

ע י ו נ י ם מ ו נ י ט ר י י ם
Monetary Studies

השערת הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה
בישראל – בחינה אמפירית, 1990 עד 1998

דוד אלקיים
מאיר סוקולר

מאי 1999

99.02

מאמרים לדיון **Discussion Papers**

Bank of Israel
**Monetary
Department**



ב נ ק י ש ר א ל
**ה מ ח ל ק ה
ה מ ו נ י ט ר י ת**

השערות הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה

בישראל – בחינה אמפירית, 1990 עד 1998

דוד אלקיים ומאיר סוקולר*

1. מבוא ועיקר הממצאים

מהות הקשר שבין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה הוא אחד הנושאים המרכזיים במקרו כלכלה. בעקבות עבודתו של פיליפס (1958) שנסבה על המשק הבריטי, אובחן, לעיתים, גם במשקים נוספים, מיתאם שלילי בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה. על רקע זה התפתחה גישה שגרסה כי קובעי המדיניות יכולים לנצל קשר זה ולבחור בין צירופים שונים של אבטלה ואינפלציה שתואמים את מטרותם. כך, למשל, היו שסברו כי ניתן להפחית את שיעור האבטלה באמצעות מדיניות מוניטרית מרחיבה, במחיר של השלמה עם קצב אינפלציה גבוה יותר. בסוף שנות השישים נכתבו שני מאמרים, של מילטון פרידמן (1968) ושל אדמונד פלפס (1967), ששוללים גישה זו. שני המאמרים הללו, שנכתבו באופן בלתי תלוי, היו פריצת דרך חשובה בתיאוריה ובמדיניות הכלכלית.

לפי גישתם של פרידמן ופלפס, הקשר השלילי הנצפה לעיתים בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה משקף את ההשפעה של האינפלציה הבלתי צפויה על שיעור האבטלה. עלייה מהירה של האינפלציה, מעבר למה שהיה צפוי, יכולה לגרום שחיקה זמנית של השכר הריאלי ובעקבות זאת יעלה זמנית הביקוש לעבודה ושיעור האבטלה יירד ירידה זמנית. עם הזמן הציפיות מתאימות עצמן לאינפלציה בפועל, השכר הריאלי חוזר לרמתו הקודמת, והאבטלה חוזרת לשיעורה הטבעי (המוגדר כשיעור האבטלה התואם את השכר הריאלי של שיווי משקל בשוק העבודה¹). במלים אחרות: הגורם המשפיע על שיעור האבטלה הוא הפער שבין האינפלציה בפועל והאינפלציה הצפויה. מאחר שקובעי המדיניות אינם יכולים להביא להתמדתו של פער כזה, הם אינם יכולים לשמור לאורך זמן על שיעור אבטלה נמוך משיעורה הטבעי². גישה זו מכונה לעיתים גם: "גישת הניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה"

גישתם של פרידמן ופלפס פותחה והורחבה במהלך שנות השבעים על ידי לוקס (1972, 1973). לפי לוקס, המיתאם הנצפה לעיתים בין האינפלציה לאבטלה (או התוצר) אינו נובע מהתאמה איטית של השכר או המחירים, אלא ממחסור באינפורמציה עדכנית של הציבור לגבי התנאים השוררים במשק, דבר הגורר קבלת החלטות מוטעות. כך, למשל, כשיצרן של מוצר מסוים רואה עלייה בלתי צפויה במחיר המוצר הספציפי הוא אינו יודע אם הדבר משקף עלייה

* ברצוננו להודות לפרופסור ניסן לויתן, לפרופסור אלקס צוקרמן ולפרופסור ליאו ליידרמן, על הערותיהם המועילות לטיוטה קודמת של עבודה זו.

¹ דהיינו, השכר הריאלי שנגזר במצב שבו, בין היתר, האינפלציה הצפויה שווה לאינפלציה בפועל.
² פרידמן ופלפס הניחו שהציפיות ביחס לאינפלציה הן אדפטיביות. בהנחה כזאת ניתן להפחית את שיעור האבטלה מתחת לשיעור הטבעי באמצעות האצה מתמדת של המחירים.

במחיר היחסי של המוצר הספציפי או עלייה ברמת המחירים הכללית³, ולכן אינו יודע אם להרחיב את הייצור של אותו מוצר. בגלל אי ודאות זו הוא יגיב על עלייה בלתי צפויה של המחיר בהליכה חלק מהדרך – כלומר יגדיל את הייצור, אולם בפחות מאשר היה מגדיל אותו לו ידע בוודאות שהעלייה היא במחיר היחסי. כך עושים כל היצרנים, ולכן במקרה של עלייה בלתי צפויה ברמת המחירים הכללית, עקב טעות של היצרנים, נצפה לראות בתגובה עלייה יחסית בייצור. זאת כמובן רק בטווח הקצר; כאשר, בהמשך, מתבררת הטעות, מתאימים היצרנים את היקף הייצור. לפי זה נצפה לראות מיתאם חיובי בין האינפלציה הלא צפויה ובין הסטיות של התוצר מהמגמה⁴ (להלן: פער התוצר), או הסטיות של האבטלה משיעורה הטבעי (להלן: פער האבטלה).

השערת הניטרליות של פרידמן ופלפס וגרסתו של לוקס להשערה זו נבחנו במחקרים אמפיריים רבים⁵, וכיום הדעה המקובלת היא שאין תחלופה ארוכת טווח בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה (דהיינו, שבטווח הארוך שיעור האבטלה (או התוצר) ניטרליים ביחס לאינפלציה)⁶. עם זאת נתקלים בכל אותם מחקרים - בקושי מרכזי בבדיקת ההשערה, משום שלרשותם של חוקרים אלה לא עמדו נתונים (מדידות) של הציפיות לאינפלציה. לפיכך התוצאה בכל אותן בדיקות, בין שהתקבלה ההשערה ובין שנדחתה, תלויה מאוד בהנחות שהונחו לגבי אופן היווצרות הציפיות והגורמים הקובעים אותן. (ההשערה שנבחנה בכל אותם מקרים הייתה השערה משולבת: כי קיימת ניטרליות וכי הציפיות נוצרות בדרך המסוימת שהניח החוקר).

מטרתה של עבודה זו לבחון את השערת הניטרליות תוך שימוש בנתונים על ציפיות הציבור לאינפלציה שנגזרות מנתוני שוק ההון בישראל. נתוני ציפיות אלה נגזרים מהפער שבין התשואות-לפדיון של איגרות חוב בלתי צמודות לאלה של איגרות חוב צמודות לאותה תקופת פירעון. קיומם של נתונים אלה משחרר אותנו מהקושי של בחינת השערה משולבת ומאפשר להתמקד בבחינת השערת הניטרליות.

כפי שיפורט בהמשך, ממצאי העבודה תואמים היטב את השערת הניטרליות של האבטלה ביחס לאינפלציה. נמצא כי בתקופה שעליה נסב מחקר זה, 1990 עד 1998, לא נמצאה השפעה של האינפלציה הצפויה על שיעור האבטלה. לעומת זאת נמצאה השפעה שלילית ומובהקת של האינפלציה הלא צפויה על שיעור האבטלה.

המסקנה האופרטיבית של ממצא זה היא שהעלאת קצב האינפלציה באמצעות מדיניות מוניטרית מרחיבה אין בה לסייע לשמירה, לאורך זמן, של שיעור אבטלה נמוך משיעורה הטבעי. מדיניות כזאת תביא בסופו של דבר לקצב אינפלציה גבוה יותר, ואולי אף לעלייה של שיעור האבטלה. ממצא זה גם תומך בגישה של קביעת יעד אינפלציה. הצהרה על יעד אינפלציה וחתירה

³ לוקס מניח שהמידע על רמת המחירים הכללית מגיע בפיגור מסוים.

⁴ לוקס מניח שהציפיות אינן אדפטיביות אלא רציונליות. בהנחה זו לא ניתן להפחית את שיעור האבטלה, גם לא במחיר האצה מתמדת של המחירים.

⁵ ראה למשל, סולו (1969), גורדון (1970) ומקלום (1976), לגבי בחינת ההשערה של פרידמן ופלפס. לבחינת הגישה של לוקס ראה סרג'נט (1976, 1973) וכן הפניה לביבליוגרפיה אצל מישקין (1983) עמ' 114, ואצל מקלום (1989) עמ' 217-218.

⁶ ראה, למשל, מקלום (1989) עמ' 183-184. כפי שמוסבר אצל מישקין (1983), המודל של לוקס מציב מספר מגבלות (והשערות) לגבי הקשר שבין הציפיות לאבטלה. המסקנה שלעיל, וכן עבודה זו, מתייחסות רק להיבט של ה"ניטרליות" של האבטלה ביחס לאינפלציה, כלומר לממצא שפער האבטלה אינו מושפע מהאינפלציה הצפויה אלא רק מהאינפלציה הלא צפויה.

להשגתו עשויה לעגן את ציפיות הציבור ביחס ליעד, ובכך להפחית את המחיר⁷ בטווח הקצר, במונחי פעילות ותעסוקה, של הפחתת האינפלציה.

