

# СПОЖИВЧЕ КРЕДИТУВАННЯ В УКРАЇНІ: ОЦІНКА РІВНОВАЖНОГО РІВНЯ

АТТИЛА ЧАЙБОК<sup>a</sup>, ПЕРВІН ДАДАШОВА<sup>bc</sup>, ПАВЛО ШИКІН<sup>b</sup>,  
БАЛАШ ВОННАК<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Міжнародний валютний фонд<sup>1</sup>

Електронна пошта: [acsajbok@imf.org](mailto:acsajbok@imf.org)

<sup>b</sup> Національний банк України

Електронна пошта: [pervin.dadashova@bank.gov.ua](mailto:pervin.dadashova@bank.gov.ua)  
[pavlo.shykin@bank.gov.ua](mailto:pavlo.shykin@bank.gov.ua)

<sup>c</sup> Національний університет «Києво-Могилянська академія»

<sup>d</sup> Центральний банк Угорщини

Електронна пошта: [vonnakb@mnb.hu](mailto:vonnakb@mnb.hu)

## Анотація

На основі дослідження Kiss та інших (Kiss et al., 2006) ми розробили аналітичні підходи для своєчасного виявлення ризиків, пов'язаних із надмірним зростанням обсягів споживчого кредитування, на основі економетричної моделі рівноважного рівня споживчих кредитів та кредитів домогосподарств. Результати оцінки для пулу країн були екстрапольовані на український банківський сектор. Відповідно до побудованої моделі після двох хвиль значного скорочення частки позикових коштів, що відбулися в 2009 і 2014 роках, обсяг наданих споживчих кредитів в Україні у 2019 році все ще значно нижчий від рівноважного рівня, незважаючи на попередню позитивну динаміку номінальних показників.

## Класифікація JEL

C54, E47, G21, G38

## Ключові слова

споживче кредитування, модель рівноваги, модель коригування похибки, середньогрупова оцінка.

## 1. ВСТУП

Після періоду значного скорочення частки позикових коштів, викликаного російською військовою агресією проти України та економічним спадом, обсяг споживчого кредитування в Україні стрімко зростає. Масштаби скорочення частки позикових коштів домогосподарств в Україні порівняно з іншими країнами видно на рисунку 1.a. За останні два роки щорічне зростання споживчого кредитування перевищувало 30%. Високий темп зростання підтримувався пом'якшенням умов кредитування банків та швидким підвищенням доходів домогосподарств. Сукупність цих факторів сприяє реалізації відкладеного попиту населення і стимулює його «апетит» до кредитів.

Основним драйвером зростання обсягів кредитування є невеликі незабезпечені кредити, тоді як забезпечені довгострокові іпотечні позики становлять

лише 2% від обсягу нових кредитів (на відміну від загального кредитного портфеля інших країн регіону, – див. рисунок 1.b). Хоча відношення обсягів кредитів до ВВП залишається порівняно низьким, швидке накопичення незабезпеченого боргу з високою відсотковою ставкою створює додаткові ризики для домогосподарств, роблячи їх вразливими до зовнішніх шоків.

Оскільки попит на кредити зростає, конкуренція між банками за нових позичальників, котрі в Україні мають, як правило, невисокі доходи, є жорсткою. Необхідність підтримання високих темпів кредитування провокує банки пом'якшувати критерії андеррайтингу, що призводить до погіршення профілю ризику типового позичальника. Оскільки банки прагнуть компенсувати ризики шляхом установлення вищих відсоткових ставок, надмірні обсяги кредитування можуть призвести до збільшення боргового навантаження для домогосподарств із низьким рівнем доходу<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> На момент виконання роботи, що лежить в основі цього документа, пан Чайбок перебував у Консультативному центрі Світового банку з питань фінансового сектору (FinSAC). FinSAC фінансував проект технічної допомоги, у рамках якого написано цю статтю.

<sup>2</sup> Детальнішу інформацію див. у вставці 3 Звіту про фінансову стабільність НБУ «Опитування банків про споживче кредитування: позичальники з низькими доходами закредитовані найбільше» (червень 2019 року).

