

השפעת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על הצריכה והחיסכון

ירון זליכה* ותקוה לקר ז"ל**

נר לזכרה של פרופ' תקוה לקר ז"ל,
שתרמה רבות לכלכלת ישראל ונפטרה בטרם עת

עיקר הממצאים

המאמר מציג את הרקע התיאורטי לבחינת השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על דפוסי הצריכה והחיסכון של הפרט, ואומדן השפעה זו אמפירית בישראל, לתקופה 1990-1998, שהתאפיינה בתהליך דיסאינפלציה הדרגתי. המחקר מתבסס על נתונים ייחודיים המופקים משוק ההון הישראלי: קיומן של איגרות חוב צמודות ולא-צמודות בשוק זה מאפשר גזירה ישירה של הציפיות האינפלציוניות ושל רמות האינפלציה הלא-צפויה לאורך תקופה של למעלה מעשר שנים.

ממצאי המחקר מאששים את ההשערה התיאורטית שהונחה ביסודו, אשר לפיה אי-הוודאות לגבי האינפלציה הצפויה ממלאת תפקיד חשוב ואף דומיננטי בקביעת הצריכה והחיסכון של הפרטים – פועלת לצמצום הצריכה ולהגדלת החיסכון. האמידה, לגרסאותיה השונות, ממחישה, כי עיקר ההשפעה הוא של מדדים הקשורים עם סטיית התקן של האינפלציה בפועל, ואילו השפעתם של מדדים אחרים – בעיקר תוחלת הציפיות האינפלציוניות, רמת האינפלציה הלא-צפויה וסטיות התקן שלהן – בטלה בשישים. כן נמצא כי רמת האינפלציה בפועל כשלעצמה אינה משפיעה מהותית על החלטות הצריכה של הפרטים; כך, לפחות, בשיעורי האינפלציה שאפיינו את תקופת המדגם – עד כ-20% לשנה. הדבר מעמיד בסימן שאלה את הניסוח המקובל של המשוואות הנובעות מתיאוריית הציפיות הרציונליות, הכוללות את התוחלת של ציפיות הפרטים, אך אינן מביאות בחשבון את אי-הוודאות, המתבטאת בסטיית התקן של הציפיות.

* הקריה האקדמית בקריית אונו, הפקולטה למינהל עסקים.

** אוניברסיטת בר-אילן, המחלקה לכלכלה.

המאמר מבוסס על עבודת הדוקטורט של ירון זליכה, שנעשתה בהדרכתה של תקוה לקר במחלקה לכלכלה של אוניברסיטת בר אילן ואושרה בינואר 2002.
המחברים מודים למאיר סוקולר מבנק ישראל וליוסף דויטש מאוניברסיטת בר אילן על תרומתם הרבה למחקר זה.

1. הקדמה

תיאוריית הציפיות הרציונליות הפכה בעשורים האחרונים לאבן יסוד של הכלכלה המודרנית. שימוש באומדני הציפיות, הנגזרים מהשווקים הפיננסיים, נפוץ היום ברבות מהמדינות המפותחות. ואולם, רק בשנים האחרונות תפסה התיאוריה את מעמדה הראוי בקרב כלכלנים בישראל, ובמיוחד בהקשר של האינפלציה במשק. זאת משום שעד לפני שנים מספר לא היה ניתן למדוד את הציפיות האינפלציוניות בישראל בצורה ישירה, סדרתית ובלתי תלויה, בגלל אי שכלול של שוק ההון המקומי. כיום הציפיות מתפרסמות תדיר, והן אחד המשתנים המרכזיים הקובעים את המדיניות המוניטרית של בנק ישראל. תרומתן לניתוח התנהגותו של הציבור אף גדלה עם התבססות המדיניות של יעדי אינפלציה מוכרזים במשק הישראלי.

בעקבות ביקורת Lucas (1976) על משוואות הצריכה והחיסכון בניסוחן המסורתי, שלפיה משוואות אלו אינן משקפות קשר מבני בין התצרוכת לבין ההכנסה, בגלל העדר התייחסות מפורשת לאופן היקבעותן של ציפיות הפרטים, עמלו כלכלנים רבים על שילובה של תיאוריית הציפיות הרציונליות עם המודלים המסורתיים של צריכה וחיסכון, ובראשם תיאוריית מחזור החיים (LCH) ותיאוריית ההכנסה הפרמננטית (PIH). ואולם, אף שהציפיות האינפלציוניות של הפרט אינן משתנה בדיד אלא רציף, בחרו רוב החוקרים להתעלם מאי-הוודאות (הסיכון) הכרוך בהן ומהשפעתה האפשרית על הצריכה והחיסכון של הפרט.

לעומת זאת הצביעו מחקרים אמפיריים במדינות שונות על קשר סטטיסטי מובהק, לרוב שלילי, בין האינפלציה הצפויה – כולל הסיכון ואי-הוודאות הכרוכים בה – לבין הצריכה. הואיל ועוצמת הקשר השלילי שנמצא שונה בין מדינות ובין תקופות, עולה אפשרות כי הצריכה הפרטית בכל מדינה מגיבה על האינפלציה ועל אי-הוודאות הכרוכה בה באופן שונה. בהעדר נתונים אמנים וסדרתיים על הציפיות האינפלציוניות לא היה ניתן לבחון באופן מסודר ומבוקר את מכלול הרכיבים האפשריים של הסיכון ואי-הוודאות ואת השפעתם על דפוסי הצריכה והחיסכון של הפרטים. לפיכך לא נבחנו רכיבים פוטנציאליים מרכזיים של סיכון – ובכלל זה סטיות התקן של האינפלציה בפועל ושל האינפלציה הלא-צפויה בהווה (קרי האינפלציה בפועל בניכוי הציפיות האינפלציוניות לאותה תקופה) – ושל הציפיות האינפלציוניות. זאת אף על פי שמדובר בנתונים הידועים לפרט בהווה, כשהוא קובע את ציפיותיו ואת התנהגותו ולמרות ממצאיהם של מחקרים אחדים שלפיהם מדדים שונים של האינפלציה, שהם לכאורה חופפים זה את זה, עשויים להגדיל משמעותית את יכולת ההסבר של האמידות.

יתר על כן, התקדמותם של מחקרים אלו בנתיבים נפרדים מאלו של ההתפתחויות התיאורטיות בכלכלה בשנים האחרונות, כמעט ללא קשר להתפתחויות אלו, ובמיוחד לא להתפתחויות בתחום אי-הוודאות ומקומה בתיאוריה הכלכלית, הותירה חלל ריק

בהסבר התיאורטי של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מזה ובאמידה האמפירית של השפעתה על דפוסי הצריכה והחיסכון של הפרט מזה. המחקר הנוכחי מציג את הרקע התיאורטי לדרכי השפעתה של אי-הוודאות שבאינפלציה הצפויה על הצריכה והחיסכון של הפרט, וכן אומדן השפעה זו אמפירית בישראל. קיומו של שוק הון סחיר לאיגרות חוב צמודות ולא-צמודות בישראל מאפשר גזירה ישירה של הציפיות האינפלציוניות ושל רמות האינפלציה הלא-צפויה. לאורך תקופה של למעלה מעשר שנים. המחקר יתבסס אפוא על הנתונים הייחודיים שניתן להפיק משוק ההון הישראלי, ובכך יתרום להתפתחות המחקר בנושא.

בשנים האחרונות ניטש במשק הישראלי מאבק אנטי-אינפלציוני, השנוי במחלוקת בין התובעים הכרעה מהירה ככל האפשר של האינפלציה לבין אלו המצדדים בהורדה הדרגתית של רמתה. בחינה של אי-הוודאות (הסיכון) הכרוכה באינפלציה ושל השפעתה על רמות הצריכה והחיסכון עשויה לסייע משמעותית בהבהרת העלות והתועלת שבבלימה מהירה של האינפלציה במשק הישראלי. אמידת ההשפעה יכולה לסייע גם בקביעה מדויקת יותר של יעדי המדיניות הפיסקלית והמוניטרית ובהערכת השפעתן על הפעילות במשק. התאמות של המדיניות המוניטרית והפיסקלית לשינויים ברמות האינפלציה עשויות להצליח יותר בעזרת זיהוי השפעתם של השינויים בסביבת האינפלציה הצפויה על תגובת הצרכנים.

כיווני מחקר עתידיים העשויים לנבוע מתוצאות עבודה זו הם בחינת חלקים אחרים של צד הביקוש, עם היבטי אי-ודאות אחרים (ובראשם אי-הוודאות לגבי שיעור השינוי הריאלי של שער החליפין), וכן תיאור מחודש של הביקוש המצרפי.

2. סקירת מחקרים בישראל

המחקרים הראשונים על הצריכה הפרטית בישראל התבססו על מחקרי חתך, אולם כעבור זמן קצר החלו החוקרים לבחון סדרות עתיות מורכבות. במסגרת זו התבססו מרבית המחקרים על המודלים המסורתיים של מחזור החיים – ההכנסה הפרמנגנטית. בדומה לתוצאות שהתקבלו בעולם נמצא, כי המודלים המסורתיים מספקים בסיס טוב להבנת דפוסי הצריכה במשק הישראלי. מרבית החוקרים ציינו את חשיבות ההבחנה בין צריכה פרטית שוטפת לבין צריכת מוצרים בני-קיימא, שהיא למעשה פעולת השקעה, המשנה את הרכב החיסכון ולא את רמתו. עם זאת, לא תמיד נעשתה הבחנה זו בפועל, בגלל העדר נתונים זמינים.

מכל המחקרים עולה תמונה ברורה של הגורמים המשפיעים באופן מובהק על הצריכה הפרטית בישראל, וביניהם הצריכה בפיגור, הכוללת התייחסות להכנסה הפרמנגנטית הצפויה, ההכנסה הפנויה, העשויה לספק מידע על ההכנסה הפרמנגנטית הצפויה משכר ומהון (בנפרד – שכן הן עשויות להיבדל זו מזו בנטייה השולית

לצורך), הרכב האוכלוסייה, ובפרט משקל קבוצת הגיל 20-30, שיעורי הריבית לטווח ארוך ולטווח קצר, רמת הרכוש והרכבו, ובפרט רמת הנכסים הנזילים ושיעור התשואה על דירות, וכן רמת החוב הפנימי של הממשלה, ובפרט חלקו הנזיל. יודגש, כי חלק מהמשתנים שצוינו לעיל מספקים מידע חופף על ההכנסה הפרמנטית הצפויה מהון, ולכן הוספת משתנים המייצגים את רמת הרכוש והרכבו עשויה לייתר את משתני ההכנסות מהון והתצרוכת בפניגור ולהפך.

לעומת זאת, כמעט לא נבחן הקשר שבין האינפלציה בכלל ואי-הוודאות האינפלציונית בפרט לבין רמת הצריכה הפרטית במשק הישראלי. הראשונים שהתייחסו להשפעת האינפלציה על הצריכה הפרטית בישראל היו בן-ציון ושיפר (1981). הם הכניסו את משתנה הציפיות האינפלציוניות למשוואת הצריכה הפרטית, ובדקו אם השחיקה הצפויה של הרכוש הנזיל משפיעה על דפוסי הצריכה בהווה. תוצאות אמידתם הראו כי למשתנה הציפיות אין השפעה מובהקת. קונדור (1989) היה הראשון שקשר את השפעת האינפלציה לנושא אי-הוודאות, אולם הוא התייחס לאי-יציבות משקית באופן כללי. קונדור מצא שמשתנה רמת האינפלציה בפונקציית הצריכה הפרטית אינו מובהק עד שנת 1981, ואילו הוספתה של תת-התקופה 1987-1982 לפונקציה, לא רק נמצאה מובהקת, אלא אף שיפרה את המובהקות של האמידה כולה, ובפרט של משתנה ההכנסה השוטפת. מסקנתו הייתה שללא הוספת משתנה האינפלציה אמידת הצריכה הפרטית בתקופה זו נכשלת.

גם לביא (1990) התייחס לשינוי בשיעורי האינפלציה כאל משתנה המבטא אי-יציבות משקית, אולם הוא הסביר את מובהקות ההשפעה שמצא בהשפעת האינפלציה על הריבית הריאלית, ודרכה על כמות הכסף במשק, ולא קשר זאת לאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה ולהשפעתה על ההכנסה.

מרבית המחקרים התבססו, כאמור, על המודלים המסורתיים. לביא היה היחיד שבחן את פונקציית הצריכה הפרטית במסגרת רחבה יותר של מודל הכולל ציפיות אינפלציוניות. במסגרת זו הוא בחן את השפעת האינפלציה הלא-צפויה (רמת האינפלציה בדיעבד בניכוי הציפיות לאותה תקופה) על רמת הצריכה הפרטית והתברר לו כי האינפלציה הלא-צפויה, בהיותה מידע חדש, משפיעה שלילית ובאופן מובהק על רמת הצריכה הפרטית. יתר על כן, בבחנו את השפעת השינויים ברמת האינפלציה בפניגור (נוסף על הצריכה בפניגור) על הצריכה הפרטית הוא מצא, בניגוד למצופה על פי Hall (1978), השפעה מובהקת. דרך בדיקה דומה, אף כי מצומצמת יותר ומכיוון שונה נקטו אלקיים וסוקולר (1999): הם בחנו את השפעת האינפלציה הלא-צפויה על רמת האבטלה בישראל בשנים 1990-1998 ומצאו קשר שלילי מובהק בין שני משתנים אלו.

למרות חלקיותן של בדיקות אלו ועל אף קיומם של נתונים ייחודיים במשק הישראלי, המאפשרים גזירה ישירה ומדויקת של הציפיות האינפלציוניות ושל

האינפלציה הלא-צפויה, לא נעשה כל ניסיון, מעשי או תיאורטי, לבנות משוואת צריכה שתכלול באופן מובנה לא רק את תוחלת הציפיות האינפלציוניות של הפרטים, אלא גם את התפלגות הציפיות, ובפרט את רמת אי-הוודאות שפרטים מייחסים לציפיותיהם ואת השפעתה על התנהגותם, דרך ההכנסה הצפויה.

חסר נוסף הוא שזה כשלושה עשורים, מאז מחקרם של פישר ויונג (1973), לא נערך בישראל מחקר שהתבסס על נתוני צריכה רבעוניים; מרבית החוקרים הסתפקו בנתונים שנתיים, ומיעוטם – בנתונים חצי-שנתיים. (האחרון שבהם הוא מחקרם של אלקיים ויריב מ-1986). עבודתם של פישר ויונג הייתה למעשה מחקר הצריכה היחיד על בסיס רבעוני שהתבצע במשק הישראלי מאז ומעולם.

