

שער החליפין הריאלי בטווח הארוך והבינוני

רוני פריש*

סדרת מאמרים לדיון 2016.03
פברואר 2016

בנק ישראל; <http://www.boi.org.il>

* רוני פריש, חטיבת המחקר - roni.ffish@boi.org.il, טל' – 02-6552670

תודה מיוחדת למורן כהן על עזרה מעולה ויעילה במיוחד בעיבוד הנתונים ועל עצותיו הטובות שתרמו רבות לגיבוש המחקר. תודה רבה לסיוע הנדיב של פורם ספיר למחקר זה.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל ת"ד 780 ירושלים 91007

Research Department, Bank of Israel. POB 780, 91007 Jerusalem, Israel

מחקר זה בוחן את הגורמים הקובעים את שער החליפין הריאלי בטווח הארוך. הוא מתמקד בשאלה אם שער החליפין הריאלי הוא משתנה סטציונרי (קבוע ונעדר מגמת זמן), כפי שמתחייב מהשערת חוק המחיר האחיד, או שהוא תלוי בגורמים ארוכי טווח – ובפרט בפריון היחסי – כפי שטענו בלסה וסמואלסון (Balassa (1964) ו-Samuelson (1964)). בחנו את השינוי בשער החליפין הריאלי במשך תקופה ארוכה – שלושה עשורים – בפנל מדינות רחב, ומצאנו שהמתאם בינו לבין השינוי בתוצר לנפש (קירוב לשינוי בפריון היחסי) נובע מהמדינות העניות בלבד. בחינה נוספת מתייחסת לטווח שנים ולפנל מצומצמים יותר, ולא נמצא בה מתאם בין התפתחות שער החליפין להתפתחותם של שני מדדים ישירים לפריון היחסי: 1) הפריון היחסי של התעשייה ביחס לפריון הכולל במשק, ו-2) העתירות הטכנולוגית של יצוא הסחורות. במבחני קו-אינטגרציה נמצא ששער החליפין הוא משתנה סטציונרי והזעזועים לו מתמידים פחות מהזעזועים לתוצר לנפש. אמדנו נתוני פנל בשיטת Arellano Bond כדי לטפל במתאם הסדרתי הגבוה של שער החליפין ובבעיית האנדוגניות בינו לבין התוצר לנפש, ומצאנו שהמתאם הקיים בין שני המשתנים בנתוני פנל משקף את ההתפתחות בטווח הקצר (מתאם על פני מחזור העסקים) ואין בין השניים מתאם בטווח הארוך.

Fundamental Factors for Real Exchange Rate

Abstract

This paper examines the factors that determine the long-term real exchange rate. Is the real exchange rate a stationary variable (fixed and lacking a time trend), as uniform price theory assumes, or does it depend on long-term factors, particularly on relative productivity (Samuelson (1964) and Balassa (1964))? We examined the change in the real exchange rate during a long period of three decades in a broad panel of countries, and found that the correlation between it and between the change in per capita GDP (which is a proximate estimation of the change in relative productivity) is derived solely from the poor countries. A further examination, relating to a smaller number of countries and a shorter time frame, did not find a correlation between the development of the exchange rate and the development of the two direct indices of relative productivity: 1) relative manufacturing productivity in relation to overall productivity in the economy; and 2) the technological sophistication of goods exports. Integration-line tests found that the exchange rate is a stationary variable, and that shocks to the exchange rate are less persistent than shocks to per capita GDP. An estimation of panel data using the Arellano Bond method, which designed to deal with the high serial correlation of the exchange rate and the problem of endogeneity between it and per capita GDP, finds that the correlation between the two variables in the panel data reflects the short-term development (correlation over the course of the business cycle) and that there is no correlation between the two over the long term.

במוקד המחקר ניצבת השאלה אם שער החליפין הריאלי רגיש לגורמים ארוכי טווח, ובפרט לפריון היחסי, כפי שטענו Balassa (1964) ו-Samuelson (1964); או שהוא משתנה סטציונרי (קבוע ונעדר מגמת זמן), כפי שמתחייב מההשערה בדבר חוק המחיר האחיד.

שער החליפין הריאלי מוגדר כיחס בין מחיריו של סל מוצרים זהה בשני משקים, כשהמחירים נמדדים במטבע אחיד. לסל מוצרים זהה אין אותו מחיר (במונחי מט"ח) במדינות שונות. פערי המחיר יוצרים תמריץ להגברת הסחר הבין-לאומי, וזה מצדו פועל להשוואת מחירים, בכפוף למגבלות הנובעות מעלויות הובלה, מכסים וכו'. לפי ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד (בגרסתה החלשה¹), פער המחירים מוגבל ואינו מתבדר – כלומר שער החליפין סטציונרי. ואולם נתוני חתך רחב מלמדים שקיים מתאם חיובי מובהק בין עלותו של סל מוצרים לבין התוצר לנפש: אותו סל מוצרים יקר יותר למשל ביפן או בקוריאה העשירות מאשר בקמבודיה ובלאוס העניות. בלסה וסמואלסון טענו כי המתאם נובע מכך שהשיפורים הטכנולוגיים מתרחשים בעיקר בייצור המוצרים הנסחרים בין מדינות (מוצרים סחירים). צמיחתן המואצת של יפן ודרום קוריאה נבעה בעיקר משיפור בפריון של המגזר הסחיר, ואף כי הדבר הוביל להוזלה מסוימת של מוצרים אלו, בסך הכול הוא דווקא ייקר את סל המוצרים. בפירוט, הגידול בפריון הוביל לנסיקת היצוא היפני והקוריאני, לגיוס עובדים לענף התעשייה, ולגידול בשכר של כלל העובדים ביפן וקוריאה. עליית השכר הגדילה את הביקוש למוצרים בלתי סחירים שהפריון בהם לא גדל (שירותי גינון, בנקאות וכו'), ומוצרים אלה התייקרו באופן דומיננטי ביפן ובקוריאה. השערת בלסה-סמואלסון גורסת אפוא שגידול מהיר בפריון היחסי – הפריון במגזר הסחיר ביחס לפריון במגזר הבלתי סחיר – גורר התייקרות של המחירים, והתייקרות זו שקולה לייסוף בשער החליפין הריאלי.

ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד (בגרסתה החלשה) נבחנה במחקרים רבים, והיא זכתה לאישוש כאשר השתמשו במסדים של נתונים בעלי טווח ארוך מאוד או בנתוני פנל נרחבים (מדינות רבות במשך שנים רבות). לדוגמה, Taylor and Taylor (2004) מצאו שהיחסים בין רמות המחירים בארה"ב ובבריטניה לא התבדרו במשך 200 שנה. אותו מחקר בחן את שערי החליפין בפנל נרחב של מדינות במשך תקופה קצרה יותר, 30 שנה, והגיע למסקנה דומה: רמות המחירים מתואמות ואינן מתבדרות בכל תקופת המדגם (אף שבנתונים השנתיים המתאם קלוש). אולם גם השערת בלסה-סמואלסון זכתה לאישוש במחקרים רבים אף כי העדויות לטובתה אינן חד-משמעיות (ראו Rogoff (1996)). ראשית נמצא שרמת המחירים גבוהה יותר במדינות שבהן התוצר לנפש גבוה יותר (רמת המחירים בשווייץ גבוהה מהרמה בהודו, מדינה שבה התוצר לנפש נמוך יותר). כמו כן נמצאו עדויות לכך שצמיחה מהירה של התוצר לנפש גוררת ייסוף בשער החליפין הריאלי (מחקרים אלו הניחו שגידול בתוצר לנפש מתואם עם גידול בפריון היחסי). לבסוף נמצאו עדויות ישירות לכך שכאשר משקים התאפיינו בצמיחה מהירה ומתמשכת בפריון היחסי, המטבע שלהם אכן התייסף (ראו סקירת הספרות).

המדינות בדרום-מזרח אסיה מהוות מבחן להשערת בלסה-סמואלסון. הצמיחה המהירה שנראתה בהן עד ערב המשבר של 1996 לוותה בייסוף משמעותי בשערי החליפין, והדבר מעיד על קשר ארוך טווח בין צמיחה מהירה וייסוף ריאלי (Ito et al. (1999)). ואולם בבדיקה שערכנו נמצא שקשר זה התפוגג בטווח ארוך יותר (בין השנים 1973 ל-2011). אפשר לטעון כי תהליך הצמיחה של המדינות בדרום-מזרח אסיה ייחודי ובלתי מייצג היות שהוא נשען על גידול מואץ ביצוא, וגידול כזה יוצר צורך לשמור על רמת

¹ לפי הגרסה החזקה, רמות המחירים המוחלטות בשני משקים, כשהן נמדדות במטבע אחיד, חוזרות בעקביות לממוצע הקבוע שלהן. לפי הגרסה החלשה עשוי להיוותר ביניהן הבדל – בשל הבדלים ברמת המיסוי, בעלויות ההובלה וכו' – ורק היחס ביניהן (כשהן נמדדות במטבע אחיד) חוזר בעקביות לממוצע הקבוע שלו.

מחירים תחרותית בעולם: יש להזיל את מחירי היצוא ולשמור על שער חליפין מפוחת (Krugman 1989)). . אולם גם כאשר בחנו את הקשר ארוך הטווח בקבוצת מדינות רחבה בהרבה (כל המדינות שלגביהן נמצאו נתונים על שער החליפין הריאלי בשנת 1980), מצאנו תוצאות דומות: על פני שלושה עשורים צמיחה מהירה בתוצר לנפש אינה גוררת ייסוף בשער החליפין, למעט במדינות שהתוצר לנפש בהן נמוך במיוחד בתחילת התקופה (1980).

יש כמה דרכים נוספות לבחון את השערת בלסה-סמואלסון. הדרך הפשוטה ביותר היא לבחון את השינוי ברמת המחירים במשק (במונחי PPP) ביחס לשינוי בתוצר לנפש במהלך תקופה ארוכה ככל האפשר. בחנו מתאם זה על פני תקופות של שלושה וארבעה עשורים, ומצאנו שאין מתאם בין צמיחה מהירה של התוצר לנפש לעלייה ברמת המחירים, למעט במדינות עניות – היינו מדינות שהתוצר לנפש ההתחלתי בהן (כלומר ב-1980) נמוך מ-1,000 דולר (במחירי שנת 2000). דרך פשוטה נוספת היא לאמוד את השינוי בשער החליפין הריאלי בתקופה ארוכה (מ-1980 עד 2010) לעומת השינוי בתוצר לנפש באותה תקופה ולעומת אוסף רחב של משתנים מסבירים נוספים. אנו מוצאים שלאורך זמן צמיחה מהירה של התוצר לנפש אינה מתואמת עם ייסוף בשער החליפין. אשר ליתר המשתנים המסבירים, מצאנו שהמובהק ביניהם הוא קצב גידול האוכלוסייה. שאר המשתנים לא נמצאו מובהקים באופן משכנע ועקבי, למעט אחד: משקל החיסכון הלאומי בתוצר.

הדרך הנכונה יותר לבחון את השערת בלסה-סמואלסון כרוכה בבחינת הקשר בין שער החליפין לבין הפריון היחסי (זהו כזכור הפריון של המגזר הסחיר ביחס לפריון של המגזר הבלתי סחיר). כדי לעשות זאת בחנו שני מדדים לפריון היחסי. הראשון מודד את הגידול בפריון של הענף הסחיר ביותר – התעשייה – ביחס לפריון הכולל במשק. השני בוחן את פרופיל היצוא של המשק: שדרוג בפרופיל – מעבר מיצוא מוצרים עתירי עבודה ליצוא מוצרים עתירי טכנולוגיה והון – ישמש עדות לשיפור מהיר יחסית בפריון של המגזר הסחיר (Hasmann (2007)). מצאנו ששני המדדים מתואמים עם קצב הצמיחה של התוצר לנפש, כלומר גידול מהיר במדדי הפריון (במהלך שני עשורים) מתואם עם גידול מהיר בתוצר לנפש באותה תקופה. אולם לא מצאנו מתאם בין שיפור בשני המדדים לשער החליפין הריאלי: לא מצאנו שצמיחה מהירה בשני המדדים מתואמת עם ייסוף ריאלי בשער החליפין (במהלך שני עשורים)².

מבחיני קו-אינטגרציה הם דרך נוספת לבחון את הקשר שבין צמיחת התוצר לנפש להתפתחות שער החליפין הריאלי. בספרות נמצא ששער החליפין הריאלי הוא משתנה סטציונרי, אך מבחנים מתקשים להכריע באשר לסטציונריות של התוצר לנפש היחסי (ביחס לארה"ב). מכאן שהזעזועים לתוצר לנפש מתמידים יותר מהזעזועים לשער החליפין; כלומר הזעזועים לשער החליפין הריאלי דועכים מהר יותר מהזעזועים לתוצר לנפש היחסי, ולמעשה עצם דעיכתם של האחרונים מוטלת בספק (Rapach (2002)). במילים אחרות, זעזוע לתוצר היחסי ישפיע על התוצר היחסי למשך זמן ארוך בשעה שעל שער החליפין הריאלי הוא ישפיע למשך זמן קצר יותר. מסקנה זו אינה עולה בקנה אחד עם הטענה שקיים קשר ארוך טווח בין צמיחה מהירה וייסוף.

בחנו את ההשפעה של התוצר לנפש על התפתחות שער החליפין בעזרת Error Correction Model, מודל שמאפשר להבחין בין השפעות הטווח הקצר להשפעות הטווח הארוך. מצאנו שהתפתחות שער החליפין בפועל מתואמת עם התפתחות התוצר לנפש (בטווח הארוך ובטווח הקצר): האצה בקצב

² המחקרים שבחנו את השערת בלסה-סמואלסון אמדו לרוב את השינוי בשער החליפין הריאלי הפנימי של המשק – מחירי המוצרים והשירותים הסחירים לעומת מחירי הבלתי סחירים. במחקר זה אנו אומדים את השינוי בשער החליפין הריאלי החיצוני: רמת המחירים במשק ביחס לרמת המחירים בשותפות הסחר שלו, כשהן נמדדות במטבע אחיד.

הצמיחה גוררת ייסוף ריאלי. אולם לצד זאת מצאנו כי גם לשיעור האבטלה יש השפעה דומה – ירידה בשיעור האבטלה גוררת ייסוף ריאלי. אנו מסיקים מאמידה זו שהקשר בין התפתחות התוצר לנפש להתפתחות שער החליפין נובע הן ממחזור העסקים והן משינוי בקצב הצמיחה של הטווח הארוך. ערכנו אמידה דומה בעזרת מודל Arellano Bond משום שבניגוד לאמידה בשיטת ECM, היא מטפלת הן בבעיית המתאם הסדרתי הגבוה והן בבעיית האנדוגניות (כלומר בכך שצמיחת התוצר לנפש משפיעה על שער החליפין הריאלי אך גם מושפעת ממנו). האמידה העלתה שמשנתני האבטלה משפיעים על שער החליפין באופן מובהק ודומה לזה שהעלתה האמידה בעזרת ECM, בשעה שצמיחת התוצר לנפש משפיעה על שער החליפין באופן גבולי. מודל Arellano Bond תומך בהשערה שהמתאם בין צמיחה וייסוף משקף מתאם בין מחזור העסקים וייסוף ולא בין צמיחה ארוכת טווח וייסוף.³

עבודה זו מאששת את ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד (בגרסתה החלשה) ומוצאת שאין קשר ארוך טווח בין קצב הצמיחה לשער החליפין הריאלי (אמנם יש ביניהם קשר בטווח הקצר והבינוני, אך הדבר אינו מאשש את השערת בלסה-סמואלסון משום שזו מתייחסת לטווח הארוך). המסקנות ממחקר זה רלוונטיות לספרות על שער החליפין של שיווי משקל. המודלים שאומדים את שער החליפין של שיווי משקל בוחנים את שער החליפין בפועל ביחס לשער החליפין הנגזר מגורמי היסוד, והם נועדו לאותת על התפתחות סטייה של שער החליפין בפועל משער החליפין של שיווי משקל, היות שסטייה גדולה עלולה לגרום לחוסר איזון בכלכלה וסטייה גדולה במיוחד עלולה לגרום למשבר כלכלי (Kaminski et al. (1998)). עם גורמי היסוד המרכזיים במודלים נמנים הפריז, תנאי הסחר, ההוצאה הציבורית, הפתיחות לסחר ותנועות ההון נטו. המודלים השונים כוללים אינדיקטורים שונים לפריז – התוצר (Cottani et al. (1990)), התוצר לנפש (Calvo et Al. (1995)), התוצר לעובד (Razin and Collins (1997)), התוצר לנפש ביחס לזה של שותפות הסחר (Warner (1997)), ומגמת הצמיחה (Ades (1996) – ורובם מוצאים שמשנתנים אלו הם אכן גורמי יסוד שמסבירים את שער החליפין הריאלי. אולם המחקר הנוכחי מצביע על כך שמתאם זה אינו נובע מקשר ארוך טווח בין צמיחה לייסוף (השערת בלסה-סמואלסון) כי אם מהתפתחות שער החליפין הריאלי על פני מחזור העסקים.

2. סקירת ספרות

שער החליפין הריאלי מוגדר כיחס בין מחיריו של סל מוצרים זהה בשני משקים, כשהמחירים נמדדים במטבע אחיד. לפי ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד בגרסתה החלשה, לאורך זמן היחס בין רמת המחירים במשק לרמת המחירים בחו"ל הוא חסר מגמה (תנודתי סביב ממוצע קבוע). השערה זו נבחנה במחקרים רבים, וזכתה לאישוש באלה מהם שהשתמשו במסדים של נתונים בעלי טווח ארוך מאוד ובשערי חליפין בין מדינות מפותחות. הזכרנו לעיל את Taylor & Taylor (2004) ועתה נזכיר עוד כמה מחקרים שאיששו את ההשערה בהתבסס על מדגם נתונים ארוך טווח: Frankel (1986) בחן את שער החליפין של הדולר מול הלירה סטרלינג בשנים 1869 עד 1984; Edison (1987) בחן אותו שער חליפין בשנים 1890 עד 1978; Glen (1992) בחן פנל של 9 מדינות בשנים 1900 עד 1987 ודחה את השערת ההילוך המקרי (כלומר קיבל סטציונריות). מחקר מאוחר ורחב יותר⁴ מצא שחוק המחיר האחיד (בגרסתו החלשה) נוטה להתקיים במדינות שיש בהן פתיחות גבוהה יחסית לסחר בין-לאומי, שיעור צמיחה דומה לשיעור בארה"ב, אינפלציה נמוכה, ותנודתיות נמוכה של שער החליפין הנומינלי; החוק נטה להתקיים במדינות

³ נציין שבמבחני הסטציונריות מצאנו כי הזעזועים לשיעור האבטלה מתמידים כמו הזעזועים לשער החליפין הריאלי, ושניהם מתמידים פחות מהזעזועים לתוצר. לכן שמתאם בין התפתחות שער החליפין להתפתחות התוצר לנפש על פני מחזור העסקים עשוי ליצור אשליה שבין המשתנים האלה קיים קשר ארוך טווח.
⁴ D.J. Alba and H.D. Papell (2007).

אירופה ואמריקה הלטינית יותר מאשר במדינות אסיה ואפריקה. ואולם הספרות הדגישה שסטיות בשער החליפין הריאליים דועכות לאט מאוד⁵, ותופעה זו ערערה את האמון בתקפות החוק אפילו בטווח הארוך משום שהעזעזועים דועכים כה לאט עד שקיים ספק אם הם בכלל דועכים.