Наведені факти свідчать про те, що стрімке зростання обсягів споживчого кредитування в Україні породжує низку потенційних ризиків, якими необхідно управляти, щоб уникнути загроз для фінансової стабільності в середньостроковій і довгостроковій перспективах. Відповідно в регулюючого органу виникає потреба в розробці аналітичних підходів для аналізу та виявлення ризиків, пов'язаних зі швидким зростанням обсягів споживчого кредитування. Основний інтерес становить оцінка значень, які б відображали “нормальні” темпи зростання та рівень заборгованості домогосподарств на основі достовірних емпіричних даних. Такий підхід дасть змогу визначити не лише рівноважний рівень боргу, а й швидкість наближення до нього. Це може допомогти регулятору впоратися з можливим перегрівом цього сегмента, своєчасно застосовуючи ефективні макропроденційні інструменти для обмеження зростання обсягів споживчого кредитування.

У цій статті ми розраховуємо рівноважні рівні обсягу споживчих кредитів та загального боргу домогосподарств для України. З цією метою використовуємо двоступеневий підхід. Спершу оцінюємо взаємозв'язок між рівноважним рівнем відношення боргу до ВВП та фундаментальними показниками за допомогою так званого “common correlated effect estimator” (CCE) на основі даних, отриманих від Європейського інституту кредитних досліджень (ECRI). Вони включають дані щодо держав – членів ЄС і розвинутих країн, що не входять до ЄС, та країн, що розвиваються. Другий крок – оцінка аналогічних взаємозв'язків для України, що враховує результати панельної моделі як попередню (априорну) інформацію та поєднує їх з українськими даними за допомогою баєсівського підходу.

Крім розрахунку рівноважного обсягу боргу для України, ми також оцінюємо короткострокову динаміку навколо рівноваги за допомогою моделі коригування похибки. Навіть якщо короткострокова динаміка не має фундаментальної інтерпретації, вона служить корисним орієнтиром того, чи можна розглядати фактичне зростання обсягів кредитування, як нормальне наближення до тренду.

## 2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Емпіричні дослідження зазвичай фокусуються на виявленні надмірного зростання обсягів кредитування для конкретних економік. Деякі автори розглядають накопичення боргів темпами, що перевищують певне “обмеження швидкості”, як показник кредитного буму. Наприклад, Дуенвальд та інші (Duenwald et al., 2005) досліджували кредитні буми в трьох країнах (Румунії, Болгарії та Україні) у 2000–2004 роках. Порівнюючи три сценарії кредитного буму, автори встановили, що економічними та інституційними умовами кожної країни передбачаються різні “природні” рівні таких показників і як наслідок – різні темпи їх коригування. У результаті стає складно розрізнити надмірне зростання обсягів боргу і рівноважну динаміку кредитування. Наприклад, у 2001–2004 рр. відношення рівня боргу до рівня ВВП в Болгарії в середньому зросло на 7 в. п. за рік (із 14,5% у 2001 р. до 35,4% у 2004 р.). Оцінки Котареллі та інших (Cotarelli et al., 2005) свідчать, що таке стрімке зростання можна вважати надмірним. До кризи в Мексиці (1994 р.), Кореї (1997 р.) та Індонезії (1997 р.) темпи зростання відношення обсягу кредитів до ВВП становили 3–5 в. п. за рік. Тим не менше, банки в Болгарії залишалися

добре капіталізованими та ліквідними, з достатньою прибутковістю та низьким рівнем проблемних кредитів, незважаючи на тривале прискорення кредитування.

Інший підхід полягає у визначенні трендів кредитної динаміки на основі одновимірного аналізу часових рядів, зазвичай згладжених за допомогою фільтра Ходрика-Прескотта. Наприклад, Гоурінчас та інші (Gourinchas et al., 2001) використали відношення обсягу кредитів до ВВП, згладжене HP-фільтром, у ролі довгострокового тренду. Вони визначають періоди буму, коли відношення обсягу кредитів до ВВП перевищує значення тренду плюс порогове значення. Таке порогове значення може бути визначене в абсолютному або відносному вираженні. Цей підхід застосовується до економік, що розвиваються, з досить довгими часовими рядами. Накорнхат та інші (Nakorntthab et al., 2003) у своєму дослідженні кредитного буму в Таїланді вказували на необхідність наявності даних за тривалий період. Вони оцінили трендову складову відношення обсягу кредитів до ВВП за 50-річний період (1951–2002 роки). Однак у країнах із перехідною економікою з порівняно коротким періодом спостереження та можливими структурними розривами (такими, як Україна) одновимірне фільтрування може призвести до помилкових результатів.

