

**מודל חיזוי לקביעת**

**מחיר פטם ליצרן**

אלי מלכי

ספטמבר 1994

1. מבוא:

בעבודה זו מוצג מודל חיזוי אקונומטרי שפותח לצורך קביעת מחיר הפטס לחקלאי. בניית המודל נעשתה בשני שלבים:

א. איפיון הקשרים בין היחידות הכלכליות בענף הפטמים באמצעות מודל מלא של הענף.

ב. אמידת המשוואה הרלבנטית לצורך חישוב התחזית למחיר ליצרן.

על מנת שהמודל יספק תחזיות מהימנות הוצבו הדרישות הבאות:

- א. איפיון נכון של הקשרים בין היחידות הכלכליות הפועלות בענף הפטמים.
- ב. שימוש בשיטות אמידה, שפותחו בשנים האחרונות, המתאימות לסדרות עיתיות.
- ג. עמידה במבחנים סטטיסטיים שונים לבדיקת טיב המודל ויכולת החיזוי שלו.
- ד. הסתמכות על סדרות נתונים קיימות ואמינות, המתפרסמות בפיגור לא רב.

להלן נציג את המודל על פי הסדר הבא: בחלק (2) מתואר המודל הכלכלי לענף הפטמים, בחלק (3) מתוארת שיטת האמידה, בחלק (4) מוצגים הנתונים ששימשו לאמידה, ובחלק (5) מוצגות תוצאות האמידה ומבחנים סטטיסטיים לטיב המודל. לסיום מובאים שני נספחים סטטיסטיים להבהרת נושאים שונים הקשורים באמידה אקונומטרית של סדרות עיתיות.

2. המודל הכלכלי:

מטרתו של המודל שנציג להלן היא לאפיין את הקשרים הכלכליים בין היחידות השונות הפועלות בענף הפטמים. כבכל מודל כלכלי נציג בתחילה את ההנחות שעליהן הוא מתבסס:

- א. ניתן להתייחס לפטמים כאל מוצר הומוגני בעל מחיר אחד.
- ב. הביקוש לפטמים מורכב ממספר רב של צרכנים, כך שכל צרכן מתייחס למחיר הפטם לצרכן כנתון (הצרכן הוא Price Taker).
- ג. ישנו מספר רב של יצרני הפטמים, כך שכל יצרן מתייחס למחיר פטם ליצרן ולמחירי גורמי הייצור שלו כנתונים.
- ד. ישנו מספר לא גדול של משווקים הפועלים בתחרות ביניהם, אך כל משווק לוקח בחשבון, בשיקולי האופטימיזציה שלו, שהכמות שהוא ימכור/יקנה תשפיע על המחיר לצרכן/יצרן וכן על הכמויות שישווקו מתחריו. לעומת זאת אין למשווקים השפעה על מחירי גורמי הייצור האחרים שלהם (למעט פטמים).

זהו מודל של שיווי משקל חלקי ולהלן נציג אותו בסימולים המקובלים:

משוואת ביקוש של הצרכנים:

הצרכנים הם Price Takers ולכן ניתן לאפיין את משוואת הביקוש לפטמים:

$$(1) \quad Q_d = F^1(P_c, P_{cc}, I)$$

כאשר:

- $Q_d$  - הכמות המבוקשת ע"י הצרכנים
- $P_c$  - מחיר פטם לצרכן
- $P_{cc}$  - וקטור מחירים לצרכן של מוצרים תחליפיים לפטם
- $I$  - הכנסה פנויה

משוואת ההיצע של היצרנים:

היצרנים גם הם Price Takers ולכן ניתן לאפיין את משוואת ההיצע של פטמים מנקודת ראות היצרנים:

$$(2) \quad Q_s = F^2(P_m, P_{im}, P_{cm})$$

כאשר:

- Qs - הכמות המוצעת ע"י היצרנים
- Pm - מחיר פטם ליצרן
- Pim - וקטור מחירי גורמי הייצור של החקלאי
- Pcm - וקטור מחירי מוצרים תחליפיים בייצור; מכיון שהמשק החקלאי הוא פירמה רב מוצרית, היכול, תוך שמוש באותם גורמי ייצור, לייצר מוצרים שונים בהתאם למחירים היחסיים שלהם, מחירי המוצרים התחליפיים בייצור הם מעין עלות אלטרנטיבית לחקלאי.

כאמור המשווקים אינם רואים בפניהם מחיר נתון ולוקחים בחשבון את השפעת הכמות המשווקת על ידם על מחירי הפטם ליצרן ולצרכן וכן על הכמות המשווקת על ידי מתחריהם. נתאר את התנהגותו של המשווק ה-i באמצעות המשוואה הבאה:

$$(3) \quad q_i = F_i^3(P_c, P_m, P_{iw}, q_j)$$

כאשר:

- q<sub>i</sub> - הכמות שמוכר/קונה המשווק ה-i
- P<sub>iw</sub> - וקטור מחירי גורמי הייצור של המשווקים
- q<sub>j</sub> - וקטור הכמויות שקונים/מוכרים שאר המשווקים (j שונה מ-i)

אם נניח שישנם N משווקים אזי ישנן N משוואות התנהגותיות מהסוג של משוואה (3).

נוסיף למערכת המשוואות הנ"ל את הזהות:

$$(4) \quad \sum_{i=1}^N q_i = Q_s$$

ונחיל עליה את תנאי שיווי המשקל בשוק:

$$(5) \quad Q = Q_s = Q_d$$

ונקבל מערכת של N+2 משוואות שבה נקבעים N+2 משתנים אנדוגניים:

- q<sub>i</sub> - הכמות שקונה/מוכר כל אחד מהמשווקים (סה"כ N משתנים)
- Pm - מחיר פטם ליצרן
- Pc - מחיר פטם לצרכן

כאשר Q - סך הכמות בשוק, נקבעת ע"י משוואה (4).