3. רקע תיאורטי

התיאוריה המשולבת מחזור החיים וההכנסה הפרמנגנטית, בהנחה של ציפיות רציונליות, הייתה פריצת דרך בתיאוריה הכלכלית המודרנית – ניסיון ראשון לשלב את אופן בנייתן של ציפיות הפרטים בתיאוריה המתארת את התפתחותן לאורך כל שנות חייהם. אולם למרות הצלחתה המרשימה, נתקל יישומה האמפירי של התיאוריה המשולבת בקשיים לא מבוטלים: תוצאות מחקרים רבים, ובכללם כאלה שנעשו בישראל (לביא, 1995), סתרו את תחזיותיה.

חסרונה העיקרי של תיאוריית הציפיות הרציונליות הוא התעלמותה מעולם אי-הוודאות שבו פועל הפרט. התיאוריה אמנם מכירה בעובדה שציפיות הפרט אינן נקודה אלא התפלגות של הסתברויות שונות ומגוונות על פי המצוי ברשותו באותה עת – אולם במעבר מההסבר התיאורטי לניסוח המעשי נשמטה דרגת החופש לצפות ציפיות שונות בדרגות הסתברות שונות, והשימוש הוא בתוחלת הציפיות בלבד. במילים אחרות: אף שהתיאוריה מודעת להיות העולם (בלשונו של Popper, 1972) "ענן של אפשרויות", לרוב מקריות, היא אינה בונה עולם של אי-וודאות בניסוח המתמטי שלה. היסוד שנשמט הוא דווקא דרגת החופש החשובה בחייו של הפרט – מיגוון האפשרויות להערכת עתידו והסיכון הכרוך בהערכה מוטעית. הרי לא ייתכן כי השתנות ציפיותיו של הפרט באופן שאמנם אינו משנה את תוחלתן, אך מגדיל את סטיית התקן שלהן (וממילא מגדיל את הטעות האפשרית ואת שכיחותה) לא תשנה את התנהגותו, כפי שמניחה בפועל תיאוריית הציפיות הרציונליות. לפיה הפרט אדיש לסיכון, או, לחלופין, אינו משנה את נטייתו לצרוך עם השתנות הכנסתו הריאלית. הנחות אפריוריות אלה אינן משקפות התנהגות של פרט רציונלי, ולפיכך הן בעוכריה של התיאוריה האמורה. הסרתן משמעותה מתן אפשרות להשפעה של אי-הוודאות האינפלציונית גם על צרכן רציונלי, הצופה נכונה, במוצע, את האינפלציה בעתיד. עם זאת, נותרה השאלה כיצד ניתן למדוד באופן ישיר ומחייב את אי-הוודאות של

פרט כדי שיהיה ניתן לבחון את השפעתה על התנהגותו. במחקר זה בחרנו להתמקד באי-הוודאות הנובעת מהאינפלציה הצפויה. ברקע לבחירה זו מצויה האפשרות שמעמיד שוק ההון הישראלי לגזור ציפיות אינפלציוניות באופן ישיר, אמיתי ומחייב, ובכך להשלים את החסר במחקרים קודמים, שהתבססו, באין ברירה, על סקרים, על סימולציות ועל אומדנים שונים אחרים. ידיעת השפעתה של אי-הוודאות לגבי האינפלציה תאפשר להעריך גם את השפעת אי-הוודאות הנובעת ממקורות אחרים, אם מנגנון התמסורת שלה הוא הכנסתו של הפרט, או רכשו. נתוני הציפיות האינפלציוניות שניתן לגזור משוק ההון הישראלי פותחים אפוא צוהר נדיר לעולמו חסר הוודאות של הפרט, וכך מאפשרים להיטיב ולהבין את התנהגותו.

דוח בנק ישראל לשנת 1987 קובע כי "מחקרים שונים מראים קשר חיובי ומובהק בין שיעור האינפלציה (הן הצפויה והן הלא-צפויה) ושונות המחירים היחסיים לבין שיעור החיסכון הפרטי. המנגנון שדרכו משפיעה האינפלציה על שיעור החיסכון אינו ברור, אולם יש לשער, כי אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה במישרין ובעקיפין, ממלאת תפקיד נכבד במנגנון זה" (עמוד 23).

השפעתה של אי-הוודאות האינפלציונית על הכנסתו הריאלית הצפויה של הפרט עוברת דרך מספר מנגנוני תמסורת משניים, מהם הסותרים זה את זה. הראשון שבהם הוא מנגנון החיסכון (precautionary saving), הקשור עם אי-וודאות מכל סוג שהוא. משמעותו של מנגנון תמסורת זה היא, שאדם חוסך הן כאמצעי להעביר הכנסות לאורך מחזור חייו (ובראש ובראשונה מגיל העבודה לגיל הפרישה) והן כאמצעי זהירות מפני נפילה פתאומית בהכנסתו, מצב העלול להוריד את אפשרויות הצריכה שלו אל מתחת לרמה מינימלית-בעיניו. לפיכך אם אי-הוודאות סביב תוחלת מסוימת של הציפיות האינפלציוניות גדלה, ניתן לצפות כי אדם ייטה להגדיל את החיסכון שלו. מנגנון התמסורת השני הוא מנגנון התחלופה. ככל שגדלה אי-הוודאות האינפלציונית, גדל גם הסיכון לגבי ערכו העתידי הריאלי של הסכום הנחסך בהווה. השפעתו של מנגנון תמסורת זה על הצריכה השוטפת עשויה להיות שונה מהשפעתו על צריכת מוצרים בני קיימא: אי-הוודאות לגבי האינפלציה הצפויה, המסכנת את ערכו העתידי הריאלי של החיסכון הפיננסי עשויה להניע את הפרט להגדיל את הצריכה של מוצרים בני-קיימא על חשבון החיסכון הנזיל.

מנגנון התמסורת השלישי הוא מנגנון ההכנסה. ככל שגדלה אי-הוודאות האינפלציונית, גדל שיעור הניכיון הסובייקטיבי של הפרט, ועמו קטן, להערכתו, ערכן הנוכחי של הכנסותיו הצפויות. על רקע זה עולה חשיבותה היחסית של ההכנסה השוטפת בקביעת דפוסי הצריכה שלו.

מנגנון התמסורת הרביעי הוא מנגנון היציבות המשקית. אינפלציה גבוהה ואי-הוודאות המתלווה אליה מזוהות עם חוסר יציבות משקית ועם סימני שאלה לגבי יכולתו של המשק לממש את פוטנציאל הצמיחה שלו. פועל יוצא מכך הוא חשש של

הפרטים לפגיעה ברכושם, ובייחוד באפשרויות הצמיחה של הכנסתם הריאלית. בנושא זה דן דוח בנק ישראל לשנת 1987, על רקע הצלחתה של התכנית לייצוב המשק מיולי 1985.

מנגנון התמסורת החמישי הוא מנגנון החיפוש של הפרטים. כידוע, הפרט יחפש מוצר זול יחסית עד שעלות החיפוש ליחידת זמן תשתווה לחיסכון הצפוי. ככל שאי-הוודאות האינפלציונית, המתבטאת בסטיית התקן של האינפלציה, גבוהה יותר, גדל הסיכוי למצוא מוצר שהתייקר פחות יחסית, ולפיכך גדל גם סל המוצרים שניתן לרכוש.

מנגנון התמסורת השישי הוא מנגנון הפנאי. ככל שאי-הוודאות האינפלציונית עולה, נאלץ הפרט להקדיש זמן רב יותר כדי להתגונן מפניה, תוספת שחלקה על חשבון זמנו הפנוי וחלקה על חשבון עבודתו.

מנגנון התמסורת השביעי הוא מנגנון הנזילות. בתקופות של אינפלציה גבוהה מחזיקים הצרכנים מלאי מוצרים גדול יחסית, מפני חוסר הכדאיות של החזקת נכסים פיננסיים קצרי מועד, שתשואתם הריאלית בטווח הקצר שלילית (ברונו ופיטרמן, 1987). עם ירידת האינפלציה יורדת גם רמת המלאי האופטימלי לצרכן, והמלאים עוברים לרשתות השיווק וליצרנים. הדרכים לעודד את הצרכנים לחזור למלאים גבוהים יותר הן הנחות והארכה של תקופת האשראי; האחרונה משפרת את רמת הנזילות של הפרט ואת יכולתו להעביר הכנסה מתקופה לתקופה, ולכן מעודדת את צריכתו בהווה.

מנגנוני התמסורת המשפיעים לשלילה על הצריכה פועלים ביתר עוצמה בקרב האוכלוסיות החלשות בחברה – שאמנם מתקשות להגן על עצמן מפני אי-הוודאות אינפלציונית, אך נטייתן לצרוך מתוך ההכנסה היא הגבוהה יותר. חלק ממנגנוני התמסורת כאמור סותרים זה את זה, ולכן בחינת השפעתם הכוללת דורשת הכרעה אמפירית. יתר על כן, ייתכן כי השפעתם הכוללת של מנגנוני התמסורת האמורים על הצריכה הפרטית השוטפת תהיה שונה בעוצמתה ואף בכיוונה מהשפעתם על צריכת בני הקיימא.

להלן יפותח מודל תיאורטי המתבסס על התיאוריה המשולבת מחזור החיים וההכנסה הפרמננטית, תחת ציפיות רציונליות, ומאפשר השפעה של אי-הוודאות – מודל שיכונה Uncertain Rational Expectations (URE-LCH-PIH).

Friedman (1957) אפיין את ההכנסה הפרמננטית, y^p , כערך הצפוי של תוחלת התפלגות הציפיות של הפרט לגבי הכנסתו העתידית. הקשר שבין צריכה לבין הכנסה הוא קשר פרופורציונלי עם מקדם פרופורציה $K.K$ האחרון אינו תלוי ברמת ההכנסה או ההון אלא בטעמיו של הפרט ובתכונותיו כגיל והרכב המשפחה, u , בשיעור הריבית המאפיין את פעולותיו, r , ובנטייתו לחסוך בתגובה על אי-הוודאות הכרוכה בציפיותיו לגבי הכנסתו העתידית, z .

$$(1) \quad C_t = K(r, u, z)y^p.$$

ואולם, Friedman מסתפק בדיון תיאורטי זה, ואינו מפתח אותו כיוון מחשבה במסגרת המודל המעשי שלו. מהמרתה של משוואה (1) לצורה של $\log$ יתקבל:

$$(2) \quad \log C_t = \log K + \log y^p.$$

שינוי ברמת אי-הוודאות ישפיע אפוא אך ורק על הגורם K , אבל בעוד שבטווח הארוך אי-הוודאות מתאפסת (שכן על פי תיאוריית הציפיות הרציונליות תוחלת הטעות היא אפס), הרי בטווח הקצר שינוי ברמת אי-הוודאות ישפיע על הנטייה השולית לצרוך. יתר על כן, טיעון זה מתיישב עם האופן שבו צרכנים בוחנים את הכנסתם על פי התיאוריה המשולבת: כל שינוי בהכנסתו השוטפת של הפרט עובר דרך מסנן הפרמננטיות ומחולק לרכיב פרמננטי ולרכיב טרנזיטורי. מכאן שכאשר אי-הוודאות גוברת יגדל הרכיב הטרנזיטורי על חשבון הרכיב הפרמננטי, ולפיכך השינוי בצריכה יקטן והשינוי בחיסכון יגדל.

אך כיצד למדוד את אי-הוודאות? אם תתקבל ההנחה שציפיותיו של הפרט אינן בדידות, אלא מתפלגות בצורה מסוימת, f , שהיא פונקציה של הסתברויות P_n מול הכנסות אפשריות, y_n , עם תוחלת Y וסטיית תקן כלשהי, אזי:

$$(3) \quad E_t y_{t+1} = f P_n y_n,$$

כאשר

$$(4) \quad Y = \sum_{n=0}^{\infty} P_n y_n,$$

ההכנסה הפרמננטית, y^p , היא למעשה ממוצע משוקלל של ההכנסות הצפויות בעתיד, על פי שיעור הניכיון הסובייקטיבי. התיאוריה המשולבת בהנחת ציפיות רציונליות קובעת כי הצריכה הפרטית מקיימת מהלך מקרי (random walk); פירוש הדבר הוא שהצריכה היום היא החיזוי הטוב ביותר לצריכה בתקופה הבאה, ומכאן שהשינוי בצריכה הוא השארית ε_{t+1} , הבלתי ניתנת לחיזוי בזמן t , אשר נובעת מאינפורמציה חדשה על ההכנסה, אינפורמציה שלא הייתה ידועה בזמן t . אולם גישת המהלך המקרי מתבססת באופן קריטי על ההנחה שהציפיות מסתכמות בתוחלת עם התפלגות קבועה, לא משתנה. לפיכך, אם תוחלת הציפיות תוחלף בהתפלגות הציפיות, $f P_n y_n$, ויתאפשר שינוי בהתפלגותן, יתקבל שהקשר האמפירי הוא:

$$(5) \quad \Delta C_{t+1} = \alpha + \beta \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P_n} + \varepsilon_{t+1},$$

כאשר

$$\begin{aligned} \alpha & - \text{קבוע כלשהו;} \\ \beta & - \text{הנטייה השולית לצרוך מתוך הכנסה לא-ודאית;} \\ & - \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P_n} \text{ סכימת השינויים השוליים בהתפלגות הציפיות;} \end{aligned}$$

$\frac{\partial f}{\partial P}$ יכול לנבוע משני סוגים של שינויים אפשריים בהתפלגות. הראשון הוא שינוי

אפשרי בהכנסה הנומינלית; השני – נושא עבודה זו – הוא שינוי אפשרי בשיעורי האינפלציה הקובעים את הכנסתו הריאלית של הפרט. הרחבה זו חשובה משום שהתעלמות משינויים בהתפלגות הציפיות, גם כשהתוחלת קבועה, יכולה ליצור קשר אמפירי מדומה בין שיעור השינוי בצריכה לבין שיעור השינוי בהכנסה, ואולי גם להצביע על סתירה לכאורה עם התיאוריה המשולבת בהנחת ציפיות רציונליות.

