

## **סוגיות במטבע חוץ**

### **מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא**

יואב סופר\*

גיליון מס' 1/05 • יוני 2005

\* המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ, דואל: [yoavs@bankisrael.gov.il](mailto:yoavs@bankisrael.gov.il)

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

זכות היוצרים בפרסום זה שמורה לבנק ישראל,

הרוצה לצטט רשאי לעשות כן בתנאי שיציין את המקור.

## מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא.

### **תמצית**

שער החליפין הריאלי הוא פרמטר מקובל לבדיקת כושר התחרותיות של היצרנים המקומיים מול מתחריהם בחו"ל, ולכן נחשב לאחד הגורמים שמשפיעים על המגמות בחשבון הסחורות והשירותים של המשק. עם זאת, אין מדד מקובל יחיד לשער זה, ובספרות מוצגות מספר דרכים למדידתו. בעבודה זו חושבו חמישה מדדים שונים לשער החליפין הריאלי החל מינואר 1995, על פי גישות המתוארות בספרות ומיושמות במוסדות כגון קרן המטבע הבין-לאומית והבנק המרכזי של ארצות הברית (FED). אחד המאפיינים המיוחדים של חלק ממדדים אלו הוא השיטה על פיה חושבו המשקלות היחסיות של שותפות הסחר של ישראל, אשר לוקחת בחשבון, בנוסף לתחרות ישירה בין היצרנים בישראל לבין היצרנים מהארצות שותפות הסחר, גם את התחרות המתקיימת בשווקים שלישיים.

חלק מהמדדים מתואמים ביניהם ברמה גבוהה, אולם בחלק מהתקופה המתאם בין המדדים נמוך ביותר ואף שלילי, מה שמצביע על כך שלא ניתן להסתפק במדד יחיד להבנת המגמות בשער החליפין הריאלי. יכולתם של המדדים להסביר את המגמות בחשבון הסחורות והשירותים נבדקה על ידי מבחני קו-אינטגרציה בגישת Engle-Granger, ונמצא שאכן קיים קשר קואינטגרטיבי, בכיוון הצפוי, בין רוב המדדים לבין היבוא והיצוא של ישראל.

\* ברצוני להודות לבנצי שרייבר על עזרתו הרבה בכל מהלך העבודה, לקובי ברוידא על התדיינותו המעמיקה בכנס האגודה הישראלית לכלכלה כמו גם על עצותיו המועילות, ולאסף רזין על הערות לטיטה קודמת.

## 1. מבוא

בספרות הכלכלית, כמו גם במאגרי המידע העולמיים, מקובלים מספר מדדים לחישוב שער החליפין הריאלי. המדדים שונים זה מזה במהות המדד, קרי, במשתנים אשר מרכיבים את המדד, וגם באופן החישוב, קרי, גודל המדגם של המדינות המשתתפות בחישוב המדד, שיטת חישוב המשקלות של המדינות, תדירות העדכון וכו'. לעיתים מדדים שונים מתנהגים בצורה דומה, אולם ישנן גם דוגמאות להתנהלות שונה של המדדים על פני הזמן. (Romanov (2003 מראה שקיים מתאם נמוך בין שער החליפין הנומינלי של השקל לבין המחירים השקליים העולמיים של היבוא והיצוא של ישראל. כתוצאה מכך שער החליפין הריאלי המחושב על ידי היחס בין מחירי היצוא או היבוא למחירי התוצר מוטה כלפי מטה החל משנת 1997, ולכן הוא מביא לכאורה לדחיית השערת Samuelson Balassa<sup>1</sup> בעוד השער המחושב לפי הפרש מדדי מחירי התוצר של ישראל וארה"ב מתואם עם השערה זו. חדד (2003) מצא מתאם נמוך בין שער החליפין הריאלי המחושב כיחס בין מחירי המוצרים הסחירים לבלתי סחירים לבין המדד המחושב על פי הפרש האינפלציות במדד המחירים לצרכן בין ישראל לבין ארה"ב. (Chinn (2004a טוען, שניתן להסביר את הגירעון הנוכחי בחשבון הסחורות של ארה"ב על ידי מדד שער החליפין הריאלי המנוכה במדד המחירים ליצור, אשר נמצא בשנים האחרונות קרוב לרמת השיא שלו מ-1985, אבל לא על ידי המדד המנוכה בעלות יחידת העבודה, אשר פוחת מאז 1985 בעשרות אחוזים. Marsh and Tocarick (1994) הציגו את שער החליפין הריאלי עבור מדינות ה-G7 בשלוש גישות (אשר יתוארו בהמשך): לפי מדד מחירים לצרכן, לפי מדד מחירי היצוא ולפי עלות יחידת עבודה (Unit Labor Cost). ממצאיהם (טבלה 1) מראים שמקדמי המתאם בין המדדים השונים עשויים לעיתים להיות מאוד נמוכים.

טבלה 1: מקדמי המתאם בין מדדי שער חליפין ריאלי שונים, 1975:1-1991:4.

מתאם בין:	ULC-UV <sub>x</sub>	ULC-CPI	CPI-UV <sub>x</sub>
ארה"ב	0.847	0.981	0.894
גרמניה	0.620	-0.304	0.502
יפן	0.799	0.909	0.662
בריטניה	0.916	0.973	0.902
צרפת	0.414	0.661	0.746
איטליה	0.505	0.367	0.754
קנדה	0.223	0.858	0.643

ULC: Unit Labor Cost. CPI: Consumer Price Index. UV<sub>x</sub>: Unit Value of Export.  
מקור: Marsh and Tocarick, 1994.

עדויות אלו מביאות למסקנה שמדדים שונים של שער החליפין הריאלי אכן עשויים לנוע בכיוונים שונים על פני הזמן. יש אם כן צורך בהבנת הדומה והשונה בין מדדים אלו, ובבחירת

<sup>1</sup> הסבר קצר לגבי עיקרי השערה זו יובא בהמשך.

מדד מתאים על פי שאלת המחקר והתנאים הספציפיים המתקיימים לגבי מושא המחקר, או על פי שאלת המדיניות המתבססת על שער החליפין הריאלי.

מטרת עבודה זו הנה לחשב את שער החליפין הריאלי של ישראל על פי מספר גישות מקובלות, ולאמוד את הקשר בין מדדי שער החליפין הריאלי לבין היקפי היצוא והיבוא בישראל. להלן נסקור וניישם חמש גישות שונות לחישוב שער החליפין הריאלי, כפי שהציעו אותן Driver and Westaway, (2004). הגישות נבדלות זו מזו בעיקר במדדי המחירים שבהם משתמשים להשוות בין רמת המחירים בארץ לרמת המחירים בחו"ל. לכל אחד מהמדדים ניתן לייחס מטרת מחקר שעבורה הוא מתאים ביותר:

- א. חישוב על פי מדדי מחירים לצרכן- רלוונטי להשוואת כח הקניה של הצרכנים, ולהשוואת היחס בין עלויות גורמי הייצור בסקטור הסחיר והבלתי סחיר בין שתי המדינות.
  - ב. חישוב על פי עלויות העבודה (Unit Labor Costs, ULC)- נותן מדד לכושר התחרותיות של הכלכלה המקומית מבחינת מבנה העלויות בייצור.
  - ג. חישוב על פי מדד מחירי היצוא- רלוונטי לניתוח כושר התחרותיות של מוצרי הכלכלה המקומית.
  - ד. היחס בין מחירי המוצרים הסחירים למחירי המוצרים הבלתי סחירים- יחס זה מכונה "שער החליפין הפנימי" היות והוא מודד את התחרותיות בין הסקטורים בתוך המשק.
  - ה. מדד מחירי היבוא מחולק במדד מחירי היצוא- נותן ביטוי לתנאי הסחר, או לכח הקניה העולמי של הצרכנים המקומיים.
- החלק הבא של העבודה מפתח ומנתח מדדים אלו.

## **2. מדדים שונים לשער החליפין הריאלי**

### **2.1 כללי**

שער החליפין הריאלי הוא, בהגדרה, המחיר היחסי של מוצרי חו"ל במונחי המוצרים המקומיים<sup>2</sup>, כלומר, הוא מבטא את כמות המוצרים המקומיים הנדרשת על מנת לקנות יחידת מוצר אחת של חו"ל. ככזה הוא מהווה מדד לתחרותיות של המשק המקומי לעומת משקי חו"ל, משום שככל שהמוצרים המקומיים זולים יותר, יהיה ליצרנים המקומיים יותר קל להתחרות מול היצרנים בשוק העולמי. בהקשר זה, מדד טוב לשער החליפין הריאלי יהיה מדד שיצליח להסביר בצורה טובה שינויים במסחר הבין-לאומי של הכלכלה המקומית.

יחס המחירים הזה, אותו אנו מעוניינים לחשב, יכול ללבוש מספר צורות, בהתאם להנחות המודל הכלכלי אותו אנו בוחרים להפעיל. במקרה הפשוט ביותר נוכל להניח שבעולם מייצרים מוצר

<sup>2</sup> זוהי "ההגדרה האירופאית", על פיה פחות משמעותו עלייה במדד של שער החליפין. בספרות (ובעיקר בעבודות ומאגרי מידע של ה-IMF) מקובלת גם "ההגדרה הבריטית" ההופכית, על פיה עלייה במדד פירושה ייסוף.

יחיד, אשר נתפס כזה על ידי כל הצרכנים בעולם. במידה והמסחר הבין-לאומי הוא חופשי לחלוטין, הרי שכוחות השוק יביאו לכך שמוצר זה יימכר באותו מחיר בכל העולם.<sup>3</sup> כלל זה ידוע בשם "חוק המחיר האחד" (The Law of One Price). שער החליפין הריאלי יקיים, אם כך:

$$P^* = P$$

$$1) \frac{P^*}{P} = 1$$

כאשר P מסמן מחיר, \* מסמן גדלים של משק חו"ל הנקובים במטבע הזר. במידה ובשני המשקים משתמשים במטבעות שונים, הרי ששער החליפין הנומינלי (מחירה של יחידת מטבע של חו"ל במונחי המטבע המקומי) יהיה כזה שיביא את המטבע המקומי ל"שוויון כח קנייה" (Purchasing Power Parity, PPP), עם המטבע הזר, כלומר:

$$EP^* = P$$

$$2) E \frac{P^*}{P} = 1$$

כאשר E הוא שער החליפין הנומינלי. גם כך, חוק המחיר האחד מביא לכך ששער החליפין הריאלי קבוע ושווה ל-1. קיימת כמובן גם האפשרות שהביטויים  $P, P^*$  אינם מסמנים את המחיר המדויק של מוצרי המשק ומוצרי חו"ל, אלא מהווים מדד מחירים. במקרה זה שער החליפין הריאלי לא חייב להיות שווה ל-1, אבל שוויון כח הקנייה יחזיק את השער קבוע. בכל אופן, מסקנה זו אינה מעניינת, ולכן לא מייצרת מוטיבציה למחקר נוסף (Chinn 2004b).

ישנן סיבות רבות שבגללן שוויון כח הקנייה אינו מתקיים (Driver and Westaway, 2004). ראשית, ייתכן שסל המוצרים המרכיב את המדד שונה מהסל של חו"ל (משום שהרכב הצריכה במשק שונה מבחו"ל), ולכן, שינוי במחירים היחסיים בין המוצרים השונים יביא לקצב שינוי שונה במדדי המחירים ולשינוי בשער החליפין הריאלי על פני הזמן.<sup>4</sup> שנית, ייתכן שחוק המחיר האחד לא מתקיים לגבי כל המוצרים, אלא רק לגבי המוצרים *הסחירים*. לגבי חלק מהמוצרים מתקיימות עלויות הובלה מאוד גבוהות יחסית לערך המוצר, ולכן הם *בלתי סחירים*, אין אפשרות לייבא או לייצא אותם, והם יכולים להימכר בכל משק במחיר אחר. גידול מהיר יותר בפריון ייצור המוצרים הסחירים של המשק יחסית לזה של חו"ל יביא לעודף היצע של מוצרים אלו, לירידת מחירם היחסי, ולייסוף ריאלי.<sup>5</sup> שלישית, ייתכן מצב בו המסחר הבין-לאומי מתנהל על פי עקרון היתרון היחסי, וכל מדינה מתמחה בייצור מוצר אחר. גם אם כל המוצרים בעולם סחירים, הרי שיש בעולם יותר ממוצר אחד ולכן לא מתקיים "חוק המחיר האחד". שינוי במחירים היחסיים בין המוצרים של המדינות השונות יביא לשינוי בכח הקנייה, קרי, בשער החליפין

<sup>3</sup> מדד הביג מאק של האקונומיסט מתבסס על גישה זו, המכונה "Absolute PPP". (Hinkle and Nsengiyumva, 1999a).

<sup>4</sup> השער הנמדד ישתנה, אולם במהות, לא יהיה שינוי בכמות המוצרים שצרכן במשק המקומי צריך לוותר עליה על מנת לקנות מוצר במשק חו"ל, אלא במספר יחידות הסל שצורכים הצרכנים המקומיים שעליהן צריך לוותר כדי לקנות את הסל שמועדף על צרכני חו"ל.

<sup>5</sup> ראה "השערת Balassa Samuelson" בהמשך.

הריאלי, של כל מדינה. רביעית, גם אם נחזור להניח את קיומו של מוצר יחיד, ייתכן ששוויון כח הקנייה אינו מתקיים משום שחוק המחיר האחד אינו מתקיים: דבר זה עשוי לנבוע ממסחר בלתי חופשי, או מכח מונופוליסטי של פירמות במשקים שונים.

מכל האמור לעיל נובעות מספר הגדרות שונות לחישוב שער החליפין הריאלי. נשאל את עצמנו באילו יחסי מחירים להשתמש כדי להשוות בין מחירי המוצרים של המשק ושל חו"ל, ונשווה בין הגישות השונות שנציע.

## 2.2 שער"ח ריאלי מנוכה במדד המחירים לצרכן

הדרך המקובלת ביותר למדוד את שער החליפין הריאלי היא להשתמש במדדי המחירים לצרכן. שער זה מהווה מדד לכח הקנייה של המטבע המקומי בחו"ל, כלומר, ליכולת של הצרכנים במשק לקנות מוצרים בחו"ל. עם זאת, הפופולריות של שיטה זו אינה אינדיקציה לכך שהיא עדיפה על אחרות, אלא בעיקר לכך שמדדי מחירים לצרכן זמינים בתדירות גבוהה בכל מדינות העולם. שער החליפין הריאלי המבוסס על מדד המחירים לצרכן הוא אם כן:

$$3) R = E \frac{CPI^*}{CPI}$$

כאשר CPI הוא מדד המחירים לצרכן, וסימון \* מייצג, כאמור, גדלים של חו"ל. נניח שסל המוצרים לצרכן מורכב משני סוגי מוצרים, סחירים ובלתי סחירים. במשק המקומי שיעור המוצרים הבלתי סחירים בסל הוא  $\alpha$  ושיעור הסחירים  $1-\alpha$ , ובחו"ל השיעורים הם  $\beta$  ו- $1-\beta$  בהתאמה. מדד המחירים לצרכן הוא ממוצע גיאומטרי של מחירי המוצרים הסחירים והבלתי סחירים, ולכן:

$$4) R = E \frac{P_N^{*\beta} P_T^{*1-\beta}}{P_N^\alpha P_T^{1-\alpha}}$$

כאשר  $P_T$  הוא מחירו של מוצר סחיר,  $P_N$  מחירו של מוצר בלתי סחיר. בהגדרה, מחירי המוצרים הסחירים (כאשר הם נמדדים באותו מטבע) שווים בכל העולם, כי מתקיים לגביהם חוק המחיר האחד, כלומר:

$$5) EP_T^* = P_T$$

אם שיעור המוצרים הסחירים בסל במשק ובחו"ל זהה ( $\alpha = \beta$ ), הרי שנוכל להציב את (5) ב-(4) ולקבל:

$$6) R = E^\alpha \frac{P_N^{*\alpha}}{P_N^\alpha} = \left( E \frac{P_N^*}{P_N} \right)^\alpha$$

כלומר, שער החליפין הריאלי תלוי רק ביחס המחירים בין המוצרים הבלתי סחירים במשק ובחו"ל, כשהם ניתנים באותו מטבע. האינטואיציה מאחורי טענה זו היא כדלהלן: נניח שנסענו

לטיול במדינת עולם שלישי. אנו מגלים ש"כוח הקנייה" שלנו במדינה זו גדול בהרבה מאשר היה בישראל, כלומר, באותה כמות של שקלים אנו יכולים לקנות במדינה הזו הרבה יותר מאשר בבית. כח זה יבוא לידי ביטוי פחות במוצרים הסחירים (אם נרצה לקנות יהלומים, למשל, שערכם הגבוה ביחס למשקלם הופך אותם למוצר סחיר ביותר, נגלה שהם לא זולים בהרבה יחסית למחירים בבית) ויותר במוצרים הבלתי סחירים (סביר להניח שאם נמכור את דירתנו בארץ נוכל בכסף שנקבל תמורתה לקנות מספר דירות במדינת עולם שלישי).

מסקנה זו פוגעת ביכולתו של שער החליפין הריאלי המבוסס על מדד המחירים לצרכן לשמש כמדד למידת התחרותיות של המשק, היות ומצאנו שהמדד תלוי בעיקר ביחסי המחירים של המוצרים הבלתי סחירים.<sup>6</sup> במוצרים אלו המשק אינו מתחרה עם חו"ל; אנו מעוניינים למדוד את התחרותיות של המשק במוצרים הסחירים. חסרונות נוספים במדד המחירים לצרכן נובעים מכך שהוא מודד את מחירי המוצרים הסופיים, בעוד שלמעשה חומרי הגלם ומוצרי הביניים תופסים נפח גדול מהמסחר הבין-לאומי, ומהיותו של המדד מושפע מפיקוח על מחירים, מיסים עקיפים וסובסידיות.

המצדדים בשימוש במדד המחירים לצרכן מציינים שהוא עשוי לשקף בצורה טובה את עלויות הייצור של המשק, משום שמחירי המוצרים הסופיים מתואמים ברמה גבוהה עם מחירי שכר העבודה ותשומות נוספות. עם זאת, במידה ואנו מעוניינים במדד אשר ישקף את ההיבט של העלויות במדידת התחרותיות של המשק, ייתכן שנמצא תועלת רבה יותר במדד המבוסס על העלות הריאלית של תשומת העבודה (Unit Labor Cost, ULC).

## 2.2 שער חליפין ריאלי מנוכה בעלות יחידת העבודה.

נניח שהפירמות פועלות בתחרות משוכללת,<sup>7</sup> כלומר, מחיר המוצר בטווח הארוך שווה לעלות הייצור, שתלויה בעלות כח העבודה בלבד. אם כך:

$$7) P = \frac{W}{Y} = \frac{W}{A \cdot L}$$

כאשר  $W$  שכר העבודה הנומינלי,  $Y$  התפוקה,  $L$  תשומת העבודה.  $A$  הוא אם כן פריון העבודה, והביטוי  $\frac{W}{A}$  הוא עלות יחידת העבודה (Unit Labor Cost, ULC). שער החליפין הריאלי מושפע

אם כן מיחס עלויות העבודה במשק ובחו"ל:

<sup>6</sup> גם אם נתיר את הנחת המחיר האחד לגבי המוצרים הסחירים, התלות בבלתי סחירים תהיה גדולה יחסית משום שבדרך כלל משקלם בסל המוצרים לצרכן גבוה משל הסחירים.