עוד נמצא שהשפעת האינפלציה הלא צפויה על שיעור האבטלה אינה מתמצה ברביע אחד אלא מתמשכת על פני מספר גדול של רביעים (עד 12 רביעים). ממצא זה, התואם ממצאים של עבודות אחרות⁸, הוא מאפיין מרכזי של שוק העבודה ומוסבר הן בהוצאות התאמה והן בעובדה שהסכמי השכר נערכים על בסיס נומינלי לכמה תקופות קדימה⁹. ההשפעה המתמשכת של האינפלציה הלא צפויה על פער האבטלה, בתוספת הנחה של ציפיות אדפטיביות, מצביעים לכאורה על אפשרות של קובעי המדיניות להפחית את פער האבטלה למשך מספר גדול של רביעים, באמצעות העלאה של האינפלציה. ברם, כפי שנראה בהמשך, גם אם מניחים ציפיות אדפטיביות, המחיר של ניסיון כזה הוא עלייה דרסטית של קצב האינפלציה.

ראוי לציין שהממצאים דלעיל תקפים גם כשמחליפים את פער האבטלה בסטייה של התוצר מהתוצר הפוטנציאלי. במלים אחרות: נמצא שעלייה של האינפלציה מעבר לצפוי פועלת לעליית פער התוצר, כפי שיפורט בהמשך. לעומת זאת לעלייה של האינפלציה הצפויה אין השפעה מובהקת על פער התוצר.

בסעיף הבא נדון ביתרונות של שימוש בנתונים משוק ההון על הציפיות לאינפלציה לצורך בחינת השערת הניטרליות. בסעיף השלישי נתאר את הנתונים ששימשו לבדיקה האמפירית. בסעיף הרביעי נתאר את הגישה האקונומטרית שתשמש למבחנים האמפיריים, ובסעיף החמישי נציג את הממצאים האמפיריים ביחס לפער האבטלה. בסעיף השישי נציג את מסלול האינפלציה הנגזר מניסיון לשמור על שיעור אבטלה נמוך מהטבעי, בהנחה של ציפיות אדפטיביות, ובסעיף השביעי נסכם את המסקנות. בנספחים לעבודה זו נציג ממצאים נוספים ונדון בהיבטים נוספים העולים מהדיון ומהממצאים שבטקסט העיקרי.

2. היתרונות של בחינת השערת הניטרליות באמצעות ציפיות לאינפלציה הנגזרות משוק ההון

הקושי המרכזי בבחינה אמפירית של השערת הניטרליות הוא העדר נתונים מהימנים על ציפיות הציבור לאינפלציה. בספרות מוצגות שתי גישות שונות להתמודדות עם קושי זה¹⁰. הגישה הנפוצה היא להניח הנחות לגבי אופן היווצרות הציפיות. הגישה השנייה היא להשתמש בנתונים מסקרים¹¹ (משאלים). השימוש בשתי הגישות לבחינת השערת הניטרליות הוא בעייתי, וכפי שינומק להלן השימוש בנתונים משוק ההון עדיף.

הקושי העיקרי בשימוש בגישה הנפוצה הוא ששימוש כזה מחייב להניח הנחות חזקות על אופן היווצרותן של הציפיות, ותוצאות הבדיקה תלויות בהנחות אלה, שבדרך כלל אינן ניתנות לבדיקה. אפשרות אחת היא להניח ציפיות אדפטיביות, אולם כידוע בהנחה כזאת טמונים מספר קשיים תיאורטיים¹². אפשרות אחרת היא להניח שהציפיות הן רציונליות. במקרה כזה צריך

⁷ מחיר כזה קיים כל עוד האינפלציה בפועל נמוכה מהצפוי. אם קיימת אמינות של הציבור ביחס ליעד ואם קובעי המדיניות מצליחים להשיג את היעד אזי המחיר האמור צריך להיות אפסי.

⁸ ראה, למשל, מישקין (1983).

⁹ ראה פישר (1977) וסרג'נט (1987). לעניין זה נחזור בהמשך.

¹⁰ ראה למשל פסרן (1987) ומישקין (1983).

¹¹ למשל, הסקרים החצי שנתיים של הציפיות לאינפלציה של ליוינגסטון בארה"ב והסקרים החודשיים של ה-

C.B.I. בבריטניה.

¹² ראה למשל פסרן (1987).

החוקר לדעת את המודל המקור-כלכלי ואת הפרמטרים שלו, להניח שהציבור פועל על סמך אותו המודל וכן שהציבור יודע את הפרמטרים של התנהגות הממשלה והבנק המרכזי. כל אלה הן כמובן הנחות חזקות.

שימוש בנתוני סקר מבטל את הצורך להניח את ההנחות החזקות של הגישה המקובלת, אולם גם כאן קיימות הנחות חזקות: (א) שהנשאלים אכן מייצגים את הגורמים הפועלים בשוק; (ב) שהנשאלים אכן פועלים בשוק בהתאם לתשובות שבסקר. במילים אחרות, צריך להניח שהתשובות לשאלון אכן משקפות החלטות כלכליות של הגורמים הפועלים בשוק, ואלו הן כמובן הנחות חזקות.

בעבודה זו אנו מודדים את הציפיות לאינפלציה באמצעות הפער שבין התשואה-לפדיון על איגרות חוב בלתי צמודות ובין התשואה-לפדיון על איגרות חוב צמודות לאותה תקופת פירעון. היתרון בנתונים אלה, יחסית לנתוני סקרים, הוא שהם נגזרים מהתנהגות הציבור בשוק, המתבטאת בהחלטות כספיות ולא רק במתן תשובה לשאלה. נתונים אלה הם מעין משאל יומי לכלל האוכלוסייה הפועלת בשוק איגרות החוב, והתשובה מקבלת אישור על ידי פעילות כספית. נתונים אלה מאפשרים להתמקד בבחינת השערת הניטרליות תוך הסתמכות על הנחות חלשות מאלה שנדרשו בגישות שלעיל.

כל שצריך להניח הוא שבשוק איגרות החוב קיים ארביטראז', ושהדבר היחיד המבדיל בין הרצון לרכוש איגרות חוב לא צמודות לרצון לרכוש איגרות צמודות הוא הערכה לגבי האינפלציה הצפויה. (ליתר דיוק, הערכה לגבי התפלגות האינפלציה בעתיד). לנו נראה שהנחה זו חלשה בהרבה מן ההנחות הנדרשות בגישות האחרות, ולכן גדל הסיכוי ששימוש בנתונים אלה ישפר את איכות הבדיקה של השערת הניטרליות.

3. תיאור הנתונים (שמשמשים לבדיקת השערת הניטרליות)

החידוש שמציעה עבודה זו הוא, כאמור, השימוש במדידה ישירה של הציפיות לאינפלציה מנתוני שוק ההון¹³. נשתמש בנתונים רבעוניים, כך שנתוני הציפיות ברביע מסוים משקפים את עליית המחירים שנצפתה לרביע השוטף בסוף הרביע הקודם¹⁴.

נסמן:

- I שיעור התשואה הנומינלי לפדיון על מילווה קצר מועד ל 3 חודשים.
- r שיעור התשואה הריאלי לפדיון על איגרת חוב צמודה ל 3 חודשים.
- π הציפיות לאינפלציה בשלושת החודשים הבאים.
- π אומדן של הציפיות לאינפלציה בשלושת החודשים הבאים.
- π האינפלציה בפועל בשלושת החודשים הבאים.
- π^e פרמיית הסיכון לאינפלציה הטמונה בשיעור התשואה הנומינלי לפדיון על מילווה קצר מועד.

¹³ להסבר מפורט על אופן גזירת הציפיות מנתוני שוק ההון ראה יריב (1989).

¹⁴ בידנו נתונים חודשיים של הציפיות לעליית המחירים ברביע הקרוב. אולם כדי להימנע מבעיה של חפיפה בין תקופות השתמשנו בנתון החודשי של החודש האחרון בכל רביע.

את הציפיות לאינפלציה אנו אומדים, כאמור, באמצעות הפער שבין שיעור התשואה הנומינלי לפדיון על המק"ם ובין שיעור התשואה הריאלי לפדיון על איגרת החוב הצמודה. מאחר וביעור התשואה הנומינלי לפדיון על המלווה קצר המועד טמונה פרמיית סיכון, פרמיה זו טמונה למעשה גם באומדן הציפיות לאינפלציה. במלים אחרות: בין המשתנים שלעיל קיים הקשר הבא:

$$(1) \hat{\pi}^e = I - r = \pi^e + rp$$

לפיכך גם באומדן האינפלציה הלא צפויה מופיעה פרמיית הסיכון, דהיינו:

$$(2) z = \pi - \hat{\pi}^e = \pi - \pi^e - rp$$

כאשר:

z - אומדן של האינפלציה הלא צפויה.

קיומו של גורם זה באומדן האינפלציה הצפויה והלא צפויה עלול, לכאורה, להקשות על זיהוי ההשפעה האפשרית של גורמים אלה על פער האבטלה. בשלב זה נניח שפרמיית הסיכון היא קבועה. כפי שיפורט בהמשך, מהתוצאות נראה, שגם אם הפרמיה אינה קבועה, הדבר אינו פוגם בבחינה של השערת הניטרליות. (ראה נספח 5.)

בדיאגרמה נ'1- שבנספח 1 מוצג עקום עתי של האינפלציה, אומדן לציפיות לאינפלציה ואומדן לאינפלציה הלא צפויה. כן מובא לוח (לוח נ'1-) המציג את המיתאמים הפנימיים (האוטוקורלציות) של האומדן לאינפלציה הלא צפויה (עד 12 פיגורים) והסטטיסטי Q לבחינת מובהקות המיתאמים הפנימיים. כפי שניתן לראות, אין עדות למיתאם פנימי (אוטוקורלציה) במשתנה זה. דהיינו, האינפלציה הבלתי צפויה ברביע מסוים היא בלתי מתואמת עם זו שברביעים הקודמים או הבאים.

