

**האיתנות הפיננסית של המגזר העסקי הריאלי
וסיכוני האשראי במערכת הבנקאית בישראל**

ויצמן נגר*

סדרת מאמרים לדיון 2009.03
פברואר 2009

* חטיבת המחקר, בנק ישראל. <http://www.boi.gov.il>
ויצמן נגר wezmngar@boi.gov.il טלפון – 02-6552676.
אני מודה לנתן זוסמן, ליאיר חיים ולרוני פריש על הערותיהם המועילות לטיטות מוקדמות של
העבודה, וכן למשתתפים בסמינר מחלקת המחקר של בנק ישראל.
מילות מפתח: איתנות פיננסית, יציבות פיננסית, אינדיקטורים פיננסיים, המיגזר העסקי,
חובות בעייתיים במערכת הבנקאית, סיכוני אשראי, מינוף, נזילות, רווחיות.

הדעות המובאות במאמר זה אינן משקפות בהכרח את עמדת בנק ישראל

תקציר

העבודה בוחנת את השתקפות האיתנות הפיננסית של המגזר העסקי הריאלי (הלווים) במאזני המערכת הבנקאית (המלווים) בתקופה 1994-2007 באמצעות שלושה מודלים אקונומטריים – מודל של רמות, של משתנים סטציונריים וקואינטגרציה.

מהממצאים עולה כי חולשה במגזר העסקי באה לידי ביטוי, בפיגור מסוים, במצב החובות הבעייתיים בבנקים, ולכן אינדיקטורים להיחלשות המגזר העסקי יכולים לשמש איתות מקדים לעלייה בחובות אלה. הממצא המרכזי הוא שהמשתנה הדומיננטי בהסבר החובות הבעייתיים בבנקים הוא הרווחיות התפעולית של הפירמות במומנטים שונים – הממוצע, התנודתיות שלו והפיזור בין הפירמות – המסבירה לבדה 85% מהתנודות ביחס החובות הבעייתיים. מעניין שדווקא רווחיות זו, המשקפת את כושר הפירעון (solvency) ואת הפעילות הריאלית, היא המשפיעה העיקרית על סיכוני האשראי, ואילו מבנה המאזן של הפירמות, המיוצג על ידי אינדיקטורים פיננסיים אחרים – כדוגמת היחס השוטף (הנזילות) ויחס החוב להון (המינוף) – מסביר רק 5% מהתנודות ביחס החובות הבעייתיים של הבנקים. עוד נמצא כי התוצאות המתקבלות משימוש באינדיקטורים מהמגזר העסקי טובות מאלה המתקבלות מאינדיקטורים מקרו-כלכליים.

מודל המחקר את ההתפתחות ארוכת הטווח של החובות הבעייתיים מרמז כי בפתח המשבר העולמי הנוכחי – שהחל בארה"ב באמצע 2007 (סוף המדגם) – הבנקים בישראל עמידים יותר מאשר בתחילת השפל הקודם, של 2001-2002.

The financial strength of Israel's real business sector and the banking system credit risk

Weitzman Nagar

Abstract

This paper examines how the financial strength of the real business sector (the borrowers) is reflected by the balance sheets of the banking system (the lenders) in the period 1994–2007. Three econometric models are employed: one is a model of levels, one uses stationary variables, and the third, cointegration.

The results show that weakness of the business sector is reflected, after some delay, on the level of the banks' problem loans, so that indicators of such weakness can serve as early warning indicators of a rise in this level. The main finding is that the dominant variable in explaining banks' problem loans is operating profitability—viewed via different moments of the distribution, i.e., average, volatility, and variability among the businesses—which accounts for 85 percent of the fluctuations in the ratio of problem loans. It is interesting to note that it is this profitability, which reflects solvency and real activity, which has the greatest effect on credit risk, whereas the structure of companies' balance sheets, represented by other financial indicators such as the current ratio (liquidity) and the debt/capital ratio (leverage), explains only 5 percent of the fluctuations in the banks' ratios of problem loans. It was also found that the results obtained by using indicators from the business sector were better than those derived from macroeconomic indicators.

A model that traces the long-term development of problem loans suggests that at the outbreak of the current global crisis, which started in the US in the middle of 2007 (the end of this study's sample period), Israel's banks were more resilient than they were at the onset of the previous recession of 2001–02.

1. מבוא

מטרת עבודה זו היא לבחון אינדיקטורים שונים לאיתנותו של המגזר העסקי הריאלי בישראל, ובפרט – אם וכיצד האיתנות הפיננסית של מגזר זה משתקפת במערכת הבנקאית. המגזר העסקי לווה מהמערכת הפיננסית למימון הפעילות הריאלית, ולכן לחולשתו הפיננסית עלולות להיות השלכות על המערכת הפיננסית – המלווים. כך, למשל, הפסדים לא-צפויים (או ירידה ברווחים) של המגזר העסקי עלולים לממש את סיכוני האשראי, לשחוק את הון הבנקים, ובזאת להחליש את המערכת הבנקאית. לכן, אינדיקטורים מוצלחים המשקפים חולשה במגזר העסקי יכולים אולי לשקף את מצב החובות הרעים במערכת הבנקאית. לקשרים מסוג זה יש השלכות גם על היצע האשראי: חולשה פיננסית של המגזר העסקי, המגדילה את יחס החובות הבעייתיים במערכת הבנקאית משפיעה על מוכנות הבנקים להמשיך ולהלוות (צד ההיצע)¹, וכך על גישתן של פירמות לשוק האשראי ו/או על מחיר האשראי (Fischer 1933). לפגיעה בהיצע האשראי יש השפעות מקרו-כלכליות – ירידה בהשקעות, פגיעה ביעילות של הקצאת המקורות, ירידה בתוצר ועלייה באבטלה. חשיבות נוספת ומרכזית של המגזר העסקי בעתות משבר היא בהעברת זעזועים או העמקתם, בהיותו רכיב חשוב במנגנון התמסורת. מכאן הרלוונטיות של מגזר זה להערכת הפגיעות הפיננסיות ולאמצעי המדיניות שיש לנקוט לשם מניעת משברים פיננסיים.

היגיון זה הוא שהמריץ, בארץ ובעולם – ובפרט בקרן המטבע הבין-לאומית (IMF)² – חיפוש אינדיקטורים לאיתנות המגזר העסקי בעקבות המשבר האסיאתי שפרץ במחצית השנייה של שנות התשעים. ואולם, אינדיקטורים אלו טרם נבחנו אמפירית לגבי מדינה ספציפית בסדרה עתית.

בספרות מצויים שני זרמים עיקריים לבחינת כושר החיזוי של אינדיקטורים פיננסיים. זרם אחד – ה"מיקרו" – בוחן את האפשרות לחזות פשיטות רגל של פירמות על ידי שימוש באינדיקטורים מתוך הדוחות הפיננסיים של פירמות בודדות. ספרות רחבה זו של מודלים בינומיים-הסתברותיים קיימת זה כמה עשרות שנים, ומשמשת גם לצורך דירוגן של פירמות. אינדיקטורים מרכזיים שנמצאו מובהקים הם מתחומי המינוף, הרווחיות, הפעילות והנזילות, וכן משתני גודל וותק. עם זאת, ברשימה הארוכה של המחקרים בולט חוסר האחידות באינדיקטורים המיטיבים לייצג תחומים אלו (למשל את שיעור המינוף); מודלים אלו גם אינם נשענים על בסיס תאורטי מסודר (Altman and Saunders, 1998). הזרם השני בספרות, ה"מקרו" – שהחלוץ בו היה Fischer (1933), והוא זכה להתאיישות מחודשת משנות השמונים – עוסק במציאת אינדיקטורים מתוך משתני המקרו לשם חיזוי או הסבר של משברים פיננסיים.

רק מתחילת העשור הנוכחי נעשה שימוש באינדיקטורים פיננסיים אגרגטיביים מתוך הדוחות הפיננסיים של המגזר העסקי, בעיקר לשם הסבר תנודות במחזורי העסקים (התוצר). ואולם מודלים אלו הם אמפיריים, וגם להם אין מודל בסיס תיאורטי מסודר.

החסר במודלים תיאורטיים מסודרים והזיקה הרופפת של המודלים הקיימים לתיאוריה מעלים גם בעיות באמפיריקה: (1) יש קושי בזיהוי חולשה שאינה מסתיימת במשבר, שכן חולשה במערכת הפיננסית יכולה להימשך זמן רב בלי שתגיע עד משבר; ללא שוק אקסוגני נוסף, שהוא נדיר יחסית, לא יפרוץ משבר³. גם ההגדרה של משבר אינה חד-משמעית. נוסף על כך עולה שאלת מדיניות: האם לא להגיב על סימני חולשה כאשר המצב נראה לנו יציב, ואז להיות חשופים לאפשרות שהמצב לא היה יציב וחייב תגובה (type II error) – או להגיב על סימני חולשה בכל מקרה, ואז להיות חשופים לאפשרות שהמצב היה יציב, והתגובה הייתה מיותרת (type I error)? (2) למשבר בנקאי סיבות אפשריות רבות, ולעיתים הוא מתאפיין במקריות. לכן שאלה היא אם בכלל ניתן לחזות משבר כזה, ואם יש טעם לחפש אינדיקטורים מובילים. (3) כשאין מודל תיאורטי מסודר,

¹ ראו, למשל (Berger and De-Young (1997), שמצאו אמפירית כי בעקבות גידול של החובות הבעייתיים הבנקים מגבירים את הפיקוח על הלווים (monitoring).

² גם בבנק העולמי נעשו עבודות. ראו, למשל (Gray (1999).

³ ראו, למשל (2000), Bell and Pain. Rudiger Dornbush (1997) (www.bos.frb.org) הביא את הדוגמה של בניין הלוקה בחולשה הנדסית, אך מתמוטט רק במקרה של רעידת אדמה.

ומצויים משתנים מקריים – שאלה היא אם משתנים מסבירים מובהקים, שנתקבלו ממודלים אמפיריים, הם אכן אינדיקטורים מובילים, שיכולים לשמש לחיזוי – או שמא הם תוצאה של צירוף מקרים בלבד.

העבודה בוחנת אפוא מצבי חולשה, לא משברים, שכן מדובר במדינה אחת בלבד, וזאת בכפיפות למגבלה של העדר מודלים תיאורטיים. עם זאת מוצגת כאן מסגרת כלכלית האומרת כיצד אינדיקטורים פיננסיים משקפים את האיתנות הפיננסית של המגזר העסקי, יחד עם השערה שמצב זה צריך להתבטא בשלב כלשהו גם בבנקים.

בכיוון זה נעשו כמה עבודות אמפיריות, גם הן ללא זיקה למודל תיאורטי מסודר: (1) ב-IMF (2003) בחנו את השפעת המינוף הפיננסי במגזר העסקי על איכות הנכסים (האשראי) בבנקים באמצעות יחס החובות הרעים לסך האשראי. עבודה זו כללה נתוני פאנל של 47 מדינות. (2) Babihuga (2007) בחנה, בנתוני פאנל של 96 מדינות, את השפעתם של משתני מקרו על יחס החובות הרעים בבנקים. (3) Vlieghe (2001) בחן, לגבי אנגליה, את כושרם של אינדיקטורים מקרו-כלכליים, המשמשים קירוב למשתני ההוצאה והרווח של הפירמות, להסביר את יחס החברות פושטות הרגל. שהרבני (2004) עשה עבודה דומה לגבי ישראל, תוך שימוש בנתונים סטציונריים-אקונומטרית.

העבודה הנוכחית, העוסקת בישראל, בוחנת 23 אינדיקטורים פיננסיים מצרפיים מתחומי המינוף, הרווחיות, הנזילות, נטל החוב ומח"ם החוב של פירמות עסקיות ריאליות (צד ימין של המשוואה) מול מצרף של יחס החובות הרעים בבנקים כמשתנה התלוי (צד שמאל של המשוואה). כן נבדקת יכולת ההסבר של שבעה משתנים מקרו-כלכליים. מהבחינה האקונומטרית השאלה נבחנת בשלוש דרכים, כולן ב-OLS: הראשונה היא הרצה של משתני רמה – רובם לא-סטציונריים מהבחינה האקונומטרית, אך סטציונריים מהבחינה הכלכלית בטווח הארוך; הדרך השנייה היא הרצה של משתנים סטציונריים, שהם סטיות מהמחזור (פילטר HP); הדרך השלישית היא שיטת קואינטגרציה, המאפשרת הרצת משתנים לא-סטציונריים, במטרה למצוא את שיווי המשקל של הטווח הארוך ואת הסטייה ממנו בטווח הקצר – שיטה שיכולה לסייע בהחלטות מדיניות. מקור הנתונים לעבודה זו הוא הדוחות הכספיים של החברות הבורסאיות, בנתונים רבעוניים לתקופה 1994:q1-2007:q1 – כלומר סדרה מצומצמת של 41-53 תצפיות רבעוניות בלבד, וזוהי, כמובן, מגבלה.

מהממצאים עולה כי משתני המגזר העסקי מסבירים 90% מיחס החובות הבעייתיים בבנקים, והמקדמים התקבלו בסימנים הצפויים. המשתנה הבולט שנמצא הוא הרווח התפעולי ביחס לנכסים (הרווחיות) במומנטים הבאים: הממוצע שלו, תנודתיותו על פני זמן ופיזורו בין הפירמות; אלה מסבירים 85% מהתנודתיות של יחס החובות הרעים בבנקים. המינוף והנזילות מוסיפים לכוח ההסבר רק 5%. המודל עם משתני מקרו הניב תוצאות פחות טובות. במשוואת הטווח הארוך נמצאו הרווחיות והריבית לטווח ארוך כבעלות קשר קואינטגרטיבי עם יחס החובות הרעים, וגם הנזילות ופיזור הרווחיות נמצאו כמשפיעות בטווח הארוך; לשינויים בחלק ממשתנים אלו ולמשתנים נוספים (כגון המינוף ומח"ם החוב) נמצא תפקיד רק בדינמיקה.

העבודה בנויה כלהלן: הפרק השני מציג את הספרות הרלוונטית. הפרק השלישי מציג את המסגרת הכלכלית. הנתונים מוצגים בפרק הרביעי, ובו גם כמה עובדות מסוגננות. הפרק החמישי מציג את המודלים האקונומטריים, והפרק השישי – את האמידה ותוצאותיה. שיטת קואינטגרציה לחיפוש קשרים של הטווח הארוך ודינמיקה של הטווח הקצר מוצגת בפרק השביעי. הפרק השמיני מסכם.

2. סקירת ספרות

בספרות הבוחנת קשרים וכושר ניבוי של אינדיקטורים מהמגזר העסקי ניתן להבחין בין שני זרמים עיקריים: הזרם הראשון עוסק בדירוג של חברות, והשני – במשברים פיננסיים, בפרט במשברי מטבע (לא במשברים בנקאיים). על דירוג חברות נכתבת ספרות זה עשרות שנים; לעומת זאת ההתעניינות בקשר שבין חולשת המאזן של המגזר העסקי לבין משברי מטבע – המוצאת ביטוי ב"דור השלישי" של הספרות על משברי מטבע – החלה רק בשנות ה-2000, והורחבה במשבר האסייתי. המודלים של ה"דור השני", מאמצע שנות התשעים, התייחסו למגזר העסקי באמצעות "ערוץ הביטחונות": ירידת ערכם של הנכסים המשמשים כביטחונות מניעה את הבנקים לדרוש

מהלווים החזרי אשראי; לשם כך הלווים נאלצים למכור נכסים אלו, תוך ירידת מחירים, וחוזר חלילה – מצב המגביר את התנודות במחזורי העסקים. עם זאת מודלים אלו עדיין לא כללו אינדיקטורים מהמגזר העסקי. הבחנה חשובה נוספת היא שהספרות העוסקת בדירוג חברות מתייחסת לנתונים מצד המיקרו, לחברות בודדות, ומשתני מקרו כמסבירים כמעט אינם משמשים בה; לעומתה הספרות העוסקת במשברים פיננסיים מתייחסת רק למשתני מקרו, וגם השילוב של אינדיקטורים מצד המגזר העסקי הוא בחתכי מקרו. זאת ועוד: הספרות בנושא של משברים פיננסיים נבחנה אמפירית בנתוני פאנל של מדינות שפרצו בהן משברים בשנות השמונים והתשעים, שכן לא ניתן לבחון נושא זה בסדרה עתית של מדינה אחת, עקב מיעוט התצפיות של משברים. נוסף על כך, רובה של הספרות, משני הזרמים, לא התייחסה לזיקה הישירה בין המגזר העסקי למגזר הבנקאי. להלן נרחיב בתיאור שני זרמים אלו של הספרות.

2.1 הזרם העוסק בדירוג חברות

המחקרים בנושא אינדיקטורים לאיתנות פיננסית של חברות ראשיתם עוד בשנות השישים של המאה הקודמת (ואף לפני כן). ספרות זו בחנה אינדיקטורים (יחסים פיננסיים שונים) מתוך הדוחות הכספיים של חברות כדי לנסות ולנבא כישלון עסקי, ובמהלך השנים התפתחו גם מודלים שונים לדירוג אשראי. רוב המחקרים בחנו אינדיקטורים בחברות פושטות רגל לעומת קבוצת השוואה של חברות איתנות, וחלק קטן יותר בחן את האינדיקטורים לגבי חברות בודדות מול נתוני הבנקים על הפרשותיהם לחובות מסופקים בגין אותן חברות. האינדיקטורים ששימשו במחקרים השונים הם מתחומי הפעילות, הרווחיות, המינוף, הנוזלות וגודל החברה; כל תחום כזה כולל מספר אינדיקטורים, שדרך מדידתם בעבודות השונות אינה אחידה. כך, למשל, המינוף נמדד בעבודות אחדות כיחס החוב להון ובאחרות כיחס החוב למאזן, והנוזלות נמדדה לעתים בהתייחס לבסיס הצבירות ולעתים בהתייחס למזומנים. הסברים אפשריים לאי האחידות בצורת המדידה נעוצים בשימוש במודלים שונים, בהבדלים בין מדינות שונות ותקופות שונות בתנאי השוק ובכללים החשבונאיים, ובגורמים שקשה לכמתם כגון ביטחונות – המשפיעים על חשיבותם היחסית של האינדיקטורים השונים. ביחסים פיננסיים קיימת גם מולטיקולניאריות רבה בין המשתנים, ולכן הכללה או השמטה של משתנים משפיעה אף היא על התוצאות. אין להוציא מכלל אפשרות גם את גורם המקריות, שכן הזיקה התיאורטית של המודלים האמפיריים חלשה (Altman and Saunders, 1998).

החלוצים בתחום זה היו (Tamari 1964), Beaver (1967) ו-Altman (1968). Beaver בחר בכל פעם ביחס פיננסי בודד כדי לחזות קשיים פיננסיים בחברות שפשטו רגל, ומסקנתו הייתה כי יחסים פיננסיים ונתונים חשבונאיים בכלל יכולים לחזות פשיטת רגל עד חמש שנים מראש, וכי יחס "יתרת המזומנים לסך החוב" הוא המנבא הטוב ביותר לכישלון עסקי⁴. מחקרים מאוחרים יותר בחנו מודלים שונים לדירוג אשראי והסתמכו על מספר יחסים פיננסיים, כולל התחשבות בקשרי הגומלין ביניהם⁵; במודלים אלו נמצא כי יחסי המינוף של החברה, רווחיותה ונוזלותה הם גורמי ההסבר העיקריים לאיתנותה.

Tamari (1964) השווה בין חברות כושלות לחברות איתנות בישראל על סמך 28 חברות שפשטו רגל בשנים 1960-1964, ומצא כי בחברות שפשטו רגל היה מדד הסיכון גבוה בהרבה מן הממוצע בשאר החברות במשך שנתיים לפני מועד הנפילה. הוא בחן את היחסים הפיננסיים הבאים, ולכל אחד מהם יחס משקל המשקף את חשיבותו: ההון העצמי לסך ההתחייבויות (המינוף), מגמת הרווח, היחס השוטף, ערך הייצור לערך המלאי, ערך המכירות לאשראי הלקוחות וערך הייצור להון החוזר.

Altman (1968), במודל חדש שפיתח (Z-score), בדק מדגם של 66 חברות תעשייתיות, אשר מחציתן פשטו רגל, תוך בחינה של 22 יחסים פיננסיים, ומצא שלחמישה מהם יש יכולת ניבוי של 95% מהמדגם וכוח הסבר

⁴ יחס זה הצליח לחזות 78% מפשיטות הרגל בשנה לפני האירוע ולנבא 95% מהמקרים שבהם נשמרה היציבות.

⁵ ראו: Deakin, E.B. (1972), Libby, R. (1975), Edmister, R.O. (1972), Scot, t.J. (1981), Casey, C and Bartczak, N. (1985).