משקים שמציגים צמיחה מהירה ומתמשכת עשויים לסטות מחוק המחיר האחיד ולהתאפיין בייסוף ריאלי מתמשך. בלסה וסמואלסון שיערו שתהליך הייסוף נובע מגידול מהיר ומתמשך בפריון של הענפים המייצרים מוצרים סחירים – מוצרים שנסחרים בין מדינות. בעקבות תהליך זה גדל הביקוש לעובדים במגזר הסחיר ועולה השכר של כלל העובדים במשק. עליית השכר מצדה מייקרת את עלויות הייצור בענפי המגזר הבלתי סחיר – ענפים שמוצריהם אינם נסחרים בין מדינות, למשל שירותי דיו, חינוך וכו' – אף שבהם לא השתפר הפריון. כתוצאה מכך מוצריהם מתייקרים ביחס לעולם, בשעה שהמוצרים הנסחרים בין מדינות ומיובאים מחו"ל אינם מתייקרים. תופעה כזאת התרחשה ביפן בשנות השבעים והשמונים (Martson (1987)), והיא התרחשה גם במדינות נוספות במזרח אסיה (Ito et al. (1999)). סטייה מתמידה מחוק המחיר האחיד נגרמת אפוא כאשר היחס בין הפריון של המגזר הסחיר לפריון של המגזר הבלתי סחיר גדל באופן חריג בהשוואה ליחס זה במדינות הסוחרות עם המשק; אם העלייה ביחס אינה חורגת מהעלייה במדינות הסוחרות עם המשק, היא לא תגרור שינוי בשער החליפין. לא מעט מחקרים שבחנו את השערת בלסה-סמואלסון מצאו לה תימוכין⁶, אך אחרים – בפרט מחקרי פנל – דחו אותה⁷. Tica & Druzic (2006) סקרו את כלל המחקרים האמפיריים שבחנו את השערת בלסה-סמואלסון ופורסמו בכתבי עת – 58 מאמרים בסה"כ. הם סיכמו את סקירתם כך:

"Results of the survey indicate that growing body of evidence definitely points towards professional rethinking about the significance of the Harrod-Balassa-Samuelson effect".

כלכלנים בתחום הסחר הבין-לאומי הציעו הסברים שונים לכך שבניגוד להשערת בלסה-סמואלסון, בטווח הארוך אין מתאם בין צמיחה מהירה בתוצר לנפש לבין ייסוף בשער החליפין הריאלי. Krugman (1989) טען שתהליך צמיחה צפוי לגרום דווקא פיחות ריאלי, משום שמדינות שונות מתמחות בייצור מוצרים שונים, ותהליך צמיחה פירושו גידול בהיצע של המוצר הייחודי לאותה מדינה. מאחר שגידול בהיצע גורר כידוע ירידת מחיר, המדינות הצומחות נאלצו להוזיל מחירים על מנת למכור כמות גדולה יותר בשוק הבין-לאומי. אולם בטווח הארוך המדינות הצומחות מגוונות את מוצרי היצוא שלהן וכך נמנעות מירידת מחיר, ולכן חוק המחיר האחיד מתקיים בטווח הארוך. Devereux (1999) השתמש במודל המעודכן של בלסה כדי להסביר את תופעת הצמיחה-בלא-ייסוף שאפיינה חלק מהמדינות הצומחות באסיה: נוסף למגזרים הסחיר והבלתי סחיר המודל המעודכן כולל מגזר שלישי בלתי תחרותי ובעל יתרונות לגודל, שתפקידו להפיץ את המוצר הסחיר לצרכן. צמיחת המשק מוזילה את עלויות הייצור במגזר ההפצה ומוזילה את מחיר המוצר הסחיר, ולכן צמיחה גוררת פיחות ריאלי. הסבר אחר הופך את כיוון הסיבתיות וטוען כי מדיניות כלכלית שכופה פיחות ריאלי גוררת האצה בקצב הצמיחה (Rodrik (2008)). הסברים אלו מלמדים על מורכבות הקשר שבין הצמיחה ושער החליפין הריאלי.

⁵ על פי K. Rogoff (1996), מחצית הסטייה דועכת תוך 3 עד 5 שנים.

⁶ Dorin and Rault (2010) אמדו את השערת בלסה-סמואלסון ב-20 המדינות שבאמריקה הלטינית; הם השתמשו בשיטת קו-אינטגרציה ומצאו להשערה אישוש.

⁷ לדוגמה, באמידה של מודל VAR נמצא שגידול פרמננטי בפריון של המגזר הסחיר לא גרר ייסוף פרמננטי באף אחת ממדינות ה-G7.

Coresti G., L. Dedola and S. Keduca (2006). "Productivity, external balance and exchange rates: Evidence on the transmission mechanism among G7 countries", NBER.

הממצא המקובל בספרות הוא שגידול מהיר בפריון של המגזר הסחיר אכן גורר צמיחה מהירה וייסוף, וההסבר המקובל הוא השערת בלסה-סמואלסון. גישה זו מקובלת במיוחד בספרות על שער חליפין של שיווי משקל. בספרות זו אומדים את שער החליפין של שיווי משקל באמצעות אמידת הקשר שבין שער החליפין בפועל למשתנים כלכליים שיש יסוד תיאורטי להניח כי הם משפיעים עליו. עם גורמי היסוד המרכזיים בספרות זו נמנה השינוי בתוצר, היות שאמידות רבות מצאו כי הוא משתנה מסביר מובהק. המחקרים השונים כללו את משתנה התוצר בצורות שונות: התוצר ((Cottani et.al (1990), התוצר לנפש ((Calvo et. al (1995), התוצר לעובד ((Razin and Collins (1997), התוצר לנפש ביחס לזה של שותפות הסחר ((Warner (1997), ומגמת הצמיחה ((Ades (1996). הספרות רואה במשתנה זה גורם יסוד בשל הבסיס התיאורטי שהניחו בלסה-סמואלסון ומשום שגידול בתוצר לנפש נחשב לממד עקיף (proxy) לגידול בפריון. ואולם עדיין נותרת בעינה השאלה אם מדובר במתאם של הטווח הקצר (ייסוף בתקופת גאות במחזור העסקים ופיחות בתקופת שפל) או שקיים קשר סיבתי ארוך טווח בין שער החליפין הריאלי לגידול בפריון, כפי שגורסת השערת בלסה-סמואלסון.

כאמור, מחקר זה מתמקד בשאלה אם שער החליפין רגיש לגורמים ארוכי טווח, ובפרט לגורמי פריון, כפי שטענו בלסה וסמואלסון; או שהוא משתנה סטציונרי (קבוע ונעדר מגמת זמן), כפי שמתחייב מההשערה בדבר חוק המחיר האחיד. בפרק 3 נבחן את העדויות שמצאו Ito et al. (1999) לכך שקיים קשר ארוך טווח בין קצב הצמיחה לשער החליפין הריאלי. כמו כן נבחן את הטענה שגידול בפריון היחסי של ענפי התעשייה או של ענפי היצוא גורר ייסוף ריאלי. פרק 4 מציג את הבעיה הבאה: בשעה שבנתוני חתך ישנו קשר ברור בין רמת התוצר לנפש לבין רמת המחירים, הרי שעל פני זמן (סדרות עתיות) אין קשר בין השינוי בתוצר לנפש לשינוי בשער החליפין, ובפרט מוצאים כי צמיחה מהירה אינה גוררת ייסוף: בחנו את ההשערה שהתפתחות שער החליפין אינה קשורה להתפתחות התוצר לנפש, ולא הצלחנו לדחות אותה. כמו כן לא הצלחנו לשלול את ההשערה ששער החליפין הוא משתנה סטציונרי. פרק 5 בוחן את הגורמים המכתיבים את שער החליפין בטווח הבינוני, ועולה ממנו ששער החליפין רגיש למחזור העסקים: הוא מתייסף בזמן גאות ונחלש בעת שפל.

3: ממצאי Ito et al. (1999)

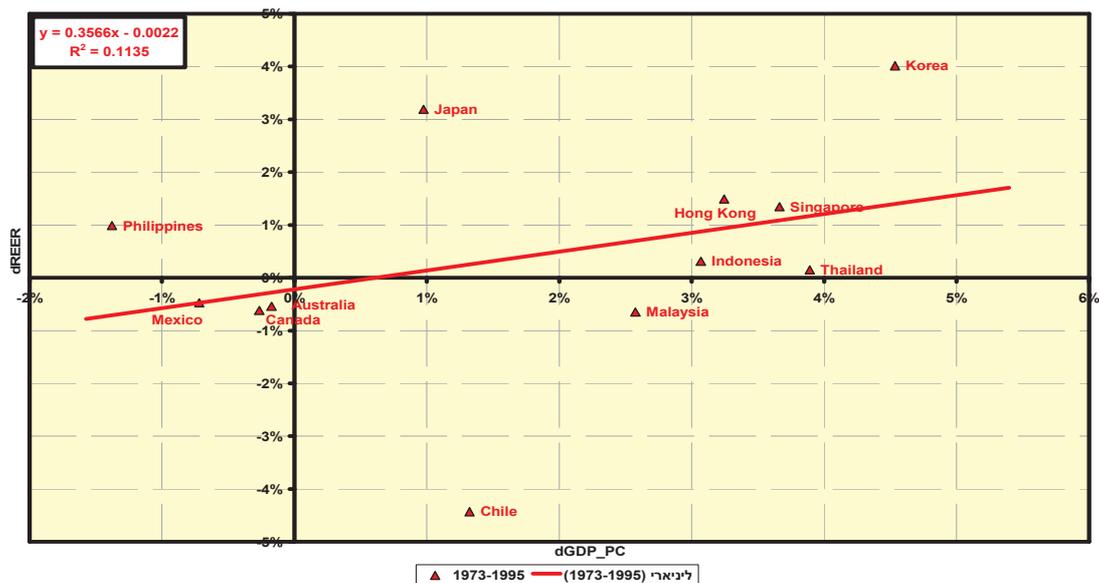
Ito et al. (1999) מצאו כי חלק מהמדינות שצמחו במהירות גדולה במיוחד בשנים 1973—1995 גם עברו ייסוף מתמשך (ביחס לארה"ב), כפי שמנבאת השערת בלסה-סמואלסון. כך היה בקוריאה, טייוואן, הונג קונג וסינגפור. לעומת זאת, שער החליפין של תאילנד נותר ללא שינוי, בסין חל פיחות אף שקצב צמיחתה היה שני רק לזה של קוריאה, וגם הודו, מלזיה וצ'ילה לא תמכו בהשערת בלסה. החוקרים טוענים כי הדבר נובע משוני בהרכב הצמיחה – ייסוף התרחש במדינות שצמיחתן הכלכלית ליוותה במעבר מיצוא מוצרים פשוטים יחסית, כגון טקסטיל, ליצוא מוצרים מתוחכמים יותר, כגון מכונות; סין והודו לא התקדמו לייצור מוצרים מתוחכמים יותר (עד לסוף תקופת המדגם, בשנת 1995), ולכן בהן לא חל ייסוף. לדעת החוקרים שער החליפין של סין היה מיוסף מאוד בתחילת המדגם (בשנת 1973), והדבר התאפשר משום שסין הייתה סגורה אז לסחר בין-לאומי. למעט סין נמצא מתאם חיובי ומובהק בין גידול התוצר לייסוף הריאלי.⁸

⁸ המחקר מדגיש שלא נמצאו תימוכין להנחות הניצבות ביסוד השערת בלסה-סמואלסון, ולפיהן הצמיחה הכלכלית מביאה להתייקרות של המוצרים הבלתי סחירים בשעה שמחירי המוצרים הסחירים מתפתחים באופן דומה בכל המדינות. למשל, נמצא מתאם חיובי בין השינוי במחיר סל המוצרים לשינוי במחירי המוצרים הסחירים.

Ito et al. (1999) נמנה עם המחקרים שעיגנו באופן בהיר ומשכנע את השערת בלסה-סמואלסון. מחקר זה התמקד במדינות בעלות צמיחה מהירה והשתמש בסטטיסטיקה תיאורית פשוטה. מחקרים מאוחרים יותר השתמשו בשיטות סטטיסטיות חדשות ומתוחכמות יותר (קו-אינטגרציה) כדי לבחון את ההשערה, ונדון בהם בהמשך.

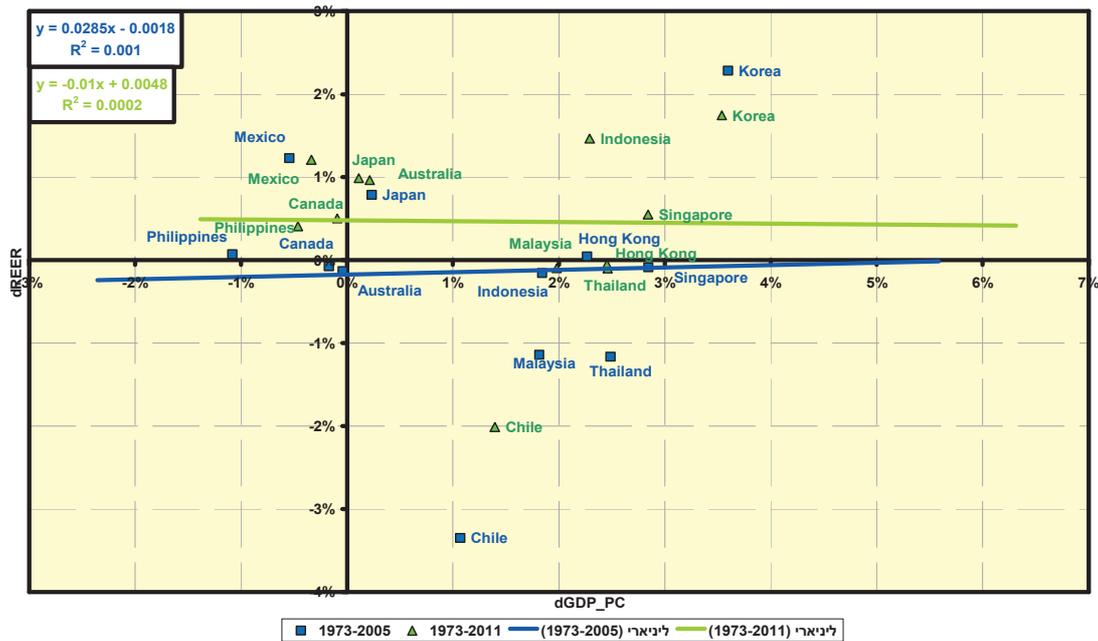
להלן נבחן את ההשערה שקיים קשר בין צמיחה כלכלית לייסוף בשער החליפין דרך דיון במחקר של Ito et al. (1999). איור 1 משחזר את מחקרם וכולל נתונים לגבי אותן שנים (1973-1995) ואותן מדינות שנכללו במחקר המקורי, למעט פפואה-גינאה החדשה, מדינה שלגביה לא מצאנו נתונים⁹. בדומה למחקר המקורי אנו מציגים את הצמיחה לנפש כנגד הייסוף הריאלי במהלך השנים 1973 עד 1995. שער החליפין הריאלי של כל מדינה נמדד ביחס לשותפות הסחר שלה, ושיעור הצמיחה ושער החליפין מחושבים ביחס לנתונים המקבילים בארה"ב. בדומה למחקר המקורי מחקרנו הניב מתאם חיובי מובהק בין קצב צמיחה מהיר לייסוף בשער החליפין הריאלי (למעט בסין). ואולם המתאם החיובי בין צמיחה לייסוף מתפוגג כאשר מאריכים את המדגם לשנים שבאו אחרי 2003; לדוגמה, איור 2 מראה כי המתאם נמוך בשנים 1973 עד 2011 ובשנים 1973 עד 2005 (לפני שפרץ המשבר העולמי של 2008). הצמיחה המהירה בתאילנד, מלזיה וצ'ילה לא גררה ייסוף בשער החליפין, והצמיחה האטית במקסיקו ובפיליפינים לא גררה פחות בשער החליפין. קוריאה מציגה את הקשר הבולט ביותר בין צמיחה מהירה וייסוף. ביפן, דוגמה מובהקת לקשר בין צמיחה מהירה וייסוף, חלה האטה ניכרת בצמיחה ובה בעת נשחק חלק מהייסוף¹⁰.

איור 1: שחזור הקשר בין הצמיחה לשער החליפין לפי המחקר של Ito et al. (1999)



⁹ המתאם בין צמיחה וייסוף באיור 1 דומה לזה שבמחקר המקורי.
¹⁰ הארכת המדגם התבססה על נתוני הבנק העולמי, למעט במקרה של אינדונזיה, קוריאה, תאילנד והונג קונג. למדינות אלה חסרו נתונים, ולכן השתמשנו – באופן חד-פעמי במחקר זה – במסד הנתונים של Bruegal.

איור 2: הקשר בין הצמיחה לשער החליפין בשנים 1973–2011 ו-1973–2005, מדינות נבחרות



כפי שהסבירו בלסה וסמואלסון, כאשר הפריון של המגזרים הסחיר והבלתי סחיר גדל במקביל, הדבר אינו צפוי לגרום לייסוף ריאלי, ובמקרה כזה גם לא צפוי מתאם בין גידול בפריון לבין שער החליפין הריאלי. על פי השערתם, רק גידול מואץ בפריון של המגזר הסחיר, ביחס לפריון של המגזר הבלתי סחיר, יביא לעלייה ברמת המחירים הכללית במשק, כלומר לייסוף ריאלי. להלן נבחן אם צמיחה מהירה בתוצר, בהובלת ענף היצוא או המגזר הסחיר, גוררת ייסוף בשער החליפין.

פרופיל היצוא וקצב הצמיחה: ביסוד בדיקה זו ניצבת ההנחה שמעבר מיצוא של מוצרים וענפים מסורתיים ליצוא של מוצרים וענפים מתקדמים יותר מתואם עם גידול בפריון של מגזר היצוא (בהתאם להשערה של Ito et al. (1999)), מדד דומה פותח ע"י Hausmann¹¹. לצורך הבדיקה נעזרנו בנתונים מפורטים על יצוא הסחורות ב-13 ענפים – 12 ענפי תעשייה, ביניהם כימיה, אלקטרוניקה וטקסטיל, וענף החקלאות. הסבר מפורט על סיווג הענפים לפי רמתם הטכנולוגית מופיע בנספח, וכאן נעיר רק כי הסיווג התבסס על המתאם הקיים בין ההרכב הענפי של היצוא לבין רמת התוצר לנפש, מתוך הנחה שהרכב היצוא במדינות בעלות תוצר לנפש גבוה מעיד על ענפים עתירי טכנולוגיה גבוהה מזו של הענפים המאפיינים מדינות מתפתחות. תחילה איתרנו את המדינות ששדרגו את הפרופיל הענפי של היצוא, ולאחר מכן בחנו אם במקביל התרחשו בהן גם צמיחה מהירה בתוצר וייסוף מהיר. בשל מגבלות על זמינות הנתונים בחנו רק 30 מדינות שלגביהן יש נתונים מפורטים על היצוא, לפי ענפים, משנת 1992 ואילך (הנתונים מקורם בארגון הסחר העולמי, World Trade Organization)¹². עם המדינות ששדרגו את פרופיל היצוא שלהן באופן משמעותי נמנות אירלנד, יוון וטורקיה¹³; ועם המדינות שהפרופיל הענפי של היצוא שלהן ירד מבחינת העתירות הטכנולוגיות נמנות יפן ומקסיקו. כצפוי, נמצא מתאם חיובי בין שדרוג של פרופיל היצוא לבין קצב הצמיחה של התוצר לנפש, והמתאם נשמר גם לאחר שהשמטנו שתי תצפיות חריגות – סין

¹¹ Hausman פיתח מדד דומה – Hausman (PRODY) index. ראו

Hausmann, R., H. Jason H. and D. Rodik (2007).

¹² זוהי רשימת המדינות, לפי מדרג העתירות הטכנולוגיות של יצוא הסחורות בשנת 2011: שווייץ, ישראל, יפן, טרינידד טובגו, דרום קוריהא, סינגפור, מקסיקו, ארה"ב, קנדה, טייוואן, ונצואלה, הונג קונג, קרואטיה, תאילנד, מלזיה, ירדן, סין, אלג'יריה, הודו, טורקיה, אוסטרליה, ברזיל, סרביה, ארגנטינה, תוניסיה, אינדונזיה, צ'ילה, נור-זילנד, זימבבואה, פרגוואי, פרו ומדגסקר. ראו לוח נספח 2.

¹³ נציין שתאילנד ואינדונזיה שדרגו את פרופיל היצוא שלהן באופן בולט, אך לא נמצא גידול חריג בפריון של ענף התעשייה ביחס ליתר ענפי המשק.

וזימבבואה (לוח 1.א)¹⁴. ואולם לא נמצא מתאם מובהק בין שדרוג של פרופיל היצוא לבין שינוי ברמת המחירים במונחי PPP (לוח 1.ב), וגם לא בינו לבין שינוי בשער החליפין הריאלי שמפרסם האו"ם, נתון שמהווה אומדן חלופי לשינוי בשער החליפין הריאלי¹⁵.