אנו נניח שלמערכת המתוארת ע"י משוואות (1) עד (5) יש פתרון יחיד של שיווי משקל, וכן שפתרון זה הוא בעל משמעות כלכלית קרי: כל הכמויות והמחירים הם חיוביים והמחיר לצרכן גבוה מהמחיר ליצרן.

### 3. שיטת האמידה:

תאור מלא של שוק הפטמים מחייב לאמוד את כל המשוואות במודל שתואר לעיל באמצעות שיטת אמידה המתחשבת בסימולטניות שבין המשתנים האנדוגניים וכן באפשרות לזיהוי של כל אחת מהמשוואות (כגון: 2SLS, 3SLS, וכיוב'). אולם מכיון שהדרישה מעבודה זו מוגבלת לחיזוי של משתנה אחד, ניתן להסתפק באמידה של משוואה אחת. על פי ההנחה ישנו פתרון למודל ולכן ניתן להציג את המודל גם בצורה מצומצמת (Reduced Form) קרי: מערכת של  $N+2$  משוואות שבהן כל אחד מהמשתנים האנדוגניים הוא פונקציה של כל המשתנים האקסוגניים. נסתכל על המשוואה שמתארת את קביעת המחיר ליצרן:

$$P_m = F^4(P_{cc}, I, P_{im}, P_{iw}, P_{cm}) \quad (6)$$

המחיר ליצרן הוא פונקציה של כל המשתנים האקסוגניים קרי: מחירים לצרכן של מוצרים תחליפיים לפטם, הכנסה פנויה, מחירי גו"י של החקלאי, מחירי גו"י של המשווק, ומחירי המוצרים התחליפיים בייצור.

זאת תהיה המשוואה שתשמש לאמידה ובאמצעותה ניתן לחזות את המחיר ליצרן  $P_m$ . נדגיש שוב שמשוואה (6) היא חלק מ"הצורה המצומצמת" של מערכת המשוואות (1) עד (5). בעקבות זאת כל המשתנים המסבירים הם אקסוגניים ובעיית הסימולטניות נפתרת - אומדי OLS הם עקיבים. אולם מכיוון שהמשתנים במשוואה (6) אינם סטציונריים, לא ניתן לאמוד סטיות תקן ולבצע מבחנים סטטיסטיים על האומדים (ראה נספח א' להלן להסבר על סטציונריות וקואינטגרציה). הפתרון לבעיה של אמידה כאשר הסדרות אינן סטציונריות הוא באמצעות שיטת אמידה דו-שלבית שהוצעה לראשונה ע"י Granger & Engle (1987). בשלב הראשון אומדים את הקשר הסטטי בין המשתנים המסבירים לבין המשתנה התלוי ועושים מבחן לקואינטגרציה. במידה ומתקיימת קואינטגרציה בין המשתנים המסבירים למשתנה התלוי, אומדים את הקשר הדינמי תוך שימוש במודל תיקון שגיאות, (Error Correction Model) הנאמד ע"י OLS.

הסבר כללי לשיטת הקואינטגרציה מצוי בנספח א' ופרוט רב נמצא במקורות שברשימה הביבליוגרפית.

לאחר שנאמדת משוואת ה-ECM, שבה כל המשתנים סטציונריים, ניתן לבצע מבחנים ליציבות הפרמטרים ולטיב התחזיות.

4. הנתונים:

כאמור במבוא סדרות הנתונים שישמשן לאמידה חייבות להיות סדרות חודשיות המתפרסמות בפיגור לא רב. להלן נציג את המקורות לסדרות ששימשו לאמידת משוואה (6):

- א. מחיר פטס ליצרן (Pm):  
מחיר ממוצע מתוך לוח 28 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים (למ"ס).
- ב. מחירי מוצרים תחליפיים (Pcc):  
מדד מחירי בשר בקר לסוגיו מתוך לוח 12 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים (למ"ס).
- ג. הכנסה פנויה (I):  
המדד המשולב למצב המשק של בנק ישראל (מח' המחקר - בנק ישראל).
- ד. מחירי גו"י ליצרן (Pim):  
מדד מחירי תשומות בבעלי חיים מתוך לוח 26 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים (למ"ס).
- ה. מחירי גו"י למשווק (Piw):  
הורכב מדד משוקלל למשתנה הנ"ל, המתבסס על משקלים מלוחות תשומה-תפוקה ועל הסדרות הבאות:  
שכר ממוצע למשרת שכיר בענף המזון עפ"י דיווחי הביטוח הלאומי ותחזית של משהב"ט לסדרה זו, להשלמת הפיגור (משקל 65%).  
מדד מחירי הובלה שכורה בלוח 26 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים (משקל 35%).
- ו. מחירי מוצרים תחליפיים בייצור (Pcm):  
מדד מחירי ביצים מתוך לוח 12 בירחון לסטטיסטיקה של המחירים (למ"ס). מדד זה משמש כפרוקסי למחיר הביצים שמקבל החקלאי.

5. תוצאות האמידה:

כאמור בסעיף (3) שלעייל אמדנו את משוואה (6) בשיטה של קואינטגרציה. נזכיר שוב משוואה (6) היא חלק מהצורה המצומצמת של מערכת המשוואות המתארת את כל ענף הפטמים; המשתנים במשוואה (6) הם: המשתנה המוסבר:

$P_m$  - מחיר פטם לחקלאי.

המשתנים המסבירים:

I - המדד המשולב למצב המשק.

$P_{iw}$  - מדד למחירי התשומות של המשוק, שמורכב משכר ממוצע בענף המזון (65%) וממדד מחירי הובלה בחקלאות (35%).