שנשאר גבוה עד שלוש שנים לפני הנפילה. המשתנים המובהקים היו: יחס ההון החוזר לסך הנכסים (הנזילות), יחס הרווח הנצבר לסך הנכסים (הצבר ההון או כרית ההון), יחס הרווח התפעולי לנכסים (הרווחיות), המינוף, שנמדד על ידי יחס ערך השוק של המניות לערך החוב הכולל בספרים, ויחס המכירות לסך הנכסים (הפעילות או היכולת ליצור הכנסות). Altman et al. (1977) בחנו, במודל נוסף (ZETA), מדגם של 53 חברות פושטות רגל ומדגם מקביל של חברות יציבות; כושר הניבוי של המודל נמצא גבוה – 96% בשנה הקרובה ו-70% בטווח של חמש שנים. היחסים הפיננסיים הספציפיים שנמצאו מובהקים היו שונים מאשר במודל Z-score: הרווח התפעולי לנכסים; יציבות הרווחים, הנמדדת על פי סטיית התקן של הרווח התפעולי לנכסים; נטל הריבית, הנמדד על פי יחס הרווח התפעולי לסך הוצאות הריבית; הרווחיות המצטברת, הנמדדת על ידי הרווח הנצבר של החברה לסך הנכסים; היחס השוטף (הנזילות); המינוף, הנמדד על פי יחס ההון – בערכי שוק – לסך הנכסים; וגודל החברה. מודל זה הוסיף ונבחן בעבודות שונות, ונמצא כי כושר הניבוי שלו גבוה ויציב⁶. בשני העשורים האחרונים הוא הפך נפוץ לצורך הערכת אשראי. Altman and Narayanan (1997) מסכמים רשימה ארוכה של עבודות שנעשו במדינות שונות על פי מודלים אלו ומודלים נוספים. Altman and Saunders (1998) מסכמים את ארבעת המודלים הקיימים לדירוג חברות וטוענים כי זיקתם לתיאוריה היא חלשה.

המשותף למודלים אלו הוא, שהם נבחנו על סמך מדגם של פירמות בודדות – יחסים פיננסיים שונים כמשתנים המסבירים, מול פשיטות רגל של פירמות כמשתנה התלוי. הרוב הגדול של עבודות אלו התבסס רק על יחסים חשבונאיים, ללא משתנים מקרו-כלכליים. מודלים אלו מצאו של יחסים פיננסיים – בדרך כלל מתחום הרווחיות, המינוף והנזילות – יש כושר ניבוי, אולם אין הסכמה לגבי האינדיקטורים המיטיבים לייצג תחומים אלו.

עבודות נוספות מתחילת העשור הנוכחי, שנעשו ברובן בבנק המרכזי של אנגליה, ניסו לקשור בין המודלים לחיזוי פשיטות רגל של פירמות בודדות לבין יציבותה של המערכת הפיננסית. המודלים האקונומטריים שנבחנו הוסיפו, כמסבירים, גם משתנים מקרו-כלכליים, ולא רק אינדיקטורים פיננסיים מדוחות הפירמות. Bunn (2003) בחן את ההסתברות לפשיטת רגל של חברות (ציבוריות ואחרות) על ידי משתנים פיננסיים מתחומי הרווחיות, נטל הריבית, המינוף והנזילות, ומאפייני חברה – הגודל, הענף וקיומן של חברות בנות – בדומה לספרות שנסקרה לעיל, אך הוסיף גם משתנה מקרו של גידול התוצר. לאחר מציאת ההסתברויות הוא קשר בין תוצאות אלו לבין מדד לחיזוי הסיכון ליציבות הפיננסית על ידי אגרגציה של הנתונים שהתקבלו והשוואת משתנה של חוב-בסיכון (debt at risk)⁷ שהם יצרו לחוב-בסיכון של חברות שפשטו רגל בפועל; התוצאות שהתקבלו התאימו, בדרך כלל, במגמות, אך לא בכמויות. עבודה דומה, של Benito, Whitley and Young (2001), אמדה את השפעת האינדיקטורים למינוף ולרווחיות על ההסתברות לפשיטת רגל של חברות בורסאיות.

גם לגבי ישראל נעשו עבודות לחיזוי פשיטות רגל באמצעות יחסים פיננסיים. עבודתו החלוצית של תמרי (1964) כבר הוזכרה לעיל. שכמורוב (1991) התבסס על מדגם של 22 חברות ציבוריות, שבמחציתן הופסק המסחר במניותיהן כתוצאה מפשיטת רגל או פירוק בתקופה 1984-1985, ומצא יכולת ניבוי שבין 76%-ל-86% אחוזים שנתיים לפני מועד האירוע. היחסים הפיננסיים שנמצאו מובהקים היו: שיעור התשואה על חובות הלקוחות, יחס סך הנכסים לסך החוב, יחס החוב להון העצמי, יחס ממוצע ההון העצמי לממוצע חובות הלקוחות, ומשתנה נוסף שהוא פיתח, המייצג את דרגת היציבות היחסית.

⁶ Scott (1981) ניתח מספר מודלים אמפיריים בתחום ומצא כי למודל ZETA כוח הבחנה גדול מזה של מודלים אלטרנטיביים.

⁷ באגרגציה זו נעשתה סכימה של סך החוב בסיכון לכל פירמה. החוב בסיכון הוא תוצאה של הכפלת ההסתברות לפשיטת רגל של פירמה בגודל החוב שלה. מעבודה זו נמצא כי היקפי החובות הגדולים נמצאו בחברות עם הסתברות נמוכה לפשיטת רגל. זהו היפוכו של הממצא מעבודתם של Benito, Whitley and Young (2001) שבחנו 1,000 חברות בורסאיות (לעומת 12,000 חברות ציבוריות ופרטיות בעבודה של Bunn), שלחברות בעלות היקף חוב גדול הסתברות גדולה יותר לפשיטת רגל מאשר חברות קטנות. את הסתירה בממצאים ניתן לזקוף להבדלים במדגם ובמודל: Benito et al. בדקו רק את השפעת הרווחיות והמינוף על פשיטות הרגל.

אופק וורקר (1993) בחרו מדגם של 84 חברות ציבוריות, בשנים 1983-1990, שבמחציתן הופסק המסחר במניותיהן לתקופה ממושכת בגלל קשיים פיננסיים, והתבססו על נתונים נומינליים ומותאמים. בהשוואת היחסים הפיננסיים של החברות שבקשיים לאלה של החברות האיתנות נמצא כי לחברות שבקשיים היה יחס נזילות נמוך יותר, מינוף גבוה יותר ותשואה תפעולית נמוכה יותר ביחס לנכסים. כושר החיזוי של המודל היה 92% שנה לפני פשיטת הרגל, ו-85% שנתיים לפני פשיטת הרגל. היחסים הפיננסיים בעלי כושר הניבוי הגבוה ביותר היו: יחס עודף הנכסים השוטפים לסך הנכסים, יחס החוב לטווח ארוך להון העצמי (כולל עתודות), יחס החוב לזמן קצר לסך הנכסים, יחס המכירות לנכסים, יחס הוצאות המימון לנכסים ויחס הרווח התפעולי לסך הנכסים.

ויטנברג (2000) בחנה מודל לסיכון אשראי (credit scoring model). הייחוד של מחקרה היה שימוש ביחסים פיננסיים מתוך הדוחות הכספיים של החברות הציבוריות מול מידע על האשראי שהן קיבלו מהמערכת הבנקאית - **היקפו ואיכותו**. היא בחנה 82 חברות ציבוריות, שמחציתן לא עמדו בהתחייבויותיהן כלפי המערכת הבנקאית ומחציתן היו חברות איתנות – על פי 19 אינדיקטורים פיננסיים שונים מתחומי הרווחיות, הנזילות, המינוף והיעילות – ומצאה כי מדד סיכון המבוסס על יחסים פיננסיים⁸ עשוי להתריע על הסכנה של חדלות פירעון מספר שנים קודם להתרחשותו, ברמת דיוק של 75%.

רוטנברג והכט (2006) בחנו את הקשר שבין מחזורי העסקים במשק לבין היקף האשראי וסיכון האשראי בבנקאות הישראלית בדומה לויטנברג (2000). הם יצרו מדגם של 159 חברות ציבוריות המסתמך על הצלבה בין מידע על מצבן למידע על היקף האשראי שהן קיבלו מהמערכת הבנקאית ואיכותו (ממאגר הלווים הגדולים שבפיקוח על הבנקים בבנק ישראל), אולם הם הוסיפו גם משתנים המשקפים את התוצר ואת מחזורי העסקים⁹. נמצאו חמישה יחסים פיננסיים מובהקים: הפירמה תהיה יציבה יותר ככל שהיא גדולה יותר, בעלת תשואה-לנכסים גבוהה יותר (רווחיות), תזרים מזומנים (נזילות) גבוה יותר מהפעילות השוטפת, יחס קטן יותר של החוב לנכסים (מינוף) ויחס גדול יותר של המכירות לנכסים (פעילות). המובהקות החזקה ביותר הייתה של המינוף הפיננסי ושל גודל החברה, ואחריה – של הפעילות. משתנה המקרו של הפעילות המשקית נמצא מובהק (ככל שהוא גבוה יותר הסיכון של הפירמה קטן יותר), אך משתנה הדמה של המחזוריות הכלכלית לא נמצא מובהק.

2.2 הזרם העוסק במשברים פיננסיים

כחלק מלקחי המשבר באסיה, סימן Krugman (1999) את "הדור השלישי" של הספרות העוסקת במשברי מטבע בקשרו, לראשונה, בין משבר שער חליפין (התאמת החשבון השוטף) לבין המינוף הגבוה של המגזר העסקי. המודלים של שני הדורות הראשונים¹⁰ התמקדו בגורמים פונדמנטליים מקרו-כלכליים, אך אלו לא היוו בעיה במשבר האסייתי, ולכן גם לא הצליחו להסביר אותו¹¹. לעומת זאת, מבנה בעייתי של מאזן המגזר העסקי וחשיפות הבנקים אליו היו נפוצים במשבר האסייתי, ולימים התברר כי הם נמנו עם הגורמים המרכזיים למשבר, בפרט בקוריאה.

⁸ היחסים הפיננסיים שנמצאו מובהקים הם: יחס הרווח הנצבר לסך הנכסים, מדד יציבות הרווחים, הנמדדת על פי סטיית התקן של התשואה על הנכסים, והמינוף (יחס התחייבויות למאזן). גם גודל החברה נמצא מובהק: ככל שהחברה גדולה יותר היא נוטה להיות יציבה יותר.

⁹ בחינה זו לא הייתה מרכז העבודה, אלא נבחרה כחלופה נוספת למדידת סיכון האשראי הבנקאי, אשר בחלק הראשון של העבודה יוצגה על ידי שיעור האשראי הבעייתי בבנקים ושיעור ההפרשה לחובות מסופקים.

¹⁰ הספרות על משברים פיננסיים המיוחסת לדור הראשון (Krugman, 1979) התמקדה במשברי מטבע הערמים בגלל חוסר עקביות במדיניות הכלכלית ויצירת חוב ממשלתי גבוה, המובילים לדלדול הרוזבות, ובעקבותיו - למתקפה ספקולטיבית על שער החליפין. המודלים של "הדור השני" (Obstfeld, 1994) הדגישו את השילוב של חולשה בגורמים הבסיסיים (fundamentals) והעדר נחישות של הממשלה בתיקונם כדי למנוע משבר מטבע. מודלים מאוחרים יותר הכניסו גם בנקים, כדי לשקף נזילות וחוב במטבע חוץ (Golfjan and Valdas, 1995; Mishkin, 1997). להרחבה ראו למשל: Mulder et al. (2002), Flood and Marion (1999), Stone and Weeks (2001), Davis and Stone (2004).

¹¹ Kim & Stone (1999) PP.5 מסכמים את תמצית ההסברים העיקריים למשברים באסיה כפי שנמצאו אצל חוקרים שונים: זעזועים חיצוניים משותפים; זיקה ביחסי המסחר ובשווקים הפיננסיים; הדבקה של השווקים הפיננסיים; הידוק מוניטרי חזק מדי; אשראי בנקאי מקומי גבוה; סיכון פוליטי.

ספרות תיאורטית מוקדמת יותר בנושא משברים פיננסיים עסקה ב"מאיץ הפיננסי" (Fischer, 1933). היא אמנם כללה בהסבריה את הערך הנקי של הפירמה ומחירי הנכסים, אך זאת רק במשתנים מקרו-כלכליים, ולפיכך היא עדיין שייכת למודלים של משברי מטבע ובקשר של המדיניות המוניטרית למשברים אלו (Bernanke and Gertler, 1995; Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1996). ספרות זו התפתחה בשנות התשעים ל"ערוץ הביטחונות", והתייחסה למגזר העסקי בעיקר בהקשר של הבעיות הכרוכות בביטחונות שהפירמות העמידו כנגד האשראי: האינטראקציה שבין ערך הנכסים המשמשים כביטחונות לנגישות האשראי מגבירה את הזעזועים ומדביקה אותם גם למגזרים אחרים (Kiyotaki and Moore, 1997), או מגבירה את הנזלת ההון הפיזי שלהם במחירי חסר בגלל פחד מפשיטת רגל (Kim and Stone, 1999). הספרות עסקה גם ב"רוחב הפיננסי" של גישת הפירמות לאשראי (Davis, 2001). נמצא שככל שהשווקים הפיננסיים מפותחים יותר הם מאפשרים לפירמות גישה רחבה יותר, ובכך תורמים לאיתנות הפיננסית של פירמות גם בעתות של שפל במחזור הכלכלי, משבר בנקאי, או משבר בשווקים הפיננסיים.

ספרות הדור השלישי במשברי מטבע מתרכזת בשילוב שבין השווקים הפיננסיים למינוף יתר של המגזר העסקי בחוב המקומי ובחוב החיצוני: כאשר לפתע פוחתים זרמי ההון מחו"ל, עולה שער החליפין, וגדלה החשיפה למט"ח; גם ערכם של הביטחונות המקומיים קטן אז, למשל כתוצאה מעליית הריבית. כתוצאה מכך הלווים מתבקשים להחזיר את האשראי, והדבר מביא לצמצום הייצור ולצמצום השקעות חדשות ואף למכירת הון פיזי לצורך החזר האשראי – מה שגורם שוב לירידת ערך הביטחונות, וכך לסחרור. מכאן, שככל שמבנה המאזן "חלש" יותר, גדלה הפגיעות של המשק לזעזועים חיצוניים. במחקרים אחדים אכן נמצא קשר בין חולשת המאזן לבין ירידה תלולה בהשקעות ובתוצר (להלן).

הספרות האמפירית הנזכרת להלן מצאה כי אינדיקטורים מהמגזר העסקי – ולא רק משתני המקרו – מסבירים שינויים בתוצר, ובכך תורמים להסבר משברים. זאת אף על פי שהאינדיקטורים אשר נבחנו התייחסו למגזר העסקי (הריאלי) כולו ולא לחברות בודדות. Stone (2000) בחן את ההשפעה של משברים פיננסיים על התוצר דרך ערוץ המגזר העסקי, ומצא כי שיעור מינוף גבוה, לצד גורמים אחרים כגון פתיחות המשק ופתיחות יתר של שער החליפין, הם רלוונטיים להשפעה זו. (Stone & Weeks (2001) כללו, נוסף על אינדיקטורים למינוף (שנמדד על ידי יחס החוב להון ויחס החוב למאזן), גם את היחס השוטף, היחס המהיר ויחס ההון החוזר (working capital) לסך ההון, וזאת לצד משתני מקרו נוספים, כגון יחס היבוא לתוצר ו"הרוחב הפיננסי". הם מצאו שירידה בתוצר מתקשרת לאינדיקטורים מהדוחות הכספיים של המגזר העסקי – ובראשם נזילותו וכן המינוף שלו. Mulder, Perrelli and Rocha (2002) מצאו כי האינדיקטורים למינוף, המח"ם (יחס החוב לזמן קצר לסך החוב) והנזילות (ההון החוזר) משקפים את ההסתברות למשבר ואת עומק המשבר. אינדיקטורים נוספים שנבחנו היו הרווחיות ותזרים המזומנים, שלא נמצאו מובהקים, ומסקנתם של החוקרים הייתה כי משתני מלאי חשובים יותר ממשתני זרם לצורך ניבוי משברים. חוקרים אלו בחנו גם את ההשפעה של המגזר העסקי דרך הערוץ הבנקאי, קרי החשיפה של המגזר הבנקאי למגזר העסקי, ומצאו כי אף היא משקפת את ההסתברות למשבר ואת עומקו, נוסף על הערוץ הישיר של השפעת המגזר העסקי על התוצר.

(Davis and Stone (2004) בחנו את תגובת רכיבי התוצר למשברי מטבע ומשברי בנקים במדינות שונות, ומצאו ירידה חזקה של הביקושים הפרטיים המקומיים, ובפרט ירידה בהשקעות ובמלאים, אך גם כאן – עם הבדלים משמעותיים בין המדינות. כיוון שהשקעות ומלאים נוגעים בעיקר לצד המימון (התחייבויות) של הפירמות, הם בדקו אם מבנה המאזן הוא הגורם לשונות בין המדינות. נמצא כי שיעור המינוף (יחס החוב להון) תורם לירידה בתוצר (מקדם של -0.22). כן נמצאה השפעה חזקה יותר של שיעור המינוף על הסטייה של תרומות ההשקעות והמלאים לתוצר ממגמותיהן (-0.47 ו-0.42-) – בהתאמה – השפעה המצביעה על קשר בין מבנה המאזן של החברות לתגובה של משתנים ריאליים בזמן משבר. עם זאת, לא נמצא קשר בין הנזילות של הפירמות לירידה בתוצר, או בין המינוף הנמדד על ידי יחס החוב למאזן לבין ירידה בתוצר – תוצאה המלמדת, שוב, כי חשובה לא

רק בחירת התחום, אלא גם בחירת האינדיקטור המיטיב לייצג אותו. כמו כן לא נמצא קשר שלילי חזק בין יחס האשראי לתוצר לבין הירידה בתוצר, תוצאה המעידה על הבדלים בין משתני המקרו של המינוף למשתני המיקרו שלו.¹²

המאמרים שפורטו לעיל בחנו את התמסורת בין אינדיקטורים מהמגזר העסקי לבין משברים, שהתבטאו ונמדדו בירידה חריפה בתוצר. הייחוד של (2003) IMF לעומת המחקרים שנוכרו לעיל הוא בניסיון לבחון ישירות את תרומת האינדיקטורים מהמגזר העסקי להסבר קשיים במערכת הבנקאית. המאמר בחן את הקשר שבין המינוף של המגזר העסקי לבין איכות האשראי בבנקים, קשר שיוצג על ידי יחס החובות הרעים לסך האשראי. נמצא כי שיעור המינוף הוא אינדיקטור מוביל לחובות בעייתיים בבנקים, בפיגור של שנה (מקדם של 0.18), וכי גם התוצר העסקי הוא אינדיקטור מוביל, בפיגור של תקופה אחת (מקדם של -0.26). (ראו הרחבה להלן).

המאמרים דלעיל השתמשו כולם בנתוני פאנל של מדינות רבות, בדרך כלל תוך ציון מועדי המשברים במדינות השונות. המאמרים האמפיריים לא נבחנו במסגרת מודלים תיאורטיים מבניים מסודרים, שעדיין לא פותחו, אלא באמצעות משוואות אקונומטריות הבוחנות את קיום הקשרים. רבים ממודלים אלו נבחנו בשיטה של General to Specific Approach (GTSA), המתחילה במשתנים מסבירים רבים ומשמיטה בהדרגה את הבלתי מובהקים, או להפך – מתחילה במספר קטן ומוסיפה בהדרגה. ואולם, ריבוי האינדיקטורים המועמדים, מצד אחד, ומיעוט התצפיות, מהצד האחר, יצרו בעיות של מולטיקוליניאריות, חשש להשמטת משתנים חשובים, או הכללת משתנים לא רלוונטיים.¹³

Vlieghe (2001) חקר את פשיטות הרגל באנגליה בשנים 1975-1999 בנתונים רבעוניים. נקודת המוצא שלו הייתה שהרווחיות (התשואה לנכסים), התנודתיות ברווחיות והמינוף בפיצמות הם משתנים מסבירים; אולם במקום משתנים אלו הוא לקח רק משתני מקרו, בהם כאלה המשמשים קירוב למשתני המוצא: השכר ומחירי גורמי הייצור כגורמי רווחיות, יחס החוב לתוצר, ומשתנים נוספים – התוצר, האינפלציה, שיעורי הריבית הנומינליים והריאליים ומחירי הנדל"ן המשמשים לביטחונות. המשתנה התלוי היה מצרף של אחוז החברות הפושטות רגל מסך החברות. הוא מצא כי ריבוי פשיטות הרגל שנלווה לשפל של תחילת שנות התשעים נגרם כתוצאה מגידול המינוף; עם זאת, ההתאוששות היא בעיקר תוצאה של גורמי מקרו ולא שינוי במינוף. שהרבני (2005)¹⁴ חקר באופן דומה את השפעת משתנים מקרו-כלכליים, ובהם את השפעת יחס החוב לתוצר של המגזר העסקי הלא-פיננסי על שיעור פשיטות הרגל בישראל. יחס זה נמצא מובהק בפיגור של 8 ו-12 רבעים, עם מקדם מצטבר שלילי, בניגוד למצופה על פי התיאוריה.