לוח 1. א: השפעת העתירות הטכנולוגית של היצוא על צמיחת התוצר לנפש המשתנה המוסבר: הצמיחה בתוצר לנפש, המשתנה המסביר: שידרוג העתירות הטכנולוגית של היצוא

1992 עד 2011		1992 עד 2009		תקופת המדגם
רגרסיה 4	רגרסיה 3	רגרסיה 2	רגרסיה 1	
***2.69 (0.87)	***5.75 (1.81)	***2.11 (0.77)	***4.63 (1.49)	מדד לשינוי בעתירות הטכנולוגית של היצוא
0.34	0.31	0.29	0.29	R ²
28	30	29	31	מספר התצפיות
סין וזימבבואה	--	סין וזימבבואה	--	מדינות שהושטו

*** מציינ רמת מובהקות של 1%. כל הרגרסיות כללו קבוע ותוצר לנפש בשנת 1992. סטיות התקן מופיעות בסוגריים.

לוח 1. ב: השפעת העתירות הטכנולוגית של היצוא על השינוי במחירי התוצר (PPP) המשתנה המוסבר: השינוי במחירי התוצר (PPP), המשתנה המסביר: שידרוג העתירות הטכנולוגית של היצוא

1992 עד 2010		1992 עד 2009		תקופת המדגם
רגרסיה 4	רגרסיה 3	רגרסיה 2	רגרסיה 1	
-0.47 (1.20)	-0.11 (1.12)	-1.06 (1.15)	-0.64 (1.09)	מדד לשינוי בעתירות הטכנולוגית של היצוא
0.034	0.022	0.054	0.028	R ²
29	31	29	31	מספר התצפיות
סין וזימבבואה	--	סין וזימבבואה	--	מדינות שהושטו

* מציינ רמת מובהקות של 10%. המשתנים המסבירים בלוח זה אינם מובהקים. סטיות התקן מופיעות בסוגריים. כל הרגרסיות כללו קבוע ואת התוצר לנפש בשנת 1992.

המקור: רמת מחירי התוצר של ה-PWT (Penn World Tables).

הממצאים מצביעים על כך שגידול מהיר של הפריון במגזר הסחיר מתואם עם צמיחה מהירה בתוצר לנפש (בתקופה הנחקרת), בהתאם להשערת בלסה-סמואלסון. אך מתאם זה לא גרם להתייכרות מובהקת ברמת המחירים במשק.

בדיקה נוספת של השערת בלסה-סמואלסון בוחנת את השינוי בפריון של ענף התעשייה והכרייה (ענף שמוצריו נחשבים סחירים יחסית) ביחס לשינוי בפריון בענפים האחרים. בידינו נתונים מ-1990—2009 על משקל התוצר התעשייתי בתוצר ועל משקל המועסקים בתעשייה ב-39 מדינות, 22 מתוכן הגדילו את הפריון של ענפי התעשייה והכרייה בשיעור מהיר מזה של יתר הענפים. הפריון של ענף התעשייה גדל בשיעור המהיר ביותר (ביחס ליתר ענפי המשק) בקוריאה, סינגפור ומלזיה וכן בכמה מדינות בדרום אמריקה, ביניהן פרו וקולומביה. ביבשת אירופה בלט הגידול באוסטריה ובאירלנד. עם המדינות שבהן פריון התעשייה פיגר משמעותית ביחס לזה של יתר הענפים ניתן למנות את פולין, רומניה, ברזיל, טורקיה וبولגריה. ברגרסיות 1 ו-3 בלוח 2.א נמצא שגידול מהיר בפריון של ענף התעשייה (ביחס לזה של יתר ענפי

¹⁴ מתאם חיובי התקבל גם כאשר הוספנו כמשתנה מסביר מדד לרמת ההון האנושי במשק – שיעור בוגרי החינוך היסודי בשנת 1990 או בשנת 2000.

¹⁵ מקדם המתאם בין שער החליפין של האו"ם לזה של הבנק העולמי עומד על 0.78 בלבד (1,671 תצפיות משותפות); מקדם הרגרסיה (β) בין שני המשתנים עומד על 0.94 וסטיות התקן שלו היא 0.02. הן שער החליפין של הבנק העולמי והן זה של האו"ם מתייחסים למדד מחירי הצריכה הפרטית (CPI). שער החליפין הריאלי של מדינה מסוימת (i) הוא ממוצע משוקלל של שערי החליפין הריאליים הביטורליים שלה עם יתר מדינות העולם. את המשקל שניתן לכל שער חליפין ביטורלי אפשר לקבוע בשיטות שונות ומכאן נובע עיקר ההבדלים בין שערי החליפין שמפרסמים גופים שונים: אפשר לקבוע את השקלול לפי משקלה של שותפת הסחר בעולם, לפי משקלה בסחר של מדינה i, ועוד. במחקר זה ניעזר הן בנתונים של הבנק העולמי והן בנתוני האו"ם.

המשק) מתואם עם שיעור צמיחה גבוה במשק (ברמת מובהקות גבולית של 10%): כאשר פריון התעשייה במדינה גדל מהר יחסית לפריון ביתר הענפים, התוצר לנפש גדל מהר יחסית. המתאם החיובי (ברמת מובהקות של 10%) נותר בעינו גם לאחר שהשמטנו מהמדגם שלוש מדינות חריגות: נורווגיה, היות שבה נמצאו משאבי טבע בהיקף גדול, ודרום קוריאה וקולומביה, היות שהפריון במגזר התעשייה והכרייה ביחס לפריון במגזר האחר צמח בהן בקצב מהיר בהרבה מאשר במשקים האחרים¹⁶. מתאם חיובי נמצא גם במדגם שבו צמצמנו את טווח השנים ל-1990—2009 והגדלנו את מספר המדינות גדול יותר אך השמטנו שלוש מדינות בעלות הכנסות משמעותיות מיצוא משאבי טבע – רוסיה, נורווגיה ואזרבייג'אן (רגרסיות 3 ו-4). מתאם חיובי בין הפריון היחסי של התעשייה לקצב הגידול של התוצר לנפש נמצא גם לאחר שיצרנו מדגם ללא המדינות במזרח אירופה, היות שבהן התחולל כידוע שינוי דרמטי בשיטת המשטר הכלכלי (רגרסיה 5). ואולם ברגרסיות שבלוח ב.2 לא נמצא מתאם חיובי בין גידול מהיר בפריון של ענף התעשייה (ביחס לזה של יתר ענפי המשק) לשינוי ברמת המחירים במונחי PPP, וברגרסיה 3 אף נמצא מתאם בכיוון הפוך מהצפוי: בין גידול מהיר בפריון לפיחות ריאלי. תוצאות דומות נמצאו כאשר השתמשנו בנתוני שער החליפין הריאלי של הבנק העולמי ובנתוני שער החליפין של האו"ם.

לוח 2.א.: השפעת הפער בפריון בין המגזרים על השינוי בתוצר לנפש, המשתנה המוסבר: השינוי בתוצר לנפש, המשתנים המסבירים: הפער בקצב הגידול של הפריון בין ענף התעשייה והכרייה לבין יתר הענפים והתוצר לנפש ההתחלתי.

1990 עד 2009			1980 עד 2009		
רגרסיה 5	רגרסיה 4	רגרסיה 3	רגרסיה 2	רגרסיה 1	
*0.233 (0.129)	*0.219 (0.126)	***0.264 (0.108)	*0.900 (0.483)	*0.605 (0.320)	הפער בין המגזרים בקצב הגידול של הפריון
0.52	0.44	0.43	0.40	0.33	R ²
30	34	36	21	24	מספר התצפיות
כמו ברגרסיה 4 וללא מדינות מזרח אירופה	נורווגיה, אזרבייג'אן, רוסיה, קולומביה ודרום קוריאה	נורווגיה, אזרבייג'אן ורוסיה	נורווגיה, קולומביה ודרום קוריאה	--	מדינות שהושמטו

* מציין רמת מובהקות של 10%, ** מציין רמת מובהקות של 5%, *** מציין רמת מובהקות של 1%. כל הרגרסיות כללו קבוע ואת רמת התוצר לנפש בתחילת התקופה (1980 ו-1990, בהתאמה). מדינות שנכללו ברגרסיה 1: בלגיה, בולגריה, צ'ילה, קולומביה, פינלנד, צרפת, הונגריה, אינדונזיה, איטליה, יפן, דרום קוריאה, מלזיה, הולנד, נורווגיה, הפיליפינים, פורטוגל, סינגפור, ספרד, שוודיה, שווייץ, תאילנד, בריטניה, ארה"ב ורוסיה. ברגרסיה 3 נכללו גם: ארגנטינה, אוסטרליה, ברזיל, קוסטה ריקה, דנמרק, אל סלוודור, מאוריציוס, מקסיקו, פרו, פולין, רומניה, סרי לנקה וטורקיה.

לוח 2.ב.: השפעת הפער בפריון בין המגזרים על השינוי במחירי התוצר (PPP), המשתנה המוסבר: השינוי במחירי התוצר (PPP), המשתנים המסבירים: התוצר לנפש ההתחלתי והפער בקצב הגידול של הפריון בין ענפי התעשייה והכרייה לבין יתר הענפים

1990 עד 2009		1980 עד 2009		
רגרסיה 4	רגרסיה 3	רגרסיה 2	רגרסיה 1	
0.016 (0.11)	-0.19 (0.12)	0.015 (0.31)	-0.003 (0.13)	הפער בין המגזרים בקצב הגידול של הפריון
0.13	0.22	0.07	0.09	R ²
30	36	21	24	מספר התצפיות
נורווגיה, קוריאה, קולומביה ומדינות מזרח אירופה	נורווגיה ורוסיה	קוריאה, נורווגיה וקולומביה	--	מדינות שהושמטו

* מציין רמת מובהקות של 10%, ** מציין רמת מובהקות של 5%. סטיות התקן מופיעות בסוגריים. כל הרגרסיות כללו קבוע ואת רמת התוצר לנפש בתחילת המדגם (1980 ו-1990, בהתאמה).

לסיכום, מחקרים רבים השתמשו במשתנה התוצר לנפש כבמדד עקיף (proxy) לפריון היחסי. בדומה לבלסה וסמואלסון הם הניחו שגידול מהיר בתוצר לנפש מצביע על גידול בפריון של המגזר הסחיר יחסית

¹⁶ בדרום קוריאה ניכרה צמיחה מהירה במיוחד בתוצר לנפש, ובקולומביה מוצאים כי קצב הגידול של התוצר לנפש נמוך יחסית לזה של יתר המדינות.

לגידול בפריון של המגזר הבלתי סחיר. אנו מוצאים שהנחה זו אכן תקפה: גידול מהיר בתוצר לנפש אכן מתואם עם גידול מהיר בפריון של ענף התעשייה יחסית לענפי המשק האחרים. גם שדרוג של פרופיל היצוא של המשק, והחלפת היצוא של הענפים עתירי העבודה ביצוא של ענפים עתירי טכנולוגיה, מתואם עם גידול מהיר בתוצר לנפש (וגם עם גידול מהיר בפריון של התעשייה יחסית לפריון ביתר הענפים). ואולם מדדים ישירים לפריון היחסי לא איששו את השערת בלסה-סמואלסון: גידול מהיר בפריון של ענף התעשייה יחסית לפריון ביתר ענפי המשק¹⁷, או שדרוג בפרופיל של יצוא הסחורות (רובו המכריע מורכב מיצוא תעשייתי), אינו מלווה בייסוף ריאלי.

משתנה נוסף שנמצא מתואם באופן מובהק עם השינוי בתוצר לנפש הוא רמת ההשכלה ההתחלתית: בהינתן הרמה ההתחלתית של התוצר לנפש, קצב הצמיחה של המשק עולה עם עלייה בשיעור בוגרי החינוך היסודי בתחילת התקופה (לוח 3, האמידות מתייחסות לשנים 1980 עד 2010 ולשנים 1990 עד 2010). המתאם בין רמת ההשכלה ההתחלתית לקצב הצמיחה עשוי להצביע על עלייה בחשיבות ההון האנושי, משום שבמהלך תקופה זו חלה במדינות רבות עלייה משמעותית בתשואה להשכלה, ועלייה כזו מיטיבה עם מדינות בעלות שיעור התחלתי גבוה של משכילים יותר מאשר עם מדינות שבהן התוצר לנפש ההתחלתי דומה אך שיעור המשכילים נמוך יותר¹⁸. בשעה שהמשתנים הקודמים נמצאו מתואמים עם קצב הצמיחה ארוך הטווח אך לא עם השינוי בשער החליפין, נמצא כי לרמת ההשכלה ההתחלתית יש השפעה מובהקת גם על השינוי בשער החליפין הריאלי: רמת השכלה גבוהה בתחילת התקופה גררה קצב צמיחה מהיר יותר וייסוף בשער החליפין. ואולם לא מצאנו עדות לכך שתרומת ההון האנושי לפריון נוטה להגדיל את הפריון של הענפים הסחירים ביחס לפריון בענפים הבלתי סחירים, כלומר לא מצאנו מתאם מובהק בין רמת ההשכלה ההתחלתית לבין שני המדדים לפריון יחסי (גידול בפריון של ענף התעשייה יחסית לזה של יתר ענפי המשק ושינוי בפרופיל היצוא).

לוח 3: השפעת ההשכלה על השינויים בתוצר לנפש ובמחירי התוצר נתוני חתך – המשתנים המוסברים: השינוי בתוצר לנפש והשינוי במחירי התוצר (PPP), המשתנים המסבירים: התוצר ההתחלתי ושיעור בוגרי החינוך היסודי באוכלוסייה בתחילת התקופה

המשתנה המוסבר	השינוי בתוצר לנפש	השינוי במחירי התוצר (PPP)	השינוי בתוצר לנפש	השינוי במחירי התוצר (PPP)
תקופת האמידה	1980 עד 2010	1990 עד 2010	1980 עד 2010	1990 עד 2010
רמת ההשכלה ההתחלתית	*0.106 (0.06)	**0.118 (0.05)	***0.008 (0.002)	***0.009 (0.002)
רמת התוצר ההתחלתית	+	+	+	+
R ²	0.10	0.10	0.46	0.37
מספר התצפיות	45	53	44	53
מדינות שהושמטו	--	--	--	--

* מצייין רמת מובהקות של 10%, ** מצייין רמת מובהקות של 5%, *** מצייין רמת מובהקות של 1%. סטיות התקן מופיעות בסוגריים. כל הרגרסיות כללו קבוע ואת רמת התוצר לנפש בתחילת המדגם (1980 ו-1990 בהתאמה).

¹⁷ זאת למעט שלוש מדינות ששדרגו את פרופיל הסחר שלהן במהירות אף כי הגידול (היחסי) בפריון התעשייה בהן היה אטי (יחסית) – טורקיה תאילנד ואינדונזיה.
¹⁸ נציין שלא נמצא כי לשינוי שחל במהלך התקופה ברמת ההשכלה יש השפעה מובהקת על קצב הצמיחה של המשק.

4. שער החליפין הריאלי בטווח הארוך

4. א. הבעיה בנוגע לשער החליפין הריאלי: נתוני חתך לעומת נתוני פנל

העדות הברורה ביותר לקשר שבין רמת המחירים לרמת התוצר לנפש עולה ממסד הנתונים של PWT (Penn World Table). מסד זה מאפשר להשוות בין רמות המחירים של מוצרים דומים במדינות שונות, ועל פי נתוני חתך לשנת 2010 אנו מסיקים שהגמישות של רמת מחירי התוצר ביחס לרמת התוצר לנפש (במונחי PPP) עומדת על 0.17 (לוח 4 רגרסיה 1). עלייה של 1% בתוצר לנפש של המדינה כרוכה בהתייכרות של 0.17% במחירי התוצר ובמחירי הצריכה הפרטית, בהתייכרות של 0.30% במחירי הצריכה הציבורית (המתאפיינת בסחירות נמוכה ובמשקל גבוה של רכיב השכר), ובהתייכרות של 0.09% במחירי ההשקעה.

נציין כי (Bergin et al. (2006) בחנו מסד נתונים קודם של PWT (PWT.6), ומצאו שבשנות החמישים של המאה ה-20 לא התקיים קשר בין רמת התוצר לנפש של מדינות לרמת המחירים בהן. הגמישות הפכה למובהקת בסוף שנות החמישים, ומקדם הרגרסיה הלך וגדל בהדרגה לאורך השנים. מגרסה 7 של נתוני PWT עולה כי הגמישות של רמת מחירי התוצר ביחס לרמת התוצר לנפש לא הייתה מובהקת בשנות השבעים והשמונים, אולם בשנת 1990 נאמדה גמישות של 0.1, וזו גדלה בהדרגה לאורך השנים והגיעה לשיא בשנת 2003: עלייה של 1% ברמת התוצר הייתה מתואמת עם עלייה של 0.2% במחירי התוצר. מאז ועד לשנת 2010 חלה ירידה הדרגתית באומדן הגמישות (ל-0.17, כאמור).

נתוני PWT מצביעים על כך שרמת המחירים של התוצר מתואמת עם רמת התוצר לנפש, אולם בדרך כלל לא נמצא מתאם בין השינוי ברמת המחירים לשינוי ברמת התוצר לנפש. לדוגמה, לא נמצא מתאם חיובי מובהק בין השינוי ברמת המחירים לשינוי ברמת התוצר לנפש בתקופה שמתחילה בשנת 1970 ומסתיימת בשנת 2010; תוצאה דומה התקבלה בכל אחת מהתקופות שמסתיימות בשנת 2010 ומתחילות באחת השנים שבין 1971 ל-1989. זאת ועוד, רמת המחירים בשנת 2010 מתואמת עם התוצר לנפש בשנים מוקדמות הרבה יותר – כגון 1970 (לוח 5, רגרסיה 3) – כשם שהיא מתואמת עם רמת התוצר לנפש הנו-זמנית (רגרסיה 1). המתאם הנו-זמני שבין רמת המחירים לתוצר לנפש בשנת 2010 מאבד מובהקות כאשר מוסיפים את התוצר לנפש בשנת 1970 (רגרסיה 2), ונחלש כאשר מוסיפים את הקצב של גידול האוכלוסייה בין 1970 ל-2010 (רגרסיה 3). בהינתן המשתנה המסביר של רמת התוצר לנפש בשנת 1970, השינוי בתוצר לנפש משנת 1970 עד 2010 אינו משפר את כושר ההסבר של רמת המחירים בשנת 2010 (רגרסיה 5). לעומת זאת, הגידול בגודל האוכלוסייה באותן שנים אכן משפר את כושר ההסבר – גידול מהיר בין 1970 ל-2010 מתואם עם רמת מחירים נמוכה יותר בשנת 2010 (רגרסיה 6). כאמור, רמת מחירי התוצר מתואמת עם רמת התוצר לנפש באותה שנה, ואולם נמצא פער ברמת המחירים בין מדינות בעלות רמה דומה של תוצר לנפש (בשנת 2010): במדינות שבהן התוצר לנפש צמח במהירות בין 1970 ל-2010, רמת המחירים ב-2010 הייתה נמוכה מאשר במדינות שבהן התוצר לנפש צמח באטיות באותן שנים. הסבר אפשרי שמתיישב עם תוצאות אלה הוא שמדינות שיש להן תוצר לנפש גבוה מאז 1970 ועד היום מתאפיינות במאפיינים קבועים שתורמים לכך שרמת המחירים בהן גבוהה יותר. לחלופין, ייתכן שצמיחה כלכלית מהירה (או גורם שמתואם איתה) השפיעה בעבר על רמת המחירים אך היא אינה משפיעה כך בשלושת העשורים האחרונים¹⁹. ייתכנו גם הסברים אחרים.

¹⁹ Braude, J. (2010).

לוח 4: השפעת התוצר לנפש וגידול האוכלוסייה על רמת מחירי התוצר.
המשתנה המוסבר: (ln) רמת מחירי התוצר בשנת 2010.

