



קטע מתוך לקט ניתוחי מדיניות וסוגיות מחקריות:

רפורמת "שמיים פתוחים" והשפעתה על ענפי התיירות ועל הצרכן הישראלי¹

- רפורמת "שמיים פתוחים" יושמה בהדרגה בשנים 2013-2018, ובמסגרתה הוגברה התחרות בתחום הטיסות.
- העבודה בודקת כיצד השפיעה הרפורמה על ענף התיירות ועל הצרכן הישראלי. ההשפעה נבחנת על ידי ניתוח ההתפתחויות של מדדים מרכזיים בתחום התיירות ואמידת רגרסיות הבדקות את השפעת הרפורמה על מספר היציאות של ישראלים לחו"ל ועל הכניסות של תיירים לישראל כאינדיקטור לפעילות בענפי התיירות.
- במהלך הרפורמה גדל בהדרגה מספר הטיסות בין מדינות אירופה וישראל, ונמשכה הוזלת המחיר של נסיעות לחו"ל ביחס לחופשה בארץ.
- הרפורמה תרמה לגידול חריג, בהשוואה בין-לאומית, במספר היציאות-לחו"ל של ישראלים מכל חמישוני ההכנסות.
- בעקבות הרפורמה השתפר מצב הצרכנים, ומצבו של מגזר התיירות המקומי לא הורע: היקפי הפעילות והתעסוקה בענפי התיירות המשיכו לגדול בקצב דומה לזה שבמדינות המפותחות האחרות, וחברות התעופה הישראליות, שהושפעו באופן ישיר מהרפורמה, המשיכו להגדיל את מספר הטיסות והנוסעים בתקופת הרפורמה.

1. הרפורמה

ממשלת ישראל ניהלה בעבר מדיניות תעופה שמרנית, אשר התאפיינה בהסכמי תעופה בילטרליים שכללו: (א) הגבלות על מספר החברות הרשאיות להפעיל טיסות סדירות בקווים המוסכמים ("מוביל נקוב"), כך שברוב המוחלט של המקרים היה מדובר במוביל נקוב אחד מכל מדינה; (ב) הגבלות על הקיבולת המוצעת באמצעות מכסת תדירות או קיבולת מושבים בקווים המוסכמים ו/או דרישה לאישור-מראש של לוח הטיסות העונתי; (ג) הגבלות על יעדי הקווים המאושרים להפעלה.

כמענה לפנייה של האיחוד האירופי בשנת 2006 בדבר קידום הסכם תעופה גלובלי אחיד מול מדינות האיחוד החליטה הממשלה לשנות את מדיניותה ולהתחיל בהליך הדרגתי לפתיחת שמי המדינה לתחרות. כתוצאה מכך נחתם עם האיחוד האירופי ומדינות נוספות באירופה² הסכם "שמיים

¹ המחברים, רן שהרבני ואלה שחר, מודים לגבי יפית אלפנדרי וגבי אלנה שמשין מהלמ"ס על מסד הנתונים; לגיר גודין, הדר זזון דויטש ואיתי עינת על עיבוד הנתונים לעבודה; ליוסי יכין, איתמר כספי ויגאל מנשה על קריאת גרסאות קודמות של העבודה.

² מדינות האיחוד וכן בריטניה (שהייתה אז חברה באיחוד), שווייץ, נורבגיה, איסלנד וליכטנשטיין. שאר מדינות אירופה אינן חלק מההסכם.

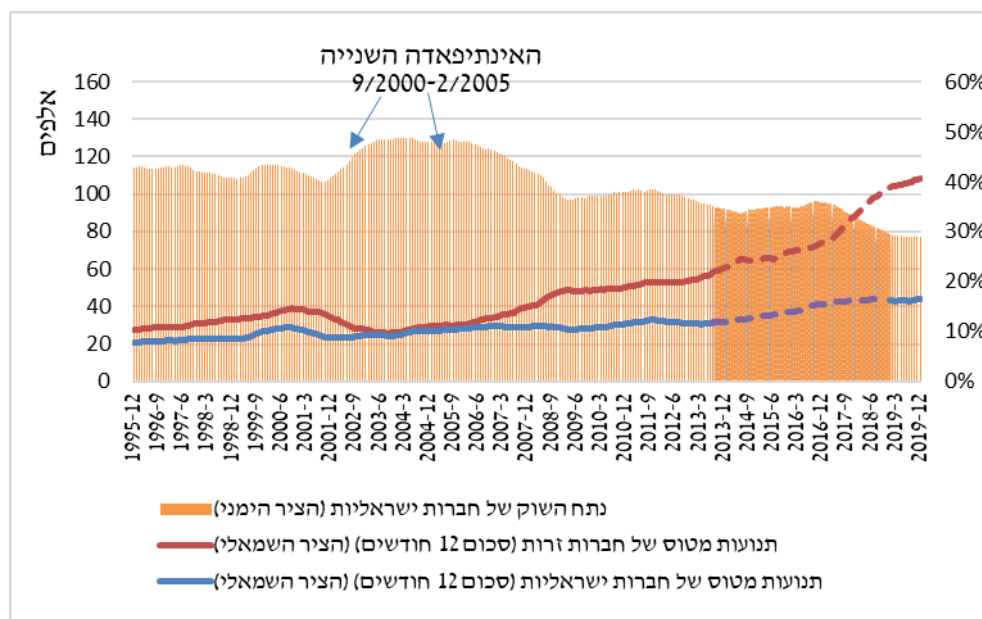
פתוחים". ההסכם נכנס לתוקף בהדרגה החל מאפריל 2013 והגיע ליישום מלא במרץ 2018. הוא כלל הסרה מיידית של המגבלות על מספר המובילים הרשאים להפעיל טיסות סדירות בין ישראל למדינות האיחוד ומגבלות נוספות שנגזרו מהסכמי תעופה בילטרליים בין ישראל למדינות באיחוד. כמו כן איפשר ההסכם לכל חברה מהאיחוד האירופי להפעיל שירות של טיסות סדירות בין כל נקודה באיחוד האירופי לישראל בכפיפות למכסת תדירות בכל קו – גמישות שעודדה כניסה של חברות low cost לשוק. ההדרגתיות בהסכם התבטאה בהגדלת מכסת התדירות בכל קו בארבע פעימות בין 2014 ל-2017, וב-2018 הושלמה הסרת המגבלות.

המדיניות החדשה הפחיתה את הרגולציה והביאה להגברת התחרות. היא חלה בעיקר על טיסות ישירות לאירופה ועל טיסות "קונקשן" לאירופה וליעדי המשך רחוקים יותר. במקביל לרפורמה נמשך תהליך ליברליזציה הדרגתי בהסכמי תעופה בילטרליים, ונחתמו הסכמי תעופה עם מדינות נוספות.³

בעקבות הרפורמה גדל מספר הטיסות לישראל וממנה. אינדיקטור המשקף את הגידול של היצע הטיסות – מספר תנועות המטוס – מצביע על גידול הדרגתי בהתאם לשלבי היישום של הרפורמה (איור 1). מספר הטיסות גדל בתקופת הרפורמה הן בחברות הישראליות והן בחברות הזרות. עם זאת קצב הגידול של מספרן בחברות הזרות היה גבוה יותר, וכך ירד נתח השוק של החברות הישראליות מ-35% לפני הרפורמה למעט פחות מ-30% בעקבותיה (איור 1, הציר הימני). נתח השוק של החברות הישראליות ירד גם בתקופות קודמות של התרחבות היצע הטיסות.⁴

