

חטיבת המחקר



בנק ישראל

התכנסות עצימות החשמל במדינות ה-OECD

ליאור גאלו*

סדרת מאמרים לדיון 2023.10

מאי 2023

בנק ישראל <http://www.boi.org.il>

* ליאור גאלו, חטיבת המחקר, בנק ישראל lior.gallo@boi.org.il טלפון: 02-6552627

אני מודה לעדי ברנדר, אייל ארגוב, איתמר כספי, שי צור, טניה סוחוי, מוחמד חגי יחיא ודוד בדל על הערותיהם והצעותיהם המועילות. עבודה זו הסתייעה גם בהערותיהם של משתתפי סמינר חטיבת המחקר בבנק ישראל, משרד האנרגיה, חברת החשמל לישראל, והכנס השנתי לאקלים של FSR לשנת 2019. יותם סופר ותומר וייס סיפקו סיוע מעולה במחקר. אחרון חביב, אני מודה למאיר דוביצקי על העריכה המקצועית. כל הדעות, הטעויות וההשמטות שייכות לי בלבד.

הדעות המובעות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדתו של בנק ישראל

חטיבת המחקר, בנק ישראל, ת"ד 780 ירושלים 91007

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

התכנסות עצימות החשמל במדינות ה-OECD

ליאור גאלו

תקציר

מחקר זה מנתח את הדינמיות של עצימות החשמל – כלומר, היחס שבין צריכת החשמל לתוצר המקומי הגולמי – במדינות ה-OECD בין השנים 1990-2017. בפרט, המחקר מנתח את הדינמיות של עצימות החשמל על רקע התפתחות שונה בין תתי קבוצות (או מועדונים) במדינות ה-OECD, שינויים במחירי החשמל, ובמבנה הענפי של הכלכלה. התוצאה המרכזית מהמחקר היא שהתכנסות עצימות החשמל בכל מדינות ה-OECD פחתה בשנים האחרונות, אך התכנסות במועדונים ממשיכה. בנוסף, המחקר מוצא שההשפעה של מחירי החשמל ושל המבנה הענפי על מגמות ההתכנסות של עצימות החשמל מצומצמות. המניע המרכזי לדינמיות ולהתכנסות של עצימות החשמל היא העצימות ברמת הענף המיוחס לשיפורים טכנולוגיים.

מילות מפתח: ביקוש לחשמל, עצימות החשמל, התכנסות, התכנסות מועדונים, שינוי מבני, מחירי החשמל.

Electricity Intensity Convergence in the OECD Countries

Lior Gallo

Abstract

This paper analyzes the dynamics of electricity intensity – i.e., the ratio of electricity consumption to gross domestic product – in the OECD countries for the period 1990–2017. In particular, it analyzes electricity intensity dynamics against the background of different subgroups (or "clubs") of the OECD countries, changes in electricity prices, and the industrial structure of the economy. The main results are that general electricity intensity convergence in all OECD countries has decreased in recent years, yet club convergence in subgroups of OECD countries continues, and that the role of the economy's industrial structure and electricity prices in these trends are negligible. The main driver of the dynamics and convergence of electricity intensity is electricity efficiency at the industry level.

Keywords: Electricity demand, Electricity intensity, Convergence, Club convergence, Decomposition, Structural transformation, Electricity prices.

1. הקדמה

לביקוש לחשמל חשיבות מרובה עבור מעצבי מדיניות האנרגיה, אשר מקבלים החלטות מדיניות והשקעה בתשתיות היום כדי לענות על הביקוש בעתיד. הכרת הדינמיות של הביקוש לחשמל והקשר של דינמיות זו לפעילות הכלכלית מסייעת לערוך תחזיות ואף לברור תמריצים אפקטיביים לעיצוב המדיניות. ככל שייצור חשמל ממשיך להיות המקור הגדול ביותר של פליטות גזי חממה, ההבנה של סוגיות אלה משפיעה גם על מעצבי המדיניות סביבתית.² אף כי ידע זה רלוונטי לכלל ענף האנרגיה, הוא רלוונטי במיוחד לענף החשמל בהיותו הרכיב הצומח ביותר של צריכת האנרגיה. לפי ה - (2018) WEO, ההשקעה בענף החשמל עולה על ההשקעה בענפי הנפט והגז גם יחד ומגמה זו צפויה להימשך.

העבודה הנוכחית שופכת מעט אור על הביקוש לחשמל על ידי ניתוח הדינמיות של עצימות החשמל – כלומר, היחס שבין צריכת החשמל לתוצר המקומי הגולמי – והקשר של דינמיות זו למבנה הענפי של הכלכלה ולמחירי החשמל. השאלות שבהן עוסקת העבודה הן: האם עצימות החשמל מתכנסת? מהו תפקידו של המבנה הענפי בדינמיות זו? מהו התפקיד שממלאים מחירי החשמל בדינמיות זו?

התכנסות של עצימות החשמל מתייחסת למצב שבו הבדלים בעצימות החשמל בין מדינות פוחתים לאורך זמן; קרי, מדינות נעשות דומות יותר בעצימות החשמל שלהן. סוג זה של התכנסות מכונה בספרות σ -convergence. סוג אחר של התכנסות חשמל מתרחש כאשר שיעורי הצמיחה של עצימות החשמל במדינות בעלות עצימות נמוכה נוטים להיות גבוהים יותר מאשר במדינות בעלות עצימות גבוהה, מכאן שההבדלים פוחתים לאורך זמן. התכנסות מסוג זה מתבטאת בנתונים כאשר הרמות הראשוניות או רמות העבר של עצימות החשמל מתאפיינות במתאם שלילי עם שיעורי הצמיחה הנוכחיים, וניתן לאמוד אותה באמצעות מודל רגרסיה פשוט; על כן, היא מכונה בספרות β -convergence.

עבודה זו משתמשת בשני מודלים אקונומטריים המשרתים כיום כ"סוסי העבודה" בספרות האקונומטרית לבחינת התכנסות של עצימות חשמל, דהיינו, המודל של Phillips and Sul (2007) עבור σ -convergence, וצורה מצומצמת של המודל של Barro and Sala-i-Martin (1992) עבור β -convergence.³ מודל σ -convergence אינטואיטיבי יותר, מכיוון שהוא בוחן שינויים בשונות של עצימות החשמל לאורך זמן. מודל β -convergence מאפשר לנו לבחון את ההשערה של התכנסות מותנית, ואני משתמש בו כאן כדי לבדוק התכנסות תוך פיקוח על ההשפעה של מחירי החשמל. בנוסף, אשתמש במודל β -convergence יחד עם ה-Logarithmic Mean Divisia Index (LMDI), שפיתחו Ang et al. (1998) ו-Ang and Liu (2001), כדי לבחון את ההשערה לפיה שינויים במבנה הכלכלי – דהיינו, 'שינוי מבני' – משפיעים על התכנסות.

² בשנת 2014, 50 אחוז מפליטות הפד"ח העולמיות נבעו מחשמל, 20 אחוז מתחבורה, 20 אחוז מענפי הייצור והבנייה, ו-10 אחוז ממבני מגורים ומשירותים מסחריים וציבוריים יחד, לפי WDI (2019).

³ אף שהספרות האקונומטרית מציעה מספר מודלים נוספים לבדיקה ולניתוח של רעיון ההתכנסות, כמו Lee and Strazicich (2003), Kapetanios et al. (2003), Hansen (2000), המודלים של Phillips and Sul (2007) ושל Barro and Sala-i-Martin (1992) הם עדיין הפופולריים ביותר.

מחקרים קודמים אודות השינוי המבני של משק והשפעתו על הדינמיות של עצימות החשמל שמו דגש על ההטרוגניות של הצרכנים בביקוש לחשמל.⁴ בהתאמה למחקרים אלה, העבודה הנוכחית בוחנת את הדינמיות של עצימות החשמל של משקי בית ושל כל אחד מששת ענפי המשק המרכיבים את התמ"ג: חקלאות, כרייה וחציבה, ייצור, שירותים מסחריים, בנייה, ותחבורה. בפרט, אני נוהג על פי גישתם של (Ang (1987), Ang (1995), Wong (2006), ו-Mulder and Groot (2012) ומפרק את עצימות החשמל לשני מדדים. הראשון הוא מדד של עצימות החשמל הענפית, שניתן לראותו כיעילות החשמל הענפית. השני הוא מדד של העצימות הנובעת משינויים בחלקו היחסי של כל ענף. לדוגמה, כאשר חלקו של ענף הייצור – שעצימות החשמל שלו גבוהה יחסית – מתכווץ בשעה שחלקו של ענף השירותים – שעצימות החשמל שלו נמוכה – מתרחב, עצימות החשמל הכוללת, שהיא הממוצע המשוקלל של הענפים הללו, תרד. כדי לבדוק את השפעת השינוי המבני על עצימות החשמל, אני משתמש ב-LMDI שפותח על ידי Ang et al. (1998) ו-Ang and Liu (2001). המדד שלהם מאפשר לפרק את עצימות החשמל ללא שארית. לאחר מכן, אני נוהג על פי גישתם של Mulder and Groot (2012) ו-Wong (2006), ובוחן את קיומו של β -convergence על ידי אמידת רגרסיה של כל אחד משני המדדים המפורקים על רמות העצימות ההתחלתיות. התוצאות המתקבלות משיטות אלה הן אומדנים של ערכי β מפורקים, המבדלים בין ההשפעה של עצימות החשמל הענפית להשפעה של מבנה המשק על ההתכנסות. אמידת מודלים אקונומטריים אלה תוך פיקוח על מחירי החשמל, והשוואתם לאותם מודלים מבלי לפקח על המחירים, מאפשרות לנו לשפוך אור על השפעת דינמיות מחירי החשמל על הדינמיות של עצימות החשמל באופן שאינו תלוי בדינמיות של המבנה הענפי של המשק.

עבודה זו תורמת לספרות העוסקת בדינמיות של עצימות החשמל. מחקרים קודמים בנושא זה מצאו כי עצימות החשמל במדינות בעלות רמה דומה של פיתוח פוחתת ומתכנסת לאותה רמה לאורך זמן.⁵ העבודה הנוכחית מראה שעצימות החשמל במדינות ה-OECD התכנסה במשך שלושה עשורים עד המשבר הפיננסי של 2008, אז החלה להתבדר. העבודה בוחנת את ההשערה לפיה האטה זו נובעת ממגמות התכנסות משתנות של תתי-קבוצות שונות (להלן, "מועדונים") של מדינות ה-OECD. עבור קובעי המדיניות, חשיבותה של השערה זו לחיזוי היא ישירה: אם עצימות החשמל במועדונים תמשיך להתכנס, זיהוי של מועדונים אלה עשוי לספק תמיכה אמפירית לחיזוי; מאידך, אם עצימות החשמל בין ובתוך המועדונים מתבדרת, השוואות בין-לאומיות של רמות עצימות החשמל לא ישפרו את החיזוי מכיוון שלכל מדינה יהיה מסלול ייחודי משלה. על בסיס השיטה שפיתחו Phillips and Sul (2007), העבודה מזהה שני מועדונים של מדינות, ומוצאת כי בכל מועדון, עצימות החשמל ממשיכה להתכנס, בשעה שבין המועדונים, עצימות החשמל מתבדרת.

תרומה נוספת של עבודה זו קשורה להשפעת המבנה הענפי על עצימות האנרגיה. חוקרי אנרגיה הבינו זה מכבר את תפקידו של המבנה הענפי של המשק בביקוש לאנרגיה. הם מפרקים את עצימות האנרגיה לעצימות אנרגיה ענפית ולעצימות הנגרמת מהמבנה הענפי של המשק. אולם, חוקרים אלה בחנו את השפעת המבנה הענפי של המשק על עצימות האנרגיה, בשעה שהם התעלמו מהשפעתו על

⁴ ראו, לדוגמה: Ang (1987, 1995, 1999, 2004), Miketa and Mulder (2005), ו-Mulder and Groot (2012).
⁵ ראו, לדוגמה, Maza and Villaverde (2008), Liddle (2009), Mohammadi and Ram (2012), Herrerias and Liu (2013), ו-Kim (2015). Le et al. (2017) בחלק הבא יובא תיאור מפורט יותר של הספרות המחקרית.