$P_{cc}$  - מדד מחירי בשר בקר המיצג את המחיר לצרכן של מוצרים תחליפיים בתצרוכת.

$P_{cm}$  - מדד מחירי ביצים המיצג את המחיר לחקלאי של מוצרים תחליפיים בייצור.

המשתנה  $P_{im}$  - מדד מחירי תשומות של מגדלי בע"ח היה אמור להיות במשוואה על פי המודל, אולם תוצאות האמידה הראו שיש להשמיטו.

אמידת המשוואה בוצעה בשני שלבים, על פי השיטה המקובלת במודלים לא סטציונריים, כפי שהוצגה לראשונה ע"י (Granger & Engle (1987). בשלב ראשון נאמדה משוואה סטטית המתארת את הקשר הכלכלי של הטווח הארוך בין המשתנים המסבירים למשתנה התלוי: (כל המשתנים הם בלוגריתמים טבעיים).

(7)

$$P_m = -1.6809 + 1.19721 \cdot P_{cc} + 0.31395 \cdot I - 0.92097 \cdot P_{iw} + 0.11183 \cdot P_{cm} + e$$

מכיון שכל הסדרות אינן סטציונריות, סטיות התקן המתחשבות ברגרסיה אינן נכונות ולכן לא נוהגים להציג אותן. המבחנים הסטטיסטיים הרלבנטיים לבדיקת המשוואה הסטטית, הם מבחנים לסטציונריות של השאריות -  $e$ . במידה וסדרת השאריות היא סטציונרית קיימת קואינטגרציה בין המשתנים המסבירים למשתנה התלוי, ולכן המשוואה שנאמדה מתארת את הקשר הכלכלי של הטווח הארוך בין המשתנים הנ"ל.

המבחנים המקובלים לבדיקת קואינטגרציה הם מבחני Dickey & Fuller ומבחן דרבין ווטסון לקואינטגרציה (Cointegrated Regression Durbin Watson). להלן מוצגים הסטטיסטיים לכל אחד מהמבחנים הנ"ל והערכים הקריטיים ברמת מובהקות של 95% - לבדיקת ההשערה שבסדרת ההשאריות יש שורש יחידתי (כלו' הסדרה אינה סטציונרית).

| ערך קריטי (95%) | סטטיסטי | המבחן  |
|-----------------|---------|--------|
| 0.386           | 1.064   | CRDW   |
| 5.02            | 6.31    | DF(F)  |
| -3.37           | -3.60   | DF(t)  |
| -3.17           | -3.28   | ADF(t) |

הערכים הקריטיים למבחנים הנ"ל נלקחו מ- [2] ו- [7] ברשימת המקורות; הסבר כללי לכל אחד מהמבחנים מוצג בנספח ב' שלהלן.

תוצאות המבחנים מראות שהשערת האפס - שהשאריות אינן סטציונריות - נדחתה ע"י כל המבחנים לפחות ברמת מובהקות של 95%. מכאן אנו יכולים להסיק שהשאריות במשוואה (7) סטציונריות ולכן קיימת קואינטגרציה בין המשתנים המסבירים למשתנה התלוי.

להלן ננתח את האומדים לפרמטרים שהתקבלו במשוואה (7):

הגמישות של מחיר הפטס ליצרן ביחס למחירי בשר בקר היא חיובית כפי שצופה התאוריה הכלכלית: עליה במחירי בשר בקר גורמת לעליה בביקוש לפטס ובעקבות זאת לעליה במחירו.

הגמישות של מחיר הפטס ליצרן ביחס להכנסה גם היא חיובית; כלו' הפטס הוא מוצר נורמלי, עליה בהכנסה מגדילה את הביקוש אליו ולכן גם את מחירו.

הגמישות של מחיר הפטס ליצרן ביחס למחירי התשומות של המשווקים היא שלילית; תוצאה זו ממחישה את המצב של תחרות לא משוכללת בתחום שיווק הבשר. עליה במחירי התשומות של המשווקים גורמת לירידה בריווחיות שלהם והם מנצלים את כוחם הקונויקטורלי על מנת להוריד את המחיר שהם משלמים לחקלאים.

גמישות מחיר הפטס למחירי הביצים היא חיובית כפי שצופה התאוריה הכלכלית; הביצים הם תחליף לפטס בייצור ולכן עליה במחירם היא עליה בעלות האלטרנטיבית של גידול הפטס המתבטאת בתזוזה של עקומת ההיצע של החקלאים שמאלה ולמעלה. תזוזה כזאת גורמת לעליה במחירי הפטס (כמו עליה במחירי התשומות).

בשלב השני נאמדה משוואה דינמית מסוג (Error Correction Model). משוואה זו תופסת את הקשרים הדינמיים בין המשתנים המסבירים למשתנה התלוי.



$$(8) \quad dPm = - 0.29479 \cdot \text{Lag}(e) + 1.95176 \cdot dI - 1.9068 \cdot \text{Lag}(dI) + SF + u$$

(1.978)
(2.096)
(1.903)

|                    |   |        |
|--------------------|---|--------|
| F                  | = | 3.33   |
| R <sup>2</sup>     | = | 0.5169 |
| Adj.R <sup>2</sup> | = | 0.3617 |
| SE                 | = | 0.0486 |
| DW                 | = | 2.0131 |

כאשר:

- d - מציין הפרש ראשון (כאשר המשתנים מוצגים בלוגריתמים טבעיים ההפרש הראשון שווה בקרוב לאחוז השינוי).
- Lag - מציין משתנה בפיגור של תקופה אחת.
- SF - (Seasonal Factors) מציין משתני דמי לעונתיות (ראה להלן).