<sup>7</sup> התוצאה לא תיפגע גם אם נניח שהפירמות פועלות בשולי רווח מונופוליסטיים, בתנאי שנסייג בכך ששולי הרווח במשק ובחו"ל שווים.

$$8) R = E \frac{\frac{W^*}{A^*}}{\frac{W}{A}} = E \frac{ULC^*}{ULC}$$

גידול בעלויות הייצור של המשק, פוגע בכושר התחרות של היצרנים המקומיים ולכן הוא בא לידי ביטוי בירידה במדד – ייסוף ריאלי. לעומת זאת, עליית שכר נומינלי במשק שתהיה מלווה בפיחות נומינלי באותו שיעור תשאיר את שער החליפין הריאלי ללא שינוי. גידול בפיריון העבודה משפר את תחרותיות היצרנים המקומיים ולכן הוא בא לידי ביטוי כעלייה במדד - פיחות ריאלי.<sup>8</sup>

השימוש במדדי שער חליפין ריאלי המבוססים על Unit Labor Cost נחשב, למשל ב-IMF, למדד טוב לתחרותיות של היצרנים המקומיים. בדרך כלל, משתמשים בנתוני ULC של ענפי התעשייה, מה שנותן ביטוי טוב יחסית לתחרותיות הסקטור הסחיר. מגבלתו העיקרית של מדד זה נובעת מהקושי בהשגת נתונים איכותיים בתדירות גבוהה. ה-IMF למשל מפרסמת באופן שוטף את המדד הזה רק עבור המדינות התעשייתיות.<sup>9</sup>

Marsh and Tokarick (1994) וגם Zanello and Desruelle (1997) מונים מספר מגבלות של מדד זה. ראשית, השימוש בעלויות העבודה בלבד עשוי להיות מטעה, היות והוא מתעלם מעלויות ההון וחומרי הגלם אשר עשויות להשתנות בין מדינות.<sup>10</sup> שנית, שינויים ב-ULC עשויים לנבוע מתחלופה בין הון לעבודה: הגדלת תשומת ההון והקטנת תשומת העבודה תתבטא בירידה ב-ULC, אף על פי שרק חלק מירידה זו, אם בכלל, אכן מייצגת גידול ברווחיות או בתחרותיות של היצרן המקומי. שלישית, פיריון העבודה רגיש מאוד לשינויים על פני מחזור העסקים<sup>11</sup>, ועל כן יש להשתמש בטכניקות אקונומטריות להחלקת נתון זה.

#### 2.4 שער חליפין ריאלי מנוכה במחיר מוצר היצוא.

דרך נוספת לחשב את מידת התחרותיות של המשק תוך עקיפת הבעיה של המרכיב הבלתי סחיר במדד המחירים לצרכן מחשבת את שער החליפין הריאלי כיחס בין המחירים העולמיים<sup>12</sup> של מוצרי היצוא של המשק המקומי ושל חו"ל:

$$9) R = \frac{UVX^*}{UVX}$$

<sup>8</sup> מדד זה מתייחס לשינויים בעלות העבודה כמרכיב בשער החליפין. שינויים כאלו יניעו מדדים אחרים של שער החליפין הריאלי בכיוון ההפוך – ראה למשל בסעיף 2.5 לגבי המדד של יחס המחירים סחירים/לא סחירים.

<sup>9</sup> ישראל אינה בתוכן.

<sup>10</sup> אם כי חלקו של השכר בתוצר הוא בין 50% ל-70% במדינות המתועשות. ראה Burda and Wyplosz, (2001).

<sup>11</sup> בתקופות של מיתון נרשמת ירידה בתפוקה לעובד, אולם זו אינה נובעת מירידה בכושר הייצור אלא מהיעדר ביקושים.

<sup>12</sup> צורת הכתיבה כאן מניחה שערכי UVX נתונים בדולרים, כפי שהם נתונים בישראל.



כאשר UVX (Unit Value of Exports) הוא מדד של עלות יחידת מוצר יצוא של המשק. ירידה בעלות מוצר הייצוא המקומי לעומת מוצר הייצוא של חו"ל משפרת את כושר התחרותיות של המשק המקומי בחו"ל ולכן משתקפת כעלייה במדד וכפיחות ריאלי.

השימוש במדד זה הוא רלוונטי רק עבור מדינות שמתאפיינות בהרכב מגוון של מוצרי הייצוא שלהן, אשר מהווים תחליפים בלתי מושלמים למוצרי הייצוא של המדינות המתחרות. כאשר מדובר במדינות אשר מייצרות מוצרים הומוגניים (כדוגמת חומרי גלם בסיסיים), הרי שהן מקבלות את מחירי מוצר הייצוא כנתון בשוק העולמי, והוא אינו מהווה מדד למידת התחרותיות של המשק. במילים אחרות, יצואן של מוצר הומוגני עומד מול ביקוש גמיש לחלוטין למוצר שלו. לעומת זאת, יצואן של מוצר בעל תחליפים רבים יכול תמיד להגדיל את הכמות שימכור, אבל בתמורה לירידה במחיר. אי לכך, מדד זה משמש בעיקר במדינות מפותחות, ופחות במדינות מתפתחות משופעות בחומרי גלם. ( Marsh and Tokarick, 1994, Hinkle and Nsengiyumv, ) (1999a). בהקשר זה, הגיוני לסווג את ישראל כמדינה מפותחת.

מדד זה עשוי להיות מוטה ממספר סיבות (Maciejewski 1983). ראשית, הוא לוקח בחשבון את מחירי הייצוא אבל אינו מתייחס למחירי היבוא, ולכן עשוי להיות מועיל בהסברת השינויים בייצוא ופחות בהסברת השינויים במאזן המסחרי כולו. שנית, המדד לוקח בחשבון רק את המוצרים המיוצאים, ולא את המוצרים שניתן לייצא אותם. ייתכן שמחיר או שער חליפין מסויימים גרמו ליצרנים המקומיים להחליט שלא לייצא מוצר מסוים. פעולה זו תגרום להוצאת מוצר זה ממדד מחירי הייצוא, ותביא לכאורה לשיפור בתחרותיות של המשק (היות ומוצר לא תחרותי יצא מהמדד). במילים אחרות, המדד מתייחס רק למוצרים הסחירים בפועל, ולא למוצרים הסחירים בפוטנציה. תכונה זו מוליכה אותנו אל המדד הבא, שהוא מאוד נפוץ בהקשר של חישובי שער חליפין ריאלי.

## 2.5 שער החליפין הריאלי כיחס בין מחירי המוצרים הסחירים ומחירי המוצרים הבלתי סחירים.

עבודות רבות עושות שימוש ביחס בין מחירי המוצרים הסחירים<sup>13</sup> למחירי המוצרים הבלתי סחירים כמדד לשער החליפין הריאלי של המשק:

$$10) R = \frac{P_T}{P_N}$$

כאשר T מסמן את המוצרים הסחירים במשק, N מסמן את המוצרים הבלתי סחירים. מהו הקשר בין שינוי ביחס זה לשינוי בשער החליפין הריאלי? להתייכרות של המוצרים הסחירים יחסית לבלתי סחירים שתי השפעות על החשבון השוטף של המשק, אשר פועלות להגדלת העודף (או

<sup>13</sup> במודל מורכב יותר ניתן לחלק את המוצרים הסחירים לשני סוגים: "ברי יבוא" ו"ברי יצוא". המודל המוצג כאן מניח יחס מחירים והרכב קבוע בין שני אלו.

הקטנת הגירעון) בחשבון זה: התייקרות כזו גורמת ליצרנים להעדיף לייצר יותר מוצרים סחירים, ולצרכנים לצרוך פחות מוצרים כאלו. עודף ההיצע של המוצרים הסחירים יביא לשיפור בחשבון השוטף של המשק. עלייה או ירידה ביחס מחירים זה, אם כן, פועלות על החשבון השוטף באותו כיוון כמו עלייה או ירידה בשער החליפין הריאלי.

יחס זה מכונה בספרות "שער החליפין הפנימי" של המשק (היות והוא מגדיר את מידת התחרותיות של המוצר הבלתי סחיר כנגד המוצר הסחיר בתוך המשק), בניגוד למדדים שתוארו עד כה, המכונים "שער חליפין חיצוני" (היות והם מתארים את מידת התחרותיות של מוצרי המשק כנגד מוצרי המשקים האחרים). על פי "השערת Samuelson-Balassa", שינויים בשער החליפין הפנימי הם בדרך כלל תוצאה של קצב גידול שונה בפריזון הייצור של המוצרים הסחירים במשק המקומי לעומת משק חו"ל. אם למשל חל גידול בפריזון בסקטור הסחיר של המשק המקומי, יתקיים עודף היצע של מוצרים סחירים במשק זה. עודף זה יביא לירידה במחירם היחסי של המוצרים הסחירים (חוק המחיר האחד לגבי המוצרים הסחירים יביא לכך שהשינוי במחיר היחסי יהיה דווקא דרך עליית מחירי המוצרים הבלתי סחירים) ולייסוף ריאלי. נשים לב לשוני המושגי בין מדד זה לבין המדד שהגדרנו ואשר מתבסס על Unit Labor Cost. במדד על פי ULC, שיפור טכנולוגי במוצרים הסחירים מביא לעלייה במדד ולכן נחשב כשלעצמו לפיחות ריאלי, היות והוא משפר את יכולת התחרות של המשק ואת החשבון השוטף. לעומת זאת בשער החליפין הפנימי, השיפור בפריזון ובתחרותיות איננו מהווה מרכיב בשער החליפין. שיפור זה מגדיל את העודף (או מקטין את הגירעון) בחשבון השוטף באופן שהוא אקסוגני לשער החליפין. יש להיזהר, אם כן, מלייחס עלייה ביחס המחירים בין סחירים לבלתי סחירים לשיפור בכושר התחרותיות, היות ויחס זה למעשה תלוי בכושר התחרותיות בעצמו.

קושי ראשוני בהבנת מדד זה נובע מכך שבניגוד למדדים החיצוניים, הוא אינו כולל בצורה מפורשת את שער החליפין הנומינלי. יש לשים לב לכך ששער החליפין הנומינלי מופיע במדד בצורה עקיפה: אם אנו מניחים שחוק המחיר האחד מתקיים לגבי המוצרים הסחירים, הרי שנוכל להציב את (5) ב-(10) ולקבל:

$$11) R = E \frac{P_T^*}{P_N}$$

קושי נוסף נובע מכך שהקשר בין שער החליפין הפנימי לשער החליפין החיצוני אינו חד משמעי (Hinkle and Nsengiyumva, 1999b). נגדיר-

שער החליפין הפנימי:

$$INRER = \frac{P_T}{P_N}$$

שער החליפין החיצוני:

$$EXRER = E \frac{P^*}{P}$$

רמת המחירים הכללית P היא ממוצע גיאומטרי של מחירי המוצרים הסחירים והבלתי סחירים. במשק המקומי שיעור הבלתי סחירים הוא  $\alpha$  ובחור"ל שיעור הבלתי סחירים הוא  $\beta$ . שער החליפין הריאלי החיצוני ניתן על ידי:

$$12) EXRER = E \frac{P_N^{*\beta} P_T^{*1-\beta}}{P_N^\alpha P_T^{1-\alpha}}$$

כעת נכפיל ונחלק את המונה והמכנה ב- $P_T^*$  וב- $P_T$  בהתאמה:

$$13) EXRER = E \frac{\frac{P_N^{*\beta} P_T^{*1-\beta}}{P_T^*} P_T^*}{\frac{P_N^\alpha P_T^{1-\alpha}}{P_T} P_T} = \frac{\left(\frac{P_N^*}{P_T^*}\right)^\beta}{\left(\frac{P_N}{P_T}\right)^\alpha} \cdot E \frac{P_T^*}{P_T}$$

בהנחה שלגבי המוצרים הסחירים מתקיים חוק המחיר האחד, הרי ש:

$$E \frac{P_T^*}{P_T} = 1$$

ולכן:

$$14) EXRER = \frac{\left(\frac{P_N^*}{P_T^*}\right)^\beta}{\left(\frac{P_N}{P_T}\right)^\alpha} = \frac{1}{\frac{INRER^{*\beta}}{INRER^\alpha}} = \frac{INRER^\alpha}{INRER^{*\beta}}$$

כלומר, יש קשר בין שער החליפין החיצוני בין המשק לבין חור"ל לבין שערי החליפין הפנימיים של המשק ושל חור"ל. מיחס זה ניתן למצוא קשר פשוט בין ההתנהלות על פני הזמן של שלושה משתנים אלו:

$$15) \widehat{EXRER} = \alpha \cdot \widehat{INRER} - \beta \cdot \widehat{INRER^*}$$

כאשר סימן הכובע מייצג, כמקובל, שיעור שינוי על פני הזמן. ראשית, אם אין שינוי בשער החליפין הפנימי של משק חור"ל, הרי שהשינוי בשער החליפין החיצוני של המשק יהיה תמיד קטן ( $0 < \alpha < 1$ ) מהשינוי בשער החליפין הפנימי. נניח, למשל, פיחות בשער החליפין הנומינלי. השער הפנימי יפוחת במלוא הפיחות הנומינלי בשל השפעת הפיחות על מחירי המוצרים הסחירים, אשר משפיעים רק באופן חלקי על השער החיצוני. שנית, ייסוף ריאלי בשער החליפין הפנימי של חור"ל (למשל כתוצאה מגידול בפריון בסקטור הסחיר בחור"ל) יתבטא בדרך כלל גם כפיחות ריאלי בשער החליפין החיצוני של המשק המקומי. שלישית, ייתכן גם ששער החליפין החיצוני של המשק ינוע בכיוון מנוגד לשער החליפין הפנימי: נניח, למשל, שגם במשק המקומי וגם בחור"ל חל שיפור

בפריון בסקטור הסחיר, אולם השיפור במשק חו"ל גדול יותר. בשני המשקים יחול ייסוף ריאלי בשער החליפין הפנימי, אולם בשער החיצוני של המשק המקומי יחול דווקא פחות - אשר ישקף את העובדה ש"המטבע של חו"ל מיוסף בקצב מהיר מהמטבע המקומי".<sup>14</sup>

קושי נוסף בשימוש במדד זה נובע מהצורך לקטלג בצורה דיכוטומית את המוצרים במשק לסחירים ובלתי סחירים. בסופו של דבר, אם נציע לו מחיר אטרקטיבי מספיק, קבלן הבניין יסכים להוביל את הבית שבנה לארץ אחרת, ולהבדיל, אם המחירים שגובים במספרות יהיו גבוהים להחריד, ייתכן אפילו שלצרכנים יהיה כדאי לנדוד ליבשת אחרת כדי להסתפר. הגדרת הסחירות תלויה אם כן ביחס בין מחיר המוצר לבין עלות ההובלה שלו, ואכן, בשנים האחרונות אנו עדים להרבה סוגי שירותים אשר נחשבו בעבר לבלתי סחירים, וכיום הם נסחרים מארץ לארץ. על פי רוב, מקובל להתייחס לענפי התעשייה והחקלאות כאל סחירים, ואל ענפי השירותים והבניין כאל ענפים בלתי סחירים. בעיה נוספת עלולה לנבוע מכך שמודדים את מחירי המוצרים הסחירים לצדכן:<sup>15</sup> המחיר לצרכן כולל בתוכו גם מרכיב של שירותים מקומיים בלתי סחירים, והוא מושפע ממיסים מקומיים.<sup>16</sup>

## 2.6 יחס מחירי היבוא והיצוא

המדד אחרון שנציג כאן מחשב את שער החליפין הריאלי כיחס בין מחירי היבוא למחירי היצוא של המשק. מדד זה הוא למעשה הופכי ל"מדד תנאי הסחר" (Terms of Trade, TOT):

$$16) \text{TOT} = \frac{P_X}{P_{IM}}$$

הקשר בין תנאי הסחר לבין שער החליפין הריאלי ניתן (Hinkle and Nsengiyumva, 1999a), למשל, על ידי שער החליפין הריאלי כפי שהוא מוגדר במודל Fleming-Mundell. במודל זה מניחים שבכל משק מייצרים מוצר יחיד, אשר משמש לצריכה מקומית ולייצוא, וצורכים שני מוצרים תחליפיים: את המוצר המקומי ואת מוצר חו"ל המיובא. המוצר המקומי מתחרה עם מוצר חו"ל במשק המקומי כמו גם במשק חו"ל. שער החליפין הריאלי מחושב בעזרת מדד מחירי התוצר, והיות והתוצר המקומי הוא מוצר היצוא, בעוד התוצר של חו"ל הוא מוצר היבוא, הרי ששער החליפין הריאלי הוא ההופכי של תנאי הסחר:

$$17) R = E \frac{P_{GDP}^*}{P_{GDP}} = E \frac{P_{IM}^*}{P_X} = \frac{P_{IM}}{P_X} = \frac{1}{\text{TOT}}$$

<sup>14</sup> בעולם של שני משקים, פחות בשער החיצוני של משק אחד הוא בהכרח ייסוף בשער החיצוני של המשק האחר. היכולת לכתוב את המשפט האחרון מבלי להיגרר לאמירה אבסורדית נובעת מעצם הגדרת היחס בין מחירי המוצרים הסחירים והבלתי סחירים כשער חליפין פנימי.

<sup>15</sup> יעקב לביא ממחלקת המחקר של בנק ישראל האיר את עיניי לסוגיה זו.

<sup>16</sup> בן בסת (1989) הציעה מדדים למחירי המוצרים הסחירים והבלתי סחירים המשלבים בין מדד המחירים לצרכן לבין מחירי השימושים האחרים במשק. העבודה גם סוקרת לעומק את סוגיית חלוקת המוצרים לסחירים ובלתי סחירים.

מסקנה זו מנוגדת במידה מסוימת לאינטואיציה, שכן שיפור בתנאי הסחר פירושו ייסוף ריאלי (Dornbusch, 1980), כלומר פגיעה בכושר התחרותיות של המשק ובחשבון השוטר. ניתן ליישב ניגוד זה באופן הבא: שיפור בתנאי הסחר משמעותו התייקרות של המוצרים בהם המשק מתמחה, לעומת הוזלה של המוצרים אותם המשק מעדיף לייבא. אם נחזיק את כמויות הייצוא והיבוא קבועות<sup>17</sup>, הרי ששיפור כזה בוודאי יביא לשיפור בחשבון השוטר במונחים שוטפים שוטפים. ואולם, אם נניח שהמסחר של המשק מתאפיין במוצרים שלהם תחליפים רבים, קרי, המשק עומד מול ביקוש והיצע שאינם גמישים לחלוטין למוצרי הסחר שלו, הרי שהתייקרות מוצרי הייצוא (הוזלת מוצרי היבוא) מקטינה את התמריץ של תושבי חו"ל לקנות אותם (מגדילה את התמריץ של תושבי המשק לקנות אותם) ופוגעת בכושר התחרותיות של המשק. שיפור בתנאי הסחר אמנם משפר את המצב של המשק במובן שהוא מגדיל את כוח הקנייה-תושבי המשק יכולים לרכוש יותר מוצרי יבוא תמורת פחות מוצרי יצוא. שיפור בכוח הקנייה, כזכור, משמעותו ייסוף ריאלי, עם כל ההשלכות לגבי כושר התחרותיות.