מסקירה זו עולה כי טרם נבדק הקשר שבין אינדיקטורים מהמגזר העסקי לבין יחס החובות הרעים לסך האשראי במגזר הבנקאי **בסדרה עתית במדינה אחת ובנתונים אגרסיביים**. העבודה הנוכחית בודקת את הקשר שבין אינדיקטורים אגרסיביים של המגזר העסקי לבין יחס החובות הרעים לסך האשראי במגזר הבנקאי, ברוח (2003) IMF ו-Babihuga (2007)¹⁵ – אולם זאת בסדרה עתית של מדינה אחת, ברוח (2001) Vlieghe¹⁶.

עבודה זו מבטאת אפוא מעין שילוב שבין גישת המודלים לדירוג אשראי לבין הספרות האמפירית על משברים פיננסיים: היא בוחנת אינדיקטורים מהמגזר העסקי ובמדינה אחת בלבד – בדומה לספרות על דירוג אשראי; היא משתמשת בנתונים של כלל המגזר העסקי ולא של פירמות בודדות, בדומה לספרות האמפירית של משברים

¹² נמצא מעניין נוסף הוא היתרון של שווקים אלטרנטיביים לאשראי ("רוחב פיננסי"): נמצא כי במקרה של משבר בנקאי, האשראי הבנקאי קטן (בשיעור של 0.6% במדינות המתועשות ובשיעור של 4.3% במתעוררות), אך הנפקת אג"ח (ביחס לתוצר) דווקא גדלה בשיעור של 0.3% במדינות המתועשות ובמתעוררות כאחד.

¹³ הרחבה בנקודה זו ראו אצל Stone & Weeks (2001), המביאים גם ספרות נוספת בנושא זה.

¹⁴ שהרבני (2004) בדק זאת במשתנים סטטיסטיים מהבחנה האקונומטרית; לעומתו בחן זאת Vlieghe (2001) במשתנים לא סטטיסטיים, בשיטת קואינטגרציה.

¹⁵ הם השתמשו בנתוני פאנל של 47 מדינות שהתרחשו בהן אירועים משבריים.

¹⁶ אצלו המשתנים המסבירים הם נתוני החשבונאות הלאומית, כקירוב לאינדיקטורים מהמגזר העסקי, והמשתנה התלוי הוא יחס פשיטות הרגל.

פיננסיים, אך המשתנה התלוי בה אינו אירועים משבריים (שהם נדירים יחסית) אלא סדרה עתית של החובות הרעים בבנקים.

3. המסגרת הכלכלית

מטרתה של המסגרת הכלכלית דלהלן היא להראות כיצד יחסים פיננסיים יכולים להשתלב בניתוח ההסתברות לפשיטת רגל, ומהם המשתנים הרלוונטיים. זוהי גירסה פשוטה ואינטואיטיבית של מודל שבו השתמשו Wadhvani (1986) ואחרים¹⁷. ההנחה היא שפירמה פושטת רגל כאשר הערך שלה שלילי:

$$(1) \pi + S < 0$$

כאשר π הוא הרווח, ו- S הוא ערך המניות ללא הרווח שמקיים:

$$(2) S = A - D$$

כאשר A הוא סך הנכסים, ו- D הוא חובות הפירמה. בגישה זו ערך המניות נמדד לפי הערך בספרים, אך ניתן להשתמש גם בגירסה של ערך השוק, שבה הרווח גלום כרווח הצפוי. נציין כי מצב זה מניח שגישתה של הפירמה לשוק ההון אינה מוגבלת, והיא יכולה ללוות כל עוד הערך הנקי שלה חיובי¹⁸; המשמעות היא שבגבול D מתמחר כל הזמן.

אם π הוא משתנה מקרי עם תוחלת μ_π ושונות σ_π , אזי פונקציית ההסתברות המצטברת $F(\cdot)$ לפשיטת רגל תהיה:

$$(3) F\left[\frac{-(\mu_\pi + S)}{\sigma_\pi}\right]$$

ובמילים: ההסתברות המצטברת לפשיטת רגל קטנה ככל שהרווחים והון המניות גדולים יותר, וככל שיציבות הרווח גדולה יותר; הפסדים שוחקים את הון המניות עד לחיסול מלא של ערך הפירמה.

כעת נוכל לנרמל את המשתנים בסך המאזן A , ונקבל: $\frac{\mu_\pi}{A}$, המייצג רווחיות, או $\frac{S}{A}$ או המשלים שלו $1 - \frac{S}{A}$, המייצגים מינוף בצורות שונות, וכן $\sigma_{\pi/A}$, המייצג את יציבות הרווחיות (או התנודתיות). מכאן עולה כי הרווחיות, שונות הרווח והמינוף הם משתנים חשובים במדידת איתנות הפירמה. השאלה היא כיצד מודדים אותם, שכן נוכל לנרמל את המשתנים בכל משתנה אחר, למשל במכירות, וכך נקבל יחסים פיננסיים שונים. לכן, בבדיקות האמפיריות יש לחפש את המדידה המתאימה מבין סט של אינדיקטורים המייצגים, למשל, רווחיות ומינוף.

את הרווח לפני מס ניתן לתאר בצורה הבאה:

$$(4) \pi = pY - wL - qM - rD$$

כאשר pY הוא סך התקבולים ממכירות (Y הוא הכמות ו- p הוא המחיר ליחידה), wL הוא סך הוצאות השכר, qM הוא סך ההוצאות עבור חומרי גלם, ו- rD הוא סך תשלומי הריבית על החוב. מכאן שגם הגורמים הקובעים את הרווח יכולים להיות משתנים רלוונטיים. מהדוחות הכספיים של הפירמות נוכל להגדיר את שלושת הגורמים הראשונים כרווח שלפני הוצאות הריבית (הרווח התפעולי) π_o :

$$(4') \pi = \pi_o - rD$$

כאשר הריבית גדלה, הרווח לפני מס קטן (כשיתר הדברים קבועים), וכן קטן הרווח כשגדל החוב.

¹⁷ ראו Wadhvani (1986) שבחן את השפעת האינפלציה על יחס פשיטות הרגל, ובשיטה דומה השתמשו Hudson (1986), Davis (1987) ו-Davis (1992), שהשתמשו בשיטת הקואינטגרציה, Vlieghe (2001) ושהרבי (2005).
¹⁸ אם קיימת מגבלה, ערך המניות S במשוואה (1) מתחלף בערך הנכסים למכירה מהירה K , $(K < S)$ ונקבל את התנאי הבא לפשיטת רגל: $(1') \pi + K < 0$.

המשתנים עד כאן מתארים את יכולת הקיום הבסיסית של הפירמה (solvency), כלומר עד כמה היא רווחית. גורם רלוונטי נוסף הוא הנזילות (או סיכוני הנזילות). בתיאור עד כאן ההנחה היא שגישתה של הפירמה לשוק ההון אינה מוגבלת, ולכן מידת הנזילות של הרווח אינה משפיעה. במקרה שיש הגבלה, האינדיקטורים לנזילות של הפירמה, כגון היחס השוטף ומשך החיים הממוצע של החוב (המח"ם), נעשים רלוונטיים. מטבע הדברים, לחברות ציבוריות הגישה אל שוק ההון גדולה יותר, בפרט כשיש להן גישה גם לשוקי ההון בחו"ל (אם הן יצואניות או יבואניות), ולכן ההנחה היא שבחברות פרטיות, לא ציבוריות, ובחברות קטנות גורם הנזילות משמעותי יותר מאשר בגדולות. (ראו גם ריבון, 2006).

האמור עד כאן מבטא את המסגרת הכלכלית של האינדיקטורים לפעילות, למינוף, לרווחיות, ולנזילות כמסבירים אפשריים לאיתנות הפיננסית של פירמה. אולם גורם חשוב נוסף שיש להתייחס אליו הוא הפיזור בין הפירמות, וזאת מכמה סיבות: (א) הצד התיאורטי – עקרונות מודל Capital Assets Pricing Model - CAPM של פיזור תיק ההשקעות. עיקרון זה יפה גם לבנק כמלווה: ככל שהפיזור גדול יותר (ובהנחה שיש גם מיתאם שלילי בין רווחי הפירמות הללו), למשל בענפים שונים, הסיכון קטן יותר. (ב) הצד המעשי – עקרון הפיזור בא לידי ביטוי בהוראות הרגולטוריות המחייבות פיזור ענפי, וסביר להניח שהבנק מאמץ עיקרון זה. (ג) הנתונים – באגרגציה של כל הפירמות, כמו בעבודה זו, כשהנתונים הם למעשה ממוצע משוקלל בגודל הפירמה (ההלוואה), הקשרים אמורים להיחלש. כך, למשל, אגרגציה של חברה גדולה ואיתנה יחד עם חברה קטנה ורעועה עלולה לטשטש את מצבה של החברה הקטנה מצד המשתנה המסביר; אולם מצבה של החברה הקטנה בא לידי ביטוי בחובות הבעייתיים, שהוא המשתנה התלוי בעבודה זו.

מסיבות אלו הוספתי לכל תצפית גם משתנה פיזור של הרווחיות התפעולית (הרווח התפעולי ביחס לנכסים בין כל הפירמות במדגם (כ-500), על ידי חישוב סטיית התקן של הרווחיות התפעולית בין כל הפירמות, כאשר לכל הפירמות ניתן משקל זהה. אנו מצפים לקשר שלילי בין הפיזור לחובות הבעייתיים: ככל שהפיזור גדול יותר, החובות הבעייתיים יהיו קטנים יותר. נעשה שימוש גם ברווחיות הממוצעת הפשוטה (שאינה משוקללת בגודל הפירמה), כדי לתת ביטוי גם לחברות הקטנות.

משוואה (4) מאפשרת לנו לעבור מנתוני מיקרו של הפירמות לנתונים מקרו-כלכליים מהחשבונאות הלאומית: הריבית במשק (המפורשת בשני המקרים – של הפירמה הבודדת ובמקרו); שכר העבודה והרווח, הבאים לידי ביטוי בתוצר; והמחירים המקומיים (האינפלציה) ושער החליפין, המתבטאים בתקבולים מהמכירות ובמחירי חומרי הגלם. כך משתנים אלו יכולים להיות רלוונטיים כמשתנים מסבירים. עם זאת, גם לנתוני המקרו יש חולשה בהסבר איתנות של פירמות, יחסית לנתוני המיקרו, בהיותם "עקיפים" וכוללים גורמים נוספים, שלא כמדידה הישירה מתוך הדוחות הכספיים: כך, למשל, נתוני המקרו (מהחשבונאות הלאומית) כוללים גם את המגזר הפיננסי, בעוד שנתוני המיקרו בעבודה זו כוללים רק את המגזר הריאלי; גם שיטות המדידה שונות; לדוגמה: הפחת בחשבונאות הלאומית שונה מהפחת בדוחות הכספיים, ולכן גם הרווח שונה. מתקבל אפוא שמול החולשה באגרגציה של פירמות בודדות יש גם בנתוני המקרו חולשה, ולכן קשה לנבא אילו מהם ייטיבו להסביר את המשתנה התלוי – יחס החובות הרעים בבנקים. שאלה נוספת היא לגבי הרלוונטיות של המשתנים הנומינליים מול הריאליים. כך, למשל, אם עליית המחירים היא כללית (המחירים המקומיים, השכר, שער החליפין והנכסים עולים באותו שיעור), והריבית הנומינלית מתעדכנת אף היא – אזי לכל השינויים לא תהיה השפעה ריאלית; לעומת זאת, אם הריבית הנומינלית היא קבועה יחסית, תהיה לכך השפעה על הרווח. מלבד זאת, כיוון שבמציאות המחירים המקומיים, שער החליפין והשכר אינם מתעדכנים סימולטנית בטווח הקצר, תיתכן משמעות גם לריבית הריאלית. המסקנה היא שבמשתנים המסבירים יש להציב גם את המשתנים הנומינליים וגם את הריאליים.

4. הנתונים

מקור הנתונים על המגזר העסקי הריאלי הוא נתוני החברות הבורסאיות לתקופה 1994:q1–2007:q1, בנתונים רבעוניים מנוכי עונתיות, ובסך הכול 53 תצפיות. עם זאת, כפי שנראה להלן, במגזר הבנקאי הנתונים מתחילים מהתקופה 1997:q1, כך שמספר התצפיות האפקטיבי הוא בדרך כלל 41. הנתונים מתייחסים לממוצע של שלושה ענפים מהמגזר העסקי – התעשייה, המסחר והשירותים והנדל"ן (ואינם כוללים חברות החזקה, נפט וכמובן חברות פיננסיות). על פי אומדנים שונים, חלקם של שלושת הענפים האלה בתוצר העסקי הלא-פיננסי משמעותי – כ-55% – ועם זאת יש מאפיינים המבדילים אותם מיתר המגזר העסקי הלא-בורסאי: (א) גישתן של החברות לשוק האשראי רחבה יותר. (ב) החברות, בדרך כלל, גדולות יותר. שני מאפיינים אלו עלולים להחליש את הקשר של החברות האמורות למערכת הבנקאית, משום שלרשותן עומד גם אשראי חוץ-בנקאי, כוח המיקוח שלהן רב יותר, ולכן יש להניח שהתנהגות המלווים כלפיהן, גם בעתות שפל, נינוחה יותר מאשר כלפי המגזר החוץ-בורסאי; על כך מצביעות עבודות רבות בנושא דירוג חברות, שבהן משתנה גודל החברה היה משמעותי¹⁹. מפני קיומם של מאפיינים אלו ניתן לצפות שכוחם של האינדיקטורים למינוף ולנזילות בהסבר החובות הרעים בבנקים ייחלש. מאפיין נוסף העלול להחליש את הקשר בין האינדיקטורים לבין המערכת הבנקאית הוא האגרציה של כלל נתוני המגזר העסקי בעבודתנו: כך, חברות עם אינדיקטורים חלשים, בפרט אם הן קטנות, עלולות להיבלע בנתוני החברות האיתנות הגדולות.

אשר למגזר הבנקאי: המשתנה של יחס החובות הרעים לסך האשראי הבנקאי נלקח במונה כיתרת החובות הבעייתיים לפני ההפרשה לחובות מסופקים, ולגבי הפעילות בישראל בלבד²⁰. התקופה קצרה אף יותר מזו של סדרת נתוני המגזר העסקי – משנת 1997 ועד הרביע הראשון של 2007, 41 תצפיות בלבד. מדובר אפוא בתקופה כוללת של 10 שנים, שבה היו 2-1 מחזורי עסקים בלבד (משיא לשיא).

כמחצית מיתרת החובות הבעייתיים היא הסעיף של "חוב בהשגחה מיוחדת", שאינו בהכרח רע, אלא משקף גישה של זהירות ושמרנות²¹. (ההפרשה הספציפית בגין סעיף זה היא 1%). מתקבל אפוא כי הסדרה אינה מייצגת רק חובות רעים – כלומר חובות שאינם נפרעים בפועל, אלא גם חובות שיש להם פוטנציאל לאי פירעון, אך לעת עתה הם נפרעים. חוב מוגדר כרע אם במשך 90 יום (3 חודשים) לא שולמו החזריו (הקרה והריבית), אולם מכאן ואילך סיווג החוב נתון לשיקול דעתו של הבנק. כך, למשל, אם החוב-בפיגור סווג כזמני, נדרשת בגינו הפרשה (כללית) בשיעור של 2%; לעומת זאת, אם החוב-בפיגור סווג כקבוע, הוא הופך לחוב שאינו נושא הכנסה, שבגינו נדרשת הפרשה ספציפית בשיעור של 4%²². (לאחר ההבחנה לעיל, נשתמש בהמשך במושגים חובות בעייתיים או חובות רעים, לחילופין.)

רוב המשתנים אינם סטציונריים מהבחינה הסטטיסטית (מבחני DF); עם זאת, הם אינם מתבדרים, כפי שמראות קבוצות איורים א' ו-ב', כלומר הם סטציונריים במהות הכלכלית של הטווח הארוך. (הגדרות המשתנים מובאות בלוח 1 בנספח). לכן, באמידת הקשרים אשתמש בשלוש שיטות, המשקפות גישות אקונומטריות שונות לשאלת הסטציונריות.

השיטה הראשונה של המודלים מוצגת בטבלאות 1, 2 ו-3; הם הרצה של משתנים שאינם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית. ההרצה תהיה ברמות, על פי הגישה שהם סטציונריים במהות הכלכלית של הטווח הארוך. כך, למשל, אין סיבה לחשוב שהמשתנה של התשואה לנכסים, או יחס החוב לזמן קצר לחוב לזמן ארוך, יילכו ויתבדרו על פני זמן, וכן גם שער החליפין הריאלי, האינפלציה, הריבית ועוד. בכל זאת, שני משתנים הם יוצאי דופן: באשראי הייתה העמקה על פני זמן, ולכן שיעור המינוף גדל; ורמת התוצר אף הוא גדלה על פני זמן.

¹⁹ ראו למשל Altman et al. (1977) וכן רוטנברג והכט (2006).

²⁰ משמע שעקרונות הנתונים כוללים גם תושבי חוץ הפועלים בארץ, ולא רק לווים ישראלים בארץ; אך סכומים אלו אינם משמעותיים.

²¹ בידודם של חובות בהשגחה מיוחדת אפשרי רק משנת 2002; בגלל מיעוט התצפיות מאז לא בודדתי אותם.

²² קיימות קטגוריות נוספות והן: חוב שאורגן מחדש אשר בגינו יש הפרשה בת 3%; חובות שנקבעו כמסופקים בחלקם וחובות שנקבעו כמסופקים במלואם אשר בגינם מתבצעת הפרשה במלוא הסכום שהוכר כמסופק.

לכן, שני משתנים אלו הוגדרו כסטייה מהמחזוריות באמצעות פילטר HP (Hodrick-Prescott Filter)²³, ובכך הם סטציונריים אקונומטריים. השיטה השנייה של המודלים מוצגת בטבלאות 1א', 2א' ו-3א'; הם הרצה של משתנים סטציונריים, לאחר שעברו פילטר HP והוגדרו כסטייה מהמחזוריות (cycle) שלהם, וניתן לזהותם על פי הסימון hp בטבלאות המוצגות. שיטה זו מאמצת את הגישה המדגישה את הצורך בסטציונריות אקונומטרית, למי שלא מסכים עם העיקרון המנחה בשיטה הראשונה. עם זאת חשוב לציין כי בשיטה הראשונה המבחן הוא על רמת המחזוריות בין המשתנים, בעוד שבשיטה השנייה המבחן הוא על סטייה מהמחזוריות בין המשתנים. השיטה השלישית, המוצגת בטבלה 5, משתמשת בכלי הקואינטגרציה כדי למצוא את המשתנים הקואינטגרטיביים. היתרונות בשיטה זו הם: (א) ניתן להריץ בה גם משתנים שאינם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית. (ב) השיטה עוזרת להשוות את רמת החובות הבעייתיים לרמת הטווח הארוך שלהם, ובכך לשמש לצורכי מדיניות. בשיטה זו נוכל להפריד בין הקשרים של הטווח הארוך לבין ההשפעות של הטווח הקצר. כן תוכל הרצה זו לעזור לנו לבקר ולבדוק את תוקפם של ממצאי שני המודלים הראשונים.

בכל המודלים נחפש את האינדיקטורים המובהקים בהסבר יחס החובות הבעייתיים בבנקים לסך האשראי. זאת מתוך קבוצה של אינדיקטורים, אשר משתלבים עם המסגרת הכלכלית שתוארה לעיל ועם הספרות האמפירית בנושאים של משברים פיננסיים, שבה אין מודלים תיאורטיים מסודרים ומוסכמים. לפנינו 23 משתנים מסבירים מהמגזר העסקי ו-7 משתני מקרו, לעומת 46 תצפיות בלבד; לא ניתן אפוא להריץ את כולם בבת אחת, מפני החסר בדרגות חופש. לכן, שיטה נפוצה במקרים כאלה היא להריץ מודלים אקונומטריים בשיטת General to Specific Method – GSTA: מריצים סט של משתנים מסבירים ורואים איזה מהם "תופס"²⁴, ובהדרגה משמיטים את המשתנים הלא מובהקים. בעבודה זו כל משתנה הורץ עם עד 10 פיגורים (בדרך כלל), ממנו הושמטו בהדרגה הפיגורים הלא מובהקים, ובאותה שיטה הוסף המשתנה הבא. עם זאת יש להביא בחשבון את בעיית המולטיקוליניאריות עקב ריבוי האינדיקטורים המועמדים – ומה עוד, שבחלק מהם יש גורם משותף במונה או במכנה, נוסף על קשרים אפשריים בפיגור; בעיה נוספת היא השמטה של משתנים חשובים, הנובעת מהשימוש בשיטת GSTA וכן מהמולטיקוליניאריות, הדורשת סינון משתנים²⁵. לפיכך, השמטת המשתנים לוותה במעקב אחר מידת המולטיקוליניאריות שבין הפיגורים ובין המשתנים השונים, והושם דגש במשתנים בעלי עמידות גבוהה יחסית²⁶. כל ההרצות הן בשיטת OLS.