משוואה זו היא סטציונרית ולכן האמידה ב-OLS נותנת אומדים עקיבים לפרמטרים ולסטיות התקן. המספרים בסוגריים הם ערכי t, וכפי שניתן לראות כל המקדמים מובהקים לפחות ברמת בטחון של 93% (משתנים מסבירים נוספים לא היו מובהקים ולכן הושמטו מהמשוואה). המשתנה e בפיגור של תקופה נלקח ממשוואה (7). הוא מתאר את ההפרש בין הערך בפועל של המחיר Pm לבין המחיר החזוי ע"י הקשר של הטווח הארוך שנאמד במשוואה (7). e הוא למעשה מדד לחוסר שיווי המשקל הדינמי במערכת; אם e חיובי, המחיר בפועל גבוה מהמחיר של שיווי משקל, ולכן נצפה שכוחות השוק ילחצו לירידה במחיר, כלומר dPm יהיה שלילי. באופן מקביל אם e שלילי, המחיר בפועל נמוך ממחיר שיווי המשקל ולכן נצפה ש-dPm יהיה חיובי.

במילים אחרות, אם המודל מאופיין נכון המקדם של e בפיגור צריך להיות מובהק ושלילי; מקדם זה מתאר את האספקט הדינמי של שיווי המשקל במערכת. ניתן לראות ממשוואה (8) שמקדם זה אכן התקבל מובהק ושלילי, דבר המעיד על נכונות המודל.

הטיפול בעונתיות נעשה ע"י הכנסת משתני דמי לכל חודש וקביעת השפעת העונתיות על פי המקדמים של משתני הדמי הנ"ל. בגלל מיעוט התצפיות (לכל חודש יש בסה"כ 3 תצפיות) הוכנסו למשוואה כל משתני הדמי שהיו מובהקים בהסתברות של 70% ומעלה.

גורמי העונתיות וערכי ה- $t$  המתאימים מוצגים להלן:

| חודש | גורם עונתיות | ערך $t$ |
|------|--------------|---------|
| 2    | 0.0445       | 1.815   |
| 5    | -0.0438      | 1.452   |
| 6    | -0.0378      | 1.254   |
| 7    | -0.0333      | 1.061   |
| 8    | 0.0488       | 1.456   |
| 9    | 0.0440       | 1.397   |

שאר גורמי העונתיות לא היו מובהקים ולכן נקבעו כאפס.

הסטטיסטי למבחן  $F$  לרגרסיה הוא 3.33 וערכו הגבוה (מובהק מעל 99%) מעיד על רמת הסבר גבוהה של המשוואה.

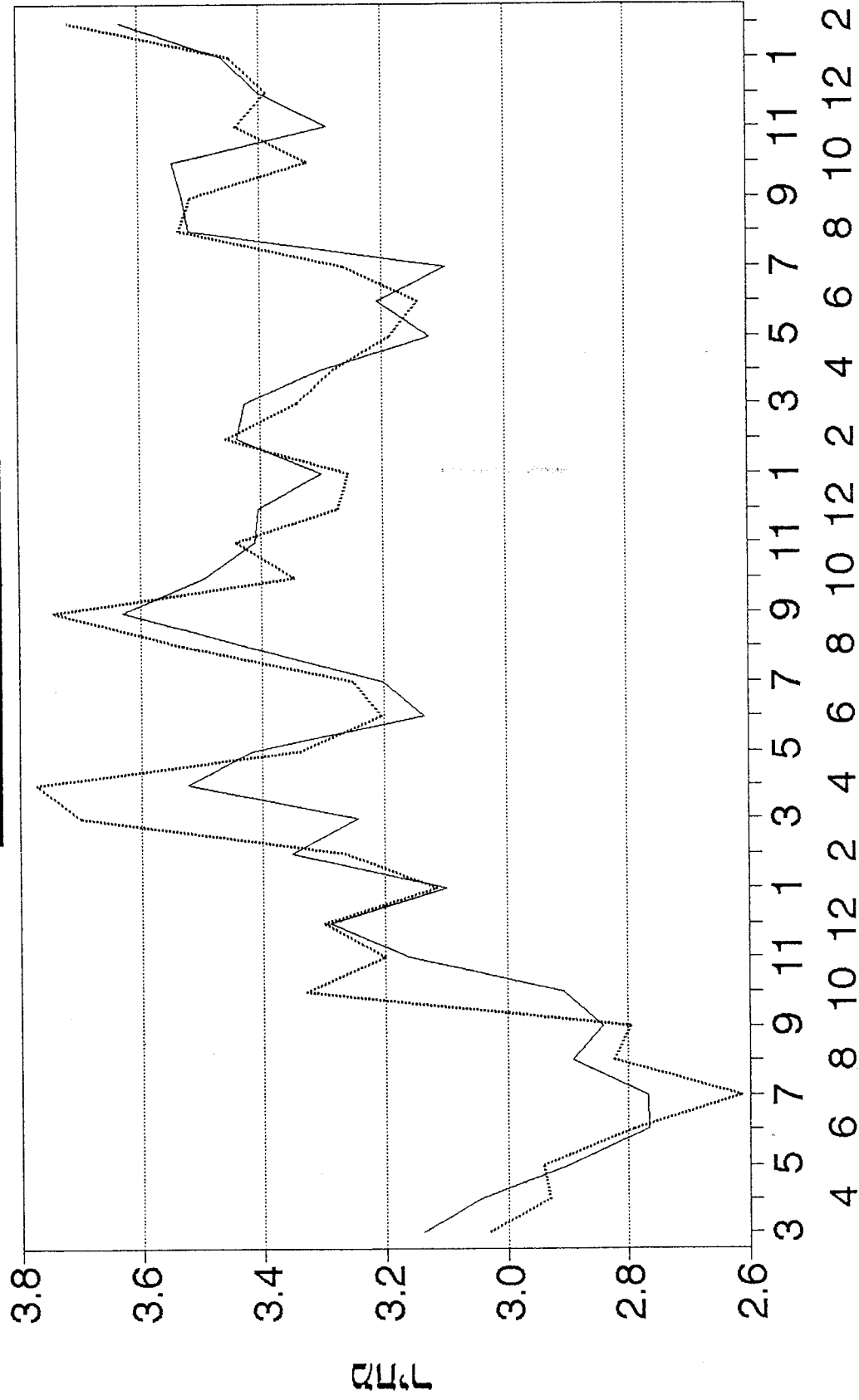
הסטטיסטי במבחן דרבין-ווטסון למתאם סדרתי הוא קרוב מאוד ל-2 ולכן השערת המתאם הסדרתי נדחיית בכל רמת מובהקות. ניתן להסיק איפוא שהשאריות ברגרסיה הן הפרעות מקריות מסוג iid (Indidental Independant Distribution) וכל ההנחות הרגילות של OLS מתקיימות לגביהן (ראה מבחני יציבות בהמשך).