לתוצאה דומה ניתן להגיע מכיוון שונה מעט. אם ציפיותיו של הפרט לגבי הכנסותיו העתידיות הן רציונליות, אין סיבה להניח תיקון עתידי בכיוון כלשהו של ציפיותיו, על סמך המידע המצוי בזמן t . לפיכך

$$(6) \quad E_{t+1} - E_t = 0,$$

ומכאן נובע

$$(7) \quad E_t f_{t+1} P_n y_n = f_t P_n y_n.$$

על כן הקשר האמפירי שבין ההכנסה הפרמננטית בזמן t לבין זו שבזמן $t+1$ הוא:

$$(8) \quad f_{t+1} P_n y_n = f_t P_n y_n + \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P} + u_{t+1},$$

כאשר u_{t+1} היא השארית הבלתי ניתנת לחיזוי רציונלי בזמן t . אם נגזור פונקציית תצרוכת על בסיס התיאוריה המשולבת נקבל כי:

$$(9) \quad C_t^P = KY_{t_t}^P = Kf_t P_n y_n.$$

כך, משילוב של משוואות (8) ו-(9) יתקבל:

$$(10) \quad C_{t+1}^P = K f_{t+1} P_n y_n = K \left(f_t P_n y_n + \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P} + u_{t+1} \right) \\ = K f_t P_n y_n + K \frac{\partial f}{\partial P} + K u_{t+1} = C_t^P + K \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P} + K u_{t+1}.$$

במילים אחרות:

$$(11) \quad \Delta C_{t+1}^P = K \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P} + K u_{t+1};$$

משמע שהשינוי בצריכה, בהנחה של ציפיות רציונליות, מושפע אך ורק מהשינוי בהתפלגות הציפיות ומהשארית הבלתי ניתנת לחיזוי, שהיא הסטייה המקרית. למעשה,

$$(12) \quad \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P} = \sum_{i=0}^{\infty} (1+\delta)^{-i} \left[E_{t+1} P_n y_n^{(t+i)} - E_t P_n y_n^{(t+i)} \right];$$

משמע ש- $\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\partial f}{\partial P}$ משקף את הערך הנוכחי של המידע החדש על התפלגות הציפיות

להכנסה העתידית, מהוון על פי שיעור הניכיון הסובייקטיבי, שהוא למעשה פונקציה של אי-הוודאות הכרוכה בציפיות.

כפי שצוין, כל התעלמות מהשפעת אי-הוודאות הכרוכה בהתפלגות הציפיות תוביל לקשר אמפירי שגוי בין הצריכה לבין כל גורם אחר שהיא תלויה בו. כך, לדוגמה, אם y מייצג את ההכנסה השוטפת, Y מייצג את תוחלת ההכנסה הצפויה, A מייצג את הונו של הפרט, r מייצג וקטור של שיעורי ריבית רלוונטיים ו- σ^2 מייצג אומדן לשונות הסובייקטיבית של התפלגות הציפיות לגבי ההכנסה העתידית – אזי יהיה ניתן לרשום מחדש את פונקציית התצרוכת כדלקמן:

$$(13) \quad C = C(y, Y, A, \sigma^2),$$

כאשר השערת המחקר היא ש- $\frac{\partial f}{\partial P}$ הוא שלילי.

משוואה (13) נוגדת את דרך ההצגה המקובלת של $C = C(y, Y)$, או $C = C(y, Y, A, r)$ וכן הלאה. אם אכן σ^2 הוא אומד למשתנה בעל השפעה מובהקת על משוואת הצריכה, כל ניסיון המתעלם מ- σ^2 לקשר את C לכל גורם אחר מלבד σ^2 יביא בהכרח לתוצאות שגויות. כך, לדוגמה, אם b_1 הוא אומד ריבועים פחותים לווקטור המשתנים המשפיעים למעט σ^2 , ו- β_2 הוא המקדם האמיתי של σ^2 , אזי:

$$(14) \quad E(b_1) = \beta_1 + (x_1' x_1)^{-1} (x_1' x_2) \beta_2,$$

כאשר, β_1 הוא וקטור המקדמים האמיתי של y, Y, A, r ויתר הגורמים מלבד σ^2 . x_1 היא מטריצת התצפיות של ארבעת הגורמים y, Y, A, r , ו- x_2 הוא וקטור התצפיות של σ^2 . כללית, ניתן להניח כי השפעת יתר הגורמים חיובית, וכי σ^2 צפוי לגדול ככל ש- y, Y, A, r גדלים. לכן, כיוון שעל פי הנחת עבודה זו $\sigma^2 < 0$, נובע ממשוואה (14) כי:

$$(15) \quad E(b_1) < \beta_1.$$

משמע שאומד ריבועים פחותים לווקטור b_1 יהיה מוטה כלפי מטה במידה משמעותית. הטיה זו תהיה גדולה יותר ככל שחלקו של σ^2 בפונקציית התצורות יהיה גדול יותר. לפיכך נוכל לצפות כי הכללתם של אומדנים לאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה במשוואת הצריכה תאפשר אמידה משופרת – שאינה לוקה בהטיה שתוארה לעיל.

4. מצע אמפירי

על פי המודל שהוצג לעיל המלאכה הייתה פשוטה, לו ידענו את התפלגות הציפיות של הפרט לאינפלציה f ; במקרה זה היה אפשר לאמוד את $\sum \frac{\partial f}{\partial P}$ של כל פרט ופרט, לחשב את שיעור השינוי הממוצע של השונות בהתפלגות הפרטים, $E\sigma^i$, ולבחון את השפעתו של מדד זה, דרך מנגנון התמסורת של ההכנסה, על הצריכה הפרטית. ברם, המידע המצוי בשווקים אינו מאפשר את גזירתה של ההתפלגות f של כל פרט i , אלא של תוחלת ציפיות, המשוקללת במשקלות סובייקטיביים של הפרטים. למעשה, גם תוחלת זו אינה מייצגת את כל הציבור אלא את הפרטים השוליים שעל פי ציפיותיהם נקבעו לבסוף שיערי הסגירה בשוק ההון. על רקע זה אין ברירה אלא לחפש את הגורמים העשויים להיות בעלי מיתאם גבוה למדד $E\sigma^i$ וקשורים לציפיות עצמן, או למידע אינפלציוני אחר המצוי ברשותו של הפרט ועשוי להעיד על אי-ודאות אינפלציונית. גישה זו מתיישבת עם גישתו של Hall, המדגיש את הצורך להתמקד בדרך שבה נאמדת ההכנסה הפרמננטית הצפויה בעיני

הצרכן, על בסיס המידע המצוי בידיו בהווה, אשר עשוי להשליך על הכנסתו העתידית. הואיל ומדד המחירים לצרכן מתפרסם בישראל אחת לחודש בלבד, בשלהי ה-15 בחודש, ציפיותיהם היומיות של הפרטים לאינפלציה השנתית, מה-16 בכל חודש ועד ה-15 בחודש שאחריו, מייצגות שינוי, לאורך טווח זמן מסוים, של תוחלת ציפיות הפרטים לגבי האינפלציה השנתית על בסיס "המדד הידוע" (עד אז; להבדיל מ"המדד בגין" הידוע רק בדיעבד). מנתוני ציפיות יומיות אלו ניתן לגזור ממוצע, שייצג את האינפלציה הצפויה בחודש מסוים לשנה הבאה, π^e , לצד סטיית התקן של אותן ציפיות חודשיות לאורך רביע נתון, $\sigma\pi^e$. מדד נוסף הניתן לחישוב באמצעות סטיית התקן של הציפיות הוא האינפלציה הצפויה המרבית, בהנחה של התפלגות נורמלית. על רקע התנודתיות היומית הגדולה של היקף המסחר היומי המקובל בשוק ההון והעדר הנפקות יומיות של סדרות מק"ם חדשות לשנה, חישוב מדדי אי-הוודאות על בסיס ציפיות יומיות עלול להביא להכנסת רעשים לבנים מיותרים. לפיכך, נתון הבסיס להפקת מדדי אי-הוודאות השונים במחקר זה הוא הממוצע החודשי של הציפיות היומיות, לאורך התקופה שמה-16 בחודש נתון (למחרת פרסום מדד המחירים לצרכן) ועד ה-15 בחודש שאחריו (לפני פרסום המדד הבא). קבלת נתוני האינפלציה הצפויה תאפשר חישוב בדיעבד של האינפלציה הלא-צפויה בשנה הבאה π^{ue} , וכן את סטיית התקן המשתנה שלה, $\sigma\pi^{ue}$. השימוש ברמת האינפלציה הלא-צפויה בשנה הבאה, ובפרט בסטיית התקן החודשית שלה, נועד לבחון את האפשרות שלפיה סטיית התקן של הציפיות האינפלציוניות הרציונליות עשויה להיות מתואמת עם סטיית התקן של האינפלציה הלא-צפויה בדיעבד, כפי שתוחלת הציפיות של פרט רציונלי אמורה להיות בעלת מיתאם גבוה עם תוחלת האינפלציה בפועל. בתוך כך תחושב האינפלציה הלא-צפויה על בסיס המדדים הידועים המקבילים, לחתך החודשי שבמסגרתו נמדדות הציפיות.

נוסף על מדדים המבוססים על ציפיותיהם של הפרטים ניתן לבחון גם מדדים המבוססים על מידע המצוי בידי הפרטים על האינפלציה בהווה ובעבר. כך, לדוגמה, מצא כזכור קונדור (1989) קשר בין רמת האינפלציה בהווה π_t , וסטיית התקן שלה, $\sigma\pi_t$, לבין רמת הצריכה הפרטית. על בדיקת משתנים אלו ניתן להוסיף את בחינתן של האינפלציה הלא-צפויה בהווה (הציפיות האינפלציוניות לתקופה הנוכחית, ששררו בתקופות קודמות, בניכוי שיעור האינפלציה בפועל בתקופה זו) ושל סטיית התקן שלה.

כפי שציין Hall, השפעתם של חלק מהגורמים על דפוסי הצריכה של הפרט היא הדרגתית, כלומר פועלת בפיגור מסוים. לביא (1995) אכן מצא כי האינפלציה הלא-צפויה בתקופות קודמות משפיעה על הצריכה בהווה, מעבר להשפעת הצריכה בתקופה הקודמת ואלקיים וסוקולר (1999) מצאו, על ידי שימוש בממוצע נע של 12 רבועים בפיגור, כי השפעת האינפלציה הלא-צפויה בהווה על שיעור האבטלה היא

הדרגתית ומתמשכת; נראה, שמפני אופיו של שוק העבודה, ההתאמות בו אינן מתבצעות במהלך אחד. על רקע זה יהיה ראוי לבחון גם את השפעתם של פיגורים הן בשיעורי האינפלציה הלא-צפויה והן בסטיית התקן שלה, מעבר לבדיקת השפעתן בהווה.

אין ספק, כי מדדים אלו אינם שקולים לתוחלת סטיות התקן של כל פרט ופרט. הסכימה של הפרטים, אף שהיא מתיישבת עם תיאוריית הציפיות הרציונליות, המאפשרת את ייצוגו של הציבור בידי צרכן מייצג ממוצע, גורמת לאובדן מידע. עם זאת, האפשרות שעלתה מהמחקרים החלקיים האמורים, אשר לפיה מידע שעל פניו נחשב כחופף למידע אחר התברר לבסוף כמידע המשפר את ההסבר, מניעה אותנו לחשוב, שהכללת אותם מדדים המוערכים כבעלי מיתאם גבוה למדד $E\sigma^i$ באמידה תפחית את המידע ההולך לאיבוד. בהקשר זה יוזכר שוב מחקרו של Batchelor (1986), שלפיו, בהנחות לא-חזקות, סטיית התקן של השוק כמכלול יכולה לשמש תחליף נאות לסכימת סטיות התקן האישיות של הפרטים. Batchelor גם מזכיר טענה העולה לעיתים קרובות, שלפיה אינפלציה גבוהה עשויה להיות קשורה עם שונות בשיעור האינפלציה ועם שונות במחירים היחסיים. טענה זו לא הוכחה בספרות – אולם גם בהנחה שהשונות אינה קשורה עם רמת האינפלציה, אין ספק כי עוצמת הטעות המקרית (random walk) עלולה להיות גדולה יותר בשיעורי אינפלציה גבוהים. גורם נוסף העשוי להיות קשור עם ציפיות הפרטים הוא אמינות משטר יעדי האינפלציה של הממשלה והבנק המרכזי. בשנים שבהן שרר משטר יעדי אינפלציה ניתן לבחון אם האינפלציה בפועל, π_t , חרגה מהיעד, π_T , ואם חריגה זו הוסיפה מידע חדש לאומדן אי-הוודאות. ניהול המדיניות המוניטרית במסגרת משטר של יעדי אינפלציה, המוגדרים במונחי שיעור העלייה של מדד המחירים לצרכן במהלך שנה קלנדרית ומוכרזים על ידי הממשלה במסגרת מכלול יעדיה הכלכליים, מקובל במדינות רבות, ביניהן שבדיה, פינלנד, קנדה, אוסטרליה, בריטניה, ניו זילנד, צ'ילה, מקסיקו והאיחוד האירופי. במשטר כזה פועל הבנק המרכזי להשגת יעד האינפלציה באמצעות הכלים המוניטריים העומדים לרשותו. בעולם מקובל לחזק את האמינות של הבנק המרכזי ושל מדיניותו המוניטרית כדי להפחית את הסיכון ואי-הוודאות המשפיעים על הסביבה העסקית ועל הצרכנים. בשנים האחרונות הגביר בנק ישראל את אמינות יעדיו, ורכש בציבור אמון רב בנחישותו וביכולתו להשיג את היעדים. יהיה מעניין לבחון אם אמון זה אכן מיתרגם לשינוי ברמת אי-הוודאות המשפיעה על הצריכה בפועל.

לסיכום, ניתן לזהות מבנה מטריציוני של 16 מדדים פוטנציאליים העשויים להיות בעלי מיתאם גבוה למדד $E\sigma^i$. מדדים אלה נחלקים לשני רבדים מקבילים: הראשון עניינו בהבחנה שבין משתנים המתבססים על האינפלציה בפועל לבין משתנים המתבססים על הציפיות לגביה, והשני – בהבחנה בין משתני תוחלת למשתני סטיות

תקן. כך מתקבלות ארבע קבוצות של משתנים:

הציפיות האינפלציוניות	האינפלציה בפועל	
קבוצה שנייה	קבוצה ראשונה	התוחלת
קבוצה רביעית	קבוצה שלישית	סטיית התקן

קבוצת המשתנים הראשונה

- (1) רמת האינפלציה השנתית בפועל, π_t ;
- (2) רמת האינפלציה הרבעונית בפועל, π_t' , ופיגורים שלה ;
- (3) הסטייה בפועל מיעד האינפלציה המוכרז, $\pi_t - \pi_T$, ופיגורים שלה ;
- (4) רמת האינפלציה הלא-צפויה בהווה, π^{ue} .

המשטר של יעדי אינפלציה לא שרר במשך כל תקופת המדגם שכן הוא הונהג רק בשנת 1991. עם זאת, מאז התכנית הייצוב של 1985 נטלה הממשלה על עצמה מחויבות רשמית לפעול להפחתת שיעורי האינפלציה במשק. על רקע זה נלקחו לגבי שנות המדגם החסרות, 1991-1990, ושנת הפיגור, 1989, שיעורי האינפלציה בפועל בשנה הקלנדרית שקדמה לה, כיעד האינפלציה הבלתי רשמי. בשנים שבהן הוכרז טווח אינפלציה במקום יעד נקודתי השתמשנו בתוחלת הטווח.