7	6	5	4	3	2	1	
***0.226 (0.021)	--	--	--	**0.134 (0.025)	0.011 (0.038)	***0.172 (0.019)	התוצר לנפש בשנת 2010 (רמה, ln)
--	***0.192 (0.026)	***0.225 (0.021)	***0.226 (0.021)	--	***0.215 (0.046)	--	התוצר לנפש בשנת 1970 (רמה, ln)
--	**0.089 (0.041)	--	--	***-0.111 (0.046)	--	--	גידול האוכלוסייה, 1970 עד 2010 (ש"ש שנתי, ln)
***-8.26 (1.87)	--	0.475 (1.54)	--	--	--	--	השינוי בתוצר לנפש, 1970 עד 2010 (ש"ש שנתי)
0.49	0.52	0.50	0.49	0.43	0.49	0.40	R ²
123	121	123	123	121	123	123	מספר התצפיות

כל ההרגרסיות כוללות קבוע. * מציין רמת מובהקות של 10%, ** מציין רמת מובהקות של 5%, *** מציין רמת מובהקות של 1%. סטיות התקן מופיעות בסוגריים. ברגרסיה 1 נכללו רק מדינות שלגביהן היה נתון על התוצר לנפש בשנת 1970. גרסיות 3 ו-6 אינן כוללת את בולגריה ואסטוניה, משום שבהן האוכלוסייה התכווצה בין 1970 ל-2010. המקור: Penn World Table 7.1 (ספטמבר 2012).

לוח 5 בוחן את הקשר שבין גידול בתוצר לנפש לשינוי ברמת המחירים (לפי PWT.7.1). בין 1980 ל-2010 לא נמצא מתאם חיובי מובהק בין צמיחת התוצר לנפש (במונחי PPP) לבין השינוי ברמת המחירים (רגרסיה 1). מאחר שחוק המחיר האחיד בגרסתו החלשה והשערת בלסה-סמואלסון נשענים על קיומו של סחר בין-לאומי, ברגרסיה 2 השמטנו מהמדגם את המדינות שהיו סגורות לסחר בין-לאומי בשנת 1980²⁰ – 10% מהמדינות ובהן סין, מדינה שהייתה בה צמיחה מהירה ללא ייסוף. מצאנו מתאם חיובי מובהק בין צמיחה מהירה של התוצר לנפש לייסוף. המתאם החיובי נותר מובהק לאחר שהשמטנו מהמדגם גם את המדינות העתירות במשאבי טבע – ערב הסעודית, ונצואלה, טרינידד-טובגו וגבון; ראו רגרסיה 3. אולם המתאם אינו מובהק כאשר נוסף לכך משמיטים גם את המדינות העניות – מדינות שהתוצר לנפש בהן נמוך מ-1,000 דולר במונחי PPP; ראו גרסיות 4 ו-5. כאשר מחלקים את המדינות לפי רמת התוצר לנפש בראשית התקופה, מוצאים שהן במדינות בעלות תוצר לנפש גבוה (למעלה ממחצית התוצר לנפש בארה"ב בשנת 1980) והן במדינות בעלות תוצר לנפש נמוך (פחות ממחצית התוצר לנפש בארה"ב) אין מתאם מובהק בין צמיחת התוצר לנפש לרמת המחירים; ראו גרסיות 6 ו-7. תוצאה דומה התקבלה במדגם של המדינות שהתוצר בהן נמוך והן אינן סגורות לסחר בין-לאומי.

²⁰ המדינות דורגו לפי מדד של פתיחות לסחר בין-לאומי – על פי היחס שבין היקף היצוא לתוצר בשנת 1980; לאחר השמטת העשירון התחתון (או החמישון התחתון) של המדינות הסגורות התקבל קשר מובהק בין צמיחה של התוצר לנפש לשער החליפין.

**לוח 5: השפעת הגידול בתוצר לנפש על התפתחות מחירי התוצר (PPP).
 המשתנה המוסבר: השינוי ברמת המחירים בין 1980 ל-2010 (יחסית לארה"ב),
 המשתנה המסביר: הגידול בתוצר לנפש באותן שנים (PPP, יחסית לארה"ב)
 (הממוצע של שיעורי השינוי השנתי)**

8	7	6	5	4	3	2	1	
0.146 (0.144)	0.093 (0.116)	-0.051 (0.088)	0.087 (0.133)	0.145 (0.117)	*0.247 (0.135)	**0.241 (0.121)	0.109 (0.102)	הגידול בתוצר לנפש
0.016	0.007	0.013	0.006	0.017	0.034	0.036	0.009	R ²
65	96	27	78	89	97	108	123	מספר התצפיות
התוצר לנפש נמוך מ-50% מהתוצר לנפש של ארה"ב, למעט סגורות לסחר ועניות	התוצר לנפש נמוך מ-50% מהתוצר לנפש של ארה"ב	התוצר לנפש גבוה מ-50% מהתוצר לנפש של ארה"ב	למעט סגורות לסחר ¹ , עתירות במשאבי טבע ² ועניות ³	למעט סגורות לסחר ¹ ועניות ³	למעט סגורות לסחר ¹ ועתירות במשאבי טבע ²	למעט מדינות סגורות לסחר ¹	כל המדינות	המדינות שנכללו

כל הרגרסיות כוללות קבוע. * מצייין רמת מובהקות של 10%. ** מצייין רמת מובהקות של 5%. *** מצייין רמת מובהקות של 1%. סטיות התקן מופיעות בסוגריים.

¹ מדינות סגורות – מדינות שמשקל היצוא והיבוא בתוצר שלהן נמוך מ-20 אחוזי תוצר (בשנת 1980).

² מדינות שהכנסותיהן ממשאבי טבע ביחס לתוצר היו בעשירון העליון (בשנת 1980 או בשנת 1990).

³ מדינות שהתוצר לנפש שלהן בשנת 1980 היה נמוך מ-1,000 דולר (במונחי PPP).

המקור: Penn World Table 7.1 (ספטמבר 2012).

המשתנים הדמוגרפיים מהווים גורם מרכזי בהסבר של האופן שבו רמת המחירים מתפתחת בטווח הארוך: גידול מהיר באוכלוסייה מתואם באופן מובהק עם פיחות ריאלי (ראו לוח 6). הכללת משתנה זה לצד הגידול בתוצר לנפש מעמעמת את המתאם הקיים בתקופות שונות (1980 עד 2010, 1970 עד 2010 ו-1975 עד 2005) בין גידול בתוצר לנפש לעלייה ברמת המחירים. בפירוט, לא נמצא מתאם חיובי מובהק בין רמת המחירים (נתוני PWT) לגידול בתוצר לנפש באף אחת מהגרסאות שהוצגו בלוח 5 (1980 עד 2010). במדינות שאוכלוסייתן גדלה בקצב מהיר, או במדינות בעלות שיעור גבוה של אוכלוסייה צעירה (0—14). בתחילת התקופה, ניכר פיחות במהלך התקופה. במקביל, מדינות אלו צמחו בקצב אטי יותר במונחי התוצר לנפש²¹. נציין שערכנו אמידות דומות ביחס לשערי החליפין שמפרסמים הבנק העולמי והא"ס וקיבלנו תוצאות דומות: המתאם החיובי בין הגידול בתוצר לנפש לייסוף ריאלי אינו מובהק במדגם ללא המדינות העניות (בעלות תוצר לנפש של פחות מ-1,000 דולר בשנת 1980 במונחי PPP), או כאשר נכלל משתנה דמוגרפי, כגון קצב הגידול של האוכלוסייה במהלך התקופה או שיעור האוכלוסייה הצעירה.

**לוח 6: השפעת הגידול בתוצר לנפש וגידול האוכלוסייה על התפתחות מחירי התוצר (PPP).
 המשתנה המוסבר: השינוי ברמת המחירים (PPP, יחסית לארה"ב), המשתנים המסבירים: הגידול בתוצר לנפש (PPP, יחסית לארה"ב) וקצב גידול האוכלוסייה באותן שנים
 (הממוצע של שיעורי השינוי השנתי במהלך תקופת המדגם)**

תקופת המדגם:		2010 עד 1970			2010 עד 1980		
7	6	5	4	3	2	1	
0.118 (0.099)	**0.27 (0.097)	0.0123 (0.103)	0.085 (0.098)	0.048 (0.121)	--	**0.241 (0.121)	הגידול בתוצר לנפש (הממוצע של שיעור השינוי השנתי במהלך התקופה)
***-0.66 (0.166)	--	**0.308 (0.154)	--	***-0.75 (0.177)	***-0.77 (0.163)	--	גידול האוכלוסייה (שיעור התקופה)
0.191	0.07	0.043	0.007	0.176	0.175	0.036	R ²
108	108	108	108	108	108	108	מס' תצפיות

למעט מדינות סגורות לסחר. כל הרגרסיות כוללות קבוע. * מצייין רמת מובהקות של 10%. ** מצייין רמת מובהקות של 5%. *** מצייין רמת מובהקות של 1%. סטיות התקן מופיעות בסוגריים. המקור: Penn World Table 7.1.

²¹ יש מתאם שלילי בין קצב הגידול של האוכלוסייה בשנים 1970 עד 2010 לבין הצמיחה לנפש באותה תקופה: כאשר הקצב השנתי של גידול האוכלוסייה יורד ב-1%, קצב הגידול של התוצר לנפש (במחירים קבועים, מחירי PPP) מאיץ ב-0.59% (סטיות תקן של 0.14, רמת מובהקות של 1%). תוצאה כמעט זהה התקבלה בשנים 1980 עד 2010.

לסיכום, ישנו ניגוד בולט בין האמידות הבו-זמניות בחתך רוחב (לדוגמה מחירי 2010 והתוצר לנפש בשנת 2010) לאמידות הבוחנות את השינוי ביחס לנקודת זמן בעבר הרחוק (על פני 30 או 40 שנה): בשעה שהאמידות הבו-זמניות מצביעות על מתאם בו-זמני מובהק בין רמת התוצר לנפש לרמת המחירים, בתקופת זמן ארוכה לא נמצא מתאם בין שיעורי השינוי של שני המשתנים. כלומר התפתחות המחירים על פני זמן אינה מתיישבת עם השערת בלסה-סמואלסון, ואילו רמת המחירים הבו-זמנית אינה מתיישבת עם ההשערה בדבר חוק המחיר האחד, משום שהיא גבוהה יותר במדינות בעלות תוצר לנפש גבוה. העובדה שהתוצר לנפש בשנת 1970 מסביר את רמת המחירים הנוכחית (בשנת 2010) עשויה לרמז כי קיים אפקט קבוע למדינה שאינו נובע מרמת הפיריון שלה (התוצר לנפש). במילים אחרות, ספק אם קיים קשר סיבתי בין רמת התוצר לנפש לרמת המחירים.

4. ב. אמידת הקשר בין שינוי בשער החליפין לצמיחה – רגרסיה מרובה

רגרסיות של משתנה יחיד עשויות לסבול מהטיות בשל השמטת משתנים. כאמור, נוסף על משתני הפיריון חוקרים נעזרו בעוד משתנים כדי להסביר את שער החליפין הריאלי: גורמים שמשפיעים על החשבון השוטף (תנאי סחר, יצוא מחצבי טבע, פתיחות לסחר בין-לאומי, מכסים), המדיניות הפיסקלית (הצריכה הציבורית בתוצר, הגירעון הממשלתי), מחזורי העסקים הריאלי והפיננסי (שיעור האבטלה, האשראי למגזר העסקי), ועוד²². המחקרים השונים העלו ממצאים שונים בנוגע למשתנים שיש להם השפעה מובהקת על שער החליפין הריאלי, וזאת בשל הבדלים במדינות שנכללו במחקר ובתקופת המדגם, ואולי גם בשל האינטראקציה בין המשתנים המסבירים. להלן ננסה לגבש בהדרגה ספציפיקציה שתכלול את כל המשתנים שהשפעתם על שער החליפין עקבית ואיתנה. לוח נספח 3 בוחן את הגורמים המשפיעים על שער החליפין הריאלי בתקופת זמן ארוכה יחסית, שלושה עשורים, באמצעות רגרסיות חתך שכוללות עד שני משתנים מסבירים. טור 1 מציג תוצאות של רגרסיה עם משתנה מסביר יחיד, והמשתנה המסביר מופיע בטור הימני (משתנה מסביר מתחלף). יתר הטורים מציגים תוצאות של רגרסיה עם משתנה מסביר מתחלף שמופיע בטור הימני ועם עוד משתנה מסביר אחד – משקל האוכלוסייה הצעירה (עד גיל 14) בתחילת התקופה. המשתנה המוסבר בטורים 1–7 הוא השינוי בשער החליפין הריאלי בין 1980–1984 (ממוצע) לבין 2006–2010 (ממוצע). טור 3 מתייחס לשער החליפין שמפרסם, טור 4 לשער החליפין שמפרסם האו"ם (הבנק העולמי), ויתר הטורים מתייחסים לשער משני המקורות – הבנק העולמי המשמש מקור עיקרי אך כאשר הוא אינו מפרסם נתונים רציפים למדינה כל שהיא בין 1980 ל-2011 השתמשנו בנתונים רציפים מאתר האו"ם (במידה שהיו כאלו). נתוני שער החליפין לכל מדינה לקוחים תמיד ממקור אחד בלבד. נתוני האו"ם אפשרו להרחיב את גודל המדגם באופן משמעותי.

התוצאות מצביעות על כך שהמשתנים הדמוגרפיים תורמים להסבר השינויים ארוכי הטווח בשער החליפין: פחות ריאלי התרחש במדינות שבהן שיעור האוכלוסייה הצעירה בתחילת התקופה היה גבוה ובמדינות שמשקל האוכלוסייה הצעירה בהן גדל במהלך התקופה. בהינתן השפעתם של המשתנים הדמוגרפיים, לחלק ניכר מהמשתנים האחרים שבדקנו אין מתאם מובהק עם התפתחות שער החליפין בטווח הארוך (אף כי נמצא שחלקם מובהקים כמשתנים מסבירים יחידים).

²² ראו סקירת ספרות אצל Edwards S. and A. M. Savastano (1999) וכן הערת שוליים מספר 30.

המשתנים שנמצא כי אין להם השפעה מובהקת על התפתחות שער החליפין :

- קצב הצמיחה של התוצר לנפש.
- מידת הפתיחות של המשק לסחר בין-לאומי (המשקל המשותף של היצוא והיבוא בתוצר) וכן שינוי במשקל היצוא בתוצר ושינוי במשקל היבוא בתוצר.
- הגידול בהכנסות ממשאבי טבע. במקרים המועטים שבהם נמצא מתאם מובהק הגידול מתואם עם פיחות ריאלי (הפוך מהצפוי²³).
- השינוי במלאי ההון של המשק. מדד אחד למלאי ההון הוא שיעור ההשקעה הממוצע ב-20 השנים הקודמות²⁴. מדד שני סוכם את ההשקעות שבוצעו ב-30 השנים הקודמות (לדוגמה, מלאי ההון לשנת 1980 סוכם את ההשקעות לשנים 1960 עד 1979) תוך התחשבות בגרט ובהתפתחות מחיר ההשקעה²⁵ - מלאי ההון הוא סך השקעות העבר ביחס לרמת התוצר הנוכחית.
- השינוי בשיעור האבטלה במשק.
- השינוי במשקל האשראי הבנקאי בתוצר והשינוי במשקל האשראי למגזר העסקי (אינדיקציות להתפתחות המערכת הפיננסית).
- השינוי ביחס של כמות הכסף לתוצר.

מצאנו כי שינויים ברכיבי התוצר (הצריכה, ההשקעה והעודף בחשבון השוטר) מתואמים עם שינוי בשער החליפין במהלך התקופה: גידול במשקל הצריכה הסופית בתוצר מתואם עם ייסוף, והאמידות מניבות מתאם חיובי בין גידול בצריכה הציבורית לייסוף, למעט במדינות אפריקה; במקביל חלק קטן מהאמידות מעידות כי גידול במשקל ההשקעה וגידול בעודף בחשבון השוטר (כשיעור מהתוצר) מתואמים עם פיחות ריאלי. הצירוף של ההשקעה ושל העודף בחשבון השוטר שקול לחיסכון במשק, ומצאנו כי גידול במשקל החיסכון בתוצר מתואם באופן מובהק עם פיחות ריאלי. נציין שהמתאם בין ירידה בשיעור החיסכון לייסוף נותר מובהק גם לאחר שכוללים עוד משתני בקרה דמוגרפיים מלבד שיעור הצעירים (בני 0 עד 14) באוכלוסייה.

משתנה הדמי למדינות דרום-מזרח אסיה לא נמצא מובהק אף שמדינות אלו צמחו בקצב מהיר יחסית תוך גידול מהיר במלאי ההון. משתנה הדמי למדינות אפריקה, מדינות שבהן האוכלוסייה גדלה בקצב מהיר,

²³ גידול בהכנסות ממשאבי טבע נובע לרוב מעלייה במחירי חומרי הגלם בעולם (בדרך כלל בשל גידול בביקוש העולמי). הגידול בהכנסות מאפשר להגדיל את הביקוש למוצרים מייצור מקומי (ולכן צפוי לפעול להתייקרותם) ולמוצרים מיבוא (בלי לגרום לשינוי במחירים). ייתכן שהגידול בעודף בחשבון השוטר מאפשר למשק להפחית מכסים ולהוזיל את מחירי היבוא, ולכן רמת המחירים הממוצעת במשק אינה עולה.

²⁴ הממוצע של שיעור ההשקעה בתוצר בשנים 1960—1979 היווה אינדיקציה למלאי ההון בשנים 1980—1984, והממוצע של שיעור ההשקעה בתוצר בשנים 1986—2005 היווה אינדיקציה למלאי ההון בשנים 2006—2010.

²⁵ כדי לחשב את מלאי ההון לשנה T סכמנו את ההשקעות שבוצעו בעבר לאחר שהתאמנו אותן לרמת המחירים הנוכחית ולאחר שהתחשבנו בתהליך הגרט (נתוני PWT). את השקעות העבר במחירים שוטפים התאמנו לרמת המחירים הנוכחית בהתאם לעלייה שניכרה במדד למחירי ההשקעה מאז ההשקעה ועד לתקופה T. הנחנו שיעור גרט - g של 5% בשנה (לאחר עשור למשל השקעה מאבדת 40% מערכה המקורי).

$$K_T = \sum_{t=1980}^T \left\{ Investmet_current_price_t \times \frac{price_level_of_investment_T}{price_level_of_investment_t} \times (1-g)^{(T-t)} \right\}$$

מצביע על נטייה לפיחות במהלך התקופה. במדינות אמריקה הלטינית ניכרה מגמת ייסוף במהלך התקופה, ומאחר שחלק גדול מהן עברו משבר מטבע בראשית התקופה (1980 עד 1984), ייתכן שהייסוף במהלך התקופה שיקף קיזוז של פיחות יתר בראשית התקופה.

כאשר אמדנו ברגרסיה מרובת משתנים את שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי בין 1980—1984 ל-2006—2010, מצאנו מספר מצומצם של משתנים מסבירים מובהקים (לוח 8). כאשר אמדנו את שער החליפין הריאלי שכולל את צירוף הנתונים מהבנק העולמי ומהא"י, מצאנו שני משתנים מובהקים בלבד: משקל האוכלוסייה הצעירה בראשית התקופה ומשקל החיסכון הלאומי בתוצר (השינוי במהלך התקופה); בהינתן שני משתנים אלו מצאנו כי כל יתר המשתנים המסבירים שבלוח נספח 3 אינם מובהקים, למעט משתנה הדמי למדינות אמריקה הלטינית – הוא מובהק ברמה גבולית (ערך t של 1.78). כאשר אמדנו את שער החליפין הריאלי על פי נתוני הבנק העולמי, מצאנו משתנה מובהק שלישי – משקל הצריכה הציבורית בתוצר. בהינתן שלושת המשתנים, לא נמצא אף משתנה מובהק אחר. כלומר לא נמצא מתאם מובהק בין השינוי בתוצר לנפש לבין השינוי בשער החליפין באף אמידה בתקופה המשתרעת בין 1980—1984 ל-2006—2010.

לוח 7: השפעת משתנים נבחרים על התפתחות שער החליפין הריאלי. המשתנה המוסבר: שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי – הממוצע ב-2006—2010 לעומת הממוצע ב-1980—1984; ללא מדינות אפריקה.