עצימות החשמל, שבהחלט עשויה להיות שונה מעצימות האנרגיה.⁶ תרומה מרכזית של העבודה הנוכחית היא בהרחבת קו מחקר זה מענף האנרגיה לענף החשמל. שלוש סיבות עיקריות מסבירות מדוע חשוב לנתח את חשיבות המבנה הענפי. ראשית, הכרחי לכמת את השפעת המבנה הענפי על עצימות החשמל. אם סדר הגודל של השפעה זו משמעותי, מדיניות שמטרתה להגביר את יעילות החשמל צריכה להביא בחשבון שינוי מבני. מאידך, אם ההשפעה זניחה, מדיניות כזאת תהפוך למיותרת. הסיבה השנייה היא שענפי משק שונים, או באופן רחב צרכנים שונים, מפגינים הטרוגניות בביקוש שלהם לחשמל. לדוגמה, עקומת הביקוש השעתית לחשמל של ענף הייצור היא פעמים רבות שטוחה יותר מזו של ענף השירותים או של משקי בית, כאשר הביקוש של האחרונים מגיע לשיאים משמעותיים בשעות הערב המוקדמות. עקומות ביקוש שונות דורשות טכנולוגיות אספקה שונות. דהיינו, טכנולוגיות מסוימות מתאימות יותר לרמת אספקה עקבית בטווח הארוך בשעה שטכנולוגיות אחרות מתאימות יותר לשיאי ביקוש. לפיכך, תחזיות של סוגי צרכנים שונים מהוות נתון חיוני לגיבוש מדיניות החשמל והחלטות השקעה. שלישית, מנקודת המבט של תכנון מדיניות סביבתית, ניתוח הענפים השונים מועיל מכיוון שהוא מאפשר לזהות צווארי בקבוק ענפיים ולעצב מדיניות סביבתית הולמת ברמת הענף.

המשך עבודה זו מאורגן באופן הבא. החלק השני מציג סקירת ספרות רלוונטית. החלק השלישי מתאר את הנתונים ומספר מגמות משמעותיות של עצימות חשמל. החלק הרביעי מתאר את מבחן σ -convergence ומאשכל את מדינות ה-OECD למועדונים. החלק החמישי בוחן את השפעת המבנה הענפי של המשק ומחירי החשמל על עצימות החשמל על ידי שימוש במבחן β -convergence וה-LMDI. החלק השישי מציג בהרחבה את השלכות התוצאות על שוק החשמל הישראלי, והחלק השביעי מסכם.

2. סקירת הספרות

העבודה הנוכחית מרחיבה את הספרות העוסקת בהתכנסות עצימות החשמל במספר מובנים. ראשית, היא מגדירה את עצימות החשמל כיחס שבין צריכת החשמל לתוצר המקומי הגולמי.⁷ שנית, היא משתמשת בבסיס נתונים יחיד כדי לבדוק סטטיסטית את השערת ההתכנסות על ידי שימוש במבחני β -convergence ו- σ -convergence, שלכל אחד מהם יתרונות וחסרונות. שלישית, העבודה מפרקת את התכנסות עצימות החשמל ליעילות ענפית ולמבנה הענפי של המשק, ובוחנת את השפעת המבנה הענפי ומחירי החשמל על עצימות החשמל. העבודה מצטרפת לספרות שמוצאת תמיכה אמפירית להתכנסות עצימות החשמל על ידי זיהוי המועדונים המתכנסים. בדומה למחקרים שנעשו על התכנסות האנרגיה, עבודה זו מוצאת כי השינוי המבני של המשק משפיע באופן מועט על התכנסות עצימות החשמל.

אף שהספרות הנרחבת על התכנסות מתמקדת בראש ובראשונה בעצימות אנרגיה, קיים זרם בספרות העוסק בהתכנסות של עצימות חשמל. עבודות מוקדמות בנושא השתמשו בשיטות אקונומטריות בסיסיות ובשיטות של ויזואליזציה כדי לבדוק התכנסות. Maza and Villaverde (2008) ניתחו את

⁶ ראו דיון בהבדלים אצל Mohammadi and Ram (2012).

⁷ מרבית העבודות מגדירות את עצימות החשמל כצריכת חשמל לנפש. Comin and Hobijn (2010) השתמשו ביחס בין צריכת החשמל לתמ"ג כמדד של אימוץ טכנולוגי במטרה לבחון התפשטות טכנולוגית.

צריכת החשמל לנפש של משקי הבית באמצעות נתונים מ-98 מדינות בין 1980 ל-2007. הם השתמשו במודלים של β -convergence ו- σ -convergence כמו גם במודל לא-פרמטרי לדירוג וניידות. התוצאות שלהם תומכות בקיומו של תהליך התכנסות איטי. בעבודתם, הם מציגים המחשה ויזואלית לכך שהשונויות פוחתות לאורך זמן. (Liddle (2009) השתמש באמידת מגמות זמן לינאריות כדי להציג ראיות להתכנסות של צריכת החשמל במדינות IEA/OECD בין השנים 1971 ו-2005.

בעקבות הספציפיקציה של Miketa and Mulder (2005), החוקרים Mohammadi and Ram (2012) אמדו משוואות עבור β -convergence של אנרגיה וחשמל על ידי שימוש בגרסה מצומצמת של המבחן של Barro and Sala-i-Martin (1992). הם השתמשו במדגם של 108 מדינות בין 1971 ל-2007 ואמדו את ההתכנסות עבור תקופות שונות ושבירים שונים של ההתפלגות. הם מצאו תמיכה חזקה להתכנסות של עצימות החשמל אך תמיכה חלשה יותר לגבי עצימות האנרגיה. העבודה הנוכחית מוסיפה לניתוח שלהם על ידי אמידת התכנסות עצימות החשמל ברמת הענף.

בעבודה חדשה יותר, Kim (2015) בחן את ההתכנסות של עצימות החשמל באמצעות נתונים מ-109 מדינות מהשנים 1970 עד 2009. המחבר השתמש במודל σ -convergence של Phillips and Sul (2007) עבור כל המדינות במסד הנתונים ובמבחן נוסף עבור כלכלות מתקדמות. התוצאות הראו שאף שעצימות החשמל מתכנסת בכל המדינות, החשמל לנפש מתכנס רק בכלכלות מתקדמות. על ידי שימוש באלגוריתם של Phillips and Sul (2007) לזיהוי מועדונים, Kim (2015) מצא שלושה מועדונים במדגם של 109 המדינות שבהן החשמל לנפש התכנס. מאחר שהעבודה הנוכחית היא הקרובה ביותר ל-Kim (2015), אפרט לגבי ההבדלים. העבודה הנוכחית מוסיפה ל-Kim (2015) על ידי בחינת תפקידו של המבנה הענפי של המשק. כמו כן, כפי שצוין לעיל, אני מגדיר עצימות חשמל באופן שונה, ומדווח על מבחנים המבוססים על המודל של Barro and Sala-i-Martin (1992) ובנוסף על המודל של Phillips and Sul (2007). שלישית, כפי שצוין לעיל, אני מוצא כי עצימות החשמל במדינות ה-OECD מתבדרת בשנים האחרונות. תוצאה זו מדגישה את הצורך לבחון מחדש את התוצאות ומלמדת על המגבלה של מבחני ההתכנסות.

מספר מבחני התכנסות שימשו את Herrerías and Liu (2013), שמצאו התכנסות של עצימות החשמל בשלושה מועדונים של פרובינציות בסין.⁸ Le et al. (2017) בחנו את ההתכנסות של אנרגיה לנפש וחשמל לנפש במדינות APEC באמצעות נתונים שנתיים עבור 1989 עד 2012. הם השתמשו הן בתרשים יחידות (Unit Chart) והן במבחן של מודל בחירת פאנל סדרתי (SPSM - Sequential Panel Selection Model). תוצאות תרשים היחידות מלמדות על התכנסות בכל המדינות, ואילו תוצאות ה-SPSM מלמדות על התכנסות ב-15 מתוך 19 המדינות לגבי אנרגיה וב-17 מתוך 19 המדינות לגבי חשמל.

הזרם השני בספרות שאליו קשורה עבודה זו בוחן את השפעת המבנה הענפי על עצימות האנרגיה ועל התכנסותה. זרם זה בוחן בראש ובראשונה את ההשפעה המבנית על ענף האנרגיה, תוך התעלמות מהחשיבות האפשרית של השינוי המבני על ענף החשמל כשלעצמו. תרומה מרכזית של העבודה הנוכחית היא להרחיב חקירה זו של השפעת המבנה הענפי מענף האנרגיה לענף החשמל.

⁸ הם בחנו את המודלים של Lee and Strazicich (2003), Kapetanios et al. (2003), Phillips and Sul (2007) ו-Hansen (2000).

במידה שקיימים הבדלים בעצימות האנרגיה של ענפים שונים, שינוי במבנה התוצר המקומי עשוי להשפיע על עצימות האנרגיה הכוללת. הדוגמה הידועה ביותר של תופעה זו היא השינוי המבני המלווה את התפתחותן של מדינות. רמות נמוכות של עצימות אנרגיה מאפיינות את ענפי השירותים; לפיכך, גידול בשיעור היחסי בתמ"ג מפחית את עצימות האנרגיה הכוללת.⁹ מחקרים קודמים פירקו את השינויים של עצימות החשמל להשפעת השינויים בעצימות האנרגיה של כל ענף (אפקט יעילות האנרגיה) ולהשפעת השינויים בשיעורים הענפיים (ההשפעה המבנית). מדד נפוץ בשימוש למטרה זו הוא ה-LMDI, שפותח על ידי Ang et al. (1998) ו-Ang and Liu (2001), המאפשר לפרק את עצימות החשמל ללא שאריות.

התוצאות בנוגע להשפעת מבנה התמ"ג על המגמה לטווח ארוך של עצימות האנרגיה הן מעורבות. Miketa and Mulder (2005) בחנו את ההתכנסות של עצימות האנרגיה ב-10 ענפים ב-56 מדינות בין 1971 ל-1995. הם מצאו כי השונות בעצימות ניכרת בפרט בענפים שהם פחות עתירי אנרגיה. הם חקרו את תיאוריית ההתכנסות ומצאו כי נקודת פתיחה נמוכה אכן מלווה גידול בעצימות האנרגיה. הם בחנו גם את הגורמים המשפיעים על עצימות האנרגיה ומצאו כי השפעתם זניחה, וכי מחירי האנרגיה ושיעורי ההשקעה מתואמים עם העצימות.

Mulder and Groot (2012) בדקו את נתוני צריכת האנרגיה של 50 ענפים ב-18 מדינות OECD מ-1970 עד 2005. הם מצאו מגמת ירידה בעצימות צריכת האנרגיה במרבית הענפים. בניגוד לכך, עצימות ענפי השירותים פוחתת באופן מתון יותר כאשר קיימת שונות ניכרת במגמה של תתי-ענפים. פירוק השינויים בעצימות האנרגיה לשינוי מבני ולשינוי יעילות הראה שהמבנה הענפי מסביר חלק ניכר מהדינמיות של עצימות האנרגיה.

במחקר על ההטרונגיות בעצימות החשמל בארה"ב, Levinson (2016) ביצע פירוק של התמ"ג המדינתי לתתי-ענפים. המחבר מייחס את ההטרונגיות בעצימות החשמל למגמה ארוכת הטווח של יעילות או שינוי טכני, היכן שלמבנה הענפי, המחירים, והרגולציה יש השפעה קטנה יחסית. Marrero and Ramos-Real (2013), שהשתמשו במתודולוגיה דומה, מצאו כי הירידה בעצימות האנרגיה ב-15 מדינות האיחוד האירופי (EU 15) נגרמת גם מיעילות אנרגיה ענפית.

Torrie et al. (2016) מצאו כי עצימות האנרגיה בקנדה פחתה ב-24 אחוז בין 1995 ל-2010. הניתוח שלהם מראה כי כ-48 אחוז מהירידה נגרמו משינוי מבני במהלך תקופת המדגם. סיבות אחרות לירידה הן הגידול בתמ"ג לנפש והירידה בעצימות האנרגיה של תת-ענף זה.

3. הנתונים

חלק זה מתאר את הנתונים ואת המאפיינים העיקריים של עצימות החשמל במדגם.¹⁰ מסד הנתונים הוא פאנל בלתי מאוזן של מדינות ה-OECD עבור השנים 1990 – 2018.¹¹ עבור כל מדינה, הנתונים

⁹ קו מחקר זה החל בשלהי שנות ה-1970; אולם, הוא נוסח ופותח בעבודתו רחבת-ההיקף של Ang (1987, 1995, 1999, 2004).

¹⁰ לתיאור מפורט של מבנה הנתונים, ראו את נספח הנתונים.

¹¹ קרי, אוסטרליה, אוסטריה, בלגיה, קנדה, צ'ילה, הרפובליקה הצ'כית, דנמרק, אסטוניה, פינלנד, צרפת, גרמניה, יוון, הונגריה, איסלנד, אירלנד, ישראל, איטליה, יפן, לטביה, ליטא, לוקסמבורג, מקסיקו, הולנד, ניו זילנד, נורווגיה, פולין, פורטוגל, רפובליקת קוריאה, הרפובליקה הסלובקית, סלובניה, ספרד, שוודיה, שווייץ, טורקיה, הממלכה המאוחדת, ארצות הברית.