קבוצת המשתנים השנייה

- (5) תוחלת הציפיות האינפלציוניות לשנה ברביע, π^e , ופיגורים שלה ;
- (6) רמת האינפלציה הלא-צפויה בדיעבד, π^{ue} , ופיגורים שלה ;
- (7) רמת האינפלציה הצפויה המרבית, בהנחת התפלגות ציפיות נורמלית, $\pi_{\max}^e$, ופיגורים שלה.

קבוצת המשתנים השלישית

- (8) סטיית התקן של האינפלציה השנתית לאורך הרביע, $\sigma\pi_t$, ופיגורים שלה ;
- (9) סטיית התקן של האינפלציה החודשית לאורך הרביע, $\sigma'\pi_t$, ופיגורים שלה ;
- (10) סטיית התקן של האינפלציה החודשית לאורך התקופה שמהרביע הנוכחי ועד לרביע המקביל אשתקד, $\sigma''\pi_t$, ופיגורים שלה ;
- (11) סטיית התקן של האינפלציה השנתית לאורך התקופה מהרביע הנוכחי ועד לרביע המקביל אשתקד, $\sigma'''\pi_t$, ופיגורים שלה ;
- (12) סטיית התקן של האינפלציה הלא-צפויה בפועל, $\sigma'\pi^{ue}$.

קבוצת המשתנים הרביעית

- (13) סטיית התקן של התוחלות החודשיות של הציפיות האינפלציוניות לשנה לאורך הרביע, $\sigma\pi^e$, ופיגורים שלה;
- (14) סטיית התקן של האינפלציה השנתית הלא-צפויה לאורך הרביע, $\sigma\pi^{ue}$, ופיגורים שלה;
- (15) סטיית התקן של הציפיות האינפלציוניות לשנה לאורך התקופה שמהרביע הנוכחי ועד לרביע המקביל אשתקד, $\sigma'\pi^e$, ופיגורים שלה;
- (16) סטיית התקן של האינפלציה השנתית הלא-צפויה לאורך הרביע, בדיעבד, $\sigma\pi^{ue}$, ופיגורים שלה

כאמור, 16 המדדים עשויים לספק מידע משלים, ולכן הם נבחנו במספר אפשרויות. במסגרת זו נעשה ניסיון לבנות פונקציה שתיטיב ביותר לתאר את אי-הוודאות המשפיעה על דפוסי הצריכה.

מדידתן של הציפיות האינפלציוניות באופן ישיר, אמיתי ומחייב הפכה, כאמור, לאחת הבעיות המרכזיות שהיו בעוכרי מרבית המחקרים בתחום זה. לכאורה, ניתן לאמוד את הציפיות האינפלציוניות באמצעות סקר בקרב מדגם מייצג של הציבור בישראל, או בקרב קבוצה מייצגת של גורמים משפיעים. שיטה זו נקטו Avraham, Unger and Zilberfarb (1987), שבדקו אם הציפיות לפיחות השקל הישראלי רציונליות. עם זאת, תוצאותיו של סקר אינן אלא הערכה לא מחייבת, שאינה כרוכה בקנס על טעות, ולפיכך אינה שקולה לאומדן המשפיע על רכישת נכסים, על מכירתם או על כל התנהגות כלכלית אחרת, וטעות בו תגרור הפסדים.

דרך חלופית שננקטה במחקרים שונים, ובכלל זה יריב (1989), התבססה על הריבית הנומינלית, שממנה נגזרו הציפיות האינפלציוניות, דבר שחייב, כמובן, הנחות חזקות לגבי שיעור הריבית הריאלי ופרמיית הסיכון.

כנגד זאת, הנתונים הייחודיים המצויים בשוק ההון הישראלי, המתבסס על שני נדבכים של שוק האג"ח – נדבך צמוד, שהוא פועל יוצא של שנות האינפלציה הארוכות, ונדבך לא-צמוד, שהתפתח החל משנת 1987, על רקע ההצלחה היחסית של התכנית לייצוב המשק מיוני 1985 – מאפשרים לגזור ציפיות אינפלציוניות ישירות ומחייבות.

במרבית המדינות אין שוק הון צמוד, וזאת משום ששוק כזה מפריע לבליתיה הטבעית של אינפלציה מתפתחת. כך, לדוגמה, מציינים Soderlind and Svensson (1997) כי בארה"ב הוחל בהנפקת איגרות חוב צמודות למדד רק בינואר 1997, וכי באוסטריה, בקנדה, ובשבדיה, שבהן אמנם פועלים שוקי הון צמודים, אלה משוכללים דיים ולוקים ברמות נמוכות של סחירות ומיגוון וכי בבריטניה מקובל פיגור של שמונה חודשים בהצמדה. במדינות שבהן שוררת אינפלציה גבוהה ומתמשכת אמנם

מתפתחים שוקי הון צמודים, אך אלה פוגעים בתפקודם של שוקי ההון הלא-צמודים. קיומם בישראל של שני שווקים, צמוד ולא-צמוד, מתפקדים ומשוכללים במשך תקופה ארוכה של כתריסר שנים מאפשר, בכפופות להנחות לא-חזקות, כפי שיוסבר בהמשך, לגזור במישרין ציפיות אינפלציוניות היכולות לשמש בסיס אמין למחקר אמפירי. זאת ועוד, גזירת הציפיות באופן ישיר ומחייב מאפשרת לחמוק מהשאלה אם הציפיות בישראל הן רציונליות, כפי שמצא יריב (1995), או שמא הן אינן כאלה, כפי שמצאו Avraham, Unger and Zilberfarb (1987). בין אם הציפיות הן רציונליות ובין אם לאו, ברור כי הן אמיתיות ומשפיעות על התנהגותו של הציבור. שאלה חשובה נוספת היא אורך התקופה הרלוונטי לבחינת הציפיות. אמנם במהלך המחצית השנייה של שנות התשעים החל להתפתח שוק לאיגרות חוב לא-צמודות לתקופות ארוכות משנה, אולם בכך אין כדי לספק תשתית הולמת לגזירת ציפיות; זו מחייבת שוק משוכלל המתפקד תקופה ארוכה. מאחר שנושא הדיון במחקר זה הוא השפעת אי-הוודאות לגבי האינפלציה הצפויה על דפוסי הצריכה דרך מנגנון התמסורת של ההכנסה, ומרבית הסכמי השכר בישראל הם לתקופה של שנה – הציפיות לתקופה של שנה הן המשתנה הרלוונטי, ולכן נשתמש בהן.

את הציפיות לאינפלציה מקובל לאמוד, כפי שעשה יריב (1995), באמצעות הפער שבין שיעור התשואה הנומינלי, המתקבל משוק איגרות החוב הלא-צמודות (המק"ם או ה"שחר") לבין שיעור התשואה הריאלי, המתקבל משוק איגרות החוב הצמודות. באמידת הציפיות בדרך זו גלומה ההנחה שניתן להשוות בין שווקים אלו, כלומר שהשוני הנגזר מהם נובע בעיקר מהציפיות האינפלציוניות, ואילו גורמים אחרים אינם חשובים, או קבועים על פני זמן, ולכן ניתן להתעלם מהם. לאחר הצגת המודל של יריב לחישוב הציפיות, נדון במשמעותן של הנחות אלו. ההפרש שבין הריבית הנומינלית לבין הריבית הריאלית יכול לייצג את הציפיות האינפלציוניות כפשוטן. עם זאת כמה בעיות – העדר הצמדה יומית מלאה, פיגור בפרסום מדד המחירים לצרכן והנפקת איגרות חוב לטווחים קרובים לשנה אך לא בדיוק לשנה, ולא באותם מועדים ממש – מחייבות התייחסות מיוחדת, המתקנת את הסטיות הנוצרות כתוצאה מבעיות אלו.

במהלך התקופה שבה ניתן לגזור במודל המתואר ציפיות אינפלציוניות (תריסר השנים 1988-1999) התחוללו שינויים דרמטיים בשיעור האינפלציה. ככלל, ניתן לזהות שלוש מדרגות אינפלציה. בתקופה 1988-1991, שהיא חלק מהתקופה שלאחר יישום תכנית הייצוב (1986-1991), שרר שיעור אינפלציה שנתי ממוצע של כ-19%, בתקופה 1992-1996 שרר שיעור של כ-11% ואילו בתקופה 1997 ואילך (בנטרול התפרצות אינפלציונית חד-פעמית בשלהי 1998, על רקע המשבר בשוקי ההון בעולם) היה שיעור האינפלציה השנתי הממוצע כ-4% ואף פחות. ככלל ניתן לומר כי רמת הציפיות האינפלציוניות בתקופה הנדונה דמתה לרמת האינפלציה בפועל, אף כי היו

גם תת-תקופות של פער ביניהן: בשנת 1988 עמדה האינפלציה השנתית הצפויה על רמה ממוצעת של כ-15%, לעומת אינפלציה בפועל של כ-20%. בשנים 1989 ועד מחצית 1991 ניכר דמיון בין הציפיות לבין האינפלציה בפועל: שתיהן נעו בין 15% ל-20%. במהלך 1992 מעידה רמת הציפיות האינפלציוניות כי הציבור הופתע מירידת האינפלציה. הפער שבין הציפיות לבין האינפלציה בפועל נפתח שוב בשנת 1994: בעוד שהציפיות נותרו ברמת האינפלציה של שנת 1993, 10%-11%, עלתה האינפלציה בפועל בשנה זו לכ-15%, ובשנת 1997 היא הוסיפה ועלתה – למדרגה הנכסחת. נראה כי תהליך בנייתן של הציפיות מבוסס במידה לא מבוטלת על הניסיון, ולכן הן יורדות רק לאחר ירידתה של האינפלציה בפועל. במילים אחרות: הציבור דורש תוצאות כדי להשתכנע כי סביבת האינפלציה אכן השתנתה. שינויים אלו באינפלציה בפועל ובציפיות האינפלציוניות, לצד הפערים שנוצרו, עשויים לשמש כר נוח לבחינת השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה בציפיות על התנהגותו של הציבור.

5. אמידת משוואות הצריכה והחסכון

משוואת התצרוכת, המתבססת על התיאוריה המשולבת מחזור החיים וההכנסה הפרמננטית מובילה בצורתה הישירה לקשר ליניארי בין התצרוכת לבין משתני ההכנסה והרכוש. אף על פי כן השתמשנו בעבודה זו (עבור רמת הצריכה הפרטית לנפש) במשוואת צריכה לוג-ליניארית – כפי שעשו (1985) Blinder and Deaton ולביא (1990) – כי במסגרת זו נוח יותר לתת ביטוי לקשר שבין הנטייה השולית לצרוך K (משוואה 1), לבין המשתנים המשקפים את אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. על פי המסגרת המושגית שתוארה פועלת אי-הוודאות, כאמור, על מנגנון התמסורת של ההכנסה – כנראה, דרך השפעתה על הנטייה השולית לצרוך; האחרונה היא למעשה הממוצע בין הנטיות השוליות לצרוך מהרכיב הפרמננטי של ההכנסה ומהרכיב הטרגיטורי שלה.

משוואת הצריכה ששימשה בסיס לאמידה היא אפוא:

$$(16) \quad C = K e^{a_1 \theta - a_2 N_{20} - a_3 IMG - a_4 r_s} r_{L_1}^{a_5} r_{L_2}^{a_6} m^{a_7} (r_{L_2} w)^{\beta_1} r_{L_2}^{\beta_2} Y_L^{\beta_3} Y_{NL}^{\beta_4},$$

וניסוחה הלוג-ליניארי הוא:

$$(17) \quad \ln C = \ln K - a_1 \theta - a_2 N_{20} - a_3 IMG - a_4 r_s - (a_5 - \beta_1) \ln r_{L_1} - (a_6 - \beta_2) \ln r_{L_2} + a_7 \ln m + (\beta_1 + \beta_2) \ln w + \beta_3 \ln Y_L + \beta_4 \ln Y_{NL},$$

כאשר ניתן לצפות כי:

$$(18) \quad \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 1.$$

הגדרת המשתנים הן:

C	- הצריכה הפרטית הריאלית לנפש;
K	- הנטייה השולית לצרוך;
θ	- אומד לאי-הוודאות לגבי האינפלציה;
N_{20}	- משקל קבוצת הגיל 20-30 באוכלוסייה שמעל גיל 20;
IMG	- משקל העולים באוכלוסייה הממוצעת;
r_s	- הריבית הריאלית במשק לטווח קצר – שנה;
r_{L_1}	- הריבית הריאלית במשק לטווח בינוני – 5 שנים;
r_{L_2}	- הריבית הריאלית במשק לטווח ארוך – 10 שנים;
m	- סך הרכוש הנזיל הריאלי לנפש שבידי הציבור;
w	- סך הרכוש הריאלי לנפש, למעט הרכוש הנזיל וההון האנושי, שבידי הציבור;
Y_L	- ההכנסה הפרטית הגולמית הפנויה הריאלית משכר לנפש;
Y_{NL}	- ההכנסה הפרטית הגולמית הפנויה הריאלית מכל המקורות למעט השכר לנפש.

בניסוח זה אומד ההכנסה הפרמננטית שלא משכר מבוטא הן באמצעות התשואה על הרכוש שאינו נזיל, w , דרך הריבית על איגרות חוב ממשלתיות לזמן בינוני וארוך, r_{L_1} ו- r_{L_2} , והן באמצעות ההכנסות השוטפות שלא משכר, Y_{NL} . באמידת השפעתו של הרכוש הנזיל יש לעשות שימוש במצרף מלא של סך הנכסים הנזילים, ולא להסתפק במצרף חלקי. זאת משום שכפי שהראה אלקיים (1984), שימוש במצרף חלקי עלול להביא להטיה משמעותית בתוצאות, אם בתקופת המדגם חל שינוי משמעותי בהרכב תיק הנכסים הנזילים, ובפרט במשקל המניות הפיננסיות בתיק זה. לשיעורי הריבית במשק, לטווח קצר ולטווח ארוך, יש שתי השפעות סותרות: השפעת הכנסה חיובית (β_1 ו- β_2 , בהתאמה) והשפעת תחלופה שלילית (a_5 ו- a_6 , בהתאמה). השפעת התחלופה השלילית של הריבית לטווח קצר מבטאת גם את יכולתם של הפרטים לגשר בין הכנסתם השוטפת לבין הכנסתם הפרמננטית, ולמעשה גם את קיומה של מגבלת נזילות, לפחות אצל חלק מהפרטים. ההשפעה הכוללת של שיעורי הריבית, שאותה בחן גם לביא (1990), אינה ניתנת לקביעה מראש ותלויה באמידה הסטטיסטית. עבודתנו, המתבססת על המודל דלעיל, בוחנת הן את השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה והן את השאלה אם יש הבדלי גמישויות

בין שיעורי הריבית לאורך זמן. על כן תכלול המשוואה שלושה שיעורי ריבית – לטווח בינוני של 5 שנים, לטווח ארוך של 10 שנים ולטווח קצר של שנה אחת. מדידת הריבית הריאלית לטווח קצר באמצעות ניכוי הריבית הנומינלית על מק"ם לטווח של שנה בשיעור האינפלציה בדיעבד לאותה תקופה (בהנחה של perfect foresight) עדיפה ממדידתה באמצעות ניכוי בציפיות האינפלציוניות, משום שלציפיות האינפלציוניות יכולה להיות תרומה משלהן, כמדד בעל מיתאם אפשרי עם אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. לפיכך יש לבחון את השפעתן גם בנפרד. על כן ייבחנו שתי האפשרויות, אך שתיהן לא כ-In, משום שהריבית הריאלית קצרת הטווח יכולה להיות שלילית.