על פי התיאוריה¹⁵ צריך להתקיים מיתאם בין האינפלציה הלא צפויה ובין הפער שבין שיעור האבטלה לשיעור הטבעי. (או, לחלופין, פער התוצר). את שיעור האבטלה הטבעי אמדנו בשיטת הודריק-פרסקוט. בהפעלת שיטה זו קיים פרמטר (λ) שקובע את מידת הקרבה שבין המגמה הנגזרת של שיעור האבטלה ובין שיעור האבטלה בפועל. ככל שפרמטר זה קטן יותר, כך האומדן הנגזר של שיעור האבטלה הטבעי יהיה "קרוב" יותר לשיעור האבטלה בפועל. מאחר שאין תיאוריה כלכלית שעומדת מאחרי בחירה של פרמטר זה, הרי בקביעת הפרמטר המתאים בחרנו בדרך הבאה: הקטנו את הפרמטר בהדרגה ועצרנו בנקודה שבה פער האבטלה שנגזר מכך נמצא סטציונרי¹⁶. בדיאגרמה נ'2- שבנספח 1 להלן מוצגים שיעור האבטלה, השיעור הטבעי שנגזר בגישה דלעיל והפער שביניהם.

את מגמת התוצר אמדנו בשתי דרכים חלופיות. האחת באמצעות רגרסיה של התוצר (במונחי לוג) מול הזמן. השנייה באמצעות שיטת הודריק-פרסקוט. בשני המקרים התקבל שפער התוצר הנגזר מתנהג כמשתנה סטציונרי. התוצאות ביחס לפער האינפלציה תחת שני האומדנים

¹⁵ דהיינו, על פי גישתם של פרידמן ופולפס ועל פי גירסתו של לוקס.

¹⁶ הבחינה נעשתה באמצעות הסטטיסטי של דיקי-פולד. עצרנו כאשר הסטטיסטי נמצא מובהק ברמת מובהקות של 5 אחוזים. זה התקבל בפרמטר 200.

היו דומות ולפיכך בהמשך נדווח רק על התוצאות ביחס לאומדן הנגזר באמצעות מגמת זמן. בדיאגרמה ני-3- שבנספח 1 להלן מוצג התוצר, התוצר הנאמד באמצעות מגמת זמן ופער התוצר (באחוזים). כל הנתונים שמשמשים בעבודה זו מוצגים בנספח 6.

4. הגישה האקונומטרית

המודל שמניחים לוקס (1973), סרגנט (1973) וסרגנט¹⁷ (1979) הוא:

$$(3) U_t = \gamma * (\pi - \pi^e)_t + \lambda * U_{t-1} + \varepsilon_t$$

כאשר:

U – פער האבטלה (או לחילופין פער התוצר)

ε - שארית

דרך אחרת לכתוב את משוואה (3) היא:

$$(4) U_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i * (\pi - \pi^e)_{t-i} + \eta_t$$

כאשר:

η - סטייה מקרית (רעש לבן)

לפי משוואה (4), פער האבטלה הוא ממוצע משוקלל של כל פערי האינפלציה ששררו בעבר כאשר המשקלות פוחתים באופן מסוים מאוד¹⁸. הנחה זו, לגבי מבנה המשקלות, נועדה להקל על אמידת הפרמטרים באמצעות מעבר למשוואה (3). אולם בהנחה זו ובמעבר כזה טמונים מספר קשיים:

- א. אין סיבה תיאורטית להניח מראש את המבנה המסוים של הפיגורים שבמשוואה (4); תיתכן אפשרות שמספר הפיגורים הוא סופי, שהמשקלות אינם פוחתים הדרגתית אלא שווים, או שתחילה הם עולים ואחר כך פוחתים (דהיינו, שיש להם צורת פעמון) וכי.
- ב. גם אם נניח את המבנה המסוים של הפיגורים שבמשוואה (4) עדיין באמידת משוואה (3) קיים קושי אקונומטרי משני היבטים. ראשית האינפלציה הלא צפויה נקבעת סימולטנית עם פער האבטלה, ולכן אומדני ריבועים פחותים רגילים של המשוואה עלולים להיות מוטים. לכאורה ניתן לפתור את הקושי באמצעות משתנה עזר לאינפלציה הלא צפויה, אולם אין זה פשוט למצוא משתנה כזה; עליו להיות מתואם עם האינפלציה הלא צפויה ולא להיות מתואם עם הסטיות מהמשוואה. אם הציפיות הן רציונליות, אזי משתנים בפיגור אינם יכולים להועיל,

¹⁷ ראה שם עמ' 438-446.

¹⁸ מבנה זה מכונה מבנה Koyck, או גם מבנה גיאומטרי.

שכן האינפורמציה לגבי העתיד הטמונה בהם כבר מופנמת בציפיות. קושי נוסף הוא שבסטיות של משוואה (3) קיים מתאם סדרתי¹⁹ ולפיכך הן מתואמות עם הפיגור של פער האבטלה. הדבר מחייב למצוא משתנה עזר גם עבור פער האבטלה²⁰.

הטעמים דלעיל מניעים אותנו לנקוט את הגישה הבאה: בשלב הראשון נריץ רגרסיה של פער האבטלה על מספר פיגורים של האינפלציה הלא צפויה ונבחן את הסימן, הגודל והמובהקות של הפיגורים; בשלב השני נכפה על הפיגורים מגבלות הנובעות מהשלב הראשון של האמידה, וכן נבחן מספר השערות, שיפורטו בהמשך.

5. הממצאים האמפיריים, לגבי פער האבטלה.

5א'. אמידה תחת הנחת הניטרליות

נקודת המוצא לאמידה היא המשוואה הבאה²¹:

$$(5) U_t = \alpha + \beta_1 * z_{t-1} + \beta_2 * z_{t-2} + \dots + \beta_k * z_{t-k} + \varepsilon_t$$

כאשר:

z – אומדן של האינפלציה הלא-צפויה;

U – הפער בין שיעור האבטלה ושיעור האבטלה הטבעי²²;

ε – סטייה מקרית (רעש לבן).

כדי להימנע מהטיה של אומדני המקדמים עקב בעיית סימולטניות, השמטנו מהמשוואה את האינפלציה הבלתי צפויה בהווה (היות שאין מתאם בין הפיגורים של משתנה זה, השמטה כזאת אינה גורמת להטיה באומדני המקדמים של יתר הפיגורים). כמו כן למספר הפיגורים (k) נאפשר להיקבע אמפירית.

מאמידה של משוואה (5), ללא כל מגבלות, נמצא ש-12 הפיגורים הראשונים של אומדן

האינפלציה הלא-צפויה נמצאו רלוונטיים ועם הסימן הצפוי. תוצאות האמידה מוצגות בלוח 1 שלהלן:

¹⁹ אלא אם כן לסטיות ממשוואה (3) יש מיתאם פנימי במבנה מסוים מאוד.

²⁰ מאחר שהאינפלציה הלא צפויה אינה צריכה להיות מתואמת עם פער האבטלה בפיגור, השמטתה ממשוואה (3) אינה צריכה לגרום להטיה במקדם של פער האבטלה בפיגור. אולם השמטה כזאת תמנע מאתנו את האפשרות לבחון את ההשערה בדבר השפעתה של האינפלציה הלא צפויה על פער האבטלה.

²¹ זהו ניסוח זהה לזה של מישקין (1983) עמוד 110.

²² שכאמור לעיל, נאמד בשיטת הודריק פרסקוט (עם פרמטר 200).

לוח 1 – אמידת משוואה (5) עם 12 פיגורים של האינפלציה הלא-צפויה

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1991:2 1998:3				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.155	0.069	2.3	0.037
Z(-1)	-0.023	0.012	-1.9	0.073
Z(-2)	-0.012	0.011	-1.0	0.309
Z(-3)	-0.011	0.011	-0.9	0.359
Z(-4)	-0.040	0.010	-3.8	0.001
Z(-5)	-0.024	0.010	-2.4	0.030
Z(-6)	-0.026	0.012	-2.3	0.037
Z(-7)	-0.036	0.012	-3.1	0.006
Z(-8)	-0.013	0.010	-1.4	0.181
Z(-9)	-0.034	0.010	-3.5	0.003
Z(-10)	-0.027	0.010	-2.6	0.017
Z(-11)	-0.023	0.011	-2.2	0.044
Z(-12)	-0.024	0.011	-2.2	0.040
R-squared	0.723	Mean dependent var		0.056
Adjusted R-squared	0.528	S.D. dependent var		0.530
S.E. of regression	0.364			
Sum squared resid	2.253			
Log likelihood	-3.736	F-statistic		3.705
Durbin-Watson stat	1.388	Prob(F-statistic)		0.007

כפי שניתן לראות בלוח דלעיל, לכל המקדמים יש את הסימן הצפוי, 8 מקדמים מקבלים ערך t שגדול מ-2, הפיגור הראשון מקבל ערך t של 1.9, והפיגורים השני, השלישי והשמיני מקבלים ערך t שבסביבות 1. העובדה שפיגורים כה ארוכים נמצאים מובהקים נזקפת במידה רבה לאי קיומו של מיתאם פנימי במשתנה המסביר

הסטטיסטי של דרבין ווטסון מקבל ערך נמוך מעט – 1.388. ערך זה גבוה מהערך הקריטי הנמוך (DI) ונמוך מהערך הקריטי הגבוה (Du); פירושו של דבר שהסטטיסטי נופל בתחום שבו לא ניתן להכריע באמצעות מבחן זה. לפיכך נעזרנו במבחנים נוספים.

