לפי חציון שיעור צמיחת התוצר במהלך התקופה



איור נ-ד 5: תיאור המתאם הסדרתי של הרביזיות באמצעות קולוגרמה (Correlogram)



נספח ה': מבחנים שונים למשתני העזר

לוח נ-1 מצגי שני מבחנים לעוצמתו של משתנה העזר. מבחן Anderson (1951) בוחן את המתאם בין משתנה העזר (ε) לבין המשתנה האנדוגני (x), תחת השערת האפס כי המשתנה האנדוגני לא מזוהה על ידי משתנה העזר. דחיית השערת האפס מצביעה כי משתנה העזר מקיים את תנאי התאימות. במבחן זה נמצא כי אכן ניתן לדחות את השערת האפס עבור כלל משתני העזר ($p \leq 1\%$). כלומר, משתנים אלה חוצים את רף הזיהוי הנדרש.

מבחן אחר בוחן את השערת האפס שלפיה משתנה העזר הוא חלש. במקרה של אי-דחייה של השערת האפס נדרש תיקון של סטיית התקן לפי Limited information maximum likelihood (LIML). המבחן מבוסס על ערכי הסטטיסטי F ממשוואת השלב הראשון ונעזר בערכים הקריטיים שמוצגים אצל Stock and Yogo (2005). מהתוצאות עולה כי השערת האפס אינה נדחית במבחן זה ועל כן סטיות התקן חושבו באמצעות התיקון של LIML.

בבדיקה אחרת בחנו את הרגישות של תוצאות מבחנים אלה לתצפיות קיצון (outliers). חשש זה שייך במיוחד עבור הרביזיות לנתוני התוצר שעבורם אורך המדגם קצר יחסית (2006-2019), תדירות הנתונים היא רבעונית ויש מספר מועט של תצפיות קיצון (ראו איור נ-3).

על מנת לבחון את רגישות התוצאות לתצפיות קיצון נעזרנו בשיטת Robust regression שמבוססת על התיקון של Huber (1964). שיטה זו משקללת את התצפיות במדגם לפי מידת השפעתן על תוצאות האמידה. באופן זה מוקצות לתצפיות חריגות משקל נמוך, כך שהשפעתן על תוצאות האמידה תהיה תואמת לחלקן היחסי במדגם. בחינה זו מוצגת בלוח נ-2 שמראה את תוצאות הרגרסיות של השלב הראשון ושבהן הציפיות הקצרות לאינפלציה מהחזאים מוסברת על ידי הרביזיות לנתוני התוצר, בפיגורים שונים. תוצאות אלה ממחישות כי הקשר יציב יחסית ואינו תלוי בתצפיות הקיצון. לוח נ-3 מצגי בדיקה זו גם עבור הציפיות משוק ההון ושבו ניתן להבחין כי הקשר חלש יותר ומובהק פחות. לוח נ-4 מצגי את הקשר שבין האינפלציה השנתית, בעוד שנה, לבין הרביזיות בפיגורים שונים וגם בו ניתן להבחין כי הקשר הוא חזק יחסית ואף אינו רגיש לתצפיות הקיצון.

Instrument	Endogenous variable	Under identification test*	Weak identification test**
Global demand shock	short-term inflation expectations	31.84 (0.00)	3.42 $p < 15\%$
Global Supply shock	short-term inflation expectations	42.98 (0.00)	3.07 $p < 15\%$
News shock (revisions to national account)	short-term inflation expectations	27.72 (0.00)	9.04 $p < 10\%$
News shock (revisions to national account)	Labor cost	14.01 (0.01)	2.91 $p < 25\%$

Detrended short-term inflation expectations | P-value in parentheses
Stock and Yogo (2005)** *(1951) Anderson*

לוח נ-2ה: השפעת הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר על הציפיות לאינפלציה בעוד 12 חודשים (ציפיות החזאים המקצועיים).

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inf_exp	inf_exp	inf_exp	inf_exp	inf_exp	inf_exp
	Robust Regression					OLS
revision	***0.08 (0.02)	***0.08 (0.02)	***0.09 (0.02)	***0.09 (0.02)	***0.07 (0.02)	***0.11 (0.02)
L3.revision		0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.02)	0.04 (0.02)
L6.revision			0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	***0.08 (0.02)
L9.revision				0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)
L12.revision					0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)
Constant	-0.34*** (0.03)	-0.34*** (0.03)	-0.34*** (0.03)	-0.34*** (0.03)	-0.35*** (0.03)	-0.36*** (0.04)
Observations	56	55	54	53	52	52
R-squared	0.29	0.32	0.33	0.33	0.39	0.44
Adjusted R-squared	0.24	0.25	0.25	0.22	0.28	0.34
F-test	20.60	10.87	7.43	6.96	5.57	10.01

Detrended Short-term inflation expectations
Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

לוח נ-3: השפעת הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר על הציפיות לאינפלציה בעוד 12 חודשים (הציפיות הנגזרות משוק ההון).

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inf_exp mrk	inf_exp mrk	inf_exp mrk	inf_exp mrk	inf_exp mrk	inf_exp mrk
	Robust Regression					OLS
revision	*0.04 (0.02)	*0.04 (0.02)	*0.04 (0.02)	*0.05 (0.02)	0.03 (0.03)	*0.09 (0.04)
L3.revision		0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.03)	0.04 (0.04)
L6.revision			0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.04)
L9.revision				0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	-0.09** (0.04)
L12.revision					0.04 (0.03)	-0.05 (0.04)
Constant	-0.49*** (0.03)	-0.49*** (0.03)	-0.49*** (0.03)	-0.50*** (0.03)	-0.50*** (0.04)	-0.56*** (0.06)
Observations	56	55	54	53	52	52
R-squared	0.19	0.20	0.21	0.23	0.26	0.34
Adjusted R-squared	0.13	0.11	0.10	0.10	0.12	0.22
F-test	3.36	1.80	1.27	1.38	0.77	1.62

Detrended Short-term inflation expectations
Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

לוח נ-3: השפעת הרביזיה הראשונה לנתוני התוצר על האינפלציה השנתית, בעוד שנה.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inf(t+12)	Inf(t+12)	Inf(t+12)	Inf(t+12)	Inf(t+12)	Inf(t+12)
	Robust Regression					OLS
revision	**0.004 (0.001)	**0.004 (0.001)	***0.004 (0.001)	***0.004 (0.001)	***0.004 (0.001)	***0.004 (0.00)
L3.revision		**0.004 (0.002)	**0.004 (0.002)	***0.004 (0.001)	***0.005 (0.001)	***0.005 (0.001)
L6.revision			**0.004 (0.002)	***0.004 (0.001)	***0.004 (0.001)	***0.005 (0.001)
L9.revision				***0.004 (0.001)	***0.004 (0.001)	***0.005 (0.001)
L12.revision					0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
Constant	***0.011 (0.002)	***0.011 (0.002)	***0.011 (0.002)	***0.010 (0.002)	***0.009 (0.002)	***0.009 (0.002)
Observations	56	55	54	53	52	52
R-squared	0.12	0.21	0.29	0.41	0.49	0.52
Adjusted R-squared	0.05	0.12	0.19	0.32	0.39	0.44
F-test	6.68	5.83	6.01	8.46	10.12	12.55

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1