4.1 כמה עובדות מסוגנות

המשק הישראלי נהנה מגאות בשנים 1999-2000, ובשנתיים שלאחר מכן השתרר בו שפל עם שיעור צמיחה שלילי. שנת 2003 הייתה שנת היציאה מהשפל, ובארבע השנים הבאות שררה במשק גאות. חלק מתמונה זו ניתן לראות בשיעור צמיחת התוצר העסקי המוצג בקבוצת האיורים ב'. קבוצת האיורים א' ו-ב' מתארות את התפתחות המשתנים בשנים 1994:q1 – 2007:q1. (להגדרת הנתונים ראונספח 1.)

ה"אקונומטריקה של העין" בקבוצת איורים א' אינה מראה תמונה אינטואיטיבית. אמנם, המשתנה התלוי – יחס החובות הרעים (איור 1) – יורד ירידה תלולה בשתי שנות הגאות, 1999 ו-2000, אך גם בשנת השפל 2001 היחס ממשיך לרדת, אף שהיינו מצפים לעלייתו²⁷; אמנם עליתו מתחדשת, כצפוי, בשנת השפל 2002, אך הוא מוסיף לעלות בשנות הגאות 2003-2004, אף שהיינו מצפים לירידתו. האינדיקטורים למינוף ולנטל החוב מוצגים

²³ לגבי התוצר נעשה פילטר HP על הרמה. משכתי גם סדרות ארוכות יותר, משנת 1985 ו-1990, ובשתיהן לא נמצאו הבדלים משמעותיים לעומת הסדרה המתחילה בשנת 1994.

²⁴ להרחבה ראו Stone & Weeks (2001). להרצות בשיטה זו ראו למשל Mulder et al. (2002) וכן IMF (2003).

²⁵ ראו גם Stone & Weeks (2001).

²⁶ לטיפול במולטיקוליניאריות בשיטה זו אין בסיס תיאורטי, אך זו השיטה שאימצה הפרקטיקה.

²⁷ ייתכן כי המשך הירידה של יחס החובות הבעייתיים בשפל של שנת 2001 מלמד על דיווח חסר מצד הבנקים או על רגולציה לא מספקת. ברביע האחרון של 2001 חויבו הבנקים, בהוראה רגולטורית, להגדיל את ההפרשות המיוחדות לחובות מסופקים ב-2 מיליארד ש"ח. ברגסיות שיוצגו בהמשך הוספת משתנה דמה המייצג את ההוראה להגדלת ההפרשות לא הניבה תוצאות מובהקות.

באיורים 2-6, ומלמדים על גידול מתמשך (העמקת אשראי), ששיאו בשנת 2003; בשנות השפל 2001 ו-2002 המינוף עלה עלייה חדה, אולם התפתחות זו יכולה לשקף גם שחיקה של הון הלווים וגידול של נטל החזרי האשראי והריבית – ולא דווקא גידול של זרם האשראי (איורים 3-6 לעומת 2). איורים 7-13 מציגים אינדיקטורים לנזילות, ואינם מראים תמונה זהה. מלבד זאת, הקשר בין הנזילות ליחס החובות הרעים נראה קלוש: יחס החובות הרעים הוא במגמת ירידה עד שנת 2001, אף שהיחס השוטף (איור 7) מצביע אף הוא על ירידה מתמשכת, ששיאה בסוף 2003, והיחס המידי (איור 9) – על עלייה מתמשכת, הנראית כבלתי קשורה למשתנה התלוי. גם מח"ם החוב (יחס החוב הקצר לחוב הארוך) באיור 14 מצביע על ירידה מתמשכת, כלומר על מבנה חוב איתן יותר ופחות "לוחץ", והוא שונה מצורת ה-U של יחס החובות הרעים. ייתכן גם שהוא מסביר את הירידה בצורך בנזילות (*liq*). ולבסוף – אינדיקטורים שונים לרווחיות, לתנודתיות (ההופכי של יציבות) ולפיזור שלה בין הפירמות מובאים מאיור 15 ואילך. כך, לדוגמה, יחס הרווח התפעולי לנכסים (*roa*) הוא במגמת ירידה עד לסוף 2001, ודומה בצורתו הכללית ליחס החובות הרעים, אף שהיינו מצפים למגמות הפוכות. צורתו וסטיית התקן שלו (*roastd*) שונים מאשר במקרה של הממוצע הפשוט (*roavg*). סטיית התקן של הרווחיות לאורך שמונת הרבעים האחרונים, המשוקללת בגודל החברה (איור 22), שונה מסטיית התקן המחושבת על הרווחיות בממוצע פשוט (איור 23). פיזור הרווחיות בין כל החברות (איור 24) הוא תנודתי מאוד, ואינו מצביע על מגמה (אף שניתן אולי להבחין במגמת גידול של הפיזור עד שנת 2000, ובירידה בו בשנות השפל). לסיכום נתונים אלו – מה"אקונומטריקה של העיף" מצטיירת תמונה מורכבת, שאינה מתיישבת בהכרח עם המסגרת הכלכלית המתוארת לעיל.

גם מההשוואה של יחס החובות הרעים בבנקים למשתנים מקרו-כלכליים בקבוצת האיורים ב' קשה לראות מגמות דומות לצורת ה-U הכללית, המאפיינת את יחס החובות הרעים באיור 1. הריבית הריאלית הארוכה (איור 8) (ואולי גם הקצרה, איור 7) מלמדות, במידה מסוימת, על צורה הפוכה, אף שהיינו מצפים למגמות דומות דווקא – שעליה בריבית הריאלית תגרום לעלייה ביחס החובות הרעים, ולא להפך. גם שער החליפין הריאלי (איור 4) ושיעור הצמיחה השנתי של המגזר העסקי (איור 2), שמתיישבים עם גידול הרווחיות, אינם נראים כמסבירים או כמתיישבים עם המגמות של המשתנה התלוי: משנת 2001 שער החליפין הריאלי עולה, וגם התוצר מתאושש, אך יחס החובות הרעים עולה במקום לרדת.

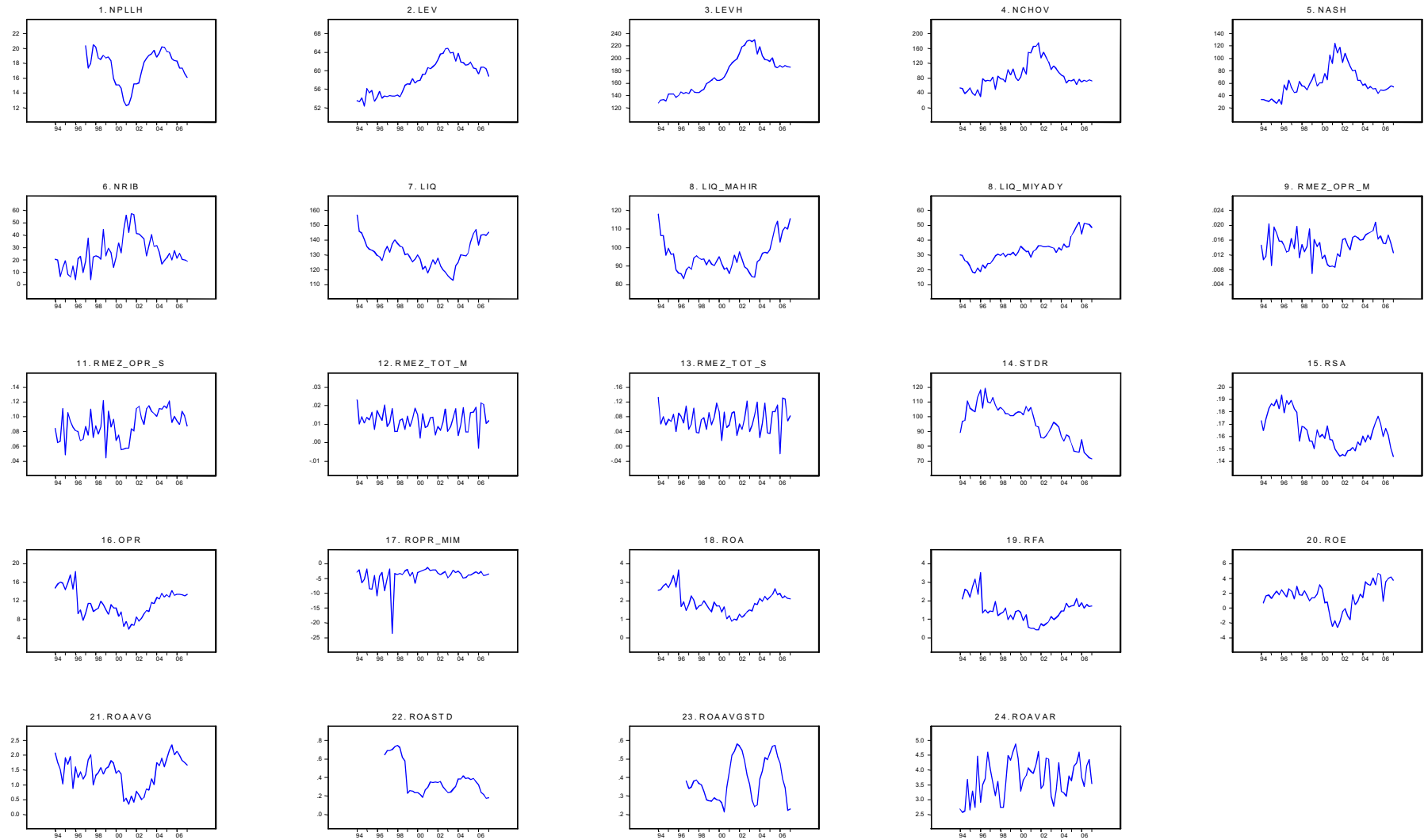
מעובדות מסוגננות אלו עולה כי הקשרים אינם טריוויאליים. ניתן לשער כי אם יש קשר, ההשפעות הן בפיגור, ככל הנראה פיגור רב. נוסף על כך כל המשתנים אינם מתבדרים לאורך זמן, ולכן יש מקום לבדוק את קיומו של קשר קואינטגרטיבי של הטווח הארוך. גם ההיגיון הכלכלי צריך להצביע על קשר קואינטגרטיבי, משום שהמשתנים – המסבירים והמוסבר – צריכים להיות בסופו של דבר תלויים אלו באלו.

5. המודל האקונומטרי

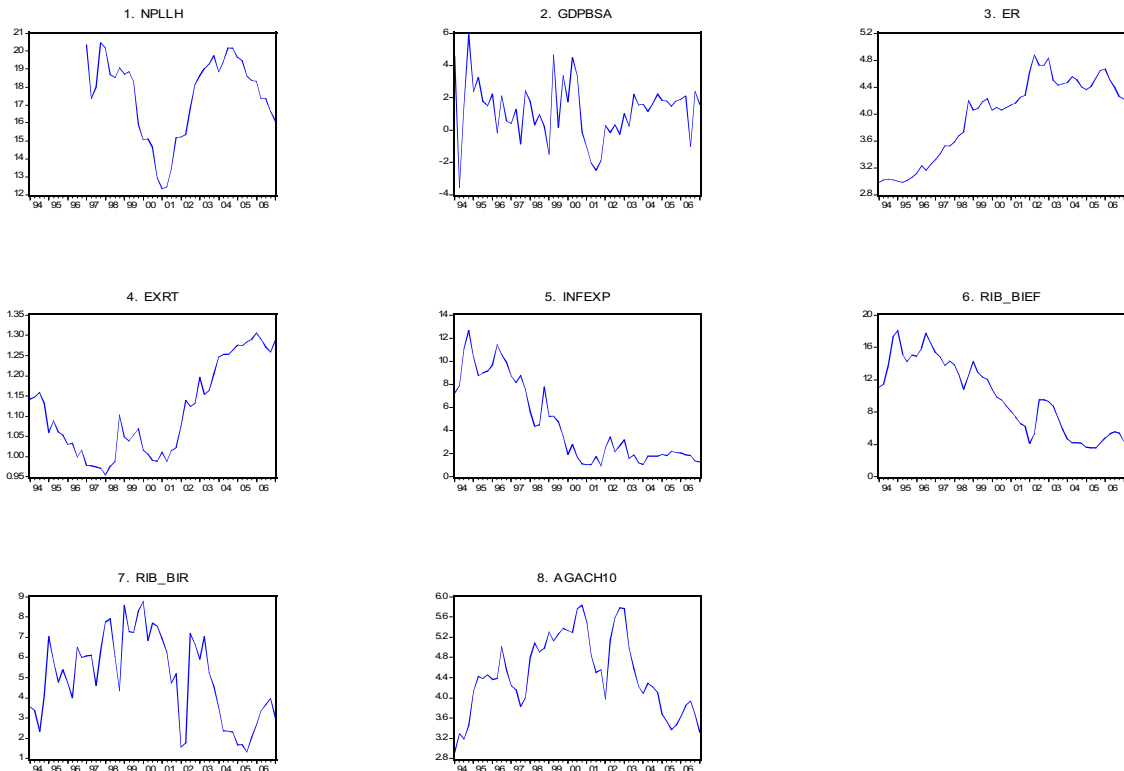
בהתאם למסגרת הכלכלית המתוארת לעיל והספרות האמפירית, המודל האקונומטרי בנוי ממשוואה אקונומטרית מהצורה הבאה:

$$(5) \text{ npllh} = a_1 + a_2 X$$

כאשר המשתנה התלוי הוא יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי, והוא מייצג את איכות האשראי בבנקים, X כולל רשימת משתנים (אינדיקטורים) מסבירים מהמגזר העסקי מתחומי המינוף, הרווחיות, הפעילות והנזילות, וכן משתנים של שונות הרווחיות ופיזור הרווחיות (קבוצת איורים א' ולוח 1 בנספח). ההשערה שמאחוריהם היא ששינוי בהם מבטא שינוי באינתנות הפיננסית של המגזר העסקי, המשפיע על יכולת החזר האשראי, ולכן הם אמורים להשפיע, בפיגור מסוים, גם על יציבות הבנקים כמלווים. (תוצאות מודל זה מוצגות בטבלאות 1 ו-1א' בהמשך).



איור 2: משתנים מקרו-כלכליים מול יחס החובות הרעים בבנקים



מודל נוסף שיוֹרץ במקביל יהיה על טוהרת משתני המקרו:

$$(6) \quad npllh = b_1 + b_2 Z$$

כאשר המשתנה Z כולל רשימת משתני מקרו כגון התוצר, הריבית, האינפלציה ושער החליפין הנומינלי והריאלי (קבוצת איורים ב' ולוח 1 בנספח). הרעיון כאן הוא לבדוק אם משתני המגזר העסקי מצליחים להסביר יותר מאשר משתני המקרו. כיוון שהמגזר העסקי מייצג לוויס, והמגזר הבנקאי מייצג מלווים, יש מקום להשערה כי לאינדיקטורים מהמגזר העסקי יהיה כוח הסבר רב יותר מאשר למשתני מקרו, הגם שבמקרה שלנו – החברות הבורסאיות – קיימת המגבלה של האגרסיה ושל הגישה הרחבה יותר לאשראי, אשר עלולות לטשטש את הקשרים. (תוצאות מודל זה מוצג בטבלאות 2 ו-2' בהמשך).

לאחר מכן נריץ מודל משולב, הכולל את התוצר יחד עם משתני המגזר העסקי, כלומר:

$$(7) \quad npllh = c_1 + c_2 X + c_3 Z$$

אשר לסימני המשתנים – אפריורי אנו מצפים שהחובות הרעים יהיו גדולים יותר ככל שהמינוף, נטל הריבית, נטל האשראי ונטל החוב גדולים יותר, הרווחיות והנזילות קטנים יותר, מח"ס החוב קצר יותר, הפיזור בין הפירמות קטן יותר ושונות הרווחיות גדולה יותר. אנו מצפים שקשרים אלו, לפחות חלקם, ייווצרו כעבור זמן מסוים, ולא מייד, שכן כאשר המלווה נותן הלוואה, מצב החברה אמור להיות איתן (מה שיתבטא, למשל, ברווחיות טובה), המינוף גדל, וגם הנזילות גדלה. בכל תחום כזה נבחן איזה אינדיקטור, מתוך קבוצה של אינדיקטורים, יהיה טוב יותר (בדוגמת תחום המינוף – יחס חוב להון או יחס החוב למאזן).

מהרצות של משתנה מסביר בודד עולה כי אין משתנה יחיד שבכוחו להסביר את החובות הרעים²⁸ – תוצאה שאינה מפתיעה על רקע העובדות המסוגננות המוצגות בסעיף הקודם. X חייב אפוא לכלול כמה משתנים.

²⁸ מהרצת של משתנים בודדים מתחום הרווחיות עולה כי אין הבדלים גדולים בין יחס הרווח התפעולי למכירות (opr), יחס הרווח התפעולי לנכסים (roa) ויחס הרווח לאחר הוצאות המימון ביחס לנכסים (rfa). יחס הרווח למניה (roe) לא התקבל כמובהק. האינדיקטור לפעילות, הנמדד על ידי יחס המכירות לנכסים התקבל כמובהק, אך היה חלש יותר משלושת

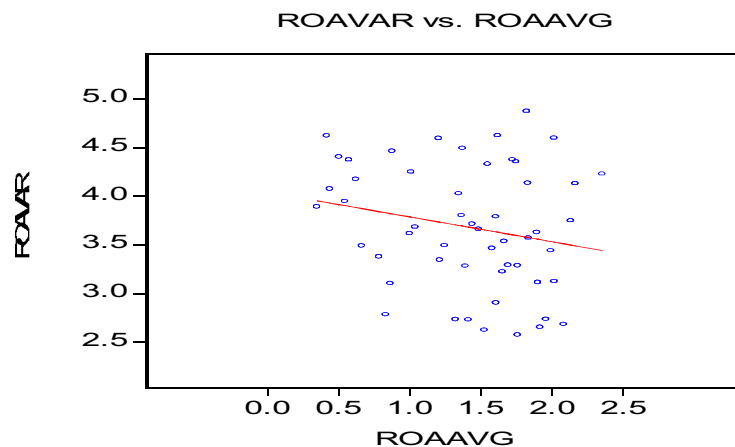
6. האמידה והתוצאות

רוב המשתנים לא נמצאו סטציונריים ברמות (מבחני DF, ראו לוח נ-1). כנגד זאת, המשתנים אינם מתבדרים, כפי שמראות קבוצות האיורים א' ו-ב', כלומר הם סטציונריים במהותם הכלכלית בטווח הארוך. לכן אריץ כל מודל במשוואות (5) – (7) לעיל בשני אופנים. בטבלאות 1-3 א' מוצגים אפוא שישה מודלים: מודלים 1, 2 ו-3 הם במשתני רמה, כלומר על פני מחזור העסקים; רובם לא סטציונריים מהבחינה האקונומטרית, אך סטציונריים במהות הכלכלית. לעומתם מודלים 1א', 2א' ו-3א' הם במשתנים סטציונריים אקונומטרית במונחי סטיות מהמחזור בפילטר HP. כל מודל מוצג בטבלה נפרדת. בכל טבלה בחרתי להציג לא רק את הרגרסיה הטובה ביותר, אלא גם רגרסיות נוספות, כדי להראות את עמידות המשתנים עם הכנסת משתנים שיכולים להיות תחליפיים.

6.1 משתני המגזר העסקי: מודל 1 – משתנים לא סטציונריים

במודל זה אני מריץ את המשתנים כפי שהם, ברמות, אף שרובם אינם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית (טבלה נ-1); זאת על פי הגישה המניחה את קיומה של סטציונריות כלכלית, שכן המשתנים אינם מתבדרים לאורך זמן, כפי שמראות קבוצות איורים א' ו-ב'. טבלה 1 מציגה תוצאות של 4 רגרסיות.

איור ג': הרווחיות התפעולית (*roaavg*) ומדד הפיזור בין הפירמות (*roavar*)



ברגרסיה 1 מוצגות התשואה התפעולית לנכסים (הרווחיות התפעולית), פיזור בין הפירמות והתנודתיות שלה. (היא למעשה ההופכית של יציבות הרווחיות). כבר רגרסיה זו נותנת תוצאות טובות, עם מקדם מיתאם של 0.84 ועם מיתאם סדרתי נמוך. סימני המקדמים הם כפי שהיינו מצפים מהמסגרת התיאורטית שתוארה לעיל: יחס החובות הבעייתיים גדל ככל שהרווחיות (*roaavg*) נמוכה יותר, הפיזור (*roavar*) קטן יותר, והתנודתיות (*roaavgstd*) גדולה יותר (יציבות הרווח קטנה יותר). תוצאה זו מעלה כמה הדגשים: (א) אנו מגיעים לתוצאות טובות כבר עם שלושה משתנים. (ב) שלושת המשתנים האלה מתבססים על ייחוס משקל זהה לכל החברות – מצב המדגיש את האינפורמציה הגלומה בחברות הבודדות כשמדובר בחובות הבעייתיים; ממוצע משוקלל של החברות מבליע את החברות הקטנות²⁹. (ג) משתנה פיזור הרווחיות בין החברות מתקבל כדומיננטי – בזמן גאות הפיזור קטן, ובזמן שפל הוא גדל (איור ג') – ובכך מבליט את החברות הבעייתיות. על פני מחזור העסקים יש השפעות מנוגדות של משתני הרווחיות והפיזור: כך, למשל, בזמן גאות גידול הרווחיות פועל להפחתת החובות הבעייתיים, אך הירידה בפיזור מקזזת חלק מהשפעה זו; בזמן שפל הירידה ברווחיות פועלת לגידול החובות הבעייתיים, אך גידול הפיזור מחליש חלק מהשפעה זו. תופעה זו מדגישה שוב את הצורך הידוע בפיזור תיק ההלוואות בין

הראשונים. בתחום המינוף, יחס החוב למאון (*lev*) היה טוב יותר מיחס החוב להון (*levh*), נטל החוב (*mchov*), נטל האשראי (*nash*) ונטל הריבית (*nrib*). בתחום הניילות, תזרים המזומנים מהרווח התפעולי ביחס למאון (*rmz_opr_m*) או ביחס למכירות (*rmz_opr_s*) היה טוב יותר מהיחס השוטף (*liq*).
²⁹ נדגיש כי רק משתנה הרווחיות, הפיזור והשונויות שלו נבחנו גם לפי ממוצע פשוט. כל יתר המשתנים משוקללים למעשה בגודל.