מבחן כופלי לנגרנו' של ברוש-גודפרי למיתאם סדרתי מסדר ראשון מקבל ערך של 1.94 וההסתברות המינימלית לדחייה (ה-Pvalue) היא 0.164. זאת אומרת שברמות מובהקות שעד 16 אחוזים לא ניתן לדחות את ההשערה שאין מיתאם סדרתי מסדר ראשון²³. גם בחינה של הקורלוגרם, עד 8 פיגורים, מעלה שלא ניתן לדחות את ההשערה שאין מיתאם סדרתי (ה-Pvalue

²³ ראוי להדגיש שהמבחנים תחת סטטיסטי זה תקפים רק אסימפטוטית.

של הסטטיסטי Q לפיגור הראשון היה הנמוך ביותר, 0.167). (נציין גם שאם מוסיפים למשוואה פיגור של המשתנה התלוי, המקדם שלו מקבל ערך t של 1.37).
 בחינה של המקדמים מלמדת שהשפעת הפיגורים, למעט הראשון, אינה פוחתת הדרגתית, כפי שמונח למשל במבנה של Koyck, אלא דווקא הולכת וגוברת תחילה, בהמשך מגיעה לשיא ולאחר מכן פוחתת בהדרגה. במלים אחרות: לפיגורים יש מבנה של פעמון ואכן, אם כופים על הפיגורים מבנה של אלמון (פולינום ממעלה שנייה), מתקבלת צורה ברורה של פעמון. עם זאת בחינה סטטיסטית מלמדת שההבדל בין המקדמים אינו מובהק²⁴. כאשר כופים שוויון על המקדמים מתקבלת המשוואה הבאה:

לוח 2 – אמידת משוואה (5) עם מגבלה של מקדמים שווים

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:2 1998:3				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.146	0.065	2.2	0.033
Z(1,12)	-0.268	0.043	-6.2	0.000
R-squared	0.580	Mean dependent var		0.056
Adjusted R-squared	0.565	S.D. dependent var		0.530
S.E. of regression	0.350	F-statistic		38.686
Sum squared resid	3.420	Prob(F-statistic)		0.000
Log likelihood	-9.997			
Durbin-Watson stat	1.605	Durbin-Watson stat		1.605

כאשר:

$Z(1,12)$ – ממוצע נע של Z מהפיגור הראשון עד השנים עשר.

כפי שניתן לראות, השפעת הממוצע הנע של אומדן האינפלציה הלא-צפויה על פער האבטלה היא מובהקת ומשמעותית. דהיינו, כאשר האינפלציה בפועל גבוהה מהצפוי ברביע מסוים, אזי ברביעים הבאים ייטה שיעור האבטלה להיות נמוך מהשיעור הטבעי. נשים לב שכפיית המגבלה העלתה את הסטטיסטי של דרבין ווטסון: עתה הוא מקבל ערך של 1.605, הגבוה מהערך של התחום העליון (Du=1.49).

בדיקת השערת הניטרליות

²⁴ מלוחות 1 ו-21 שבטקסט ניתן לחשב את סטטיסטי המבחן של השערה זו. הסטטיסטי מקבל ערך של 0.6. סטטיסטי זה מתפלג $F(11,17)$. קל לראות כי ההשערה שהמקדמים שווים אינה נדחית, בכל רמת מובהקות סבירה.

בניסוח ובאמידה של משוואה (5) דלעיל הנחנו מראש כי בטווח הארוך אין תחלופה בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה. כעת ניגש לבחון השערה זו. לשם כך ננסח את המודל הבא²⁵:

$$(6) U_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i (\pi - \pi^e)_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \pi^e_{t-i} + \varepsilon_t$$

תחלופה ארוכת טווח בין האינפלציה ובין שיעור האבטלה משמעותה שאחד או יותר מהמקדמים של הציפיות לאינפלציה שבמשוואה (6) שונה מאפס. כדי לבחון השערה זו אמדנו את משוואה (6) עם 12 פיגורים של האינפלציה הצפויה והלא-צפויה. האומדנים המתקבלים מוצגים בלוח נ'4 שבנספח 2. קל לראות, באמצעות מבחן F, שהתרומה של הפיגורים של האינפלציה הצפויה להסבר פער האבטלה אינה מובהקת²⁶. תוצאה דומה מתקבלת גם כשמוסיפים למשוואה שבלוח 2 ממוצע נע של שנים עשר פיגורים של האינפלציה הצפויה. אומדנים אלה מוצגים בלוח 3 שלהלן:

לוח 3 – השפעת האינפלציה הצפויה והבלתי צפויה על פער האבטלה

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:2 1998:3				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.189	0.284	-0.7	0.511
Z(1,12)	-0.225	0.056	-4.0	0.000
EXP(1,12)	0.025	0.021	1.2	0.235
R-squared	0.602	Mean dependent var		0.056
Adjusted R-squared	0.572	S.D. dependent var		0.530
S.E. of regression	0.347			
Sum squared resid	3.243			
Log likelihood	-9.198	F-statistic		20.410
Durbin-Watson stat	1.620	Prob(F-statistic)		0.000

כאשר:

Z(1,12) – ממוצע נע של Z מהפיגור הראשון עד השנים עשר.

EXP(1,12) – ממוצע נע של אומדן האינפלציה הצפויה מהפיגור הראשון עד השנים עשר.

תחת השערת התחלופה נצפה שהשפעת האינפלציה הצפויה על פער האבטלה תהיה מובהקת ושלילית ובסדר גודל דומה להשפעת האינפלציה הלא צפויה. כפי שניתן לראות בלוח 3, לממוצע הנע של אומדן האינפלציה הצפויה יש השפעה חיובית ולא מובהקת על פער האבטלה.

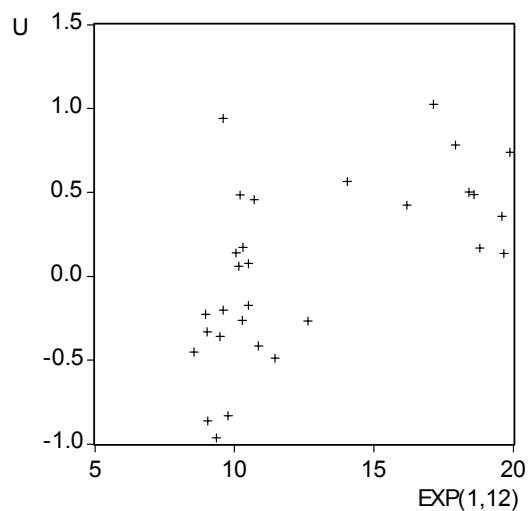
²⁵ ניסוח זה הוא בעקבות סרג'נט (1973) ומישקין (1983).

²⁶ מלוח 1 שבטקסט ומלוח נ'2- שבנספח 2 ניתן לחשב את סטטיסטי המבחן לבחינת ההשערה שהתרומה של הפיגורים של האינפלציה הלא-צפויה היא אפסית. סטטיסטי זה מתפלג F(12,5). בחישוב הסטטיסטי מקבל את הערך 0.911, ולכן השערת האפס אינה נדחית, בכל רמת מובהקות סבירה.

במלים אחרות: גם ברמת מובהקות של 20 אחוזים לא ניתן לדחות את השערת הניטרליות של פער האבטלה ביחס לאינפלציה (או האינפלציה הצפויה).

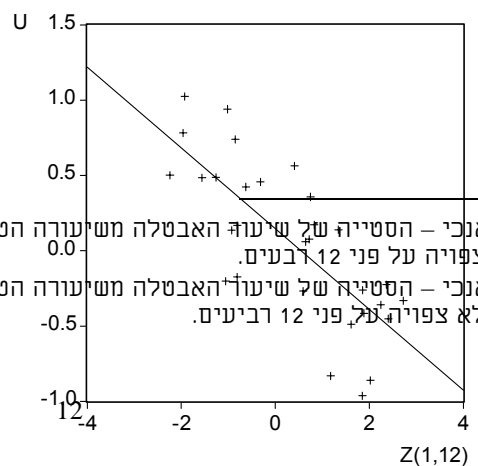
דרך נוספת להראות את טיב הקשר שבין שיעור האבטלה והאינפלציה הצפויה (והלא-צפויה) היא באמצעות דיאגרמת פיזור. דיאגרמה 1 להלן מציגה את הקשר שבין פער האבטלה ובין ממוצע נע של האינפלציה הצפויה על פני שנים עשר רביעים. כפי שניתן להתרשם אין קשר בין משתנים אלה, ובמיוחד אין קשר שלילי ביניהם.

דיאגרמה 1 - פער האבטלה (U) מול האינפלציה הצפויה (EXP(1,12))²⁷, 1991.2 עד 1998.3



בדיאגרמה 2 דלהלן מוצג הקשר שבין פער האבטלה ובין ממוצע נע של האינפלציה הלא צפויה. קל לראות שבין שני משתנים אלה יש קשר שלילי.