### 3. שער החליפין הביילטרלי והאפקטיבי.

#### 3.1 חישוב משקלות.

לאחר שהגדרנו את המדדים השונים לשער החליפין הריאלי, עלינו להבדיל בין שער החליפין הביילטרלי לבין שער החליפין האפקטיבי. השער הביילטרלי מודד את מידת התחרותיות של המשק מול משק יחיד אחר, וצורת החישוב שלו היא טריוויאלית. השער האפקטיבי מודד את התחרותיות של המשק מול כל שותפות הסחר שלו, ולכן הוא מהווה ממוצע משוקלל<sup>18</sup> של שערי החליפין הריאליים של המשק מול כל שותפות הסחר:

$$18) R = \prod_{j=1}^n \left( \frac{E_j P_j}{P} \right)^{w_j}$$

כאשר  $j = 1, 2, \dots, n$  הן שותפות הסחר,  $w_j$  הוא משקלה של מדינה  $j$  במסחר של המשק המקומי כך ש- $\sum_j w_j = 1$ ,  $P$  הוא מדד המחירים בו משתמשים לניכוי שער החליפין.

סוגיה חשובה נוגעת לשיטת חישוב המשקלות. בספרות נעשה שימוש בשתי גישות לעניין זה: האחת היא הגישה הביילטרלית, והשנייה היא גישה הלוקחת בחשבון גם תחרות בשווקים שלישיים<sup>19</sup>. הגישה הביילטרלית נותנת לכל אחת משותפות הסחר משקל לפי החלק היחסי שלה ביצוא, ביבוא, או בסך המסחר הבינ"ל של המשק המקומי על פי העניין:

<sup>17</sup> בדומה להנחת ה-"J Curve" של Lerner, על פיה בטווח הקצר גמישויות הביקוש של היבוא והיצוא קרובות לאפס.  
<sup>18</sup> בדרך כלל משתמשים בממוצע גיאומטרי, היות וממוצע אריתמטי עשוי להיות רגיש לשנת הבסיס כאשר מחשבים את שיעורי השינוי בו מתקופה לתקופה.  
<sup>19</sup> גישות אחרות מחשבות שערי חליפין אפקטיביים (לאו דווקא ריאליים) גם בהתחשב בתנועות ההון (כמו למשל סל המטבעות הנהוג בישראל), הרכב החוב וכו'. לדוגמאות נוספות ראה (Chinn (2002).

$$19) w_j = \frac{X_j}{\sum_{j=1}^n X_j} \quad \text{or} \quad \frac{IM_j}{\sum_{j=1}^n IM_j} \quad \text{or} \quad \frac{X_j + IM_j}{\sum_{j=1}^n (X_j + IM_j)}$$

כאשר  $X_j$  הוא סך הייצוא של המשק המקומי למשק  $j$ ,  $IM_j$  הוא סך היבוא של המשק המקומי ממשק  $j$ . יתרונה של השיטה הביטורלית הוא בכך שהיא מדגישה את האפקט המידי של שינוי בשער החליפין בין שני מטבעות על המסחר בין שתי מדינות אלו, ולכן היא צפויה להיות יעילה יותר לניתוח שינויים בהיקפי המסחר בטווח הקצר. עם זאת, שיטה זו מתעלמת מהתחרות שמתקיימת בין יצרנים משתי מדינות בשוק הנמצא במדינה שלישית. אם למשל יצרנים מישראל מייצאים סחורה לצרפת, הרי שהם מתחרים עם היצרנים הצרפתיים בצרפת. עם זאת, אם יצרנים משני המשקים מוכרים גם בסין למשל, הרי שהתחרות בין היצרנים הישראליים ליצרנים הצרפתיים אינה מתרחשת רק בצרפת, אלא גם בסין. פיחות במטבע של ישראל לעומת של צרפת ישפיע חיובית על המאזן המסחרי של ישראל עם צרפת, אבל גם על המאזן של ישראל עם סין, משום שהוא ישפר את כושר התחרותיות של יצרנים ישראלים כנגד יצרנים צרפתיים בסין. לכן, המשקל של המטבע של צרפת בשער החליפין האפקטיבי של ישראל צריך לקחת בחשבון גם את התחרות בשוק השלישי - בסין. התייחסות לסוגיה זו ניתנת על ידי שימוש במשקלות מולטילטרליות, אותן ניתן לחשב באופן הבא:

$$20) w_j = \frac{\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^n (X_j^k + IM_j^k)}{\sum_{j=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^n (X_j^k + IM_j^k)}$$

כלומר, המשקל של צרפת בשער החליפין האפקטיבי של ישראל (ובמקרה זה, גם של כל מדינה אחרת למעט צרפת) שווה לחשיבות היחסית של משקל צרפת במסחר העולמי, או לסך המסחר הבינ"ל של משקל צרפת כשהוא מחולק בסך כל המסחר הבינ"ל העולמי. גם לגישה זו יש חסרונות, אחד מהם נובע מכך שהיא רגישה מאוד להגדרות של מסחר כפנים ארצי או כבין לאומי. למשל, כשמחשבים את שער החליפין האפקטיבי של ארה"ב בגישה מולטילטרלית, העובדה שהולנד ובלגיה סוחרות בהיקפים נרחבים אחת עם השניה נותנת לשתייהם יחד משקולת גדולה יותר מאשר לקנדה, שהיא שותפת הסחר הגדולה ביותר של ארה"ב. התייחסות לשתי המדינות האלו כגוש אחד הייתה מורידה משמעותית את משקל גוש זה. בדומה, משקלן של מדינות אירופה במדד הביטורלי הוא 30%, ובמדד המולטילטרלי משקל זה עולה ל-59.6% (Rosensweig, 1987).

### 3.2 הגישה המולטיטרלית לחישוב משקלות.

ה-IMF, כמו גם גופים גדולים אחרים (לרשימה ראה Chinn, 2004b), משתמשת בשיטת חישוב משקלות מולטיטרלית מורכבת יותר. שיטה זו פותחה לראשונה ע"י McGuirk (1986). ההצגה אצל Leahy (1998) פשוטה להבנה ונסתמך עליה להלן.

נניח שרוצים למצוא את המשקולת של צרפת בשער החליפין האפקטיבי של ישראל,  $W_{IS,FR}$  ונניח שיש בעולם  $j$  מדינות, שבתוכן גם ישראל וצרפת. משקולת זו נתונה על ידי:

$$21) W_{IS,FR} = \sum_j x_{IS,j} m_{j,FR}$$

כאשר  $x_{IS,j}$  הוא שיעור המוצרים שמיוצרים בישראל ונמכרים ב- $j$  מתוך כל המוצרים שמיוצרים בישראל (כולל אלה שנמכרים בישראל),  $m_{j,FR}$  הוא שיעור המוצרים שמיוצרים בצרפת ונמכרים ב- $j$  מתוך כל המוצרים שנמכרים ב- $j$  (כולל אלו שמיוצרים ב- $j$ ). ביטוי זה הוא אם כן ממוצע משוקלל של החשיבות של צרפת בכל השווקים בעולם, כשהמשקל של כל שוק בממוצע ניתן על פי חשיבות השוק עבור ישראל.<sup>20</sup>

נגדיר:  $\mu_{j,FR}$  הוא שיעור היבוא מצרפת בסך הייבוא של  $j$ .  $\varepsilon_{IS,j}$  הוא שיעור הייצוא ל- $j$  בייצוא של ישראל. ביטויים אלו מקיימים תמיד את הקשר הבא:

$$22) \mu_{j,FR} = \frac{m_{j,FR}}{1 - m_{j,j}}$$

נוכיח קשר זה:

$$23) \mu_{j,FR} = \frac{\text{imports to } j \text{ from france}}{\text{imports to } j \text{ from world}} = \frac{\text{total sales in } j}{\text{total sales in } j} = \frac{m_{j,FR}}{1 - m_{j,j}}$$

כלומר, שיעור היבוא מצרפת בסך היבוא של  $j$ , שווה ליבוא של  $j$  מצרפת מחולק בסך היבוא של  $j$ . נחלק מונה ומכנה של ביטוי זה בסך המוצרים הנמכרים ב- $j$ , ואז נקבל במונה את שיעור המוצרים שמיוצרים בצרפת ונמכרים ב- $j$  מתוך סך המוצרים הנמכרים ב- $j$  ( $m_{j,FR}$ ) ובמכנה נקבל את שיעור המוצרים המיובאים ל- $j$  מתוך סך המוצרים הנמכרים ב- $j$  ( $1 - m_{j,j}$ ). באותו אופן מתקיים הקשר הבא:

$$24) \varepsilon_{IS,j} = \frac{x_{IS,j}}{1 - x_{IS,IS}}$$

<sup>20</sup> הביטוי  $x_{j,j}$  יהיה שווה לביטוי  $m_{j,j}$  רק אם במדינה  $j$  היבוא שווה ליצוא, ואז סך המוצרים המיוצרים במדינה שווה לסך המוצרים הנמכרים במדינה.

נוציא מתוך הסכום במשוואה 23 את המחברים בהם  $j$  מייצגת את ישראל ואת צרפת, ונקבל ביטוי המורכב ממשקולת ייבוא בילטרלית, משקולת ייצוא בילטרלית, ומשקולת ייצוא מולטילטרלית המבטאת תחרות בין ישראל לצרפת בשווקים שלישיים:

$$25) W_{IS,FR} = x_{IS,IS}m_{IS,FR} + x_{IS,FR}m_{FR,FR} + \sum_{\substack{j \neq IS \\ j \neq FR}} x_{IS,j}m_{j,FR}$$

במחבר הראשון (בו  $j$  היא ישראל) ניתן ביטוי לתחרות של הייבוא מצרפת במוצרים הנמכרים בישראל. במחבר השני (בו  $j$  היא צרפת) ניתן ביטוי לתחרות של הייצוא של ישראל במוצרים הנמכרים בצרפת. המחבר השלישי (בו  $j$  הן כל המדינות בהן ישראל וצרפת מתחרות) ניתן ביטוי לתחרות בין ישראל וצרפת במכירת מוצרים בכל השווקים השלישיים. נשים לב שלגבי מדינה עמה אין ישראל סוחרת בכלל (נניח איראן), המשקולת שישראל מקנה לה ( $W_{IS, IRAN}$ ) אינה אפס: שני המחברים הראשונים אמנם יתאפסו, אך המחבר השלישי לא יתאפס, כי אין בו ביטוי למסחר ישיר בין ישראל ואיראן, אלא רק לתחרות בין מוצרי איראן וישראל בשווקים שלישיים<sup>21</sup>.

באמצעות שימוש במשוואות 24, 26 ניתן לבטא את משוואה 27 באופן הבא:

$$26) W_{IS,FR} = x_{IS,IS}(1 - m_{IS,IS})\mu_{IS,FR} + (1 - x_{IS,IS})m_{FR,FR}\varepsilon_{IS,FR} + (1 - x_{IS,IS}) \sum_{\substack{j \neq IS \\ j \neq FR}} \varepsilon_{IS,j}\mu_{j,FR}(1 - m_{j,j})$$

או, אם נסדר מחדש את הביטוי:

$$27) W_{IS,FR} = (1 - m_{IS,IS})x_{IS,IS}\mu_{IS,FR} + (1 - x_{IS,IS})m_{FR,FR}\varepsilon_{IS,FR} + (1 - x_{IS,IS}) \sum_{\substack{j \neq IS \\ j \neq FR}} (1 - m_{j,j})\varepsilon_{IS,j}\mu_{j,FR}$$

נשים לב שהמחבר האחרון כולל בתוכו ממוצע משוקלל של חשיבות הייבוא מצרפת בכל השווקים השלישיים, כשהשקלול מתבצע על פי החשיבות של שווקים אלו בייצוא הישראלי. נסמן ממוצע זה:

$$28) \tau_{IS,FR} = \sum_{\substack{j \neq IS \\ j \neq FR}} \varepsilon_{IS,j}\mu_{j,FR}$$

על מנת לשקלל את שלושת המרכיבים של המשקולת, קרי,  $\tau_{IS,FR}$ ,  $\eta_{IS,FR}$ ,  $\varepsilon_{IS,FR}$  יש צורך בנתונים לגבי הביטוי  $m_{j,j}$  לכל המדינות, אשר מופיע במחבר האחרון. היות ונתונים כאלו אינם זמינים על בסיס קבוע, ננקטת גישה אופרטיבית, על פיה, מדדי הייצוא והייבוא משוקללים במשקל שווה של 50%, ושני מדדי הייצוא משוקללים ביניהם במשקל שווה של 50%. כמו כן, מחלקים את כל אחד מהמחברים בביטוי  $\tau_{IS,FR}$  על ידי הביטוי  $1 - \mu_{j,IS}$ . חלוקה זו היא מעין נירמול המוודא שסכום המשקלות במדד שער החליפין הריאלי של ישראל יהיה שווה לאחד. נסמן, אם כן:

<sup>21</sup> בפועל מחשבים משקלות רק עבור מדינות שהן אכן שותפות סחר.



$$\tau'_{IS,FR} = \sum_{\substack{j \neq IS \\ j \neq FR}} \frac{\varepsilon_{IS,j} \mu_{j,FR}}{1 - \mu_{j,IS}}$$

אם כך:

$$29) W_{IS,FR} = \frac{1}{2} \mu_{IS,FR} + \frac{1}{2} \left( \frac{1}{2} \varepsilon_{IS,FR} + \frac{1}{2} \tau'_{IS,FR} \right)$$

בנספח 1 מוצגת דוגמה מספרית לחישוב המשקלות בגישה זו.

### 3.3 תדירות עדכון המשקלות.

נקודה נוספת המצריכה התייחסות נוגעת לבחירת התקופה שתייצג את המסחר הבין לאומי לשם חישוב המשקלות. לעניין זה נהוגות שתי שיטות: האחת משתמשת במשקלות סטטיות, כלומר, בוחרים תקופה (רצוי של יותר משנה אחת) מייצגת, שוקלים את המסחר הבין לאומי בשנה זו, ומשתמשים במשקלות מכאן ואילך. חסרונה של שיטה זו הוא בכך שלעיתים דפוסי המסחר עשויים להיות מאוד דינמיים, ולאחר מספר שנים המשקלות יהפכו לא רלוונטיות. Hinkle and Nsengiyumva (1999a) מראים ארבע סדרות של שער החליפין הריאלי עבור חוף השנהב. בשלוש מהן נעשה שימוש במשקלות שחושבו בשנים 85-80, וברביעית המשקלות חושבו בשנת 1993. בין השנים 1985 ל-1993 המסחר עם מדינות אפריקאיות גדל ב-16 נקודות אחוז, על חשבון המסחר עם מדינות מפותחות. הדבר מתבטא בהפרש של עשרות אחוזים בין שער החליפין הריאלי שמחושב לפי משקלות שנות השמונים לבין השער שמחושב לפי משקלות 1993. שיטה אחרת משתמשת במשקלות דינאמיים: משקלות המחושבים כל שנה או כממוצע נע של מספר תקופות. גם לשיטה זו יש חסרון: שינוי של המשקלות על פני הזמן עשוי להביא לשינוי במדד של שער החליפין הריאלי המחושב, גם אם לא היה כל שינוי בשערי החליפין או ברמות המחירים. כמו כן, נתוני המסחר הבינ"ל מתפרסמים בפיגור, ועל כן יהיה ניתן לחשב את המשקלות עבור שנה מסוימת רק לקראת מחצית השנה שלאחריה.<sup>22</sup>

## 4. חישוב מדדי שער החליפין הריאלי.

### 4.1 חישוב המשקלות

על סמך סקירת המדדים דלעיל חישבנו חמישה מדדים לשער החליפין הריאלי של ישראל בשנים 1995-2003, מתוך כוונה להמשיך ולייצר מדדים אלו באופן שוטף.<sup>23</sup> ראשית יש לחשב את מערכת המשקלות לפיהן ישוקללו המדינות המשתתפות בחישוב המדדים. על פי הקריטריון של ה-Federal Reserve<sup>24</sup>, החלטנו שמדינה תשתתף במדד במידה והמסחר שלה עם ישראל מהווה חצי

<sup>22</sup> ה-Federal Reserve מתקן לפיכך את סדרות שער החליפין האפקטיבי שלו שלוש פעמים בשנה (Leahy, 1998).

<sup>23</sup> בנספח 3 ניתן למצוא סקירה של המדדים לשער החליפין הריאלי הקיימים בישראל.

<sup>24</sup> ראה Leahy (1998)

אחוז ומעלה מהיבוא או מהיצוא של ישראל.<sup>25</sup> שלושים ושלוש מדינות ענו על קריטריון זה, ולגביהן הופעלה שיטת חישוב המשקלות שתוארה בסעיף 3.2 לעיל. חישבנו את המשקלות לכל אחת מהשנים 1995-2003 בנפרד, אולם בחרנו לחשב את המדדים לפי המשקלות הממוצעות לשנים 1999-2001.<sup>26</sup> המשקלות מפורטות בטבלה 2, כשלשם השוואה מובאות גם המשקלות כשהן מחושבות בגישה הביטורלית של ייצוא + ייבוא, כמו בביטוי האחרון של משוואה 21 לעיל.

טבלה 2 : משקלות לחישוב מדדי שער החליפין הריאלי: ממוצע לשנים 1999-2001

מדינה	משקולת בגישה ביטורלית	משקולת בגישה מולטילטרלית	מדינה	משקולת בגישה ביטורלית	משקולת בגישה מולטילטרלית
ארה"ב	29.47%	24.04%	סינגפור	1.08%	1.49%
גרמניה	9.50%	9.89%	אירלנד	1.37%	1.43%
בריטניה	7.06%	6.75%	שוודיה	1.28%	1.39%
איטליה	5.88%	5.66%	מלאסיה	1.22%	1.18%
יפן	3.93%	5.42%	דרא"פ	1.14%	0.98%
הולנד	5.46%	5.19%	רוסיה	0.73%	0.92%
צרפת	4.65%	5.10%	ברזיל	1.00%	0.89%
בלגיה	3.24%	3.31%	פינלנד	0.84%	0.88%
קנדה	1.25%	3.02%	הודו	0.93%	0.87%
סין	1.98%	2.64%	אוסטרליה	0.81%	0.80%
ספרד	2.69%	2.46%	תאילנד	0.64%	0.80%
קוריאה	2.23%	2.39%	דנמרק	0.54%	0.63%
שווייץ	2.40%	2.32%	פיליפינים	0.64%	0.60%
הונג קונג	1.73%	2.19%	יוון	0.73%	0.59%
טיוואן	1.89%	2.04%	פולין	0.45%	0.43%
טורקיה	2.39%	1.93%	קפריסין	0.43%	0.28%
מקסיקו	0.44%	1.50%	סה"כ	100%	100%

בסך הכל, המסחר עם המדינות המשתתפות במדגם מהווה 86% מסך המסחר בסחורות של ישראל בשנים 99-01. מעניין לראות שאף מדינה מתפתחת לא עמדה לקריטריונים הדרושים על מנת להיכלל במדגם, והוא כולל רק משקים מתעוררים ומפותחים. כפי שניתן לראות, שיטת החישוב המולטילטרלית, אשר לוקחת בחשבון את התחרות של היצואנים הישראליים עם היצואנים מחו"ל גם בשווקים שלישיים, מקטינה בצורה משמעותית את המשקולת של ארה"ב – שעיימה ישראל סוחרת בהיקף רחב, אולם היא משק סגור יחסית- לטובת משקלות של מספר מדינות בעלות נפח מסחר בינ"ל גבוה, ביניהן קנדה, סינגפור, מקסיקו, יפן, סין והונג קונג. משקלות אלו מיושמות במלואן במדד המבוסס על מדד המחירים לצרכן. כפי שיפורט בהמשך, במדדים המתבססים על עלות יחידת עבודה ועל מחירי הייצוא לא ניתן היה להשיג נתונים עבור

<sup>25</sup> בשנים 1999-2001, בממוצע. כל נתוני המסחר הבין-לאומי שהשתמשנו בהם עוסקים במסחר בסחורות בלבד.  
<sup>26</sup> המדדים חושבו גם תוך שימוש במשקלות הממוצעות לכל התקופה וגם במשקלות דינמיות המשתנות משנה לשנה. ההבדלים בין השיטות השונות התבררו כזניחים.