כוללים מידע על התמ"ג ועל צריכת החשמל, המחולק לשישה ענפי כלכלה: חקלאות, כרייה וחציבה, ייצור, בנייה, שירותים מסחריים, ותחבורה.¹² בנוסף, הנתונים כוללים מידע על צריכת החשמל של משקי בית. כמדד של הפעילות הכלכלית של משקי הבית, הנתונים כוללים מידע על צריכה פרטית מהנתונים הסטטיסטיים של החשבונות הלאומיים. עבור ענפי המשק, עצימות החשמל מוגדרת כיחס בין צריכת החשמל של כל ענף לתמ"ג שלו. עבור משקי הבית, עצימות החשמל מוגדרת כיחס בין צריכת החשמל לצריכה הפרטית מהסטטיסטיקות של החשבונות הלאומיים. כל מדדי החשמל הם בקוט"ש, בשעה שכל מדדי התמ"ג והצריכה מותאמים לשוויון כוח הקנייה (PPP) לדולר ארה"ב ב-2005. ובפרט, עצימות החשמל (I) של מדינה j בענף k בזמן t מוגדרת כיחס של צריכת חשמל (E) בוואט-שעה (WH) לתוצר המקומי הגולמי בדולר ארה"ב ב-2005 (Y) עבור ענף זה, דהיינו:

$$I_{j,k,t} = \frac{E_{j,k,t}}{Y_{j,k,t}} \quad (1)$$

לשם פשטות, אני משמיט את הסימון של הענפים וחוזר אליו כאשר יהיה רלוונטי.

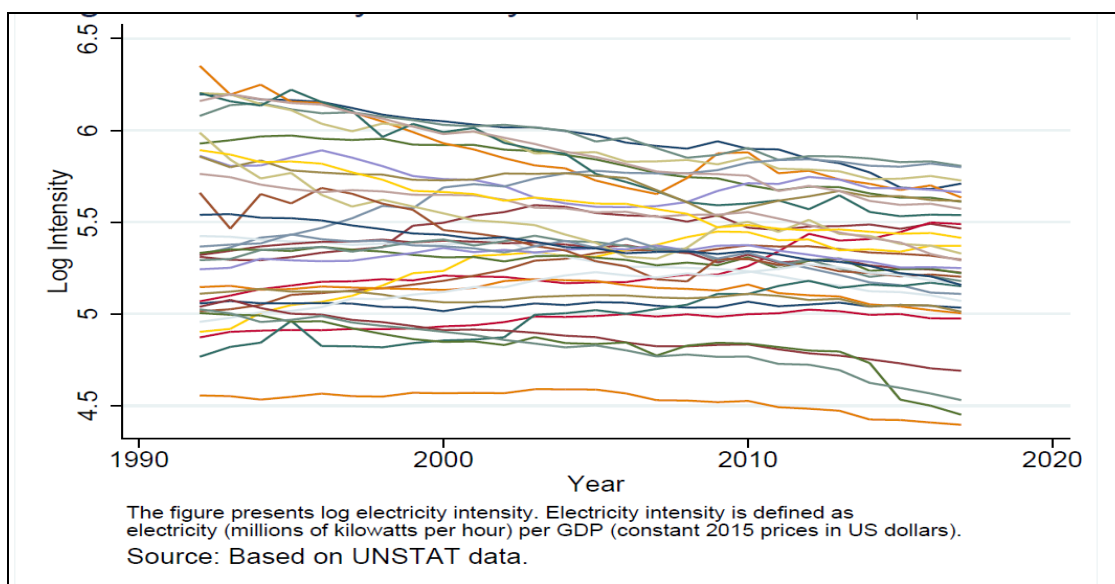
איור 1 מציג את הנתונים על עצימות החשמל הכוללת במדינות ה-OECD עבור השנים 1990 – 2018, קרי, סך צריכת חשמל לענף ולמשק בית המחולק בסך התוצר המקומי הגולמי. האיור מראה כי במוצע, עצימות החשמל ב-25 השנים הקודמות הייתה במגמת ירידה.¹³ האבחנה השנייה מהאיור היא שההטרוגניות של עצימות החשמל בין המדינות פוחתת לאורך זמן. ב-1992, המדינה בעלת הרמה הגבוהה ביותר של עצימות חשמל הייתה אסטוניה עם 573 שעות-ואט לדולר (WHD), ובעלת הרמה הנמוכה ביותר הייתה שווייץ עם 95 WHD. ב-2018, המדינה בעלת הרמה הגבוהה ביותר של עצימות חשמל הייתה פינלנד עם 332 שעות-ואט לדולר (WHD), ובעלת הרמה הנמוכה ביותר הייתה שווייץ עם 81 WHD. לפיכך, הפער בין המדינות עם רמות העצימות הגבוהות ביותר לנמוכות ביותר צומצם מ-478 ל-251 WHD. במילים אחרות, לפי תצפית פשוטה זו, עצימות החשמל התכנסה.¹⁴

¹² המקור עבור נתוני התמ"ג ועבור צריכת החשמל הוא UNSTAT.

¹³ ראו: Mulder and Groot (2012), Mulder et al. (2014), Levinson (2016), WEO (2018).

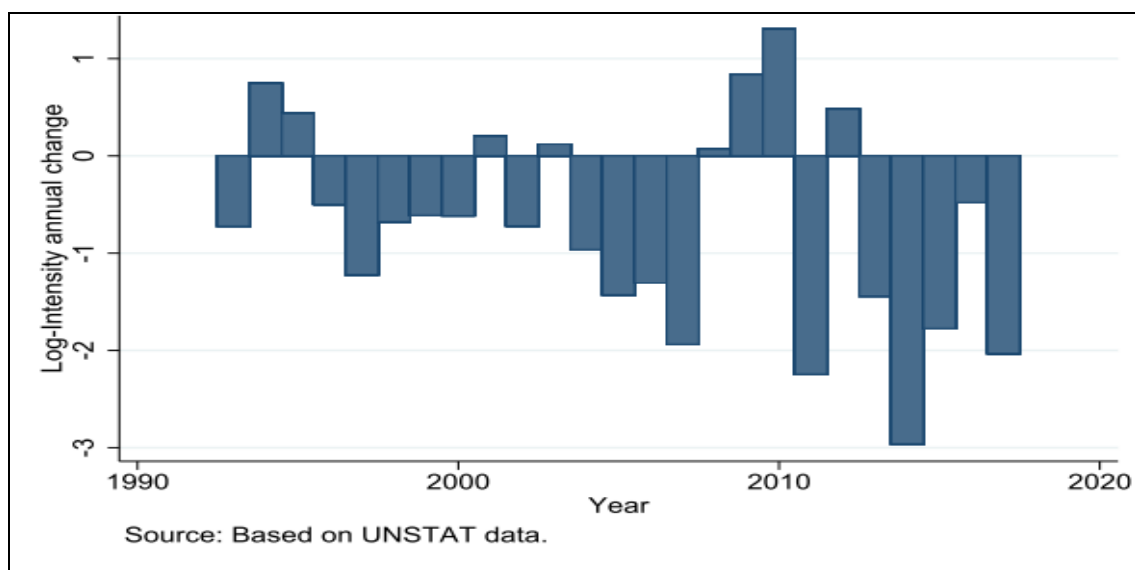
¹⁴ ראו: Mulder and Groot (2012), Mohammadi and Ram (2017), Christou (2016), Burnett and Apergis et al. (2017), Fallahi (2017), Adhikari and Chen (2014). ליום עיון שהתקיים בנושא זה, ראו: Apergis et al. (2017).

איור 1: עצימות החשמל במדינות ה-OECD



איור 2 מראה את אחוז השינוי השנתי בעצימות החשמל של מדינות ה-OECD. בשלושת העשורים האחרונים, הירידה הממוצעת בעצימות החשמל של מדינות מפותחות הואצה. בשני העשורים הראשונים, הירידה השנתית הממוצעת עמדה על כ-0.4 אחוז, ואילו בעשור האחרון, היא הגיעה ל-1.5 אחוז. כדי לבחון התכנסות יותר לעומק, יש לבחון את ההתפתחות של השונות בעצימות החשמל. גידול בעצימות החשמל נראה בעיקר בסמיכות למשברים כלכליים סביב 2000 ו-2008. ייתכן כי תוצאה זו נובעת מן העובדה שהשימוש בחשמל קשור לעלויות קבועות. משברים שמפחיתים את הייצור משפיעים באורח שלילי על הפעילות הכלכלית הקשורה לעלויות משתנות באופן אינטנסיבי יותר מאשר על הפעילות הכלכלית הקשורה לעלויות קבועות.

איור 2: שינוי בעצימות החשמל ב-OECD



איור 3 מציג את ההתפתחות של שלושה מדדי שונות בעצמות החשמל לאורך שנות המדגם.¹⁵ המדד הראשון הוא השונות הפשוטה בין המדינות המחושב עבור כל שנה ביחס לעצמות בפועל ($Var(I_{j,t})$). המדד השני הוא השונות המחושבת ביחס לעצמות סטנדרטית ($Var(h_{j,t})$) – דהיינו, לפי משוואה 3. המדד השלישי הוא השונות של לוג העצמות ($Var(i_{j,t})$), כאשר $i_{j,t} = \log(I_{j,t})$. השונות הפשוטה גדולה מהשתיים האחרות ומשורטטת על ציר משני. ניכר מן האיור כי בשעה שכל מדדי השונות יורדים דרמטית בין השנים 1990 עד 2008, לאחר מכן התנהגותם משתנה: המדד הראשון נותר קבוע יחסית, אך השניים האחרים מתחילים לעלות שוב. יצוין כי הנתונים באיור 1 אינם מצביעים על שינוי משמעותי אחרי 2008. תוצאות אלה ממחישות את המגבלה של תצפית ויזואלית פשוטה של מגמות.

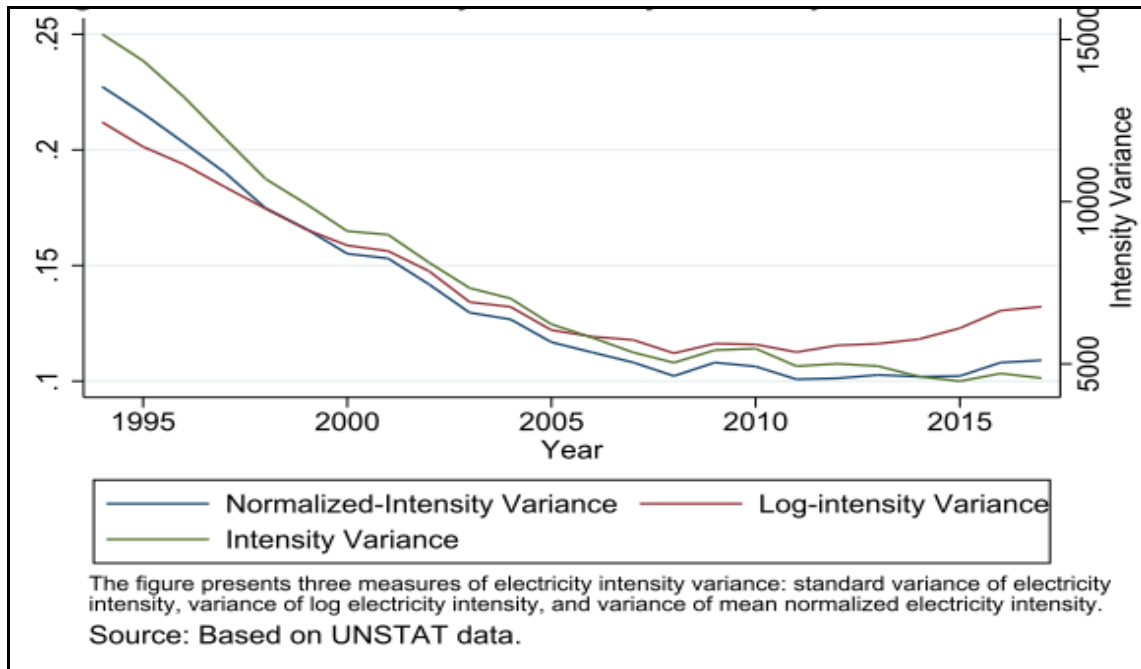
בתום תקופת המדגם, השינוי הנראה בהתכנסות של עצמות החשמל מאתגר את תקפותן של תחזיות ביקוש החשמל המבוססות על השוואות בין-לאומיות. תחזיות מסוג זה בנויות על הנחה שמופרכת על ידי התוצאות שלנו, והיא שהביקוש לחשמל של כל מדינה מתכנס לאורך זמן למגמה גלובלית כלשהי.