בשיטת האמידה שתוארה לעייל לא ניתן לקבוע את טיב ההתאמה של האמידה על פי  $R^2$ , מכיון שהאמידה נעשיית בשכבות, כאשר כל שיכבה מוסיפה לרמת ההסבר. על מנת לקבל מושג לגבי טיב ההתאמה חושבו תחזיות למחיר לתקופה אחת קדימה, בתוך המדגם, והן מוצגות בדיאגרמה 1 שלהלן. דיאגרמה 1 ממחישה שלמשוואות שנאמדו יש התאמה טובה לנתונים.

חישוב התחזית למחיר  $P_m$  מתבצע במספר שלבים:

- א. חישוב מחיר שיווי המשקל  $P_m$  לתקופה הקודמת לתקופת התחזית באמצעות משוואה (7).
- ב. חישוב ההפרש בין המחיר בפועל  $P_m$  בתקופה הקודמת למחיר שחושב ב-(א).
- ג. הצבת ההפרש מ-(ב) במשוואה (8) וחישוב תחזית לשעור השינוי  $dP_m$  לתקופת התחזית, באמצעות המשתנים המסבירים הנוספים וגורם העונתיות המתאים.
- ד. באמצעות התחזית לשעור השינוי  $dP_m$ , חישוב תחזית למחיר לתקופה הנוכחית.

**מחיר עוף ליצרון  
תחזית לעומת בפועל**



חודש

Diagram 1

..... תחזית  
— בפועל

שני המשתנים המסבירים הנוספים במשוואה (8) הם שעור השינוי בהכנסה ושעור השינוי הנ"ל בפיגור. המקדמים של משתנים אלה מבטאים את ההתנהגות הדינמית של המחיר בדרכו להתכנסות למחיר שיווי משקל. נכון להיום המודלים הכלכליים התאורטיים אינם נותנים אינדיקציה לגבי סוג הקשרים הדינמיים שניתן לצפות להם ועוצמתם. בעקבות זאת אמידת המשוואה הדינמית נעשית על בסיס סטטיסטי בלבד ולכל הממצאים המתקבלים בה יש ביסוס אמפירי בלבד.

על מנת להבין יותר לעומק את המשמעות של מקדמי הרגרסיה במשוואה (8) נסתכל על דיאגרמות 2 ו-3 שלהלן. בשתי הדיאגרמות מוצגת סימולציה של תואי ההתכנסות של המחיר בפועל (בניכוי עונתיות) למחיר שיווי המשקל כנגזר ממשוואה (8), בעקבות שינוי חד פעמי באחד המשתנים המסבירים. בדיאגרמה 2 עולה מחיר בשר הבקר לצרכן ב-5% ונשאר ברמה זו לאחר מכן, כל שאר המשתנים המסבירים לא משתנים. בעקבות זאת עולה מחיר שיווי המשקל של הפטס בכ-6% ונשאר ברמה זו לאחר מכן. ניתן לראות שהמחיר בפועל מגיב בפיגור של חודש ומתחיל להתכנס בהדרגה למחיר שיווי המשקל, כאשר ההתכנסות המלאה לוקחת כשנה. התנהגות דומה תקבל לגבי כל אחד מהמחירים במשוואה (7). בדיאגרמה (3) מוצגת תגובת מחיר הפטס לשינוי חד פעמי של 5% בהכנסה, כאשר שאר המשתנים המסבירים לא משתנים. ניתן לראות שמחיר שיווי המשקל עולה בכ-1.5% ונשאר ברמה זו. המחיר בפועל לעומת זאת מגיב בחריפות, כאשר כבר בחודש שבו משתנית ההכנסה עולה המחיר בכ-10% ולאחר מכן יורד ומגיע חודשיים לאחר השינוי לרמה הנמוכה בכ-2.5% מרמתו לפני השינוי; לאחר מכן מתחיל תהליך הדרגתי של התכנסות למחיר שיווי המשקל שגם הוא לוקח כשנה. הסברים אפשריים להתנהגות השונה של משוואת המחיר בעקבות שינויים במחירים ושינויים בהכנסה קשורים כנראה למנגנונים שונים של יצירת ציפיות לגבי המשתנים הכלכליים השונים.