כל 33 המדינות, ולכן המשקולות שוקללו מחדש כך שכל מדינה מקבלת כעת את החלק היחסי שלה בסך המשקולות של המדינות שעבורן קיימים נתונים<sup>27</sup>.

## 4.2 המדדים המחושבים.

טבלה 3 מפרטת מספר קריטריונים המאפיינים את המדדים שחישבנו.

טבלה 3: מאפיינים טכניים למדדי שער החליפין הריאלי

שימוש במדד	מדינות משוקללות במדד	תדירות	מחושב לפי:	מדד שער"ח ריאלי
✓	33	חדשית	מדד המחירים לצרכן	CPI
✗	24	רבעונית	מחירי היצוא	UVX
✓	17	חדשית	עלות יחידת העבודה	ULC
✗	✗	רבעונית	מחירי יבוא מחולקים במחירי היצוא	PIM_PX
✗	✗	חדשית	מחירי הסחירים מחולקים במחירי הבלתי סחירים	PT_PN

הערות:

- א. בנספח הנתונים מצויים פרטים על מקור הנתונים ואופיים.
- ב. שימוש בשער החליפין הנומינלי, פירושו שמדדי המחירים בארץ ובח"ל מוכפלים בשער החליפין של כל מדינה (ושל ישראל) עם דולר ארה"ב, וכך למעשה יחסי המחירים מחושבים במונחי דולר ארה"ב. נתוני UVX נתונים בדולרים לכל המדינות, ולכן אין במדד זה שימוש בשער החליפין הנומינלי. במדד  $P_{IM}/P_X$  הנתונים (מונה ומכנה) הם בשקלים.
- ג. המדדים  $P_T/P_N, P_{IM}/P_X$  מחושבים לפי נתונים ישראליים בלבד.
- ד. כל המדדים נורמלו כך שהתצפית הראשונה של 1995 שווה 1.

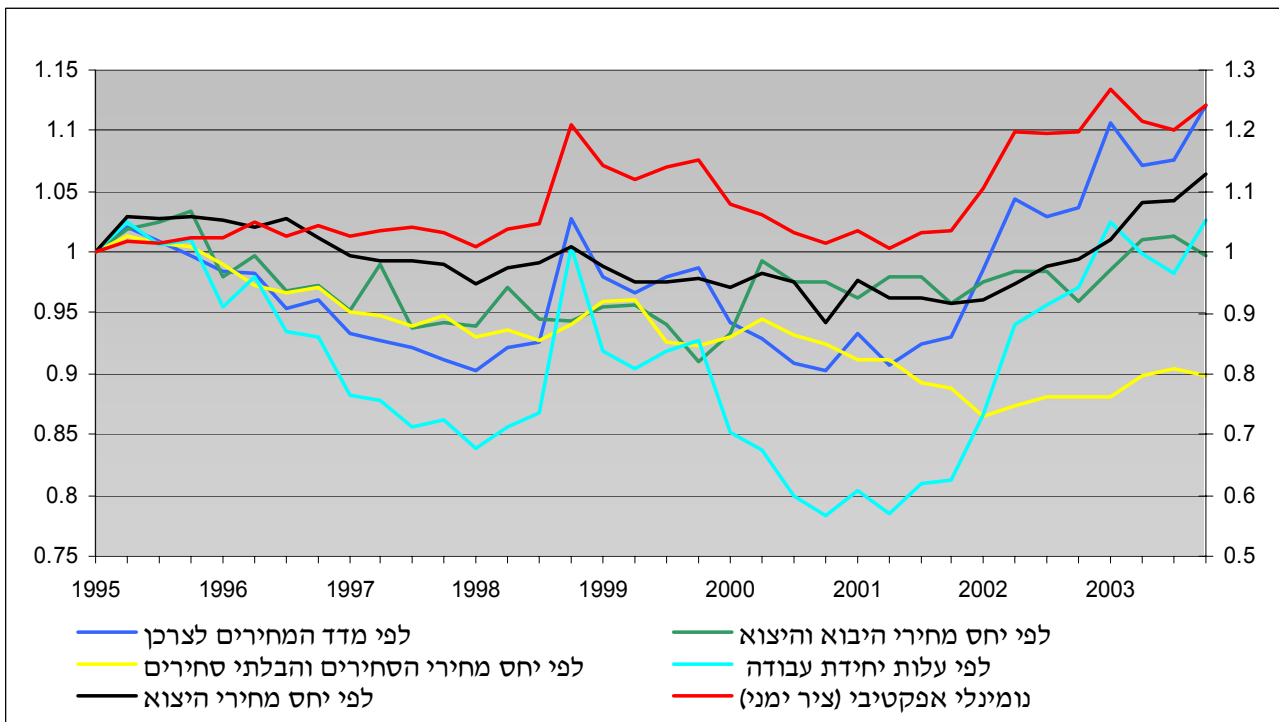
מחישוב המדד לשער החליפין הריאלי לפי מדד המחירים לצרכן מתקבל תוצר נוסף, אותו ניתן לכנות "שער החליפין הנומינלי האפקטיבי":

$$NOM\_EFF = \prod_{j=1}^n \left( \frac{E_{sheqel/us\$}}{E_{j/us\$}} \right)^{w_j}$$

ביטוי זה הוא שלמעשה כופל את יחס של מחירי שותפות הסחר למחירי ישראל במדד שער"ח ריאלי לפי CPI. זהו מעין מדד אלטרנטיבי ל"סל המטבעות" המשמש בישראל, כאשר הוא משקלל את שערי החליפין הצולבים של השקל מול מטבעות אחרים על פי משקלות הסחר שחישבנו לעיל. באיור הבא מוצגים חמשת מדדי שער החליפין הריאלי והמדד הנומינלי:

<sup>27</sup> לרשימת המדינות המשתתפות במדד ULC ובמדד UVX ראה נספח 2.

איור 1: מדדי שער החליפין הריאלי (רבעון ראשון 1995 = 1).



באופן כללי המתאם בין המדדים נמוך למדי. בטבלה 4 ניתן לראות שהמדדים שחושבו תוך שימוש בשער החליפין הנומינלי (ULC ו-CPI) מתואמים עמו ברמה גבוהה יחסית לאחרים, ובהתאם, הם מתואמים בינם לבין עצמם. מתאם גבוה נרשם גם בין המדד PT\_PN לבין המדד UVX, וזאת לעומת מתאמים שליליים בין המדד PT\_PN למדד CPI.

טבלה 4: מקדמי המתאם בין מדדי שער החליפין הריאלי

	CPI	PIM_PX	PT_PN	UVX	ULC	NOM_EFF
CPI	1.00					
PIM_PX	0.46	1.00				
PT_PN	-0.09	0.25	1.00			
UVX	0.57	0.54	0.59	1.00		
ULC	0.91	0.46	0.28	0.76	1.00	
NOM_EFF	0.75	-0.01	-0.57	0.05	0.51	1.00

ניתוח חלקי של תקופת המדגם (טבלה 5) חושף התנהלות שונה במקצת: עד הרבעון השלישי של שנת 1998 (אז התרחש פיחות נומינלי משמעותי) כל המדדים של שער החליפין הריאלי נעים בצורה מתואמת למדי, כאשר מקדמי המתאם נעים בתחום 0.8-0.99. תקופה זו מאופיינת ע"י ייסוף ריאלי לעומת פיחות נומינלי, ולכן השער הנומינלי מתואם שלילית עם המדדים הריאליים.

	CPI	PIM_PX	PT_PN	UVX	ULC	NOM_EFF
CPI	1.00					
PIM_PX	0.88	1.00				
PT_PN	0.97	0.87	1.00			
UVX	0.92	0.81	0.92	1.00		
ULC	0.99	0.89	0.97	0.93	1.00	
NOM_EFF	-0.41	-0.33	-0.51	-0.23	-0.39	1.00

הסבר חלקי להתנהלות השונה של המתאמים בתת תקופה זו עשוי לנבוע מהשינוי בסביבה המוניטרית שחל בסוף 1998. מצד אחד שיעור האינפלציה ירד לסדרי הגודל של המדינות המפותחות, ומצד שני שער החליפין הנומינלי התרחק מהגבול התחתון של רצועת הניוד והפך במידה מסוימת נייד יותר. כתוצאה מכך, הגורם העיקרי לשונות במדדים CPI ו-ULC החל מתקופה זו הוא שער החליפין הנומינלי (בתקופה 1998:4 - 2003:4 המתאם בין מדדים אלו לבין הממד הנומינלי הוא 0.97 ו-0.99 בהתאמה). ממצא זה מדגיש את הצורך במעקב על פני הזמן אחר מדדים שונים, אשר מכסים צדדים שונים של ההתפתחות בשער החליפין הריאלי.

#### 4.3 ניתוח המדדים

על פי הגישה המוצגת במשוואה 18 לעיל, ניתן להציג את התרומה של כל מדינה לסך השינוי בשער החליפין הריאלי. אם נפרק את משוואה 18 לשיעורי השינוי נקבל (בקירוב):

$$\hat{R} = \sum_{j=1}^n w_j \hat{R}_j$$

כאשר (30)

$$R_j = \frac{E_j P_j}{P}$$

בטבלה 6, לדוגמה, חילקנו את המדינות המשתתפות בממד לפי CPI<sup>28</sup> לארבע קבוצות: ארה"ב, גוש האירו, שאר מדינות ה-OECD, והמשקים המתעוררים. הטבלה מציגה את החלק שתרם השינוי בשער החליפין הריאלי מול כל קבוצה לסך השינוי בשער החליפין הריאלי של ישראל. כך ניתן לראות את השפעת התנודתיות בשער החליפין של האירו על שער החליפין הריאלי של ישראל: בשנים 1999-2000, למשל, הייסוף הריאלי בישראל נגרם בעיקר בשל היחלשות האירו בעולם, בעוד שבשנים 2001-2003 הפיחות הריאלי בישראל נגרם בעיקר עקב התחזקותו. בולטת במיוחד שנת 2003, שבה הייסוף הריאלי הקל מול ארצות הברית לא הצליח לאזן פיחות ריאלי בעיקר מול גוש האירו, כמו מול הגושים האחרים.

<sup>28</sup> ניתן כמובן לבצע ניתוח דומה למדדים לפי UVX ולפי ULC.

טבלה 6: פירוק השינוי (מדצמבר לדצמבר) בשער החליפין הריאלי של ישראל (לפי CPI) לפי קבוצות מדינות: 1995-2003

התרומה לפיחות הריאלי בנקודות אחוז של:					
שאר מדינות OECD	גוש האירו	ארצות הברית	משקים מתעוררים	סך הפיחות הריאלי	השנה
*(20%)	*(35%)	*(24%)	*(21%)		
-0.2	1.2	-0.5	1.1	1.7	1995
-1.0	-2.4	-0.4	-0.3	-4.2	1996
-0.9	-3.6	0.6	-1.7	-5.7	1997
2.6	5.8	2.6	2.6	13.5	1998
0.3	-4.6	0.4	-0.2	-4.1	1999
-1.8	-3.8	0.2	-0.7	-6.1	2000
-0.2	1.7	1.2	-0.2	2.5	2001
2.7	7.0	1.3	1.6	12.7	2002
2.2	6.0	-0.7	0.8	8.4	2003

\* בסוגריים: משקל הגוש במדד

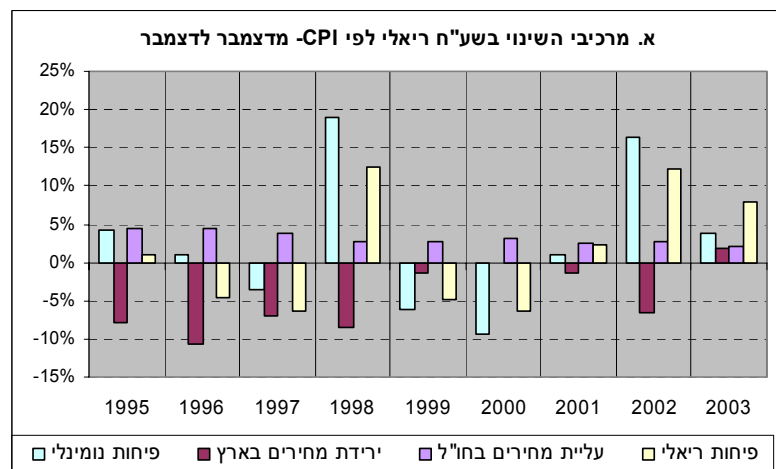
ניתן גם לנתח את מרכיבי השינוי בשער החליפין הריאלי כסכום השנויים ביחסי המחירים המרכיבים את השער (בקירוב). לדוגמה, במדד לפי CPI,

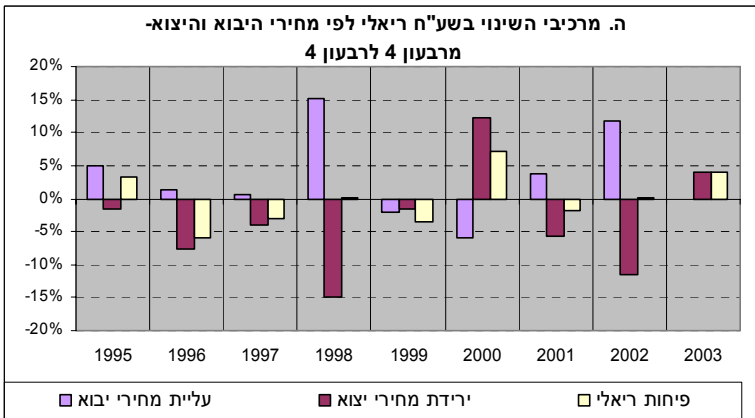
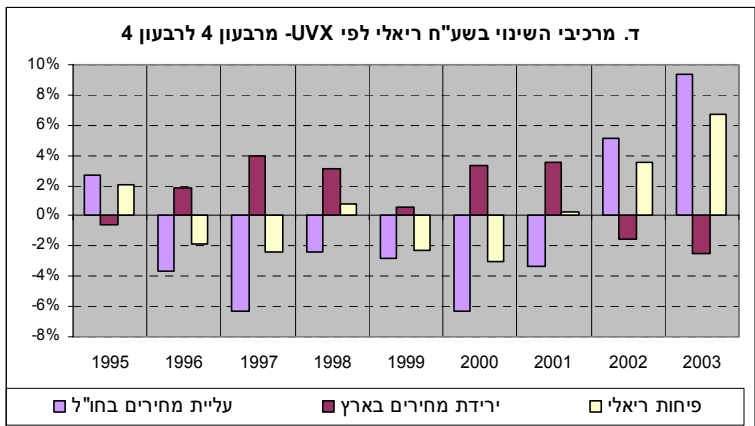
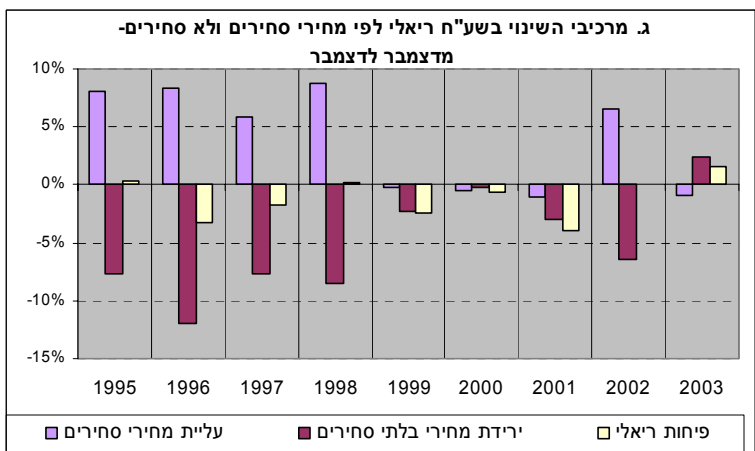
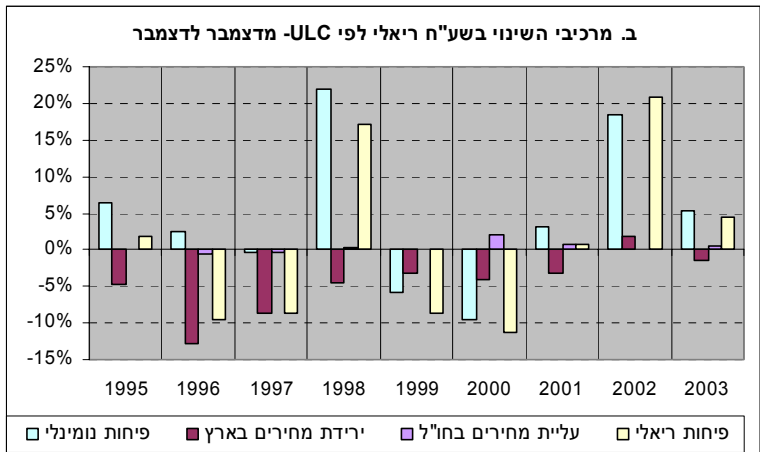
$$R = E \frac{P^*}{P}, \quad \hat{R} = \hat{E} + \hat{P}^* - \hat{P} = \hat{E} + \hat{P}^* + (-\hat{P})$$

או למשל במדד לפי יחס המחירים סחירים/לא סחירים,  $\hat{R} = \hat{P}_T - \hat{P}_N = \hat{P}_T + (-\hat{P}_N)$ ,  $R = \frac{P_T}{P_N}$ ,

וכן הלאה. התרשימים הבאים מציגים את פירוק השינויים בשער החליפין הריאלי על פי גישה זו. יש לשים לב לכך שבכל שנה, העמודה המייצגת את "הפיחות הריאלי" הנה למעשה סכום (שתי או שלוש) העמודות האחרות, משום שהעמודה המייצגת את העלייה במחירים בארץ מוצגת בערכים שליליים (ירידת מחירים בארץ).

איור 2: פירוק השינוי (מדצמבר לדצמבר) במדדי שער"ח ריאלי למרכיביהם: 1995-2003





בשנת 1995 המדד לפי CPI כמעט לא השתנה (עלייה של 0.9%). בתרשים ניתן לראות שהדבר נובע מפיחות נומינלי (4.3%) ועליית מחירים בחו"ל (4.41%) שהתקזזו כמעט לחלוטין עם האינפלציה בישראל (7.93%). מנגד, הפיחות הנומינלי הגדול בשנת 1998 (18.9%) הותיר אחריו גם פיחות ריאלי (12.54%), כאשר אינפלציה של 8.61% אינה מקזזת את הפיחות הנומינלי. בשנים 1999-2000 האינפלציה בישראל נעצרה למעשה, ועליית המחירים בחו"ל היא זו שקיזזה במעט את הייסוף הנומינלי (6.16% ב-1999, 9.36% ב-2000<sup>29</sup>) בדרך לייסוף ריאלי של 4.82% (1999) ו-6.4% (2000). הפיחות הנומינלי הגדול (16.3%) שהחל עם הורדת הריבית בתחילת 2002 הביא בעקבותיו גם פיחות ריאלי של 12.16%, היות והוא התגלגל לאינפלציה של 6.5% בלבד. ירידת המחירים הנדירה של שנת 2003 הצטרפה לפיחות נומינלי ולעליית מחירים בחו"ל, שיחדיו רשמו פיחות ריאלי של 7.83%. בסך הכל ניתן לראות שהאינפלציה בחו"ל התנהלה במהלך התקופה במגמה יציבה מאוד של ירידה, מ-4.4% לשנה ב-1995 עד ל-2% בשנת 2003, בעוד שבארץ התנודתיות (ובכלל זה היפוך הסימן) היו גדולים בהרבה.