הבנק העולמי		נתוני הא"י			הא"י והבנק העולמי			המקור לנתונים על שער החליפין
-0.0322 (0.0223)	--	-0.0124 (0.067)	-0.0388 (0.0676)	--	-0.01125 (0.031)	-0.0260 (0.0304)	--	השינוי בתוצר לנפש (שיעור השינוי בין הממוצע 1980—1984 לממוצע 2006—2010)
***-0.0164 (0.0034)	***-0.0156 (0.0036)	**0.0107 (0.005)	-0.0065 (0.0047)	-0.0072 (0.0045)	***-0.0131 (0.0044)	**0.0096 (0.0041)	**0.0099 (0.004)	שיעורם של בני 0—14 בתחילת התקופה (1980)
-0.0063 (0.0044)	-0.0088 (0.0045)	***-0.0240 (0.0057)	***-0.0231 (0.0058)	***-0.0202 (0.0054)	***-0.0194 (0.0048)	***-0.0186 (0.0048)	***-0.0175 (0.0045)	השינוי במשקל החיסכון הלאומי בתוצר (ההפרש בין הממוצע ב-2006—2010 לממוצע ב-1980—1984)
***0.0214 (0.0074)	**0.0179 (0.0077)		--	--	--	--	--	השינוי במשקל הצריכה הציבורית בתוצר (ההפרש בין הממוצע ב-2006—2010 לממוצע ב-1980—1984)
	--	*0.220 (0.112)	--	--	*0.172 (0.092)	--	--	משתנה דמי לאמריקה הלטינית
41	42	43	43	46	53	53	56	מספר התצפיות
0.67	0.61	0.46	0.41	0.35	0.46	0.42	0.37	R ² בריבוע

כל האמידות כוללות קבוע. * מצוין רמת מובהקות של 10%, ** מצוין רמת מובהקות של 5%, *** מצוין רמת מובהקות של 1%.

פיצלנו את תקופת המדגם לשלוש תת-תקופות לפי עשורים, וחזרנו על תהליך האמידה. מתאם מובהק בין השינוי בשער החליפין לשינוי בתוצר לנפש נמצא רק בעשור המאוחר (בין השנים 2000—2001 לשנים 2010—2011), והמתאם החיובי המובהק נמצא באמידה שנערכה על פי הנתונים של הבנק העולמי אך לא על פי הנתונים של הא"י. חשוב לציין שיש חוסר עקביות גם בכושר ההסבר של המשתנים המסבירים האחרים, בהם הצריכה הציבורית, העודף בחשבון השוטף וההכנסות ממשאבי טבע. המשתנים שמצאנו כי הם מסבירים השתנו מעשור לעשור והיו רגישים גם למקור שממנו דלינו את הנתונים על המשתנה המוסבר.

רשימת המשתנים המסבירים את התפתחות שער החליפין הריאלי בשנים שבין 1980 ל-2010 (לוח 7 ולוח נספח 3) מצומצמת בהרבה מזו שנמצאה במודלים שאמדו את שער החליפין של שיווי משקל²⁶. רשימת המשתנים שנכללו במודלים של שיווי משקל אינה אחידה, אך מרבית המודלים כוללים את המשתנים

²⁶ Edwards S. and Savastano A.M. (1999).

המסבירים הבאים: מדד לתנאי הסחר, מדד לפריון (הפריון במגזר הסחיר ביחס לפריון במגזר האחר, התוצר לעובד, התוצר לנפש, התוצר לנפש ביחס לארה"ב או לשותפות הסחר וכו'), מדד לצריכה הציבורית, מדד לפתיחות המשק לסחר חוץ (משקל היצוא והיבוא בתוצר או שיעור המכס) ומדד לפתיחות לתנועות הון. מקצת המודלים כללו גם את המשתנים הבאים: משקל האשראי המקומי בתוצר, החוב החיצוני ביחס לתוצר, ומשקלם בתוצר של הנכסים נטו של המשק בחו"ל. לא נמצא כי המשתנים שנכללו במודלים של שער החליפין של שיווי משקל מסבירים באופן מובהק את השינוי בשער החליפין על פני שלושה עשורים (למעט הצריכה הציבורית, משתנה שלגביו לא התקבלה תוצאה חד-משמעית²⁷). שני משתנים שנמצאו מובהקים על פני שלושה עשורים – הדמוגרפיה ומשקל החיסכון – לא נכללו במודלים של שיווי משקל. את השפעת הדמוגרפיה על שער החליפין מצא לראשונה Braude (2010), אך ייתכן כי השפעתם של השינויים הדמוגרפיים נשמטה מהמודלים של שער החליפין של שיווי משקל עקב אטיותם (מאחר שהמשתנים הדמוגרפיים יציבים, הם אינם תורמים להסבר התפתחותו של שער החליפין בתדירות רבעונית או שנתי)²⁸.

השפעת החיסכון על שער החליפין מתיישבת עם ההשערה ששער החליפין של שיווי משקל הוא זה המאזן את החשבון השוטף בטווח הארוך (העודף בחשבון השוטף זהה להפרש שבין החיסכון וההשקעה; וגידול במשקל החיסכון בתוצר גורר פחות בשער החליפין). באמידה נוספת (לוח 8) נמצא כי מדינות ששיעור החיסכון שלהן גבוה לכל אורך התקופה (השיעור הממוצע בשנים 1980 עד 2010) עברו פחות במהלך השנים (הממוצע של שער החליפין הריאלי בשנים 2006–2010 לעומת הממוצע ב-1980–1984). המתאם בין שיעור החיסכון בתוצר להתפתחות שער החליפין נותר מובהק גם לאחר שכללנו באמידה שורה ארוכה של משתנים מסבירים אחרים, בכלל זה משתנה דמי למדינות דרום-מזרח אסיה והכנסות ממשאבי טבע. מכאן שאין בידינו להצביע על גורם שלישי שמשפיע בנפרד על שיעור החיסכון ועל התפתחות שער החליפין.

לוח 8: השפעת משתנים נבחרים על התפתחות שער החליפין הריאלי. המשתנה המוסבר: שיעור השינוי בשער החליפין הריאלי – הממוצע ב-2006–2010 לעומת הממוצע ב-1984–1980; ללא מדינות אפריקה

PWT (PPP)			הבנק העולמי			PWT והבנק העולמי			המקור לנתונים על שער החליפין:
***-0.0187 (0.0072)	-0.0141 (0.0073)	***-0.017 (0.0075)	***-0.024 (0.0035)	***-0.024 (0.0038)	***-0.024 (0.0036)	***-0.019 (0.0044)	***-0.018 (0.0044)	***-0.018 (0.0043)	שיעורם של בני 0–14 (ממוצע, 1980 עד 2010)
		-0.0166 (0.0103)			** -0.0115 (0.0045)			** -0.0119 (0.0056)	משקל החיסכון בתוצר (ממוצע, 1980 עד 2010)
	-0.0215 (0.0122)			-0.0110 (0.0072)			-0.0048 (0.0084)		משקל ההשקעה בתוצר (ממוצע, 1980 עד 2010)
** -0.0304 (0.0170)			** -0.0220 (0.0084)			-0.0088 (0.0074)			העודף בחשבון השוטף (ממוצע, 1980 עד 2010)
72	69	70	43	43	43	58	58	56	מספר התצפיות
0.11	0.09	0.09	0.56	0.51	0.55	0.25	0.24	0.29	R ²

כל האמידות כוללות קבוע. * מציינ רמת מובהקות של 10%, ** מציינ רמת מובהקות של 5%, *** רמת מובהקות של 1%.

²⁷ נציין שמתאם בין גידול במשקל הצריכה הציבורית בתוצר לייסוף אינו מצביע על כיוון הסיבתיות: ייתכן שגידול אקסוגני בצריכה הציבורית יגרוור התייקרות של המחירים במשק, וייתכן שהייסוף ייקר את מחירי הצריכה הציבורית (ובפרט את שער העובדים במגזר הציבורי) וכך יגרוור עלייה במשקל הצריכה הציבורית בתוצר.

²⁸ הספציפיקציה של שער החליפין משתנה ממחקר למחקר אך שני משתנים מופיעים במרבית האמידות – תנאי הסחר והפריון היחסי (הסחירים לעומת הבלתי סחירים). כך למשל Bereau et al. (2012) אמדו את שער החליפין הריאלי כפונקציה של שלושה משתנים בלבד: תנאי הסחר, הפריון היחסי, והיקף הנכסים נטו של המשק בחו"ל (NFA) ביחס לתוצר. המדגם כלל 31 מדינות מפותחות ומתפתחות ואת גוש האירו, ותקופת המדגם משתרעת בין 1980 ל-2007. מחקר אחר, של Ricci et al. (2013), אמד את שער החליפין באמצעות שלושת המשתנים הנזכרים לעיל והוסיף עליהם את משקל הצריכה הציבורית בתוצר, המגבלות על סחר בין-לאומי (שיעור המכס) ופיקוח על המחירים. לעומת זאת, Gubler and Sax (2011) מצאו שבניגוד להשערת בלסה-סמואלסון, שער החליפין הריאלי אינו מתואם עם הפריון היחסי, ותנאי הסחר הם המשתנה היחיד שמסביר באופן מובהק את שער החליפין הריאלי; המדגם כלל את מדינות OECD בשנים 1985 עד 2008. Adler and Grisse (2014) אמדו את שער החליפין הריאלי הביטורלי של הפרנק השווייצרי ומצאו שתנאי הסחר, הצריכה הציבורית והיקף הנכסים של המשק בחו"ל מסבירים אותו; אך התפתחות התוצר לנפש היחסי (של שווייץ מול שותפות הסחר) אינה מסבירה את התפתחותו.

לא נמצא מתאם בין הממוצע של שיעור ההשקעה בתוצר להתפתחות שער החליפין. כמו כן לא נמצא מתאם בין האומדנים שחישבו למלאי ההון לשינוי בשער החליפין; לא נמצא כי מלאי ההון מובהק כמשתנה מסביר יחיד, ולמעט ספציפיקציה אחת גם לא נמצא כי הוא מובהק לצד משתני הבקרה הדמוגרפיים (שיעורם של בני 0 עד 14 בשנת 1980). תוצאות אלו סותרות השערתם של Bhagwaty (1984) ושל Kravis-Lipsey (1983). חוקרים אלה טוענים כי הבדלים בין מדינות ברמת המחירים אינם נובעים מפערים ברמת הפריזון אלא מהבדלים בעתירות ההון לעובד: במדינות עתירות ההון התפוקה השולית של העובדים גבוהה יותר ולכן המוצרים עתירי העבודה יקרים יותר; המוצרים הבלתי סחירים הם עתירי עבודה ולכן יקרים יותר במדינות עתירות הון וזולים יותר במדינות עתירות עבודה. מכאן שעלייה במלאי ההון לעובד צפויה לגרום לשיעור ריאלי²⁹. אולם כאמור, לא נמצא מתאם בין האומדנים שחישבו למלאי ההון לשינוי בשער החליפין (ראו שורה תחתונה בלוח נספח 3).

ההבדלים בין תוצאותינו לבין התוצאות שהתקבלו בספרות על שער חליפין של שיווי משקל נובעים מכך שהספרות על שיווי משקל התמקדה בבחינת השינויים בשער החליפין בטווח הקצר – מרבעון לרבעון או משנה לשנה – בשעה שפרק זה מדגיש את השפעתם בטווח הארוך. שיפור בפריזון או בתנאי הסחר מגדיל את הביקוש המקומי ולכן עשוי לייקר את המחירים במשק באותה שנה או בשנה העוקבת. ואולם בטווח הארוך יותר הגידול במקורות שעומדים לרשות המשק יובילו לתהליכים נוספים, לדוגמה הם יאפשרו למשק לגוון ולהגדיל את היקף היבוא מחו"ל, ותהליך זה ימתן בהדרגה את הלחץ לעליית שכר ולעליית מחיריהם של המוצרים הבלתי-סחירים. קשה יותר לזהות ולכמת תהליכים הדרגתיים מסוג זה, אך השפעתם ניכרת באמידות ארוכות הטווח.

4. ג. מבחני שורש יחידתי

נתוני פנל מאפשרים לבחון את הגרסה החלשה (היחסית) של ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד באמצעות מבחן שורש יחידתי לשער החליפין הריאלי. אם קיים שורש יחידתי ברמת המחירים היחסית, פירוש הדבר שרמת המחירים במשק יכולה להתבדר ביחס לרמת המחירים של מדינות אחרות, בניגוד לגרסה היחסית של חוק המחיר האחיד. מחקרים רבים בחנו את ההשערה בדבר השורש היחידתי של שער החליפין הריאלי, והם נבדלו ביניהם בשיטת המחקר, בתקופות המחקר, במדינות הנחקרות ואף במסקנות. למשל, Arize et al. (2014) דחו את ההשערה ואילו Pedroni (2001) לא דחה אותה.

כדי לערוך מבחן שורש יחידתי לשער החליפין הריאלי אמדנו את המשוואה

$$rer_{i,t} = \alpha + \rho \cdot rer_{i,t-1} + FE_i + u_{i,t}$$

לשנים 1980 עד 2010. נמצא שהמקדם של המשתנה בפיגור קטן נע בין 0.84 ל- 0.86, כלומר קטן מ-1³⁰. תוצאות דומות התקבלו באמידת המשוואה:

$$rer_{i,t} = \alpha + \rho \cdot rer_{i,t-1} + \beta_1 \cdot \Delta rer_{i,t-1} + FE_i + u_{i,t}$$

²⁹ הממוצע שקושר בין משקל הצעירים באוכלוסייה בתחילת התקופה להתפתחות שער החליפין במהלכה תומך בהשערה של Bhagwaty-Kravis-Lipsey.

³⁰ המדגם לשנים 1980 עד 2010 כלל 57 מדינות ו-1,632 תצפיות, ובבדיקה לא הושטמו מדינות. מאחר שהמקדם של המשתנה בפיגור עומד על 0.88, אורך מחצית החיים של זעזוע עומד על חמש שנים (הממצאים בספרות מצביעים כי אורך מחצית חיים נע בין שלוש לחמש שנים; ראו Rogoff (1996)). נציין שאורך מחצית החיים לא התקצר בחלוף השנים – המקדם של המשתנה בפיגור בתקופה שבין 2000 ל-2010 אינו שונה מהמקדם בתקופה שבין 1980 ל-2010. ערכנו בדיקה נפרדת לשער החליפין שמפרסם הבנק העולמי ולשער החליפין של האו"ם, ומצאנו תוצאות דומות.

ערכנו שורה של מבחנים סטטיסטיים מקובלים שנועדו לבחון אם קיים שורש יחידתי בנתוני פנל. במרבית המבחנים השערת האפס היא שהפנל מכיל שורש יחידתי ($\rho = 1$). כל המבחנים להשערה זו (Levin-Lin-) ששער החליפין הוא משתנה סטציונרי ($\rho < 1$). נציין שהשימוש במבחנים אלו דורש פנל מאוזן, ולכן השמטנו מהמדגם את המדינות שהנתונים עליהן חלקיים. בעקבות זאת נותרנו עם פנל מאוזן ובו 44 מדינות (לשנים 1980–2011).

**לוח 9: האם שער החליפין הריאלי מתנהג כהילוך מיקרי?
תוצאות מבחני שורש יחידתי לשער החליפין ריאלי (P value),
פנל מאוזן ובו 44 מדינות, 1980 עד 2011**

המבחן	השערת האפס	כל המדינות: 44 מדינות	חברות : OECD : 24 מדינות	אינן חברות : OECD : 20 מדינות	17 מדינות ¹
Levin-Lin-Chu	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000	0.094
Harrish-Tzavalis	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000	0.127
Im-Pesaran-Shin	לכל מדינות הפנל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000	0.037
Fisher (Phillips-Perron)	לכל מדינות הפנל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000	0.000
Hadri	לכל מדינות הפנל שעי"ח סטציונרי	0.000	0.000	0.000	0.000

ההנחות בכל המבחנים: אין מגמת זמן, ולכל המדינות יש פרמטר AR משותף. נבחר פיגור אחד.
1. 17 המדינות שנכללו בתת-המדגם זה הן מדינות שבהן לא נדחתה ההשערה של שורש יחידתי: אוסטרליה, קנדה, דנמרק, יוון, נורווגיה, פורטוגל, ספרד, פינלנד, שווייץ (מדינות OECD), וכן ברזיל, קוסטה ריקה, קפריסין, אירן, פפואה החדשה, טרינידד-טובגו, אורוגוואי וונצואלה. במדגם המלא נכללו גם: אוסטרליה, בלגיה, ציילה, צרפת, גרמניה, אירלנד, ישראל, איטליה, יפן, הולנד, מקסיקו, ניו-זילנד, שוודיה, בריטניה, ארה"ב (מדינות OECD), וכן בחריין, בוליביה, סין, קולומביה, הרפובליקה הדומיניקנית, אקוודור, מלזיה, פקיסטן, הפיליפינים וסעודיה.

התוצאות שקיבלנו (לוח 9) דומות לאלו שהתקבלו במחקרים קודמים. ואולם ספק אם מבחנים אלו יכולים לאשש את חוק המחיר האחיד בגרסתו היחסית, משום שבמרביתם אפשר לדחות את השערת האפס בדבר קיומו של שורש יחידתי כאשר בחלק ממדינות הפנל שער החליפין נעדר שורש יחידתי. מבחן Hadri בוחן את השערת האפס ששער החליפין סטציונרי בכל אחת ממדינות הפנל, והוא דחה את ההשערה. דחייה זו אינה נובעת ממדינה בודדת, ולכן אפשר לומר כי שורש יחידתי נפוץ במדינות הפנל. ערכנו מבחני שורש יחידתי נפרדים לכל מדינה ואיתרנו 17 מדינות שלגביהן אי-אפשר לדחות את ההשערה שקיים שורש יחידתי בשער החליפין של הבנק העולמי (למדינות אלו התקבל P value גבוה במיוחד); נוסף לכך ערכנו מבחן שורש יחידתי משותף לתת-המדגם הכולל את 17 המדינות הללו³¹. המבחנים של Levin-Lin-Chu ושל Harrish-Tzavalis לא דחו את השערת האפס שלפיה הפנל מכיל שורש יחידתי – במבחן של LLC התקבל P value של 9.3% ובמבחן של HT התקבל P value של 12.7%. כאמור, קיומו של שורש יחידתי בשער החליפין אינו תופעה זניחה, אך בפנל כולו ניתן לדחות את ההשערה ששער החליפין מתנהג כמשתנה בעל שורש יחידתי, ולכן בהמשך העבודה נראה בו משתנה ללא שורש יחידתי – משתנה סטציונרי.

אם שער החליפין הריאלי הוא משתנה סטציונרי, גם המשתנים המסבירים אותו יהיו סטציונריים, או סטציונריים עם מגמת זמן. בחנו את קיומו של שורש יחידתי בתוצר לנפש, היות שהוא מועמד לשמש משתנה מסביר מרכזי לשער החליפין (לוח 10). הנחנו שלתוצר לנפש יש מגמת זמן, והמבחנים לא דחו את ההשערה שהוא מכיל שורש יחידתי: המשתנה אינו סטציונרי ואינו סטציונרי-עם-מגמת זמן (trend stationary). אם שער החליפין אכן סטציונרי בשעה שהתוצר לנפש אינו כזה, אזי התפתחות התוצר לנפש אינה יכולה להסביר את התפתחות שער החליפין בטווח הארוך.

³¹ כזכור, המדינות שנכללו בתת-המדגם הן: אוסטרליה, קנדה, דנמרק, יוון, נורווגיה, פורטוגל, ספרד, פינלנד, שווייץ (מדינות OECD), וכן ברזיל, קוסטה ריקה, קפריסין, אירן, פפואה החדשה, טרינידד-טובגו, אורוגוואי וונצואלה.