טבלה 1: מודל 1 – המגזר העסקי, משתנים לא סטציונריים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי (npillh) על אינדיקטורים מהמגזר העסקי ¹						
	המשתנה	הפיגור	המקדם (ערכי t)			
			רגרסיה 1	רגרסיה 2	רגרסיה 3	רגרסיה 4
הקבוע	<i>c</i>		46.07 (16.7)	41.68 (12.73)	34.78 (8.22)	40.28 (13.69)
תשואה לנכסים	<i>roaavg</i>	-7	-0.94 (-2.73)	-0.77 (-2.3)	-0.6 (-1.88)	-0.79 (-2.66)
פיזור הרווחיות התפעולית	<i>roavar</i>	0	-1.51 (-5.03)	-1.26 (-4.1)	-1.18 (-4.09)	-0.99 (-3.44)
	<i>roavar</i>	-2	-2.15 (-7.22)	-1.82 (-5.69)	-1.59 (-5.09)	-1.39 (-4.38)
	<i>roavar</i>	-5	-2.15 (-7.67)	-1.90 (-6.55)	-1.77 (-6.43)	-1.66 (-6.16)
	<i>roavar</i>	-7	-2.23 (-7.87)	-2.02 (-7.15)	-1.93 (-7.29)	-1.91 (-7.57)
תנודתיות ² הרווחיות התפעולית (סטיות התקן)	<i>roavgstd</i>	-5	7.73 (5.59)	8.01 (6.13)	9.29 (6.97)	9.22 (7.5)
המינוף	<i>levhhp</i>	-7		0.041 (2.2)	0.069 (3.29)	0.068 (3.62)
מח"ם חוב	<i>stdr</i>	-8			0.042 (2.35)	
הנזילות	<i>Liq_miyady</i>	-3				-0.096 (-2.97)
$adj R^2$			0.84	0.86	0.88	0.89
<i>DW</i>			1.59	1.61	2.03	1.9
$LM pval.$ ³			0.45			

¹ מספר התצפיות הוא 41, ו-53, בהתאמה. ² מתאר את ההופכי של יציבות הרווחיות. ³ מבחן LM למתאם סדרתי מוצג רק במקרים גבוליים של DW.

פירמות שונות וענפים שונים. (ד) יתרון נוסף הוא שלושת המשתנים האלה הם סטציונריים גם מהבחינה האקונומטרית, ובכך הם יוצרים מצב נוח, המתאים לשתי הגישות של סטציונריות – הכלכלית האקונומטרית. הרגרסיות הבאות בטבלה משלבות משתנים נוספים. רגרסיה 2 מוסיפה את המינוף, ומתקבל קשר חיובי בין המינוף לחובות הבעייתיים בפיגור השביעי – כלומר קשר שהשפעתו מתבטאת כעבור כשנתיים³⁰. רגרסיה 3 מוסיפה את מח"ם החוב, ומתקבל הקשר הצפוי: ככל שמח"ם החוב קצר יותר, גדלים החובות הבעייתיים. רגרסיה 4 משתמשת בנזילות המיידית (מזומנים ובטוחות ביחס לחובות לשנה), ומתקבל הקשר השלילי הצפוי: ככל שהנזילות קטנה יותר, החובות הבעייתיים גדולים יותר³¹. ייתכן שהתרומה הקטנה יחסית של המינוף, מח"ם החוב והנזילות לכוח ההסבר נובעת מהגישה הנוחה של החברות הבורסאיות, בפרט הגדולות שבהן, לשוק ההון. בחינת ממוצע פשוט של נתונים אלו (ואחרים), שיינתן ביטוי רב יותר לחברות הקטנות, לא נערכה בעבודה זו, ומוצע לעשות זאת בעתיד.

בסיכום סעיף זה: הרווחיות התפעולית ומומנטים נוספים שלה – התנודתיות והפיזור בין הפירמות – מספקים את עיקרו של הסבר החובות הבעייתיים בבנקים. התרומה של המינוף והנזילות (המתבטאת גם במח"ם החוב) להסבר החובות הבעייתיים היא שולית; אלה תורמים בעיקר להפחתת המיתאם הסדרתי. שלושת המשתנים הראשונים מתגלים כיצבים גם על פי מבחן הוספת המשתנים ברגרסיות 2-4. מתקבל גם שלמשתנים השפעות ארוכות טווח של עד 7-8 פיגורים, ולכן יש כאן סיכוי לאינדיקטורים מובילים. הדומיננטיות של הרווחיות התפעולית בתוצאה זו מדגישה כי סיכוני האשראי נובעים בעיקר מסיכוני חדלות הפירעון (insolvency) – כלומר תלויים ביכולת ההישרדות של הפירמה כתוצאה מפעילותה העיקרית והבסיסית – הרבה יותר מאשר סיכוני הנזילות (liquidity), הגם שלאחרונים יש חשיבות מסוימת.

³⁰ המינוף כאן הוא יחס החוב להון. מדידה על ידי יחס החוב למאזן לא התקבלה כמובנהקת. גם נטל החוב, נטל האשראי ונטל הריבית התקבלו כמובנהקים, אך לא בסימן הצפוי.

³¹ משתני הנזילות האחרים (טבלה נ-1) לא התקבלו כמובנהקים, או שהתקבלו בסימן הפוך מהצפוי.

מתוצאות רגרסיה 4 עולה כי עלייה של נקודת אחוז ברווחיות התפעולית (בפיגור של 7 תקופות) גוררת ירידה של 0.8 נקודת אחוז בחובות הבעייתיים; עלייה של נקודת אחוז במדד הפיזור (שרמתו בין 2.5 ל-5) מובילה לירידה מצטברת של 6.5 נקודות אחוז בחובות הבעייתיים במשך 7 תקופות; גם במובן זה הפיזור מתגלה כחשוב ביותר. גידול של תנודתיות הרווח בנקודת אחוז (בפיגור של 5 תקופות) גורר עלייה של 9.2 נקודות אחוז בחובות הבעייתיים. ההשפעה של המינוף והנזילות היא שולית, למרות המובהקות הסטטיסטית³². החיזוי על פי משוואה זו, הנתון בפועל והשאריות מתוארים באיור ד' בהמשך. נספח 4 מציג תאורים סטטיסטיים של משתנים אלו.

6.2 משתני המגזר העסקי: מודל 1 (א) – משתנים סטציונריים

נערוך עתה מבחן דומה, שבו המשתנים הם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית (מבחני DF), ומוגדרים במונחי סטייה מהמחזור באמצעות פילטר HP. טבלה 1(א') מציגה תוצאות של 5 רגרסיות, בדומה לשיטה שתוארה לעיל. בכל הרגרסיות מופיעים המשתנים של הרווחיות, התנודתיות והפיזור, וכולם מתקבלים בסימן הצפוי: יחס

טבלה 1(א'): מודל 1 (א) – המגזר העסקי, משתנים סטציונריים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי (npillhhp) על אינדיקטורים מהמגזר העסקי ¹							
המקדם (המובהקות)							
	המשתנה	הפיגור	רגרסיה 1	רגרסיה 2	רגרסיה 3	רגרסיה 4	רגרסיה 5
הקבוע	<i>c</i>		-0.23 (-2.35)	-0.13 (-1.47)	-0.23 (-3.02)	-0.12 (-1.42)	-0.21 (-2.96)
	<i>roahp</i>	-4	-0.91 (-1.91)		-2.0 (-5.41)		-1.73 (-4.79)
	<i>roahp</i>	-6	-2.69 (-6.2)		-2.07 (-5.53)		-1.96 (-5.63)
	<i>roahp</i>	-7			-0.93 (-2.66)		-1.0 (-3.08)
	<i>roahp</i>	-10	-1.11 (-3.57)				
התשואה לנכסים - ממוצע משוקלל	<i>roaavghp</i>	-4		-0.9 (-3.21)		-1.08 (-3.66)	
	<i>roaavghp</i>	-6		-1.77 (-6.1)		-1.55 (-5.5)	
	<i>roaavghp</i>	-9				-0.77 (-2.22)	
	<i>roaavghp</i>	-10		-0.99 (-3.33)			
התשואה לנכסים – ממוצע פשוט	<i>roavarhp</i>	0	-0.81 (-3.49)				
	<i>roavarhp</i>	-2	-1.18 (-5.27)	-0.79 (-3.96)	-0.34 (-2.14)	-0.54 (-3.1)	-0.35 (-2.35)
	<i>roavarhp</i>	-4	-0.79 (-3.46)	-0.67 (-3.27)			
	<i>roavarhp</i>	-6	-1.11 (-5.09)	-0.68 (-3.74)	-0.49 (-3.23)	-0.38 (-2.0)	-0.4 (-2.7)
	<i>roavarhp</i>	-8	-0.5 (-2.16)				
תנודתיות ² הרווחיות התפעולית (סטיית תקן)	<i>roastdhp</i>	-3	5.06 (3.99)	4.24 (4.02)	5.08 (6.28)	5.6 (6.18)	6.35 (6.88)
	<i>roastdhp</i>	-7	5.27 (4.34)	6.11 (5.84)	6.94 (8.46)	5.98 (5.66)	7.37 (9.45)
המינוף	<i>levhhp</i>	-8			0.075 (9.1)	0.035 (2.8)	0.062 (6.4)
הנזילות	<i>liqhp</i>	-4					-0.046 (-2.34)
<i>adj R²</i>			0.89	0.912	0.935	0.917	0.945
<i>DW</i>			1.9	1.71	2.23	1.82	1.98

¹ כל המשתנים מוצגים כסטייה מהמגמה (cycle) בפילטר HP, ובמצב זה הם סטציונריים. מספר התצפיות הוא 41 ו-53, בהתאמה. ² מתאר את ההופכי של יציבות הרווחיות.

³² כדי לעמוד על המשמעות של ההשפעות יש להסתכל גם על יחידות המדידה של המשתנים, שהן שונות ביניהן. כך, למשל, המינוף (יחס החוב לחון) נע בתקופה זו בין 120 ל-240, ואילו הרווחיות נעה בין 1 ל-3, וככל שהמספר גבוה יותר, המקדם יהיה קטן יותר. יחידות המדידה מצוינות באיורים א' ו-ב', וכן בתיאור הסטטיסטי בנספח 4.

החובות הרעים גדול יותר ככל שהרווחיות והפיזור קטנים יותר וככל שהתנודתיות (הסיכון) ברווחיות גדולה יותר. המשתנה של הרווחיות עם הממוצע הפשוט (*roaavg*) מופיע ברגרסיות 2 ו-4 במקום הממוצע המשוקלל (*roahp*) המופיע ברגרסיות 1, 3, ו-5, ואינו מניב תוצאות שונות משמעותית.

רגרסיה 1 מריצה רק את משתני הרווחיות, הפיזור והסיכון, ואפילו ממנה כבר מתקבלות תוצאות טובות עם כוח הסבר של 89%. רגרסיה 2 מציגה את הרווחיות בממוצע פשוט (במקום משוקלל) בין כל החברות, ומתקבל שיפור קטן בתוצאות – כוח הסבר של 91% – אך עם הרעה מסוימת במיתאם הסדרתי. רגרסיות 3 ו-4 מוסיפות את משתנה המינוף (יחס החוב להון). הסימן המתקבל הוא חיובי, כצפוי, בפיגור של 8 תקופות (כשנתיים), וברגרסיה 3 מתקבל, עם כוח הסבר של 93%, שיפור לעומת רגרסיה 1.

רגרסיה 5 מוסיפה את הנזילות: הסימן המתקבל הוא, כצפוי, שלילי, עם כוח הסבר של 95% ו- DW קרוב ל-2. זוהי הרגרסיה הטובה ביותר מבין חמש הרגרסיות, והיא כוללת את משתני הרווחיות, הפיזור, התנודתיות, המינוף והנזילות. עם זאת, תוצאות טובות עם שלושת המשתנים הראשונים נתקבלו כבר ברגרסיה הראשונה. הנתון בפועל, החיזוי על פי משוואה 5, והשאריות מוצגים באיור ד' בהמשך.

מרגרסיה 5 עולה – הכול במונחי סטיות מהמחזוריות של המשתנה עצמו – כי עלייה של נקודת אחוז ברווחיות התפעולית (*roa*) במצטבר במשך 4-7 תקופות מפחיתה את החובות הבעייתיים בכ-4.7 נקודות אחוז; עלייה של נקודת אחוז בפיזור של הרווחיות מפחיתה חובות אלו ב-0.75 נקודת אחוז במצטבר בפיגור של 2 ו-6 רבעים; ועלייה של נקודת אחוז בתנודתיות שלה מגדילה אותם ב-13.7 נקודות אחוז במצטבר.

תוצאות שני המודלים עם משתנים מהמגזר העסקי (טבלאות 1 ו-1א') מבליטות כמה תופעות: (א) כל האינדיקטורים מתקבלים בסימנים הצפויים על פי המסגרת התיאורטית לעיל. אינדיקטורים מהמגזר העסקי יש בהם כדי לשקף את יציבות המגזר הבנקאי ככל שמדובר בסיכונים אשראי למגזר העסקי. הנתונים מתקבלים בפיגורים שונים, עד 8 רבעים (כשנתיים), ולכן יש בהם כדי לשמש אינדיקטורים מובילים. (ב) הרווחיות התפעולית היא אינדיקטור מפתח, וניתן להסתפק במומנטים שונים שלה – הממוצע, הפיזור בין הפירמות ויציבות הרווח – כדי לקבל תמונה טובה, שמתבררת כעמידה לאורך הרגרסיות השונות. מצב זה גם מדגיש את חשיבות המומנט השני בהתפלגות, לא רק את חשיבותו של המומנט הראשון³³. (ג) גם הנזילות והמינוף מתקבלים כמובנהקים בשני המודלים, אך תרומתם לכוח ההסבר שולית. (יש הבדל רק באינדיקטור לנזילות – הנזילות המיידית במודל 1 לעומת היחס השוטף במודל 1א'). מהדומיננטיות של הרווחיות התפעולית ניתן לומר כי הסיכון המרכזי הוא חדלות פירעון (*insolvency*) ולא סיכון נזילות (*liquidity*).

לנזילות ולמינוף נמצאה כאן השפעה קטנה בלבד. סיבה אפשרית לכך היא גישתן של החברות הבורסאיות לשוק ההון, המפחיתה את השפעות הנזילות והמינוף בהקשר הבנקאי. אולם ייתכנו סיבות נוספות המתיישבות עם ממצא זה. לגבי הנזילות – ההשפעה הקטנה של הנזילות מתיישבת עם גישת הבנקים, כחלק ממדיניותם בטיפול בחובות הבעייתיים – להגמיש את מדיניות האשראי שלהם כלפי חברות עם בעיית נזילות (ובשונה מההתייחסות לחברות חדלות פירעון) ולהמשיך ולהחזיק אותן כעסק חי, למשל על ידי פריסת החוב מחדש, מתוך תקווה להתאוששותן בעתיד.

למינוף נמצאה השפעה קטנה בלבד. תוצאה זו מפתיעה במידה מסוימת, שכן על פי הספרות התיאורטית והאמפירית נודעת למינוף (בעולם עם מסים) השפעה ניכרת על מחזורי העסקים ועל עמידות הפירמה: מחיר האשראי נמוך ממחיר ההון, והדבר מעודד את הגדלת המינוף; אולם בעת שפל רווחי הפירמה קטנים, ולכן היא מתקשה לכסות את החזרי הריבית (והקרן). גם אינדיקטורים אחרים האמורים לשקף תופעה זו, כגון נטל הריבית, הנמדד כהוצאות המימון נטו ביחס לרווח התפעולי, נטל האשראי ונטל החוב לא התקבלו כמובהקים. ייתכן אפוא כי רמת המינוף בארץ – ממוצע של 60% בכל התקופה ביחס האשראי למאזן (נספח 4) – הייתה סבירה, ובממוצע לא הכבידה במידה ניכרת גם בעתות שפל. כך, בשפל של 2001-2002 גילתה המערכת הבנקאית

³³ המומנט השני מחושב רק לגבי הרווחיות התפעולית. לגבי המשתנים האחרים, למשל מתחומי המינוף והנזילות, הדבר דורש עיבוד מיוחד של כל המאגר, המביא בחשבון את נתוני כל הפירמות בנפרד, וזה לא נעשה בעבודה זו.

עמידות אף שיחס החובות הרעים גדל. במילים אחרות: מחזורי העסקים הריאליים הם שהיו הגורם הדומיננטי בתנועות, ויציבות המערכת הבנקאית בישראל במהלך התקופה מעידה כי ההון – במערכת הבנקאית ובמגזר העסקי – היווה כרית מספקת לספיגת הזעזועים הריאליים.

6.3 משתנים מקרו-כלכליים : מודל 2 – משתנים לא-סטציונריים

נפנה כעת להריץ את יחס החובות הרעים על משתנים מקרו-כלכליים. במודל 2 הרצת המשתנים תהיה כפי שהם, ברמות, מלבד התוצר, שגדל לאורך זמן (מתפלג $I(1)$), ולכן הפכנו רק אותו למשתנה סטציונרי באמצעות פילטר HP. (במודל 2א' להלן נריץ משתנים סטציונריים). אלה משתני המקרו שנבחרו (הסימון ליד המשתנה משקף את הקשר שאנו מצפים לו): התוצר העסקי (-); הריבית המוניטרית הנומינלית והריאלית (+), מפני שעלייתה מביאה לירידה בפעילות ועל ולגידול בטל החוב; שער החליפין הריאלי (-), מפני שעלייתו משפרת את תנאי התחרות; וכן האינפלציה הצפויה (-), בהנחה שעלייתה – ללא עדכון הריבית הנומינלית – שוחקת את החוב הריאלי. עם זאת, להשערות לגבי כיווני ההשפעה יש הסתייגויות: אם המדיניות המוניטרית מגיבה על עלייה בציפיות האינפלציוניות בעליית הריבית, ייתכנו סימנים זהים בשני משתנים אלו (שניהם נומינליים). נוסף על כך, אם המדיניות המוניטרית מגיבה על שפל, ייתכן כי גידול של החובות הרעים יביא להרחבה מוניטרית, ולפיכך תיתכן

טבלה 2: מודל 2 – משתני מקרו, לא סטציונריים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי (np1lh) על משתני מקרו ¹									
	המשתנה	הפיגור	המקדם (מובהקות)						
			רגרסיה 1	רגרסיה 2	רגרסיה 3	רגרסיה 4	רגרסיה 5	רגרסיה 6	רגרסיה 7
	<i>c</i>		15.86 (31.46)	16.33 (57.98)	18.71 (14.23)	1.78 (0.65)	16.45 (61.21)	10.19 (4.8)	27.11 (16.0)
התוצר העסקי	<i>gdpbsa90hp</i>	-1	-0.22 (-9.08)	-0.2 (-9.45)	-0.16 (-11.1)	-0.23 (-12.05)	-0.16 (-7.2)	-0.23 (-11.15)	-0.19 (-9.92)
	<i>gdpbsa90hp</i>	-6	-0.12 (-5.61)	-0.12 (-6.23)			-0.12 (-7.16)	-0.17 (-6.84)	-0.09 (-4.82)
	<i>gdpbsa90hp</i>	-7			-0.11 (-7.11)	-0.1 (-4.91)			
	<i>gdpbsa90hp</i>	-11	-0.09 (-3.51)	-0.07 (-3.16)			-0.04 (-2.33)		
ריבית בנק ישראל	<i>rib_bief</i>	0	0.18 (3.33)		0.54 (7.56)	0.31 (5.74)			
	<i>rib_bief</i>	-10			-0.21 (-3.82)				
הריבית הריאלית ארוכה	<i>agach10</i>	-1							-0.86 (-3.64)
	<i>agach10</i>	<i>movavg(3)</i>			-1.82 (-7.85)				
	<i>agach10</i>	-6							-0.47 (-1.71)
	<i>agach10</i>	-9			1.05 (3.75)				
	<i>agach10</i>	-12							-0.75 (-3.09)
הציפיות האינפלציוניות לשנה קדימה	<i>infexp</i>	-1					0.7 (5.76)		
	<i>infexp</i>	-2		0.3 (4.81)					
	<i>infexp</i>	-10					-0.23 (-3.08)		
שע"ח ריאלי	<i>exrt</i>	-2						-10.18 (-4.21)	
	<i>exrt</i>	-10				12.16 (5.28)		17.34 (5.85)	
	<i>adj R²</i>		0.72	0.78	0.88	0.8	0.83	0.79	0.79
	<i>DW</i>		1.04	1.3	1.89	1.54	1.55	1.62	1.31
	<i>LMpvalue</i>								0.29

¹מספר התצפיות הוא 41 ו-53, בהתאמה.