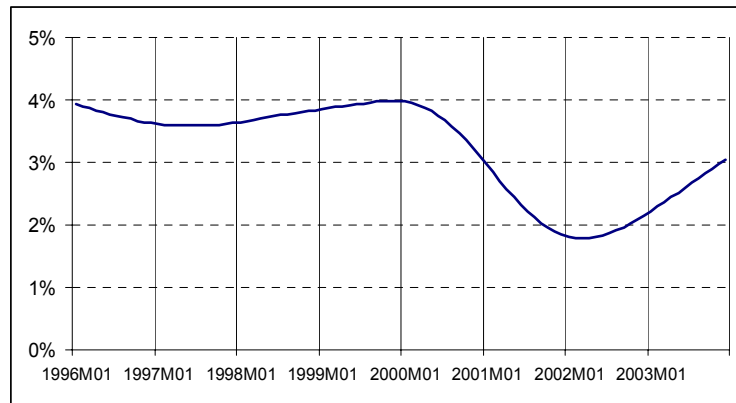
המדד לפי ULC מתאפיין בכך שבמדד העולמי של עלות העבודה כמעט שלא נרשמים שינויים על פני הזמן. הפיחות הריאלי נקבע אם כן על פי היחס בין השער הנומינלי לבין ההשתנות של עלות העבודה בישראל. בשנים 1996-1997, למשל, שער החליפין הנומינלי יציב, ולעומת זאת חלה עלייה בעלות העבודה, ולכן המדד מראה ייסוף ריאלי. בשנים 1999-2000 הייסוף הריאלי הוא תוצאה של שני הכוחות: ייסוף נומינלי המצטרף לעלייה בעלות העבודה. בשנים 1998, 2002 הפיחות הריאלי נגרם רובו ככולו בשל הפיחות הנומינלי.

המדד לפי מחירי המוצרים הסחירים והבלתי סחירים נמצא במגמת ירידה במהלך רוב התקופה. מגמה זו נובעת מעלייה של מחירי המוצרים הסחירים בשיעור מתון במעט יחסית למחירי הבלתי סחירים בשנים 1996-1997, ובשנים 1999, 2001 (עם ירידת האינפלציה לשיעורים מערביים) מירידה קלה במחירי הסחירים לעומת עלייה מתונה במחירי הבלתי סחירים. ב-2003 משתנה המגמה והמדד מתחיל לעלות כתוצאה מירידה במחירי הסחירים בשיעור גבוה משל הבלתי סחירים. ניתן לנסות להסביר מגמות אלו על פי איור 3 ועל פי השערת Samuelson – Balassa<sup>30</sup>: עד שנת 2001 הייסוף הריאלי שאותו מראה מדד זה הוא עקבי עם קצב גידול גבוה יחסית בפריון העבודה. הירידה בקצב הגידול בפריון החל מאמצע שנת 2000 מביאה לשינוי במגמת הייסוף הריאלי במדד החל משנת 2002, והופכת לפיחות חד יחסית ב-2003. הסתכלות על הפריון הכולל בסקטור העסקי (איור 7 להלן) תביא למסקנות דומות.

<sup>29</sup> הסתכלות על השער הנומינלי שקל/דולר הייתה מביאה למסקנות שונות: פיחות של 2 עשיריות אחוז ב-1999 וייסוף של 2.6% ב-2000. הייסוף הנומינלי האפקטיבי נובע אם כך מפיחות במטבעות של שאר השותפות במדד מול הדולר (ובעקבותיו מול השקל), למשל פיחות של 15% ב-1999 ו-12% ב-2000 בשער אירו/דולר.

<sup>30</sup> ראה סעיף 2.5 לעיל.





הערה: הסדרה חושבה לצורך בניית המדד לפי ULC והוחלקה ע"י שימוש ב-Hodrick Prescott Filter. ראה סעיף 2.3 לעיל.

המדד לפי UVX נמצא בירידה ברוב התקופה של 1996-2000. בסך הכל שני המרכיבים של המדד, מחירי היצוא של ישראל ומחירי היצוא של שותפות הסחר, נמצאים בירידה בשנים 1996-2001, כאשר ברוב השנים האלו הירידה במחירי היצוא של חו"ל חזקה מבארץ, מה שמביא לייסוף הריאלי. בשנת 2001 מגמה זו נעצרת, ובשנים 2002, 2003 ישנה עלייה במחירים הן של הייצוא הישראלי והן של היצוא של שותפות הסחר, כאשר הייצוא של שותפות הסחר מתייקר מהר יותר משל ישראל, ולכן נרשם פיחות ריאלי בשנים 2001-2003.

המדד לפי יחס מחירי היבוא והיצוא מתאפיין גם הוא בירידה ("שיפור בתנאי הסחר") במשך רוב התקופה. בשנים 1996-1997 ירידה זו נובעת מעלייה במחירי היצוא (במונחים שקליים) בקצב חד יותר מאשר מחירי היבוא. בשנים 1998, 2002 הפיחות הנומינלי ככל הנראה פועל על מחירי היבוא והיצוא השקליים באופן דומה, ולמעשה לא מותיר אחריו פיחות ריאלי במדד זה. בשנת 2000 יורדים מחירי היצוא בשיעור חד יותר ממחירי היבוא והדבר מביא לפיחות ריאלי של 7.17% בסוף השנה. במהלך שנת 2003 מחירי היבוא היו תנודתיים אולם בסיכום השנה הם כמעט שלא השתנו, ולעומתם מחירי היצוא ירדו והביאו לפיחות ריאלי ("הרעה בתנאי הסחר").

ממצאינו עד כה מראים שהדרכים השונות למדידת שער החליפין הריאלי אכן מצביעות על התנהלות שונה, ולו בחלק מתקופת המדגם. המדדים אשר חושבו תוך שימוש במדד שער החליפין הנומינלי מתואמים עם מדד זה ואחד עם השני, אולם נראה שהשינויים בשער הנומינלי אינם באים לידי ביטוי במדדים שלא מחושבים ישירות על פי השער הנומינלי.

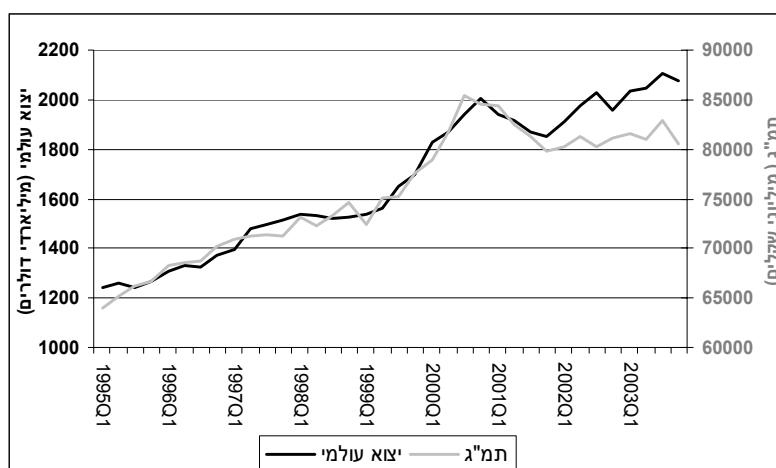


החליפין הביטורלי מול ארה"ב כשהוא מנוכה במדד מחירי התוצר. עבודה עדכנית (לביא ופרידמן, 2004) מציבה אף היא את שער החליפין (יחס מחירי היצוא לתוצר) בצד שמאל של המשוואה, אבל עושה זאת במסגרת מערכת שבה היצוא, היבוא ושער החליפין מתחלפים כמשתנה המוסבר. לביא ופרידמן מוצאים קואינטגרציה בין היצוא והיבוא בנפרד לבין שער החליפין הריאלי על פני תקופה ארוכה (1960-2002 בנתונים שנתיים, 1973-2002 בנתונים רבעוניים). כמו כן, כלולים במשוואות מספר משתנים נוספים, הנגזרים מהמודל התיאורטי המוצג בעבודה. העבודה הנוכחית נבדלת מעבודתם של לביא ופרידמן במספר מישורים: ראשית, פרק הזמן עליו משתרעת האמידה קצר בהרבה. שנית, האמידה כאן אינה מנסה להסביר את ההתפתחויות בשער החליפין הריאלי, אלא למצוא את השפעת שער החליפין הריאלי על רכיבי חשבון הסחורות והשירותים. שלישית, האמידה כאן נעשית באמצעות חמשת מדדי שער החליפין הריאלי, אשר הוצגו בחלקים הקודמים.

## 5.2 נתונים

בכלל העבודות המהפשות קשר בין היצוא והיבוא לבין שער החליפין הריאלי, המשתנים המסבירים הראשיים שישמשו לאמידת היצוא יהיו שער החליפין הריאלי ומשתנה המייצג את הביקושים העולמיים (סך יצוא הסחורות העולמי<sup>31</sup>), ואת היבוא יסבירו באותו אופן, שער החליפין הריאלי והתוצר המקומי הגולמי (איור 4). בשלב הראשון, חילקנו את חשבון הסחורות והשירותים לארבעה רכיבים עיקריים: יצוא ויבוא של סחורות (ללא יהלומים), ויצוא ויבוא של שירותים (איור 5)<sup>32</sup>. תקופת האמידה משתרעת על פני התקופה בה חישבנו את מדדי שער החליפין הריאלי בחלקים הקודמים של העבודה: 1995:1-2003:4 (נתונים רבעוניים). ניכנו עונתיות מכל נתוני היבוא, היצוא והתוצר. מבחני ADF לא הצליחו לדחות ברמת מובהקות של 10% לפחות את ההנחה שכל המשתנים הם בעלי שרש יחידתי ואינם סטציונריים (טבלה 7).

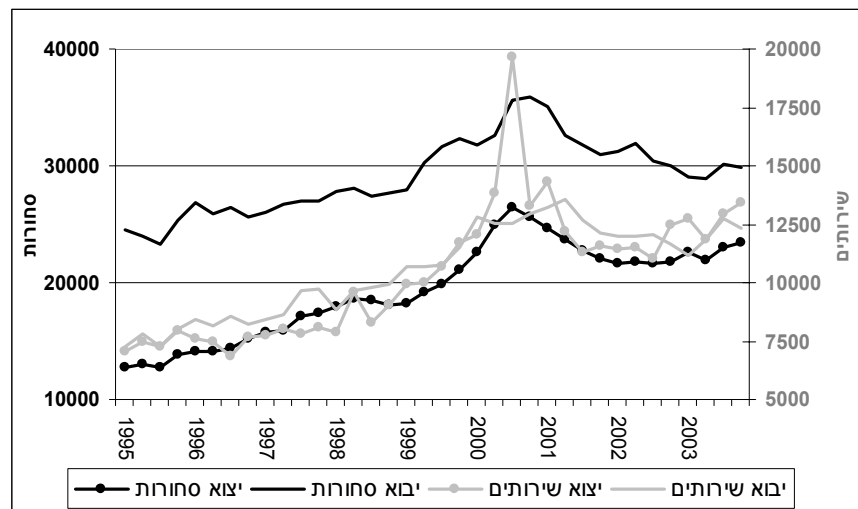
איור 4: היצוא העולמי והתמ"ג בישראל (מנוכי עונתיות) במחירי 1995:1-2003:4



<sup>31</sup> מתדיין הציע לנו להשתמש ביבוא של המדינות המתועשות במקום ביצוא העולמי. ואולם, שתי הסדרות האלו מתואמות ברמה של 99%.

<sup>32</sup> ניסינו להשתמש גם בתוצר לנפש כמשתנה הכנסה במשוואות היבוא. הדבר חייב לאמוד את היבוא במונחי תוצר במקום היבוא עצמו. התוצאות היו פחות טובות מבמשוואות רמת היבוא, בין השאר מכיוון שהיבוא במונחי תוצר הוא לעיתים סטציונרי, ומהווה בעיה באמידת קואינטגרציה. ניסיון לאמוד את התיירות הנכנסת בנפרד מיצוא שאר השירותים נכשל מסיבות דומות.

איור 5: חשבון הסחורות והשירותים (מנוכה עונתיות) במיליוני שקלים, מחירי 2000: 1995-2003



טבלה 7: מבחני ADF על המשתנים.

המשתנה	סימן	ערך סטטיסטי של ADF	רמת המובהקות של ADF
א. מדדי שער החליפין הריאלי			
לפי מדד המחירים לצרכן	CPI	-0.92	77%
לפי יחס מחירי היבוא והיצוא	PIM_PX	-2.30	18%
לפי יחס מחירי סחירים/לא סחירים	PT_PN	-1.91	32%
לפי עלות יחידת העבודה	ULC	-0.95	75%
לפי יחס מחירי היצוא	UVX	-0.85	79%
לפי יחס מחירי יצוא – ענפים מתקדמים	UVX <sup>H</sup>	1.49-	53%
ב. רכיבי חשבון הסחורות והשירותים (מנוכי עונתיות)			
יצוא הסחורות	EXG	-1.59	78%
יצוא השירותים	EXS	-2.55	30%
יבוא הסחורות	IMG	-1.09	92%
יבוא השירותים	IMS	-1.70	73%
יצוא סחורות: טכנ' עילית ומעורבת עילית*	EXGHIGH	-1.12	91%
יצוא סחורות למעט טכנ' עילית ומעורבת עילית*	EXGNOHI	-3.11	12%
ג. משתנים מסבירים נוספים (מנוכי עונתיות)**			
התוצר המקומי הגולמי	GDP	-1.23	89%
יצוא הסחורות העולמי	WEX	-2.83	20%
שיעור היצוא של סין למדינות התעשייתיות*	CHINA	0.74-	99%
פריזון הייצור הכולל בסקטור העסקי*	PROD	2.20-	21%

כל המשתנים (למעט שיעור היצוא של סין) בלוגים.

\* משתנים אלו ישמשו לאמידה בהמשך.

\*\* למעט הפריזון.

### 5.3 אמידה

#### הקשר ארוך הטווח

על פניו, ניתן היה לצפות שחלק מהמדדים יהיו סטציונריים. זהו למשל הממצא שהיה מתבקש מתוך תיאוריית ה-PPP, וגם לגבי תנאי הסחר של המשק היה ניתן לצפות שיחזרו לרמתם הממוצעת בטווח הארוך. בכל אופן, הממצא האמפירי שהמשתנים אינם סטציונריים מצריך אמידת קשר של קו-אינטגרציה. גישת אמידת הקו-אינטגרציה של אנגל וגרנג'ר<sup>33</sup> מחפשת קשר לינארי<sup>34</sup> בין המשתנים השונים המהווה למעשה את שיווי המשקל של הטווח הארוך. במידה והשאריות מהמשוואה הנאמדת הנן סטציונריות, הרי שפירוש הדבר שבטווח ארוך המערכת חוזרת אל הקשר הנובע מהמשוואות שנאמדו. בשלב השני, ניתן לאמוד את המשוואה על הפרשי המשתנים בפיגור, כאשר מוסיפים למשוואה גם את השאריות בפיגור ממשוואות הרמות. המקדם של שאריות אלו במשוואות השלב השני מכונה "error-correction term" והוא מלמד על מהירות החזרה של המערכת אל שיווי המשקל של הטווח הארוך. יש לציין, שאמידת קו-אינטגרציה על מדגם שאורכו תשע שנים בלבד אינה אופטימלית, ואולם לא ניתן לפתור בעיה זו במסגרת העבודה הנוכחית.

בשלב הראשון אמדנו אם כן את המשוואות הבאות:

31) $EXG_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 WEX_t + e_t$	משוואת יצוא הסחורות
32) $EXS_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 WEX_t + e_t$	משוואת יצוא השירותים
33) $IMG_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 GDP_t + e_t$	משוואת יבוא הסחורות
34) $IMS_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 GDP_t + e_t$	משוואת יבוא השירותים

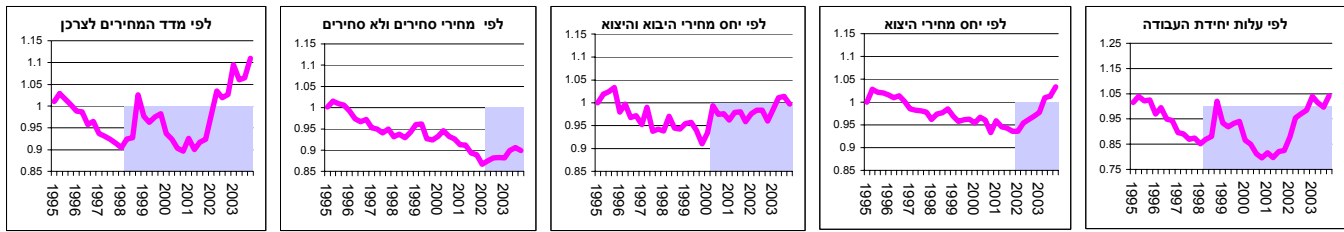
כאשר  $R^i$  ( $i = 1, 2, \dots, 5$ ) הם חמשת המדדים לשער החליפין הריאלי. מדובר, אם כן, בעשרים משוואות נפרדות, כאשר במשוואות 31-32 הסימנים הצפויים הם  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 > 0$ , ובמשוואות 33-34  $\beta_1 < 0$ ,  $\beta_2 > 0$ . מכל משוואה מתקבלת סדרה של שאריות, עליה נריץ מבחן  $ADF^{35}$  לבדיקת סטציונריות. בשלב זה הקשרים הקו-אינטגרטיביים של יבוא ויצוא הסחורות היו חלשים יחסית, ולכן עברנו לאמוד משוואות "cointegration with breaks": חילקנו כל אחד ממדדי שער החליפין הריאלי לשתי תקופות, המתאפיינות במגמה שונה על פני הזמן, והגדרנו לכל מדד של שער החליפין הריאלי משתנה דמי השווה 1 באחת התקופות ו-0 בשנייה (איור 6). משוואות 31-34 נאמדו, אם כן, מחדש, כאשר בכל משוואה נוסף משתנה הדמי המתאים כאחד המשתנים המסבירים.

<sup>33</sup> אמידה של חלק מהמשוואות בשיטת ג'והנסן לא סתרה באופן מהותי את המסקנות שהתקבלו מאמידת אנגל-גרנג'ר, אולם הייתה רגישה מאוד למספר הפיגורים ולכן נזנחה.

<sup>34</sup> היות והאמידה נעשית בלוגים, הרי שהמקדמים המתקבלים מהאמידה הם למעשה אומדים לגמישויות של הטווח הארוך.

<sup>35</sup> כאשר הערכים הקריטיים מתוקנים לאמידת מערכת אנגל-גרנג'ר.