איור 1: תנועות מטוס*

סכום נע, 12 חודשים



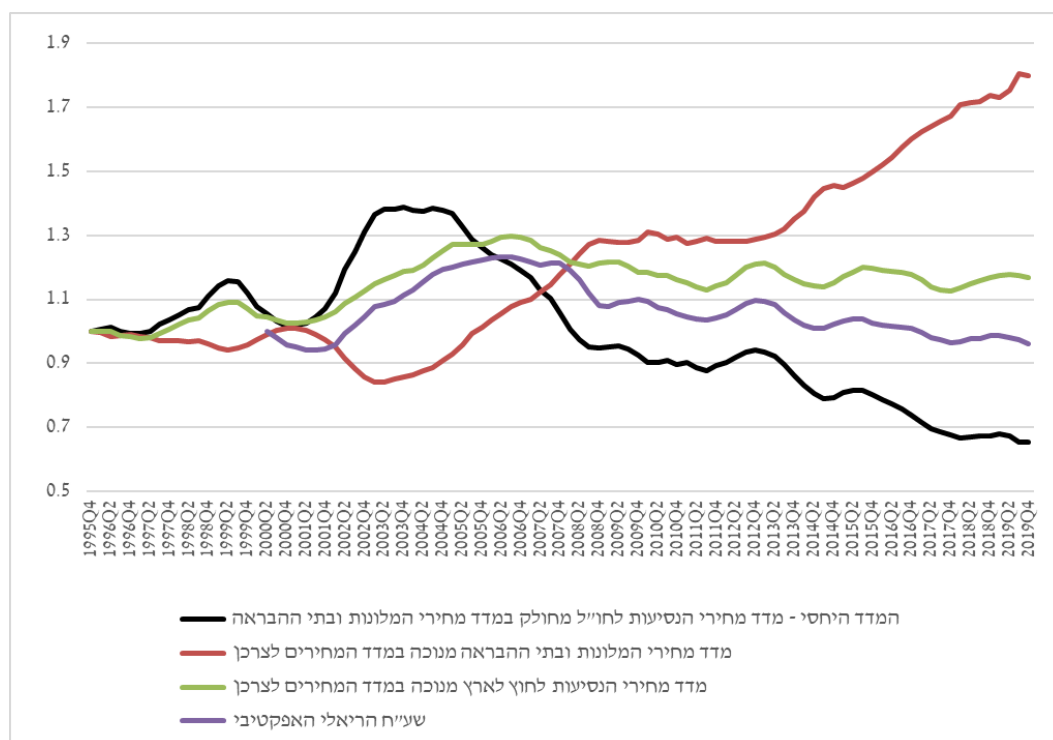
*תנועות מטוס היא נחיתה או המראה. סדרת הנתונים על תנועות מטוס מתחילה ב-2011. סדרה נתונים קודמת על נחיתות מטוסים בטיסות בין-לאומיות שורשרה לסדרה זו.
המקור: הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה.

³ דוח רשות התעופה האזרחית, 2019.

⁴ מתחילת שנות ה-2000 נתח השוק של החברות הישראליות קטן בתקופות של הרחבה מהירה בהיצע הטיסות וגדל בתקופות של צמצום היצע הטיסות. כך, למשל, בתקופת האינתיפאדה השנייה, שבה הצטמצם מספר הטיסות של החברות הישראליות והזרות יחד, גדל נתח השוק של החברות הישראליות מ-42.9% בספטמבר 2000 לכ-48% ב-2005, ועם גידול מספר הטיסות, החל מ-2005, ירד נתח השוק של החברות הישראליות לכ-35% ערב הרפורמה.

הגידול המהיר של היצע הטיסות לישראל וממנה החל מ-2005 לווה בירידה מתונה של מחירי הנסיעה לחו"ל (הסעיף במדד המחירים לצרכן הכולל את מדד מחירי השהייה בחו"ל ומחירי הטיסה לחו"ל) ביחס לסך מדד המחירים לצרכן (איור 2). מדד זה ירד החל מ-2007 במקביל למגמת הייסוף של שער החליפין הריאלי האפקטיבי, והחל מסוף 2008 נרשמו בו בעיקר תנודות המושפעות משער החליפין, ללא מגמה ברורה. לעומתו מדד המחיר של חופשה בישראל (הנמדד על ידי מדד מחירי בתי המלון ובתי ההבראה), בניכוי מדד המחירים לצרכן, עלה בחדות, בעיקר אחרי אמצע 2013, כך שהמחיר של נסיעות לחו"ל ביחס לעלות החופשה בישראל ירד לאורך שנות הרפורמה (המדד היחסי, איור 2).

איור 2: מדד מחירי הנסיעות לחו"ל, מדד מחירי המלונות ובתי ההבראה בישראל והמדד היחסי שלהם¹ (ממוצע נע 4 רבעים)



¹ המדד היחסי מחלק את סעיף הנסיעות לחו"ל שבמדד המחירים לצרכן בסעיף הבראה ונופש, טיולים וכו' בישראל. מדד הנסיעות לחו"ל כולל שלושה סוגי הוצאות עיקריות: א. כרטיס טיסה והפלגות לחו"ל (המשקל במדד המחירים לצרכן ב-2019 היה 19.46 נקודות מתוך 1,000), טיול מאורגן לחו"ל (7.48 נקודות) והוצאות על שהייה בחו"ל (21.03 נקודות).

² הבסיס בכל המדדים הוא 1. הנתונים על שער החליפין הריאלי האפקטיבי החל משנת 2000. המקור: הלמ"ס.

לישראלים ההתייכרות היחסית של חופשה בארץ הפכה את החופשות בחו"ל לאטרקטיביות יותר. לעומת זאת, לתיירים כרטיסי הטיסה לישראל וממנה אמנם, כנראה, הוזלו, אולם המחיר של שירותי הפנים ככל הנראה עלה (בהנחה ששינוי במחירי מדד המחירים לצרכן בסעיף הבראה, נופש וטיולים מתואם עם התפתחות המחירים של שירותים ומוצרים שצורכים גם תיירי חו"ל בישראל, כגון לינה בבתי מלון, תחבורה, מסעדות ועוד לצד הייסוף).

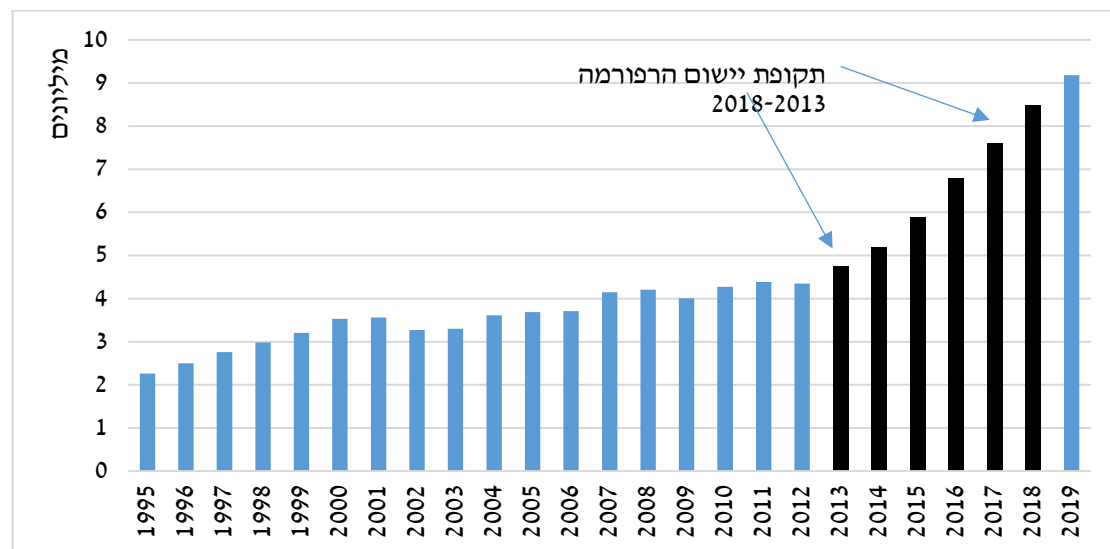
בפרק הבא נבחן את ההשפעה של הגברת התחרות בתחום הטיסות בעקבות הרפורמה על הצריכה של שירותי תיירות בישראל על ידי הצרכן הישראלי ועל הפעילות והתעסוקה בענפי התיירות.

2. ההשפעה הכלכלית של הרפורמה

א. השפעת הרפורמה על הצרכן הישראלי

על רקע ההוזלה היחסית של מחירי החופשה בחו"ל והעלייה של היצע הטיסות עלה מספר יציאות הישראלים לחו"ל בשנים האחרונות, במיוחד במהלך רפורמת "השמיים הפתוחים", בשנים 2013–2018 (איור 3).

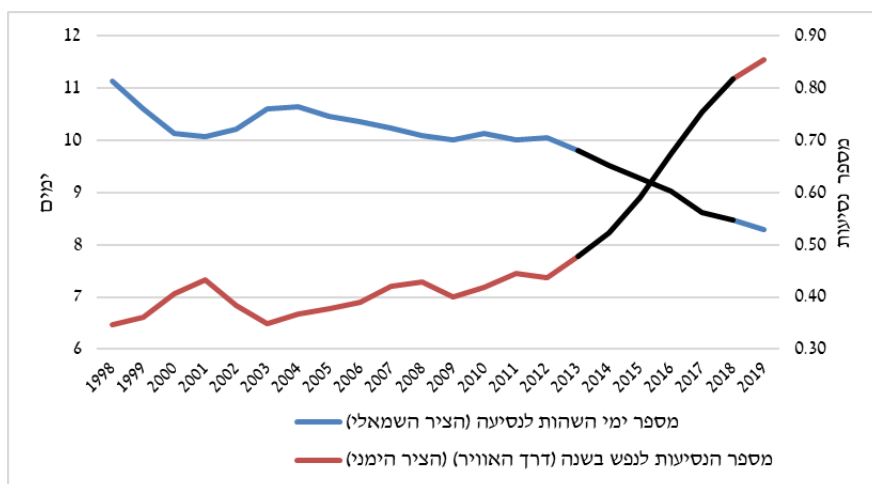
איור 3: יציאות ישראלים לחו"ל 1995–2019



המקור: הלמ"ס.