מחקרים שבחנו לעומק את שאלת קיומו של שורש יחידתי בתוצר לא הגיעו למסקנות חד-משמעיות: Rapach (2002) בחן נתונים של 13 מדינות לשנים 1956 עד 1996 וטען כי יש עדויות מוצקות לכך שהתוצר והתוצר לנפש אינם סטציונריים. לעומת זאת, Hegwood and Papell (2006) מצאו שהתוצר הוא סטציונרי עם מגמת זמן אם מאפשרים שינוי מבני בחותך ובשיפוע: במדגם שמתחיל בשנת 1956 הם הצביעו על שינוי מבני בראשית שנות ה-70 ובראשית שנות ה-90, ובסדרות שמתחילות בשנת 1900 רואים שינוי מבני בתוצר בראשית מלחמת העולם השנייה ובתחילת שנות ה-60. Aslandis & Fountas (2012) בחנו את התוצר של המדינות המתועשות ומצאו שניתן לדחות את ההשערה בדבר קיומו של שורש יחידתי, אך זאת משום שהתוצר סטציונרי במספר מצומצם של מדינות.

בבדיקות שערכנו לא התקבלה מסקנה חד-משמעית לגבי שורש יחידתי והתוצר לנפש של מדינות OECD: המבחן של Levin-Lin-Chu דחה את ההשערה בדבר קיומו של שורש יחידתי בתוצר לנפש של מדינות אלו, ואילו המבחן של Harrish-Tzavalis לא דחה אותה. לכן אי-אפשר להכריע בשאלה אם קיים שורש יחידתי בתוצר לנפש בתת-המדגם של מדינות OECD (רק בחלק מהמבחנים אפשר לשלול את ההשערה שהתוצר לנפש מתבדר). אך עובדה זו אינה משנה את המסקנה שהתקבלה מהמדגם של כלל המדינות: כאשר התוצר לנפש אכן מתבדר, הוא אינו גורר התבדרות דומה של שער החליפין. כידוע, משתנה בלתי סטציונרי (התוצר לנפש לפי Rapach (2012)) אינו יכול להסביר משתנה סטציונרי (שער החליפין)³².

לוח 10: האם התוצר לנפש מתנהג כהילוך מיקרי? מבחני שורש יחידתי לתוצר לנפש², 1980 עד 2010

השערת האפס בכל המבחנים: הפנל מכיל שורש יחידתי. הלוח מציג את ה-P value.

מדינות ה-OECD ¹	74 מדינות	מספר הפיגורים	מגמת זמן	המבחן	המשתנה הנבדק
0.04	0.31	1	נכללה	Levin-Lin-Chu	התוצר לנפש
1.00	1.00	--	נכללה	Harrish-Tzavalis	
0.00	0.00	1	לא נכללה	Levin-Lin-Chu	התוצר לנפש ביחס לזה של ארה"ב
0.87	0.08	--	לא נכללה	Harrish-Tzavalis	
0.01	0.00	2	לא נכללה	Im-Pesaran-Shin	

¹ החברות ב-OECD כללו 25 מדינות (ארה"ב לא נכללה ב-74 המדינות).
² התוצר לנפש במחירים קבועים. (כאמור, רק ל-44 מתוך 74 המדינות היו נתוני שער חליפין לכל התקופה).

³² אמנם במדינות המפותחות התוצר לנפש עשוי להיות סטציונרי (Aslandis & Fountas (2012)), ולכן הוא עשוי להסביר את שער החליפין הריאלי במדינות אלה. אולם ההסתברות לכך אינה גבוהה מאחר שמקדם הפיגור (ρ) של משתנה התוצר לנפש גבוה מזה של שער החליפין.

לוח 11:

מבחני שורש יחידתי לשער החליפין הריאלי ולתוצר בקבוצת מדינות נתונה¹, 1980 עד 2010
 השערת האפס בכל המבחנים: הפנל מכיל שורש יחידתי.

הלוח מציג את ה-P value.

המשתנה הנבדק	המבחן	השערת האפס	40 מדינות	חברות : OECD 23 מדינות	אינן חברות OECD : 17 מדינות
שער החליפין הריאלי	Levin-Lin-Chu	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000
	Harrish-Tzavalis	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000
	Im-Pesaran-Shin	לכל מדינות הפנל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.000
	Fisher (Phillips-Perron)	לכל מדינות הפנל שורש יחידתי	0.000	0.004	0.000
	Hadri	לכל מדינות הפנל שעי"ח סטציונרי	0.000	0.000	0.000
התוצר לנפש	Levin-Lin-Chu	הפנל מכיל שורש יחידתי (כולל מגמת זמן)	0.000	0.08	0.002
	Harrish-Tzavalis	הפנל מכיל שורש יחידתי (כולל מגמת זמן)	1	1	0.19
התוצר לנפש ביחס לארה"ב	Levin-Lin-Chu	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.000	0.000	0.001
	Harrish-Tzavalis	הפנל מכיל שורש יחידתי	0.55	0.63	0.46

¹ 44 מדינות שיש לגביהן נתונים על שער החליפין הריאלי.

לוח 12 מבחני שורש יחידתי לשער החליפין ולמשתנים נבחרים העשויים לקבוע אותו:

האומדן למקדם בפיגור (ρ) של רשימת משתנים נבחרים.

כל המדינות¹, 1980 עד 2010

המשוואה הנאמדת:	$y_{i,t} = \alpha + \rho \cdot y_{i,t-1} + FE_i + u_{i,t}$	$y_{i,t} = \alpha + \rho \cdot y_{i,t-1} + \beta_1 \cdot \Delta y_{i,t-1} + FE_i + u_{i,t}$
התוצר לנפש במחירים קבועים	0.985	0.975
התוצר לנפש יחסית לארה"ב	0.949	0.938
שער החליפין (בנק עולמי)	0.854	0.844
שער החליפין (הא"ם)	0.859	0.842
מדד לתנאי הסחר	0.850	0.850
שיעור האבטלה	0.802	0.785

¹ מדינות שיש לגביהן נתונים רציפים על התוצר לנפש, למעט ארה"ב. האמידות מתייחסות ללוג הטבעי של המשתנים.

לוח 12 מציג את המקדם (ρ) של המשתנה המוסבר בפיגור במבחן שורש יחידתי. מקדם הפיגור (ρ) של משתנה התוצר (לנפש או ביחס לארה"ב) גבוה יותר מהמקדם של משתנה שער החליפין הריאלי. ניתן להסיק מכך שזעזוע לתוצר מתמיד יותר מזעזוע לשער החליפין. מקדם הפיגור (ρ) של שער החליפין דומה למקדם של תנאי הסחר, ואלו גבוהים מהמקדם של שיעור האבטלה.

ממידת ההתמדה של המשתנים אפשר ללמוד על הקשר הסיבתי ביניהם: אם משתנה בעל התמדה גבוהה (כמו התוצר לנפש) גורם לשינוי במשתנה אחר, סביר לצפות שגם האחרון יתאפיין בהתמדה גבוהה. ההיגיון הפשוט אומר שכל עוד הזעזוע משפיע על המשתנה הבלתי תלוי (המסביר), הוא ישפיע גם על המשתנה התלוי (המוסבר). העובדה שזעזוע לתוצר מתמיד יותר מזעזוע לשער החליפין הריאלי מטיל בספק את האפשרות שקיים ביניהם קשר סיבתי. לעומת זאת, זעזוע לתנאי הסחר מתמיד כמו זעזוע לאבטלה ואף נמשך יותר מזעזוע לשער החליפין, ולכן סביר לשער כי שני הראשונים מסבירים את שער החליפין. הפרק הבא ידון בגורמי הטווח הבינוני.

5. אמידת מודל לשער החליפין של שיווי משקל לטווח הבינוני

אמידת מודל לשער החליפין הריאלי כרוכה בהתמודדות עם שתי בעיות מרכזיות. ראשית, בסדרה של שער החליפין הריאלי יש מתאם סדרתי רב. שנית, בעיית האנדוגניות בין שער החליפין למשתנים המסבירים

הפוטנציאליים. מודל EC (Error Correction Model) מיטיב להתמודד עם המתאם הסדרתי, והמודל שיוצג בסעיף הבא נועד להתמודד עם בעיית האנדוגניות.

5. א. אמידות פנל – מודל ECM

שער החליפין מתאפיין במתאם סדרתי גבוה ומגיב בהדרגה לשינוי במשתנים המסבירים, ועל כן נאמוד מודל תיקון טעות (Error Correction Model):

$$\Delta \ln_reer_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \rho \cdot (\ln_reer_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + v_t$$

השינוי בשער החליפין ייגזר מהשינוי במשתנים המסבירים המשפיעים עליו בתקופה t ומהסטייה של שער החליפין בתקופה הקודמת (t-1) מזו התואמת את לרמת המשתנים המסבירים בתקופה (t-1)³³. במילים אחרות, מודל EC הבסיסי הוא

$$\Delta \ln_reer_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \rho \cdot EC_{t-1} + v_t$$

כאשר EC (Error Correction) מתייחס לסטייה של שער החליפין מהרמה התואמת את המשתנים המסבירים אותו בטווח הארוך. שיווי המשקל של הטווח הארוך הוא פונקציה של וקטור משתני X בלבד ($\ln_reer_t = \beta_1 X_t$), ו- ρ אומד את המהירות שבה הסטייה משיווי המשקל של הטווח הארוך ($Error \equiv \ln_reer_t - \beta_1 X_t$) דועכת בתקופה הבאה.

מודל EC מאמץ את העיקרון של קשר ארוך טווח (קיומו של שיווי משקל) ובוחר את תהליך ההתאמה של סטיות משיווי משקל, אף על פי שמדובר במודל סטציונרי. המודל מאפשר להבחין בין משתנים שיש להם השפעה ארוכת טווח על שער החליפין ($\beta_1 \neq 0$) למשתנים שיש להם רק השפעה בו-זמנית ואין להם השפעה ארוכת טווח ($\beta_0 \neq 0$ and $\beta_1 = 0$). מודל EC מחדד את ההבחנה בין משתנים שמשפיעים על שער החליפין בטווח הקצר לבין גורמי הטווח הארוך, ובפרט הוא עשוי לתרום להבנת הקשר שבין צמיחת התוצר לנפש להתפתחות שער החליפין בטווח הזמן האופייני למחזור עסקים – טווח קצר מהטווח שבחנו בפרק הקודם אך ארוך מהטווח הקצר.

³³ מודל EC מקביל למעשה למודל ADL(1,1) (Autoregressive Distributed Lag Model):

$$\ln_reer_t = \gamma + \delta_0 X_t + \delta_1 X_{t-1} + (\rho - 1) \cdot \ln_reer_{t-1} + v_t$$

לוח 13: השפעת התוצר לנפש ואבטלה על שער החליפין הריאלי בטווח הקצר והארוך.

המשתנה המוסבר: השינוי בשער החליפין ($D \ln_{reer}_t$),

המשתנים המסבירים: שער החליפין בפיגור, הצמיחה (שינוי ופיגור) ושיעור האבטלה (שינוי ופיגור)

1980 עד 2011, בסוגריים רמת המובהקות (P value)

8	7	6	5	4	3	2	1	
האוי"ם	בנק עולמי	המקור לנתונים על שער החליפין הריאלי						
כל המדינות	כל המדינות	OECD	OECD	למעט עירק	כל המדינות	OECD	OECD	המדינות במדגם
72	56	29	27	81	57	29	27	מספר המדינות
-0.148 (0.00)	-0.153 (0.00)	-0.139 (0.00)	-0.110 (0.00)	-0.146 (0.00)	-0.130 (0.00)	-0.149 (0.00)	-0.110 (0.00)	שער החליפין בפיגור (ln)
0.173 (0.01)	0.20 (0.03)	0.245 (0.02)	0.227 (0.04)	0.096 (0.09)	0.185 (0.01)	0.245 (0.00)	0.291 (0.00)	הצמיחה, שינוי (Δ)
0.312 (0.00)	0.303 (0.01)	0.317 (0.02)	0.313 (0.02)	0.089 (0.16)	0.243 (0.00)	0.406 (0.00)	0.433 (0.00)	הצמיחה, פיגור (ρ)
0.027 (0.88)	-0.311 (0.15)	-0.389 (0.12)	-0.443 (0.07)	--	--	--	--	האבטלה, שינוי (Δ)
-0.424 (0.00)	-0.635 (0.00)	-0.514 (0.00)	-0.514 (0.00)	--	--	--	--	האבטלה, פיגור (ρ)
1,309	1,216	725	693	2,000	1,604	812	793	מספר תצפיות
0.14	0.14	0.15	0.13	0.11	0.10	0.12	0.09	Within
0.38	0.02	0.02	0.08	0.01	0.50	0.01	0.42	Between
0.05	0.11	0.07	0.10	0.09	0.11	0.08	0.10	Overall

כצפוי, מצאנו כי המקדם של שער החליפין בפיגור (ρ) שלילי ומובהק (לוח 13). גודל המקדם משקף תהליך התאמה אטי מאוד – השינוי בשער החליפין מצמצם 11% עד 15% מהמידה שבה שער החליפין סוטה משינוי משקל בתקופה הקודמת. האומדנים מאפשרים לחשב את ההשפעה של המשתנה בפיגור על שער החליפין ארוך הטווח: $\partial \ln_{reer}_t / \partial x = \beta_1 = [\beta_{L,x} / \rho]$. על פי אמידות 1 ו-3, האצה קבועה בקצב הצמיחה בנקודת אחוז מתואמת עם ייסוף של 1.9% בכל המדינות – ושל 3.9% במדינות המתועשות – בטווח הארוך; בתקופה הראשונה שבה חלה האצה בצמיחה יתרחש ייסוף של 0.19%—0.29%. בתקופה הבאה יגיע הייסוף המצטבר ל-0.24% בכלל המדינות ול-0.43% במדינות המתועשות, וכך הלאה. לשיעור האבטלה בפיגור השפעה מובהקת על השינוי בשער החליפין, מעבר להשפעת הצמיחה. ההשפעה הבו-זמנית של שינוי באבטלה אינה תמיד מובהקת. ירידה קבועה של נקודת אחוז באבטלה גוררת ייסוף של כ-0.5% בתקופה הבאה וייסוף ארוך טווח בהיקף שנע בין 3.4% בכל המדינות ל-4.7% במדינות המתועשות.

לוח 14 מציג את ההשפעה של רשימת משתנים על השינוי בשער החליפין. המשתנה המתחלף בפיגור מסומן ב-[L], שיעור השינוי בו מסומן ב-[D], הספרה 0 מציינת שהמשתנה אינו שונה באופן מובהק מ-0 (ברמת מובהקות של 10%), והסימנים פלוס ומינוס מציינים את כיוון ההשפעה של המשתנים המובהקים. בחנו את ההשפעה של כל אחד מהמשתנים המתחלפים [L,D], ברגרסיה הכוללת גם את משתני הצמיחה [L,D], האבטלה [L,D] ושער החליפין בפיגור. במרבית המשתנים לא מצאנו השפעה בפיגור, ומכאן שאין להם השפעה ארוכת טווח על שער החליפין (מעבר להשפעה שהם יוצרים דרך התוצר והאבטלה). בין המשתנים שיש להם השפעה על שער החליפין של הטווח הארוך בולט המשתנה תנאי הסחר (מחירי היצוא ביחס למחירי היבוא³⁴). ואולם לא מצאנו כי לגידול בהכנסות ממשאבי טבע יש השפעה על שער החליפין של הטווח הארוך. במדינות המתפתחות גידול מקביל בהשקעה ובחיסכון פועל לייסוף: נמצאה השפעה בפיגור לגידול בהשקעות (בכלל המדינות אך לא במתועשות), וכן לגידול בחיסכון הכולל, ושניהם פעלו לייסוף. לא מצאנו כי לעודף בחשבון השוטר (הפער בין החיסכון וההשקעה) יש השפעה ארוכת טווח על שער החליפין.

³⁴ מספר התצפיות שמקורן בנתוני האוי"ם היה נמוך יחסית ולכן השתמשנו גם בצירוף של נתוני האוי"ם והבנק העולמי.

מצאנו כי הגידול בצריכה הממשלתית הסופית (הצריכה הציבורית) פועל בו-זמנית לייסוף, אך לא מצאנו השפעה מתמשכת. המתאם הבו-זמני בין כמה משתנים לשער החליפין הוא מלאכותי: השינוי בשער החליפין משפיע באופן מיידי על משקלן של רזרבות המט"ח בתוצר, משקל ההכנסות מיצוא משאבי טבע בתוצר, והעודף בחשבון השוטר (באחוזי תוצר). לא מצאנו כי למשתנים אלו יש השפעה מתמשכת על שער החליפין. נוסף לכך בחנו את השפעתם של שני המדדים לאלימות שמפרסם The Center for Systemic Peace: מדד לרמת האלימות בין המדינה לשכנותיה (מלחמה, תקריות גבול וכו'), ומדד לרמת האלימות הפנימית (הפגנות אלימות, הפיכה וכו')³⁵. מלחמות והפיכות מרתיעות משקיעים זרים ועשויות לגרום מימוש השקעות מהיר, ולכן הן עשויות להשפיע באופן משמעותי על שער החליפין הנומינלי. בפועל לא מצאנו שלמדדי האלימות יש השפעה מתמשכת על שער החליפין של כלל המדינות ולא מצאנו שיש להם השפעה כלשהי על שערי החליפין של מדינות ה-OECD, אולם נמצאה השפעה בו-זמנית על שערי החליפין של כלל המדינות (נתוני בנק עולמי).

לוח 14: השפעת משתנים נבחרים על התפתחות שער החליפין הריאלי.

המשתנה המוסבר: השינוי בשער החליפין ($D.\ln_reer_t$),

משתני בקרה (אנדוגניים) קבועים: שער החליפין בפיגור, הצמיחה [L,D] והאבטלה [L,D],
אפקט קבוע למדינה (FE), 1980 עד 2011.

הלוח מציג את כושר ההסבר של השינוי הבו-זמני [D] ושל הפיגור [L] במשתנה המתחלף*.

האוי"ם	בנק עולמי	האוי"ם	בנק עולמי	המקור לנתונים על שער החליפין הריאלי
כל המדינות	כל המדינות	OECD	OECD	המדינות במדגם
[L,D] ושיעור האבטלה [L,D]				משתני בקרה נוספים
[L,D]	[L,D]	[L,D]	[L,D]	
[0,-]	[0,-]	[0,0]	[0,0]	רזרבות המט"ח
[0,-]	[0,-]	[0,0]	[0,0]	ההכנסות ממשאבי טבע
[0,0]	[0,0]	[0,+]	[0,0]	האוכלוסייה בגיל +65
[0,0]	[0,-]	[0,0]	[0,0]	מדד לאלימות פנימית
[0,0]	[0,0]	[0,0]	[0,0]	מדד לאלימות בין מדינות
[+,0]	[+,0]	[+,0]	[+,0]	תנאי הסחר (אוי"ם)
[+,0]	[+,0]	[+,+]	[+,+]	תנאי הסחר (מאוחד)
[+,+]	[+,+]	[0,0]	[0,0]	ההשקעות
[0,0]	[-,-]	[0,0]	[0,0]	גירעון הממשלה הרחבה
[0,-]	[+,-]	[+,-]	[0,-]	החיסכון הכולל
[0,-]	[0,-]	[0,-]	[0,-]	החיסכון הלאומי
[0,0]	[-,0]	[0,0]	[0,0]	האשראי הבנקאי
[0,0]	[0,0]	[0,0]	[0,0]	M 2 ביחס לתוצר
[0,-]	[0,-]	[0,-]	[0,-]	החשבון השוטר (באחוזי תוצר)
[0,+]	[0,+]	[0,0]	[0,+]	הצריכה הממשלתית הסופית
[0,+]	[0,0]	[0,+]	[-,0]	הצריכה הפרטית
[0,-]	[+,0]	[0,0]	[+,0]	מחירי התוצר

* 0 מציין משתנה בלתי מובהק, + מציין משתנה מובהק וחיובי, - מציין משתנה מובהק שלילי.

5. ב. אמידות פנל – מודל Arellano Bond

השימוש בשיטה של Arellano Bond מאפשר להתמודד עם כמה בעיות אמידה שמודל EC אינו מטפל בהן.

1. אנדוגניות – שער החליפין אינו רק מושפע מהתוצר והאבטלה הוא גם משפיע עליהם (ועל מרבית המשתנים האחרים).

2. מתאם סדרתי במשתנה המסביר.

³⁵ נבחר כי כל יתר הנתונים במחקר זה מקורם בבנק העולמי, באוי"ם וב-PWT בלבד.