4. בדיקות התכנסות

כדי להראות באופן פורמלי את דפוס ההתכנסות וההתבדרות הנצפה של עצמות החשמל, חלק זה מנסח ואומד את σ -test עבור התכנסות. הוא מתחיל בתיאור המודלים האקונומטריים שבאמצעותם אני מנתח את הנתונים. כמו כן, פרק זה מציג את האלגוריתם של Phillips and Sul (2007) לאישכול מדינות למועדונים. יתרונה של גישה זו להתכנסות הוא בכך שהיא אינטואיטיבית וישירה, שכן היא מנתחת באופן ישיר את הנושא שבמוקד הבדיקה: פיזור העצמות. חסרונה העיקרי הוא בחוסר יכולתה לבחון את השפעתם של גורמים אחרים על ההתכנסות, כמו מחירי החשמל או המבנה הענפי של המדינה, מכיוון שהמבחן מבוצע על השונות ולא על מדד העצמות עצמו. חיסרון אחר הוא, שבמידה שאנו עובדים עם נתוני פאנל, מספר השנים הוא קטן. חיסרון זה מותיר אותנו עם דרגות חופש מועטות בלבד בניתוח, כך שעלינו לנקוט זהירות בפרשנות שלנו לתוצאות.

¹⁵ הנוסחה של שלושת מדדי השונות הללו מוצגת בחלק הבא.

איור 3: מדדי שונות של עצימות חשמל חוצה מדינות



4.1 מבחן Σ -convergence

כדי לבדוק σ -convergence, הספרות הכלכלית משתמשת ברוב המקרים במודל של Phillips and Sul (2007). חוקרים אלה פיתחו מודל הידוע כ- $\log(t)$ -test כדי לבדוק את השערת ה- σ -convergence. במהותו של דבר שיטתם אומדת מודל רגרסיה לא לינארי, שבו שונות העצימות בין מדינות היא פונקציה לא לינארית של זמן. ביתר תת-סעיף זה אציג את המודל שלהם, שייאמד בהמשך.

משוואה (2) מציגה את הדינמיקה של תהליך עצימות החשמל $I_{j,t}$ כמורכב משני רכיבים: A_t , המייצג תהליך גלובלי בהיותו רכיב משותף לכל המדינות, ו- $\theta_{j,t}$, המייצג רכיב אידיוסיונקרטי של משק j או תהליך המבטא את המרחק של המשק מהתהליך הגלובלי. בניסוח פורמלי,

$$I_{j,t} = \theta_{j,t} A_t \quad (2)$$

כיוון ש- A_t משותף לכל המדינות, ניתן להסירו על ידי שינוי קנה מידה באופן הבא:

$$h_{j,t} = \frac{I_{j,t}}{\frac{1}{N} \sum_j I_{j,t}} = \frac{\theta_{j,t}}{\frac{1}{N} \sum_j \theta_{j,t}} \quad (3)$$

הממוצע בחתך הרוחב של $h_{j,t}$ הוא אחד, בהגדרה. בנוסף, אם הפרמטר של המעבר מתכנס לקבוע, אזי $h_{j,t}$ מתכנס לאחד והשונות של $h_{j,t}$, כמו השונות של $\theta_{j,t}$, מתכנסת לאפס. בניסוח פורמלי, אנו מגדירים את השונות של $h_{j,t}$ כ- $\tilde{\sigma}_t^2 = \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$, דהיינו:

$$\theta_{j,t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} \theta \Rightarrow h_{j,t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} 1, \tilde{\sigma}_t^2 \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} 0$$

כדי לבדוק התכנסות, Phillips and Sul (2007) מניחים את הייצוג הפרמטרי הבא של השונות:

$$\tilde{\sigma}_t^2 = \frac{\sigma}{\log(t+1)t^\alpha} \quad (4)$$

לפי הנחה זו, השונות פוחתת לאט ככל ש- $\log(t+1)$ גדל. אם, ורק אם, α קטן מאפס במובהק, אזי הקיטון בשונות עקב הגידול ב- $\log(t+1)$ מתקזז על ידי הגידול בשונות עקב הקיטון ב- t^α . לפיכך, מבחן תקף לקיטון בשונות יהיה השערה חד-צדדית לפיה $H_0: \alpha \geq 0$. כדי לבדוק השערה זו, Phillips and Sul (2007) מציעים את הרגרסיה הבאה ומציגים את תכונותיה האסימפטוטיות:

$$\log\left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_t^2}\right) - 2 \log \log(t+1) = \beta_0 + \beta_\sigma \log(t) + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

$$\forall t = rT, rT + 1, \dots,$$

כאשר $\hat{\sigma}_t^2$ הוא האמידה האמפירית של σ_t^2 , $\beta_\sigma = 2\hat{\alpha}$, ו- r נקבע על 0.3, שמשמעו כי יש להוציא את 30 האחוז הראשונים של התצפית מהאמידה. ערך α שלילי מובהק מעיד על מתאם חיובי של $\hat{\sigma}_t^2$ עם הזמן; דהיינו, השונות עולה לאורך זמן. כל תוצאה אחרת משמעה שהשונות פוחתת לאורך זמן או שאיננו יכולים לדחות את ההשערה לפיה עצימות החשמל מתכנסת.

לוח 1 מראה את תוצאות האמידה של מבחני σ -convergence כפי שניתנו במשוואה (5). בנוסף למבחן השונות הפורמלי שהוצע על ידי Phillips and Sul (2007), אני מציג את המבחן תוך שימוש בשני מדדי שונות, דהיינו, שונות פשוטה על עצימות $\left(\sigma_t^2 = \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2\right)$ והשונות של לוג העצימות

$\left(\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{N} \sum_j \log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t}\right)$.¹⁶ כאמור, המבחן הסטטיסטי הוא כזה, שרק מקדם שלילי מובהק משמעו דחייה של השערת ההתכנסות. האמידה מעלה כי המקדמים חיוביים ומובהקים, ללא קשר למדידות השונות שבשימוש. לפיכך, מהתוצאה משתמע כי לא נוכל לדחות את ההשערה שעצימות החשמל מתכנסת לפי מבחנים אלה. תוצאה זו חושפת את מגבלת המודל של Phillips and Sul (2007) ואת היתרון של בחינה ויזואלית פשוטה של הנתונים, כפי שמוצג באיור 3. בשעה שהאיור ממחיש את ההתבדרות של עצימות החשמל בסוף תקופת המדגם, המבחן הסטטיסטי מתעלם ממנה.

¹⁶ הקו העליון מציין ממוצע פשוט, דהיינו, $\bar{X} \equiv \frac{\sum_i X_i}{N}$

כדי לספק מבחן סטטיסטי עבור התופעה הנצפית של גידול בשונות לאורך העשור האחרון של תקופת המדגם, אני מרחיב את המודל של Phillips and Sul (2007). ובפרט, אני אומד את המודל הבא:

(6)

$$\begin{aligned} \log \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_t^2} - 2 \log \log(t+1) \\ = \alpha \\ + \beta_{\sigma 1} \log(t) I_{(year \leq 2007)} + \beta_{\sigma 2} \log(t) I_{(year \geq 2008)} + \emptyset I_{(year \leq 2008)} \\ + \varepsilon_{j,t} \\ \forall t = rT, rT + 1, \dots, \end{aligned}$$

השכלול של מודל Phillips and Sul (2007) מאפשר לנו לזהות אם ההתכנסות נובעת מההתנהגות של השונות לפני 2008, המבוטאת על ידי המקדם $\beta_{\sigma 1}$, או מהתנהגות השונות אחרי 2008, המבוטאת על ידי המקדם $\beta_{\sigma 2}$.

בלוח 2, אני מציג את תוצאות האמידה של המודל המובא במשוואה (7), המביא בחשבון שינוי אפשרי בהתנהגות עצימות החשמל לאורך זמן. המקדמים של התקופה הראשונה נעשים חיוביים ואף מובהקים, דבר המעיד כי לפני 2008, עצימות החשמל של המדינות במדגם אכן התכנסה. המקדמים של התקופה השנייה מעורבים. מקדם התקופה השנייה של מדד השונות של Phillips and Sul (2007) שלילי ואינו מובהק, המקדם של מדד לוג-השונות שלילי ומובהק, ומקדם מדד השונות הפשוטה חיובי ומובהק. כדי לבדוק את ההשערה לפיה חל שינוי בדפוס ההתכנסות, אני משתמש ב-F-test פשוט המשווה את המקדמים לפני ואחרי 2008. הלוח מדווח על ערכי p של המבחן. כפי שאנו רואים, כל ערכי p מובהקים, ועל כן אנו יכולים לדחות את ההשערה לקיומם של מקדמים שווים בתקופות שונות. תוצאה זו תואמת את התוצאה הוויזואלית ומצביעה על כך שהקצב של שיעור ההתכנסות פחת.

לוח 1: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל

	(1) $\tilde{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
Log(t)	134.967*** (0.000)	85.067*** (0.000)	262.126*** (0.000)
Constant	-1028.277*** (0.000)	-649.141*** (0.000)	-1994.444*** (0.000)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.892	0.759	0.966

p-values in parentheses

$$\tilde{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$$

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$$

$$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$$

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.2 סיווג למועדונים

הירידה בשיעור ההתכנסות עשויה להיגרם מהתבדרות עצימות החשמל של מדינות ספציפיות. לחלופין, עשויים להיות מועדונים של מדינות שממשיכות להתכנס, אם כי במסלולים שונים.

לוח 2: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל

	(1) $\tilde{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
φ	1652.574*** (0.000)	1716.660*** (0.000)	1069.721*** (0.006)
β_{σ_1}	185.373*** (0.000)	137.928*** (0.000)	306.116*** (0.000)
β_{σ_2}	-31.912 (0.125)	-87.784*** (0.000)	165.451*** (0.001)
Constant	-1411.383*** (0.000)	-1050.902*** (0.000)	-2328.787*** (0.000)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.986	0.982	0.981
FTest	108.492	202.456	9.404
PValue	0.000	0.000	0.006

p-values in parentheses

$$\tilde{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$$

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$$

$$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$$

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

כדי לבחון השערות אלה, אני משתמש בצורה כללית של האלגוריתם של Phillips and Sul (2007) במשוואה (2), המאפשרת למועדונים שונים של הפאנל להתכנס לרמות עצימות שונות. מודל כללי זה מאשכל מדינות לפי התכנסות עצימות החשמל שלהן ומזהה מועדונים פוטנציאליים של מדינות

שמתכנסות. בנוסף, הוא מאפשר לנו לזהות מדינות שמתבדרות ולהפריד אותן מאלה שמתכנסות. נסמן את סט כל המדינות ב- (S) ואת סט המועדונים ב- (C) ; ניתן אז לנסח את המודל באופן הבא:

$$I_{j,t} = \theta_{j,t} \Lambda_t^c \quad \forall j \in S^c, \forall c \in \{1, \dots, C\}$$

(Phillips and Sul (2007) מציעים אלגוריתם בארבעה שלבים לאישכול מדינות למועדונים:

1. סידור המדינות לפי התצפית האחרונה של כל אחת.
 2. בחירת קבוצת ליבה עם k המדינות הגבוהות ביותר הממקסמות את $\log$ t -test כמתואר בתת-הסעיף הקודם.
 3. הוספת כל אחת מהמדינות מהקבוצה הנוותרת לקבוצת הליבה וביצוע הבדיקה מחדש אם היא עדיין מתכנסת, אחרת, השארתה בקבוצה הנוותרת.
 4. אם שתי הקבוצות מתכנסות, התהליך מסתיים. אם קבוצת הליבה מתכנסת ולא ניתן להוסיף מדינות לקבוצת הליבה, חוזרים על צעדים 1-3 עבור הקבוצה הנוותרת.
- לוח 2 מסווג את המדינות למועדונים לפי תוצאות האלגוריתם. האלגוריתם מזהה שני מועדונים שמתכנסים וארבע מדינות שמתבדרות מכל היתר.

אישכול המדינות במדגם למועדונים

מועדון 1: קנדה, צ'ילה, הרפובליקה הצ'כית, אסטוניה, פינלנד, יוון, הונגריה, נורבגיה, פורטוגל, קוריאה הדרומית, הרפובליקה הסלובקית, סלובניה, שוודיה, טורקיה.