בעיית אנדוגניות, וגם סימן שלילי. את בעיית האנדוגניות ניתן לפתור באמצעות הריבית הריאלית לטווח ארוך (הנגזרת מתשואות אג"ח ממשלתיות צמודות למדד), משום שהיא נקבעת על ידי גורמים פונדמנטליים ארוכי טווח, ולא על ידי הריבית המוניטרית.

טבלה 2 מציגה את התוצאות. רק שתי רגרסיות, 1 ו-2, התקבלו עם סימני המקדמים המתאימים למצופה מראש: רגרסיה 1 של התוצר בסימן שלילי עם הריבית המוניטרית בסימן חיובי ורגרסיה 2 עם התוצר וציפיות האינפלציה³⁴. משתנים אחרים שהוספו – שער החליפין הריאלי והתשואות הריאליות ל-10 שנים – לא התקבלו כמובהקים, או שהתקבלו בסימנים הפוכים מאלה שציפינו להם, ולכן הם לא מוצגים ברגרסיות אלו. בשתי הרגרסיות יש מיתאם סדרתי גבוה, והן לא מניבות תוצאות יפות. השוואת תוצאות אלו לכל רגרסיה בטבלה 1 מצביעה בבירור על היתרון של טבלה 1.

האם ניתן לקבל תוצאות טובות יותר אם נוותר על הדרישה לקבלת הסימנים הצפויים מראש, כמו ברגרסיות 1 ו-2 בטבלה 2, ונשים את הדגש בתוצאה האקונומטרית של המובהקות? רגרסיות 3-7, שנועדו לענות על שאלה זו, מראות כי אכן מתקבלות תוצאות טובות יותר; אולם הסימנים ההפוכים מהצפוי אינם מסתדרים עם ההבנה הכלכלית האינטואיטיבית. רגרסיה 3 מוסיפה משתנה ריאלי נוסף – תשואות אג"ח ממשלתיות צמודות ל-10 שנים: הסטטיסטיים ברגרסיה זו מלמדים על התוצאות הטובות ביותר ($DW = 1.89, R^2 = 0.88$), אך בריבית הנומינלית והריאלית מתקבלים סימנים הפוכים בפיגורים השונים. רגרסיות 4-7 מציגות תחלופה בין משתנים שונים, נוסף על התוצר, המופיע בכולם, והן מניבות תוצאות דומות עם מקדם הסבר של כ-0.8 ו- DW של 1.5 בערך. (כולם עוברים מבחן LM למיתאם סדרתי). כך, למשל, המשתנים בסימנים הפוכים לצפוי הם שער החליפין הריאלי ברגרסיה 4; האינפלציה הצפויה בפיגור העשירי ברגרסיה 5; שער החליפין הריאלי בפיגור העשירי ברגרסיה 6 והתשואה הריאלית של אג"ח ל-10 שנים ברגרסיה 7. רגרסיות 5-7 אף מניבות תוצאות אלו כבר עם שני משתנים, לעומת שלושה משתנים ברגרסיות 3-4. מכל מקום, תוצאות אלו חשופות לביקורת בגלל אי קבלת הסימנים הצפויים בחלק מהמשתנים.

מודל זה מבליט את התוצאות הבאות: (א) אין רגרסיה המניבה תוצאות טובות אם מסתמכים על סימנים צפויים והגיוניים מהבחינה הכלכלית. לכן, כבר במובן זה מודל 2 נחות ממודל 1, המסתמך על משתני המגור העסקי. (ב) התוצר מובהק ויציב בפיגורים הראשון והשישי, עם הסימן הצפוי. (ג) הריבית הנומינלית והאינפלציה הצפויה הם תחליפים קרובים ונותנים תוצאות דומות ובפיגורים זהים – ככל הנראה משום שהמדיניות המוניטרית, בעידן של יעדי אינפלציה, מגיבה על עלייה/ירידה באינפלציה הצפויה בהעלאה/הורדה של הריבית.

6.4 משתנים מקרו-כלכליים: מודל 2(א) – משתנים סטציונריים

טבלה 2א' מציגה את תוצאות הרגרסיות של משתנים מקרו-כלכליים שהם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית (פילטר HP). רגרסיה 1 מציגה את התוצר כמשתנה מסביר בודד. מתקבל הסימן השלילי הצפוי, ומובהקות בפיגורים של 1 ו-6 תקופות. גם תוצאות הרגרסיה טובות: לתוצר (או לסטייה ממחזור העסקים) כוח הסבר של 75%, והוא עובר מבחן LM למיתאם סדרתי. משתנה התוצר נשאר יציב בפיגורים אלו גם בכל הרגרסיות הבאות. רגרסיה 2 מוסיפה את ריבית הבנק המרכזי; מתקבלת השפעה בפיגור של 6 ו-9 תקופות, עם הסימן החיובי הצפוי. רגרסיה 3 מציבה את האינפלציה הצפויה במקום הריבית, ומתקבלת תמונה דומה; שוב מתקבל כי עלייה בציפיות האינפלציוניות מגדילה את החובות הרעים – תוצאה של המדיניות המוניטרית בעידן יעדי אינפלציה, המגיבה על עלייה של הציפיות בהעלאת הריבית³⁵. רגרסיות 4 ו-5 מוסיפות משתנים ריאליים – שער החליפין הריאלי והריבית

³⁴ בהרצת שני המשתנים הנומינליים יחד – האינפלציה והריבית המוניטרית – מתקבלת מובהקות רק באחד מהם. גם בהרצת שני המשתנים הריאליים ברגרסיות 3-7 (שער החליפין הריאלי והתשואה הריאלית של אג"ח ל-10 שנים) מתקבלת מובהקות רק באחד מהם. משמעות הדבר, כי די במשתנה נומינלי אחד ובמשתנה ריאלי אחד מעבר לתוצר.

³⁵ התוצאה של השפעת הריבית על החובות הבעייתיים בבנקים תומכת בהשפעה דרך ערוץ האשראי. התוצאה של השפעה ארוכת טווח (ולא רק מידית) של המדיניות המוניטרית (ברגרסיה 2) תומכת בתיאוריה הניאו-קיינסיאנית ולא בתיאוריה הניאו-קלאסית.

הריאלית הארוכה, בהתאמה. הדבר הבולט לחיוב הוא שסימני המשתנים של הריבית (+) ושער חליפין (-) מתקבלים כפי שצפינו, ואף עם שיפור מסוים בסטטיסטיים לעומת הרגרסיות הקודמות. כנגד זאת מתקבל שהשפעת המשתנים הנומינליים (ריבית בנק ישראל והאינפלציה) מתפרסת על פני תקופה ארוכה, ולעומת זאת, השפעת המשתנים הריאליים (שער החליפין והריבית הריאלית על אג"ח צמודות) קצרה יותר (בשנה השוטפת) – מצב לא הגיוני.

התוצאות הבולטות העולות מכאן הן: (1) הרגרסיה המועדפת היא 4, עם $R^2 = 0.84$ ו- $DW = 1.91$. עם זאת, היא ללא ספק נחותה מרגרסיה 5 במודל 1א' מהמגזר העסקי, משלוש סיבות: (א) הסטטיסטיים, $R^2 = 0.94$ ו- $DW = 1.98$ טובים יותר. (ב) אף כי גם כאן כל סימני המשתנים מתקבלים כצפוי על פי המסגרת התיאורטית, במודל 2א' מתקבל המצב הלא-הגיוני שהשפעותיהם של המשתנים הנומינליים ארוכות יותר מהשפעות המשתנים הריאליים. (ג) במודל של המגזר העסקי מתקבלים גם פיגורים גדולים יותר, ולכן יש להם סיכוי גדול יותר לשמש אינדיקטורים מובילים.

6.5 המודל המשולב

עתה מתבקש לבדוק אם שילוב של משתנים מהמגזר העסקי ומשתי מקרו יניב תוצאות טובות יותר. כדי לחסוך במקום, תוצאות הרגרסיות בלוחות 3 ו-3א' מובאות בנספח 2. סיכום התוצאות מראה כי מודל טהור של המגזר העסקי (טבלאות 1 ו-1א') עדיף גם על מודל משולב, ומודל משולב עדיף על מודל טהור של משתני מקרו (טבלאות 2 ו-2א'). עם זאת, גם המודל המשולב מצביע על תוצאות סבירות ויפות.

טבלה 2א': מודל 2א' – משתני מאקרו סטטאינוניים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי (npillhbp) על משתנים מקרו-כלכליים ¹							
	המשתנה	הפיגור	המקדם (מובהקות)				
			רגרסיה 1	רגרסיה 2	רגרסיה 3	רגרסיה 4	רגרסיה 5
	c		-0.05 (-0.39)	-0.06 (-0.51)	-0.04 (-0.37)	-0.05 (-0.49)	-0.07 (-0.61)
התוצר העסקי – סטיות מהמגמה	gdpbsahp	-1	-0.15 (-10.1)	-0.15 (-10.8)	-0.14 (-9.75)	-0.14 (-10.1)	-0.15 (-9.87)
	gdpbsahp	-6	-0.07 (-4.63)	-0.06 (-4.29)	-0.05 (-3.56)	-0.06 (-4.32)	-0.08 (-4.23)
ריבית בנק ישראל	rib_bihp	-6		0.29 (2.8)			0.23 (2.11)
	rib_bihp	-9		0.16 (1.81)			0.15 (1.67)
האינפלציה לשנה הצפויה	infexphp	-1			0.33 (2.5)	0.3 (2.45)	
	infexphp	-7			0.39 (3.45)	0.31 (2.77)	
שער החליפין הריאלי	exrthp	-4					-7.5 (-1.59)
הריבית הריאלית הארוכה	agach10hp	-3				0.59 (2.28)	
$adj\ R^2$			0.75	0.79	0.82	0.84	0.80
DW			1.25	1.82	1.88	1.91	1.7
$^2LM\ pval.$			0.16				

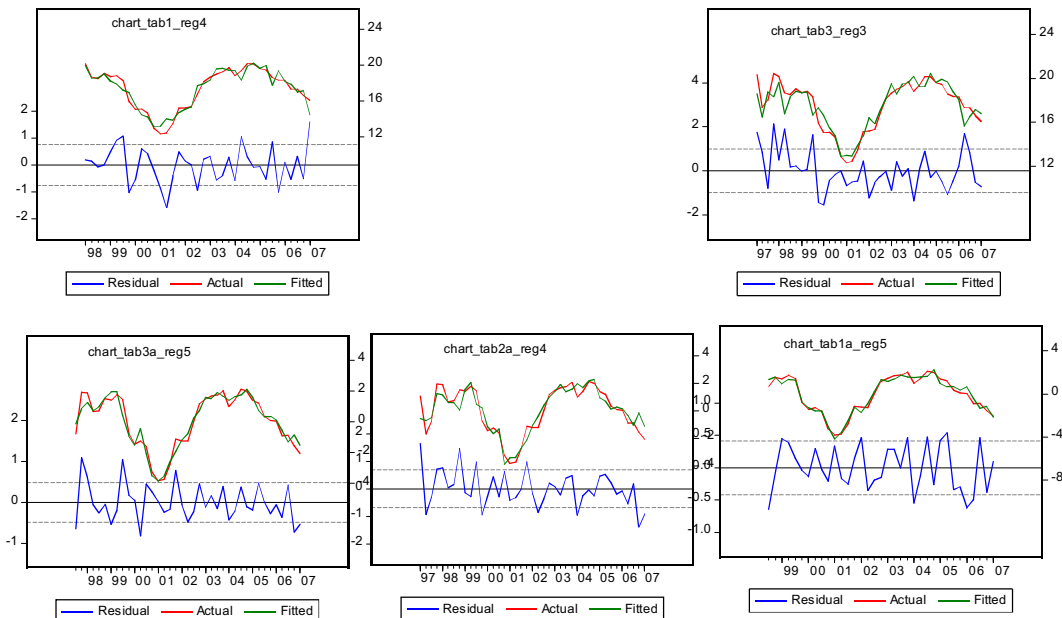
¹ כל המשתנים מוצגים כסטייה מהמגמה (cycle) בפילטר HP, ובמצב זה הם סטטאינוניים. מספר התצפיות הוא 41 ו-53, בהתאמה.

להמחשת תוצאות הרגרסיות מציג איור ד' את המשתנה החזוי על פי הרגרסיות הנבחרות (המצוינות על פי הטבלאות), יחד עם המשתנה של יחס החובות הרעים בפועל, ואת שאריות הרגרסיות. הרגרסיה ברמות על טוהרת משתני המקרו (מטבלה 2) אינה מופיעה כאן, משום שלא התקבלו בה תוצאות מובהקות על פי הקריטריון של קבלת הסימנים הצפויים. טבלה 4 מתארת כמה סטטיסטיים של שאריות הרגרסיות המועדפות לכל אחד מהמודלים. בולטות התוצאות הטובות של המודלים על טוהרת המגזר העסקי – הן ברמות (טור x1) והן בסטיות

מהמחזור (x1a) – לעומת יתר המודלים המקבילים להם: ממוצע הסטיות של השאריות הוא אפס בשני המודלים של המגזר העסקי, בשני הטורים, לעומת מספר שונה מאפס במודלים האחרים; סטיית התקן נמוכה יותר, וגם ערכי המינימום והמקסימום קטנים יותר בדרך כלל.

טבלה 4: סיכום סטטיסטיים של הפער בין החזוי לנתון בפועל					
X3a	X2a	X1a		X3	X1
משתנים סטטיסטיים				משתנים לא-סטטיסטיים	
0.03	0.05	0		0.18	0.01
0.41	0.6	0.35		0.75	0.69
0.8	1.38	0.64		1.55	1.57
-1.04	-1.46	-0.54		-1.70	-1.62
המודלים ברמות ה: x1, המתאר את רגרסיה 4 בטבלה 1 ו- x3, את רגרסיה 3 בטבלה 3 המופיעה בנספח. המודלים בסטיות מהמחזור ה: x1a, המתאר את רגרסיה 5 בטבלה 1א'; x2a, המתאר את רגרסיה 4 בטבלה 2א' ו- x3a – את רגרסיה 5 בטבלה 3א' המופיעה בנספח. גם כותרות האיורים מופיעות לפי מפתח זה.					

איור ד': השוואה בין החזוי ליחס החובות הרעים בפועל בחמשת המודלים



6.7 סיכום ביניים

לאחר הצבת המסגרת הכלכלית למשתני המגזר העסקי הרצתי מודלים משני טיפוסים: (א) משתני רמה, שרובם אינם סטטיסטיים מהבחינה האקונומטרית אך סטטיסטיים מהבחינה הכלכלית. (ב) משתנים סטטיסטיים מהבחינה האקונומטרית – במונחי סטיות מהמחזוריות של המשתנים שחושבו בפילטר HP ועברו את מבחני DF לסטטיסטיים. בכל טיפוס הורצו שלושה מודלים – עבור משתנים של המגזר העסקי בלבד, עבור משתני מקרו בלבד ועבור משתנים של המגזר העסקי ומשתני מקרו גם יחד. הרצת מודלים אלו הניבה את התוצאות הבאות:

(1) המודל על טוהרת משתני המגזר העסקי מניב את התוצאות הטובות ביותר. תוצאה זו בולטת במיוחד במשתנה רמה, שם התקבלו תוצאות טובות ועם סימני המקדמים שהיינו מצפים להם על פי המסגרת הכלכלית. תוצאה חשובה נוספת היא כי משתני הרמה שהתקבלו כמובהקים לאחר ניסוי של משתנים רבים הם סטטיסטיים גם מהבחינה האקונומטרית (מתפלגים $I(0)$). לעומת זאת, במודל על טוהרת משתני המקרו לא התקבלו תוצאות טובות – אם מביאים בחשבון את דרישתנו לסימני המקדמים שהיינו מצפים להם על פי החשיבה הכלכלית. גם המודל המשולב מניב תוצאות פחות טובות מהמודל של המגזר העסקי בלבד.

(2) הרווחיות התפעולית היא אינדיקטור מפתח, וניתן להסתפק במומנטים שונים שלה – הממוצע שלה, פיזור בין הפירמות ותנודתיותה - כדי לקבל תמונה טובה, שמתבררת כעמידה לאורך הרגרסיות השונות. גם הנזילות והמינוף מתקבלים כמובהקים בשני המודלים, אך תרומתם לכוח ההסבר שולית (5%). מהדומיננטיות של הרווחיות לעומת הנזילות ניתן ללמוד כי כשמדובר בסיכוני אשראי, חשיבותם של סיכוני חדלות הפירעון (insolvency) עולה על זו של סיכוני הנזילות (liquidity), ומדגישה את הצורך בפיזור תיק ההלוואות בין פירמות ובין ענפים. אמנם ייתכן כי השפעתם הקטנה יחסית של המינוף והנזילות נובעת מגישתן הנוחה של החברות הבורסאיות, בפרט הגדולות שבהן, לשוק ההון, אולם גם הסברים אחרים מתיישבים עם ממצא זה. הסבר אפשרי להשפעתו הקטנה של המינוף היא רמתו הסבירה ששררה בישראל במהלך תקופת המחקר, אשר השפיעה רק בשוליים על התנודות במחזורי העסקים, ובכך תרמה ליציבותה של המערכת הבנקאית, במיוחד בשפל של 2002-2001. גם ההשפעה הקטנה בלבד של הנזילות מתיישבת עם מדיניות גמישה של הבנקים בטיפול בחובות בעייתיים שהקשיים בהם נובעים ממצוקת נזילות, בשונה מהמקרים של חדלות פירעון.

(3) התוצאות שמניב מודל המגזר העסקי הן: במשתני רמה – מקדם הסבר של $DW = 1.84$ ו- 0.89 ; ובמונחי סטיות מהמחזור – מקדם הסבר של $DW = 1.98$ ו- 0.94 . נוסף גם כי כל המודלים מהטיפוס של סטיות מהמחזור מניבים תוצאות טובות יותר מאלה של מודלים מהטיפוס של משתני רמה.

(4) המקדמים וההשפעות של משתני המגזר העסקי: במשתני רמה: מקדם התשואה התפעולית לנכסים (בפיגור של 7 רבעים) הוא -0.8 ; משמע שירידה של נקודת אחוז בתשואה גוררת עלייה של 0.8 נקודת אחוז ביחס החובות הרעים לסך האשראי; מקדם מדד פיזור התשואה בין הפירמות הוא -6.5 במשך 7 רבעים; בתנודתיות התשואה (בפיגור החמישי) 9.2 , במינוף 0.07 (בפיגור השביעי) ובנזילות -0.1 (בפיגור השלישי). במשתנים במונחי סטייה מהמחזור: מקדם התשואה הוא -4.7 (בפיגורים של 4-7 רבעים); המדד לפיזור התשואה בין הפירמות הוא -0.75 (בפיגור של 2-6 רבעים); תנודתיות התשואה היא 13.7 (בפיגורים של 3 ו-7 רבעים), המינוף הוא 0.06 (בפיגור השמיני), והנזילות היא -0.05 (בפיגור הרביעי).

(5) סיכוי לאינדיקטורים מובילים – למשתני המגזר העסקי השפעות ארוכות טווח של 7-8 פיגורים, ולכן יש כאן סיכוי לאינדיקטורים מובילים.

7. משוואת הטווח הארוך - שיטת הקואינטגרציה

חיפוש הקשר לעיל בין איתנות המגזר העסקי (ומשתנים מקרו-כלכליים) לבין יציבות המערכת הבנקאית הניב משוואת חיזוי למשתנה יחס החובות הרעים לסך האשראי במערכת הבנקאית (איכות האשראי). עתה, בהינתן נקודה מסוימת – חזויה או בפועל – של יחס החובות הרעים, השאלה היא כיצד לייחס אותה כדי להעריך אותה כגבוהה מדי, סבירה, או נמוכה מדי. תשובה אפשרית לשאלה זו היא מציאת משוואה של הטווח הארוך, שתשמש סמן (בנצימרק) להערכה זו. משוואת הטווח הארוך תיאמד בשיטת הקואינטגרציה, שתבחין בין משתנים שהם קואינטגרטיביים עם המשתנה התלוי בטווח הארוך לבין משתנים המשפיעים רק על הדינמיקה במסלול ההתכנסות.