Інший широко застосовуваний підхід – моделювання траєкторії взаємозв'язку між рівноважним рівнем боргу до ВВП та його детермінантами. Кальза та інші (Calza et al., 2001 і 2003) використовували модель коригування похибки (ECM). У зазначеному дослідженні в ролі пояснювальних змінних були використані ВВП та відсоткові ставки (як коротко-, так і довгострокові). Боїссай та інші (Boissay et al., 2005) оцінювали векторну модель коригування похибки (VECM) для одинадцяти країн Центральної та Східної Європи. Бжоза-Бжезіна (Brzoza-Brzezina, 2005) використовував ECM з такими фундаментальними змінними як обсяг кредитів приватному сектору та дефлятор ВВП для оцінки довготривалих взаємозалежностей для трьох країн ЦЄ. Пул країн і змінних, обраних у згаданих вище працях, були обмежені наявністю даних і довжиною часових рядів. Для вирішення цієї проблеми Котареллі та інші (Cotarelli et al., 2005), Бак та інші (Backe et al., 2006) і Кіс та інші (Kiss et al., 2006) використовували панельні дані різних країн для оцінки довгострокових зв'язків, а потім наклали отримані оцінки на країни ЦЄ поза вибіркою. Ми використали аналогічний підхід.

Для використання панельних даних необхідно накласти крос-секційні обмеження на деякі параметри моделі. Тоді як Бойсей та інші (Boissay et al., 2005) припускали спільну короткострокову динаміку, але різні довгострокові зв'язки, Кіс та інші (Kiss et al., 2006) пішли зворотним шляхом. Наслідуючи Пезаран і Сміта (Pesaran, Smith, 1995), вони оцінили модель з однаковими взаємозв'язками між відношенням боргу до ВВП та економічними показниками для всіх країн і специфічною короткостроковою динамікою для кожної окремої країни з використанням так званого “pooled mean group estimator”.

Застосовність оцінки поза вибіркою залежить від однорідності вибірки. Маесо-Фернандес, Осбат та Шнац (Maeso-Fernandez, Osbat, Schnatz 2004) визначили, що різні рівні інституційного етапу економічного розвитку країн, які використовуються для оцінки, і країн, для яких здійснюється моделювання, можуть викликати

неточності під час екстраполяції. Для усунення проблеми можливої гетерогенності автори запропонували використовувати середньогрупову ("mean group") оцінку, якою передбачається оцінка коефіцієнтів довгострокових відношень окремих країн та їхнє усереднення між окремими країнами. Вони стверджують, що такий підхід може забезпечити консистентність оцінки навіть у випадку гетерогенності. Аналогічний метод для вирішення проблеми екстраполяції серед інших використовувався в таких працях: Бальтаджи та Москоне (Baltagi, Moscone, 2010), Бонд та інші (Bond et al., 2010), Флайшер та інші (Fleisher et al., 2010), Холлі та інші (Holly et al., 2010) і Серленга та Шін (Serlenga, Shin, 2007).

### 3. МЕТОДОЛОГІЯ

Наша мета полягає в тому, щоб оцінити довгострокові зв'язки між певними кредитними агрегатами і фундаментальними змінними, які пояснюють зміщення в рівні боргу. Оскільки більшість із цих змінних є нестационарними, завдання полягало в пошуку коінтеграції. Ми вважаємо розрахований рівень боргу рівноважним, оскільки фундаментальні змінні визначають стійкий рівень заборгованості приватного сектору. На наступному кроці ми також оцінюємо коефіцієнти короткострокової динаміки, які можуть бути використані щоб визначити, чи відповідають обсяги кредитування типовому наближенню до рівноважного рівня.

Оскільки в Україні часовий ряд даних обсягів банківських кредитів та фундаментальних змінних недостатньо довгий, щоб оцінити рівноважний взаємозв'язок, ми використовуємо методику групової панельної оцінки. Найкращим підходом до оцінки взаємозв'язків у рамках нашого дослідження є вже згаданий ССЕ, оцінений за допомогою середньогрупових значень (Pesaran and Smith, 1995). Такі оцінки мають хороші властивості, коли існує гетерогенність у коефіцієнтах нахилу, включаючи константу, і якщо розмірність панелі не є надто малою<sup>3</sup>. Модель може бути записана таким чином:

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

де  $y_{it}$  – залежна змінна (у нашому випадку – співвідношення рівня боргу і ВВП),  $x$  – вектор пояснювальних змінних (у нашому випадку – фундаментальних змінних),  $\beta_i$  – вектор відповідних параметрів для країни  $i$ , і  $u$  – стаціонарна динаміка навколо рівноваги. Коінтеграційні зв'язки оцінюються для всіх об'єктів окремо за допомогою методу найменших квадратів (OLS), а потім оцінки коефіцієнтів усереднюються для отримання середньогрупового показника:

$$\hat{\beta}^{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i, \quad (2)$$

Важливо зазначити, що хоча у моделі не встановлено обмеження гомогенності довгострокових зв'язків між країнами, для прогнозування поза вибіркою використовується середньогрупова оцінка, оскільки

вона більш застосовна, ніж оцінки для окремої країни.