בנוסף לבדיקה החזותית של דיאגרמה 1 נבחנה יכולת החיזוי של המודל שהוצג לעיל גם בדרכים אנליטיות. ערכנו שתי בדיקות לבחינת כושר החיזוי של המודל:

#### א. מבחן ליציבות הפרמטרים:

זהו מבחן שהוצע ע"י Fisher (1970) ומתבסס על העקרון של מבחן Chow. המבחן בודק את יציבות אומדי הפרמטרים של משוואה (8) ע"י השמטת מספר תצפיות מהרגרסיה ובדיקת השינוי בסכום ריבועי השאריות. המבחן מסתמך על ההנחה שההפרעות המקריות ברגרסיה הן iid ולכן השונות אינה משתנה כשמשייטים חלק מהתצפיות (תאור מלא של המבחן ניתן למצוא במראה מקום- [4]). להלן מוצגות תוצאות המבחן הנ"ל לגבי השערת האפס שאין שינוי במשוואה הנאמדת כאשר מושמטות 5 ו-10 תצפיות:

**התכנסות למחיר שיווי משקל  
עקב שינוי חד פעמי במחירי הבקר**

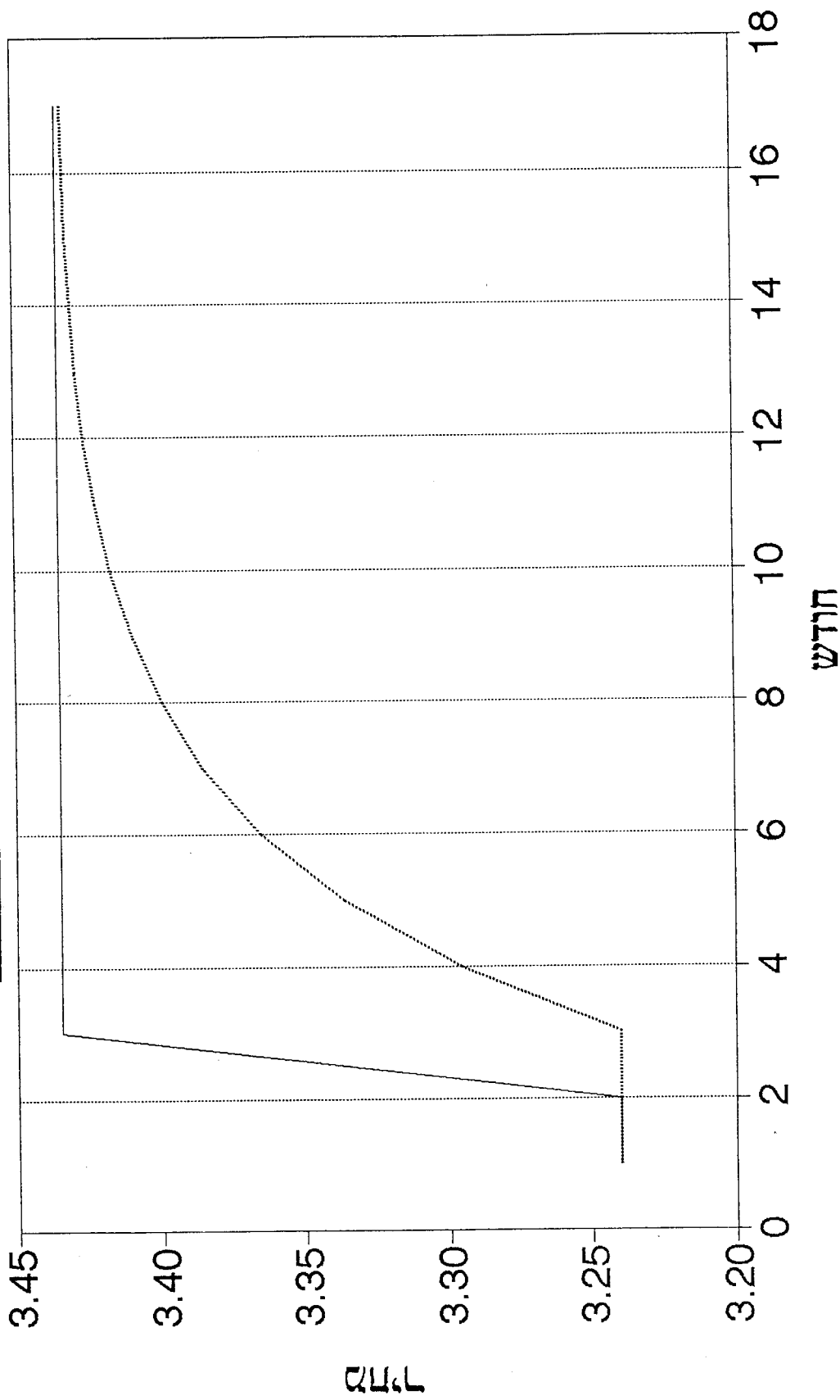


Diagram 2

— מחיר ש"מ      ..... תואי התכנסות

**התכנסות למחיר שיוני משקל  
עקב שינוי חד פעמי בהכנסה**

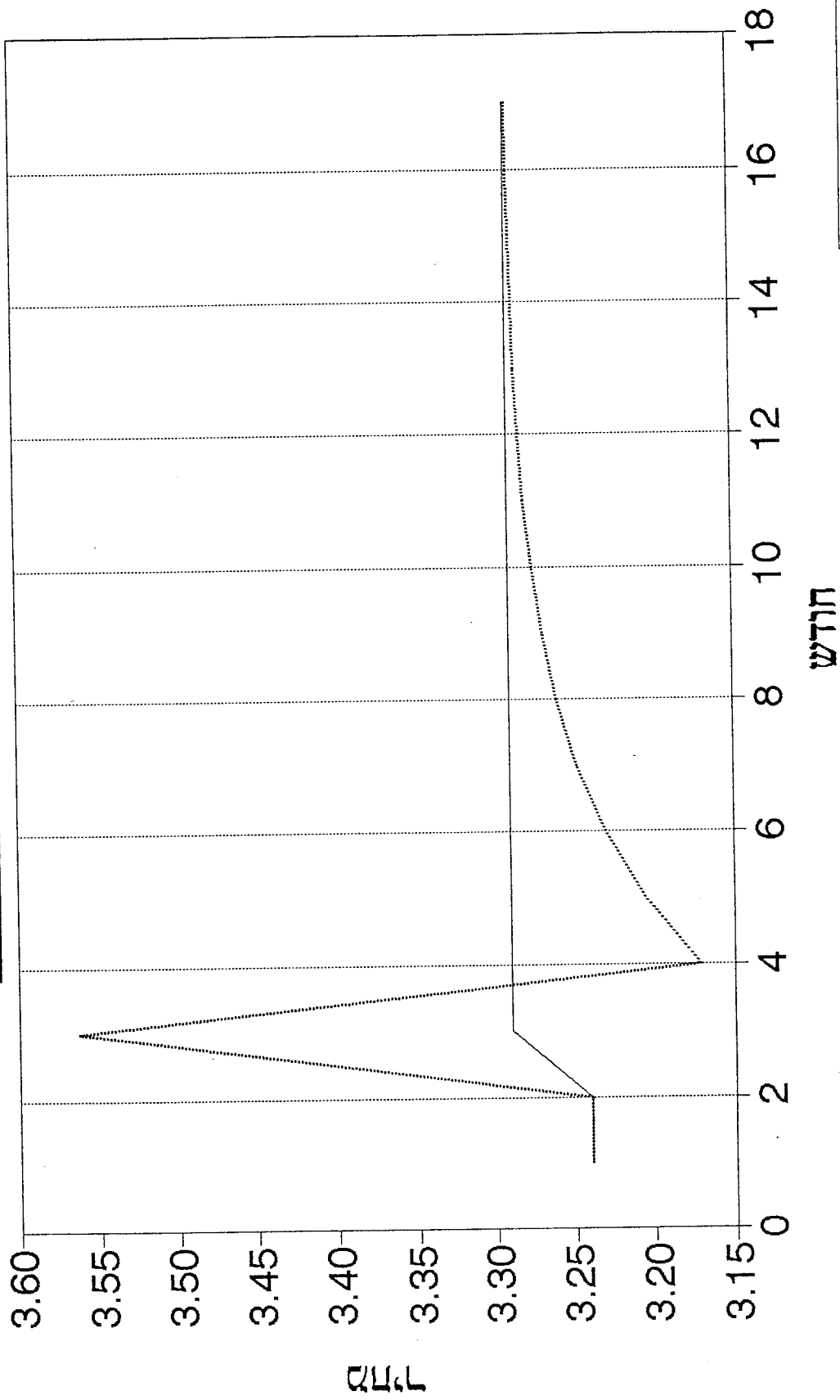


Diagram 3

— מחיר ש"מ      ..... תואר התכנסות

מס' תצפיות מושמטות      סטטיסטי      ערך קריטי (95%)

|                   |         |    |
|-------------------|---------|----|
| $F(5,28) = 2.56$  | 0.7644  | 5  |
| $F(10,28) = 2.19$ | *0.7943 | 10 |

ניתן לראות שלא ניתן לדחות את השערת היציבות, ומערכם הנמוך של הסטטיסטיים ברור שהפרמטרים שנאמדו במשוואה (8) יציבים מאוד.

ג. מדדים לטיב התחזית:

Theil (1966) הציע שני מדדים לבחינת טיב התחזית.

מדד אבסולוטי - Root Mean Square Error מודד את השגיאה האבסולוטית הממוצעת של התחזית.

מדד יחסי -  $U1$  מודד את השגיאה היחסית של התחזית, ככל שהוא קרוב יותר לאפס התחזית מדויקת יותר.