דיאגרמה 2 - פער האבטלה (U) מול האינפלציה הלא צפויה (Z(1,12))²⁸, 1991.2 עד 1998.3



²⁷ על הציר האנכי – הסטייה של שיעור האבטלה מערכה הטבעי; על הציר האופקי – ממוצע נע של האינפלציה הצפויה על פני 12 רבעים.

²⁸ על הציר האנכי – הסטייה של שיעור האבטלה מערכה הטבעי, על הציר האופקי – ממוצע נע של האינפלציה הלא צפויה על פני 12 רבעים.

במשוואות ובדיאגרמות דלעיל השתמשנו בממוצע נע של האינפלציה הצפויה והלא צפויה על פני שנים עשר רביעים. המספר הגדול של הפיגורים מלמד שההשפעה של האינפלציה הלא-צפויה על שיעור האבטלה היא הדרגתית ומתמשכת. הסיבה נעוצה, ככל הנראה, באופיו של שוק העבודה, שההתאמות בו אינן מתבצעות באחת. כך, למשל, ירידה בלתי צפויה של האינפלציה גוררת עלייה בלתי צפויה של השכר הריאלי. זו יוצרת אצל המעסיקים תמריץ להקטין את מספר המועסקים – אולם תהליך כזה, הכרוך, בין היתר, בפיטורי עובדים, אינו מתמצה ברביע אחד אלא בתקופה ארוכה יותר. ברגסיה דלעיל כללנו שנים עשר פיגורים של האינפלציה הלא צפויה, אולם גם פיגורים קצרים יותר, או ארוכים יותר, נותנים תוצאה איכותית דומה.

השפעה של הפיגורים של האינפלציה הלא-צפויה יכולה לנבוע גם ממצב שבו החלטות (לרבות הסכמים) של חלק מהציבור, בתחום הריאלי, נעשות לגבי כמה תקופות קדימה ועל בסיס נומינלי (תוך הישענות על הערכה של הציפיות לאינפלציה לכמה תקופות קדימה). דוגמה לכך היא המודל של פישר (1977), שבו הסכמים לגבי עליית השכר הנומינלי נחתמים אחת לכמה תקופות ומתבססים על האינפלציה הצפויה לכל אחת מהתקופות הללו. במצב כזה, המסלול של השכר הנומינלי נקבע מראש לגבי כמה תקופות קדימה, ומתבסס על הערכה של האינפלציה לגבי תקופות אלה. אם האינפלציה בפועל שונה מהצפוי בחלק מהתקופות אזי גם השכר הריאלי יסטה מהשכר שהיה צפוי. במקרה כזה, הביקוש לעבודה (ובעקבותיו פער התוצר ופער האבטלה) בהווה, יושפע מהאינפלציה הבלתי צפויה בעבר.

את שיעור האבטלה הטבעי אמדנו בשיטת הודריק פרסקוט. בשיטה זו, כמו בכל שיטה מכניסטית, ישנו אלמנט של שרירותיות. כדי לוודא שהתוצאות אינן נובעות מהשיטה המכניסטית המסוימת, אמדנו את משוואה (6) שבטקסט, עם מגבלה של שוויון במקדמים, גם עם שיעור האבטלה השוטף ללא כל ניכוי. (גישה כזאת תואמת הנחה ששיעור האבטלה הטבעי בתקופה הרלוונטית היה קבוע). התוצאות, המוצגות בנספח 3, מלמדות שהמסקנה האיכותית בדבר אי קיום תחלופה שלילית בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה אינה משתנה. במלים אחרות, שיטת האומדן של שיעור האבטלה הטבעי אינה משנה את המסקנה של בדבר ניטרליות של שיעור האבטלה ביחס לאינפלציה.

בנספח 4 מוצגות התוצאות של בחינת ההשערה בדבר הניטרליות של פער התוצר ביחס לאינפלציה. כפי שניתן לראות, גם כאן מתקבלות תוצאות איכותיות דומות.

6. מסלול האינפלציה הנגזר מניסיון לשמור על שיעור אבטלה נמוך משיעורה הטבעי, תחת ההנחה

של ציפיות אדפטיביות

העובדה שפיגורים ארוכים יחסית של האינפלציה הלא צפויה משפיעים על פער האבטלה משמעותה, שאם ניתן להפתיע את הציבור וליצור, ברביע מסוים, פער חיובי בין האינפלציה לאינפלציה הצפויה, ניתן להפחית את שיעור האבטלה במחיר של עלייה בקצב האינפלציה. התשובה לשאלה: באיזו מידה יכולים קובעי המדיניות ליצור פער זמני בין האינפלציה לאינפלציה הצפויה, תלויה באופיין של הציפיות לאינפלציה. כך למשל, אם הציפיות הן רציונליות, לא ניתן ליצור פער כזה. בחינה מעמיקה של אופן היווצרות הציפיות לאינפלציה היא מעבר למטרותיה של עבודה זו. להלן נניח שהציפיות מתאימות עצמן בפיגור לאינפלציה, ולכן ניתן ליצור פער כזה. בהנחה זו נשתמש באומדני הפרמטרים של משוואה (5) ונחשב את מסלול האינפלציה הנגזר מניסיון לשמור על שיעור אבטלה נמוך משיעורה הטבעי באמצעות העלאה של האינפלציה.

מאמידת משוואה (5) שבטקסט, בהנחה של שוויון במקדמי הפיגורים ובלי קבוע, מתקבל

האומדן הבא:

$$(7) U_t = -0.25 * (1/12) * \sum_{i=1}^{12} (\pi_{t-i} - \pi_{t-i}^e) = -(1/48) * \sum_{i=1}^{12} (\pi_{t-i} - \pi_{t-i}^e)$$

נניח שבנקודת המוצא קצב האינפלציה קבוע (לשם פשטות נניח שהוא 0) וששיעור האבטלה שווה לשיעורה הטבעי. כעת נניח שברביע הקרוב דרישתנו הוא שפער האבטלה יהיה נקודת אחוז (דהיינו, ששיעור האבטלה בפועל יהיה נמוך בנקודת אחוז משיעור האבטלה הטבעי). על פי משוואה (7), כדי לגרום לכך יש ליצור פער אינפלציה של 48 נקודות אחוז. כעת, אם ברצוננו לשמר את פער האבטלה גם ברביעים הבאים יש להבטיח שבכל רביע יסתכם פער האינפלציה המצטבר על פני 12 הרביעים הקודמים ב-48 נקודות אחוז. בהנחה שהציפיות מגיבות בפיגור מסוים לאינפלציה, מסלול האינפלציה הנגזר מהדרישה האמורה, תלוי במהירות התגובה של הציפיות; ככל שההתאמה של הציפיות לאינפלציה מהירה יותר, יהיה מסלול האינפלציה תלול יותר.

נניח, למשל, שהציפיות ברביע מסוים שוות לאינפלציה ברביע הקודם. נציב הנחה זו

במשוואה (7) ונקבל:

$$(8) U_t = -(1/48) * \sum_{i=1}^{12} \Delta \pi_{t-i}$$

לפי משוואה (8), כדי לשמור על פער אבטלה של נקודת אחוז בכל רביע, יש לדאוג לכך שבכל רביע, יסתכמו השינויים באינפלציה ב-12 הרביעים הקודמים ב 48 נקודות אחוז. לפיכך, בנקודת המוצא יש להעלות את האינפלציה ל-48 אחוזים. בהמשך, במשך 12 רביעים יהיה שיעור האינפלציה 48 אחוזים. לאחר 12 רביעים יש להעלותה ל-96 אחוזים ולשמור אותה ברמה זו למשך 12 רביעים.

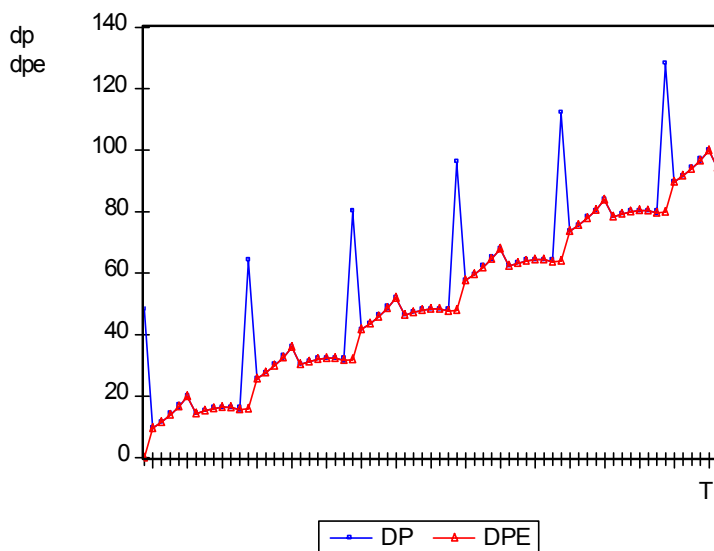
לאחר מכן יש להעלותה ל-144 אחוזים וכו'. במילים אחרות: מסלול האינפלציה שנגזר מהדרישה האמורה הוא פונקציית מדרגות, אורך כל מדרגה הוא 12 רביעים, וגובה המדרגה עולה בכל פעם ב-48 נקודות אחוז.