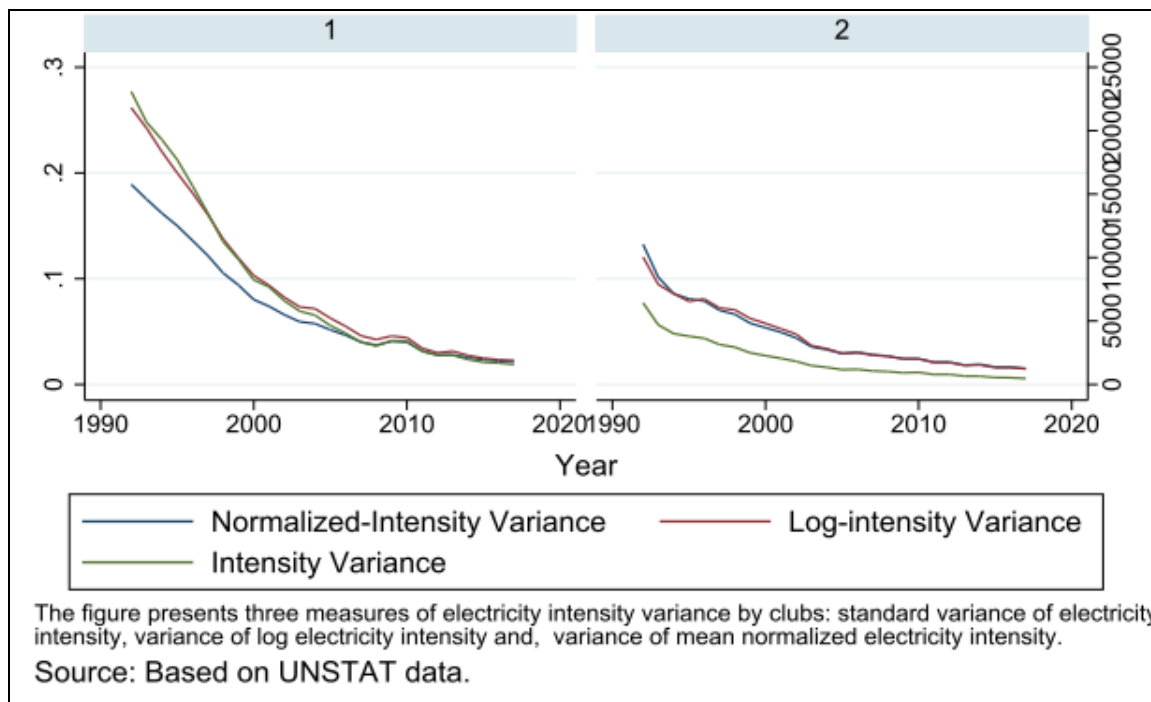
מועדון 2: אוסטרליה, אוסטריה, בלגיה, צרפת, גרמניה, ישראל, איטליה, יפן, לטביה, ליטא, לוקסמבורג, מקסיקו, הולנד, ניו זילנד, פולין, ספרד, ארצות הברית.

מתבדרות: דנמרק, אירלנד, שווייץ, הממלכה המאוחדת.

איור 4 מציג את מדדי השונויות של המועדונים השונים לאורך תקופת המדגם. האיור מדגים כי אף שמדידות השונויות אינן יציבות בשנים שסביב המשברים הפיננסיים, הן ממשיכות בירידתן המונוטונית לפניהם ואחריהם. תוצאה זו מלמדת כי בכמה השנים האחרונות, המועדונים השונים מתבדרים, בזמן שהמדינות בכל אחד מהמועדונים ממשיכות להתכנס. כדי לבדוק השערה זו באופן פורמלי, אני מבצע את אותו σ -test כמו בתת-הסעיף הקודם עבור כל אחד מהמועדונים. לוחות 3 ו-6 מציגים את תוצאות מבחנים אלה. כמו קודם, σ -test עבור כלל התקופה המוצגת בלוחות 3 ו-5 מעלה כי לא נוכל לדחות את ההשערה שעצימות החשמל מתכנסת. אולם, כאשר אנו מחלקים את שנות המדגם לשתי תקופות, המוצגות בלוחות 4 ו-6, בהתאמה, אנו מוצאים שהמקדמים בתקופה השנייה

גדולים יותר מאלה של הראשונה. תוצאות אלה מלמדות כי שיעור ההתכנסות עולה בתוך המועדונים הללו, וה-F-test המשווה את המקדמים של שתי התקופות מאשר זאת.

איור 4: מדדים של שונות עצימות החשמל בכל מועדון



5. השפעת השינוי המבני ומחירי החשמל על ההתכנסות

מטרת חלק זה היא לשפוך אור על סיבות אפשריות להתכנסות עצימות החשמל. בחלק זה נבחנת השפעת שינוי המבנה הענפי ומחירי החשמל על התכנסות עצימות החשמל. לצורך זה, אני מאמץ את מודל ההתכנסות של Barro and Sala-i-Martin (1992), שבו עצימות החשמל של מדינות בעלות רמות התחלתיות גבוהות עולה לאט יותר מאשר במדינות בעלות רמות התחלתיות נמוכות. כדי לבחון זאת, אני אומד רגרסיה שבה המשתנה המוסבר הוא השינוי בעצימות החשמל, והמשתנה התלוי הוא עצימות החשמל בשנה התחלתית. מתאם שלילי בין הרמות ההתחלתיות לגידול הנוכחי מעיד על התכנסות. גישה זו מכונה β -convergence מכיוון שהיא באה לידי ביטוי במקדם β של הרגרסיה בין רמות העבר לגידול הנוכחי. במידה ששיטה זו אומדת את הרגרסיה עבור העצימות של כל מדינה, קיימת אפשרות לבחון את תפקיד השינוי המבני על עצימות החשמל. בנוסף, היא מאפשרת לנו לפקח על התפתחויות בעצימות שהל ספציפיות למדינה, כמו מחירי החשמל.

אני מנסח מבחן עבור β -convergence, שניתן לתארו כצורה מצומצמת או גרסה לינארית של המודל של Barro and Sala-i-Martin (1992).¹⁷

¹⁷ הגרסה הלינארית גם היא מודל שכיח בספרות, לדוגמה, Mulder and Groot (2012) ו-Mohammadi and Ram (2012).

לוח 3: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל עבור מועדון 1

	(1) $\hat{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
Log(t)	639.372*** (0.000)	859.537*** (0.000)	1079.419*** (0.000)
Constant	-4861.265*** (0.000)	-6534.342*** (0.000)	-8205.251*** (0.000)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.952	0.937	0.925

p-values in parentheses

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$$

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$$

$$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$$

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

לוח 4: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל עבור מועדון 1

	(1) $\hat{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
φ	-4590.685*** (0.000)	-6825.314*** (0.000)	-10603.713*** (0.000)
β_{σ_1}	497.415*** (0.000)	624.699*** (0.000)	783.800*** (0.000)
β_{σ_2}	1101.013*** (0.000)	1522.145*** (0.000)	2177.968*** (0.000)
Constant	-3782.336*** (0.000)	-4749.489*** (0.000)	-5958.416*** (0.000)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.986	0.984	0.982
FTest	41.227	41.642	56.734
PValue	0.000	0.000	0.000

p-values in parentheses

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$$

$$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$$

$$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$$

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

לוח 5: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל עבור מועדון 2

	(1) $\hat{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
Log(t)	611.460*** (0.000)	574.816*** (0.000)	933.045*** (0.000)
Constant	-4648.830*** (0.000)	-4370.585*** (0.000)	-7092.612*** (0.000)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.972	0.961	0.935
p-values in parentheses			
$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$			
$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$			
$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$			
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$			

לוח 6: מבחן התכנסות-סיגמא של עצימות החשמל עבור מועדון 2

	(1) $\hat{\sigma}_t^2$	(2) $\hat{\sigma}_t^2$	(3) σ_t^2
φ	-2819.828*** (0.00)	-3024.873*** (0.00)	-9133.198*** (0.00)
β_{σ_1}	521.818*** (0.00)	472.339*** (0.00)	704.237*** (0.00)
β_{σ_2}	892.582*** (0.00)	870.071*** (0.00)	1905.028*** (0.00)
Constant	-3967.517*** (0.00)	-3591.725*** (0.00)	-5353.558*** (0.00)
Observation	26.000	26.000	26.000
AdjustedR2	0.986	0.981	0.987
FTest	17.103	15.820	80.911
PValue	0.000	0.001	0.000
p-values in parentheses			
$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (h_{j,t} - 1)^2$			
$\hat{\sigma}_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (\log I_{j,t} - \log \bar{I}_{j,t})^2$			
$\sigma_t^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_j (I_{j,t} - \bar{I}_{j,t})^2$			
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$			

הלינאריות של מודל זה מאפשרת לבחון את השפעת המבנה הענפי של המשק על התכנסות עצימות החשמל כפי שצוין על ידי Wong (2006). שיטת הפירוק שפותחה על ידי Ang (1987) מאפשרת לחלק את עצימות החשמל לשני מדדים: מדד של עצימות כל ענף, ומדד משקלי ענפי המשק עם רמות שונות של עצימות. הרגרסיה של כל מדד על הרמות ההתחלתיות של עצימות החשמל, מספקת את אמידת שני ה- β המפורקים. המקדם הראשון - β_{EFF} - הוא אמידה של השפעת השינויים בעצימות החשמל של כל ענף, דהיינו, יעילות החשמל של כל ענף, על עצימות החשמל הכוללת. המקדם השני - β_{STR} - הוא אומדן של השפעת השינוי בשיעורו היחסי של כל ענף בתמ"ג, דהיינו, מבנה התמ"ג, על עצימות החשמל הכוללת. עבור כל מדד, תוך פיקוח על המחירים, הגרסה הלינארית של מבחן β -convergence מאפשרת לחלץ את מקדם היעילות (β_k^{EFF}) ואת זה של המבנה (β_k^{STR}). מודל זה מאפשר לבחון את ההשפעה המשותפת של מחירי החשמל והשינוי המבני על התכנסות עצימות

החשמל. כדי להדגים את ההשפעה המבנית יחסית להשפעת היעילות על התכנסות עצימות החשמל, נציג את המדד של עוצמת ההשפעה המבנית היחסית (Relative Structural Magnitude):

$$RSM = \left(\frac{|\beta_{STR}|}{|\beta_{EFF}|} - 1 \right) \cdot 100$$

ה-RSM קובע אם הערך המוחלט של המקדם המבני גבוה מזה של מקדם היעילות במונחי ערך מוחלט. תוצאה חיובית/שלילית משמעה שהשפעת מבנה התמ"ג גבוהה/נמוכה יותר מהשפעת היעילות בענף.

כאמור, דפוסי עצימות החשמל של ענפי משק שונים חיוניים למעצבי המדיניות; לפיכך, נדווח גם על כל אחד מדפוסי התכנסות עצימות החשמל של כל ענף. בחלקים הקודמים ראינו שההתכנסות המובהקת ביותר היא במועדונים שזוהו. לפיכך, הניתוח יציג את התוצאה עבור כלל המדינות ועבור כל אחד מהמועדונים.

5.1 ייצוג פורמלי של Logarithmic Mean Divisia Index (LMDI) עבור ניתוח הפירוק

כדי לנסח את הסוגיות המתוארות לעיל באופן פורמלי, המודל הלינארי עבור β -convergence מנסח את השינוי הנוכחי בלוג-העצימות כפונקציה לינארית של (לוג) רמת העצימות בשנה ההתחלתית. כלומר,

$$\Delta i_{j,t} = \alpha + \beta_L i_{j,o} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

כאן, $\Delta i_{j,t} \equiv i_{j,t} - i_{j,t-1}$. אם עצימות החשמל מתכנסת, מקדם העצימות בשנת הבסיס יהיה שלילי ($\beta_L \leq 0$); דהיינו, ככל שרמת עצימות החשמל גבוהה יותר בשנת הבסיס, כך שיעור השינוי בעצימות איטי יותר, ולכן בטווח הארוך הרמות (או שיעורי השינוי) מתכנסות. יתרונו של המודל הנוכחי טמון בכך שהוא מאפשר לבחון התכנסות מותנית. על ידי הוספת משתנים בלתי תלויים למודל, ניתן לבדוק התכנסות לאחר פיקוח על משתנים חלופיים העשויים להשפיע על עצימות החשמל.¹⁸

כדי לבחון את השפעת המבנה הענפי של המשק על התכנסות עצימות החשמל, נתחקה אחר Miketa and Mulder (2005) ונפרק את החשמל לשני מדדים: עצימות ענפית, ועצימות הנובעת מחלקו היחסי של כל ענף במשק. למטרה זו, נשתמש ב-LMDI שפותח על ידי Ang et al. (1998) ו-Ang and Liu (2001). המדד שלהם מאפשר לפרק את עצימות החשמל ללא שארית. בחלק זה, נציג את המדד בעקבות הנוסחה של Ang (2005).