ישנן שתי סיבות טובות לאפשרות של קשר קואינטגרטיבי. הסיבה הראשונה היא כלכלית: כפי שהראו קבוצות האיורים א' וב', המשתנים אינם מתבדרים; זאת אומרת שגם אם יחס החובות האבודים הוא במגמת עלייה מתמשכת, הרי בסופו של דבר יהיה תיקון; כך הדבר גם לגבי המשתנים המסבירים, כגון התשואה לנכסים, הנזילות והמינוף. הסיבה השנייה היא ההשפעות ארוכות הטווח שעלו מהשיטה הקודמת, אשר התבטאו במספר הגדול של הפיגורים. הרעיון הוא אפוא לחפש את המשתנים הקואינטגרטיביים עם יחס החובות הרעים. עוד נציין כי שיטת הקואינטגרציה מאפשרת להריץ גם משתנים לא-סטציונריים – מצב נוח, שכן רוב המשתנים אינם סטציונריים – וזו סיבה נוספת לשימוש בשיטה זו.

הקשר הקואינטגרטיבי ייאמד בשיטת DR (Dynamic Regression), המאפשרת יותר מאשר משתנה קואינטגרטיבי אחד. עם זאת חשוב לציין כי גם משתנה אחד מספיק להוכחת הקשר הקואינטגרטיבי. תיאור תמציתי ראו בנספח 3.

7.2 התוצאות – משתני המגזר העסקי

חיפוש משתני הטווח הארוך נוסה עבור כל המשתנים, ברמות ובהפרשים. התוצאות המובהקות של שני המודלים מופיעות בטבלה 5 שלהלן: הראשון הוא על טוהרת משתני המגזר העסקי, והשני משולב עם משתני מקרו. מתקבל כי בשני המודלים תיקון הטעויות (Error Corection – EC), המעיד על הקשר הקואינטגרטיבי וצריך להתקבל עם מקדם שלילי ומובהק, נעשה על ידי משתנה הרווחיות התפעולית roa . נציין כי במקדם זה היו שינויים קלים בלבד לאורך כל שלבי ההרצה, דבר המעיד על יציבותו. הדומיננטיות של הרווחיות התפעולית עולה אפוא גם כאן, והתפתחותה לאורך זמן קשורה להתפתחות יחס החובות הרעים.

מתקבלים עוד שני משתנים של הטווח הארוך – פיזור הרווחיות והנזילות – שניהם בסימן המצופה. רמת החסבר היא $adjR^2 = 0.69$. נמצא אפוא כי הרווחיות, הפיזור שלה בין הפירמות והנזילות הם המשתנים הקובעים את רמת הטווח הארוך של יחס החובות הרעים (איכות האשראי). שני המשתנים הראשונים מבטאים את התשואה התפעולית שהופקה מהנכסים, כלומר את כושר הפירעון של הפירמה ביחס לפעילותה (solvency), והשלישי – ביחס לנזילותה (liquidity). את הנזילות ניתן לפרש כך שלא די ברווח הנצבר, המופיע במשתנה roa ; יש לתרגם אותו גם לנזילות: ככל שהנזילות גבוהה יותר יחס החובות הרעים קטן יותר.

טבלה 5: משוואת הקשר הקואינטגרטיבי והדינמיקה בין משתנים מהמגזר העסקי ומשתני מקרו ליחס החובות הרעים בבנקים (המשתנה התלוי – $npllh$ בסוגריים ערכי t)			
		מודל המגזר העסקי	מודל משולב: עסקי + מקרו
	c	11.44 (4.9)	10.34 (7.3)
המשתנה התלוי	$d(npllh(-1))$	0.34 (3.36)	
	$d(npllh(-3))$	0.34 (3.72)	
	$npllh(-3)$		0.31 (4.27)
	$d(roa(-3))$	-1.0 (-3.17)	-0.59 (-2.89)
הטווח הארוך (EC)	$npllh(-1)-roa(-1)$	-0.22 (-4.8)	
	$npllh(-2)-roa(-2)$		-0.44 (-6.05)
המינוף	$d(lev(-5))^2$	-0.38 (-4.33)	-0.35 (-6.14)
מח"ם החוב	$d(stdr(-1))$	-0.095 (-4.16)	-0.11 (-8.15)
הנזילות	$liq(-8)$	-0.051 (-3.4)	-0.035 (-3.74)
הפיזור	$roavar(-6)$	-0.35 (-2.3)	
	$roavar(-7)$		-0.36 (-3.7)
הטווח הארוך (EC)	$npllh-agach10(-8)$		-0.24 (-7.14)
הריבית הריאלית הארוכה	$d(agach10(-4))$		0.53 (4.27)
ריבית בנק ישראל	$d(rib_bi(-6))$		-0.22 (-4.25)
שער חליפין הריאלי	$d(exrt(-3))$		3.84 (2.38)
$R^2 adj$		0.69	0.91
DW		1.92	2.47
LMpvalue		0.6	0.16
Obs. a. adj.		37	33

עוד עולה מהתוצאות כי למינוף ולמח"ם החוב השפעות קצרות טווח בלבד: הם משפיעים רק על הדינמיקה, אך לא על הטווח הארוך. רשימה ארוכה של אינדיקטורים ליציבות הפיננסית (המופיעה בנספח 1) לא התקבלה כמובהקת.

המודל המשולב מוסיף משתני מקרו. גם כאן נוסו כל המשתנים המופיעים בנספח, ברמות ובהפרשים, ובפיגורים שונים. התוצאות מראות כי התקבל קשר קואינטגרטיבי נוסף עם הריבית הריאלית הארוכה. לריבית המוניטרית הנומינלית ולשער החליפין הריאלי השפעות על הדינמיקה, אך לא על הטווח הארוך. מתקבל אפוא כי במשוואת הטווח הארוך יש גם השפעה של גורמים מקרו-כלכליים: מקדם ההסבר משתפר משמעותית ל-0.91, לעומת 0.61 במודל המגזר העסקי. לאחר העברת אגפים מתקבלת משוואת הטווח הארוך כלהלן (כאשר במכנה מופיע המקדם של EC):

ממודל טווח של המגזר העסקי מתקבלת משוואה (8),

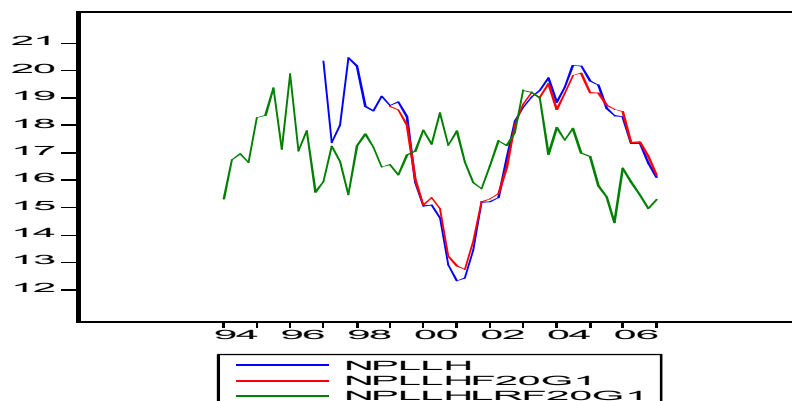
$$(8) \quad npllh = \frac{11.44}{0.22} + \frac{0.22}{0.22} roa - \frac{0.35}{0.22} roa \text{ var} - \frac{0.051}{0.22} liq = 51.48 + roa - 1.57 roa \text{ var} - 0.23 liq$$

ומהמודל המשולב מתקבלת משוואה (9),

$$(9) \quad npllh = \frac{10.35}{0.38} + \frac{0.44}{0.38} roa - \frac{0.36}{0.38} roa \text{ var} - \frac{0.035}{0.38} liq + \frac{0.24}{0.38} agach10 = \\ = 27.51 + 1.17 roa - 0.95 roa \text{ var} - 0.093 liq + 0.65 agach10$$

בסיכום שתי המשוואות של הטווח הארוך, לשני משתנים יש EC עם המשתנה התלוי – לרווחיות התפעולית roa ולריבית הריאלית לטווח ארוך $agach10$; כל אחד ממשתנים אלו קשור ליחס החובות הרעים, והם מתפתחים יחד בטווח הארוך. בטווחים הקצרים יותר ייתכנו סטיות, והמשתנים יכולים להתבדר, אך לא לאורך זמן. כאשר הריבית הריאלית עולה, יגדל גם יחס החובות הרעים. כאשר הרווחיות גדלה, יגדל גם יחס החובות הרעים בטווח הארוך; במילים אחרות: כאשר הרווחיות גדלה הבנקים נותנים יותר אשראי, אך גם יחס החובות הרעים הגלום בו גדל בסופו של דבר. ניתן לפרש זאת כסינון לוויס חלש יותר מצד המלווים בזמן גאות³⁶. במשוואת הטווח הארוך מופיעים עוד שני משתנים המשפיעים על יחס החובות הרעים – פיזור הרווחיות התפעולית בין הפירמות ($roavar$) והנזילות (liq). למשתנים אלו השפעות ארוכות טווח, אך הם לא מתפתחים באותה המגמה כמו המשתנה התלוי, שכן אין EC בינם לבין המשתנה התלוי. שניהם מתקבלים בסימן שלילי, כפי שהיינו מצפים: נזילות גבוהה יותר מפחיתה את יחס החובות הרעים, ופיזור רווחיות גדול יותר בין הפירמות (הלויס) תורם אף הוא להפחתת יחס החובות הרעים.

איור ה': $npllh$ - משוואת הטווח הארוך, המשוואה הדינמית והנתון בפועל



³⁶ ראו גם זילברפרב, קראוס ושניר (2005).

איור 5 מציג את משוואת הטווח הארוך של המודל המשולב (9), יחד עם המשתנה התלוי בפועל והמשוואה הכוללת את הדינמיקה, המופיעה בטבלה 5 בטור השני³⁷. משוואת הטווח הארוך יכולה לשמש סמן להערכת יחס החובות הרעים המחושב מדיווחי הבנקים. האיור מראה כי מסוף שנת 1999 ועד סוף 2002 – תקופה שבחלקה שרר שפל – יחס החובות הרעים המדווח היה נמוך מאשר במשוואת הטווח הארוך; מצב זה שיקף, ככל הנראה, הערכת יתר לאיכות האשראי בשנים 1999-2000³⁸; לעומת זאת מסוף 2003 יחס החובות הרעים גבוה מאשר במשוואת הטווח הארוך, אך מגמתם דומה, והם אינם מתבדרים כמו בתקופות קודמות – מצב המשקף, ככל הנראה, הערכה הולמת יותר של איכות האשראי הבנקאי. בתחילת 2007 (הנתון האחרון בסדרה) יחס החובות הרעים בבנקים גבוה מאשר במשוואת הטווח הארוך בנקודות אחוז אחת. לכן בפתח המשבר הנוכחי, שהחל באמצע 2007 והתעצם בשנת 2008, נראה כי הבנקים עשויים להיות עמידים בפני שפל הדומה בעוצמתו לזה של 2001-2002. עוד ניתן לראות מהפער שבין יחס החובות הרעים בפועל למשוואת הטווח הארוך כי המשתנים הדינמיים, שהשפעתם קצרת טווח, הם מקור ההסבר העיקרי לסטיות של יחס החובות הרעים ממשוואת הטווח הארוך.

8. סיכום

בעבודה זו נבחן הקשר האמפירי שבין איתנות המגזר העסקי הריאלי (הלווים) לבין יציבות המערכת הבנקאית (המלווים) בישראל. המערכת הבנקאית יוצגה באמצעות החובות הבעייתיים (סיכוני אשראי). המגזר הריאלי יוצג באמצעות סדרה עתית של אינדיקטורים לאיתנות הפיננסית של חברות בורסאיות. נבחנו 23 אינדיקטורים מהמגזר העסקי, מתחום הפעילות, ההון (המינוף), הרווחיות, הנזילות מח"ם החוב ונטל החוב, שכללו גם מדדים לפיזור הרווחיות בין הפירמות הלוות ותנודתיות (יציבות) הרווחיות. כן נבדקו 7 אינדיקטורים של משתני מקרו, כדי לבחון את טיב הקשר שלהם ליציבות הבנקים לעומת זה של משתני המגזר העסקי. רוב המשתנים לא נמצאו סטציונריים מהבחינה הסטטיסטית, ולכן הבדיקה האמפירית נערכה בשתי שיטות: הראשונה היא במשתני רמה שאינם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית, אך אינם מתבדרים בטווח הארוך, ולכן הם סטציונריים מהבחינה הכלכלית. השנייה – במונחי סטייה מהמחזוריות של המשתנים המקוריים, באמצעות פילטר HP שלהם; כך כל המשתנים התקבלו כסטציונריים מהבחינה האקונומטרית. שתי השיטות בחנו משתנים מהמגזר העסקי ומשנתני מקרו בנפרד ובמשולב. נוסף על אלו נבחן קיומה של משוואת הטווח הארוך באמצעות קואינטגרציה; נבדקו בה משתני המגזר העסקי בנפרד ובמשולב עם משתני מקרו. כל ההרצות נעשו בשיטת OLS. מהתוצאות עולה כי המודל עם משתני המגזר העסקי מניב תוצאות טובות יותר מאשר המודלים האחרים (מודל של משתני מקרו בלבד ומודל משולב), עם מקדם הסבר של 0.89 במשתני רמה ושל 0.94 במונחי סטיות מהמחזור, ועם סימני המקדמים המצופים. יתרון נוסף הוא שמשתני הרמה המתקבלים הם סטציונריים מהבחינה האקונומטרית, ובכך נמנעת הדילמה של בחירה בין מודל עם משתנים סטציונריים לבין משתני רמות שאינם סטציונריים. תוצאה נוספת היא שהמשתנים מתקבלים בפיגורים שונים, עד 8 רביעים (כשנתיים), ולכן הם יכולים לשמש אינדיקטורים מובילים.

הממצא המרכזי הוא שהרווחיות התפעולית היא אינדיקטור מפתח, וניתן להסתפק במומנטים שונים שלה – הממוצע, הפיזור בין הפירמות ותנודתיות הרווח – כדי לקבל תמונה טובה עם מקדם הסבר של 0.85, שמתבררת כעמידה לאורך הרגרסיות השונות. אף הנזילות והמינוף מתקבלים כמובהקים בשני המודלים, אך תרומתם לכוח ההסבר שולית בלבד – כ-5 נקודות אחוז. ממצא זה מדגיש כי מבין הסיכונים הכרוכים במתן אשראי, סיכוני חדלות הפירעון (insolvency), הנובעים מהפעילות הריאלית והמתבטאים ברווחיות התפעולית הם העיקריים, בעוד שהסיכונים הנובעים ממבנה המאזן, כמו הנזילות (liquidity) והמינוף הם שוליים. ייתכן שהשפעתו הקטנה-

³⁷ np1lh, np1lh20g1 ו-np1lh20g1, בהתאמה.

³⁸ מצב המתיישב עם הוראת המפקח על הבנקים בדבר הפרשות מיוחדות לחובות מסופקים ברביע האחרון של 2001.

בלבד של המינוף אומרת כי בישראל שררה, במהלך תקופת המחקר, רמת מינוף סבירה; רמה זו השפיעה רק בשוליים על התנודות במחזורי העסקים, ובכך תרמה ליציבות המערכת הבנקאית, במיוחד בשפל של 2001-2002. ההשפעה הקטנה של הנזילות מתיישבת עם מדיניות גמישה של הבנקים בטיפול בחובות בעייתיים כאשר מדובר במצוקת נזילות של הלווים (שלא כמדיניותם במקרים של חדלות פירעון). ואולם ייתכן גם שהשפעתם הקטנה יחסית של המינוף והנזילות היא תוצאת גישתן הנוחה של החברות הבורסאיות, בפרט הגדולות שבהן, לשוק ההון. מהמשוואה מתקבל כי עלייה של נקודת אחוז ברווחיות (בפיגור של 7 תקופות) גורמת לירידה של 0.8 נקודת אחוז ביחס החובות הרעים; יתר המקדמים שהתקבלו הם: הפיזור של הרווחיות בין הפירמות – 6.5 – במשך 7 תקופות; התנודתיות שלה (בפיגור החמישי) – 9.2; המינוף – 0.07 (בפיגור השביעי); הנזילות – 0.1 – (בפיגור השלישי).

הדומיננטיות של הרווחיות עולה גם ממשוואת הטווח הארוך, והיא, יחד עם הריבית הריאלית לטווח ארוך (+) מתפתחות יחד עם המשתנה התלוי ומקיימות "תיקון טעות" (error correction) במשוואת הקואינטגרציה. משתנים נוספים בעלי השפעה ארוכת טווח הם פיזור הרווחיות בין הפירמות (-), שהוא מומנט נוסף של הרווחיות, והנזילות (-). שלא כמו הקשר השלילי בטווח הקצר, בטווח הארוך התקבל קשר חיובי בין הרווחיות ליחס החובות הרעים: כאשר הרווחיות גדלה, בסופו של דבר גם יחס החובות הרעים גדל; ניתן לפרש זאת כסינון לווים חלש יותר מצד המלווים בזמן גאות. משוואת הטווח הארוך עוזרת להעריך, לצורכי מדיניות, את יחס החובות הרעים (בפועל או החזוי) מול הטווח הארוך בכל נקודת זמן. נראה כי השנים 1999-2000 – שנות גאות, לפני השפל של 2001-2002 – התאפיינו בהערכת יתר לאיכות האשראי הבנקאי, ולעומת זאת, שנות הגאות 2004-2007 התאפיינו בהערכה הולמת יותר של איכות האשראי הבנקאי. לכן בפתח המשבר העולמי הנוכחי, שהחל באמצע 2007 בארה"ב והתעצם בשנת 2008, נראה כי הבנקים בישראל עשויים להיות עמידים יותר בפני שפל הדומה בעוצמתו לזה של 2001-2002.

9. ביביליוגרפיה

אופק, אלי ודניאל ורקר (1993). "חיזוי קשיים פיננסיים של חברות ציבוריות על פי נתונים חשבונאיים מותאמים ונומינליים", מכון יוסף קסירר למחקר בחשבונאות (מארכ).

ויטנברג, רגינה (2000). "הערכת סיכון האשראי בבנקאות הישראלית על פי מודל לדירוג האשראי", בנק ישראל, הפיקוח על הבנקים, מאמרים לדיון, 00.03 (יולי).

זילברפרב, בן ציון, מרים קראוס ואביחי שניר (2005). "אופטימיות ומחזורי עסקים – ערוץ האשראי במשק הישראלי 1997-2004", סוגיות בבנקאות 17, 95-112 (נובמבר).

רטנברג, דוד ויואל הכט (2006). "הקשר שבין מחזורי עסקים במשק לבין היקף האשראי הבנקאי ואיכותו על רקע הסכם באזל II: הניסיון הישראלי. בנק ישראל, הפיקוח על הבנקים, מאמרים לדיון, 06.01 (יוני).

שהרבני, רן (2005). "פירוק חברות מסיבות מקרו-כלכליות", סקר בנק ישראל 78, 131-168 (נובמבר).

שכמורוב, יוחנן (1991). "חיזוי פשיטות רגל בחברות ציבוריות בישראל באמצעות יחסים פיננסיים ומודל הפרדה", רבעון לבנקאות 115, 89-111 (אפריל).

Altman, E.I. (1968). "Financial Ratios Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance* 23, 589-609 (September).

Altman, E.I., R.G. Halderman and P. Narayanan (1977). "ZETA Analysis: A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporation", *Journal of Banking and Finance* 1.

Altman, E.I. and Anthony Saunders (1997). "Credit Risk Measurement: Developments over the Last 20 Years", *Journal of Banking and Finance* 21, Issues 11-12, 1721-1742 (December).

Altman, E.I. and P. Narayanan (1998). "Business Failure Classification Models: An International Survey" In: Choi, F. (ed.), *International Accounting*, 2nd ed. Wiley, New York.

- Babihuga, Rita (2007). "Macroeconomic and Financial Soundness Indicators: An Empirical Investigation", *IMF Working Paper WP/07/115* (May).
- Banerjee, A., J. Dolado, J.W. Galbraith and D.F. Hendry (1993). *Co-integration, Error Correction and the Econometric Analysis Data*, Oxford University Press.
- Bell, James and Darren Pain (2000). "Leading Indicator Models of Banking Crises – a Critical Review", *Financial Stability Review*, Bank of England (December).
- Beaver, W. (1967). "Financial Ratios as Predictors of Failures", *Journal of Accounting Research* 4 (supplement), 71-111.
- Berger, Allen N. and Robert De-Young (1997). "Problems Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance* 21, 849-870.
- Bernanke, B.S and M. Gertler (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *The Journal of Economic Perspectives* 9, 27-48.
- Bernanke, B.S, M. Gertler and S. Gilchrist (1996). "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *The Review of Economics and Statistics* 78, 1-15.
- Benito, Andrew, John Whitley and Garry Young (2001). "Analysing Corporate and Household Sector Balance sheet", *Financial Stability Review*, Bank of England, 160-165 (December).
- Bunn, Philip (2003). "Company-Accounts-Based Modelling of Business Failure", *Financial Stability Review*, Bank of England, 143-150 (December).
- Casey, C. and N. Bartczak (1985). "Using Operating Cash Flow Data to Predict Financial Distress: Some Extensions", *Journal of Accounting Research* 23, 384-401 (spring).
- Davis, E. Philip (1987) "Rising Sectoral Debt/Income Ratios: a Cause for Concern?", *BIS Economic Papers* 20.
- Davis, E. Philip (1992). "Credit Quality Spreads, Bond Market Efficiency and Financial Fragility", *The Manchester School* 60, Suppl.
- Davis, E. Philip and Mark R. Stone (2004). "Corporate Financial Structure and Financial Stability", *IMF. Working Paper WP/04/124* (July).
- Davis, E. Philip, (2001). "Multiple Channels of Intermediation, Corporate Finance and Financial Stability" *I.M.F. Working Paper WP/01/115*.
- Deakin, E.B. (1972). "A Discriminant Analysis of Prediction of Business Failure", *Journal of Accounting Research* 10, No. 1, 167-179 (Spring).
- Dornbush, Rudiger (1998). "After Asia: New Directions for the International Financial System", In: Fuhrer, J.C. and S. Schuh (eds.) *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series 42.
- Edmister, R. O. (1972). "An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business Failure Prediction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 7, 1477-1493 (March).
- Fisher, I. (1933). "The Debt-Deflation Theory of Great Depression", *Econometrica* 1.
- Flood, Robert and Nancy Marion (1999). "Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature", *International Journal of Finance and Economics* 4, 1-26.
- Gray, Dale (1999). "Assessment of Corporate Sector Value and Vulnerability: Links to Exchange Rate and Financial Crises", *World Bank Technical Paper No. 455* (Washington: World Bank).
- Goldfjan, Ilan and Rodrigo Valdes O. (1995). "Currency Crises and Collapses", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 219-270 (June).