Якщо існує спільний прихований фактор, який впливає і на пояснювальні змінні ( $x_{it}$ ), і на залежну змінну через  $u_{it}$ , то оцінка буде неконсистентною через ендогенність. Створюватиме проблему, ймовірно, такий тип ендогенних зміщень, як кредитні цикли (у залежній змінній) та бізнес-цикли (з'являються у декількох пояснювальних змінних), які були певним чином синхронізовані всередині кожної країни, що аналізується, та між ними. Оскільки ці спільні цикли відображають не лише причинний вплив ВВП на рівень боргу, а й одночасний вплив невиключених змінних (довіра, очікування тощо) на ВВП і обсяг кредитів, то для того, щоб отримати консистентну оцінку довгострокових відносин, їх необхідно контролювати.

Ось чому ми використовували оцінку ССЕ Пезаран (Pesaran, 2006). ССЕ доповнює регресори, що використовуються в середньогруповій оцінці, середніми значеннями залежної змінної та індивідуально-специфічними регресорами, і Пезаран (Pesaran, 2006) доводить, що вона є консистентною оцінкою коефіцієнтів навіть за наявності спільних неявних факторів.

Маючи консистентні оцінки довгострокових коефіцієнтів, можна встановити такі самі відношення для України та обчислити рівноважний рівень боргу за допомогою відповідної лінійної комбінації фундаментальних змінних в Україні. Однак такий підхід, який передбачає оцінювання поза вибіркою, може призвести до того, що рівноважні оцінки дуже відрізнятимуться від фактичних даних<sup>4</sup>. Основна причина цього полягає в тому, що зазвичай залишається багато незрозумілої інваріантної гетерогенності, закладеної в значення константи для відповідної країни.

Для цілей збалансування великого пулу даних із конкретною інформацією, закладеною в короткі українські часові ряди, ми застосували баєсівський підхід. Ми використали результати панельної оцінки в ролі апріорних даних і об'єднали їх з українськими спостереженнями за правилом Баєса, щоб отримати апостеріорний розподіл параметрів. Якщо конкретніше, то ми використовуємо спряжений нормальний обернений гамма-розподіл, де умовний розподіл коефіцієнтів є багатоваріантним нормальним, із середнім значенням, рівним панельним оцінкам коефіцієнтів ( $\hat{\beta}^{MG}$ ), а коваріаційна матриця дорівнює панельній оцінці коваріаційної матриці коефіцієнтів ( $\hat{\Sigma}^{MG}$ ), тобто:

$$\beta | \sigma^2 \sim \mathcal{N}(\hat{\beta}^{MG}, \hat{\Sigma}^{MG}), \quad (3)$$

де

$$\sigma^2 (X'X)^{-1} = \hat{\Sigma}^{MG}, \quad (4)$$

і  $\sigma^2$  має обернений гамма-розподіл ( $X$  – складена матриця пояснюючих змінних панелі). Тоді апостеріорний розподіл вектора коефіцієнтів належить до сімейства *t-розподілів Стьюдента* з аналітично обчислюваними моментами<sup>5</sup>.

<sup>3</sup> Можлива гетерогенність коефіцієнтів нахилу призведе до того, що традиційна модель із фіксованими ефектами буде неправильно специфікована, що призведе до неконсистентності оцінок. Детальніше див. Пезаран та Сміт (Pesaran, Smith, 1995).

<sup>4</sup> Спочатку ми використовували цей підхід, але передбачувана рівноважна кредитна траєкторія була значно нижчою в кожному періоді, ніж фактичні дані по Україні.

<sup>5</sup> Детальніше див. третю главу Вальтера та Августина (Walter, Augustin, 2009).