אם נניח תהליך התאמה איטי יותר של הציפיות תקבל האינפלציה מסלול עלייה מתון יותר. כשמבצעים רגרסיה של נתוני הציפיות על פיגורים של האינפלציה מתקבלת בקירוב המשוואה הבאה:

$$(9) \pi_t^e = 0.2 * \sum_{i=1}^5 \pi_{t-i}$$

מסלול האינפלציה והציפיות הנגזר ממשוואות (7) ו-(9) תחת הדרישה של שמירה על פער אבטלה של נקודת אחוז מוצג בדיאגרמה 3 שלהלן. כפי שניתן לראות, בנקודת המוצא יש להעלות את האינפלציה ל-48 אחוזים. לאחר מכן, במהלך 11 הרביעים הבאים, האינפלציה פוחתת לכ-16 אחוזים. לאחר 12 רביעים היא קופצת ל-64 אחוזים לרביע אחד ופוחתת לכ-32 אחוזים למשך 11 רביעים. לאחר מכן היא קופצת ל-80 אחוזים לרביע אחד, פוחתת לכ-48 אחוזים ל-11 רביעים, קופצת שוב ל-96 אחוזים וכו'.

דיאגרמה 3 – מסלול האינפלציה הנגזר מניסיון לשמור על פער אבטלה של נקודת אחוז (על פי משוואות (7) ו-(9)). (dp – האינפלציה, dpe – האינפלציה הצפויה)



7. סיכום

ממצאי העבודה תואמים היטב את הגישה הגורסת שקיימת ניטרליות בטווח הארוך של פער האבטלה ופער התוצר ביחס לאינפלציה הצפויה. לממצא זה השלכה חשובה לגבי מדיניות: הרחבה מוניטרית אין בה כדי להשפיע לאורך זמן על שיעור האבטלה. ניסיון להפחית את שיעור האבטלה באמצעות הרחבה מוניטרית יסתיים בסופו של דבר באינפלציה גבוהה יותר ללא שינוי בשיעור האבטלה.

הקשר היחיד שנמצא הוא בין האינפלציה הלא צפויה ובין שיעור האבטלה (ופער התוצר). נמצא שכאשר האינפלציה ברביע מסוים גבוהה מהצפוי, ייטה שיעור האבטלה, ברביעים הבאים, להיות נמוך מהשיעור הטבעי. מכאן עולה לכאורה שאם ניתן להפחית את הציבור ולהעלות את האינפלציה מעבר לצפוי, אזי בטווח הקצר, למשך מספר רביעים, תתאפשר הפחתה של שיעור האבטלה אל מתחת לשיעור הטבעי. השאלה היא אם אכן ניתן לעשות זאת ואם כן – האם זה כדאי?

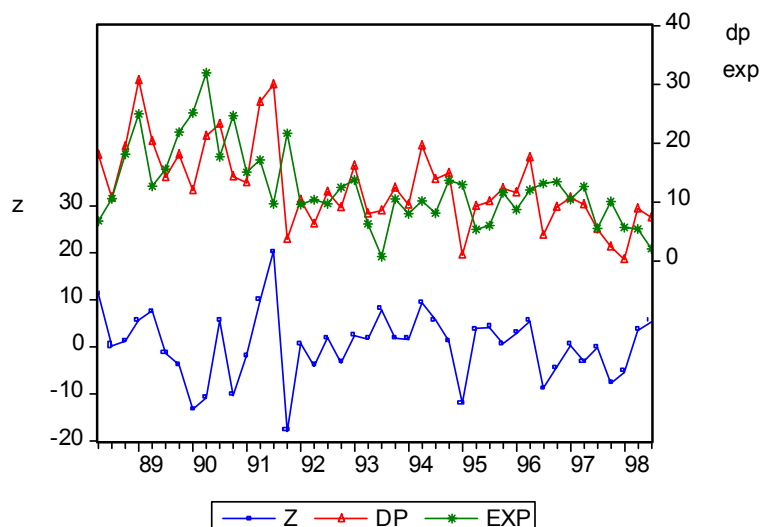
התשובה על השאלה הראשונה – האם ניתן? – תלויה במידה רבה בשאלה – על סמך מה הציבור בונה את ציפיותיו לאינפלציה. אם הציפיות הן רציונליות, ולענייננו – אם הציבור מודע למטרותיהם של קובעי המדיניות, אזי קובעי המדיניות אינם יכולים לגרום לאינפלציה להיות שונה מהצפוי, גם לא ברביע מסוים. לעומת זאת בעולם של ציפיות אדפטיביות, ניתן להפחית, בטווח הקצר, את שיעור האבטלה במחיר של העלאת האינפלציה.

אולם, כפי שראינו בסעיף (6), המחיר של מדיניות כזאת הוא העלאה ניכרת של קצב האינפלציה. לפיכך, גם אם היה ניתן להטעות את הציבור ולייצר למשך מספר רביעים אינפלציה גבוהה מהצפוי, הרווח במונחי תעסוקה יהיה רק בטווח הקצר. בסופו של דבר נישאר עם אותו שיעור אבטלה ועם אינפלציה גבוהה הרבה יותר.

נספח 1 - דיאגרמות של האינפלציה, האבטלה והתוצר

דיאגרמה נ'1 – האינפלציה (DP), אומדן האינפלציה הצפויה (EXP) ואומדן האינפלציה הבלתי צפויה (Z) 1988.2

עד 1998.3

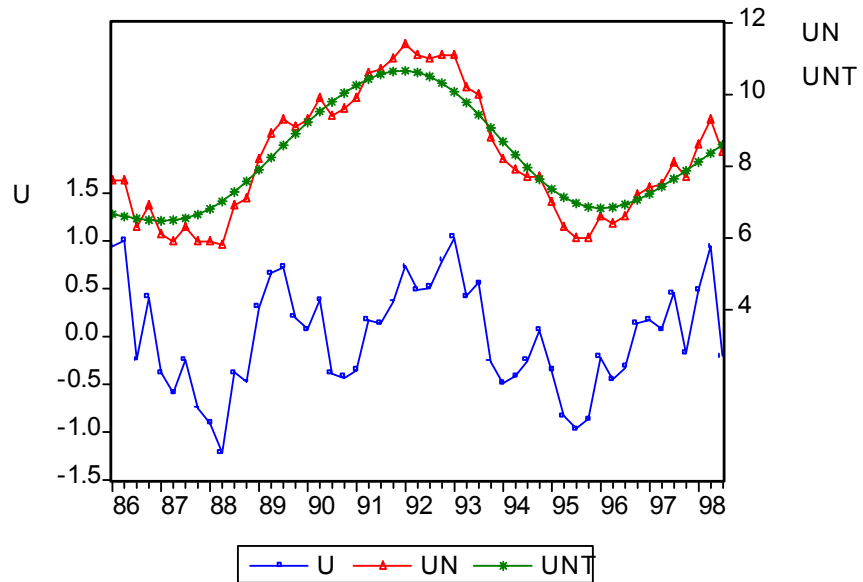


לוח נ'1 – הקורלוגרם של האינפלציה הבלתי צפויה לתקופה 1988.2 עד 1998.3

Sample: 1988:2 1998:3			
Included observations: 42			
	AC	Q-Stat	Prob
1	0.015	0.0107	0.918
2	-0.104	0.5084	0.776
3	-0.075	0.7723	0.856
4	0.138	1.7048	0.790
5	-0.268	5.2827	0.382
6	-0.081	5.6154	0.468
7	-0.092	6.0640	0.532
8	0.047	6.1821	0.627
9	0.159	7.6003	0.575
10	-0.153	8.9535	0.537
11	0.040	9.0497	0.617
12	0.093	9.5814	0.653

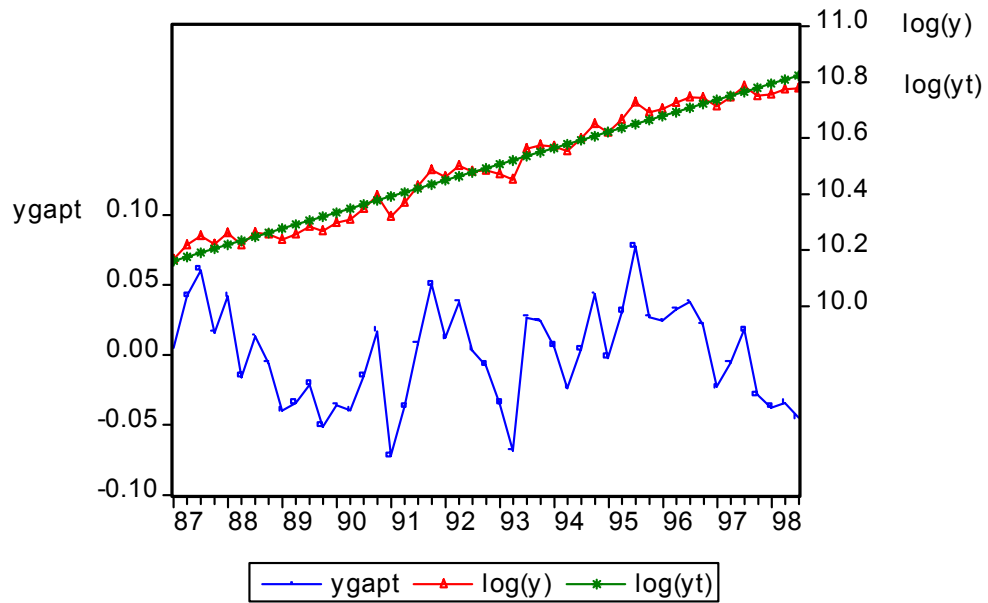
דיאגרמה נ'2 – שיעור האבטלה (UN), אומדן שיעור האבטלה הטבעי (UNT) ופער האבטלה (U)