גם בחישוב לנפש ניתן לראות האצה במספר הנסיעות בתקופת הרפורמה, במקביל לירידה של מספר הימים הממוצע לנסיעה לחו"ל – אינדיקטור עקיף להוזלה של מחיר הטיסה (איור 4). בתקופת הרפורמה גדל שיעור הנוסעים לנסיעות קצרות, לשהות של 1 עד 4 ימים, מ-25.2% מהנוסעים בסוף 2012 ל-31.6% מהנוסעים בסוף 2018, שיעור הנוסעים ל-5 עד 9 ימים גדל במתינות מ-40.2% ל-42.4%, ואילו שיעור הנוסעים לתקופות ארוכות יותר ירד.

איור 4: מספר הנסיעות לנפש בשנה ומספר ימי השהות הממוצע לנסיעה^{1 2}



¹ תקופת הרפורמה – 2013–2018 – מודגשת בשחור.

² מספר הנסיעות לנפש בשנה ומספר ימי השהות הממוצע חושבו בהתבסס על נתוני נסיעות דרך האוויר עד 60 יום. המקור: הלמ"ס.

העלייה ביציאות לחו"ל הקיפה את הישראלים מכל חמישוני ההכנסה, גם אוכלוסיות שלפני הרפורמה מיעטו לנסוע לחו"ל (לוח 1). הלוח מציג את שיעור ההוצאה של ישראלים על נסיעות לחו"ל ועל חופשות בישראל מסך ההוצאה על תצרוכת בשנים 2013–2012 ו-2018–2017.

לוח 1: שיעור ההוצאה החודשית של ישראלים על נסיעות לחו"ל וחופשות בישראל מסך התצרוכת לפי חמישוני הכנסה* (אחוזים)

נסיעה לחוץ לארץ	כל החמישוניים	1	2	3	4	5
2013–2012	3.6	1.2	1.4	3.0	3.5	6.0
2018–2017	5.0	2.0	3.0	4.0	5.7	7.5
הבראה, נופש וטיולים בישראל						
2013–2012	1.0	0.5	0.7	1.0	1.1	1.2
2018–2017	0.9	0.5	0.8	1.0	1.0	0.9

*משקל ההוצאה בשנה מסוימת חושב כסך ההוצאה הממוצעת על הסעיף בכל חמישון הכנסה, מחולק בסך ההוצאה הממוצעת של משקי הבית לתצרוכת בחמישון. לכל שנה ניתן אותו משקל. המקור: הלמ"ס, סקרי הוצאות משק בית לשנים 2012, 2013, 2017, 2018.

כל החמישוניים הגדילו בשיעור ניכר את שיעור ההוצאה על נסיעות לחו"ל. לעומת זאת חלקה של ההוצאה לנופש בישראל בסך ההכנסה ירד במעט, בעיקר בשל הפחתת שיעור ההוצאה של החמישון העליון.

לוח 2 מציג את שיעורי השינוי השנתיים בתיירות היוצאת מישראל ובקבוצות השוואה שונות כגון מדינות אירופה והמדינות המפותחות. בעוד שקצב העלייה ביציאות של ישראלים לחו"ל לפני יישום הרפורמה היה דומה לקצב העלייה ביציאות של מקומיים לחו"ל בקבוצות ההשוואה, הרי במהלך הרפורמה קצב העלייה ביציאות הישראלים היה גבוה מאשר בכל קבוצות ההשוואה.⁵

⁵ גם כאשר מנרמלים את קצב העלייה ביציאות מקומיים בקצב גידול האוכלוסייה התמונה כמעט אינה משתנה.

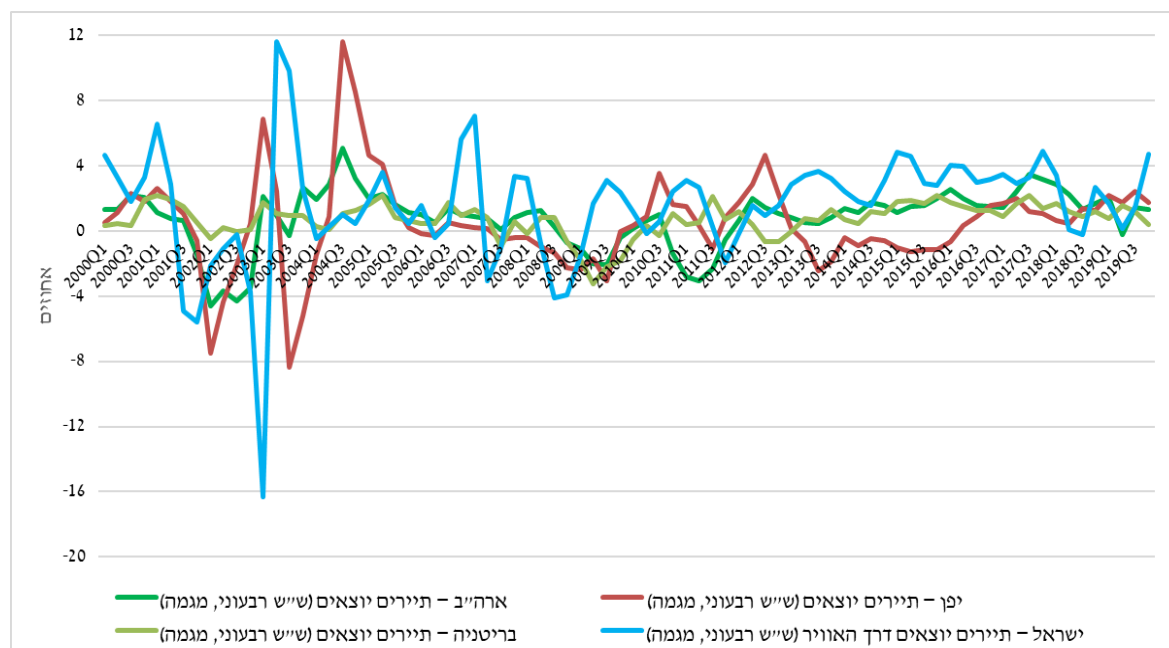
לוח 2: שיעורי השינוי השנתיים הממוצעים של מספר יציאות התיירים לחו"ל לפני רפורמת "שמיים פתוחים" ובמהלכה (אחוזים)

המדינות	יציאות תיירים לחו"ל	
	לפני הרפורמה	במהלך הרפורמה
	2012–2005	2018–2013
ישראל	2.4	12.2
האיחוד האירופי	1.3	4.3
מדינות High Income	3.0	3.6
מדינות ה-OECD	1.3	3.2
מדינות Middle High Income	3.3	3.3

המקור: נתוני הבנק העולמי.

תמונה דומה עולה מנתוני היציאות-לחו"ל של ישראלים ושל תושבים בארה"ב, בריטניה ויפן, העשויים להיות קבוצת ייחוס נוספת למגמה העולמית של יציאות תושבים בדרך האוויר במדינות המפותחות, ובפרט במדינות שבהן עיקר היציאות הן דרך האוויר (איור 5). נמצא שהחל מ-2013 גדל שיעור השינוי של יציאות הישראלים ביחס לקבוצות הייחוס.

איור 5: יציאות תושבים לחו"ל במדינות נבחרות, שיעור השינוי הרבעוני* (אחוזים)



*בארה"ב יציאות דרך האוויר ובבריטניה ויפן יציאות בכל האופנים.