- Hudson, J. (1986). "An Analysis of Company Liquidation", *Applied Economics, Taylor and Francis Journals* 18(2), 219-235 (February).
- Kim, Se Jik and Mark R. Stone, (2000). "Corporate Leverage, Bankruptcy and Output Adjustment in Post-Crisis East Asia", *Microeconomics Working Papers* 143, East Asian Bureau of Economic Research.[also: *IMF WP/ 99/143*].
- Krugman, Paul (1979). "A Model of Balance-of-Payments Crisis", *Journal of Money, Credit and Banking* 11 (3), 311-325 (August).
- Krugman, Paul (1999). "Balance Sheet, Financial Crises and the Transfer Problem", In: Isard, P., A. Razin and A. Rose (eds.), *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert Flood*, Kluwer Academic Publishers, pp. 31-44.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997). "Credit cycles", *Journal of Political Economy* 105 (2).
- Libby, R. (1975). "Accounting Ratios and the Prediction of Failure: Some Behavior Evidence", *Journal of Accounting Research* 13, 150-161 (spring).
- Mishkin, Frederic S. (1997). "The Causes and Propagation of Financial Instability: Lessons for Policymakers", In: *Maintaining Financial Stability in a Global Economy: A Symposium*, U.S. Federal Reserve Bank of Kansas City (August).
- IMF (2003). *Financial Soundness Indicators-Background Paper*, May 15, (SM/03/176).
- Mulder, Christian, Roberto Perrelli and Manuel Rocha (2002). "The Role of Corporate, Legal and Macroeconomic Balance Sheet Indicators in Crisis Detection and Prevention", *IMF Working Paper WP/02/59* (March).
- Obstfeld, Maurice (1994). "Logic of Currency Crisis", *National Bureau of Economic Research W.P. Series (U.S), No. 4640* (February).
- Scott, J. (1981). "The Probability of Bankruptcy: A Comparison of Empirical Predictions and Theoretical Models", *Journal of Banking & Finance* 5(3), 317-344 (September).
- Stone, R. Mark (2000). "The Corporate Sector Dynamics of Systemic Financial Crises", *IMF Working Paper WP/00/114* (June).
- Stone, R. Mark and Melvyn Weeks (2001). "System Financial Crises, Balance Sheets and Model Uncertainty", *IMF Working Paper WP/01/162* (October).
- Vlieghe, Gertjan (2001). "Indicators of Fragility in the UK Corporate Sector", *Working Paper ISSN 1368-5562*, Bank of England.
- Wadhvani, S. (1986). "Inflation, Bankruptcy, Default Premia and the Stock Market", *The Economic Journal*, 96.
- Tamari, Meir (1964). "Financial Ratios as a Mean of Forecasting Bankruptcy", *Bank of Israel Bulletin* 21 (April).[also:]. "The Use of a Bankruptcy Forecasting Model to Analyze Corporate Behavior in Israel", *Journal of Banking and Finance* 8, 293-302, (1984).]

נספחים

נספח 1: המשתנים והגדרתם			
תחום האינדיקטור	המשתנה	תיאור	סטטיסטיקה (מבחני DF ללא מגמה)
		1. המערכת הבנקאית	
	<i>npillh</i>	יחס החובות הרעים בבנקים לפני ההפרשה לחובות מסופקים לסך האשראי למגזר העסקי	לא
		2. אינדיקטורים מהמגזר העסקי	
הפעילות	<i>rsa</i>	יחס המכירות לנכסים	לא
המינוף	<i>levh</i>	יחס החוב להון	לא
	<i>lev</i>	יחס החוב למאזן	לא
הרווחיות	<i>opr</i>	יחס הרווח התפעולי ¹ למכירות	לא
	<i>roa</i> ²	יחס הרווח התפעולי לנכסים	לא
	<i>roaavg</i> ²	יחס הרווח התפעולי לנכסים – ממוצע פשוט של כל החברות (כ-500)	כן
	<i>rfa</i>	יחס הרווח לאחר הוצאות מימון לנכסים	לא
	<i>roe</i>	יחס הרווח למניה בספרים	לא
תנודתיות ³ הרווחיות התפעולית	<i>roastd</i>	סטיית התקן של <i>roa</i> (8 רביעים נעים)	לא
	<i>roaavgstd</i>	סטיית התקן של <i>roaavg</i>	כן
פיזור ⁴ הרווחיות התפעולית	<i>roavar</i>	הפיזור בין כל החברות – השונות של המשתנה <i>roa</i> בין כל החברות לכל תצפית	כן
הניילות	<i>liq</i>	היחס השוטף (הנכסים השוטפים להתחייבויות השוטפות)	כן
	<i>liq_mahir</i>	היחס המהיר (המזומנים + הבטוחות + לקוחות ביחס להתחייבויות השוטפות)	לא
	<i>liq_miyady</i>	היחס המידי (המזומנים + הבטוחות ביחס להתחייבויות השוטפות)	לא
	<i>rmez opr m</i>	יחס המזומן מהפעילות השוטפת למאזן	כן
	<i>rmez opr s</i>	יחס המזומן מהפעילות השוטפת למכירות	כן
	<i>rmez tot m</i>	יחס המזומן מסך הפעילות למאזן	כן
	<i>rmez tot s</i>	יחס המזומן מסך הפעילות למכירות	כן
	<i>ropr mim</i>	יחס המזומן מהפעילות השוטפת להוצאות המימון נטו	כן
מח"ם ההתחייבויות	<i>stdr</i>	יחס החוב לזמן קצר לחוב לזמן ארוך	לא
הנטל	<i>nrrib</i>	נטל הריבית (הוצאות המימון לרווח התפעולי)	לא
	<i>nash</i>	נטל האשראי (יחס החזר הקרן לרווח התפעולי)	לא
	<i>nchov</i>	נטל החוב (יחס החזר הקרן והוצאות המימון לרווח התפעולי)	לא
		3. משתנים מקרו-כלכליים	
	<i>rib_bief</i>	הריבית המוניטרית הנומינלית האפקטיבית של בנק ישראל	לא
	<i>rib_bir</i>	ריבית בנק ישראל הריאלית הצפויה לשנה	כן
	<i>gdpbsa</i>	שיעור צמיחת המגזר העסקי (מנוכה עונתיות)	כן
	<i>ex</i>	שער החליפין הנומינלי שקל/דולר	לא
	<i>exrt</i>	שער החליפין הריאלי האפקטיבי	לא
	<i>Inf_exp</i>	האינפלציה הצפויה לשנים עשר חודשים	לא
	<i>Agach10</i>	תשואות אג"ח ממשלתיות "גליל", 10 שנים לפדיון	לא
¹ הרווח התפעולי הוא הרווח לאחר הוצאות ההנהלה, המכירה והכלליות ולפני הוצאות המימון. ² <i>roaavg</i> נמדד על ידי ממוצע פשוט של הרווחיות התפעולית לכל חברה על פני כל החברות. בכך ניתן משקל זהה לכל חברה. לעומתו, <i>roa</i> מהווה למעשה ממוצע משוקלל. ³ הסיכון נמדד על ידי סטיית התקן של הרווח התפעולי בשמונה רביעים נעים. <i>roaavg</i> נמדד על ידי ממוצע פשוט של סטיית התקן לכל חברה בודדת על פני כל החברות. ⁴ הפיזור נמדד על ידי מדידת שונות הרווחיות התפעולית בין כל החברות לכל תצפית, כלומר הפיזור סביב <i>roaavg</i>. כך נוצרה סדרה עיתית של הפיזור.			

נספח 2: תוצאות רגרסיות משולבות של משתני המגזר העסקי ומשתני מקרו

בנספח זה נבדוק אם שילוב של משתנים מהמגזר העסקי ומשתני מקרו נותן תוצאות טובות יותר מאשר רגרסיות על טוהרת משתני המגזר העסקי, המופיעות בטבלאות 1 ו-1א', ועל טוהרת משתני המקרו, המופיעות בטבלאות 2 ו-2א'. טבלה 3 מציגה שילוב כזה במשתני רמה. נתייחס תחילה לרגרסיות 1-3, ללא רגרסיה 4. נקודת המוצא היא רגרסיה 1 עם משתנה תוצר. רגרסיה 2 מוסיפה את תנודתיות הרווחיות התפעולית ואת המינוף. התוצאות מתקבלות עם הסימנים שציפינו להם, עם מקדם הסבר גבוה (0.91) ועוברות מבחן LM למיתאם סדרתי. רגרסיה 3 מציבה את משתנה הפיזור במקום משתנה תנודתיות הרווחיות, משום שמתקבל כאן שהם משתנים תחליפיים ולא משלימים. (בטבלה 1 הם היו משלימים). כל המשתנים מתקבלים בסימן הצפוי. בהשוואה בין רגרסיות 2 ו-3 לא ברור מה עדיף: מקדם ההסבר ברגרסיה 2 גדול יותר מאשר רגרסיה 3, אך המבחן למיתאם סדרתי טוב יותר ברגרסיה 3³⁹. בולט גם הקבוע הגבוה ברגרסיה 3 לעומת 2.

טבלה 3: מודל 3 – משתנים משולבים לא סטוציוניים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי (npillh) על שילוב של התוצר ומשתנים מהמגזר העסקי ¹						
המשתנה	המשתנה ברגרסיה	הפיזור	המקדם (מובהקות)			
			רגרסיה 1	רגרסיה 2	רגרסיה 3	רגרסיה 4
	C		17.41 (82.5)	15.43 (52.2)	25.78 (12.74)	18.55 (23.73)
התוצר העסקי	<i>gdpbsa90hp</i>	-1	-0.21 (-7.64)	-0.15 (-12.14)	-0.17 (-9.4)	-0.15 (-15.19)
	<i>gdpbsa90hp</i>	-6	-0.1 (-4.32)	-0.099 (-7.64)	-0.058 (-3.13)	-0.1 (-9.61)
	<i>gdpbsa90hp</i>	-11	-0.06 (-2.17)			
פיזור הרווחיות התפעולית	<i>roavar</i>	-3			-0.89 (-2.97)	
	<i>roavar</i>	-8			-0.56 (-2.1)	
	<i>roavar</i>	-10			-0.8 (-3.0)	
תנודתיות הרווחיות התפעולית (סטיית התקן) ²	<i>roastd</i>	-3		4.66 (6.56)		4.03 (6.71)
המינוף	<i>levhp</i>	-10		0.48 (4.59)	0.56 (3.86)	0.33 (3.53)
	<i>agach10</i>	-3				-0.61 (-4.21)
$adj\ R^2$			0.65	0.91	0.81	0.94
<i>DW</i>			0.71	1.32	1.61	1.84
<i>LMpvalue</i>				0.16	0.61	

¹מספר התצפיות הוא 53, ו-41 לאחר התאמה. ²מתאר את ההופכי של יציבות הרווחיות.

כעת נשווה את התוצאות של מודל משולב זה לאלה של מודל על טוהרת המגזר העסקי בטבלה 1. השוואת רגרסיות 2 ו-3 כאן לרגרסיות 3 ו-4 בטבלה 1 מצביעה על עדיפות של המודל בטבלה 1, על פי הסטטיסטיים R^2 ו- DW (אם ש- R^2 גבוה יותר, או שהוא רק נמוך מעט יותר, אך DW הרבה יותר טוב). מכאן שמודל של המגזר העסקי בלבד עדיף על מודל של משתני מקרו בלבד ועל מודל משולב. עתה נראה כי מודל משולב גם הוא עדיף, ולפחות לא נחות, ממודל מקרו טהור – מודל 2. ההשוואה לרגרסיות 1 ו-2 במודל 2 מראה בבירור שמודל 3 עדיף (רגרסיות 2-3): בשני המקרים התקבלו הסימנים הצפויים, אך הסטטיסטיים

³⁹ רשימה ארוכה של משתנים מתחום המגזר העסקי (למשל מתחום הנזילות, מח"ם החוב ונטל החוב) ומתחום המקרו שהורצו לא התקבלו כמובהקים, או התקבלו מובהקים אך בסימן הפוך מהצפוי, כמו ברגרסיה 4 במודל 3, שבה התשובה הריאלית על אג"ח היא בסימן שלילי, הפוך מהצפוי.

R^2 ו- DW במודל 3 טובים יותר. עתה, גם אם נוותר על הקריטריון של קבלת הסימנים הצפויים במודל 2, רגרסיה 4 במודל 3, עם הסטטיסטיים $R^2 = 0.94$ ו- $DW = 1.84$, עדיפה על כל רגרסיה במודל 2 (ולפחות לא נחותה ממנה). נסכם ונאמר כי מודל על טוהרת המגזר העסקי עדיף על מודל עם משתני מקרו בלבד ועדיף על מודל משולב של משתני מקרו ומשתנים מהמגזר העסקי. גם מודל משולב עדיף על מודל של משתני מקרו בלבד.

6.6 שילוב של משתנים מקרו-כלכליים ומשתנים מהמגזר העסקי: משתנים סטציונריים

טבלה 3א: מודל 3 (א) – משתנים משולבים סטציונריים: רגרסיות ols של יחס החובות הרעים בבנקים לסך האשראי ($npllhhp$) על התוצר ומשתנים מהמגזר העסקי ¹								
	המשתנה	הפיגור	המקדם (מובהקות)					
			1 רגרסיה	2 רגרסיה	3 רגרסיה	4 רגרסיה	5 רגרסיה	6 רגרסיה
	c		-0.15 (-1.26)	-0.13 (-1.19)	-0.1 (-0.97)	-0.13 (-1.67)	-0.16 (-2.0)	-0.12 (-1.36)
התוצר העסקי – סטיות מהמגמה	$gdpbsahp$	-1	-0.14 (-11.0)	-0.14 (-11.5)	-0.13 (-9.73)	-0.12 (-10.1)	-0.12 (-10.1)	-0.11 (-8.25)
	$gdpbsahp$	-6	-0.093 (-6.65)	-0.085 (-6.16)	-0.07 (-5.87)	-0.074 (-7.08)	-0.067 (-6.51)	-0.08 (-7.17)
ריבית בנק ישראל	rib_bi	-4						0.16 (2.17)
האינפלציה הצפויה לשנה	$infexphp$	-1			0.26 (2.03)			
	$infexphp$	-6				0.26 (3.44)	0.27 (3.6)	
שער החליפין הריאלי	$exrthp$	-9					-7.38 (-2.61)	
פיזור הרווחיות התפעולית	$roavar$	-2		-0.44 (-2.13)	-0.57 (-2.74)			
תנודתיות הרווחיות התפעולית ² (סטיית התקן)	$roastdhp$	-3				5.41 (4.86)	4.23 (4.23)	5.61 (4.72)
נטל האשראי	$nashhp$	-6				0.018 (2.46)		0.022 (2.84)
מח"ם החוב	$stdrhp$	-5	0.058 (2.24)	0.058 (2.35)	0.053 (2.24)			
	$stdrhp$	-6				0.065 (3.05)	0.069 (3.21)	0.064 (2.73)
	$stdrhp$	-8	0.09 (3.36)	0.078 (3.0)	0.062 (2.36)			
adj_R^2			0.82	0.83	0.85	0.92	0.92	0.9
DW			2.09	2.03	2.06	1.78	2.11	1.72

¹ כל המשתנים מוצגים כסטייה מהמגמה (cycle) בפילטר HP, ובמצב זה הם סטציונריים. מספר התצפיות הוא 41 ו-53, בהתאמה. 2 מתאר את ההופכי של יציבות הרווחיות.

נוכל אפוא לסכם ולומר כי גם במשתנים של סטיות מהמחזור מודל על טוהרת המגזר העסקי עדיף על מודל משולב של משתני המגזר העסקי ומשתני מקרו, והאחרון עדיף על מודל מקרו טהור.

נספח 3: שיטת Dynamic Regression (DR) - תיאור תמציתי

משוואת הקואינטגרציה בשיטת DR מריצה את ההפרש של המשתנה התלוי על המשתנים המסבירים ברמות ובהפרשים ובפיגורים שונים, וכן על ההפרש בין המשתנה התלוי לאחד המסבירים (ברמות) כדי למצוא את "תיקון הטעות" (Error Correction-EC), כלהלן:

$$(4) \Delta npllh = a_1 + a_2 npllh_{t-i-1} + a_j x_{j,t-i} + \lambda_j (npllh_{t-1} - x_{j,t-1}) + \gamma_1 \Delta(L) npllh_{t-i-1} + \gamma_j \Delta(L) x_j$$

כאשר x_j מציין את האינדיקטור j מרשימת האינדיקטורים מהמגזר העסקי, $(j=1..k)$, λ_j מציין את תיקון הטעות, EC, שסימנו חייב להיות שלילי ומובהק, Δ מציין את ההפרש $(\Delta z = z_t - z_{t-1})$, L מציין פיגור אחד, כך ש- $(L)z_t = z_{t-1}$, ולכן $\Delta(L)z_t = z_{t-1} - z_{t-2}$.

λ_j מובהק ושלילי מעיד על קשר קואינטגרטיבי (EC) בין המשתנה התלוי לאחד המסבירים (ברמות); משמע ששני משתנים אלו לא יתרחקו זה מזה לאורך זמן. a_j מובהק מעיד גם על קשר של הטווח הארוך אך לא קואינטגרטיבי; לעומתם, γ_j מובהק מבטא את הדינמיקה של הטווח הקצר.

עקב מיעוט התצפיות גם כאן המבחן הוא הדרגתי. לגבי תיקון הטעות (EC) משוואה (4) נבדקה בנפרד עבור כל משתנה מסביר (ולכן האינדקס j -ב- λ_j). כך, למשל, משוואה (4.1) מציגה בדיקת קשר קואינטגרטיבי של יחס החובות הרעים ($npllh$) יחד עם האינדיקטור של התשואה לנכסים (roa):

$$(4.1) \Delta npllh = a_1 + a_2 npllh_{t-i-1} + a_3 roa_{t-i} + a_4 lev_{t-i} + a_5 stdr_{t-i} + a_6 liq_{t-i} + a_7 nrib_{t-i} + a_8 nchov_{t-i} + \lambda_{roa} (npllh_{t-1} - roa_{t-1}) + \gamma_1 \Delta(L) roa_{t-i} + \gamma_2 \Delta(L) lev_{t-i} + \dots + \gamma_6 \Delta(L) nchov_{t-i}$$

כאשר צריך להקפיד שלא תיווצר כפילות בין הרמה של משתנה מסוים לבין ההפרש שלו, משום שאז לא יהיה פתרון יחיד. בדיקת קשר קואינטגרטיבי בין שיעור המינוף ליחס החובות הרעים תהיה מהצורה של משוואה (4.1), אך הגורם של תיקון הטעות ישתנה ל- $\lambda_{lev} (npllh_{t-1} - lev_{t-1})$, וכך הלאה לגבי המשתנים האחרים. באותו אופן נבדקו גם משתני מקרו.

אם במשוואה (4.1) יש EC מובהק אחד, ואין משתנה רמה אחר המתקבל כמובהק – שיטה זו דומה עקרונית לשיטת אנג'ל-גרנג'ר, ויש רק קשר קואינטגרטיבי אחד. אולם אם יש יותר ממשתנה רמה אחד מובהק – המשמעות היא שהקשר של הטווח הארוך כולל יותר ממשתנה אחד ויהיה מהצורה הבאה:

$$(5) npllh = c + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots$$

לתיאור רחב ראו (Banerjee et al. (1993

נספח 4: אינדיקטורים נבחרים - תיאור סטטיסטי של נתונים ברמות

[illegible]

נספח 4'א: אינדיקטורים נבחרים - תיאור סטטיסטי של נתונים בסטייה מהמחזור (פילטר HP)

[illegible]