הרכב האוכלוסייה, N_{20} , משקף את משקלה של קבוצת הגיל 20-30 באוכלוסייה שמעל גיל 20. משתנה זה מתבסס על ההנחה שבגילים אלה הפרטים רוכשים, לראשונה בחייהם, דירה (שכן כפי שמציין לביא, 1990, רוב הזוגות הצעירים בישראל גרים בדירה בבעלותם ולא בשכירות, כמקובל בחו"ל), ותשלומי המשכנתה מקטינים את הכנסתם הפנויה (ברון, 1987). משקל העולים באוכלוסיית הממוצעת, IMG, נועד לבחון את האפשרות של הבדלים בצריכה בין העולים לבין הוותיקים.

באמידת הצריכה נבחין בין צריכה שוטפת, צריכת מוצרים בני קיימא וצריכה פרטית כוללת. יש לצפות כי תתקבל שונות ניכרת בין השפעת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על הצריכה השוטפת לבין השפעתה על צריכתם של מוצרים בני קיימא. אמידת הצריכה הפרטית הכוללת חשובה גם היא, כי יש לה שני תפקידים: לאמוד את השפעתה הנקייה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על שני רכיבי הצריכה – השוטפת ושל בני-קיימא – ולבדוק את האפשרות לאינטראקציה בין שני הרכיבים כפועל יוצא מהשפעת אי-הוודאות. במילים אחרות: לבחון את האפשרות לקיומה של השפעת תחלופה מקזזת, או השפעה משלימה בגין השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על שני רכיבי הצריכה גם יחד.

חיזוק להשערה זו ניתן למצוא בעבודתם של Kydland and Prescott (1990), המנסים להסביר את הגורמים העומדים מאחורי המחזוריים העסקיים בחייו של משק. במסגרת זו הם מציינים את ההבדל המשמעותי בין התנודתיות המאפיינת סדרות עתיות של צריכה שוטפת לבין זו של צריכת בני-קיימא, ותולים את ההבדל באופי השונה של שני סוגי המוצרים: צריכת בני קיימא היא למעשה השקעה לכל דבר. השתמשנו בנתונים מנוכי עונתיות, המנטרלים את מכלול ההשפעות העונתיות, ובכללן השפעות של חגים (holiday effects). לפני בחירת שיטת האמידה הסטטיסטית נבחנו הסטציונריות של המשתנים (בעיית השורש היחידתי) בעזרת מבחן ADF (Augmented Dickey Fuller), שבמסגרתו נאמדה משוואה (19) עבור הפרש מסדר ראשון של כל משתנה xt :

$$(19) \quad x_t - x_{t-1} = \alpha + \beta x_{t-1} + U_t.$$

קיומו של שורש יחידתי בטעות המקרית של המשוואות נבחנה לכל משתנה בנפרד לאור ההשערה שלפיה β שווה לאפס. נמצא כי כל המשתנים אינם סטציונריים וכי שונותם אין-סופית. עם זאת הראה מבחן מקביל, להפרש מסדר ראשון של כל משתנה, כי ההפרשים כולם סטציונריים, בכל רמת מובהקות מקובלת. תוצאה זו מעידה על האפשרות שהמשתנים הם מתאגדים מסדר ראשון (Integrated of First Order). במקרה זה – בתנאי שהטעות המקרית במשוואה לא תגלה שורש יחידתי (unit root) – ייתכן שניתן להרכיב משוואת קואינטגרציה שבה הרכב המשתנים סטציונרי.

Ramanathan (1998) ממליץ על שני מבחנים לבחינת קואינטגרציה. הראשון הוא מבחן CRDW (Cointegrating Regression DW), שמשמעותו דומה לזו של מבחן דרבין ווטסון הרגיל, אך בערכים שונים ($D.W. = 0$ ולא $W = 2$), והשני הוא מבחן ADF לטעות המקרית. שני המבחנים נעשו לכל גרסאות האמידה, כפי שיפורט בהמשך, ותוצאותיהם הראו חד-משמעית כי כל המשוואות יוצרות First Order, ולפיכך מבחן t תקף לגביהן, וניתן להפעיל את שיטת OLS על המשתנים במקור. הסטציונריות של הטעות המקרית אמורה לבטא קשר ארוך טווח בין המשתנה התלוי לבין המשתנים הבלתי תלויים – אולם בהיות המדגם מורכב מתצפיות רבעוניות וקצר באופיו, וכן על פי התוצאות המוצגות בהמשך (בעיקר דרבין ווטסון גבוה, המעיד על דינמיקה קצרת טווח וכן מקדם ECM חיובי) – פירשנו תוצאות אלה כמשקפות מגמות בטווח הביניים, כלומר במסגרת תקופת המדגם בלבד. פרשנות זו הולמת גם את הקביעה, המקובלת בספרות, כי בטווח הארוך (במובן של מספר תצפיות השואף לאין סוף) רכיב אי-הוודאות פחות רלבנטי. עם זאת, במשק הישראלי, המאופיין היסטורית בתנודות חדות, היא עשויה למלא תפקיד משמעותי לאורך תקופות ניכרות.

לשם בחינת ההשפעה הנקייה של אומדני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, θ , חולקה האמידה לשלושה שלבים. בשלב הראשון נאמדה משוואת צריכה פרטית שוטפת לנפש, על בסיס רבעוני, המקיפה את מכלול הגורמים המסורתיים שתוארו במשוואה (17) ומדדים שונים מקרב קבוצת המדדים שעשויים להיות מתואמים עם אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה.

בשלב השני נאמדה משוואת צריכה של המוצרים בני הקיימא לנפש, על בסיס רבעוני, הכוללת אף היא את הגורמים המסורתיים שתוארו במשוואה (17) ומדדים שונים מקרב קבוצת המדדים שעשויים להיות מתואמים עם אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, ונבחנה השאלה אם יש הבדל מובהק בעוצמת ההשפעה וברכיביה. בשלב השלישי והמסכם נאמדה משוואת צריכה פרטית כוללת לנפש, ובאמצעותה נבחנה ההשפעה נטו של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על רמת ההסבר של האמידה בכללותה ועל רכיביה השונים. בהקשר זה נבחנה האפשרות

של מיתאם בין המשתנים המסורתיים, ובפרט בין משתני ההכנסה למשתני אי-הוודאות, וכן האפשרות של אי התאמה בין ההשפעות נטו של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על הצריכה הפרטית הכוללת לבין סיכום השפעותיה על רכיבי צריכה זו בנפרד.

קרוב לעשרים מחקרים נעשו במשק הישראלי בניסיון לאמוד משוואות צריכה וחסכון, מתוכם רק אחד, של פישר ויונג (1973), על בסיס נתונים רבעוניים. הסיבה לכך נעוצה בקושי האמפירי למדוד באופן רבעוני חלק ניכר מהמשתנים המקובלים המשפיעים על דפוסי הצריכה והחסכון, ובפרט את משתני ההכנסות והרכוש – שכן הלשכה המרכזית לסטטיסטיקה ובנק ישראל מעבדים בדרך כלל משתנים אלו במונחים שנתיים.

ברם, על שום אופיה הדינמי של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה אין מנוס מאמידה של משוואת צריכה רבעונית, שתטיב לתאר את דפוסי הצריכה והחסכון של פרטים. על רקע זה עשה מחקר זה שימוש במספר שיטות להחלקת השינויים השנתיים במשתנים והפיכתם לאומדנים של שינויים רבעוניים. אין ספק, כי השימוש בשיטות סטטיסטיות אלו, טובות ככל שיהיו, פגע במידה מסוימת ביכולת ההסבר של האמידה. על כן היה ניתן לצפות כי רמת ההסבר של האמידה הרבעונית תיפול אל מתחת לרמת ההסבר שהתקבלה במחקרים שנעשו במשק על בסיס שנתי. כנגד זאת, תיקון ההתעלמות מתרומתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, שאפיינה את המחקרים השנתיים, אמור להביא לשיפור משמעותי ברמת ההסבר של האמידה הרבעונית.

א. אמידת פונקציית צריכה שוטפת

על בסיס משוואה (17) נאמדו משוואות הצריכה הפרטית השוטפת לנפש (סך הצריכה הפרטית למעט רכישות מוצרים בני קיימא) בנתונים רבעוניים מנוכי עונתיות ולאורך תקופת המדגם 1990-1998 (36 תצפיות). המשוואות נאמדו בשיטת הריבועים הפחותים, OLS, וטיב האמידה נבחן, כמקובל, על פי מקדם ההסבר המותאם לדרגות החופש $\bar{R}^2$ ועל פי סטיית התקן של המשוואות (S.E.). במסגרת האמידה נעשה כאמור שימוש במשתנים רבים ובפיגורים שלהם, העשויים לספק לעיתים מידע חופף. על כן נעשה שימוש בשיטה הדומה במהותה לשיטה הסטטיסטית Stepwise – הוספה והוצאה מקבילות של משתנים, תוך מעקב אחר מדד המיתאם הסדרתי של דרבין ווטסון (D.W.).

בשבע הגרסאות השונות של האמידה, שסומנו כ-A:1-7, נמצאו רוב המשתנים המרכזיים מובהקים, ובסימנים המצופים (לוח 1). מקדם ההסבר הגיע לרמה של $\bar{R}^2 = 0.993$ בגרסה A-7 ($R^2 = 0.996$), והסטטיסטיים הגיעו לרמה של $S.E. = 0.0077$ ו- $D.W. = 1.941$ (עדות על העדר מיתאם סדרתי). למרות הבעייתיות

הכרוכה באמידת משתנים שונים על בסיס רבעוני, רמת ההסבר, 99.3% עם סטיית תקן כה נמוכה, אינה נופלת מזו שהתקבלה במחקרים שנעשו במשק הישראלי על בסיס שנתי.

קבוצת משתני ההכנסות יוצגה בכל המשוואות שנאמדו הן על ידי ההכנסה משכר והן על ידי ההכנסה שלא משכר, וקבוצת משתני הרכוש יוצגה או על ידי הרכוש הפיננסי לזמן קצר או על ידי משתנה הרכוש הכולל למעט הרכוש הפיננסי לזמן קצר. גרסה A-7 יוצגה גם על ידי הרכוש הפיננסי לזמן קצר בפיגור של תקופה אחת.

גמישות הצריכה ביחס להכנסה (הכוללת את משתנה הרכוש למעט פרופורציות הנכסים הנזילים לזמן קצר, כפי שמוסבר בהמשך) מגיעה בגרסאות השונות עד 0.798 (גרסה A-7) רמה שאינה רחוקה מגמישות יחידתית, כמצופה על פי התיאוריה. (יחד עם הרכיב של בני הקיימא אמורה הגמישות המשווקלת להתקרב ממש ליחידתית). המחקרים שנעשו במשק הישראלי על בסיס שנתי הגיעו לתוצאות דומות: כך, לדוגמה, מצא לביא (1990) במשוואות הצריכה הפרטית השוטפת שאמד גמישות הכנסה בין 0.75 ל-0.86. משמעות התוצאות היא שהרכיב הטרנזיטורי היחסי של שינויים רבעוניים בהכנסה אינו גדול מהרכיב המקביל של שינויים שנתיים. כל הגרסאות הראו גמישות הכנסה שלילית של רכיב ההכנסות שלא משכר, בין -0.141 ל-0.256-. תוצאה זו עשויה לרמז על בעיית נזילות לחלק גדול מהציבור, על שום המשקל המכריע של ההכנסות השוטפות בגמישות ההכנסה הכוללת. באפשרות זו תומכת התרומה החיובית הכוללת של משתנה הרכוש הפיננסי לזמן קצר. האפשרות כי הגמישות השלילית של ההכנסות שלא משכר נובעת ממיתאם בין ההכנסות שלא משכר לבין הרכוש הנזיל לזמן קצר נפסלת לאור הגרסאות שבהן משתנה הרכוש אינו מופיע, והיעדרו אינו משפיע על גמישות של משתנה ההכנסות שלא משכר.

תוצאות מעניינות התקבלו באשר למשתנה יחס הנכסים הנזילים לסך הרכוש הנקי. בחלק מהגרסאות התקבלה למשתנה זה גמישות שלילית שבין -0.026 ל-0.032-. בגרסאות שבהן נעדר משתנה זה הגמישות הכוללת של קבוצת משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה (ראו להלן) גדלה בדומה לשיעור גידולה של גמישות הביקוש של משתנה זה. במילים אחרות: תרומתו של היחס האמור לאמידה הצטרפה לתרומת משתני אי-הוודאות, ולמעשה הכפילה את השפעתם. לפיכך נראה, כי משתנה יחס הנכסים הנזילים לא זו בלבד שהוא אכן קשור עם קבוצת משתני אי-הוודאות; הוא אף נמנה עם אלה המשפיעים במיוחד על הצריכה הפרטית השוטפת לנפש. נראה, כי התרומה השלילית של משתנה הפרופורציה קשורה עם הסיכון שבהשפעתה של סביבה אינפלציונית משתנה על ערכם הריאלי של נכסים נומינליים שאינם מוגנים מדדית. ככל ששיעור הנכסים הפיננסיים הלא מוגנים מתון סך הרכוש הנקי הכולל גדול יותר, כך גדל הסיכון לנכסיו של הפרט, ואי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מוצאת כר נוח יותר להשפעתה.

קבוצת משתני אי-הוודאות יוצגה כצפוי על ידי מספר משתנים, לרוב לא מתואמים זה עם זה, המייצגים מידע משלים על אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. כזכור, בהיעדרו של מדרג ישיר לבחינת אי-הוודאות, אמורה קבוצת משתנים זו לשקף היבטים שונים, חופפים בחלקם, של אותה אי-וודאות חמקמקה. מרבית הקבוצה התמקדה במישור סטיות התקן ולא במישור התוחלות. יתר על כן, מרבית ההשפעה התייחסה לרובד האינפלציה בפועל ולא לרובד הציפיות האינפלציוניות. לחלק מרכיבי הקבוצה הייתה כצפוי השפעה חיובית, שקיזזה מעט מההשפעה השלילית המובהקת של הקבוצה כולה (על שום ההשפעה החופפת של חלק מהמשתנים). הגמישות הכוללת של הקבוצה, שכללה את יחס הנכסים הנזילים לזמן קצר, נעה בין -0.0402 לבין -0.0683 . משמעותה של גמישות זו היא ששינוי לרעה של 1% באי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה תגרע עד 0.0683% מהצריכה הפרטית לנפש. שיעור זה עולה על עשירית משיעור הצמיחה הממוצע של הצריכה הפרטית השוטפת לנפש לאורך תקופת המדגם, 0.65% לרביע.