איור 6: משתני דמי עבור מדדי שער החליפין הריאלי

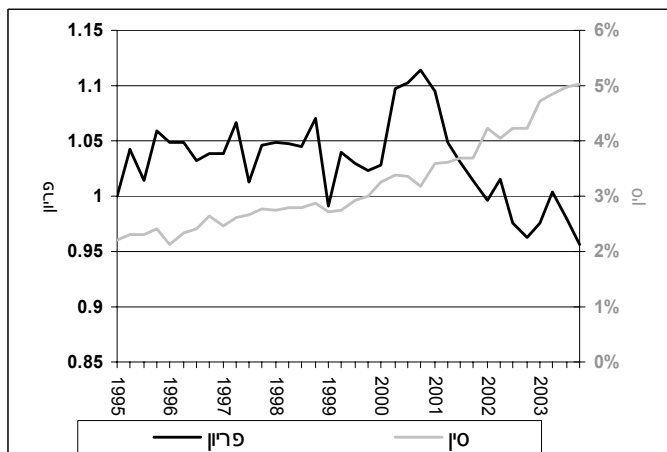


תוצאות האמידה<sup>36</sup> בשלב זה נחלקו לשניים: במשוואות היבוא (33-34) התוצאות משיעור רצון, כאשר שני מדדים מקיימים קשר קואינטגרטיבי מובהק ובכיוון הצפוי עם יבוא הסחורות<sup>37</sup>, וכל המדדים מקיימים קשר כזה עם יבוא השירותים. במשוואות היצוא (31-32), לעומת זאת, רק מדד אחד (PT\_PN) מקיים קשר קואינטגרטיבי מובהק בכיוון הצפוי, ויתרה מכך, שני מדדים מראים קשר מובהק בכיוון ההפוך (כלומר, מראים שפיחות ריאלי מקטין את היצוא בטווח הארוך) במשוואות יצוא הסחורות, ומדד אחד מראה קשר כזה במשוואות יצוא השירותים.

על מנת לנסות ולשפר את האמידה של משוואות היצוא, הוספנו שני משתנים מסבירים למשוואות 31-32<sup>38</sup>. המשתנה הראשון הוא פריון הייצור הכולל בסקטור העסקי, אשר אמור לשקף השפעות על היצע מוצרי היצוא של ישראל, והשפעתו הצפויה היא חיובית. המשתנה השני הוא שיעור היצוא של סין למדינות התעשייתיות מסך היצוא למדינות אלו (מנוכה עונתיות). משתנה זה אמור להוות קירוב לתחרות הגוברת אליה חשוף היצוא הישראלי מצד המשקים במזרח הרחוק בפרט והמשקים המתעוררים בכלל, והשפעתו הצפויה היא שלילית. המשתנים מוצגים באיור 7.

איור 7: פריון היצוא הכולל בסקטור העסקי בישראל (1995:1=1), ושיעור היצוא (מנוכה עונתיות) מסין למדינות התעשייתיות

מסך היצוא למדינות אלו. 1995-2003



<sup>36</sup> ראה טבלה 8 להלן וטבלה נ. 4 בנספח 4

<sup>37</sup> שניים נוספים מקיימים קשר בלתי מובהק בכיוון הצפוי, ומאיךך מדד אחד מראה קשר קואינטגרטיבי מובהק בכיוון הבלתי צפוי.

<sup>38</sup> מתדיין הציע לשלב משתנה שייצג את השפעת האירועים הבטחוניים על יצוא התיירות במשוואות יצוא השירותים. הוספת מספר אירועי הטרור שהתרחשו (מתוך קובץ נתוני הטרור של המכון למדיניות נגד הטרור במרכז הבין-תחומי בהרצליה) הראתה אמנם שלמספר האירועים השפעה שלילית, כצפוי, על היצוא, ואולם המשתנה לא השפיע בצורה משמעותית על יתר המקדמים במשוואות או על מובהקות הקשר.

משוואות 31-32 הופכות אם כן להיות:

$$35) \text{EXG}_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 \text{WEX}_t + \beta_3 \text{CHINA}_t + \beta_4 \text{PROD}_t + e_t$$

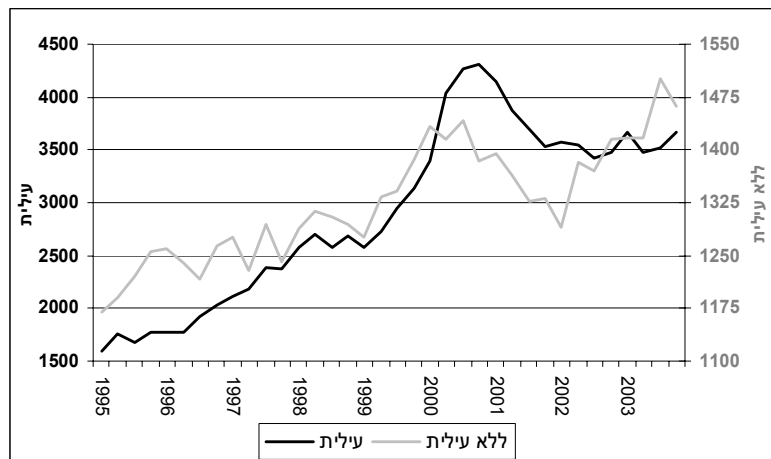
$$36) \text{EXS}_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 \text{WEX}_t + \beta_3 \text{CHINA}_t + \beta_4 \text{PROD}_t + e_t$$

תוצאות האמידה<sup>39</sup> הראו שהסימנים של המקדמים  $\beta_3, \beta_4$  מתקבלים תמיד בכיוון הצפוי, מה שמעיד על ספסיפיקציה הגיונית של המשוואות. כמו כן, הוספת שני המשתנים המסבירים הביאה לתוצאות משביעות רצון באמידת ייצוא השירותים (משוואה 36), כאשר ארבעה מדדים מקיימים קשר קואינטגרטיבי מובהק בכיוון הצפוי. במשוואה 35, עם זאת, השיפור כתוצאה מהוספת המשתנים לאמידת ייצוא הסחורות אינו מספק, היות והקשרים הקואינטגרטיביים שהיו בעלי סימן בלתי צפוי במשוואה 31 אמנם הפכו כעת בלתי מובהקים, אולם סימני המקדמים לא השתנו.

מה יכול להביא לכך שמדדי שער החליפין הריאלי אינם מצליחים להסביר בכיוון הצפוי ובאופן מובהק את ייצוא הסחורות? על מנת לענות על שאלה זו החלטנו לפרק את ייצוא הסחורות לרכיבי, ובאופן ספציפי לאמוד את ייצוא מוצרי הטכנולוגיה העילית והמעורבת עילית, ובנפרד מהם את שאר רכיבי ייצוא הסחורות (איור 8). חיזוק לכיוון זה מצאנו אצל Chinn (2004a), אשר מצא שהוא מצליח להסביר את היבוא של ארה"ב באמצעות משוואות דומות לשלנו רק אחרי שניכה את יבוא המחשבים מסך היבוא. אמדנו, אם כן, את משוואה 37:<sup>40</sup>

$$37) \text{EXGHIGH}_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 \text{WEX}_t + e_t$$

איור 8: ייצוא הסחורות: טכנולוגיה עילית ומעורבת עילית, שאר הייצוא. 1995:2003. (מנוכה עונתיות, מיליוני דולרים, מחירי 2000).



מתוצאות האמידה<sup>41</sup> התברר שהקשרים הלא ברורים שמצאנו במשוואה 31, מקורם בייצוא של ענפי הטכנולוגיה העילית והמעורבת עילית. ניתן לחשוב על מספר סיבות להיעדר קשר ברור בין

<sup>39</sup> ראה טבלה 8 להלן וטבלה נ.5. בנספח 4.

<sup>40</sup> האמידה בתוספת המשתנים המסבירים הנוספים (CHINA, PROD) לא שינתה את התוצאות ולכן הם הושמטו.

<sup>41</sup> נספח 4 טבלה נ.6.

שער החליפין הריאלי לבין היצוא של תעשיות אלו: שולי רווח גבוהים יחסית עשויים להקטין את הרגישות של היצוא למחיר המוצר ולכן גם לשער החליפין; מבנה האחזקות של החברה המייצרת (ישראלית, בין לאומית וכו') עשוי להקטין את הקשר בין שער החליפין לבין החלטות היצרנים. גם בארה"ב, כאמור, נמצא שסחורות הנכללות בטכנולוגיה העילית מחלישות את הקשר בין שער החליפין הריאלי לבין היצוא<sup>42</sup>. Chinn (2004a) מסביר זאת בכך שהמגמות של רמת המחירים והכמות הנמכרת של סחורות אלו שונות מהמגמות של הכלכלה כולה, ולכן יש לאמוד אותן בנפרד, על סמך משתני הכנסה ומחיר המיוחדים רק להן.

משתנים כמו אלו שהציע Chinn הם קשים להשגה. עם זאת, עשינו ניסיון לבדוק את ההנחה של Chinn על ידי כך שיצרנו מעין מדד חדש לשער החליפין הריאלי המתייחס לענפים המתקדמים בלבד. במדד זה, בדומה למדד לפי UVX, חילקנו מדד מחירים של יצוא ענפים מתקדמים בארה"ב במדד המחירים של יצוא ענפים אלו בישראל. זהו למעשה מדד "בילטרלי" ולא "מולטילטרלי" כמו המדד לפי UVX – עובדה זו נובעת מהקושי להשיג נתוני מחירי יצוא לפי סחורות במדינות רבות. קראנו למדד זה UVX<sup>H</sup> תיאור גרפי וסטטיסטי שלו מופיע בנספח 5, ושם ניתן לראות שהמדד אכן מתנהל בשונה משאר מדדי שער החליפין הריאלי, ואינו מתואם עמם. אמדנו מחדש את משוואה 37 עם המדד הזה:

$$37a) \text{EXGHIGH}_t = \alpha + \beta_1 \text{UVX}_t^H + \beta_2 \text{WEX}_t + \beta_3 \text{CHINA}_t + \beta_4 \text{PROD}_t + e_t$$

תוצאות האמידה<sup>43</sup> מראות שאכן מדד חלקי זה מצליח להסביר את יצוא הסחורות של הענפים המתקדמים.

קצת נבדוק, האם לאחר שהשמטנו את הגורם המפריע (אם כי גדול וחשוב), אנו יכולים להסביר את יצוא הסחורות באמצעות המדדים של שער החליפין הריאלי. נאמוד מחדש את המשוואה, כאשר הפעם המשתנה המוסבר הוא יצוא הסחורות ללא הטכנולוגיה העילית והמעורבת עילית (משוואה 38):

$$38) \text{EXGNOHI}_t = \alpha + \beta_1 R_t^i + \beta_2 \text{WEX}_t + \beta_3 \text{CHINA}_t + \beta_4 \text{PROD}_t + e_t$$

כפי שניתן לראות<sup>44</sup>, ארבעה מחמשת המדדים של שער החליפין הריאלי אכן מסבירים בכיוון הצפוי את יצוא הסחורות ללא הטכנולוגיה העילית, כאשר מתקבלים סימנים צפויים עבור  $\beta_1$  (כל המקרים) ועבור  $\beta_3, \beta_4$  (ברוב המקרים). בעקבות תוצאה זו ניתן לשאול, אם ניתן היה לשפר את תוצאות האמידה של משוואה 36 (יצוא השירותים) אם היינו מפרידים בין יצוא שירותי המיחשוב

<sup>42</sup> אם כי שם סחורות אלו היו רק 5%-7% מהיבוא, בעוד בישראל הן מהוות כ-70% מהיצוא.

<sup>43</sup> נספח 4 טבלה 7.

<sup>44</sup> טבלה 8. התוצאות הטובות ביותר הושגו כאשר בחלק מהמשוואות הושמט המשתנה CHINA ובחלקן הושמט PROD. אי לכך, בטבלה 8 משוואה 38 לא נכתבו בחלק מהמקומות ערכים עבור  $\beta_3, \beta_4$  בהתאמה.



ליצוא שאר השירותים. ואולם, בנתוני השירותים קיימת הפרדה לגבי יצוא שירותי המיחשוב רק החל משנת 1997, ולכן אמידה כזו אינה ניתנת לביצוע בשלב זה.<sup>45</sup>

טבלה 8: תוצאות אמידת משוואות 33-34, 36, 38

משוואה 34 (משתנה מוסבר: יבוא השירותים).						משוואה 33 (משתנה מוסבר: יבוא הסחורות).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי	UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
-15.03	-8.69	-15.37	-16.2	-9.7	$\alpha$	-3.7	0.79	-6.38	-5.63	-0.73	$\alpha$
(2.01)	(2.10)	(2.29)	(3.57)	(1.98)		(1.26)	(1.69)	(1.46)	(2.85)	(1.55)	
-0.38	-0.21	-0.21	-0.37	-0.24	$\beta_1$	-0.56	-0.36	0.25	-0.3	-0.49	$\beta_1$
(0.46)	(0.10)	(0.44)	(0.51)	(0.14)		(0.28)	(0.08)	(0.28)	(0.40)	(0.11)	
2.16	1.59	2.19	2.26	1.68	$\beta_2$	1.25	0.84	1.49	1.42	0.98	$\beta_2$
(0.18)	(0.19)	(0.21)	(0.32)	(0.18)		(0.11)	(0.15)	(0.13)	(0.26)	(0.14)	
0.93	0.95	0.93	0.93	0.94	$R^2$	0.91	0.89	0.91	0.86	0.9	$R^2$
1.7	1.59	1.7	1.73	1.6	D.W	1.08	0.82	1.18	0.63	0.86	D.W
-4.95**	-5.4***	-4.98**	-5.1***	-5.3***	ADF statistic	-4.4*	-3.69	-5.01**	-4.22*	-3.97	ADF statistic
	-5.17	-4.42	-4.05		ערכים קריטיים של ADF: רמות מובהקות: סימון:		-5.17	-4.42	-4.05		ערכים קריטיים של ADF: רמות מובהקות: סימון:
	1%	5%	10%				1%	5%	10%		
	***	**	*				***	**	*		
משוואה 38 (משתנה מוסבר: יצוא הסחורות למעט טכנולוגיה עלית ומעורבת עלית).						משוואה 36 (משתנה מוסבר: יצוא השירותים).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי	UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
2.65	4.71	3.61	5.36	4.91	$\alpha$	-6.16	-0.67	-7.11	-4.83	-4.51	$\alpha$
(0.60)	(0.20)	(72.00)	(0.85)	(0.20)		(3.65)	(3.49)	(2.46)	(3.68)	(2.59)	
1.01	0.15	0.74	-0.17	0.19	$\beta_1$	1.96	0.39	3.26	1.27	1.1	$\beta_1$
(0.24)	(0.07)	(0.25)	(0.23)	(0.11)		(1.11)	(0.34)	(0.86)	(1.07)	(0.51)	
0.64	0.35	0.48	0.25	0.33	$\beta_2$	2.16	1.45	2.25	2	2.02	$\beta_2$
(0.09)	(0.03)	(0.09)	(0.16)	(0.03)		(0.52)	(0.50)	(0.33)	(0.51)	(0.37)	
-5.35		-0.18	1.76		$\beta_3$	-11.58	-6.55	-1.52	-14.60	-15.42	$\beta_3$
(1.60)		(1.78)	(2.73)			(11.80)	(8.99)	(7.21)	(9.86)	(8.77)	
	0.28	-0.10	0.18	0.27	$\beta_4$	0.46	1.52	0.03	0.54	1.45	$\beta_4$
	(0.17)	(0.19)	(0.23)	(0.17)		(0.78)	(0.70)	(0.68)	(0.83)	(0.71)	
0.88	0.83	0.85	0.81	0.82	$R^2$	0.87	0.87	0.9	0.85	0.87	$R^2$
1.83	1.5	1.52	1.11	1.38	D.W	1.71	1.85	2.36	1.87	2	D.W
-5.48***	-4.69**	-5.04**	-4.47*	-4.41*	ADF statistic	-5.16*	-5.50**	-7.00***	-5.48**	-5.68**	ADF statistic
	-5.17	-4.42	-4.05		ערכים קריטיים של ADF: במשוואות UVX, ULC, CPI במשוואות PT_PN, PIM_PX רמות מובהקות: סימון:		-5.17	-4.42	-4.05		ערכים קריטיים של ADF: רמות מובהקות: סימון:
	1%	5%	10%				1%	5%	10%		
	***	**	*				***	**	*		

תא מודגש באפור מסמן סימן צפוי למקדם של שער החליפין הריאלי. הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים. ערכי ADF מתייחסים למבחן שורש יחידה על שאריות המשוואה

### הקשר קצר הטווח

בשלב הזה עברנו לאמוד את משוואת ה-Error Correction של הטווח הקצר. המבנה הכללי של המשוואות הוא כדלקמן:

$$39) \Delta T_t = \gamma + \phi_1 \Delta T_{t-1} + \sum \phi_i \Delta X_{i,t-1} + \mu e_{t-1} + u_t$$

<sup>45</sup> עם זאת, אמדנו משוואה נוספת על סך היצוא (סחורות ושירותים) ללא יצוא הסחורות של הטכנולוגיה העילית. התוצאות (אינן מוצגות כאן) דומות לאלו שבמשוואה 38.

הסימן  $\Delta$  מסמן שינוי מתקופה לתקופה, T הוא משתנה היבוא או היצוא המוסבר באחת המשוואות 31-38,  $X_i$  הם המשתנים המסבירים במשוואות 31-38 (שע"ח ריאלי, תוצר בישראל או סחר עולמי, פרויקט, שיעור היצוא של סין) בהתאמה.  $e_{t-1}$  הם השאריות שנאמדו ממשוואת הטווח הארוך. כאמור,  $\mu$ , המקדם של שאריות אלו במשוואת הטווח הקצר, צפוי להיות שלילי, וככל שערכו בערך מוחלט גדול יותר, כך החזרה לשיווי משקל מהירה יותר. יש לציין, שבמידה והמקדם  $\mu$  אינו מובהק, הרי שהדבר סותר את קיומו של קשר קואינטגרטיבי בין המשתנים. טבלה 9 מציגה את הערך הנאמד של  $\mu$  עבור כל אחת מהמשוואות במערכות 33-34, 36, 38 אשר הראו על קשר קואינטגרטיבי באמידת הטווח הארוך.