1986.1 עד 1998.3



דיאגרמה נ'3 – לוג התוצר ($\log(y)$), לוג התוצר הפוטנציאלי הנאמד באמצעות מגמת זמן ($\log(yt)$)

ופער התוצר (באחוזים) (ygapt) עד 1987.1 עד 1998.3



נספח 2 – השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על פער האבטלה

לוח נ'2 – השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על פער האבטלה

(אמידת משוואה (6) שבטקסט)

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:2 1998:3				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.211	0.568	-0.4	0.725
Z(-1)	-0.032	0.029	-1.1	0.323
Z(-2)	-0.008	0.040	-0.2	0.853
Z(-3)	-0.038	0.028	-1.4	0.228
Z(-4)	-0.061	0.031	-2.0	0.102
Z(-5)	-0.020	0.027	-0.8	0.482
Z(-6)	-0.034	0.031	-1.1	0.320
Z(-7)	-0.011	0.037	-0.3	0.783
Z(-8)	-0.007	0.020	-0.4	0.728

Z(-9)	-0.034	0.023	-1.5	0.195
Z(-10)	-0.004	0.025	-0.1	0.888
Z(-11)	-0.008	0.022	-0.4	0.732
Z(-12)	-0.016	0.021	-0.8	0.483
EXP3(-1)	0.007	0.064	0.1	0.912
EXP3(-2)	0.053	0.055	1.0	0.376
EXP3(-3)	-0.014	0.053	-0.3	0.806
EXP3(-4)	-0.038	0.045	-0.8	0.445
EXP3(-5)	-0.017	0.043	-0.4	0.711
EXP3(-6)	-0.036	0.045	-0.8	0.463
EXP3(-7)	0.034	0.039	0.9	0.418
EXP3(-8)	0.036	0.033	1.1	0.332
EXP3(-9)	-0.005	0.028	-0.2	0.869
EXP3(-10)	0.010	0.033	0.3	0.781
EXP3(-11)	0.016	0.031	0.5	0.626
EXP3(-12)	-0.016	0.036	-0.4	0.674
R-squared	0.875	Mean dependent var		0.056
Adjusted R-squared	0.276	S.D. dependent var		0.530
S.E. of regression	0.451			
Sum squared resid	1.017			
Log likelihood	8.200	F-statistic		1.461
Durbin-Watson stat	2.111	Prob(F-statistic)		0.360

נספח 3 - השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על שיעור האבטלה בפועל

(ללא ניכוי של אומדן שיעור האבטלה הטבעי)

את שיעור האבטלה הטבעי אמדנו בשיטת הודריק פרסקוט. בשיטה זו, כמו בכל שיטה מכניסטית, קיים אלמנט של שרירותיות. כדי לוודא שהתוצאות אינן נובעות מהשיטה המכניסטית המסוימת, אמדנו את משוואה (6) שבטקסט, עם מגבלה של שוויון במקדמים, גם עם שיעור האבטלה השוטף ללא כל ניכוי (גישה כזאת תואמת הנחה ששיעור האבטלה הטבעי בתקופה הרלוונטית היה קבוע). כפי שמלמדות התוצאות דלהלן, המסקנה האיכותית בדבר העדר תחלופה בין קצב האינפלציה ובין שיעור האבטלה אינה משתנה. יתר על כן, המקדם של האינפלציה הצפויה מקבל סימן חיובי ומובהק, מה שעשוי להצביע דווקא על תחלופה חיובית. לעומת זאת, גם כאן, כמו בלוח 3 שבטקסט, מתקבל מקדם שלילי ומובהק לאינפלציה הלא צפויה.

לוח נ' 3 – השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על שיעור האבטלה בפועל

(ללא ניכוי אומדן של שיעור האבטלה הטבעי)

Dependent Variable: UN				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:2 1998:3				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.438	0.564	4.3	0.000
Z(1,12)	-0.236	0.071	-3.3	0.003
EXP(1,12)	0.165	0.039	4.2	0.000
UN(-1)	0.479	0.100	4.8	0.000
R-squared	0.959	Mean dependent var		8.587
Adjusted R-squared	0.954	S.D. dependent var		1.798
S.E. of regression	0.385			
Sum squared resid	3.861	Durbin-Watson stat		1.935

כפי שניתן לראות, במשוואה דלעיל הכללנו גם את שיעור האבטלה בפיגור, שכן ללא הכללת משתנה זה קיים מיתאם סדרתי מובהק.

ראוי לציין שלדעת סרגנט (1973,1976), תחת ההנחה של ציפיות רציונליות, כל האינפורמציה מהעבר לגבי שיעור האבטלה בהווה כלולה בפיגורים של האבטלה, ולכן אם פיגורים אלה נכללים במשוואה הנאמדת, אזי פיגורים של האינפלציה הלא צפויה אינם צריכים להיות מובהקים. לפיכך, מהממצאים שלעיל ניתן לכאורה להסיק שהציפיות לאינפלציה אינן רציונליות. בחינה מפורשת של עניין זה היא מעבר למטרות העבודה הנוכחית. עם זאת, ראוי לציין שסרגנט מניח כי שיעור האבטלה הוא סטציונרי. בתקופה שלגביה נסב מחקר זה שיעור האבטלה אינו סטציונרי. בכל אופן, המשתנה הרלוונטי לבחינת השערת הניטרליות הוא, כאמור, פער האבטלה. ואכן, כפי שראינו, השפעת הפיגורים של פער האבטלה נמצאה בלתי מובהקת. זאת ועוד, גם אם

שיעור האבטלה הוא סטציונרי, עדיין תיתכן, גם בהנחה שהציפיות הן רציונליות, השפעה מובהקת של פיגורי האינפלציה הלא-צפויה, מעבר להשפעת הפיגורים של האבטלה. זאת אם מניחים כי ההתאמות בצד הריאלי אינן מיידיות, וכי נוסף על האינפלציה הבלתי צפויה משפיעים על שיעור האבטלה גורמים נוספים. ההשפעה המובהקת של הפיגורים של האבטלה במקרה כזה, יכולה לשקף את ההשפעה של הגורמים האחרים על שיעור האבטלה.

נספח 4 – השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על פער התוצר

נקודת המוצא לאמידה הייתה משוואה (6) שבטקסט, כאשר את פער האבטלה אנו מחליפים בפער התוצר. להלן נציג את התוצאות כאשר התוצר הפוטנציאלי נאמד באמצעות מגמת זמן²⁹. כאן נמצא שאורך הפיגורים קצר יותר כאשר לפיגורים נוספים מעבר לפיגור החמישי לא הייתה תרומה מובהקת. כאשר מכלילים ממוצע נע של חמישה פיגורים של האינפלציה הלא-צפויה ושל האינפלציה הצפויה מתקבלות התוצאות הבאות:

לוח נ'4 – השפעת האינפלציה הצפויה והלא-צפויה על פער התוצר

(כאשר התוצר הפוטנציאלי נגזר ממגמת זמן)

Dependent Variable: ygapt				
Method: Least Squares				
Sample: 1991:2 1998:3				
Included observations: 30				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.542	1.719	-0.9	0.378
Z(1,5)	0.799	0.192	4.2	0.000
EXP(1,5)	0.159	0.141	1.1	0.270
R-squared	0.394	Mean dependent var		0.513
Adjusted R-squared	0.349	S.D. dependent var		3.339
S.E. of regression	2.693			
Sum squared resid	195.849			
Log likelihood	-70.710	F-statistic		8.788
Durbin-Watson stat	1.549	Prob(F-statistic)		0.001

כאשר:

ygapt – פער התוצר באחוזים;

Z(1,5) – ממוצע נע מהפיגור הראשון עד החמישי של האינפלציה הלא צפויה;

²⁹ אמידה של התוצר הפוטנציאלי בשיטת הודריק פרסקוט נותנת תוצאות דומות.

EXP(1,5) – ממוצע נע מהפיגור הראשון עד החמישי של האינפלציה הצפויה.

כפי שניתן לראות, המקדם של האינפלציה הלא-צפויה מקבל סימן חיובי ומובהק. נשים לב שגם המקדם של האינפלציה הצפויה מקבל סימן חיובי, אולם גודלו הוא רק כחמישית מהמקדם של האינפלציה הלא-צפויה, והוא אינו שונה מאפס באופן מובהק.

נספח 5 – השלכה אפשרית של קיום פרמיית סיכון לא קבועה

באומדן הציפיות לאינפלציה

המדידה של האינפלציה הצפויה, ולכן גם המדידה של האינפלציה הלא צפויה, כוללת, כאמור, טעות. למדידת האינפלציה הצפויה מיתוספת פרמיית הסיכון, וזו מופיעה בסימן שלילי באומדן האינפלציה הלא-צפויה. העובדה שבסדרה של אומדן האינפלציה הלא צפויה אין מיתאם סדרתי תומכת באפשרות שגם בפרמיה אין מיתאם סדרתי ו/או שהשונות של הפרמיה קטנה. סביר להניח שבפרמיית הסיכון יהיה מיתאם סדרתי, ולכן העדר של מיתאם סדרתי באומדן האינפלציה הלא-צפויה מראה שהשונות של הפרמיה קטנה יחסית. במקרה כזה ניתן להתייחס אל פרמיית הסיכון כאל גודל קבוע, ולקיומה אין השלכה על התוצאות.