המדד הכללי לניתוח הפירוק מנסח את עצימות החשמל כסיכום משוקלל של עצימויות ענפיות, היכן

שהמשקלים הם שיעוריהם היחסיים של הענפים במשק $(S_k \equiv \frac{Y_k}{Y})$:

$$I = \frac{E}{Y} = \sum_k \frac{Y_k}{Y} \frac{E_k}{Y_k} = \sum_k S_k I_k \quad (8)$$

¹⁸ ראו, לדוגמה, את עבודתם של Miketa and Mulder (2005) ו-Mohammadi and Ram (2012) המנתחים עצימות אנרגיה.

כדי לפרק את עצימות החשמל לחלק שקשור ליעילות הענף ולחלק שקשור למבנה המשק, מוגדרת פונקציית הפירוק הבאה :

$$D(S_{k,t}, I_{k,t}) \equiv \frac{S_{k,t}I_{k,t} - S_{k,t-1}I_{k,t-1}}{\log(S_{k,t}, I_{k,t}) - \log(S_{k,t-1}, I_{k,t-1})} \quad (9)$$

כעת נגדיר השינוי בעצימות הנגרם מיעילות, באופן הבא :

$$\Delta \tilde{I}_t^{EFF} = \sum_k D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \left(\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} \right) \quad (10)$$

ואת השינוי בעצימות הנגרם ממבנה המשק, באופן הבא :

$$\Delta \tilde{I}_t^{STR} = \sum_k D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \left(\frac{S_{k,t}}{S_{k,t-1}} \right) \quad (11)$$

עם הגדרות אלה, קל להראות שסכמת השינוי היא מצטברת, דהיינו,

$$\Delta I_t = \Delta \tilde{I}_t^{STR} + \Delta \tilde{I}_t^{EFF} \quad (12)$$

Wong (2006) ו-Mulder and Groot (2012) מציעים תהליך לאמידת β מפורק בשני צעדים. הצעד הראשון הוא לפרק את המדד ההתחלתי לשני תתי-מדדים, כפי שהודגם זה עתה. הצעד השני הוא לאמוד רגרסיה של כל תת-מדד בשנה ההתחלתית, דהיינו,

$$D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \frac{I_{k,t}}{S_{k,t-1}} = \alpha + \beta_k^{EFF} i_{j,o} + \varepsilon_{j,t} \quad (13)$$

$$D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \frac{S_{k,t}}{S_{k,t-1}} = \alpha + \beta_k^{STR} i_{j,o} + \varepsilon_{j,t} \quad (14)$$

Wong (2006) מראה כי תהליך זה מניב β_k^S מפורק כך ש- β_L ב-(7) הוא הסכום שלהם, דהיינו,

$$\beta_L = \sum_k \beta_k^{STR} + \sum_k \beta_k^{EFF} \quad (15)$$

בנוסף למודלים אלה, וכדי להביא בחשבון את השפעת החשמל על התכנסות עצימות החשמל, נאמוד את המודלים הבאים :

$$D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} = \alpha + \beta_k^{EFF} i_{j,o} + \gamma_k^{EFF} \log P_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (16)$$

$$D(S_{k,t}, I_{k,t}) \log \frac{S_{k,t}}{S_{k,t-1}} = \alpha + \beta_k^{STR} i_{j,o} + \gamma_k^{STR} \log P_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (17)$$

5.2 תוצאות ניתוח הפירוק

לוחות 7 ו-8 מציגים את תוצאות האמידה של ה- β^S המפורקים עבור כל המדינות. הלוח הראשון מציג את תוצאות האמידה של β_{EFF} כפי שנוסחה במשוואה (10) והלוח השני מציג את תוצאות האמידה של β_{STR} כפי שנוסחה במשוואה (11). מאחר שתוצאות התכנסות המועדונים של כל אחד מהענפים אינן שונות איכותנית מתוצאות ההתכנסות הכללית של כל המדינות, תוצאות האמידה עבור כל מועדון מוצגות בנספח. התוצאות מראות כי למעט ענפי הכרייה והבנייה, ה- β_{EFF} הוא שלילי ומובהק. משמעות תוצאות אלה היא שיעילות ממלאת תפקיד משמעותי בתהליך התכנסות החשמל. לעומת זאת, אף לא אחת מאמידות ה- β_{STR} שלילית במובהק, וחלקן אף חיוביות ושונות במובהק מאפס. לפי מבחן זה, יעילות היא המניע העיקרי להתכנסות עצימות החשמל ואילו המבנה הענפי אינו משפיע על התכנסות עצימות החשמל או שחלק מהענפים מקזזים אותה חלקית. לוחות 9 ו-10 מציגים את תוצאות האמידה של ה- β^S המפורקים תוך פיקוח על המחירים. באמידת מקדם היעילות, ניתן לראות כי אף שהמחירים משפיעים באורח שלילי על עצימות החשמל, המקדם שלהם אינו שונה במובהק מאפס. בנוסף, פיקוח על המחירים לא שינה את תוצאות מקדמי היעילות או את אלה של המקדמים הענפיים.

לוח 7: השפעה מבנית על ההתכנסות – כל המדינות

	(1) Agriculture	(2) Mining	(3) Manufacturing	(4) Construction	(5) Services	(6) Transport	(7) Household
β_k^{STR}	-0.188* (0.061)	-0.185 (0.138)	2.862* (0.062)	0.000 (0.976)	0.580** (0.047)	0.016 (0.777)	-0.045 (0.919)
Constant	0.762 (0.135)	0.601 (0.178)	-18.428* (0.056)	-0.036 (0.265)	-3.171* (0.057)	0.011 (0.949)	0.319 (0.871)
Observation	827.000	723.000	806.000	617.000	882.000	905.000	932.000
OverallR2	0.008	0.011	0.018	0.000	0.005	0.000	0.000

p-values in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

לוח 8: השפעת היעילות על ההתכנסות – כל המדינות

	(1) Agriculture	(2) Mining	(3) Manufacturing	(4) Construction	(5) Services	(6) Transport	(7) Household
β_k^{EFF}	-1.229*** (0.000)	0.203 (0.600)	-7.868*** (0.000)	-0.089* (0.077)	-2.943*** (0.000)	-0.467*** (0.003)	-3.028*** (0.000)
Constant	6.091*** (0.000)	-0.708 (0.601)	47.814*** (0.000)	0.265** (0.047)	17.558*** (0.000)	1.445** (0.017)	13.087*** (0.000)
Observation	827.000	723.000	806.000	617.000	882.000	905.000	932.000
OverallR2	0.036	0.004	0.053	0.004	0.014	0.018	0.033

p-values in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

לוח 9: השפעה מבנית על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות

	(1) Agriculture	(2) Mining	(3) Manufacturing	(4) Construction	(5) Services	(6) Transport	(7) Household
β_k^{STR}	-0.104** (0.033)	-0.204 (0.107)	1.954** (0.033)	-0.005 (0.738)	0.233 (0.645)	0.080*** (0.000)	-0.134 (0.809)
γ_k^{STR}	-0.069 (0.672)	-0.007 (0.947)	-2.053 (0.119)	0.050* (0.083)	0.284 (0.632)	0.195 (0.158)	-1.194 (0.208)
Constant	0.721 (0.382)	0.684 (0.146)	-2.263 (0.701)	-0.285** (0.034)	-2.722 (0.579)	-1.174 (0.116)	6.877 (0.288)
Observation	741.000	638.000	712.000	557.000	780.000	796.000	718.000
OverallR2	0.004	0.013	0.017	0.007	0.002	0.010	0.006

p-values in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

לוח 10: השפעת היעילות על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות

	(1) Agriculture	(2) Mining	(3) Manufacturing	(4) Construction	(5) Services	(6) Transport	(7) Household
β_k^{EFF}	-0.602** (0.019)	0.218 (0.603)	-5.724*** (0.000)	-0.094* (0.070)	-2.677*** (0.000)	-0.387*** (0.003)	-2.742*** (0.000)
γ_k^{EFF}	-2.034* (0.081)	-0.269 (0.508)	-3.162 (0.133)	-0.199 (0.150)	-1.254 (0.484)	-0.695 (0.120)	-0.813 (0.155)
Constant	13.191** (0.036)	0.601 (0.777)	50.178*** (0.000)	1.285* (0.074)	22.388** (0.025)	4.732* (0.074)	15.858*** (0.000)
Observation	741.000	638.000	712.000	557.000	780.000	796.000	718.000
OverallR2	0.048	0.007	0.047	0.030	0.024	0.039	0.024

p-values in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

כדי לסכם את חשיבותם היחסית של המקדם המבני ומקדם היעילות על התכנסות עצימות החשמל, אני מגדיר עבור כל ענף k במועדון c את האינדקס הבא עבור ה-RSM:

$$RSM = \left(\frac{|\beta_k^{STR}|}{|\beta_k^{EFF}|} - 1 \right) \cdot 100$$

ה-RSMs הפשוטים המוצגים בלוח 11 וה-RSMs שמפקחים על המחירים המוצגים בלוח 12 מראים את אותן תוצאות. מרבית האינדקסים שליליים, ופירוש הדבר שברוב המקרים, המקדם המבני קטן ממקדם היעילות. תוצאה זו משמעה שהגורם הדומיננטי בהתכנסות עצימות החשמל הוא היעילות הענפית ולא המבנה הענפי של המשק. המשמעות של תוצאה זו היא שבמרבית מדינות ה-OECD, השפעת השינוי המבני על התכנסות עצימות החשמל היא מצומצמת. בנוסף, דומה כי מלבד ענף הכרייה, תפקידו המוגבל של השינוי המבני מכסה את כל הענפים.

לוח 11: עוצמת השפעה מבנית יחסית (RSM)

	Total	Club1	Club2
Agriculture	-84.68	-86.34	-80.59
Mining	-8.51	-23.10	924.48
Manufacturing	-63.62	-55.61	-85.35
Construction	-99.53	-70.24	-87.12
Services	-80.30	-88.98	-65.23
Transport	-96.57	-72.67	-77.25
Household	-98.50	-99.50	-89.44

לוח 12: עוצמת השפעה מבנית יחסית (RSM) תוך פיקוח על מחירים

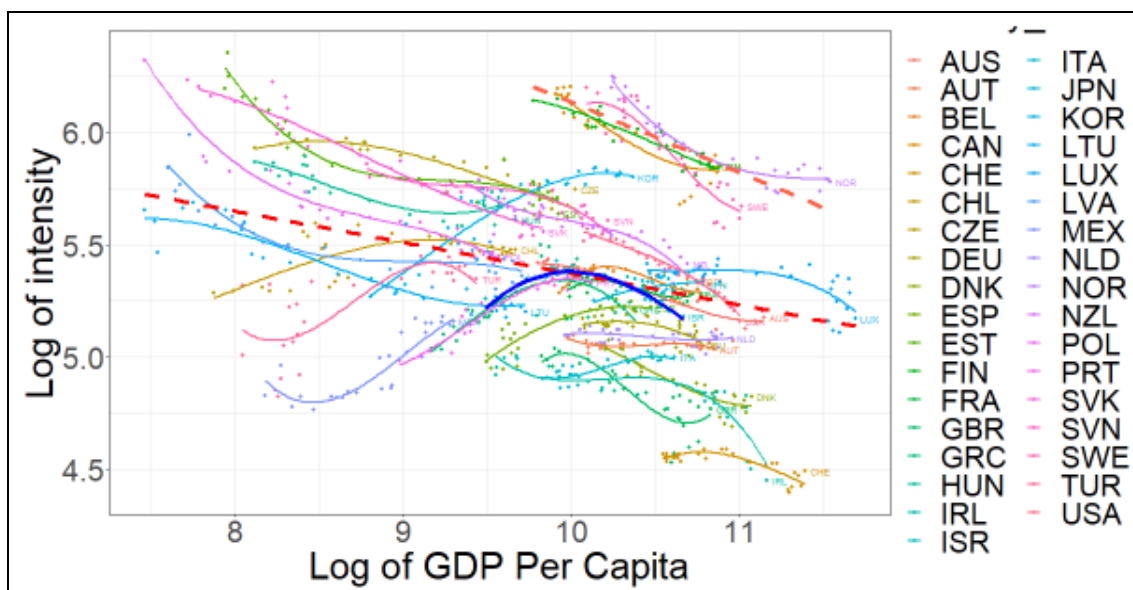
	Total	Club1	Club2
Agriculture	-82.64	-95.96	-54.42
Mining	-6.37	-43.72	132.82
Manufacturing	-65.86	-60.66	-68.06
Construction	-94.93	-66.48	-69.00
Services	-91.31	-99.36	-59.77
Transport	-79.30	-95.83	-76.69
Household	-95.12	-90.17	-99.49

6. זרקור על ישראל

מה יהיו שיעורי הצמיחה של הביקוש לחשמל בישראל בעשורים הבאים? במידה שייצור החשמל הוא הצרכן הגדול ביותר של דלקים בשוק האנרגיה, התשובה לשאלה זו מציירת את מפת הדרכים עבור כלל ענף האנרגיה בישראל, ועל כן היא חיונית עבור מעצבי מדיניות האנרגיה העתידית, המשפיעים על החלטות ההשקעה בתשתיות היום כדי לענות על הביקוש בעתיד.