קבוצת הריביות יוצגה הן על ידי הריבית הריאלית לטווח ארוך של 10 שנים והן על ידי הריבית הריאלית לטווח בינוני של 5 שנים. בכל הגרסאות השפעתה של הריבית הריאלית לזמן קצר, בשתי גרסאותיה, לא נמצאה מובהקת. בניגוד למה שהיה ניתן לצפות, כל הגרסאות הצביעו על השפעה חיובית ומובהקת של הריבית הריאלית לטווח ארוך ועל השפעת שלילית ומובהקת של הריבית הריאלית לטווח בינוני. ההסבר לכך נעוץ ברמת המיתאם הגבוהה שבין שני המשתנים, המייצגים למעשה כמעט את אותה אינפורמציה. ואולם מיתאם זה אינו פוגע באיכות האמידה: השמטת אחד מהמשתנים פוגעת ברמת ההסבר של האמידה בכללותה, ואילו המשתנה שנותר מקבל על עצמו לרוב את השפעתו של המשתנה שהוחסר, כך שההשפעה המשוקללת מובהקת וחיובית. המקדמים של משתני הריבית לטווחים הבינוני והארוך בצורת $\ln$ אינם גמישויות הצריכה לנפש, וכדי לקבל גמישויות אלו יש לחלק את המקדמים בשיעורי הריבית עצמם. כך, אם נחלק את המקדמים של שני המשתנים בשיעורי הריבית המתאימים בסוף תקופת המדגם ונשקלל את התוצאה, נקבל שגמישות הצריכה הפרטית ביחס לריבית הריאלית לטווח הבינוני והארוך נעה בין 0.078 לבין 0.46.

במחקרו של לביא (1990), שלא הבחין בין הריביות הריאליות לטווחים הבינוני והארוך, נתקבלה גמישות שלילית מובהקת של הריביות הן בטווח הארוך (בין 1.2- ל-1.5-) והן בטווח הקצר (בין 0.09- ל-0.14-). הסבר אפשרי לשונות בהשפעה של הריביות הריאליות בין עוצמתה של ההשפעה בטווחים הבינוני והארוך לשוליותה, ולרוב אי מובהקותה, בטווח קצר, ניתן אולי למצוא בהשפעה הפרמנטית של הראשונות לעומת השפעה הטרנזיטורית של האחרונה.

אשר לקבוצת משתני האוכלוסייה – ברוב הגרסאות הן משתני קבוצת הגיל 20-30

והן משתני קבוצת העולים לא נמצאו מובהקים. לעומת זאת מצאו ברון (1987) ולביא (1990) השפעה שלילית מובהקת של קבוצת גיל זו, מפני המשקל הגדול שגילאים אלו מייחסים להוצאה הכבדה הצפויה להם לרכישת דירה. בהמשך תיבחן השאלה אם ההשפעה השלילית שמורה אך ורק לרכיב צריכתם של המוצרים בני קיימא ולא לרכיב הצריכה השוטפת. באופן דומה, למרות משקלה של קבוצת העולים בקרב האוכלוסייה הממוצעת ברוב תקופת המדגם והשינויים המשמעותיים שחלו במשקל זה לאורך התקופה, ניכרת זהות בין מאפייני הצריכה השוטפת של העולים לבין אלה של האוכלוסייה הוותיקה. נראה אפוא, כי ההשפעה השלילית של צריכתם שמורה לרכיב הצריכה של מוצרים בני קיימא.

ב. אמידת פונקציית צריכה למוצרים בני קיימא

שבע הגרסאות השונות של האמידה, שסומנו כ-B:1-7 (ותוצאותיהן מפורטות בלוח 2), הביאו את מקדם ההסבר לרמה של $\bar{R}^2 = 0.963$ בגרסה B-7 ($R^2 = 0.978$), והסטטיסטיים הגיעו לרמה של $S.E. = 0.042$ ו- $D.W. = 2.219$ (המעידה על העדר מיתאם סדרתי). גם באמידה זו כל המשתנים העיקריים נמצאו מובהקים ובסימן הצפוי.

רמת ההסבר, הנמוכה מזו של משוואת הצריכה הפרטית השוטפת, עשויה לרמז על אחת משתי תופעות. הראשונה היא אינרציה ברמת החיים, המוצאת ביטוי ברצונו של הפרט להמשיך ברמת חייו הגבוהה גם כשהכנסתו הריאלית יורדת. (לאורך החלק האחרון של תקופת המדגם שרר במשק מיתון, מהארוכים בתולדותיו); ניתוח השאריות בגרסאות השונות פוסל אפשרות זו. התופעה השנייה היא העדר משתנה רלוונטי בעל השפעה על צריכת מוצרים בני קיימא, ובפרט אי-ודאות משתנה לגבי התפתחותו העתידית של שער החליפין הריאלי. כך או כך, רמת ההסבר של הגרסאות, אף שהיא טובה בפני עצמה, נופלת מעט מזו שאפיינה את אמידת הצריכה הפרטית השוטפת (אשר הגיעה, כזכור, עד ל-99.3%). הסבר אפשרי לפער זה ניתן למצוא בקצב הצמיחה הגבוה יותר והתנודתי בהרבה של צריכת בני קיימא, 2.17% במוצעת לרביע, לעומת 0.65% בלבד בצריכה השוטפת.

קבוצת משתני ההכנסות יוצגה על ידי ההכנסה שלא משכר, וקבוצת משתני הרכוש יוצגה בחלק מהגרסאות על ידי משתנה הרכוש הפיננסי לזמן קצר בפיגור של תקופה אחת, ובאחרות – על ידי יחס הנכסים הפיננסיים לזמן קצר לסך הרכוש הנקי למעט הון אנושי (משתנה השייך כנראה, לקבוצת משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה).

גמישות הצריכה ביחס להכנסה (הכוללת גם את משתני הרכוש למעט יחס הנכסים הפיננסיים לזמן קצר) חיובית ונעה בגרסאות השונות בשיעורים גבוהים מאחת, בין 1.171 ל-2.703. גמישות גבוהה זו משקפת גם את העלייה של רמת החיים, שאפיינה

את המשק הישראלי לאורך תקופת המדגם. על פי התיאוריה אין לצפות לגמישות יחידתית של צריכת בני קיימא בפני עצמם, אלא לגמישות גבוהה, שתשלים את הגמישות הנמוכה מאחת של הצריכה השוטפת לגמישות משוקללת יחידתית של סך הצריכה הפרטית.

בניגוד לממצאים של אמידת הצריכה הפרטית השוטפת נמצאה השפעתה של ההכנסה שלא משכר חיובית מובהקת. הסבר אפשרי להבדל המשמעותי בהשפעות ניתן אולי למצוא בהשפעה הפרמננטית החלשה יחסית של הרכוש וההכנסות הנובעות ממנו ובקשר הישיר שלהם להחלטת לרכוש מוצר בן קיימא (רכישה הדומה לפעולת השקעה או לפעולה המשנה את חלוקת הרכוש), לעומת ההשפעה המשמעותית יותר של ההכנסה משכר על הצריכה השוטפת. בדומה לאמידה שבמשוואות הצריכה הפרטית השוטפת, משתנה הרכוש הכולל לא נמצא מובהק, אולם כאן ניתן להסביר זאת במידע החופף שנותן משתנה ההכנסות שלא משכר.

קבוצת משתני אי-הוודאות יוצגה על ידי מספר משתנים, לרוב לא מתואמים זה עם זה, המייצגים מידע משלים על אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. גם כאן בולטת במיוחד תרומתה של סטיית התקן של האינפלציה בפועל, ובפרט של האינפלציה החודשית בפועל לאורך התקופה שמהרביע הקודם ועד הרביע המקביל אשתקד. שוב בולטת התרומה הכוללת של סטיות התקן לעומת תרומת התוחלות וכן תרומת האינפלציה בפועל לעומת תרומת הציפיות האינפלציוניות. הגמישות הכוללת של הצריכה ביחס לקבוצת המשתנים הכוללת את יחס הנכסים הנזילים לזמן קצר התקבלה שלילית בשיעורים גבוהים מאוד, בין -0.316 ל- -1.102 (הרבה מעל לגמישות שהתקבלה באמידת הצריכה הפרטית השוטפת). משמע, ששינוי לרעה של 1% באי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה עלול לגרוע עד 1.102% מצריכתם של המוצרים בני הקיימא לנפש – שיעור המגיע עד לכדי מחצית משיעור הצמיחה הממוצע של צריכת בני קיימא לנפש לאורך תקופת המדגם, 2.17%.

ההסבר לפער בעוצמת ההשפעה בין רכיב הצריכה השוטפת לרכיב צריכת בני הקיימא נעוץ, כנראה, בהבדל האופי בין שני רכיבי הצריכה האלה: הראשון כרוך בהוצאה המצמצמת את רכושו של הפרט, והשני – בהוצאה המשפיעה גם על הרכב רכושו. למעשה, צריכת מוצרים בני קיימא דומה במהותה לפעולת השקעה של המגזר העסקי, אשר, ככלל, מושפעת מסביבה של אי-וודאות, ובפרט מאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. ממצאי עבודה זו תומכים בהשערה כי אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה היא שהביאה להבדל המשמעותי שמצאו Kydland and Prescott (1990) בין התנודתיות המאפיינת סדרות עתיות של צריכה שוטפת לבין זו המאפיינת סדרות עתיות של צריכת בני קיימא.

קבוצת הריביות יוצגה ברוב הגרסאות על ידי הריבית הריאלית לזמן קצר בלבד, בגרסת הניכוי בשיעור האינפלציה בדיעבד. הריביות הריאליות לטווחים הבינוני

והארוך נמצאו לא מובהקות ברוב הגרסאות. ההסבר לכך טמון במיתאם הגבוה של שתי הריביות – לא רק זו עם זו אלא גם עם משתנים רבים נוספים שנמצאו מובהקים. גמישות הצריכה ביחס לריבית הריאלית לזמן קצר התקבלה חיובית ומובהקת בשיעורים נמוכים שבין 0.021 ל-0.035. בחלק מהמחקרים שנעשו בישראל נמצאה הריבית הריאלית לזמן קצר לא מובהקת (וכך גם במחקר זה, במסגרת אמידת הצריכה הפרטית השוטפת) ובחלק – למשל אצל לביא (1990) – נמצאה השפעתה מובהקת ושליילית. אפשר שההשפעה החיובית המובהקת שנמצאה במחקר זה נובעת מהפיכת הריבית הריאלית לזמן קצר, במהלך שנות התשעים, לכלי המדיניות המרכזי של בנק ישראל במאבקו באינפלציה. ייתכן, שרמת הריבית משמשת את הציבור כראיה לעצמאותו של בנק ישראל ולנחישותו מאבקו באינפלציה. במילים אחרות: ריבית גבוהה יותר מתיישבת עם הקטנת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה ולכן תורמת להגדלת הצריכה בהווה.

משקל קבוצת הגיל 20-30 נמצא שוב, שלא כצפוי, חסר מובהקות בכל הגרסאות, וזאת בניגוד לתרומתו השליילית אך הנמוכה שנמצאה בחלק מהאמידות אשר כללו את סך הצריכה הפרטית לנפש (כפי שמפורט בהמשך). כך או כך, העדר ההשפעה של קבוצת הגיל 20-30 על צריכת בני קיימא עשוי להיות קשור לעלייה ברמת החיים של קבוצה זו לאורך שנות התשעים ו/או לדחייה של גיל הנישואים המקובל בישראל, ובעקבותיה – של הגיל הממוצע לרכישת דירה. לפיכך ייתכן, כי תוצאה מובהקת הייתה מתקבלת לו נבחנה השפעתה של קבוצת הגיל 25-35.

כנגד זאת התאפיינה קבוצת העולים, כצפוי, בהשפעה שלילית מובהקת ומשמעותית, עד 0.292, בכל הגרסאות שנבדקו. את הקבוצה ייצג לרוב משקל העולים ברביע נתון באוכלוסייה הממוצעת בפיגור. לפי הממצאים העולים אמנם הצליחו להסתגל לדפוסים המקובלים במשק בתחום הצריכה השוטפת, אולם הפערים ברכושם הכולל הביאו לפערים הגדולים בדפוסים הצריכה של בני קיימא או לדחיית הרכישה של חלק מאלה עד להתבססותם בארץ.

ג. אמידת פונקציית הצריכה הפרטית הכוללת

שמונה הגרסאות השונות של האמידה, שסומנו כ- C:1-8 (ותוצאותיהן מפורטות בלוח 3), הביאו את מקדם ההסבר לרמה של $\bar{R}^2 = 0.993$ בגרסה C-8 ($R^2 = 0.996$) ואת הסטטיסטיים – לרמה של $S.E. = 0.0088$ ו- $D.W. = 2.058$ (המעידה על העדר מיתאם סדרתי). גם באמידה זו כל המשתנים המרכזיים נמצאו מובהקים ובסימנים המצופים. יתר על כן, רוב המשוואות התאפיינו בשונות קטנה מאוד של מרבית האומדים, ובפרט של האומדים למשתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה ולמשתני ההכנסות.

יודגש שוב, כי רמת ההסבר של 99.3% לצד סטטיסטי $S.E.$ בסך 0.0088 אינה נופלת מהרמה שהתקבלה במחקרים על בסיס שנתי, למרות הבעייתיות הרבה שבאמידת פונקציית צריכה רבעונית. גם התיקון הסטטיסטי של Lovell (1968) לבעיית ניכוי העונתיות באמצעות אומד אלטרנטיבי של $\bar{R}^2 = 0.9889$ אינו גורע הרבה מטיב האמידה.

בהקשר זה מעודד גם תפקידם המצומצם של פיגורים באמידה, העולה בקנה אחד עם תיאוריית הציפיות הרציונליות כפשוטה, ובפרט עם גרסתו הגמישה יותר של Hall (1978), שבמסגרתה תרומתו של הרכוש בתקופות הקודמות נתקבלה כחיובית.