טבלה 9: תוצאות אמידת המקדם  $\mu$  ממשוואות הטווח הקצר (error correction)

מדד שע"ח ריאלי						טווח הארוך טווח הארוך
UVX	ULC	PT PN	PIM PX	CPI		
-0.53** (0.22)			-0.26* (0.16)		33 (IMG)	טווח הארוך טווח הארוך
-0.68*** (0.21)	-0.78*** (0.22)	-0.64*** (0.21)	-0.68*** (0.16)	-0.79*** (0.22)	34 (IMS)	
-0.55* (0.28)	-0.98*** (0.30)	-0.94*** (0.01)	-0.42 (0.31)	-0.91*** (0.30)	36 (EXS)	
-0.36 (0.33)	-0.76*** (0.28)	-0.51* (0.27)		-0.68** (0.26)	38 (EXGNOHI)	
הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים.						
רמות מובהקות:						
1%					5%	
***					**	
					*	
					סימון:	

מטבלה 9 ניתן לראות, כי, מקדם ה-error correction תמיד בעל סימן שלילי, וב-14 מתוך 16 מקרים הוא מובהק, מה שמאשש את הממצא של משוואות הטווח הארוך לגבי קיום קשר קואינטגרטיבי עבור מקרים אלה. בטבלה 10 מרוכזים אם כן הקשרים שנמצא שהם קואינטגרטיביים על פי שני המבחנים: מבחן Engle-Granger ומבחן המובהקות של מהירות ההתאמה  $\mu$ . עבור כל משוואה מוצגת הגמישות בטווח הארוך<sup>46</sup> של היצוא או היבוא לשער החליפין הריאלי, ומשך הזמן (ברבעונים) אשר לוקח למערכת להתכנס לשיווי משקל ארוך טווח בעקבות שינוי באחד המשתנים המסבירים. כך למשל, משמעות הערכים בפינה השמאלית עליונה של טבלה 10 היא שפיחות של 1% בשער החליפין הריאלי המחושב לפי מדד המחירים לצרכן יביא בטווח הארוך (לאחר 6 רבעונים) לירידה של 0.56% ביבוא הסחורות. הגמישויות בטווח הארוך עבור יבוא הסחורות והשירותים ויצוא הסחורות נעות בתחום סביר של בין אפס לאחד, כאשר יצוא השירותים נמצא רגיש יותר לשער החליפין, עם גמישויות גדולות מאחד. עבור כל אחד מארבעת רכיבי חשבון הסחורות והשירותים ניתן לראות שככל שמדד שער החליפין הריאלי

<sup>46</sup> ראה הערה 34

תנודתי יותר, כך הגמישות, כצפוי, תהיה קטנה יותר<sup>47</sup>. מהירויות ההתאמה נעות בטווח שבין התכנסות לשיווי משקל תוך 3 רבעונים עד 12 רבעונים<sup>48</sup>. טווחי זמן אלו נראים סבירים.

**טבלה 10: הגמישות בערך מוחלט של היצוא והיבוא לשער החליפין הריאלי, וזמן החזרה (בסוגריים) לשיווי משקל כתוצאה משינוי באחד המשתנים המסבירים (רבעונים).**

מדד שע"ח ריאלי						הגמישות בטווח הארוך המדיניות המאזנת לשווי מספר האומדן
UVX	ULC	PT PN	PIM PX	CPI		
0.56 (6.0)			0.3 (11.9)		33 (IMG)	
0.38 (4.6)	0.21 (4.0)	0.21 (4.9)	0.37 (4.6)	0.24 (3.9)	34 (IMS)	
1.96 (5.8)	0.39 (2.8)	3.26 (3.1)		1.1 (3.2)	36 (EXS)	
	0.15 (4.1)	0.74 (6.2)		0.19 (4.6)	38 (EXGNOHI)	

## 6. סיכום ומסקנות

הבנת המשמעות של שער החליפין הריאלי והמעקב אחריו הם בעלי חשיבות רבה מבחינת ניהול המדיניות הכלכלית. עבודה זו מהווה בסיס למעקב שוטף אחר משתנה זה, ולצבירת ניסיון מעשי בהבנת ההשפעה שלו על היבוא והיצוא בפרט ועל הכלכלה בכלל. כפי שהראינו, ניתן למדוד את שער החליפין הריאלי במספר דרכים. השימוש במדד המחירים לצרכן מסייע ביצירת מדד רחב עם תדירות ואיכות גבוהה של נתונים, אולם הוא טומן בחובו בעיות תיאורטיות. המדד המחושב לפי עלות העבודה נחשב למדד טוב לבחינת כושר התחרותיות של המשק, אולם הנתונים זמינים ואיכותיים פחות. המדד המחושב לפי יחס מחירי מוצר היצוא מהווה מעין פשרה בין היתרונות והחסרונות של שני המדדים האלו. יתרונם של יחס מחירי היבוא והיצוא ושל יחס המחירים סחירים/בלתי סחירים הוא קודם כל בכך שחשובם מצריך שימוש בנתונים מקומיים בלבד. היחס סחירים/בלתי סחירים נהנה גם מבסיס תיאורטי עמוק, אולם בשני המדדים האלו קשה להבטיח שהם אכן מהווים מדד ליחס המחירים בין המוצר של חו"ל למוצר המקומי, כפי שהגדרנו מלכתחילה את שער החליפין הריאלי.

יש לציין, שניתן כמובן להציע מדדים נוספים, בין אם כאלו שמסתמכים על בסיס תיאורטי שונה, ובין אם הם עשויים להיראות כמתאימים יותר למקרה הישראלי מסיבות כאלו או אחרות. מספר מדדים כאלו מוזכרים בנספח 3 של עבודה זו. כמו כן, פרק 2 של עבודה זו מציג סייגים רבים לתקפותם של כל אחד מהמדדים שהוצעו. לאור זאת, ניתן בהחלט לטעון שחלקם אינם רלוונטיים למדידת כושר התחרותיות עבור המקרה של המשק הישראלי הקטן והפתוח. כך, למשל, עולה שאלה לגבי המדדים המחושבים לפי יחס מחירי היבוא והיצוא ולפי יחס מחירי היצוא של חו"ל ושל המשק: מדדים אלו אינם מתאימים למשק שמקבל את מחירי היצוא שלו

<sup>47</sup> סטיות התקן של מדדי שער החליפין הריאלי הן כדלהלן: ULC: 0.165, CPI: 0.057, PT\_PN: 0.04, PIM\_PX: 0.028, UVX: 0.028

<sup>48</sup> ערכים אלו מתייחסים להתכנסות של עד 95% מגודל הסטייה משיווי משקל, בהנחה שכל שאר המשתנים נשארים קבועים.

כנתונים בשווקים העולמיים. אף על פי כן, מדדים אלו לא הפגינו נחיתות מבחינת יכולת ההסבר שלהם במבחנים האקונומטריים. עבודה זו נצמדה למדדים מקובלים בספרות הבין לאומית, ומצאה שהם רלוונטיים, כל אחד בתחומו, כמשתנים המסבירים את היצוא והיבוא של המשק הישראלי.

הראינו גם שכל אחד מהמדדים עשוי להתנהל בצורה שונה, ואף בכיוונים מנוגדים, על פני הזמן. יתרה מכך, הסתכלות על תקופה חלקית עשויה להביא למסקנות לא מדויקות לגבי ההתנהלות המשותפת של המדדים, ויש צורך בהסתכלות לזמן ארוך על מנת לתאר התנהלות זו. כל אחד מהמדדים המוצעים כאן מצליח להסביר את ההתנהלות של רכיבים מסויימים של חשבון הסחורות והשירותים של המשק הישראלי (ללא יהלומים). לרכיב חשוב מאוד בחשבון זה, יצוא הסחורות של הטכנולוגיה העילית, לא ניתן הסבר על סמך מדדי שער חליפין ריאלי אגרטיביים. עם זאת, הראינו שגם יצוא זה רגיש ליחס מחירים מייצג בין מוצרי המשק למוצרים בחו"ל. יש מקום להמשיך ולבדוק את הקשר על פני הזמן בין המדדים שהוצעו בעבודה זו, ולנסות למצוא מגמה של התכנסות לשיווי משקל בשער החליפין הריאלי.

בן בסת, ע. (1989). מדדים למחירי מוצרים סחירים ובלתי סחירים. בנק ישראל, מחלקת המחקר, סדרת מאמרים לדיון 89.11.

בנק ישראל (2005). דיון וחשבון 2004. מחלקת המחקר: התוצר לענפיו. לוח א-6.

בנק ישראל (2004-ב). דיון וחשבון 2003. המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ: מאזן התשלומים. דיאגרמה I-ב'-9.

הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה (2003). השנתון הסטטיסטי לישראל, לוח 28.8.

חדד, ש. (2003). "היבטים תיאוריים ואמפיריים בקביעת שער החליפין הריאלי של שיווי משקל". דיסרטציה, אוניברסיטת בן גוריון בנגב.

זוסמן, אסף (1998). "שער החליפין הריאלי בישראל: 1980-1997". בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון 98.05.

לביא, י. ופרידמן, ע. (2004). שער החליפין הריאלי וסחר החוץ של ישראל: הגורמים הקובעים את המגמות (טרם פורסם).

מרידור, ל. ופסח, ש. (1994). "שער החליפין הריאלי בישראל: פרספקטיבה של שלושה עשורים". בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון 94.15.

פסח, ש. (1988). "מדדים לרווחיות היצוא". בנק ישראל, סדרת מאמרים לדיון 88.03.

Beenstock, M. and Sull, O. (2000). "The Shekel's Fundamental Real Value". Bank of Israel, Monetary Studies 2000.01.

Burda, M and Wyplosz, C. (2001). Macroeconomics: A European Text. Oxford University Press, 3<sup>rd</sup> edition.

Chinn, M (2004a). "Incomes, Exchange Rates and the US Trade Deficit, Once Again". International Finance 7(3). 451-469.

Chinn M. (2004b). "Measuring Real Effective Exchange Rates". In Gordon De Brouwer, G. and Kawai, M. (eds.) Exchange Rate Regimes in East Asia (Routledge-Curzon): 268-301.

Driver, R and Westaway, P.F (2004). "Concepts of Equilibrium Exchange Rates". Bank of England Working Paper 248.

Dornbusch, R. (1980). Open Economy Macroeconomics. (p. 61). Basic Books, Inc. Publishers, New York.

Hinkle, L.E and Nsengiyumva, F. (1999a). "External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell Fleming Model, and Competitiveness in Traded Goods". In Hinkle, L.E and Montiel, P.J (eds): Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. Oxford University Press.

Hinkle, L.E and Nsengiyumva, F. (1999b). "The Two Good Internal RER for Tradables and Nontradables". In Hinkle, L.E and Montiel, P.J (eds): Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. Oxford University Press.

International Monetary Fund (various issues). International Financial Statistics.

Leahy, M.P (1998). "New Summary Measures of the Foreign Exchange Value of the Dollar". Federal Reserve Bulletin, October 1998.

Maciejewski, E.B (1983). "Real Effective Exchange Rate Indices: A Re- Examination of the Major Conceptual and Methodological Issues". IMF Staff Papers (30).

Marsh, I.W and Tokarick, S.P (1994). "Competitiveness Indicators: a Theoretical and Empirical Assessment". IMF Working Paper WP/94/29.

Marsh, I.W and Tokarick, S.P (1996). "An Assessment of Three Measures of Competitiveness". Weltwirtschaftliches Archiv 132(4), 700-722.

McGuirk, A.K (1986). "Measuring Price Competitiveness for Industrial Country Trade in Manufactures". IMF Working Paper WP/87/34.

Romanov, D. (2003). "The Real Exchange Rate and the Balassa Samuelson Hypothesis: An Appraisal of Israel's Case Since 1986". Bank of Israel Research Department, Discussion Paper 2003.09.

Rose, A.K (1991). "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade". Journal of International Economics (30), 301-316.

Rosensweig, J.A (1987). "Constructing and Using Exchange Rate Indexes". Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, summer 1987.

Turner, A.G and Golub, S.S (1997). "Towards a System of Multilateral Unit Labor Cost Based Competitiveness Indicators for Advanced, Developing, and Transition Countries". IMF Working Paper WP/97/151.

Zanello, A. and Desruelle, D. (1997). "A Primer on IMF's Information Notices System". IMF Working Paper WP97/71.

## נספח 1: דוגמה לחישוב המשקלות

בנספח זה מובאת דוגמה מספרית להמחשת טכניקת חישוב המשקלות שפורטה בסעיף 3.1<sup>49</sup>. נניח שבעולם ארבע מדינות בלבד: ישראל, צרפת, סין וארה"ב, הסוחרות זו עם זו. נתוני היצוא (מקור: Direction of Trade Statistics CDROM, IMF) של ארבעת המדינות לשנת 2003 הם כדלהלן (במיליוני דולרים).

טבלה ג. 1: דוגמה לחישוב המשקלות

		מייצאת				סה"כ
		ישראל IS	ארה"ב US	סין CH	צרפת FR	
מייבאת	ישראל IS	*	6,878	1,141	1,156	9,175
	ארה"ב US	11,827	*	92,633	26,282	130,742
	סין CH	628	28,419	*	5,297	34,343
	צרפת FR	665	17,344	7,330	*	25,339
	סה"כ	13,120	52,641	7,330	32,735	

בכל עמודה מצויינים נתוני היצוא של כל אחת מהמדינות (ובשורה התחתונה סך היצוא של כל מדינה), ובכל שורה נתוני היבוא של כל אחת מהמדינות (ובעמודה הימנית סך היבוא של כל מדינה). נחשב את כל הביטויים הנדרשים על מנת למצוא את המשקל של צרפת בשער האפקטיבי של ישראל:

$$\mu_{IS,FR} = \frac{1,156}{9,175} = 0.0507 \quad \varepsilon_{IS,FR} = \frac{665}{13,120} = 0.1260$$

$$(for j = US): \varepsilon_{IS,US} \mu_{US,FR} = \frac{11,827}{13,120} \cdot \frac{26,282}{130,742} = 0.1812 ; 1 - \mu_{US,IS} = 1 - \frac{11,827}{130,742} = 0.9095$$

$$(for j = CH): \varepsilon_{IS,CH} \mu_{CH,FR} = \frac{628}{13,120} \cdot \frac{5,297}{34,343} = 0.0738 ; 1 - \mu_{CH,IS} = 1 - \frac{628}{34,343} = 0.9817$$

כעת ניתן לחשב את המשקולת:

$$W_{IS,FR} = \frac{1}{2} \cdot 0.0507 + \frac{1}{2} \left( \frac{1}{2} \cdot 0.1260 + \frac{1}{2} \left( \frac{0.1812}{0.9095} + \frac{0.0738}{0.9817} \right) \right) = 0.1274$$

באותו אופן ניתן למצוא את המשקלות של סין ושל ארה"ב בשער האפקטיבי של ישראל:

$$W_{IS,CH} = 0.2535, \quad W_{IS,US} = 0.6192$$

ולוודא שסך המשקלות של ישראל מסתכם לאחד<sup>50</sup>:

$$\sum_{j \neq IS} W_{IS,j} = 0.1274 + 0.2535 + 0.6192 = 1$$

<sup>49</sup> בדוגמה ייתכנו אי דיוקים קלים בשל השמטת ספרות לאחר הנקודה העשיריית.

<sup>50</sup> אילו היינו משתמשים בנתונים אלו על מנת לחשב משקולת בילטרלית המבוססת על יבוא ויצוא (כמו הביטוי השלישי במשוואה 21) היינו מקבלים את המשקלות הבאות: ארה"ב 0.8390, סין 0.0793, צרפת 0.0817.

## נספח 2: נתונים

בנספח זה מובא מידע על הנתונים ששימשו לחישוב מדדי שער החליפין הריאלי, ולאמידת משוואות היצוא והיבוא.

### חישוב המשקלות

בחירת המדינות המשתתפות נעשתה על פי חישוב חלקה של כל מדינה בסחר החוץ של ישראל בסחורות (ללא יהלומים), על פי הנתונים המופיעים בהודעות לעיתונות ובירחון (ולפניו הרבעון) לסטטיסטיקה של סחר חוץ של הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. הקריטריון להשתתפות במשקלות נקבע על חצי אחוז מסך היבוא או היצוא של ישראל במוצע בשנים 1999-2001. נתוני המסחר המולטילטרליים של המדינות שנבחרו נשלפו ממאגר Direction of Trade Statistics (DOTS) של ה-IMF. הנתונים לגבי ישראל במאגר זה כוללים יהלומים, ומוטים בצורה חזקה לטובת מדינות המהוות מוקד מסחר ביהלומים (בלגיה והודו למשל). לכן, ב"מטריצה" המולטילטרלית המשמשת לחישוב המשקלות, ה"וקטור" הישראלי הועתק מנתוני ה"למ"ס ללא יהלומים<sup>51</sup>.

### מדד CPI

נתוני שער החליפין הנומינלי (ממוצע חדשי) של כל המטבעות של המדינות המשתתפות במדד נלקחו ממאגר International Financial Statistics (IFS) של ה-IMF (שורה AF.ZF). נתונים חדשיים של מדד המחירים לצרכן נלקחו גם הם ממאגר ה-IFS (שורה ZF או XZF)<sup>52</sup>.

### מדד ULC

נתוני ULC סובלים מזמינות נמוכה מאוד. עבור ישראל הרכבנו את סדרת ULC (נתונים חדשיים) מתוך נתונים שמקורם בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה באופן הבא: סדרת עלות העבודה לשכיר לחודש מייצגת את שכר העבודה. את סדרת פיריון העבודה בנינו ע"י חלוקת מדד הייצור התעשייתי במדד שעות עבודה למעשה של שכירים. את סדרת הפיריון הזו החלקנו על ידי שימוש ב-Hodrick Prescott Filter (ראה סעיף 2.3 לעיל). לבסוף יצרנו את סדרת ULC על ידי חלוקת עלות העבודה בפיריון המוחלק.

מחלקת המחקר של ה-IMF סיפקה לנו את נתוני ULC המשמשים לבניית מדד שער החליפין הריאלי לפי ULC עבור המדינות התעשיות. 17 מ-21 המדינות עבורן קיימים נתונים משתתפות במדד שלנו (ומהוות בסך הכל 78.9% מהמדגם הכולל שלפיו נבנה מדד CPI). משקלה של כל מדינה במדגם נקבע על פי החלק היחסי שלה במדגם הכולל.

<sup>51</sup> טיוואן אינה מופיעה במאגרי ה-IMF, ולכן ה"וקטור" של טיוואן הועתק ממשרד המסחר של טיוואן: <http://cus.trade.gov.tw/inter/page9.htm>

<sup>52</sup> נתוני שער חליפין לטייוואן הועתקו מהבנק המרכזי של טיוואן: [http://www.cbc.gov.tw/EngHome/Eforeign/Statistics/Emonthly\\_historical.asp](http://www.cbc.gov.tw/EngHome/Eforeign/Statistics/Emonthly_historical.asp)  
נתוני מדד המחירים: [www.stat.gov.tw/bs3/index/cpiidx.htm](http://www.stat.gov.tw/bs3/index/cpiidx.htm)



**טבלה נ. 2: המשקלות במדד ULC**

מדינה	משקולת במדד ULC	מדינה	משקולת במדד ULC
ארה"ב	30.49%	ספרד	3.12%
גרמניה	12.54%	שוויץ	2.93%
בריטניה	8.56%	אירלנד	1.81%
איטליה	7.17%	שוודיה	1.77%
יפן	6.87%	פינלנד	1.12%
הולנד	6.58%	אוסטרליה	1.01%
צרפת	6.46%	דנמרק	0.80%
בלגיה	4.19%	יוון	0.74%
קנדה	3.83%	סך הכל	100%

הנתונים לישראל ולמדינות הזרות נתונים במטבע מקומי, ולכן יחס המחירים הוכפל בשער החליפין הנומינלי.