הנוסחאות למדדים הנ"ל מוצגות להלן:

(9)  $RMSE = (\sum(A_t - P_t)^2 / N)^{\frac{1}{2}}$

(10)  $U1 = RMSE / ((\sum A_t^2 / N)^{\frac{1}{2}})$

כאשר:

$A_t$  - ערך בפועל

$P_t$  - ערך חזוי

$N$  - מס' תקופות התחזית

ערכי המדדים כפי שחושבו לתחזית המוצגת בדיאגרמה 1 הם:

$RMSE = 0.1422$

$U1 = 4.3\%$

מתוצאות אלה ניתן לראות שהשגיאה הממוצעת של התחזית המוצגת בדיאגרמה 1 היא כ- 14 אג', והשגיאה היחסית היא כ- 4%. בסך הכל מדדים אלה מצביעים על שגיאות תחזית קטנות.

References:

1. Cathbertson K., Hall S., & Taylor M., Applied Econometric Techniques, Harvester - Weatsheaf, 1992.
2. Dickey D.A., & Fuller W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, pp. 1057- 1072, 1981.
3. Engle R.F., & Granger C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, pp. 251-276, 1987.
4. Greene W.H., Econometric Analysis, Collier Macmillan Pub., 1990.
5. Nelson C., & Plosser C., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics, 10, pp. 139-162, 1982.
6. Maddala G.S., Econometrics, MacGraw-Hill, 1986.
7. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, special issue: "Economic Modelling with Cointegrated Variables", ed. D. Hendry, 48, 1986.
8. Pindyck R.S. & Rubinfeld D.L., Econometric Models & Economic Forecasts, MacGraw-Hill, 1988.
9. בינסטוק מ. & בן-גד מ., "הדינמיקה המוניטרית והפיסקלית של האינפלציה בישראל: יישום גישת הקואינטגרציה (נספח)", עיונים בכלכלה, עמ' 167-172, 1988.
10. לבון א., "טיב התחזיות של התקציבים הלאומיים בישראל - 1959 עד 1983", עיונים בכלכלה, עמ' 25-51, 1986.