איור (5) משרטט את עצימות החשמל כנגד התוצר המקומי הגולמי לנפש במדינות ה-OECD.

איור 5: התוצר המקומי הגולמי לנפש ועצימות החשמל במדינות ה-OECD



העבודה הנוכחית מראה שעצימות החשמל במדינות ה-OECD פחתה במהלך שלושת העשורים האחרונים. האיור מראה קשר ברור בין רמת הפיתוח (המבוטאת באופן מקורב על ידי התמ"ג לנפש) לבין עצימות החשמל. מדינות בעלות תמ"ג לנפש גבוה יותר גם מתאפיינות ברמות נמוכות יותר של עצימות חשמל. בנוסף, הקווים באיור משורטטים עבור כל מדינה לאורך השנים. הוא מראה כי ככל שמדינה מתפתחת, העצימות שלה יורדת. אם עצימות החשמל בישראל תתנהג בהתאם למגמות העבר של עצימות החשמל במדינות ה-OECD, ניתן אפוא לצפות שעצימות החשמל תפחת בעתיד. מתוצאה זו משתמע כי עצימות החשמל תגדל בשיעורים נמוכים יותר מהתמ"ג. העבודה הנוכחית מתייחסת

לדמיון בין המגמות בישראל ובמדינות ה-OECD ומוצאת מועדון של מדינות שעצימות החשמל של ישראל דומה להן.

נמצא כי לאחר מספר עשורים של התכנסות, ומאז המשבר הפיננסי של 2008, עצימות החשמל במדינות ה-OECD חדלה להתכנס. אולם, באמצעות האלגוריתם של Phillips and Sul (2007), העבודה מוצאת מועדונים של עצימות חשמל במדינות ה-OECD, כאשר עצימות החשמל של המדינות באותם מועדונים ממשיכה בתהליך ההתכנסות. ישראל שייכת למועדון השני שזוהה. עצימות החשמל של המועדון שאליו שייכת ישראל נמוכה מזו של המועדון האחר, משמע שעצימות החשמל של ישראל נמוכה יחסית. בתוך מועדון זה, עצימות החשמל של ישראל נמצאת במרכז ההתפלגות, כפי שניתן לראות באיור (5), שבו ישראל מוצגת בצבע כחול. לאורך התקופה הנבדקת, עצימות החשמל של ישראל נמצאת באמצע יתר המדינות שבמועדון. הדינמיות של עצימות החשמל בלוח (14) מראה, כי אף שעצימות החשמל של ישראל בתקופה הראשונה עלתה, הרי שבתום התקופה היא ירדה, והתכנסה לשיעורים המאפיינים את המועדון השני. לפי תוצאה זו, עצימות החשמל של ישראל יורדת בשנים האחרונות בשיעור שנתי של כ-1.5 אחוז, משמע שהביקוש לחשמל של ישראל צפוי להיות נמוך ב-1.5 אחוזים מקצב גידולו של התמ"ג שלה.

לוח 13: רמות עצימות החשמל

	All	Club1	Club2	Israel
1990-2000	252.93	336.06	213.11	211.04
2001-2010	230.81	301.06	199.40	213.95
2011-2017	213.93	280.03	185.64	187.05

לוח 14: הדינמיות של עצימות החשמל

	All	Club1	Club2	Israel
1990-2000	-0.40	-0.17	-0.39	1.44
2001-2010	-0.38	-0.58	-0.16	-1.01
2011-2017	-1.49	-0.92	-1.59	-1.67

תוצאת עבודה זו מספקת תחזית נמוכה לביקוש לחשמל יחסית לתחזיות אחרות. באמצעות נתונים מקומיים, Gallo (2017) אמד מקדמי מתאם בין הביקוש לחשמל לתוצר המקומי הגולמי, מחירי החשמל, שינוי מבני, טמפרטורה, ומשתנים רלוונטיים אחרים. הסיבה העיקרית לתחזיות הגבוהות יותר לגבי הביקוש לחשמל נעוצה בכך שאצל Gallo (2017), גמישות החשמל לתמ"ג נאמדת כקבועה במהלך תקופה של עצימות עולה, ואילו בעבודה הנוכחית השינויים בעצימות, ולפיכך בגמישות, הם שנאמדים. על בסיס הנחה מסוימת לגבי התפתחותם של משתנים אלה בעתיד, Gallo (2017) מצא שהביקוש לחשמל צפוי לגדול בשיעור של 2.7, שהוא מעט גבוה מהתמ"ג. תחזית זו לא תואמת את מגמות העבר במדינות ה-OECD, כפי שמראה העבודה הנוכחית.

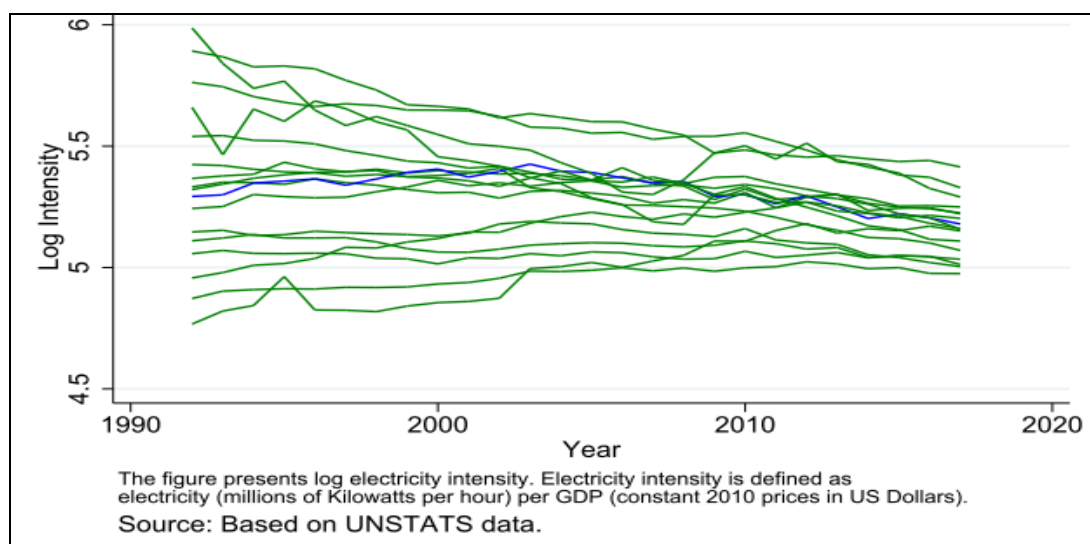
7. סיכום

מחקר זה שופך מעט אור על הביקוש לחשמל על ידי ניתוח הדינמיות של עצימות החשמל – כלומר, היחס שבין צריכת החשמל לתוצר המקומי הגולמי – והקשר של דינמיות זו למבנה הענפי של הכלכלה. השאלות שבהן עוסקת העבודה הן: האם עצימות החשמל עודנה ממשיכה להתכנס? מה הם הגורמים המניעים התכנסות והתבדרות? מהו תפקידו של המבנה הענפי של המשק בדינמיות זו?

כדי לבדוק התכנסות, נאמדו שני מודלים אקונומטריים ידועים, מבחן σ -convergence של Phillips (2007) and Sul, ומבחן β -convergence של Barro and Sala-i-Martin (1992), תוך הדגשת היתרונות והחסרונות של כל אחת מהגישות.

הניתוח בעבודה הנוכחית מראה שעצימות החשמל במדינות ה-OECD התכנסה במשך שלושה עשורים עד המשבר הפיננסי של 2008, אז החלה להתבדר. העבודה בודקת ומאשרת את ההשערה כי גידול זה בשונות של עצימות החשמל נובע מההתבדרות של המגמות הנראות במועדונים שונים של מדינות, אף שבתוך מועדונים אלה ההתכנסות עודנה קיימת.

איור 6: עצימות החשמל במועדון 1 של המדינות המתקדמות



בנוסף לעצימות החשמל של המשק בכללותו, העבודה מנתחת את עצימות החשמל של משקי בית ושל כל אחד מששת ענפי המשק המרכיבים את התמ"ג: חקלאות, כרייה וחציבה, ייצור, שירותים מסחריים, בנייה, ותחבורה. על פי גישתם של Ang (1987), Ang (1995) ו-Wong (2006) העבודה מפרקת את עצימות החשמל לשני מדדים: עצימות החשמל הענפית, שניתן לראותה כיעילות חשמל ענפית, והעצימות הנובעת מחלקו היחסי של כל ענף במשק. למטרה זו, אני משתמש ב-LMDI שפותח על ידי Ang et al. (1998) ו-Ang and Liu (2001).

התוצאות מראות כי המניע המרכזי לדינמיות ולהתכנסות של עצימות החשמל הוא העצימות ברמת הענף ולא המבנה הענפי של המשק.

מקורות

1. Beng Wah Ang. Structural changes and energy-demand forecasting in industry with applications to two newly industrialized countries. *Energy*, 12: 101–111, 1987.
2. Beng Wah Ang. Decomposition methodology in industrial energy demand analysis. *Energy*, 20: 1081–1095, 1995.
3. Beng Wah Ang. Decomposition analysis for policymaking in energy: which is the preferred method? *Energy Policy*, 32: 1131–1139, 2004.
4. Beng Wah Ang. The lmdi approach to decomposition analysis: a practical guide. *Energy Policy*, 33: 867–871, 2005.
5. Beng Wah Ang. Lmdi decomposition approach: a guide for implementation. *Energy Policy*, 86: 233–238, 2015.
6. Beng Wah Ang and S Y Lee. Decomposition of industrial energy consumption: some methodological and application issues. *Energy Economics*, 16: 83–92, 1994.
7. Beng Wah Ang and Feng Ling Liu. A new energy decomposition method: perfect in decomposition and consistent in aggregation. *Energy*, 26: 537–548, 2001.
8. Beng Wah Ang, Fuqiang Q Zhang, and Ki-Hong Choi. Factorizing changes in energy and environmental indicators through decomposition. *Energy*, 23: 489–495, 1998.
9. Nicholas Apergis and Christina Christou. Energy productivity convergence: new evidence from club converging. *Applied Economics Letters*, 23: 142–145, 1 2016. doi: 10.1080/13504851.2015.1058899. URL <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13504851.2015.1058899>.
10. Nicholas Apergis, Bradley T Ewing, and James E Payne. Symposium on energy sector convergence: Introduction. *Energy Economics*, 62: 335–337, 2 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2016.09.015.
11. Roberto Balado-Naves, Jos'e Francisco Baños-Pino, and Matias Mayor. Spatial spillovers and world energy intensity convergence. *Energy Economics*, 124: 106807, 8 2023. ISSN 0140-9883. doi: 10.1016/J.ENERCO.2023.106807. URL <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0140988323003055>.
12. Robert J Barro and Xavier Sala i Martin. Convergence. *Journal of political Economy*, 100: 223–251, 1992.
13. R E Baxter and R Rees. Analysis of the industrial demand for electricity. *The Economic Journal*, 78: 277–298, 6 1968. ISSN 0013-0133. doi: 10.2307/2229464. URL <https://doi.org/10.2307/2229464>.