3. השימוש באפקטים הקבועים יוצר מתאם בינם לבין המשתנה המוסבר בפיגור ומטה את האומדנים. הטיה זו גדולה במדגמים קצרים אך השפעתה הולכת ופוחתת עם התארכות הפנל. (בעיה זו פחות משמעותית בפנל נתונים ארוך, של 30 שנה ויותר, דוגמת זה שאמדנו בסעיף הקודם.)

לוח 15 מפרט את תוצאות האמידות שבהן המשתנה המוסבר הוא השינוי בשער החליפין של הבנק העולמי והמשתנה המסביר הוא הצמיחה/ שיעור האבטלה. טור 1 מציג אמידה רגילה (xtreg) שבה שיעור השינוי בשער החליפין מוסבר על ידי רמתו בתקופה הקודמת וקצב הצמיחה הבו-זמני. האצה של נקודת אחוז בקצב הצמיחה מתואמת עם ייסוף בו-זמני של 0.2%. האמידה בטור 2 מטפלת בבעיית האנדוגניות שבין האפקטים הקבועים למשתנה המוסבר בפיגור באמצעות שימוש במשתנה עזר – הפיגור השני של שער החליפין (במקום הפיגור הראשון). באמידה 2 נמצא שההשפעה של משתנה הצמיחה על שער החליפין נמוכה יותר (0.13 לעומת 0.21), אולם אמידה 2 אינה מטפלת בבעיית המתאם הסדרתי ובעיית האנדוגניות. אמידות בשיטת Arellano Bond אומדות אף הן משתנה עזר לשער החליפין בפיגור באמצעות הפיגורים הקודמים, ומטפלות בבעיית האנדוגניות ובמתאם הסדרתי תוך שימוש במספר רב של משתנים בפיגור כבמשתני עזר. מאחר שרצוי כי מספר משתני העזר יהיה נמוך ממספר המדינות, ניאלץ להסתפק באמידת המודל לכלל המדינות (אין תוקף לאמידת המודל למדינות המתועשות בלבד). המשתנים האקסוגניים באמידות 3 ו-4 הם הצמיחה האזורית, מדד מחירי האנרגיה ומדד האלימות בין מדינות. באמידה 3 המשתנים האנדוגניים הם שער החליפין והצמיחה, ובאמידה 4 המשתנה האנדוגני הוא הצמיחה בלבד. המקדם של שער החליפין בפיגור היה נמוך אך במעט מזה שנמצא באמידה 1 (xtreg), אך להבדיל מאמידות 1 ו-2 משתנה צמיחת התוצר לנפש לא נמצא מובהק באף אמידה. נציין שעצם השימוש במשתני העזר מגדיל את סטיות התקן של המשתנה הנאמד ומקשה על קבלת תוצאה מובהקת, אף שהמקדמים נמצאו כולם חיוביים ובסדר הגודל של המקדמים שהתקבלו באמידות מסוג xtreg. כאשר נטלנו את רשימת משתני העזר – הצמיחה האזורית, מחירי האנרגיה ומדד האלימות בין מדינות – והוספנו לה את הצמיחה בפיגור שני, פחתה סטיית התקן של משתנה הצמיחה והוא נמצא מובהק (אמידה 5).

**לוח 15: השפעת הצמיחה והאבטלה על שער החליפין הריאלי
המשתנה המוסבר: השינוי בשער החליפין (הבנק העולמי),
המשתנים המסבירים: שער החליפין בפיגור, הצמיחה והאבטלה
אמידה בשיטת xtabond ו-xtreg, כלל המדינות (57 מדינות), 1980 עד 2011**

	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
xtabond	xtabond	xtreg	xtreg	xtabond	xtabond	xtabond	xtabond	xtreg	xtreg	L.ln_reer
0.106 (0.055)	*-0.155 (0.046)	--	***-0.162 (0.0134)	***-0.095 (0.031)	***-0.099 (0.031)	***-0.096 (0.034)	--	***-0.129 (0.011)	--	
--	--	***-0.157 (0.012)	--	--	--	--	***-0.137 (0.010)	--	--	L2.ln_reer
--	--	--	--	*0.213 (0.109)	0.192 (0.154)	0.167 (0.145)	*0.126 (0.065)	***0.211 (0.068)	--	הצמיחה
0.723 (0.340)	**0.537 (0.265)	*-0.511 (0.092)	***-0.562 (0.093)	--	--	--	--	--	--	האבטלה
1,305	1,305	1,278	1,306	1,536	1,583	1,583	1,552	1,608		התצפיות
0.61	0.90	--	--	0.12	0.16	0.12	--	--	--	AR(2) Pr>Z
36	66	--	--	69	37	68	--	--	--	N.instruments
האבטלה	האבטלה ושער החליפין הריאלי	--	--	הצמיחה ושער החליפין הריאלי	הצמיחה	הצמיחה ושער החליפין הריאלי	--	--	--	המשתנים האנדוגניים

המשתנים האקסוגניים באמידת xtabond: הצמיחה האזורית, מחירי האנרגיה והמדד לאלימות פוליטית.

באמידות בשיטת Arellano Bond (פרוצדורת xtabond בלוח 16) נמצא שההשפעה של שיעור האבטלה על שער החליפין דומה לזו שנאמדה באמידות xtreg: עלייה של נקודת אחוז בשיעור האבטלה גוררת פחות של 0.5% בשער החליפין הריאלי. נציין שהשימוש במשתנה האבטלה מאפשר לטפל במתאם הסדרתי היות שהוא היה מעט גבוה באמידות שבהן שיעור הצמיחה היה המשתנה המסביר (ראו AR(2)).

לוח 16 מציג את ההשפעה של רשימת משתנים מתחלפים על השינוי בשער החליפין של הבנק העולמי באמידות מסוג xtabond. באמידה זו נכלל לצד שער החליפין בפיגור משתנה מסביר שמבטא את השפעת מחזור העסקים (שיעור האבטלה או הצמיחה), ושני המשתנים נאמדו כמשתנים אנדוגניים. האמידה הראשונה כללה כמשתנים אנדוגניים את שער החליפין בפיגור ואת שיעור האבטלה - משתני העזר שסייעו באמידת המשתנים האנדוגניים הם קצב צמיחת התוצר האזורי, מדד מחירי האנרגיה בעולם ומדד האלימות הפוליטית בין מדינות - ומשתנה מתחלף שלא נכלל ברשימת המשתנים האנדוגניים. המשתנה המתחלף מופיע הן בו-זמנית והן בפיגור על מנת להבחין בין ההשפעה הבו-זמנית לבין ההשפעה הנובעת מתהליך תיקון הטעות, היות שזוהי השפעה ארוכת טווח. המשתנים בפיגור שנמצאו מובהקים הם העודף בחשבון השוטף, האשראי הבנקאי, וכמות הכסף ביחס לתוצר – עלייה בכל אחד משלושתם גוררת פחות ריאלי ארוך טווח. מצאנו כי למשתנים הבאים יש רק השפעה קצרת טווח על שער החליפין (השינוי במשתנה המתחלף נמצא מובהק) אך אין להם השפעה ארוכת טווח (המשתנה המתחלף בפיגור אינו מובהק): ההשקעה, החיסכון, הצריכה של הממשלה הרחבה, גירעון הממשלה ורזרבות המט"ח. כאשר החלפנו את משתנה האבטלה במשתנה הצמיחה נמצאה השפעה ארוכת טווח לשני משתנים: תנאי הסחר וההכנסות ממשאבי טבע.

לוח 16: השפעת משתנים נבחרים על התפתחות שער החליפין הריאלי. המשתנה מוסבר: השינוי בשער החליפין (בנק עולמי), המשתנים המסבירים: שער החליפין בפיגור, משתנה מסביר מתחלף [L,D] ומשתנה נוסף: האבטלה [L,D] או התוצר [L,D]. אמידה בשיטת xtabond, כלל המדינות (71 מדינות), 1980 עד 2011.

משתנים מסבירים קבועים: צמיחת התוצר [L,D]			משתנים מסבירים קבועים: האבטלה [L,D]			המשתנה המתחלף:
מספר התצפיות	השינוי	הפיגור	מספר התצפיות	השינוי	הפיגור	
1,961	0.001	0	1,228	0	-0.000***	האשראי הבנקאי
1,858	0	0	1,120	0	-0.000**	M2 ביחס לתוצר
1,890	-0.003**	0	1,216	-0.007***	-0.001**	החשבון השוטף באחוזי תוצר
1,429	0	0.000***	824	0.001	0	תנאי הסחר (מדד האו"ם)
1,742	0.000*	0.000***	1,132	0.001	0	תנאי הסחר (מאוחר)
1,934	-0.006***	0.000*	1,251	-0.007***	0.001	ההכנסות ממשאבי טבע
1,879	-0.005*	0.001	1,216	-0.007***	0.001	רזרבות המט"ח (ביחס לרמת היבוא)
1,979	-0.001	0	1,235	0.003	0.001	ההשקעות
1,837	-0.003***	0	1,216	-0.004**	-0.001	החיסכון הכולל
1,972	-0.003***	0	1,230	-0.003**	0	החיסכון הלאומי
1,390	-0.001	0	1,012	-0.003**	-0.002	גירעון הממשלה הרחבה
1,953	0.001	0	1,250	0.012***	0	הצריכה הממשלתית הסופית
1,392	-0.001	0	1,014	-0.001	0	ההוצאה של הממשלה הרחבה
2,003	0.021	0.021	1,252	-0.006	-0.006	מדד לאלימות בין מדינות
2,003	0.001	-0.011	2,003	0.005	-0.013	מדד לאלימות פנימית
1,252	0.003	-0.006	1,252	0.004	-0.009	מדד כולל לאלימות
2,007	0.01	0	1,252	0.027	-0.001	בני +65
2,007	0	0	1,235	0	0.000**	מחירי התוצר

לסיכום פרק זה ניתן להצביע על מספר מצומצם של גורמים שמשפיעים על שער החליפין בטווח הבינוני: שיעור האבטלה ו/ או קצב הצמיחה, המהווים אינדיקציה למחזור העסקים; ותנאי הסחר (וההכנסות ממשאבי טבע), המשפיעים באופן ישיר על השינוי בחשבון השוטף ודרכו – על שער החליפין הריאלי. מדד מחירי התוצר נמצא אמנם מובהק, אך השפעתו עשויה לשקף את עצם הייסוף הריאלי, את השפעת מחזור העסקים או קשיחות מחירים נומינלית. ליתר המשתנים לא נמצאה השפעה עקבית ומובהקת שחורגת מהתנהגותם המחזורית.

בעבודה זו אמדנו את הגורמים המשפיעים על שער החליפין הריאלי בטווח הארוך. מצאנו כי גורם היסוד היחידי שיש לו השפעה פרמננטית על שער החליפין הריאלי הוא משתנה דמוגרפי – משקלה של קבוצת הגיל הצעירה באוכלוסייה (וכן משתנים דמוגרפיים שמתואמים אתו, כגון קצב הגידול של האוכלוסייה). בפרט לא מצאנו אישוש להשערה שתהליך ארוך טווח של ייסוף מתואם עם צמיחה מהירה בתוצר לנפש, או עם גידול מהיר בפריון של המגזר הסחיר (השערת בלסה-סמואלסון), או עם גידול במלאי ההון של המשק (השערת Bhagwati). אמנם בנתוני חתך קיים מתאם מובהק וחד-משמעי בין רמת התוצר לנפש לרמת המחירים (שער החליפין הריאלי) – במדינות המפותחות יותר רמת המחירים גבוהה יותר – אולם מצאנו רק מתאם קלוש בין הגידול בתוצר לנפש לעלייה ברמת המחירים (או בין הגידול בתוצר לנפש לשינוי בשער החליפין הריאלי). עוד מצאנו כי במרבית המדינות אין לשער החליפין הריאלי מגמה ארוכת טווח והוא יציב (סטציונרי), הזעזועים לו זמניים ודועכים בהדרגה ואינם מצטברים ומתבדרים. הדבר מתיישב עם הגרסה החלשה של חוק המחיר האחיד, כלומר עם ההשערה שהיחס בין רמות המחירים בשני משקים (שער החליפין הריאלי הביטורלי) אינו מתבדר. חרגו מכלל זה מדינות שבהן התוצר לנפש ההתחלתי היה נמוך מאוד. בטווח הבינוני צמיחה מהירה בתוצר לנפש מלווה בייסוף ריאלי, אך תהליך זה אינו מתמיד ובסופו השער חוזר לרמה הקודמת.

מכלול הבדיקות מוליך למסקנה שבטווח הארוך צמיחה מהירה אינה גוררת ייסוף בשער החליפין. ניתן לשער כי כאשר מחקרים ביססו קשר בין צמיחה מהירה וייסוף, ממצאיהם שיקפו את השפעתם של מחזורי העסקים: במהלך מחזור העסקים אכן יש מתאם בין צמיחה מהירה לייסוף, אך בטווח ארוך יותר אין קשר כזה. פרשנות זו מאפשרת ליישב את הסתירה בין מחקרים שמצאו כי בטווח הארוך שער החליפין הריאלי הוא משתנה סטציונרי (ולכן לא דחו את ההשערה בדבר חוק המחיר האחיד) למחקרים שמצאו כי צמיחה מואצת של התוצר מסבירה את התפתחותו של שער החליפין הריאלי.

ממצא חשוב במחקר הוא היעדר משתנים מסבירים לרמתו של שער החליפין הריאלי (ולרמת המחירים היחסית). למשתנים המסבירים שנכללים במודלים של שער החליפין הריאלי יש כושר הסבר בטווח הקצר, אך אין להם יכולת הסבר בטווח הארוך – 30 שנה. משתנים בעלי השפעה בטווח של 10 שנים איבדו את מובהקותם בשנים הבאות. מכאן שיש להתייחס בזהירות למודלים שאומדים את רמתו של שער החליפין הריאלי כפונקציה של משתנים ריאליים – כגון פריון, משקל הצריכה הציבורית בתוצר, וכיו"ב – משום שהקשרים הנאמדים במודלים אלו אינם יציבים לאורך זמן. נציין ששיפור בתנאי הסחר גורר בעקבותיו ייסוף מתמשך, אך מכיוון שהמדד לתנאי הסחר סטציונרי, הוא אינו גורר התבדרות של שער החליפין הריאלי.

הגידול המתמיד ביעילות הסחר הבין-לאומי בסחורות³⁶ (עקב שימוש במכולות ובספינות ענק) ובשירותים (עקב השימוש באינטרנט) מוזיל את עלויות הסחר הבין-לאומי והופך מוצרים רבים יותר לסחירים, כלומר לבעלי מחיר עולמי דומה (למעט מסים). ככל שמשקל המוצרים הסחירים בתוצר הולך וגדל, וככל שהמוצרים מיבוא ומייצור מקומי מהווים תחליפים קרובים יותר בצריכה ובייצור, כך עולה ההסתברות שחוק המחיר האחיד יתקיים (לפחות בגרסתו החלשה) והשפעתם של המשתנים הריאליים המקומיים תפחת ותיעלם. במחקרנו נמצא שדפוס כזה מאפיין את מרבית המדינות, למעט המדינות העניות. תחלופה גבוהה בין מוצרים מייצור מקומי ליבוא תמנע התבדרות מרמת המחירים היחסית של

³⁶ בין 1986 ל-2007 היה קצב גידולו של יבוא הסחורות הנומינלי (בדולרים שוטפים) כפול מקצב גידולו של התוצר הנומינלי (בדולרים שוטפים).
Ollivaud P. and Schweltnus C. (2015) "Does the post crisis weakness of global trade solely reflect weak demand?" OECD Economics Department working paper No.1216.

המשק. ואולם במדינות שבהן רמת התחלופה נמוכה, התנודות בשער החליפין הריאלי עשויות להיות גדולות וממושכות יותר, וגורמים מקומיים יוכלו להשפיע על רמת המחירים היחסית. רמת תחלופה נמוכה תנבע למשל מאיסור או ממגבלות חמורות על יבוא ומהתמחות במספר מצומצם של מוצרי יצוא שיש להם ביקוש קשיח ביחס למחיר. במדינות אלו כל שינוי בפריון של המגזר הסחיר או בתנאי הסחר יביא לשינוי משמעותי ומתמשך ברמת המחירים במשק, כלומר חוק המחיר האחיד לא יתקיים. במחקר זה נמצא שתופעה כזו אופיינית למדינות העניות.

- Ades, A. (1996) "GSDEEMER and STMPIs: New tools for forecasting exchange rate in emerging markets", Economic Research, Goldman Sachs.
- Adler K. and Grisse C. (2014) "Real exchange rates and fundamentals: robustness across alternative model specifications" SNB Working papers 7/2014.
- Aguirre, A. and Calderon, C. (2005). "Real exchange rate misalignments and economic performance", Central bank of Chile working papers N.315.
- Alba D.J. and H.D. Papell (2007). "The purchasing power parity and countries characteristics: Evidence from panel data testes", Journal of Development Economics 84, 240–251.
- Arize C.A., Mailndretos J., and D. Ghosh (2015) "Purchasing power parity-symmetry and proportionality: Evidence from 116 countries" International Review of Economics and Finance, vol. 37 pp. 69-85.
- Bahmani, M., Harvey H. and Hegerty W.S. (2013). "Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review" Journal of Economic Studies, Vol 40,3.
- Ballasa, Bela. (1964) "The purchasing power parity doctrine: A reappraisal," Journal of Political Economics, 72(6), PP 584-96.
- Bhagwati , Jagdish. (1984) "Why are services cheaper in poor countries?" Economic Journal, 94 (374), pp 279-86
- Bereau S., Lopez A.V. and Mignon V. (2012) "Currency misalignments and growth: a new look using nonlinear panel data methods" Applied Economics, Vol. 44, pp. 2503-3511.
- Bergin Paul R., Glick. R, Taylor A .M (2006) "Productivity, tradability, and long-run price puzzle." Journal of Monetary Economics 53, 2041-2066.
- Braude Jacob (2010) "Age Structure and the Real Exchange Rate" Discussion Paper 2000.10, Research Department, Bank of Israel.
- Calvo, G., C. Reinhart and C.Vegh, (1995) "Targeting the real exchange rate: theory and evidence", Journal of Development Economics, Vol. 47, pp 97-133.
- Central, Eastern and Southeastern Europe (October 2013), Regional Economic Issues, International Monetary Fund.
- Coresti G., L. Dedola and S. Keduca (2006). "Productivity, external balance and exchange rates: Evidence on the transmission mechanism among G7 countries", NBER.
- Cottani, J. D. Cavallo and M.S. Khan, (1990) "Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs", Economic Development and Cultural Change, vol. 39, pp.61-76.
- Curcuru, S., Dvorak, T & Warnock, F (2013). "On return differentials". International Finance Discussion Papers, 1077, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Dorin I. and Rault C. (2010), "Do panel data permit the rescue of the Balassa-Samuelson hypothesis for Latin American countries?" Applied Economics, 2003, 35, 351-359.
- Edwards S. and Savastano A.M. (1999) "Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know" NBER working paper no. 7228.
- Eichengreen Barry, "Capital Flows and Crises", MIT press 2002.

Gubler M. and Sax C. (2011) "The Balsa-Samuelsson effect reversed: New evidence from OECD countries" WWZ Discussion Papers 2011/09

Guillermo A. Calvo, L Leiderman C.M Reinhart (1996), "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.10(2). pp 123-139.

Hausmann, R., Jason H. and Rodik, D. (2007) "What you export matters", *Journal of Economic Growth* 12(1), 1-15.

Ito T., P Isard, S Symansyk (1999) "Economic growth and real exchange rate: an overview of the Balassa-Samuelson hypothesis in Asia". NBER.

Kaminski G., S. Lizondo, and CM Reinhart (1998) "Leading indicators of currency crises" *Staff Papers IMF*.

Kravis, Irving .B. and Lipsey, Robert E. (1983) "Toward an explanation of national of national price levels". *Princeton studies in international Finance*, No. 52.

Krugman P.(1989) "Differences in income elasticities and trends in real exchange rate". *European Economic Review*, Vol. 33 pp. 1031-1054.

Marrston, Richard C. "Real exchange rate and productivity growth in the United States and Japan" in *Real Financial Linkages Among Open Economies*. Eds.: Sven W. Arndt and J. David Richardson. Cambridge, MA:MIT Press, 1987, 71-96.