המקורות: בארה"ב

U.S. Department of Commerce, International Trade Administration, National Travel and Tourism Office (NTTO)

Japan tourism statistics

[/https://statistics.jnto.go.jp/en](https://statistics.jnto.go.jp/en)

בריטניה office for national statistics

<https://www.ons.gov.uk>

נתוני המגמה מצביעים על הירידה בתיירות העולמית עקב פיגועי הטרור ב-2001, משבר הסארס בתחילת 2003 והמיתון העולמי ב-2008-2009. אמנם ייצוג המגמה העולמית על ידי מספר מדינות

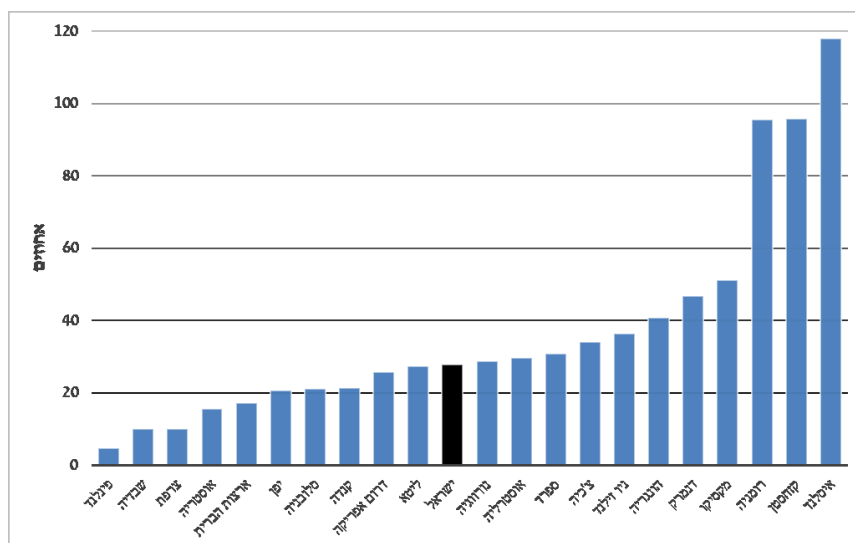
גדולות יכול להיות נתון להשפעות פנימיות של אותן מדינות, אולם לנתוני שלוש המדינות יש מספר יתרונות על הנתונים המצרפיים של הבנק העולמי בלוח 2. ראשית, הנתונים הם רבעוניים, ואילו נתוני הבנק העולמי הם שנתיים – יתרון חשוב, משום שהמגמה יכולה להשתנות באופן חד במהלך השנה, כפי שאירע, למשל, במאורעות 11 Sep ו-SARS; שנית, נתוני הבנק העולמי על המדינות המפותחות לשנים שלפני 2005 אינם מלאים.

ב. השפעת הרפורמה על ענפי התיירות בישראל

הרפורמה יכולה להשפיע בכיוונים מנוגדים על הפעילות בענפי התיירות בישראל, הכוללת את צריכת שירותי התיירות הן של התיירים מחו"ל והן של נופשים מקומיים.⁶ היא עשויה: (1) לתרום לגידול התיירות הנכנסת (הצריכה של התיירות הנכנסת הסתכמה ב-2018⁷ בכ-25 מיליארדי ש"ח); (2) להסיט חלק מהביקוש של ישראלים מהוצאה על חופשה בישראל (כ-13.5 מיליארדי ש"ח ב-2018)⁸ ליציאות לחו"ל, בגלל התייקרות המחיר היחסי של חופשה בארץ; עם זאת חלק מהירידה מתקזזת על ידי עלייה בצריכה: הישראלים היוצאים לחו"ל קונים, לקראת יציאתם, שירותים גם מגורמים ישראליים, והעלייה ביציאות לחו"ל מגדילה צריכה זו.⁹

איור 6 מציג השוואה בין-לאומית של קצב הגידול בצריכת שירותי תיירות מקומיים. מהנתונים עולה שקצב הגידול בישראל היה קרוב לקצב הגידול הממוצע במדינות ה-OECD.

איור 6: שיעור הגידול בצריכת תיירות פנימית 2012 עד 2017*



*ההשוואה כוללת את כל המדינות שיש לגביהן נתונים.
המקור: OECD tourism statistics.

⁶ סך הפעילות בתחום התיירות נמדדת על ידי חיבור הפעילות המתייחסת לתיירות בענפי הכלכלה השונים (בתחבורה, באירוח, בשירותי אוכל פנאי ועוד). ניתן לבחון את השפעת הרפורמה על פעילות ענפי התיירות על ידי ניתוח של סך ההוצאה על תיירות הן של התיירים מחו"ל והן של נופשים מקומיים. הצריכה של הנופשים המקומיים כוללת הן הוצאה על חופשה בישראל והן קניית שירותים מגורם ישראלי לצורך נסיעה לחו"ל.

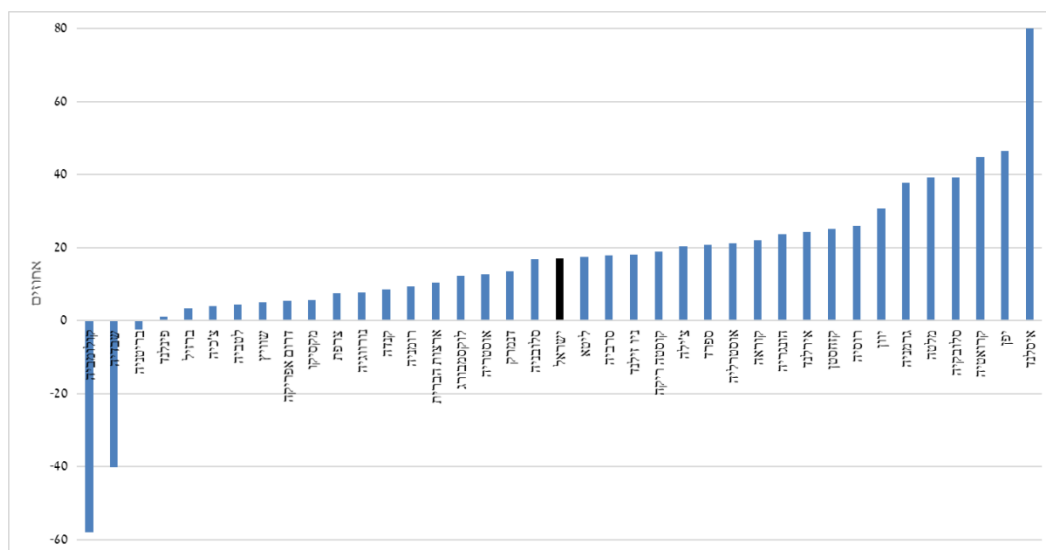
⁷ תיירות 2019, לוח 79, צריכת תיירות, לפי סוג (1) וענף (2), הלמ"ס.

⁸ עיבוד מיוחד של הלמ"ס ללוח 79 (ראו הערה 8), המפרק את צריכת שירותי התיירות של ישראלים בישראל – כ-27 מיליארד ש"ח בשנת 2018 – לרכיבים: א. הוצאה על חופשה בישראל (13.5 מיליארד ש"ח) ו-ב. קניית שירותים מגורם ישראלי עבור נסיעה לחו"ל (13.5 מיליארד ש"ח). העיבוד נערך לשנת 2017 והותאם בידי המחברים לשנת 2018.

⁹ ראו הערה 8.

בדומה לכך גדל גם מספר המועסקים בענפי התיירות בשיעור הקרוב לממוצע הבין-לאומי (איור 7), ולא נצפתה בשנות הרפורמה האצה או האטה של ממש בקצב הגידול של מספר המועסקים (איור 8).

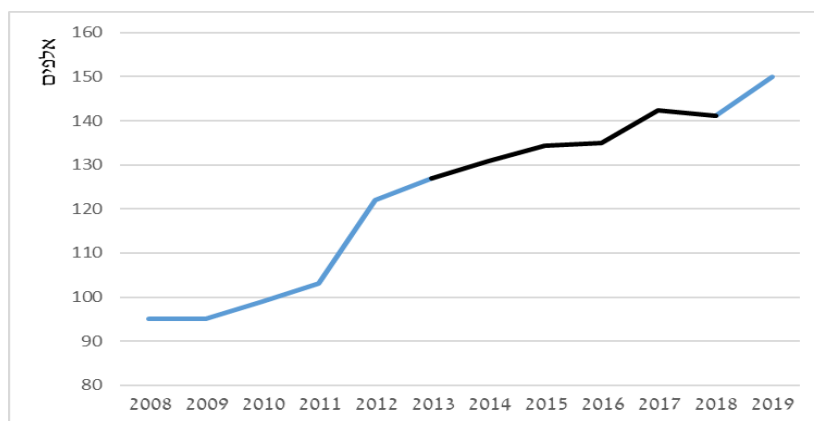
איור 7: שיעור השינוי במספר המועסקים בענפי התיירות 2012 עד 2017*



*ההשוואה כוללת את כל המדינות שיש לגביהם נתונים.

המקור: OECD tourism statistics.