14. A R Bell. Industrial electricity consumption—an example of an intermediate good. *The Journal of Industrial Economics*, 21: 95–109, 1973. ISSN 00221821, 14676451. URL <http://www.jstor.org/stable/2098130>.
15. Mita Bhattacharya, John Nkwoma Inekwe, Perry Sadorsky, and Anjan Saha. Convergence of energy productivity across indian states and territories. *Energy Economics*, 74: 427–440, 2018. ISSN 0140-9883. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.07.002>. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988318302470>.
16. Mita Bhattacharya, John Nkwoma Inekwe, and Perry Sadorsky. Convergence of energy productivity in australian states and territories: Determinants and forecasts. *Energy Economics*, 85: 104538, 2020. ISSN 0140-9883. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104538>. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988319303330>.
17. Zsuzsanna Csereklyei and David I Stern. Global energy use: Decoupling or convergence? *Energy Economics*, 51: 633–641, 9 2015. doi: 10.1016/j.eneco.2015.08.029. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988315002558>.
18. Firouz Fallahi. Stochastic convergence in per capita energy use in world. *Energy Economics*, 65: 228–239, 6 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2017.04.029. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988317301366>.
19. Lior Gallo. A long-term forecast of electricity demand in Israel. Bank of Israel, Research Department, 2017. <https://www.boi.org.il/media/pvknopw3/dp201713e.pdf>
20. P.Fernández Gonz´alez and R.P´erez Su´arez. Decomposing the variation of aggregate electricity intensity in spanish industry. *Energy*, 28: 171–184, 2003. ISSN 0360-5442. doi: [https://doi.org/10.1016/S0360-5442\(02\)00086-5](https://doi.org/10.1016/S0360-5442(02)00086-5). URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0360544202000865>.
21. G A Hankinson and J M W Rhys. Electricity consumption, electricity intensity and industrial structure. *Energy Economics*, 5: 146–152, 1983. ISSN 0140-9883. doi: [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(83\)90054-3](https://doi.org/10.1016/0140-9883(83)90054-3). URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0140988383900543>.
22. Bruce E Hansen. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68: 575–603, 2000.
23. Yu Hao and Hui Peng. On the convergence in china’s provincial per capita energy consumption: New evidence from a spatial econometric analysis. *Energy Economics*, 68: 31, 10 2017. URL <https://search.proquest.com/docview/1999629379>.
24. MJ Herrerias, Carlos Aller, and Javier Ordóñez. Residential energy consumption: A convergence analysis across chinese regions. *Energy Economics*, 62: 371–381, 2 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2016.06.006. URL <https://search.proquest.com/docview/1885218933>.

25. Maria Jesus Herrerias and Gordon Liu. Electricity intensity across chinese provinces: New evidence on convergence and threshold effects. *Energy Economics*, 36: 268–276, 2013.
26. IEA. World energy investment 2023, 2023. URL <https://www.iea.org/reports/world-energy-investment-2023>.
27. George Kapetanios, Yongcheol Shin, and Andy Snell. Testing for a unit root in the nonlinear star framework. *Journal of econometrics*, 112: 359–379, 2003.
28. Amin Karimu, Runar Brannlund, Tommy Lundgren, and Patrik Soderholm. Energy intensity and convergence in swedish industry: A combined econometric and decomposition analysis. *Energy Economics*, 62: 347–356, 2 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2016.07.017. URL <https://search.proquest.com/docview/1885225196>.
29. Young Se Kim. Electricity consumption and economic development: Are countries converging to a common trend? *Energy Economics*, 49: 192–202, 6 2015. doi: 10.1016/j.eneco.2015.02.001. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988315000298>.
30. Thai-Ha Le, Youngho Chang, and Donghyun Park. Energy demand convergence in apec: An empirical analysis. *Energy Economics*, 65: 32–41, 6 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2017.04.013. URL <https://search.proquest.com/docview/1944562554>.
31. Junsoo Lee and Mark C Strazicich. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85: 1082–1089, 2003. ISSN 00346535, 15309142. URL <http://www.jstor.org/stable/3211829>.
32. Brantley Liddle. Electricity intensity convergence in ieaoecd countries: Aggregate and sectoral analysis. *Energy Policy*, 37: 1470–1478, 2009. doi: 10.1016/j.enpol.2008.12.006. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421508007453>.
33. X Q Liu, B W Ang, and H L Ong. The application of the divisia index to the decomposition of changes in industrial energy consumption. *The Energy Journal*, 13: 161–177, 1992. ISSN 01956574, 19449089. URL <http://www.jstor.org/stable/41322473>.
34. Adolfo Maza and Jos'e Villaverde. The world per capita electricity consumption distribution: Signs of convergence? *Energy Policy*, 36: 4255–4261, 2008. doi: 10.1016/j.enpol.2008.07.036. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421508003923>.
35. Asami Miketa and Peter Mulder. Energy productivity across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors: Patterns of growth and convergence. *Energy Economics*, 27: 429–453, 2005. doi: 10.1016/j.eneco.2005.01.004. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988305000058>.

36. Vinod Mishra and Russell Smyth. Conditional convergence in australia's energy consumption at the sector level. *Energy Economics*, 62: 396–403, 2 2017. doi: 10.1016/j.eneco.2016.07.009. URL <https://search.proquest.com/docview/1885224921>.
37. Hassan Mohammadi and Rati Ram. Cross-country convergence in energy and electricity consumption, 1971-2007. *Energy Economics*, 34: 1882–1887, 6 2012. doi: 10.1016/j.eneco.2012.08.001. URL <https://search.proquest.com/docview/1112788116>.
38. Peter Mulder and Henri L.F. de Groot. Structural change and convergence of energy intensity across oecd countries, 1970-2005. *Energy Economics*, 2012. ISSN 01409883. doi: 10.1016/j.eneco.2012.07.023.
39. Mauro Mussini. Inequality and convergence in energy intensity in the european union. *Applied Energy*, 261: 114371, 3 2020. ISSN 0306-2619. doi: 10.1016/J.APENERGY.2019.114371.
40. OECD. Environment at a Glance Indicators. Organisation for Economic Co-operation and Development, 3 2023. doi: 10.1787/ac4b8b89-en.
41. Peter C B Phillips and Donggyu Sul. Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75: 1771–1855, 2007.
42. Diego Romero-Ávila and Tolga Omay. Convergence of per capita energy consumption around the world: New evidence from nonlinear panel unit root tests. *Energy Economics*, 111, 2022. ISSN 01409883. doi: 10.1016/j.eneco.2022.106062.
43. Mihaela Simionescu. Stochastic convergence in per capita energy use in the eu-15 countries. the role of economic growth. *Applied Energy*, 322: 119489, 9 2022. ISSN 0306-2619. doi: 10.1016/J.APENERGY.2022.119489.
44. Huseyin Tastan and Hakan Yıldız. Club convergence analysis of city-level electricity consumption in turkey. *Energy*, 265: 126295, 2023. ISSN 0360-5442. doi: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.126295>. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0360544222031814>.
45. Mateusz Tomal. A review of phillips-sul approach-based club convergence tests. *Journal of Economic Surveys*, n/a. doi: <https://doi.org/10.1111/joes.12563>. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/joes.12563>.
46. Andrea Vaona. The sclerosis of regional electricity intensities in italy: An aggregate and sectoral analysis. *Applied Energy*, 104: 880–889, 4 2013. ISSN 0306-2619. doi: 10.1016/J.APENERGY.2012.12.018.
47. Lars Wenzel and Andr e Wolf. Changing patterns of electricity usage in european manufacturing: A decomposition analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4, 2014. ISSN 21464553.
48. Wei-Kang Wong. Oecd convergence: A sectoral decomposition exercise. *Economics Letters*, 93: 210–214, 2006.
49. Andrew T Young, Matthew J Higgins, and Daniel Levy. Sigma convergence versus beta convergence: Evidence from us county-level data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40: 1083–1093, 2008.

נספחים

א. נספח נתונים

לצורך ביצוע ניתוח זה, אספנו נתונים ויצרנו קובץ נתוני פאנל עבור (36) מדינות ה-OECD הבאות: איטליה, איסלנד, אירלנד, אוסטריה, אוסטרליה, אסטוניה, ארצות הברית, בלגיה, גרמניה, דנמרק, הונגריה, הולנד, הממלכה המאוחדת, הרפובליקה הצ'כית, טורקיה, יוון, ישראל, יפן, לוקסמבורג, לטביה, ליטא, מקסיקו, נורבגיה, ניו זילנד, סלובניה, סלובקיה, ספרד, פולין, פורטוגל, פינלנד, צ'ילה, צרפת, קוריאה הדרומית, קנדה, שוודיה, שווייץ.

עבור כל אחת מהמדינות הנ"ל, אספנו נתונים על שישה ענפי כלכלה: חקלאות, כרייה וחציבה, ייצור, שירותים מסחריים, בנייה ותחבורה. בנוסף, כללנו צריכה לפי משקי בית וצריכה ברוטו.

רשימת הנתונים שנאספו:

1. צריכת החשמל ופירוט שלה לפי ענף במיליוני ואט-שעה, כפי שפורסמו על ידי UNSTATS. עבור השנים 1990-2017.
2. התמ"ג ופירוט שלו במחירים קבועים של 2010 בדולרים ארה"ב, כפי שפורסם על ידי מאגר הנתונים UNSTATS National Accounts Main Aggregates. עבור השנים 1970-2017.
3. תמ"ג לנפש במחירים נוכחיים – דולרים ארה"ב, כפי שפורסם על ידי חטיבת הסטטיסטיקה של האו"ם. עבור השנים 1970-2017.

A.0.1. מגבלות המקורות

קובץ הנתונים שלנו מוגבל במספר היבטים.

1. החלוקה של UNSTATS לענפים של צריכת חשמל לא הוקבלה לחלוקה של UNSTATS לענפים המרכיבים את תמ"ג המדינות (4 ISIC Rev). משכך, השתמשנו במסמך UNSTATS, "קווים מנחים לשאלון השנתי על סטטיסטיקות אנרגיה של חטיבת הסטטיסטיקה של האומות המאוחדות 2016" לצורך תאימות עם 4 ISIC Rev.

- סה"כ "Final energy consumption" (CL12)
- כרייה "Mining and quarrying" (CL1214e)
- בנייה "Construction" (CL1214i)
- משקי בית "Households" (CL1231)
- חקלאות "Agriculture, forestry and fishing" (CL1232)
- שירותים "Commerce and public services" (CL1235)
- ייצור לקחנו את "Manufacturing, Construction, and non-fuel mining industry" (CL121)
- בניכוי ענפי הכרייה (CL1214e) והבנייה (CL1214i).

2. כדי לקבל קובץ נתוני פאנל מאוזן עבור כל ענף, היה עלינו לוודא כי יש בידינו סדרה רציפה עבור כל מדינה בכל ענף משק. בשל כך, היה עלינו להסיר מקובץ הנתונים את המדינות הבאות בענפי המשק הבאים:

(א) בענפי החקלאות, הסרנו את המדינות הבאות:

- i. בלגיה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-1996
- ii. גרמניה, היעדר נתונים כלל
- iii. סלובניה, היעדר נתונים כלל
- iv. ארצות הברית, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2001

(ב) בענפי השירותים המסחריים, הסרנו את המדינות הבאות:

- i. לטביה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1998-2006
- ii. ליטא, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2006

(ג) בענף הבנייה, הסרנו את המדינות הבאות:

- i. סלובניה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1997-1999
- ii. קנדה, היעדר נתונים כלל
- iii. צ'ילה, היעדר נתונים כלל
- iv. גרמניה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 2003-2015
- v. יוון, בשל היעדר נתונים עבור 2015
- vi. ישראל, בשל היעדר נתונים עבור השנים 2013-2015
- vii. לטביה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2006
- viii. ליטא, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2006
- ix. לוקסמבורג, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-1999
- x. קוריאה הדרומית, היעדר נתונים כלל
- xi. סלובקיה, בשל היעדר נתונים עבור 1992
- xii. ארצות הברית, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2002

(ד) בענפי הכרייה, הסרנו את המדינות הבאות:

- i. לטביה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2006
- ii. ליטא, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2006
- iii. לוקסמבורג, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-1999
- iv. סלובקיה, בשל היעדר נתונים עבור 1990-1994

- v. סלובניה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-1996
- vi. שוודיה, נתונים חסרים עבור 2014
- vii. שוויץ, היעדר נתונים כלל
- viii. בריטניה, בשל היעדר נתונים עבור השנים 1990-2009
- (ה) איסלנד הוסרה מענף הייצור ומהסה"כ בשל שינויים דרמטיים במשק האיסלנדי, דיון נוסף במקרה האיסלנדי יובא בהמשך.
- (ו) טורקיה הוסרה מניתוח המחירים עקב אינפלציה נמוכה מאוד.

ב. נספח ניתוח

- לוח ב1 : השפעת היעילות על ההתכנסות – כל המדינות
- לוח ב2 : השפעה מבנית על ההתכנסות – כל המדינות
- לוח ב3 : השפעת היעילות על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות – מועדון 1
- לוח ב4 : השפעה מבנית על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות – מועדון 1
- לוח ב5 : השפעת היעילות על ההתכנסות – כל המדינות
- לוח ב6 : השפעה מבנית על ההתכנסות – כל המדינות
- לוח ב7 : השפעת היעילות על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות - מועדון 2
- לוח ב8 : השפעה מבנית על ההתכנסות תוך פיקוח על מחירי החשמל – כל המדינות - מועדון 2