Obstfeld M. and Rogoff K. (1995) "Foundations of International Macroeconomics" MIT press. Chapter 4.

Ollivaud P. and Schweltnus C. (2015) "Does the post crisis weakness of global trade solely reflect weak demand?" *OECD Economics Department Working Paper No.1216*.

Pedroni P. (2001) "Purchasing power parity tests in cointegrated panels". *The Review of Economics and Statistics*, Vol.83 pp. 727-731.

Razin, O. and S. Collins (1997) "Real exchange rate misalignments and growth," *NBER Working Paper 6174*.

Ricci L.A., Milesi-Ferretti, G. M. and Lee J. (2013) "Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45 845-865.

Rogoff, Kenneth (1996) "The purchasing power parity puzzle," *Journal of Economic Literature* 34, 647-68.

Samuelson, Paul A. (1964) "Theoretical notes on trade problems," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46(2), pp 145-54.

Taylor AM & Taylor AP (2004) "The purchasing power parity debate". *Journal of Economic Perspectives* 18, 135-58.

Tica, J. and I. Druzic (2006). "The Harrod-Balassa-Samuelson Effect: A survey of empirical evidence", *EFZG Working Paper Series 06-07/686*.

Warner, A., (1997). "Mexico's 1994 exchange rate crisis interpreted in light of the non-traded model" *NBER Working Paper 6165*.

Williamson, Joun (1983). "The Exchange Rate System. Policy Analyses in International Economic", Washington: Institute for International Economic.

Yanping Chong, Oscar Jorda and Alan M. Taylor (2012). "The Harrod-Balassa-sumuelson Hypothesis: real exchange rates and their long run equilibrium", *International Economic Review*, Vol.53(2). pp 609-634.

המדד לעתירות הטכנולוגית של ההרכב הענפי של היצוא של מדינה i (להלן $index_i$) מחושב באופן הבא:

$$index_i = \sum_j (EXPORTS_{i,j} \times \frac{Z_j}{\sum_j Z_j})$$

כאשר $EXPORTS_{i,j}$ הוא היצוא של ענף j במדינה i , ו- Z_j הוא ציון לענף j שמתקבל באופן הבא:

$$Z_j = \sum_i (X_{j,i} \times gdp_per_capita_i)$$

כש- $X_{j,i}$ הוא משקל היצוא של ענף j בסך היצוא של מדינה i ($EX_{j,i}$) ביחס למשקל היצוא של j ביצוא העולמי.

לוח 1: הציונים לענפי היצוא (Z_j), 1992 עד 2011:

השנה	תרופות	כלי רכב	כימיקלים	מכונות וציוד	אלקטרוניקה	ציוד משרדי	מכשירי חשמל	מתכות	תקשורת	חקלאות	מזון	טקסטיל	ביגוד
1992	1.39	1.30	1.19	1.11	1.09	0.96	0.90	0.90	0.88	0.83	0.79	0.62	0.47
1993	1.39	1.29	1.19	1.10	1.09	0.95	0.90	0.90	0.88	0.82	0.79	0.62	0.47
1994	1.39	1.29	1.19	1.10	1.09	0.95	0.90	0.90	0.88	0.82	0.79	0.62	0.47
1995	1.39	1.29	1.19	1.10	1.08	0.95	0.90	0.89	0.88	0.82	0.79	0.61	0.47
1996	1.39	1.29	1.19	1.10	1.08	0.95	0.90	0.89	0.88	0.82	0.79	0.61	0.47
1997	1.38	1.29	1.19	1.10	1.08	0.95	0.90	0.89	0.88	0.82	0.79	0.61	0.47
1998	1.38	1.28	1.18	1.10	1.08	0.95	0.90	0.89	0.87	0.82	0.78	0.61	0.46
1999	1.37	1.28	1.18	1.09	1.07	0.94	0.89	0.89	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2000	1.37	1.28	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2001	1.37	1.28	1.18	1.09	1.07	0.94	0.89	0.89	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2002	1.37	1.28	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2003	1.37	1.28	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2004	1.37	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2005	1.37	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2006	1.36	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2007	1.36	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2008	1.37	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2009	1.37	1.28	1.18	1.09	1.07	0.94	0.89	0.89	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2010	1.37	1.27	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46
2011	1.37	1.28	1.17	1.09	1.07	0.94	0.89	0.88	0.87	0.81	0.78	0.61	0.46

לוח 2: העתירות הטכנולוגית של היצוא לפי מדינות, 1992 ו-2011

country	tech_by_export_nf_1992	tech_by_export_nf_2011	
Switzerland	1.100	1.159	שוויץ
Israel	0.985	1.089	ישראל
Japan	1.076	1.086	יפן
Trinidad and Tobago	0.991	1.070	טרינידד-טובגו
Korea, Rep.	0.961	1.052	דרום קוריאה
Singapore	0.992	1.036	סינגפור
Mexico	1.037	1.034	מקסיקו
United States	1.027	1.029	ארה"ב
Canada	1.055	1.026	קנדה
Taiwan	0.959	1.022	טאיוון
Venezuela, RB	0.965	1.009	ונצואלה
Hong Kong	0.888	0.980	הונק קונג
Croatia	0.911	0.980	קרואטיה
Thailand	0.878	0.974	תאילנד
Malaysia	0.961	0.963	מלזיה
Jordan	1.030	0.957	ירדן
China	0.814	0.956	סין
Algeria	0.967	0.946	אלג'יריה
India	0.801	0.938	הודו
Turkey	0.762	0.922	טורקיה
Australia	0.898	0.907	אוסטרליה
Brazil	0.933	0.901	ברזיל
Serbia	0.885	0.900	סרביה
Argentina	0.854	0.895	ארגנטינה
Tunisia	0.755	0.881	טוניסיה
Indonesia	0.777	0.872	אינדונזיה
Chile	0.839	0.857	צ'ילה
New Zealand	0.848	0.832	ניו-זילנד
Zimbabwe	0.822	0.821	זימבבואה
Paraguay	0.820	0.803	פרגוואי
Peru	0.796	0.803	פרו
Madagascar	0.790	0.733	מדגסקר

לוח נספח 3:

המשתנה המוסבר: השינוי בש"ח ריאלי ממוצע 2006-2010 לעומת ממוצע 1980-1984.
 המשתנים המוסברים: משתנה מסביר מתחלף המפורט בטור הימני ומשתנה מסביר אחד נוסף: שיעור גילאי 0-14 באוכלוסייה בשנת 1980. טור 1 מציג תוצאות של רגרסיות עם משתנה מתחלף בלבד.

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	נתוני שער החליפין
מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	נתוני האו"ם	הבנק העולמי	מאוחד	מאוחד	מאוחד
למעט מדינות עניות וסגורות לשחר	כל המדינות*	כל המדינות*	למעט אפריקה ואמריקה הלטינית	למעט אפריקה ומזרח אסיה	למעט אפריקה	כל המדינות	כל המדינות*	כל המדינות*	כל המדינות*	המשתנה המוסבר (מלבד המשתנה המוסבר המתחלף):
שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	משתנה יחיד
-0.060 (0.067) [56]	-0.0402 (0.066) [77]	-0.049 (0.035) [76]	*-0.0433 (0.025) [40]	-0.0810 (0.173) [41]	*-0.0607 (0.032) [53]	-0.0411 (0.0635) [63]	*-0.0452 (0.0255) [57]	-0.045 (0.031) [76]	-0.0138 (0.036) [76]	התוצר לנפש (שי"ש)
-0.0723 (0.0766) [56]	-0.0002 (0.0004) [80]	-0.0001 (0.0003) [79]	-0.0502 (0.0298) [40]	-0.0945 (0.192) [41]	*-0.0721 (0.0386) [53]	-0.0624 (0.0727) [63]	*-0.0564 (0.0300) [57]	-0.0565 (0.0371) [76]	-0.0063 (0.0420) [76]	התוצר לנפש של בני 15-64 (שי"ש)
-9.8e-06 (9.0e-06) [55]	-1.1e-05 (7.9e-06) [76]	-3.4e-06 (7.9e-06) [75]	*-1.1e-05 (6.5e-06) [40]	*-1.8e-05 (1.0e-06) [41]	-8.3e-06 (8.6e-06) [53]	-3.6e-06 (9.4e-06) [62]	-8.5e-06 (6.6e-06) [56]	-4.6e-05 (8.4e-06) [75]	***1.7e-05 (5.0e-06) [75]	התוצר לנפש בשנת 1980 (או ב-1986) (הרמה התחלתית)
0.0110 (0.0068) [58]	0.0060 (0.008) [78]	0.0059 (0.0051) [77]	**0.0210 (0.008) [42]	*0.0186 (0.012) [43]	**0.0196 (0.009) [55]	0.0082 (0.0058) [63]	0.0064 (0.0044) [57]	0.0069 (0.0053) [76]	**0.0121 (0.0058) [76]	משקל הצריכה הציבורית בתוצר (הפרש)
0.0078 (0.0048) [58]	0.0058 (0.0036) [78]	**0.0078 (0.0034) [77]	0.0073 (0.0044) [42]	0.0054 (0.0061) [43]	*0.0093 (0.0049) [55]	0.0062 (0.0046) [42]	**0.0076 (0.0034) [57]	**0.0077 (0.0038) [76]	*0.0083 (0.0044) [76]	משקל הצריכה הסופית בתוצר
-0.007 (0.005) [60]	-0.0022 (0.0051) [80]	-0.0047 (0.0034) [80]	-0.0052 (0.0039) [43]	-0.0091 (0.0071) [44]	-0.0074 (0.0049) [56]	-0.0057 (0.0039) [67]	*-0.0070 (0.0035) [58]	*-0.0067 (0.0036) [80]	***-0.0109 (0.0039) [80]	משקל ההשקעה בתוצר (הפרש)
***-0.012 (0.0044) [59]	***-0.009 (0.0039) [79]	***-0.0129 (0.0035) [79]	***-0.0131 (0.004) [42]	***-0.0167 (0.0053) [43]	***-0.017 (0.0045) [55]	***-0.0125 (0.0044) [66]	***-0.0096 (0.0033) [57]	***-0.0124 (0.0037) [80]	***-0.0173 (0.0039) [79]	משקל החיסכון הלאומי בתוצר (הפרש)
-0.0043 (0.0032) [60]	*-0.0077 (0.0038) [80]	*-0.0051 (0.0028) [80]	*-0.0047 (0.0025) [43]	-0.0043 (0.0039) [44]	-0.0045 (0.0033) [56]	-0.0035 (0.0034) [67]	-0.0055 (0.0041) [58]	-0.0041 (0.0031) [80]	-0.041 (0.0036) [80]	העודף בחשבון השוטר, באחוזי תוצר (הפרש)
0.0013 (0.002) [58]	-0.0011 (0.002) [79]	0.0003 (0.0018) [78]	0.0010 (0.0016) [42]	0.0043 (0.0038) [43]	0.0005 (0.0020) [55]	0.0008 (0.0020) [64]	0.0013 (0.0022) [58]	0.0006 (0.0019) [77]	0.0023 (0.0021) [77]	משקל היצוא בתוצר (הפרש)
0.002 (0.002) [58]	0.0013 (0.0024) [79]	0.0015 (0.0019) [78]	0.0013 (0.0017) [42]	0.0038 (0.0035) [43]	0.0010 (0.0021) [55]	0.0008 (0.0021) [64]	0.0039 (0.0024) [58]	0.0012 (0.0019) [77]	0.0021 (0.0022) [77]	משקל היבוא בתוצר (הפרש)
0.0009 (0.001) [58]	7.4e-06 (0.0012) [79]	0.00046 (0.0009) [78]	0.0006 (0.0008) [42]	0.0022 (0.0019) [43]	0.0004 (0.0010) [55]	0.0004 (0.0011) [64]	0.0014 (0.0012) [58]	0.00045 (0.0009) [77]	0.0012 (0.0011) [77]	פתיחות לסחר - משקל היצוא והיבוא בתוצר
*-0.011 (0.005) [50]	***-0.015 (0.005) [70]	**0.0077 (0.0033) [68]	**0.0159 (0.0070) [36]	**0.0140 (0.0066) [47]	**0.0143 (0.0055) [47]	*-0.0077 (0.0041) [56]	***-0.0134 (0.0047) [54]	**0.0079 (0.0038) [68]	***-0.0163 (0.0036) [68]	משקל התעשייה בתוצר (הפרש בנקודות אחוז)
0.0127 (0.010) [42]	0.0085 (0.009) [48]	0.007 (0.009) [46]	0.0124 (0.009) [32]	*0.0193 (0.011) [37]	0.0170 (0.011) [43]	0.0081 (0.0104) [37]	0.0094 (0.0097) [37]	0.0117 (0.0096) [46]	0.0126 (0.0101) [46]	שיעור האבטלה (הפרש)
-0.007 (0.005) [59]	-0.0057 (0.0037) [79]	-0.0048 (0.0034) [79]	-0.0017 (0.0048) [43]	-0.0078 (0.0059) [44]	-0.0056 (0.0055) [56]	-0.0048 (0.0043) [66]	-0.0025 (0.0041) [58]	-0.0036 (0.0040) [79]	-0.0067 (0.0046) [79]	משקל ההכנסות ממשאבי טבע (הפרש בנקודות אחוז)
-0.0000 (0.0011) [46]	0.0003 (0.0009) [67]	0.0006 (0.0005) [66]	*0.0008 (0.0004) [31]	-0.0019 (0.0015) [32]	0.0005 (0.0006) [44]	0.0008 (0.0005) [54]	0.0001 (0.0007) [47]	0.0006 (0.0005) [65]	**0.0011 (0.0005) [65]	תנאי הסחר (מאוחד) (הפרש)
-0.0001 (0.0011) [51]	0.0002 (0.0011) [72]	0.00039 (0.0011) [71]	-0.00009 (0.0009) [35]	0.00008 (0.0012) [37]	-0.0006 (0.0011) [48]	0.00065 (0.0013) [60]	0.00009 (0.0008) [51]	0.00001 (0.0011) [71]	*0.0019 (0.0010) [71]	משקל הכסף (M2) בתוצר (השינוי בנקודות אחוז)
0.0002 (0.0008) [58]	0.0002 (0.001) [79]	0.0004 (0.0008) [78]	0.0001 (0.0007) [42]	-0.0007 (0.0009) [44]	-0.0003 (0.0008) [55]	0.0004 (0.0009) [65]	0.0002 (0.0006) [58]	0.0003 (0.0008) [78]	***0.0020 (0.0007) [78]	משקל האשראי המקומי הנקאי בתוצר (השינוי בנקודות אחוז)
0.0004 (0.0009) [58]	0.0006 (0.0012) [79]	0.0006 (0.0009) [78]	0.0043 (0.0008) [42]	0.0003 (0.001) [44]	-0.00002 (0.009) [55]	0.00048 (0.0011) [65]	0.00027 (0.0007) [58]	0.0002 (0.0009) [78]	***0.0023 (0.0008) [78]	משקל האשראי למגזר הפרטי בתוצר (השינוי בנקודות אחוז)
0.163 (0.098) [60]	*0.204 (0.103) [82]	0.140 (0.085) [81]	--	0.075 (0.125) [44]	0.163 (0.102) [57]	**0.218 (0.109) [68]	*0.137 (0.0816) [58]	**0.186 (0.0888) [81]	0.0926 (0.1038) [81]	דמי למדינות אמריקה הלטינית
-0.215 (0.004) [60]	-0.083 (0.103) [82]	-0.078 (0.084) [81]	-0.0913 (0.0815) [44]	--	-0.149 (0.093) [57]	-0.072 (0.069) [68]	-0.047 (0.097) [58]	-0.084 (0.089) [81]	-0.084 (0.104) [81]	דמי למדינות ודרום אסיה
0.215 (0.107) [60]	-0.148 (0.100) [82]	-0.124 (0.082) [81]	--	--	--	-0.153 (0.0967) [68]	-0.101 (0.085) [58]	*-0.148 (0.086) [81]	*-0.32 (0.076) [81]	דמי למדינות אפריקה

ראה המשך בדף הבא.

לוח נספח 3 המשך:

המשתנה המוסבר: השינוי בש"ח ריאלי ממוצע 2006-2010 לעומת ממוצע 1980-1984.
 המשתנים המסבירים: משתנה מסביר מתחלף המפורט בטור הימני ומשתנה מסביר אחד נוסף: שיעור גילאי
 0-14 באוכלוסייה בשנת 1980. טור 1 מציג תוצאות של רגרסיות עם משתנה מתחלף בלבד.

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	נתוני שער החליפין
מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	מאוחד	נתוני האו"ם	הבנק העולמי	מאוחד	מאוחד	מאוחד
למעט מדינות עניות וסגורות לסחר	כל המדינות*	כל המדינות*	למעט אפריקה ואמריקה הלטינית	למעט אפריקה ומזרח אסיה	למעט אפריקה	כל המדינות	כל המדינות*	כל המדינות*	כל המדינות*	המשתנה המסביר המתחלף
עד 1980-84 2006-10	עד 1985-87 2005-07	עד 1980-84 2005-07	עד 1980-84 2006-10	עד 1980-84 2006-10	עד 1980-84 2006-10	עד 1980-84 2006-10				
שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	שיעורם של בני 14-0 בשנת 1980	משתנה יחיד
0.0047 (0.010) [60]	0.0032 (0.0107) [82]	0.0093 (0.0078) [81]	-0.0035 (0.011) [44]	0.0018 (0.015) [44]	-0.0032 (0.0127) [57]	0.0126 (0.0087) [68]	0.0037 (0.0075) [58]	0.0071 (0.0077) [81]	-0.0084 (0.0083) [81]	המשתנים המסבירים הנוספים (מלבד המשתנה המסביר המתחלף):
0.025 (0.019) [60]	0.0369 (0.024) [82]	*0.0334 (0.0182) [81]	0.0192 (0.015) [44]	0.0385 (0.031) [44]	0.0255 (0.0197) [57]	0.0306 (0.019) [68]	**0.0365 (0.015) [58]	*0.0326 (0.0182) [81]	***0.069 (0.0160) [81]	משקלם של בני ה-15-64 באוכלוסייה (הפרש במהלך התקופה)
-0.009 (0.009) [60]	-0.0082 (0.0094) [82]	*-0.0116 (0.0067) [81]	-0.0054 (0.010) [44]	-0.0108 (0.015) [44]	-0.0059 (0.0115) [57]	*-0.0146 (0.0076) [67]	-0.0093 (0.0066) [58]	-0.0102 (0.0068) [81]	-0.0062 (0.0079) [81]	משקלם של בני ה-65 ומעלה באוכלוסייה (הפרש)
-0.034 (0.073) [60]	-0.225 (0.185) [82]	-0.0469 (0.102) [81]	0.0224 (0.059) [44]	-0.038 (0.081) [44]	-0.0136 (0.075) [57]	-0.02613 (0.076) [68]	**-.02866 (0.116) [58]	-0.0185 (0.073) [81]	***-0.1959 (0.066) [81]	גידול האוכלוסייה (שיעור השינוי)
0.0039 (0.0061) [57]	0.0037 (0.0065) [78]	0.0049 (0.0042) [77]	0.0003 (0.0059) [40]	-0.0014 (0.0106) [41]	-0.0059 (0.0070) [53]	0.0026 (0.0054) [64]	0.0068 (0.0044) [57]	0.0042 (0.0045) [77]	0.0055 (0.0052) [77]	משקל ההשקעה הממוצע ב-20 השנים הקודמות (הפרש)
-0.0002 (0.0009) [35]	-0.0004 (0.0010) [41]	0.00007 (0.0008) [41]	--	--	-0.00015 (0.009) [37]	-0.0003 (0.0010) [37]	***0.0018 (0.0005) [32]	-0.00034 (0.00085) [41]	0.00008 (0.0008) [41]	מלאי ההון הנומינלי (הפרש, באחוזי תוצר)

כל תא בלוח מציג תוצאות של רגרסיה נפרדת והוא מפרט את המקדם של המשתנה המתחלף, סטיית התקן של המשתנה המתחלף, ומספר המדינות במדגם מופיע בסוגריים המרובעים [].