איור 8: המועסקים בענפי התיירות בישראל*



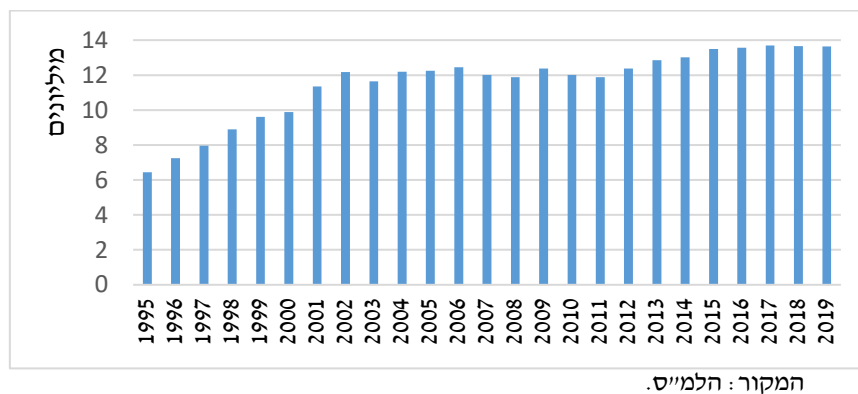
*כלל המועסקים בענפי התיירות במונחי משרות מלאות. כולל את המועסקים בתיירות נכנסת, תיירות פנים עבור חופשה בארץ ועבור נסיעה לחו"ל.

ב-2019, מתוך 150 אלף המועסקים בתיירות הועסקו כ-46.5 אלף בשירותי אירוח, 16 אלף בשירותי מזון והמשקאות, 15 אלף בהובלה אווירית של נוסעים ושירותים של שדות תעופה ושל נמלים, כ-11.1 אלף בשירותי תחבורה ציבורית יבשתית ורכב שכור, כ-20 אלף בפעילות של סוכנויות נסיעות ומארגני טיולים, 16 אלף בפעילויות פנאי, נופש ובילויים, והשאר, כ-25 אלף, בשירותים אחרים ומוצרים הקשורים לתיירות.

המקור: OECD.

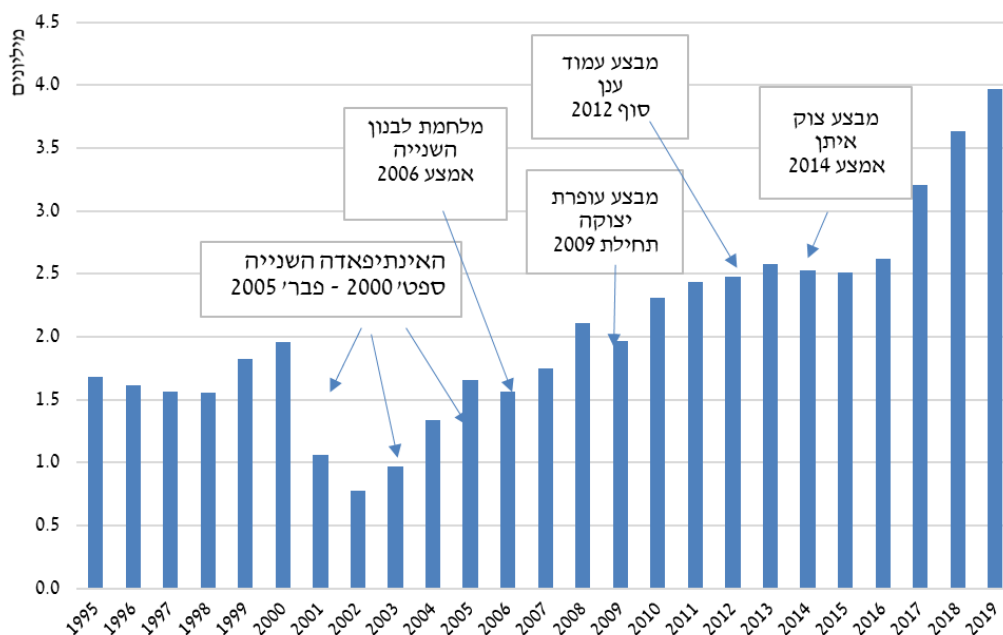
מדד נוסף לפעילות בענף התיירות הוא מספר לינות ישראלים בבתי מלון בישראל, שגדל בשנים הראשונות של יישום הרפורמה והתייצב ב-2015–2019 (איור 9). גידול מספר לינות ישראלים בבתי מלון בתקופה המכסה את כל שנות הרפורמה, 2012 עד 2018, הסתכם ב-10% (לינות ישראלים באירוח הכפרי אף ירדו באותה תקופה ב-20%). לעומת זאת, על רקע השינוי במחירים היחסיים של חופשה בישראל וחופשה בחו"ל הסתכם, גידול מספר ימי השהות של ישראלים בחו"ל באותו פרק זמן בכמעט 80% אף שמספר ימי השהות הממוצע בכל יציאה לחו"ל כאמור ירד.

איור 9: לינות ישראלים בבתי מלון בישראל (אלפים)



פעילות ענפי התיירות מתואמת עם מספר התיירים הנכנסים לישראל, וזה מושפע בעיקר מהמצב הביטחוני ומהצמיחה הכלכלית במדינות המקור. בשנים הראשונות של הרפורמה, 2013–2016, נותר מספר התיירים הנכנסים דרך האוויר כמעט ללא שינוי, אך מ-2017 הוא עלה עלייה ניכרת (איור 10). התזמון השונה בגידול כניסות התיירים ויישום הרפורמה מעלה שאלות לגבי הסיבה לגידול החד. נשאלת השאלה אם הזינוק בשלוש השנים האחרונות של התקופה הנסקרת (2017–2019) משקף תופעה בין-לאומית של התעוררות בתיירות העולמית או שמדובר בתופעה ייחודית לישראל – בעקבות הרפורמה, שהשפיעה על תיירי חו"ל בפיגור של שלוש שנים, או, בזכות שיפור במצב הביטחוני.

איור 10: כניסות תיירים דרך האוויר



המקור: הלמ"ס.

השוואה בין-לאומית של מספר כניסות התיירים מלמדת שלפני הרפורמה שיעור השינוי במספר כניסות התיירים היה גבוה מאשר בקבוצות הייחוס, ואילו במהלך הרפורמה הוא היה דומה לזה שבקבוצות אלו (לוח 3). עם זאת, כניסות התיירים לישראל מושפעות באופן בולט מהמצב הביטחוני בישראל, ושיפורו עם סיום האינתיפאדה השנייה ב-2005 פעל גם לעלייה של מספר כניסותיהם בתקופה שקדמה לרפורמה.

לוח 3: שיעורי השינוי השנתיים הממוצעים בכניסות תיירים¹, לישראל ולקבוצות מדינות שונות, לפני רפורמת "שמיים פתוחים" ובמהלכה (אחוזים)

כניסות תיירים מחו"ל		מדינות
במהלך הרפורמה	לפני הרפורמה	
2018–2013	2012–2005	
4.4	9.1	ישראל
3.7	1.6	האיחוד האירופי
3.3	3.3	מדינות High Income
3.3	2.5	מדינות OECD
4.2	2.4	מדינות Middle High Income

¹ נתוני ההשוואה כוללים כניסות בכל האופנים (בעיקר אוויר ויבשה). יש מעט מדינות שדיווחו לפני 2005. המקור: נתוני הבנק העולמי.

הנתונים מצביעים על צמיחה מתונה בתעסוקה וברמת הפעילות של ענפי התיירות ומשקפים גידול מתון בלינות של ישראלים בבתי מלון בארץ בשנים האחרונות¹⁰ וכן גידול מתון בכניסות התיירים מחו"ל (4.4% – קצב הגידול השנתי הממוצע בשנים 2013–2018, לוח 3). נראה אפוא כי לרפורמת

¹⁰ גם בגידול לינות ישראלים בישראל באמצעות השכרת דירות לטווח קצר מצד אחד וירידה בלינות ישראלים באירוח כפרי מצד שני אין כדי לשנות את התמונה הכללית של התרחבות הנסיעות של ישראלים לחו"ל יחסית לחופשה בישראל.

"שמיים פתוחים" לא הייתה השפעה ניכרת על התיירות הנכנסת. ענפי התיירות צמחו בדומה לקצב הצמיחה של התיירות בעולם. משמע שהרחבת גישותן של הנסיעות לחו"ל לצרכנים הישראלים בזכות הרפורמה לא פגעה בענף התיירות המקומי ובחברות התעופה הישראליות. בפרק הבא נבדוק את ההשערות על ידי אמידה של מודל היציאה לחו"ל/כניסת התיירים כפונקציה של יישום רפורמת "שמיים פתוחים" ושל גורמים שונים.