Нарешті, для знаходження траєкторії рівноважних обсягів боргу, ми використовуємо фільтр Ходрика-Прескотта для фундаментальних змінних, оскільки вони можуть містити короткострокові коливання, які не відображають зміни “стійкого” або “рівноважного” рівня кредитування. Кінцева оцінка рівноваги визначається за формулою:

$$l_t^{eq} = \sum_k \beta_k^{post} \tilde{x}_t^k, \quad (5)$$

де  $l_t^{eq}$  – рівноважне значення логарифма відношення обсягу боргу до ВВП за період  $t$ ,  $\beta_k^{post}$ -s – середні коефіцієнти оцінені Баєсівським методом, а  $\tilde{x}_t^k$ -s – згладжені фундаментальні змінні, включно з константою.

На наступному етапі ми знову використовували панельні дані для оцінки нормальної швидкості наближення до рівноважного рівня. По-перше, ми обчислили баєсівські рівноважні рівні для кожної країни в групі, як пояснено вище<sup>6</sup>. Потім ми оцінили стандартну модель коригування похибки (ECM) за такою формулою:

$$\Delta l_t = -\varphi(l_{t-1} - l_{t-1}^{eq}) + \alpha_l \Delta l_{t-1} + \sum_k \alpha_k \Delta x_{t-1}^k + c, \quad (6)$$

Зміна обсягу кредитування частково визначається тим, наскільки співвідношення боргу до ВВП далеке від рівноважного рівня, представленого першим членом правої сторони рівняння. Так званий коефіцієнт “швидкості пристосування” ( $\varphi$ ) зазвичай є позитивним. Це означає, що якщо відношення обсягу боргу до ВВП нижче рівноважного рівня, кредитування зазвичай зростає, а розрив скорочується. Ми оцінили параметри за допомогою методу найменших квадратів з панельної вибірки.

#### 4. ЗМІННІ ТА ДАНІ

Нас насамперед цікавить рівноважний рівень споживчого кредитування. Однак існує певний ступінь взаємозамінності між споживчими та іпотечними кредитами, і на частку споживчих та іпотечних кредитів у загальній заборгованості домогосподарств можуть впливати кілька упущених факторів. Таким чином, рівноважний рівень загальної заборгованості домогосподарств і різниця між ним і фактичним рівнем можуть містити стільки ж інформації, як і сам розрив відношення споживчого боргу до ВВП, навіть за спроби оцінити стійкість динаміки останнього. З цієї причини ми оцінюємо наші моделі за обома категоріями кредитів (загальний борг домогосподарств та виключно споживчі кредити).

Ми працювали з панеллю (групою) щорічних даних щодо 30 країн за період із 1995 до 2007 року. Залежною змінною в обох випадках є відповідний обсяг наданих кредитів, поділений на номінальний ВВП. Пояснювальні або фундаментальні змінні було обрано на основі як теоретичних міркувань, так і наявних емпіричних досліджень (наприклад, Коттареллі, Егерт, Кіс, усі – у

співавторстві) (Cottarelli et al., 2005; Égert et al., 2006; Kiss et al., 2006).

Однією з найважливіших і зазвичай статистично значущих пояснювальних змінних є економічний розвиток країни, виміряний у ВВП на душу населення. Ідея полягає в тому, що за більшого розвитку економіки роль фінансового посередництва стає важливішою, що призводить до збільшення обсягу наданих кредитів.

Відсоткова ставка – ще одна стандартна пояснювальна змінна яку використовують дослідники. За умови відсутності обмежень для позичальників реальна відсоткова ставка відіграє ключову роль. У реальності банки не бажають надавати кредити, якщо це занадто сильно збільшує ймовірність дефолту. Цей ризик зазвичай стримується обмеженням відношення обсягу виплат до доходу позичальника, яке залежить від номінальної відсоткової ставки. Тому ми розклали номінальну відсоткову ставку на реальну відсоткову ставку та інфляцію споживчих цін і використовували обидві змінні в регресії. Ми використовували довгострокові відсоткові ставки, оскільки вони відображають кредитні ставки в реальній економіці точніше, ніж короткострокові, такі, як міжбанківські ставки овернайт.

Частка споживання у ВВП може залежати від часових переваг споживачів або інших структурних факторів (наприклад, демографічної ситуації), які можуть вплинути на рівноважний обсяг кредитування. Це особливо актуально, коли досліджується споживче кредитування, і тому ми включаємо його, як у праці Герсл та Сідлера (Gersl, Seidler, 2011).

Ми також розглядали інші альтернативні пояснювальні змінні довгострокових обсягів кредитування, що обґрунтовані теоретично або емпірично. Це зокрема частка молоді серед населення, відношення наявного доходу до ВВП, як Ланд та Уельз (Lang, Welz, 2018). Такі змінні виявилися незначущими. Ми не могли використовувати показники нерівності доходів – це одну потенційну змінну, оскільки наявні часові ряди були занадто короткими і не відповідали нашому набору панельних даних.