קבוצת משתני ההכנסות יוצגה בכל הגרסאות באמצעות ההכנסה משכר בלבד, ואילו ההכנסות שלא משכר איבדו את השפעתן לחלוטין. קבוצת משתני הרכוש יוצגה לרוב באמצעות הרכוש הפיננסי לזמן קצר בפיגור של תקופה אחת, ובגרסה C-8 – גם באמצעות הרכוש הפיננסי לזמן קצר בהווה ובאמצעות הרכוש הכולל הנקי למעט נכסים פיננסיים לזמן קצר. הסבר אפשרי לאיבוד השפעתו של משתנה ההכנסות שלא משכר על הצריכה הפרטית הכוללת נעוץ בהשפעה החשובה והמובהקת של משתני הרכוש. יחס הנכסים הנזילים לסך הרכוש הנקי למעט הון אנושי, שנמצא מובהק ברוב הגרסאות של אמידת הצריכה הפרטית השוטפת ושל אמידת צריכת בני הקיימא, נמצא לא מובהק בכל הגרסאות של הצריכה הפרטית הכוללת. ייתכן כי משתנה זה איבד את מובהקותו בשל המידע החופף שסיפקו באמידה זו משתני הרכוש והמשתנים האחרים של קבוצת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה.

גמישות ההכנסה המורחבת (הכוללת גם את משתני הרכוש) של סך הצריכה נעה בין 0.566 לבין 1.064 (בגרסה C-8, בעלת רמת ההסבר הגבוהה ביותר). מבחן מובהקות שבחן את ההשערה כי גמישות ההכנסה היא יחידתית לא הצליח לדחותה בגרסה C-8, אך דחה אותה בגרסאות C: 6,7. השונות הקטנה של האומדים למשתני ההכנסות מחזקת את ההשערה כי הגמישות הכוללת היא יחידתית ממש או סמוכה לה. כך או כך, נראה, כי הרכיב הטרנזיטורי של ההכנסה מופיע במשתנים הרבעוניים בעוצמה גדולה מעט יותר מאשר במשתנים השנתיים.

קבוצת משתני אי-הוודאות יוצגה שוב על ידי מספר משתנים, לרוב לא מתואמים זה עם זה, המייצגים מידע משלים על אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. גם באמידה זו בלטה תרומתם הכוללת של משתני סטיות התקן בהשוואה לתרומות של משתני התוחלת ושל משתני האינפלציה בפועל ובהשוואה לתרומת משתני הציפיות האינפלציוניות. במסגרת זו בולטת במיוחד, בהמשך לממצאי האמידה של צריכת בני הקיימא, תרומתה של סטיית התקן של האינפלציה החודשית בפועל לאורך התקופה שמהרביע הקודם ועד לרביע המקביל לו אשתקד. גמישות הצריכה ביחס למשתני אי-הוודאות התקבלה שלילית מובהקת, בין -0.0882 ל- -0.1564 בגרסאות השונות. משמע ששינוי לרעה של 1% בסביבת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה עלולה

לגרוע עד 0.1564% מהצריכה הפרטית הכוללת לנפש, שיעור המגיע עד לכדי כחמישית משיעור הצמיחה הממוצע של צריכה זו לאורך תקופת המדגם, 0.79%. במילים אחרות: שינוי של כ-5% באי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה עלול לבטל לחלוטין את קצב צמיחת הצריכה הפרטית לנפש, החשוב במנועי הצמיחה של משק מודרני. השונות הקטנה של האומדים למשתני אי-הוודאות, בפרט בגרסאות בעלות יכולת ההסבר הגבוהה יותר, מחזקים את משמעותן של תוצאות אלו. מרבית ההשפעה, אף כי בפירוש לא כולה, נובעת, כנראה, מהשפעת אי-הוודאות על צריכת בני הקיימא.

בהקשר זה נבחנה ההשערה שלפיה אין קשרי גומלין בין השפעת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על הצריכה השוטפת לבין השפעתה על צריכת בני הקיימא. ההשערה נבדקה באמצעות מבחן מובהקות שבדק אם סך גמישות הצריכה ביחס לקבוצת משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, שנמצאה במשוואות אשר אמדו את הצריכה הפרטית הכוללת (תוך שימוש בגרסה C-8, שנמצאה בעלת רמת ההסבר הגבוהה ביותר), קטנה משקלול הגמישויות המקבילות שנמצאו במשוואות שאמדו בנפרד את הצריכה הפרטית השוטפת ואת צריכת בני הקיימא, או שווה לו. במסגרת זו הובאו בחשבון הן משקלול הצריכה הפרטית השוטפת הממוצעת (89.03%) והצריכה הממוצעת של בני הקיימא (10.97%) בסך הצריכה הפרטית הכוללת הממוצעת לאורך תקופת המדגם והן הגמישויות הממוצעות של קבוצת משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה בגרסאות האמידה של הצריכה הפרטית השוטפת ושל צריכת בני הקיימא שנמצאו בעלות רמות ההסבר הגבוהות ביותר. מעניין להיווכח, כי למרות הדמיון בין הגמישות הכוללת של קבוצת משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה צפויה (שהסתכמה בגרסה C-8 ב-0.1564) לבין הממוצע המשוקלל שחושב (-0.1795), נדחתה ההשערה בכל רמת מובהקות מקובלת. לפיכך לא ניתן לדחות את ההשערה כי קיימים קשרי גומלין בין ההשפעות של משתני אי-הוודאות על רכיבי הצריכה השונים.

הסבר לקשר הגומלין האפשרי ניתן לייחס להשפעת הכנסה שלילית בין הרכיבים. במסגרת זו אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה פועלת לצמצום של אחד משני סלי אפשרויות הצריכה של הפרט (השוטפת או של בני הקיימא, לפי העניין) ולפיכך להקטנה של הכנסתו בעין, המביאה לצמצום הצריכה בסל השני. אמידה של כל רכיב צריכה בפני עצמו אינה מסוגלת לאמוד את השפעת ההכנסה השלילית.

במקביל יכולה להתעורר שאלה בדבר מידת הרציונליות של הציפיות האינפלציוניות הנגזרות משוק ההון בישראל: האם המיתאם הגבוה בין סטיית התקן של האינפלציה בפועל לבין סטיית התקן של הציפיות האינפלציוניות של הפרטים מעיד על הסתגלות (אדפטיביות) גם בקביעת תוחלת הציפיות האינפלציוניות שלהם? על רקע זה יהיה ראוי להרחיב את מחקרו של יריב (1995) ולערוך מחדש את מבחני

הציפיות הרציונליות על הציפיות האינפלציוניות הנגזרות משוק ההון בישראל. בהקשר זה יודגש, כי השימוש שנעשה בעבודה זו בציפיות אשר נגזרו ישירות מהתנהגות הציבור, לצד מדדים שהתבססו על מידע שהיה בידיו בוודאות, אפשרו לבחון באופן בלתי אמצעי את ההשפעה של אי-הוודאות על הצריכה הפרטית בפועל, וכך לחמוק משאלת הרציונליות של הציפיות בישראל. במילים אחרות: בין אם ציפיות הציבור רציונליות ובין אם לאו, אין ספק כי אלו הן ציפיותיו, שקבעו את התנהגותו.

קבוצת הריביות יוצגה בכל הגרסאות באמצעות הריבית לטווח קצר, בפיגור של תקופה אחת (בגרסת הניכוי בשיעור האינפלציה בדיעבד), ובחלק מהגרסאות – גם באמצעות הריבית לטווח הבינוני והארוך. בדומה לממצאים הקודמים, שתי הריביות לטווח הבינוני והארוך הן בעלות מיתאם גבוה זו עם זו, וכן עם משתנים אחרים. השמטת אחד משני המשתנים פוגעת ברמת ההסבר של האמידה בכללותה, וכתוצאה מכך המשתנה שנותר מבטא את סך ההשפעה החיובית של שניהם. גמישות הביקוש המשותפת לשני המשתנים, הנגזרת מהמקדמים, חולצה באמצעות חלוקתם בשיעורי הריבית המתאימים לסוף תקופת המדגם. התוצאות הצביעו על גמישות חיובית קטנה ביחס לשיעור הריבית לטווחים הבינוני והארוך, בשיעור שנע בין 1.07 ל-1.54. בהמשך להשפעת הריבית הריאלית לטווח קצר על צריכת בני הקיימא נמצאה מובהקת השפעתה החיובית אך הזניחה גם על הצריכה הפרטית הכוללת. הגמישות ביחס לריבית נעה בגרסאות השונות בין 0.0020 ל-0.0099 – שיעור חיובי נמוך השונה מההשפעה השלילית שמצא לביא (1990), בין -0.09 ל-0.14. הגמישות הכוללת של הצריכה ביחס למשתני הריבית – לטווח קצר, לטווח בינוני ולטווח ארוך גם יחד – נבדקה במבחן מובהקות. נמצא, כי ההשערה שלפיה גמישות זו קטנה מאפס או שווה לאפס נדחתה על פי כל קנה מידה מקובל. מבחן נוסף, שבחן את השפעתן של הריביות לטווחים הבינוני והארוך בלבד, נתן תוצאות דומות.

משקל קבוצת הגיל 20-30, בפיגור של תקופה, נמצא שלילי ומובהק בחלק מהגרסאות שנבדקו. גמישות הצריכה ביחס לקבוצת הגיל נעה בגרסאות השונות בין 0.060 ל-0.138, בניגוד לממצאי האמידה של צריכת בני הקיימא. ייתכן שהשפעות חלקיות וזניחות של קבוצת גיל זו על צריכת בני הקיימא ובנפרד ועל הצריכה השוטפת הצטרפו לכדי השפעה שלילית ומובהקת, לרוב נמוכה, על הצריכה הפרטית הכוללת.

השפעת העלייה לישראל על דפוסי הצריכה הפרטית הכוללת התאפיינה ברמה שלילית מובהקת אך נמוכה, רובה ככולה תרומת השפעתה של קבוצת העולים על צריכת בני הקיימא. קבוצת העולים יוצגה באמידה זו אך ורק באמצעות משקלה בשנה השוטפת באוכלוסייה הממוצעת לרביע. ממצאים אלו מעידים, בין היתר, על המהירות היחסית שבה התאקלמו העולים במשק הישראלי.

כדי לבדוק את יציבות האומדים למשתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה

חולקה תקופת המדגם, כאמור, לשלוש תקופות משנה: הראשונה החלה ברביע הראשון של 1990 והסתיימה ברביע השלישי של 1991; השנייה החלה ברביע האחרון של 1991 והסתיימה ברביע השני של 1996; השלישית החלה ברביע השלישי של 1996 והסתיימה ברביע האחרון של 1998. שלוש תקופות המשנה הובחנו באמצעות שני משתני דמה, $D1$ ו- $D2$, ששניהם קיבלו את הערך אפס עבור תקופת המשנה הראשונה, את הערכים אחת ואפס עבור תקופת המשנה השנייה, ואת הערכים אפס ואחת עבור תקופת המשנה השלישית. כדי לבחון את איכות האמידה של משוואת הצריכה הפרטית הכוללת ואת יציבות המקדמים, נבחרה גרסה $C-1$, והוספנו למשתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, המופיעים בה, את שני משתני הדמה כדלקמן:

$$(20) \quad \ln C = \ln k - a_1 \theta - a_2 N_{20t-1} - a_3 IMGy - a_4 r_{s_{t-1}} - (a_5 - \beta_1) \ln r_{L_1} \\ - (a_6 - \beta_2) \ln r_{L_2} + a_7 \ln m + a_8 \ln m_{t-1} + (\beta_1 + \beta_2) \ln w + \beta_3 \ln Y_L \\ - a_9 D93.$$

תוצאות האמידה של משוואה (20) נבחנו במספר מישורים: תחילה נערכו מבחני מובהקות לכל אחד מהמקדמים שהתקבלו, והתברר כי מבחני המובהקות למקדמים של משתני הדמה אינם דוחים את השערת האפס שלפיה, המקדמים אינם מובהקים, למעט משתנה הדמה $D1$ עבור סטיית התקן של האינפלציה החודשית בפועל לאורך התקופה שמהרביע הקודם ועד הרביע המקביל לו אשתקד. מובהקותו של משתנה הדמה במקרה זה לא פגעה במובהקותו של המשתנה עצמו, הגם שהשפעתו פחתה מעט. תוצאה זו מעידה אף היא על השפעת משתנה זה הן בטווח הארוך והן בטווח הקצר. שנית, ערכנו את מבחן התרומה (העדיף בגודל מדגם זה, על מבחן CHOW) בין אמידה זו לבין גרסה $C-1$. תוצאות המבחן לא דחו, בכל רמת מובהקות, את השערת האפס, שלפיה שתי האמידות זהות והאומדים למשתני אי-הוודאות שנמצאו בגרסה $C-1$ מובהקים ויציבים לכל אורך תקופת המדגם. מבחנים אלו משקפים את איכות המשוואה שנאמדה ואת היציבות הגבוהה המאפיינת את מקדמיה, בייחוד משום שתקופת המדגם התאפיינה בתנודות גדולות הן ברמת האינפלציה והן בשונותה.

כן נבחנו, באמצעות מבחן Goldfeld-Quandt, ההשערה כי הנחת ההומוסקדסטיות אינה מתקיימת. ברקע לכך עומד החשש כי מחזור העסקים שאפיין את תקופת המדגם (בחלקה הראשון צמיחה מואצת ובחלקה השני מיתון מתמשך) גרם להטרוסקדסטיות. תוצאות המבחן אינן דוחות את השערת ההומוסקדסטיות בכל רמת מובהקות מקובלת.

כדי להיטיב לעמוד על הקשר שבין אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה לבין הצריכה הכוללת בטווח הארוך, בהשוואה לקשר בין המשתנים בטווח הקצר, נאמד מודל תיקון טעות (ECM). על פי Ramanathan (1998), אם מערכת של משתנים מרכיבה משוואת קואינטגרציה מסדר ראשון, קיים משתנה המייצג את תיקון הטעות המקרית, שניתן לשלבו באמידה בת שני שלבים אשר תפריד בין ההשפעות קצרות הטווח לבין שיווי המשקל של הטווח הארוך. בשלב הראשון נאמדת משוואת הקואינטגרציה, ובשלב השני נאמדת משוואת הפרשים מסדר ראשון, שבה נכללת הטעות המקרית בפיגור של תקופה אחת, כפי שהתקבל מהאמידה בשלב הראשון. טעות מקרית זו מייצגת את גורם ה-ECM, האמור לקלוט את הסטייה משיווי המשקל בטווח הקצר ולהעמיד את יתר המקדמים במשוואה על השפעתם ארוכת הטווח.

תוצאות האמידה של משוואה (20) מוצגות תוך השוואה בין תוצאות משוואת הפרשים עם מייצג ה-ECM ובלעדיו (לוח 4). המודל ממחיש כי מקדמי אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה יציבים, והשפעתם נוגעת ברובה לטווח הבינוני, ולא רק לטווח הקצר. גורם ה-ECM (שנלקח מגרסה C-8), נמצא חיובי, מובהק ותורם משמעותית לרמת ההסבר של האמידה.