3. המודל, המשתנים לאמידה והתוצאות

א. המודל והמשתנים לאמידה

פרק זה בוחן באופן אמפירי את שתי השאלות המרכזיות לגבי השפעות הרפורמה: (1) האם הרפורמה תרמה לעלייה ביציאות של ישראלים לחו"ל? (2) האם היא תרמה לעלייה בכניסות התיירים? הבדיקות האמפיריות נערכו באמצעות אמידה של הביקוש לתיירות. כל אחת ממשוואות האמידה כוללת בצד שמאל את המשתנה המוסבר ובצד ימין מופיעים משתנים מסבירים המקובלים בספרות של אמידת משוואת ביקוש לתיירות וכן משתנה הבודק את השפעת הרפורמה. כפי שנהוג בספרות זו, המשתנה המוסבר והמשתנים המסבירים הם במונחים של שיעור שינוי, ולכן המודל נאמד בלוגים.¹¹ הנתונים באמידות הם בתדירות רבעונית מהרביע השלישי של 1999 עד סוף 2019. המשתנים הרלוונטיים הם מנוכי עונתיות.

(1) **מספר הישראלים שיצאו לחו"ל בדרך האוויר** (*Isr air out tour per cap*) מתואר על ידי משוואה:

$$(1a) \quad \log(\text{Isr tour air per cap})_t = c + \beta_1 \log(\text{gdp per cap fp})_t + \beta_2 \log(\text{rer})_t + \beta_3 \log(\text{Us air out tour per cap})_t + \gamma_1 \text{quarter} \cdot \text{reform} + \text{CRSIS08} + \gamma_2 \text{SARS}$$

המשתנה המוסבר הוא מספר הטיסות לחו"ל של ישראלים לנפש, והמשתנים המסבירים הם: התוצר הישראלי לנפש במחירים קבועים (*gdp_per_cap_fp*), ומספר היציאות לחו"ל לנפש בארה"ב (*Us air out tour per cap*) כמדד למגמה בתיירות העולמית במדינות המפותחות. המודל כולל את שער החליפין הריאלי האפקטיבי (*rer*): שער חליפין נמוך מוזיל את עלות החופשה בחו"ל לישראלים. כיוון שהמודל הוא בלוגים, למקדמים β_i יש משמעות של גמישויות.¹²

ההנחה הכלכלית היא שבתקופת הרפורמה, 2018q3–2013q4, **שיעור השינוי הרבעוני** של יציאות הישראלים לחו"ל לנפש גדל זמנית, הוא נותר גבוה במשך תקופת הרפורמה, ועם יישומה המלא בסוף 2018, הוא חזר לרמה שהייתה לפני (כשמספר היציאות לנפש כמובן גבוה יותר מאשר לפני הרפורמה).¹³ המקדם של המשתנה הבוחן את השפעת יישום הרפורמה (*quarter · reform*)¹⁴

¹¹ הנחת המודל היא שהקשר בין המשתנה המוסבר למשתנים המסבירים הוא בשיעורי שינוי. לדוגמה, בבחינת ההשפעה של התמ"ג לנפש על יציאות ישראלים לנפש ההנחה היא ששיעור השינוי בתוצר לנפש ברביע t משפיע על שיעור השינוי ביציאות תיירים לנפש באותו רביע. דרך מקובלת לבחון קשר בין שיעורי שינוי היא באמצעות טרנספורמציות לוג של המשתנים המקוריים. נחשב את לוג המשתנים המקוריים: המוסבר והמסבירים. כיוון שטרנספורמציות לוג מקיימות $\log(x_t) - \log(x_{t-1}) \approx \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1$, אזי למקדמי האמידה (ל- β ו- γ) יש משמעות של גמישות כלומר המקדם מציין בכמה משפיע שינוי של אחוז אחד במשתנה המסביר על שיעור השינוי במשתנה המוסבר.

¹² בהמשך להערת שוליים 11, המקדם הנאמד ל- β_1 , לדוגמה, עונה על השאלה בכמה השפיע גידול של אחוז אחד בתוצר לנפש על שיעור השינוי של יציאות הישראלים לחו"ל לנפש דרך האוויר.

¹³ את גידול שיעור השינוי של יציאות של ישראלים ניתן לראות באיור 5.

¹⁴ משתנה זה נבנה כך שבתקופה אשר לפני הרפורמה ערכו הוא 0 כלומר ההפרש בין t ל- $t-1$ ברביעים אלה הוא 0, במהלך הרפורמה ערכו עולה בהפרש קבוע של 1 בין t ל- $t-1$, (מ-1, ברביע הראשון של הרפורמה (2013q3), עד 22, ברביע האחרון

אומד את התוספת לשיעור השינוי של יציאות הישראלים מעבר לשיעור השינוי המוסבר על ידי המשתנים הבסיסיים, ולכן ניתן לייחס אותו להשפעת הרפורמה. משוואת הרגרסיה כוללת גם משתני דמי לתקופה של מגפת ה-SARS ולמשבר הפיננסי ב-2008, בהנחה שהתגובה של התייר הישראלי יכולה להיות שונה מהמגמה העולמית, המיוצגת על ידי היציאות של אמריקאים לחו"ל.¹⁵

(2) הביקוש של תיירים לטיסות לישראל (*Tour entry air*) מתואר במשוואה:¹⁶

$$\begin{aligned} (1b) \log(Tour\ entry\ air)_t &= c + \beta_1 \log(gdp\ oecd\ fp)_t \\ &+ \beta_2 \log(rer)_t + \beta_3 \log(Us\ air\ out\ tour)_t + \gamma_1 quarter \cdot reform \\ &+ \gamma_2 Lebanon\ war + \gamma_3 \log(terror)_t \end{aligned}$$

המשתנים המסבירים הם: תוצר מדינות ה-OECD (*gdp_oecd_fp*), שער החליפין הריאלי האפקטיבי (*rer*), המגמה העולמית של יציאות תיירים לחו"ל וכן המצב הביטחוני בישראל. המשתנים המבטאים את המצב הביטחוני הם דמי למלחמת לבנון השנייה (*Lebanon war*), ומספר הישראלים שנהרגו באירועי טרור בארבעת הרבעים האחרונים (*terror*).¹⁷

שיטת האמידה: גישת האמידה בעבודה היא קו-אינטגרציה. האמידה המקובלת לביקוש לתיירות בקו-אינטגרציה היא בשיטת ADLM (Auto regressive distributed lag model) – שיטה המאפשרת לכלול במודל גם משתני טווח קצר נוסף על משתני הטווח הארוך.^{18 19} בגישה זו למשתנים המסבירים, חוץ מ-*quarter · reform* ומשתני הדמי יש משמעות של גמישות הטווח הארוך. לספציפיקציה של הטווח הארוך יש משמעות כלכלית, ולכן היא נותנת תוקף לאומדן של השפעת הרפורמה (המשתנה קצר הטווח) המתקבל תוך כדי אמידת שיווי המשקל של הטווח הארוך. לפירוט שיטת האמידה ראו נספח 1.

ב. תוצאות

1) היציאות של ישראלים לחו"ל בדרך האוויר

תוצאות האמידה של ביקוש הישראלים לטיסות לחו"ל מוצגות בנספח 2. על בסיס מקדמי האמידה חושבו גמישויות הטווח הארוך. הגמישויות הן בטווח הערכים המקובל בספרות ומובהקות (לוח 4).

של הרפורמה (2018q4). לאחר הרפורמה הוא נשאר ברמתו (22). משמע שההפרש בין $f-1$ ל- f חוזר להיות 0. באמידה שבה המשתנה המוסבר הוא בלוג, כלומר במונחים של שיעורי שינוי, אזי כאשר ההפרש במשתנה המסביר בין $f-1$ ל- f הוא 0 המשמעות היא שהוא לא תורם לשיעור השינוי של המשתנה המוסבר, וכאשר ההפרש הוא קבוע המשמעות היא שמשתנה זה תורם תרומה קבועה במונחי שיעור שינוי. לדוגמה: אם המקדם הנאמד של משתנה הרפורמה הוא 0.015 אז בכל אחד מרבעוני הרפורמה הוא תורם ערך של $1 \cdot 0.015 = 1.5\%$ לשיעור השינוי הנובע ממשתני הטווח הארוך (בהנחה שהמשתנה המוסבר בפיגור הוא זניח).
¹⁵ משתנה חלופי למגמה בחו"ל כלל 70% יציאות מקומיים מארה"ב (כלומר המשתנה הנוכחי), 20% יציאות מקומיים מבריטניה ו-10% יציאות מקומיים מיפן. התוצאות בגרסה זו דומות מאוד.
¹⁶ אמידת הביקוש של תיירים לטיסות בישראל אינה במונחי נפש.
¹⁷ המשתנה *terror*, המונה את מספר הישראלים שנהרגו באירועי טרור ברביע האחרון בלבד, הביא באמידה לתוצאות דומות.
¹⁸ מאמרי הסקירה בנושא אמידת הביקוש לתיירות של Song, Haiyan, and Gang Li (2008) ולאחרונה של Song Qiu and Park (2019) מציינים ששיטת ה-ADLM היא שיטה מקובלת לאמידת הביקוש לתיירות, שיטה שהתפתחה במענה לבעיות שקיימות בשיטות המסורתיות כגון בעיית ה-spurious regression שבשיטת ה-OLS.
¹⁹ הראשונים שמידלו את הביקוש לתיירות בשיטת ה-ADLM היו Narayan, Paresch Kumar (2004), שבדקו את הביקוש לחופשות בפיג'י.