נספח א' - סטציונריות וקואינטגרציה:

רוב הסדרות המקרו-כלכליות מאופיינות בחוסר סטציונריות; מחקרים רבים במקרו-כלכלה הראו שהתנהגותן של סדרות רבות ניתנת לתאור ע"י מודל של "מהלך מקרי" (Random Walk) ראה למשל Nelson & Plosser (1982). כדי להבין את בעייתיות של חוסר סטציונריות בסדרה כלכלית נסתכל על דוגמה פשוטה של סדרה המאופיינת ע"י "מהלך מקרי":

(A) 
$$Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t$$

כאשר:

$\epsilon_t$  היא הפרעה מקרית iid עם שונות קבועה  $\sigma^2$ .

נחשב את השונות של  $Y_t$ :

(B) 
$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t-1}) + \sigma^2$$

באותו אופן נחשב את השונות של  $Y_{t-1}$ :

(C) 
$$\text{Var}(Y_{t-1}) = \text{Var}(Y_{t-2}) + \sigma^2$$

ומהצבה של (C) ב-(B) נקבל:

(D) 
$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t-2}) + 2 \cdot \sigma^2$$

ע"י הצבות חוזרות ונישנות נקבל שהשונות של  $Y_t$  היא:

(E) 
$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_0) + T \cdot \sigma^2$$

כאשר:

T - הוא מספר האברים בסדרה.

מ- (E) ניתן לראות שככל ש-T גדל השונות של  $Y_t$  גדלה וכאשר T הולך לאינסוף השונות של הסדרה "מתפוצצת". כתוצאה מכך לא ניתן לאמוד שונויות של מקדמים המתקבלים ברגרסיה שבה הסדרות לא סטציונריות וכמובן אין אפשרות לבצע מבחנים סטטיסטיים.

נספח ב' - מבחנים לקואינטגרציה

מבחנים לקואינטגרציה בודקים את סדרת השאריות ברגרסיה של המשוואה הסטטית למציאת שורש יחידתי. אם בסדרת השאריות יש שורש יחידתי (כלומר הן מסוג הסדרה (A) שמוצגת בנספח הקודם) הרי נדחיית השערת הקואינטגרציה. מכאן שמבחני הקואינטגרציה הם למעשה מבחנים לדחיית השערת האפס שבסדרת השאריות יש שורש יחידתי. המבחנים המקובלים בספרות האקונומטרית הם:

א. מבחני Dickey Fuller:

1. מבחן F: המבחן נערך על הרגרסיה -  $Y_t = \alpha + \beta \cdot Y_{t-1} + \epsilon$

ובודק את ההשערה המשולבת:  $\alpha = 0$ ;  $\beta = 1$ .

הסטטיסטי למבחן הוא הסטטיסטי F הרגיל, אולם תחת השערת האפס של שורש יחידתי סטטיסטי זה אינו מתפלג F ולכן חישובו DF את התפלגותו בשיטות נומריות ובנו טבלאות לערכים הקריטיים.

2. מבחן t: המבחן נערך על הרגרסיה  $dY_t = \Gamma \cdot Y_{t-1} + \epsilon$

תחת השערת האפס של שורש יחידתי  $\Gamma$  יהיה קרוב מאוד לאפס; לעומת זאת אם  $\beta$  קטן מ-1,  $\Gamma$  יהיה שלילי. הסטטיסטי למבחן הוא הסטטיסטי t הרגיל לבדיקת ההשערה ש- $\Gamma$  שווה לאפס, אולם תחת השערת האפס התפלגות הסטטיסטי הנ"ל אינה t ולכן חושבו לוחות מיוחדים ע"י DF לערכים הקריטיים.

3. מבחן Augmented DF (ADF): זהו מבחן זהה לקודם מלבד זאת שמכניסים לרגרסיה גם את המשתנה המוסבר בפיגור, וזאת למקרה שיש מתאם סדרתי ברגרסיה המקורית.

ב. מבחן Cointegrated Regression Durbin Watson:

הסטטיסטי הרגיל של מבחן DW בודק את השערת האפס שאין מתאם סדרתי, כאשר ערך DW קרוב ל-2 מציין העדר מתאם סדרתי. אולם במידה ויש בשאריות מהרגרסיה הסטטית שורש יחידתי, ערכו של DW יהיה קרוב ל-0. לכן ניתן לבחון את השערת האפס שיש שורש יחידתי בשאריות באמצעות הסטטיסטי DW הרגיל שמתחשב במשוואה הסטטית (שיטה זו הוצעה לראשונה ע"י Sargan & Bhargava (1983)). סטטיסטי זה נקרא CRDW והוא צריך להיות מספיק גדול מאפס על מנת לדחות את השערת האפס. S&B חישובו ערכים קריטיים למבחן זה.

References:

1. Cathbertson K., Hall S., & Taylor M., Applied Econometric Techniques, Harvester - Weatsheaf, 1992.
2. Dickey D.A., & Fuller W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, pp. 1057- 1072, 1981.
3. Engle R.F., & Granger C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, pp. 251-276, 1987.
4. Greene W.H., Econometric Analysis, Collier Macmillan Pub., 1990.
5. Nelson C., & Plosser C., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics, 10, pp. 139-162, 1982.
6. Maddala G.S., Econometrics, MacGraw-Hill, 1986.
7. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, special issue: "Economic Modelling with Cointegrated Variables", ed. D. Hendry, 48, 1986.
8. Pindyck R.S. & Rubinfeld D.L., Econometric Models & Economic Forecasts, MacGraw-Hill, 1988.
9. בינסטוק מ. & בן-גד מ., "הדינמיקה המוניטרית והפיסקלית של האינפלציה בישראל: יישום גישת הקואינטגרציה (נספח)", עיונים בכלכלה, עמ' 167-172, 1988.
10. לבון א., "טיב התחזיות של התקציבים הלאומיים בישראל - 1959 עד 1983", עיונים בכלכלה, עמ' 25-51, 1986.