אם האפשרות השנייה היא הנכונה, כלומר השונות של פרמיית הסיכון גדולה יחסית ובפרמיה אין מיתאם סדרתי, לפנינו בעיה של משתנה הנמדד עם טעות. להלן נבחן את ההשלכה של אפשרות זו על בדיקת השערת הניטרליות. לשם כך נחזור למשוואה (6) שבטקסט ונניח, לשם הפשטות, שלפיגורים אין השפעה; נניח אפוא המודל הבא:

$$(7)U_t = \beta * (\pi - \pi^e) + \gamma * \pi^e$$

בהשערת הניטרליות, המקדם של האינפלציה הלא-צפויה שווה למקדם של האינפלציה הצפויה. בהנחה זו, כל משתנה שנחסיר מהאינפלציה הלא-צפויה ונוסיף לאינפלציה הצפויה לא ישנה את אומדני הריבועים הפחותים של מקדמי המשוואה וגם לא את אומדני סטיית התקן של מקדמים אלה. במלים אחרות; בהשערת הניטרליות, לטעות שמתוספת למדידת הציפיות אין כל השלכה על האומדנים של משוואה (7). אותו היגיון תופס גם לגבי אומדני משוואה (6) שבטקסט. (תחת השערת הניטרליות, היינו מצפים שהשפעת הפיגורים של האינפלציה הצפויה תדמה להשפעת אלה של האינפלציה הלא-צפויה.) לפיכך, במקרה הנוכחי, האפשרות שהאינפלציה הצפויה נאמדת עם טעות אינה פוגמת בתוקפה הסטטיסטי של בדיקת השערת הניטרליות.

עם זאת, אם לאינפלציה הצפויה אין השפעה על פער האבטלה, אזי לקיומה של טעות במדידת האינפלציה הלא הצפויה יכולה להיות השלכה על אומדן ההשפעה של משתנה זה על פער האבטלה. כאשר משתנה מסביר נמדד עם טעות אזי המקדם שלו, ברגרסיה עם משתנה אחד, יהיה

מוטה, בערך המוחלט, כלפי מטה³⁰. מאחר שהפיגורים השונים של אומדן האינפלציה הלא צפויה נמצאו בלתי מתואמים ניתן להכליל את התוצאה לעיל גם למקרה שבו מופיעים מספר פיגורים של משתנה זה. פירושו של דבר, שאומדן המקדם של כל אחד מהפיגורים של האינפלציה הלא צפויה במשוואה (5) (שבטקסט), עלול להיות מוטה כלפי מטה³¹. לכן יש אפשרות שעוצמת ההשפעה של האינפלציה הלא צפויה על פער האבטלה גדולה מאומדנה בלוח 1 שבטקסט.

³⁰ זאת בתנאי שהטעות מתנהגת כרעש לבן ואינה מתואמת עם האינפלציה הלא צפויה. למעשה סביר יותר להניח שהפרמיה, אף שאין בה מיתאם סדרתי, תהיה מתואמת חיובית עם האינפלציה הלא-צפויה. במקרה כזה, מאחר שהפרמיה נכנסת בסימן שלילי לאומדן האינפלציה הלא צפויה, עדיין כיוון ההטיה יהיה למטה (בערך המוחלט).

³¹ גם ערכי t של האומדנים יהיו מוטים.

נספח 6 – הנתונים ששימשו למחקר

obs	DP	EXP	UN	UNP	RGDPB	ygapt
	האינפלציה בפועל במהלך הרביע	הציפיות לאינפלציה במהלך הרביע	שיעור האבטלה בפועל	שיעור האבטלה ה"טבעי"	התוצר העסקי	פער התוצר (באחוזים)
1986:1	NA	NA	7.60	6.11	24503.18	NA
1986:2	29.62	NA	7.60	6.26	24723.05	NA
1986:3	12.72	NA	6.30	6.41	25662.24	NA
1986:4	30.50	NA	6.90	6.57	25941.72	NA
1987:1	19.14	NA	6.10	6.72	26025.64	0.50
1987:2	16.42	NA	5.90	6.89	27403.21	4.31
1987:3	10.08	NA	6.30	7.06	28307.93	6.21
1987:4	19.10	NA	5.90	7.24	27466.67	1.59
1988:1	17.64	NA	5.90	7.44	28598.50	4.26
1988:2	18.03	6.80	5.80	7.64	27387.08	-1.58
1988:3	10.77	10.60	6.90	7.84	28605.66	1.33
1988:4	19.46	18.20	7.10	8.05	28463.19	-0.61
1989:1	30.71	25.00	8.20	8.27	27912.90	-3.92
1989:2	20.37	12.70	8.90	8.48	28480.08	-3.37
1989:3	14.22	15.60	9.30	8.68	29265.74	-2.12
1989:4	18.08	21.90	9.10	8.88	28807.18	-5.03
1990:1	11.98	25.20	9.30	9.07	29684.57	-3.53
1990:2	21.22	32.00	9.90	9.23	30003.84	-3.89
1990:3	23.31	17.70	9.40	9.38	31190.09	-1.51
1990:4	14.32	24.70	9.60	9.51	32666.29	1.68
1991:1	13.32	15.10	9.90	9.62	30330.22	-6.94
1991:2	27.00	17.20	10.60	9.70	31885.60	-3.56
1991:3	30.02	9.70	10.70	9.76	33792.73	0.75
1991:4	3.74	21.70	11.00	9.78	35799.57	5.21
1992:1	10.38	9.60	11.40	9.78	34951.59	1.25
1992:2	6.33	10.42	11.10	9.74	36363.81	3.84
1992:3	11.75	9.76	11.00	9.68	35641.41	0.32
1992:4	9.10	12.50	11.10	9.59	35764.43	-0.77
1993:1	16.19	13.82	11.10	9.47	35309.33	-3.43
1993:2	8.02	6.33	10.20	9.33	34638.98	-6.62
1993:3	8.56	0.75	10.00	9.17	38639.26	2.68
1993:4	12.41	10.58	8.80	9.00	39118.40	2.47
1994:1	9.56	8.02	8.20	8.82	38951.17	0.58
1994:2	19.61	10.22	7.90	8.64	38357.05	-2.37
1994:3	13.90	8.12	7.70	8.46	40025.82	0.42
1994:4	14.96	13.70	7.70	8.29	42234.23	4.45
1995:1	1.01	13.00	7.00	8.13	40921.67	-0.24
1995:2	9.31	5.38	6.30	7.99	42882.44	3.05
1995:3	10.14	6.05	6.00	7.86	45620.43	8.07
1995:4	12.30	11.64	6.00	7.76	44003.26	2.75
1996:1	11.60	8.75	6.60	7.67	44521.78	2.48
1996:2	17.60	12.10	6.40	7.61	45521.96	3.28
1996:3	4.40	13.16	6.60	7.56	46432.06	3.85
1996:4	9.16	13.46	7.20	7.53	46324.08	2.13
1997:1	10.75	10.48	7.40	7.52	44983.15	-2.25
1997:2	9.59	12.67	7.50	7.51	46424.84	-0.55
1997:3	5.43	5.58	8.10	7.52	48235.41	1.85
1997:4	2.39	10.15	7.70	7.53	46700.37	-2.80
1998:1	0.26	5.70	8.60	7.55	46927.00	-3.72
1998:2	8.90	5.47	9.30	7.57	47779.00	-3.37
1998:3	7.35	2.07	8.40	7.59	47969.00	-4.37

ביבליוגרפיה

- יריב דני (1989), "אמידת הציפיות האינפלציוניות בישראל וניתוח התפתחותן על רקע התוכנית הכלכלית לדיסאינפלציה", **סקר בנק ישראל** 64 (ינואר).
- Fischer, Stanley (1977). "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *JPE* 85, 191-205.
- Friedman, Milton (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review* 58, (March 1968), 1-17.
- Gordon, Robert J. (1970). "The Recent Acceleration of Inflation and its Lessons for the Future," *Brookings Papers on Economic Activity*, (no. 1), 8-41.
- Lucas, R. E. Jr. (1972). "Expectations and the Neutrality of Money", *JPE*, 4, 103-124.
- Lucas, R.E. Jr. (1973). "Some International Evidence on Output-inflation Trade-Offs", *ARE*, 68, 326-334.
- McCullum, Bennet T. (1976). "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates", *Econometrica* 44 (January), 43-52.
- McCullum, Bennet T (1989). "Monetary Economics: Theory and Policy (Macmillan Publishing Company)", (New York).
- Mishkin, F.S. (1983), *A Rational Expectation Approach to Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, for the National Bureau of Economic Research.
- Pesaran, M.H. (1987). *The Limits to Rational Expectations*, Basil, Blackwell.
- Philips, A.W. (1958). "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957", *Economica* 25, no. 100 (November).
- Phelps, Edmond S. (1967), "Phillips Curve, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time," *Economica* 34 (August), 254-281.
- Sargent, Tomas J. (1973), "Rational Expectations, The Real Rate of Interest, And The Natural Rate of Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity* (no. 2), 429-472.
- Sargent, Tomas J. (1976), "A Classical Macroeconomic Model of the United States", *JPE* 86, 1009-1044.
- Sargent, Tomas J. (1979), *Macroeconomic Theory*, New York, Academic Press.
- Solow, Robert M (1969). *Price Expectations and the Behavior of the Price Level*. Manchester, England, Manchester University Press.
- Taylor, JB (1979). "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *AER Papers and Proceedings* 69 (May), 108-113.