לוח 4: גמישויות הטווח הארוך ביציאות של ישראלים לחו"ל לנפש ומשתנה הרפורמה

הגמישות	גמישות היציאות של ישראלים לחו"ל לנפש ביחס ל-
0.75***	התוצר לנפש
-0.3***	שער החליפין הריאלי (פיחות = עלייה של שער החליפין)
0.25*	המגמה העולמית בתיירות (על בסיס יציאות-לחו"ל של אמריקאים)
0.01896***	שיעור השינוי הרבעוני המיוחס לרפורמת "שמיים פתוחים"

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

*** $p < 0.001$

המשתנה "רפורמה" נמצא מובהק, וערכו המחושב הוא 1.9% לרביע עבור כל אחד מ-22 רביעי הרפורמה. נמצא שההשפעה הכוללת של הרפורמה היא שמספר יציאות הישראלים לנפש גדל ב-51.2% מעבר לגידול המוסבר על ידי המשתנים האחרים.

2) כניסות התיירים לישראל דרך האוויר

בכניסות תיירים לישראל נאמדו שני מודלים של טווח ארוך: מודל (1), הכולל את שער החליפין הריאלי האפקטיבי, $\log(\text{rer})$, ומודל (2), שאינו כולל אותו. תוצאות האמידה מוצגות בנספח 2. על בסיס מקדמי האמידה חושבו גמישויות הטווח הארוך. הגמישויות הן בטווח הערכים המקובל, אולם $\log(\text{rer})$ אינו מובהק (לוח 5).

לוח 5: גמישויות הטווח הארוך בכניסות התיירים דרך האוויר ומשתנה הרפורמה

הגמישות		גמישות כניסות התיירים מחו"ל ביחס ל-
מודל 2	מודל 1	תוצר ה-OECD
1.46***	1.63***	שער החליפין הריאלי האפקטיבי
	0.55	מספר ההרוגים באירועי טרור
-0.23***	-0.23***	המגמה העולמית בתיירות (על בסיס היציאות-לחו"ל של אמריקאים*)
0.75*	0.50	שיעור השינוי הרבעוני המיוחס לרפורמת "שמיים פתוחים"
-0.004126	0.002929	

* השימוש במשתנה חלופי, יציאות תיירים מארה"ב, בריטניה ויפן, לא שינה את הגמישויות באופן ממשי.

הגמישות ביחס לשער החליפין הריאלי אינה מובהקת, אולם היא בכיוון הנכון. ירידת המחיר מגדילה את כניסות התיירים. הגמישות ביחס למספר ההרוגים באירועי טרור היא, כצפוי, שלילית – 0.23. השפעתו של משתנה זה רבה, משום שהכפלה של מספר ההרוגים הישראלים בארבעת הרביעים האחרונים מקטינה ב-23% את מספר התיירים המגיעים לישראל דרך האוויר. תוצאות דומות התקבלו גם במודל שאינו כולל את $\log(\text{rer})$. המשתנה רפורמה אינו מובהק בשתי הספציפיקציות, עם וללא $\log(\text{rer})$; כלומר: לא נמצאה עדות אמפירית להשפעת הרפורמה על כניסות התיירים. לכך יכולות להיות כמה סיבות: ראשית, ייתכן שהשפעת הזעזועים במצב הביטחוני בישראל היא דומיננטית, והביקוש רגיש פחות למשתנים האחרים. דומיננטיות זו יכולה להסביר גם מדוע לא נמצא קשר ארוך טווח בין כניסות התיירים לשער החליפין הריאלי האפקטיבי, משתנה מחיר מקובל בספרות על ביקוש לתיירות.

4. סיכום

כמענה לפנייה של האיחוד האירופי בשנת 2006 בדבר קידום הסכם תעופה גלובלי אחיד מול מדינות האיחוד החליטה ממשלת ישראל להתחיל תהליך של ליברליזציה הדרגתית לפתיחת שמי המדינה לתחרות. רפורמת "שמיים פתוחים", שיישומה החל ב-2013, הגבירה את התחרות בענף הטיסות לישראל וממנה בהסירה מגבלות על חברות המפעילות טיסות ממדינות האיחוד האירופי לישראל. כתוצאה מכך גדל היצע הטיסות לישראל במידה משמעותית. בעקבות הרפורמה היה גידול מספרן של הנסיעות לחו"ל לנפש מישראל חריג בהשוואה בין-לאומית. הניתוח האקונומטרי מלמד שהודות לרפורמה עלה מספר היציאות-לנפש של ישראלים בכ-50% מעבר לגידול הנובע מהשפעת גורמי בסיס כגון התוצר לנפש, שער החליפין הריאלי והמגמה העולמית. גידולו של מספר היציאות לחו"ל הקיף את כל חמישוני ההכנסה.

לצד העלייה ביציאות לחו"ל נראה שהרפורמה לא פגעה בפעילות של ענפי התיירות המקומית. למרות הכניסה המסיבית של חברות תעופה בין-לאומיות לשוק הישראלי, מספר הטיסות והנוסעים של החברות הישראליות המשיך לעלות, גם אם בקצב נמוך מזה של טיסות החברות הזרות. היקף התיירות הנכנסת בשנים האחרונות עלה משמעותית, אך תוצאות אמידת גרסיית הביקוש של תיירים להגיע לישראל מלמדות שלרפורמה לא הייתה השפעה מובהקת על מספר התיירים המגיעים לכאן, ואת העלייה המהירה בתיירות הנכנסת ניתן לייחס לגורמים אחרים, כגון צמיחת התוצר במדינות OECD ושיפור המצב הביטחוני בישראל. בסופו של דבר הגברת התחרות בתחום הטיסות, לרבות השפעתה להגברת היציאות של תיירים ישראלים לחו"ל, לא פגעה בפעילות של ענפי התיירות, והיקף הפעילות והתעסוקה בתיירות בשנות הרפורמה גדל בקצב דומה לקצב הממוצע במדינות OECD. לצד זאת, המחירים של חופשה בישראל עלו בשיעור גבוה הרבה יותר מאשר מדד המחירים לצרכן.

נספח 1

האמידה שבוצעה היא ברמות וכוללת אמידה בקו-אינטגרציה. הגישה בקו-אינטגרציה היא שישנן קבוצות משתנים לא סטציונריים שמגמותיהם האקראיות משותפות (קשר של טווח ארוך). הגישה המקובלת לקואינטגרציה באמידת הביקוש לתיירות (tourism demand) – הן הביקוש ליציאות של מקומיים לחו"ל (משוואה 1a) והן כניסות התיירים (משוואה 1b) – היא בשיטת ה-ADLM (Auto regressive distributed lag model). ההנחה באמידה ב-ADLM היא שיש משוואת טווח ארוך יחידה (Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). זאת בדומה לגישה של Engle Granger (1987).²⁰ ה-ADLM הוא מודל דינמי, ולכן ניתן להציגו גם כמודל error-correction.²¹ כדי לאמוד קואינטגרציה בשיטת ADLM על המשתנים להיות ברמת אינטגרציה I(1) או I(0) ולא I(2).²² לאחר מכן יבדוק ה-bound test אם יש קשר ארוך טווח יחיד בין המשתנים. אם נכשלנו בהוכחת הקשר הרוך הטווח היחיד, תוצאות האמידה יהיו כמעט חסרות משמעות, ועל כן עלינו להתייחס רק לטווח הקצר, כלומר לאמוד את משוואת ההפרשים.

²⁰ אם יש יותר ממשוואת קואינטגרציה אחת יש ליישם את שיטת Johansen Cointegration test.
²¹ כדי להשלים את תיאור הקו-אינטגרציה, כאשר יש סטייה משיווי משקל של הטווח הארוך, חלק מהמשתנים יגיבו מערכת שמפנימה את תיקון הסטייה של הטווח הארוך על ידי שינוי בטווח הקצר נקראת vector error correction.
²² לעומת זאת, התנאי לקואינטגרציה בגישת Engle Granger 1987 הוא שהמשתנים חייבים להיות באותה רמת אינטגרציה, כלומר I(1).