ההשפעה החיובית של גורם ה-ECM מתיישבת עם טענת מחקר זה, כי רמת החיסכון הגבוהה שאפיינה את ראשית תקופת המדגם חורגת משיווי המשקל של הטווח הארוך ונובעת מאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. הקטנת אי-הוודאות לאורך שנות התשעים הביאה להקטנת רמת החיסכון החורגת ולחזרה הדרגתית אל שיווי משקל של הטווח הארוך. בהקשר זה יוזכר, כי בדרך כלל מצפים לקבל השפעה שלילית (בין אפס לאחת בערך המוחלט) של גורם ה-ECM, תוצאה משמעותה ציפייה להתכנסות לשיווי משקל של הטווח הארוך לאחר חריגה מקרית. במילים אחרות: לאחר תקופה שבה הייתה חריגה משיווי משקל לכיוון אחד יש לצפות לתיקון בכיוון הנגדי ולחזרה לשיווי המשקל. אולם תיקונה של חריגה כה גדולה בשיעורי החיסכון לא היה אפשרי בתקופה אחת או שתיים – משום שאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה ירדה בהדרגה לאורך כל תקופת המדגם, ועד סופה טרם שבה לרמה של שיווי המשקל, ומשום שהציבור זקוק לתקופת הסתגלות לא קצרה.

רמת ההסבר הגבוהה המאפיינת את משוואות הצריכה הפרטית הכוללת ויציבות האומדים השונים מאפשרות להסביר את השינויים החדים שחלו בשיעורי החיסכון הפרטי במשק לאורך תקופת המדגם, וכן לבחון את ההשערה שלפיה אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה היא מן הגורמים המרכזיים המשפיעים על דפוסי הצריכה והחסכון של הפרטים.

כפי שניתן לראות מלוח 5, המציג סימולציה של התנהגות החיסכון הפרטי בשנים 1990-1998 ניתן לחלק את תקופת האמידה לשלוש תקופות משנה. בתקופה הראשונה, שהחלה בתחילת המדגם, ברביע הראשון של 1990, והסתיימה ברביע

האחרון של 1991, עלו שיעורי החיסכון הפרטי בהדרגה מ-25.69% עד לשיא של 29.44% בתקופה השנייה, שהחלה ברביע הראשון של 1992 והסתיימה ברביע השני של 1998 (למעשה רוב רובה של תקופת המדגם) ירדה רמת החיסכון ירידה הדרגתית ועקיבה עד ל-17.96% בלבד. (השפל בשיעורי החיסכון הפרטי נרשם ברביע השני של 1997 - 17.48%). בתקופה השלישית, הקצרה – שני הרביעים האחרונים של שנת 1998 – היה זינוק מרשים בשיעורי החיסכון הפרטי, ל-20.98%. עלייה של יותר משלוש נקודות אחוז שלמות בתוך שני רביעים בלבד. סיכום שלוש תקופות המשנה מעלה כי שיעור החיסכון הפרטי ירד לאורך תקופת המדגם במידה משמעותית – מ-25.69% ל-20.98%; ואם ננטרל את השפעת שני הרביעים האחרונים של שנת 1998, הירידה חדה אף יותר – ל-17.96%, ירידה של כ-8 נקודות אחוז.

כנגד זאת, סימולציה שנערכה על בסיס גרסה C-8 למשוואות הצריכה הפרטית הכוללת, שנאמדו בהנחה כי משתני אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה נותרו ברמה שנקבעה ברביע הרביעי של 1989, הרבע האחרון שלפני תקופת המדגם, מעלים ממצאים שונים בתכלית (לוח 6). במסגרת זו חלו אמנם שינויים בשיעורי החיסכון הפרטי, אולם זאת סביב אותה רמה. למעשה, שיעור החיסכון הפרטי המתוקן בסיכומה של התקופה ירד אך מעט – מ-26.27% ל-24.99%. במילים אחרות: הקפאתה של השפעת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה ברמה קבועה קיזזה את רוב רובה של הירידה התלולה של שיעורי החיסכון הפרטי. ממצאים אלו מאששים את השערה שהונחה בבסיס עבודה זו – כי לפיה הירידה המשמעותית של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה (שמוצאת ביטוי בהקטנת סטיית התקן של התפלגות ציפיות הפרט לאינפלציה העתידית) היא הגורם המרכזי לירידה הדרמטית של שיעורי החיסכון הפרטי במשך לאורך שנות התשעים. בממצא זה תומכת העובדה שמשבר שוק המט"ח, שפרץ במחצית השנייה של 1998, והביא להתפרצות אינפלציונית, השפיע מייד על התפתחות החיסכון הפרטי בפועל: גידולה של אי-הוודאות סביב רמת האינפלציה הצפויה הוא שהזניק את שיעורי החיסכון הפרטי בתוך תקופה קצרה ביותר מ-17.98% ל-20.98%; כך עולה גם מסימולציה המנטרלת את השפעתו של הזינוק ברמת אי-הוודאות אשר בה מתקבלת יציבות ברמת החיסכון הפרטי בתקופה זו.

6. סיכום ומסקנות

תוצאות האמידות ורמת ההסבר הגבוהה שהתקבלה תומכות בהשערת המחקר כי אי-הוודאות ממלאת תפקיד דומיננטי בקביעת דפוסי הצריכה והחיסכון של הפרטים. על פי תוצאותיה של סימולציה, המשווה את החיסכון בפועל עם זה המתקבל בנטרול ההשפעה של אי-הוודאות, הורדת האינפלציה במשך בשנות התשעים היא שגרמה להקטנת החיסכון בכשליש מגודלו בראשית העשור.

כצפוי, מספר אומדים לאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה נמצאו מובהקים, ובהם בלטו אחד או שניים. לעומת זאת, הצביעו גרסאות האמידה השונות על השפעה קטנה בלבד, אם בכלל, של רמת הציפיות האינפלציוניות ושל סטיות התקן שלהן ושל האינפלציה הלא-צפויה. חלק גדול מגרסאות האמידה חשפו גם השפעה קטנה בלבד של רמת האינפלציה הלא-צפויה, וכך הצביעו על משתנה זה כלא-דומיננטי בהשפעתו על דפוסי הצריכה. המשתנה שנתגלה במחקר זה כחשוב ואפקטיבי הוא מדדי סטיות התקן של האינפלציה בפועל. ניתוח רכיבי ההשפעה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על דפוסי הצריכה של הפרטים מוכיח שעיקר עוצמתה, אף כי לא כולה, מתבטאת בצריכת בני הקיימא.

מעניין שהשפעה כה מובהקת של אי-הוודאות באינפלציה הצפויה נמצאה אף על פי שהמשק כולו, במישורים השונים של פעילותו, מתאפיין במערכת הצמודות מפותחת; הרי מערכת ההצמודות אשר התקבעה במשק בשנים הרבות שבהן השתוללה בו אינפלציה, מנטרלת חלק ניכר מאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה: הפרט מוגן מפני האינפלציה במישורים רבים של חייו, ובראשם השכר, שכן בישראל מקובל כי השכר הריאלי של העובדים כמעט לא נפגע. ואולם לפי התוצאות, אפשר שמנגנון תוספת היוקר אינו משוכלל באופן מלא. מלבד זאת עובר חלק מרכזי מהשפעתה של אי-הוודאות בישראל דרך מנגנון התמסורת של הרכוש. כן נראה כי מאחורי אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מסתתרים גורמי אי-ודאות חשובים נוספים – באשר לשער החליפין, ליציבות הכללית במשק ולמצב המדיני-ביטחוני.

הממצאים מעלים מספר סימני שאלה הראויים לדיון. ראשית, גמישותה של הצריכה ביחס לריבית לטווח קצר התאפיינה בשיעורים חיוביים קטנים, לעומת השיעורים השליליים שהתקבלו במחקרו של לביא (1990), אשר בדק את השפעת הריבית בנתונים שנתיים ולתקופה ארוכה (1962-1988), בלי להתחשב בהשפעה אפשרית של אי-הוודאות הכרוכה בשונות האינפלציה בטווח הביניים. ייתכן כי חלק משמעותי מהתרומה השלילית של לביא ייחס לריבית הריאלית ראוי לייחס לאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה – השפעה שפעלה על הצריכה דרך גמישותה ביחס לריבית הריאלית לזמן קצר, ומה עוד שבמהלך שנות התשעים הפכה הריבית (הנומינלית) לטווח קצר לכלי המדיניות המרכזי של בנק ישראל במאבקו באינפלציה: אפשר שרמת הריבית לטווח קצר משמשת את הציבור כראיה לעצמאות בנק ישראל ולנחישות מאבקו באינפלציה.

עוצמת ההשפעה השלילית של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על הצריכה עולה משמעותית על ההשפעה החיובית הנמוכה והזניחה של הריבית הריאלית לזמן קצר. ממצא זה מתיישב עם תפקידה של האחרונה במשק מודרני – שליטה על היצע הכסף, המשפיע על השינוי ברמות המחירים. אימוץ מדד עצמאי וישיר יותר לאי-הוודאות הכרוכה בשינויים הצפויים ברמת המחירים מנטרל, כנראה,

חלק מהתפקיד האמור של הריבית הריאלית לזמן קצר באמידה הסטטיסטית. כן ייתכן שהעמדת מדדים עצמאיים לאי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה אפשרה להציג גם את הריביות לזמן בינוני וארוך הצגה נקייה יותר מההשפעות מלוות.

לתוצאות המחקר עשויות להיות השלכות מדיניות מרחיקות לכת: הממצאים בדבר חלקן הזניח של מדד תוחלת הציפיות האינפלציוניות באמידה הסטטיסטית מעמידים בסימן שאלה את מקומו של מדד זה בראש סולם התגובה של המדיניות המוניטרית בישראל, ולפיכך מערערים את האפקטיביות של תגובה זו. כך עולה גם ממחקריהם של Bernanke and Woodford (1997) ו-Soderlind and Svensson (1997), שהתריעו על הסיכון הכרוך בהתאמת מדיניותו של בנק מרכזי להתפתחות תוחלת הציפיות האינפלציוניות של הציבור, בקבעם כי גישה זו עלולה להביא לאי יציבות משקית. משמעותה של ביקורת זו חמורה שבעתים במשק הישראלי – במיוחד בשנים האחרונות, שאמנם התאפיינו באינפלציה נמוכה ובתוחלת ציפיות אינפלציוניות הולכת ויורדת, אך גם בסטיות תקן חריפות מאוד של האינפלציה בפועל. תוצאות האמידה בעבודה זו תומכות בהשערה שאם האינפלציה לא תתייצב, לא רק בשיעורה השנתי, אלא בעיקר בסטיית התקן החודשית השוטפת שלה, לא תיפסק השפעתה השלילית על דפוסי הצריכה ועל רמת החיים של הפרטים.

תוצאות האמידה, שבוצעה כזכור על מדגם שכלל שנים שבהן האינפלציה הגיעה לשיעורים הקרובים ל-20% לצד רביעים רבים שבהם שררה כמעט יציבות מחירים ואף ירידות מחירים, מאפשרות ניסוח השערה מרחיקת לכת אף יותר: אינפלציה גבוהה יחסית אך יציבה וללא סטיית תקן חודשית משמעותית תפגע בדפוסי הצריכה של הפרטים פחות מאינפלציה שנתית נמוכה מאוד, אך לא יציבה ובעלת סטיית תקן חודשית גבוהה (כזו שאנו עדים לה בשנים האחרונות – חודשי אינפלציה חיובית ושלילית חליפות).

הרחבה טבעית לעבודות הבוחנות את צד הביקושים תהיה בחינת השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה על צד ההיצעים במשק. במסגרת זו יהיה ראוי לנסח מחדש אותן משוואות הנגזרות מתיאוריית הציפיות הרציונליות, אך מתעלמות מסוגיית אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה. בהקשר זה בולטת עקומת פיליפס לטווח הקצר, הבוחנת את הקשר הסטטיסטי שבין אינפלציה לבין תעסוקה, או, לחלופין, צמיחה. מקובל להניח, כי בטווח הקצר אכן יש מיתאם בין אינפלציה לצמיחה. עד כה נבחנה עקומת פיליפס אמפירית באמצעות הצבת רמת האינפלציה בפועל, או רמת האינפלציה הלא-צפויה, מול שיעורי התעסוקה (אלקיים וסוקולר, 1999); כנגד זאת תומכות תוצאות העבודה הנוכחית בהשערה, כי ראוי לבחון דווקא את אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה, המתבטאת בסטיית התקן השוטפת שלה, לא את רמתה. על פי ממצאי העבודה ניתן לשער כי העמדת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מול שיעור התעסוקה תבטל את המיתאם

הסטטיסטי החיובי בין תעסוקה לאינפלציה, מיתאם שמצאו מחקרים שונים בעולם. יתר על כן, ממצאי העבודה מראים, כי עליית אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מביאה לירידה מיידית של הביקושים, המעלה ספקות לגבי הבסיס הרעיוני של עקומת פיליפס לטווח הקצר, אשר לפיו מחסור במידע עדכני בקרב היצרנים על התנאים הכלכליים במשק הוא המביא להחלטות מוטעות ולציפיות שווא להרחבה ברמת הייצור. משקלה הגבוה של הצריכה הפרטית בתוצר ומיידיות התגובה על שינויים קלים באי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה מרמזים על ההשפעה השלילית של האינפלציה בדיכוי צמיחתו של משק מודרני.

בסיכום – עבודה זו התמקדה באמידת ההשפעה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה במשק על דפוסי הצריכה של הפרטים. הממצאים תומכים בהשערה, כי רמת האינפלציה עצמה, הן בפועל והן הצפויה, אינן משפיעות משמעותית, אם בכלל, על החלטות הצריכה של הפרט, לפחות לא בשיעורי האינפלציה שאפיינו את תקופת המדגם, עד כ-20% לשנה. לעומת זאת ממלאת אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה תפקיד דומיננטי בקביעת התפתחותה של הצריכה הפרטית הכוללת. במסגרת זו, שינוי של 5% בלבד בסביבת אי-הוודאות האינפלציונית עלול לקזז לחלוטין את קצב הגידול של הצריכה הפרטית לנפש, החשוב במנועי הצמיחה של משק מערבי מודרני. על רקע זה בולט תפקידם של מנגנוני ההצמדה במשק, ובראשם מנגנון תוספת היוקר ומנגנון תכניות החיסכון הצמודות לטווח קצר. מחד גיסא, מנגנונים אלו מנטרלים, כנראה, בטווח הקצר, את מרבית השפעתה של אי-הוודאות הכרוכה באינפלציה הצפויה – אולם מאידך, נטרול אי-הוודאות מביא לנטרולו של הבלם הטבעי הפועל נגד השתרשותה של אינפלציה בטווח הארוך, ולפיכך מאריך את אחיזתה במשק ומאפשר את הסלמתה.