**מדד UVX**

נתוני UVX (רבעוניים) נלקחו מהאתר ה-IFS, אולם לא היו זמינים לכל המדינות, אלא רק ל-24 מתוך המדינות (84.1% מהנפח) במדגם הכולל.<sup>53</sup> חישבנו אם כן מחדש את המשקלות באותו אופן בו חישבנו אותן במדד ULC:

**טבלה נ. 3: המשקלות במדד UVX**

מדינה	משקולת במדד UVX	מדינה	משקולת במדד UVX
ארה"ב	28.61%	טורקיה	2.30%
גרמניה	11.77%	סינגפור	1.77%
בריטניה	8.03%	אירלנד	1.70%
יפן	6.45%	שוודיה	1.66%
הולנד	6.17%	דרא"פ	1.17%
צרפת	6.07%	ברזיל	1.06%
בלגיה	3.94%	פינלנד	1.05%
קנדה	3.59%	אוסטרליה	0.95%
ספרד	2.93%	תאילנד	0.95%
קוריאה	2.85%	דנמרק	0.75%
סין	2.60%	יוון	0.70%
טייוואן	2.43%	פולין	0.51%
סך הכל		100 %	

<sup>53</sup> נתוני טיוואן מהלשכה הסטטיסטית של טיוואן: <http://www.dgbas.gov.tw/dgbas03/bs3/book/epie.htm>

נתוני UVX זמינים ב-IFS גם עבור ישראל, אולם נתונים אלו כוללים יהלומים. אי לכך, סדרת UVX של ישראל נלקחה ממקורות הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה: מחירי יצוא נטו ללא אוניות, מטוסים ויהלומים. כל הסדרות הנ"ל הן במונחים דולריים.

#### מדד $P_T/P_N$

למדד זה השתמשנו בנתוני מדד המחירים לצרכן (חדשיים) – סחירים ובלתי סחירים. מקור הנתונים בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

#### מדד $P_{IM}/P_X$

הנתונים למדד זה מקורן בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה. מחירי יצוא סחורות ושירותים ללא יהלומים, ומחירי יבוא סחורות ושירותים למעט יבוא ביטחוני, אוניות ומטוסים ויהלומים. סדרות אלו הן סדרות של מחירים נגזרים ממחירי החשבונאות הלאומית.

#### מדד $UVX^H$

המדד נבנה על פי ממוצע משוקלל של מחירי יצוא של הענפים המתקדמים בארצות הברית (נתוני המדד של ה-United States International Trade Commission) ובישראל (נתוני הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה).

#### אמידת המשוואות.

כל המשוואות נאמדו על נתונים רבעוניים עבור התקופה 1995-2003. במשוואות 31-36 המשתנים המוסברים הם נתוני חשבונאות לאומית מהלשכה המרכזית לסטטיסטיקה של יבוא ויצוא במחירים קבועים (שקלים ריאליים של 1995) של סחורות ושירותים ללא יהלומים. במשוואות 37-38 פורקו נתוני יצוא הסחורות לפי עצימות טכנולוגית, מה שהצריך מעבר לנתוני סחר חוץ במחירים קבועים (דולרים ריאליים של 2000). בכל משוואות היצוא משתנה ההכנסה הוא היצוא העולמי הריאלי (נתוני IFS, דולרים ריאליים של 2000), ובכל משוואות היבוא משתנה ההכנסה הוא התוצר המקומי הגולמי הריאלי בישראל (שקלים ריאליים של 1995). במשוואות 35-38 שיעור היצוא של סין למדינות התעשייתיות חושב מתוך נתוני DOTS, והפריזון הכולל הוא שארית Solow מחושב לפי התוצר הריאלי, תשומת העבודה ומלאי ההון בסקטור העסקי.

כל הנתונים שמקורם בלשכה המרכזית לסטטיסטיקה נלקחו בפועל ממאגר הסדרות של מחלקת המחקר בבנק ישראל, וניתן לקבלם מהמחבר, כמו את שאר הנתונים, על פי דרישה.

### נספח 3. מדדים קיימים לשער החליפין הריאלי

כיום מפורסמים מספר מדדים לשער החליפין הריאלי של השקל הישראלי. מחלקת המחקר של בנק ישראל<sup>54</sup> מפרסמת בסקירה השנתית שלה מדדים המבוססים על היחס בין מחירי היצוא למחירי התוצר ובין מחירי היבוא למחירי התוצר. מדדים אלו מהווים קירוב ליחס המחירים בין המוצרים הסחירים למוצרים הבלתי הסחירים כפי שתואר בסעיף 2.5 לעיל: מחירי היבוא והיצוא מייצגים את מחירי המוצרים הסחירים, ומחירי התוצר מייצגים את מחירי המוצרים הבלתי סחירים, כאשר לוקחים בחשבון שמדד זה נוטה להראות שינויים קטנים יותר בשער החליפין הריאלי, משום שמדד מחירי התוצר כולל בתוכו גם מוצרים סחירים. מדד נוסף המפורסם על ידי מחלקת המחקר מחשב את השער הריאלי תוך שימוש במדד מחירי התוצר של ישראל ושל ארה"ב או אירופה. לפי ההגדרות בסעיף 3 של עבודה זו, שער זה הוא אם כן שער בילטרלי.

המחלקה לפעילות המשק במטבע חוץ<sup>55</sup> חישה מדד המבוסס על מדד המחירים לצרכן. שער החליפין הנומינלי המשמש לחישוב הוא שער סל המטבעות. המשקלות מחושבות על ידי החלק של כל איזור גיאוגרפי במסחר הבילטרלי עם ישראל (יבוא + יצוא), כאשר כל איזור מיוצג על ידי מספר מדינות מייצגות, וחישוב המשקלות נעשה על ידי ממוצע אריתמטי. המדד זמין בתדירות חדשית. ה-IMF<sup>56</sup> מחשבת מדד המבוסס על מדד המחירים לצרכן כמעט עבור כל מדינות העולם, ובתוכן ישראל. מדד זה מתבסס על שיטת המשקלות שהוצגה בסעיף 3 לעיל<sup>57</sup>, כאשר המשקלות הן סטאטיות ועודכנו לאחרונה על סמך נתוני 1988-1990. גם מדד זה זמין בתדירות חדשית. עבור המדינות התעשייתיות (19 מדינות) ה-IMF מחשבת גם מדדים המבוססים על עלות יחידת עבודה ומדד מחירי היצוא.<sup>58</sup>

באופן פחות שוטף קיימים גם מדדים המבוססים על עיקרון שוויון ערך הקנייה. ה-Economist מפרסם מדי כמה חודשים את מדד ה-Big Mac, המחשב את סטיית שער החליפין הנומינלי בפועל מהשער שצריך להתקיים על מנת לקיים שוויון כח קנייה במוצר המייצג – ה-Big Mac. למרות בסיס תיאורטי מעורער, מדד זה פופולרי מאוד. הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה מפרסמת<sup>59</sup> בשיתוף עם ה-OECD מדד לשוויון כח הקנייה של השקל הישראלי, אולם הוא מתפרסם בפיגור רב (מעל שנה).

<sup>54</sup> למשל בנק ישראל (2005).

<sup>55</sup> למשל בנק ישראל (2004ב).

<sup>56</sup> IMF, various issues

<sup>57</sup> למעשה, לצורך חישוב המשקלות מפרקים את המסחר הבין לאומי לשלושה מרכיבים עיקריים: מוצרי תעשייה, חומרי גלם ותיירות.

<sup>58</sup> Turner and Golub (1997) חישבו מדדים המבוססים על ULC עבור 23 מדינות נוספות, ביניהן ישראל, במה שהיה אמור להיות תחילתו של מהלך שיביא לחישוב מדדים אלו בצורה סדירה. נכון להיום מהלך זה לא יצא לפועל.

<sup>59</sup> ראה למשל למ"ס (2003).

## נספח 4. תוצאות אמידת המשוואות.

טבלה נ. 4: תוצאות אמידת משוואות 31-34

משוואה 33 (משתנה מוסבר: יבוא הסחורות).						משוואה 31 (משתנה מוסבר: יצוא הסחורות).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי	UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
-3.7	0.79	-6.38	-5.63	-0.73	$\alpha$	-0.52	3.43	-1.39	1.86	2.62	$\alpha$
(1.26)	(1.69)	(1.46)	(2.85)	(1.55)		(0.45)	(0.46)	(0.60)	(1.13)	(0.43)	
-0.56	-0.36	0.25	-0.3	-0.49	$\beta_1$	-0.26	-0.59	0.55	-1.44	-0.84	$\beta_1$
(0.28)	(0.08)	(0.28)	(0.40)	(0.11)		(0.30)	(0.08)	(0.34)	(0.48)	(0.10)	
1.25	0.84	1.49	1.42	0.98	$\beta_2$	1.4	0.85	1.53	1.07	0.96	$\beta_2$
(0.11)	(0.15)	(0.13)	(0.26)	(0.14)		(0.06)	(0.06)	(0.08)	(0.16)	(0.06)	
0.91	0.89	0.91	0.86	0.9	$R^2$	0.98	0.97	0.97	0.93	0.98	$R^2$
1.08	0.82	1.18	0.63	0.86	D.W	1.47	1.16	1.34	0.59	1.37	D.W
-4.4*	-3.69	-5.01**	-4.22*	-3.97	ADF statistic	-4.6**	-3.79	-4.31*	-2.49	-4.19*	ADF statistic
משוואה 34 (משתנה מוסבר: יבוא השירותים).						משוואה 32 (משתנה מוסבר: יצוא השירותים).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי	UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
-15.03	-8.69	-15.37	-16.2	-9.7	$\alpha$	-3.8	2.23	-6.9	0.44	1.85	$\alpha$
(2.01)	(2.10)	(2.29)	(3.57)	(1.98)		(1.32)	(1.35)	(1.35)	(2.31)	(1.34)	
-0.38	-0.21	-0.21	-0.37	-0.24	$\beta_1$	1.36	-0.28	3.31	-0.14	-0.38	$\beta_1$
(0.46)	(0.10)	(0.44)	(0.51)	(0.14)		(0.87)	(0.23)	(0.76)	(0.99)	(0.32)	
2.16	1.59	2.19	2.26	1.68	$\beta_2$	1.77	0.93	2.21	1.18	0.98	$\beta_2$
(0.18)	(0.19)	(0.21)	(0.32)	(0.18)		(0.18)	(0.19)	(0.19)	(0.32)	(0.19)	
0.93	0.95	0.93	0.93	0.94	$R^2$	0.86	0.84	0.9	0.8	0.84	$R^2$
1.7	1.59	1.7	1.73	1.6	D.W	1.5	1.22	2.34	1.06	1.22	D.W
-4.95**	-5.4***	-4.98**	-5.1***	-5.3***	ADF statistic	-3.64	-3.85	-6.92***	-3.51	-3.87	ADF statistic

תא מודגש באפור מסמן סימן צפוי למקדם של שער החליפין הריאלי. הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים.

ערכים קריטיים של ADF: -5.17 (1%), -4.42 (5%), -4.05 (10%)  
 רמות מובהקות: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%  
 סימון: \*

טבלה נ. 5. תוצאות אמידת משוואות 35-36.

משוואה 36 (משתנה מוסבר: יצוא השירותים).						משוואה 35 (משתנה מוסבר: יצוא הסחורות).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי	UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
-6.16	-0.67	-7.11	-4.83	-0.94	$\alpha$	-0.85	1.93	-2.05	-0.16	1.8	$\alpha$
(3.65)	(3.49)	(2.46)	(3.68)	(3.29)		(1.24)	(1.11)	(0.98)	(1.31)	(1.04)	
1.96	0.39	3.26	1.27	0.74	$\beta_1$	-0.15	-0.3	0.3	-0.74	-0.48	$\beta_1$
(1.11)	(0.34)	(0.86)	(1.07)	(0.52)		(0.38)	(0.11)	(0.34)	(0.38)	(0.16)	
2.16	1.45	2.25	2	1.5	$\beta_2$	1.47	1.45	1.65	1.43	1.12	$\beta_2$
(0.52)	(0.50)	(0.33)	(0.51)	(0.47)		(0.17)	(0.50)	(0.13)	(0.18)	(0.15)	
-11.58	-6.55	-1.52	-14.60	-9.08	$\beta_3$	-2.48	-6.55	-5.92	-4.63	-2.70	$\beta_3$
(11.80)	(8.99)	(7.21)	(9.86)	(9.32)		(4.00)	(8.99)	(2.88)	(3.52)	(2.97)	
0.46	1.52	0.03	0.54	1.57	$\beta_4$	0.26	0.56	0.20	0.90	0.54	$\beta_4$
(0.78)	(0.70)	(0.68)	(0.83)	(0.69)		(0.26)	(0.22)	(0.27)	(0.30)	(0.22)	
0.87	0.87	0.9	0.85	0.88	$R^2$	0.98	0.98	0.98	0.97	0.98	$R^2$
1.71	1.85	2.36	1.87	1.92	D.W	1.55	1.47	1.43	1.45	1.59	D.W
-5.16*	-5.50**	-7.00***	-5.48**	-5.68**	ADF statistic	-4.7	-4.37	-4.43	-4.32	-4.65	ADF statistic

תא מודגש באפור מסמן סימן צפוי למקדם של שער החליפין הריאלי. הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים.

ערכים קריטיים של ADF: -6.00 (1%), -5.19 (5%), -4.79 (10%).  
 רמות מובהקות: \*\*\*, \*\*, \*.  
 סימון: \*\*\*, \*\*, \*

טבלה נ. 6. תוצאות אמידת משוואה 37

משוואה 37 (משתנה מוסבר: יצוא סחורות- טכנולוגיה עלית ומעורבת עלית).					
UVX	ULC	PT_PN	PIM_PX	CPI	מדד שע"ח ריאלי
-5.97	-1.52	-7.21	-2.1	-2.56	$\alpha$
(0.60)	(0.57)	(0.73)	(1.46)	(0.57)	
-0.81	-0.75	0.33	-2.07	-1.05	$\beta_1$
(0.39)	(0.10)	(0.41)	(0.62)	(0.13)	
1.88	1.26	2.05	1.34	1.4	$\beta_2$
(0.08)	(0.08)	(0.10)	(0.20)	(0.08)	
0.98	0.98	0.98	0.94	0.98	$R^2$
1.99	2.00	1.81	0.69	2.09	D.W
-6.1***	-6.05***	-5.54***	-2.76	-6.27***	ADF statistic

תא מודגש באפור מסמן סימן צפוי למקדם של שער החליפין הריאלי. הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים.

ערכים קריטיים של ADF: -5.17 (1%), -4.42 (5%), -4.05 (10%).  
 רמות מובהקות: \*\*\*, \*\*, \*.  
 סימון: \*\*\*, \*\*, \*

משוואה זו נאמדה ללא משתני דמה, לכן הערכים הקריטיים שווים לאלו שבמשוואות 31-34

טבלה נ. 7: תוצאות אמידת משוואה 37a

משוואה 37a (משתנה מוסבר: יצוא סחורות- טכנולוגיה עילית ומעורבת עילית)			
מדד שע"ח הריאלי הוא המדד $UVX^H$ - יחס מחירי יצוא ענפים מתקדמים בישראל ובארה"ב			
	3	2	1
$\alpha$	-4.78 (1.52)	-1.73 (0.80)	-6.38 (1.46)
$\beta_1$	1.93 (0.71)	2.54 (0.70)	2.04 (0.76)
$\beta_2$	1.79 (0.21)	1.38 (0.12)	1.98 (0.21)
$\beta_3$	-8.18 (3.53)		-13.74 (2.86)
$\beta_4$	0.79 (0.33)	1.28 (0.26)	
$R^2$	0.98	0.97	0.97
D.W	1.5	1.26	1.58
ADF statistic	-4.75*	-4.17*	-5.15**

תא מודגש באפור מסמן סימן צפוי למקדם של שער החליפין הריאלי. הערכים בסוגריים הם סטיות התקן של המקדמים.

ערכים קריטיים של ADF:

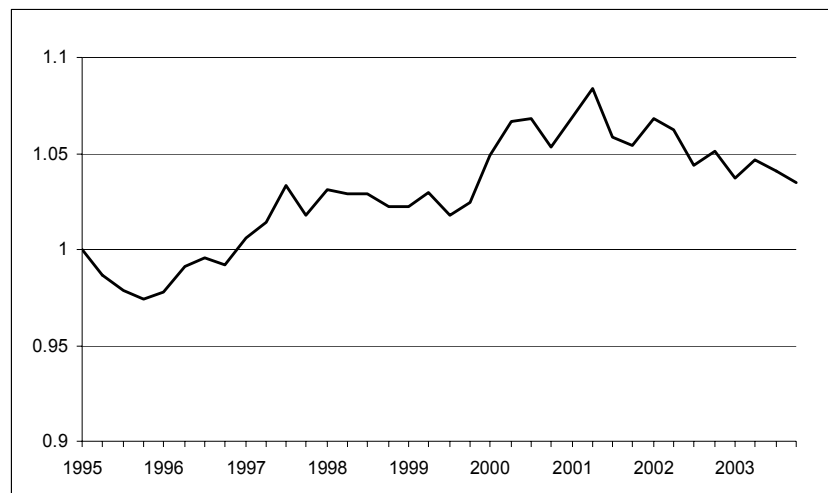
במשוואות 1-2	-4.05	-4.42	-5.17
במשוואה 3	-4.43	-4.81	-5.6
רמות מובהקות:	10%	5%	1%
סימון:	*	**	***

נספח 5. מאפייני המדד  $UVX^H$

טבלה נ. 8: מקדמי המתאם בין המדד לפי  $UVX^H$  לבין שאר המדדים

מתאם עם מדד:	
CPI	-0.15
PT_PN	-0.82
PIM_PX	-0.24
ULC	-0.59
UVX	-0.60
NOM_EFF	0.26

ציור נ. 1: המדד  $UVX^H$ . 1995:1=1



## רשימת המאמרים בסדרה "סוגיות במטבע חוץ"

1/02	י' הכט, י' חיים, ב' שרייבר (אפריל 2002), מודל לשוק שקל/מטבע חוץ: יישום לישראל.
1/03	י' הכט, א' רזין, נ' שנער (פברואר 2003), יחסי גומלין בין תנועות הון נכנסות להשקעה מקומית ולצמיחה.
2/03	ג' בניטה, לאוטרבך ב. (אפריל 2003), גורמים המשפיעים על תנודתיות שער החליפין: נתוני פאנל ונתוני ישראל.
3/03	ג' בניטה, ב' שרייבר (אוגוסט 2003), סטיית תקן גלומה, סטיית תקן בפועל ומה שביניהן.
4/03	י' הכט, ר' שטיין (אוגוסט 2003), אמידת ההתפלגות הצפויה של שער החליפין שקל-דולר הגלומה במחירי האופציות,
5/03	י' חיים, נ' שנער, ב' שרייבר (דצמבר 2003), יציבות פיננסית: מושגים, מסגרת ניתוח ותפקיד הרשויות.
6/03	ד' גלאי, ב' שרייבר (דצמבר 2003), האינפורמציה הגלומה באסטרטגיות ובאופציות שקל/דולר הנסחרות בשוק מעבר לדלפק (OTC) בישראל.
1/04	ב' שרייבר, א' גרוסברג (אוגוסט 2004) האשראי, הפיקדונות והפעילות הספקולטיבית במט"ח של תושבי ישראל.
2/04	ג' בניטה, ח' לוי (אוגוסט 2004), פוטנציאל ההשפעה של ביטול אפליית המס בין ניירות ערך ישראליים לניירות ערך זרים על הרכב תיק הנכסים של הציבור.
3/04	ג' בניטה, ב' לאוטרבך, א' סוציאנו (נובמבר 2004), השפעת שינויים מבניים על שכלול שוק מטבע חוץ
1/05	י' סופר (יוני 2005), מדידת שער החליפין הריאלי בישראל והשפעותיו על היצוא והיבוא.

המאמרים בגירסת PDF ניתנים להורדה מאתר בנק ישראל: <http://www.bankisrael.gov.il>