כדי לשקף את דינמיקת הטווח קצר והארוך בפונקציית הביקוש של ישראלים לנסיעות לחו"ל נכתוב את משוואה (1a) בצורה הבאה :

$$(2a) \Delta \log(Isr\ tour\ air\ per\ cap)_t = c + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \log(Isr\ tour\ air\ per\ cap)_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_j \Delta \log(gdp\ per\ cap\ fp)_{t-j} + \sum_{j=0}^p \theta_j \Delta \log(rer)_{t-j} + \beta_0 \log(Isr\ tour\ air\ per\ cap)_{t-1} + \beta_1 \log(gdp\ per\ cap\ fp)_{t-1} + \beta_2 \log(rer)_{t-1} + \beta_3 \log(us\ air\ out\ tour\ per\ cap)_t + \gamma_1 quarter \cdot reform + \gamma_2 SARS + \varepsilon_t$$

כאשר p הוא המספר האופטימלי של הפיגורים, שנקבע באמצעות קריטריון הערכת מודלים Akaike (AIC). מספר הפיגורים המקסימלי שאפשרנו למשתנה התלוי הוא 4 רביעים, ולמשתנים המסבירים – 2 רביעים. אולם לא אפשרנו פיגורים למשתנה $\log(us\ air\ out\ tour\ per\ cap)_t$, משום שהוא תופס את המגמה העולמית.

ה-bound test של Pesaran, Shin, and Smith (2001) בודק אם יש קשר ארוך טווח. השערת האפס של ה-bound test היא שאין קשר ארוך טווח, כלומר $\sum_{i=0}^n \beta_i = 0$. אינדיקציה נוספת ב-bound test לקשר ארוך הטווח מתקבלת מה-t-test למשתנה התלוי בפיגור.

באופן דומה ניתן לכתוב את משוואה (1b) באופן המשקף את דינמיקות הטווחים הקצר והארוך בפונקציית הביקוש של תיירים לנסיעות לישראל.

נספח 2

התוצאות

לפני שנבחן את הקשר האינטגרטיבי ארוך הטווח נערוך מבחני שורש יחידתי. מבחני Augmented Dickey-Fuller (ADF) ו-Phillips-Perron (PP) מצאו, כצפוי, שאין משתנים ברמת אינטגרציה I(2). ראו לוח נספח 2.1.

לוח 2.1 מבחני שורש יחידתי

	הסטטיסטי ADF*		הסטטיסטי P-P	
	ההפרש הראשון	הרמה	ההפרש הראשון	הרמה
$\log(Isr\ tour\ air\ per\ cap)$	-11.434**	0.077	-12.116**	0.884
$\log(Tour\ air\ entry)$	-9.125**	0.637	-9.126**	0.677
$\log(gdp\ per\ capita\ fp)$	-10.726**	-0.871	-10.827**	-0.788
$\log(rer)$	-7.454**	-0.726	-7.459**	-1.002
$\log(Us\ air\ out\ tour)$	-4.028**	1.473	-10.922**	1.707
$\log(Us\ air\ out\ tour\ per\ cap)$	-4.133**	1.101	-11.082**	1.233

log(terror)

-0.921 -7.686**

-1.089 -7.766**

א. היציאות-לנפש של ישראלים בדרך האוויר

במודל של יציאות הישראלים לחו"ל לנפש בדרך האוויר (משוואה 2a) נמצא במבחן ADLM bound, שהסטטיסטי f והסטטיסטי t מובהקים, כך שהמשתנים מתכנסים בטווח הארוך (לוח 2.2). אשר למבחנים הדיאגנוסטיים – מבחן ה-LM מראה שיתכן כי יש בעיה של מתאם סדרתי. מבחן ה-RESET מצביע על בעיית ספציפיקציה, ומבחן white לא מצביע על בעיית הטרוסקדסטיות. הסטטיסטי JB-stat: Jarque-Bera test יכול להצביע על התפלגות לא נורמלית של הסטיות, אולם ייתכן שהמדגם קטן מדי.

לוח 2.2: לוג יציאות הישראלים לנפש בדרך האוויר (ADLM) 1999q3-2019q4

Variable	Coefficient	t-Statistic
$\log(\text{Isr tour air per cap})_{t-1}$	-0.01226	-0.09281
$\log(\text{gdp per cap fp})_t$	0.987216	1.439401
$\log(\text{gdp per cap fp})_{t-1}$	-2.33724**	-2.72887
$\log(\text{gdp per cap fp})_{t-2}$	2.112504***	4.654658
$\log(\text{rer})_t$	-0.57655**	-3.30002
$\log(\text{rer})_{t-1}$	0.2725	1.532642
$\log(\text{Us air out tour per cap})_t$	0.256205**	2.703044
quarter · reform	0.019194***	4.899191
SARS	-0.17363***	-6.95257
CRSIS08	-0.09566***	-5.11531
C	-4.21909***	-8.23472
Bound Test		
F – Statistic	35.689***	
t – Statistic	11.916***	
R ²	0.986	
$\bar{R}^2$	0.984	
AIC	-3.893	
SBC	-3.893	
D.W.	1.549	
F – Statistic	489.939	
Diagnostic tests		
JB – stat	1.122	
LM – test	3.118 ⁺	
White test	0.331	
RESET	10.901***	

+ p<0.10

* p<0.05

** p<0.01

*** p<0.001

הערות ללוח

ה-white test נערך ללא (cross terms) לבדיקת הטרוסקדסטיות.
ה-RESET: Ramsey Regression Equation Specification Error Test with one augmentation term.

ב. הכניסות של תיירים לישראל בדרך האוויר

בכניסות תיירים לישראל נאמדו שני מודלים של טווח ארוך: מודל (1), הכולל את שער החליפין האפקטיבי, $\log(rer)$, ומודל (2), שאינו כולל אותו.

לוח 2.3: לוג הכניסות של תיירים בדרך האוויר (ADLM) 2019q4-1999q3

Variable	מודל 1		מודל 2	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
$\log(\text{Tour entry air})_{t-1}$	0.241193*	2.364095	0.266366*	2.564576
$\log(\text{Tour entry air})_{t-2}$	0.061393	0.602461	0.084157	1.039219
$\log(\text{Tour entry air})_{t-3}$	0.092465	1.130821		
$\log(\text{gdp oecd fp})_t$	0.985125***	3.867975	0.949914***	4.126784
$\log(\text{terror})_t$	-0.2158***	-6.81622	-0.22807***	-7.18254
$\log(\text{terror})_{t-1}$	0.079134*	2.165665	0.081875*	2.307296
$\log(rer)_t$	-0.41707	-0.96576		
$\log(rer)_{t-1}$	0.747652+	1.69345		
$\log(\text{Us air out tour})_t$	0.300751	1.206722	0.484886*	2.380387
LEBANONN WAR	-0.41452***	-6.36245	-0.38283***	-5.83718
quarter · reform	0.001772	0.302165	-0.00268	-0.6977
CRISIS08	0.135178*	2.494101	0.125677*	2.286959
SARS	-0.139+	-1.99115	-0.13913*	-2.00399
SEP 11	-0.09969	-1.50155	-0.12193+	-1.80758
C	-6.87479*	-2.00887	-7.83024*	-2.59005
Bound Test				
F – Statistic	11.649***		13.702***	
t – Statistic	-6.353***		-7.129***	
R ²	0.974		0.970	
$\bar{R}^2$	0.968		0.965	
AIC	-2.050		-2.016	
SBC	-1.600		-1.658	
D.W	1.528		1.503	
F – Statistic	169.219		200.837	
Diagnostic tests				
JB – stat	0.411		0.443	
LM – stat	3.218*		6.236**	
White test	1.066		1.3016	
RESET	5.572*		7.643**	

ביבליוגרפיה

רשות התעופה האזרחית (2019). המובילים הישראליים בעידן מדיניות השמיים הפתוחים 2013–2018.

כץ, הילית (2020). רפורמת שמים פתוחים, המכללה למנהל, מרכז מאיר חת.

Engle, Robert F., and Clive WJ Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, journal of the Econometric Society, 251–276.

Narayan, Paresh Kumar (2004). "Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration", *Tourism Economics* 10.2, 193–206.

Nkoro, Emekaand Aham Kelvin Uko (2016). "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation", *Journal of Statistical and Econometric methods* 5.4, 63–91.

Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of applied econometrics* 16.3 289–326.

Song, Haiyan, and Gang Li. (2008). "Tourism demand modelling and forecasting—A review of recent research", *Tourism management* 29.2, 203–220.

Song, Haiyan, Richard TR Qiu and Jinah Park (2019). "A review of research on tourism demand forecasting: Launching the Annals of Tourism Research Curated Collection on tourism demand forecasting", *Annals of Tourism Research* 75, 338–362.