Галузеві кредитні дані взято з комерційно доступного набору даних, зібраних ECRI. Там кредити домогосподарств розділено на три категорії: іпотека, споживчі кредити й інші. Різниця між іпотекою та споживчими кредитами базується на цільовому призначенні кредиту. Таким чином, іпотека та споживчі кредити визначаються як сума кредитів на кінець року, наданих банківським сектором домогосподарствам та неприбутковим установам, що обслуговують домогосподарства (НПУОД), відповідно на придбання житла та споживчі цілі. Інші кредити – це кредити, що не належать до іпотеки чи споживчих кредитів, такі, як кредити на потреби бізнесу, закупівлю оргтехніки, консолідацію боргу, освіту, придбання цінних паперів тощо. Надалі використано обсяг боргу на кінець року, поділений на номінальний ВВП у тому самому році.

Набір даних ECRI охоплює період часу з 1995 до 2017 року за всіма державами – членами ЄС, а також

<sup>6</sup> Таким чином, ми враховуємо дані окремих країн двічі, оскільки вони також включені до панельної (групової) оцінки. Однак такі оцінки суттєво не відрізняються від тих, які отримані шляхом виключення з набору даних кожної країни окремо через велику кількість останніх.

низкою розвинених держав та країн, що розвиваються, які не входять до ЄС. До нашої вибірки ми включили всі держави – члени ЄС, а також Норвегію, Ісландію, Швейцарію, США, Канаду, Японію, Австралію, Мексику та Індію. Всього до вибірки було включено 30 країн та понад 500 спостережень. Вибір країн ґрунтувався на наявності досить довгих часових рядів.

Дані щодо ВВП на душу населення, відношення рівня споживання до рівня ВВП та інфляції споживчих цін також було взято з бази даних ECR1. Джерелом довгострокової відсоткової ставки є база даних ОЕСР, яка містить часові ряди прибутковості державних облігацій зі строком погашення 10 років.

## 5. РЕЗУЛЬТАТИ Й ОБГОВОРЕННЯ

Перший крок – оцінка довгострокових зв'язків між обсягом боргу та пояснювальними панельними змінними за допомогою крос-корельованої оцінки ефектів. Ми експериментували із загальним обсягом позик для домогосподарств, вузьким визначенням споживчого кредиту і широким визначенням, яке є сумою споживчих та інших позик. Для споживчих кредитів у широкому визначенні на першому етапі ми отримали більш значущі оцінки, ніж у вузькому. Тому нижче представимо результати за загальним обсягом кредитів домогосподарств і сумою споживчих кредитів й інших позик (які позначаємо просто як “споживчі кредити”). У таблиці 1 подано результати за обома категоріями кредитів.

Як і очікувалося, економічний розвиток має позитивний зв'язок із розвитком фінансового посередництва. Збільшення ВВП на душу населення на один відсоток зазвичай супроводжується збільшенням відношення боргу домогосподарств до ВВП майже на два відсотки. Цей зв'язок дуже значущий. Відповідно до даних другої колонки аналогічний зв'язок зі споживчим боргом набагато слабший і незначущий. Це може бути відображенням того факту, що в розвинутіших країнах частка іпотечних кредитів вища. Ще один фактор, який слід згадати, полягає в тому, що дані про споживчі кредити є апріорно більш зашумленими.

Частка споживання у ВВП є значущою в обох регресіях. Її вплив на загальний обсяг кредитів домогосподарств більший, ніж на споживчі кредити. Інтерпретація така: у країнах та часових періодах, де частка споживання у ВВП більша на один відсотковий пункт, рівноважне відношення обсягу боргу домогосподарств (споживчих кредитів) до ВВП вище на 4,5 (3,6) відсотка.

Ні реальна відсоткова ставка, ні інфляція не були значущими в обох моделях. Тим не менше ми зберегли їх у моделі, оскільки вони є стандартними пояснювальними змінними в аналогічних емпіричних дослідженнях, а їхній знак і порядок відповідають очікуванням в обох випадках. Подібні оцінки коефіцієнтів дають змогу припустити, що насправді саме їхня сума – номінальна відсоткова ставка – визначає рівноважний обсяг боргу<sup>7</sup>.

Відповідно до значення коефіцієнта можна говорити про те, що постійне підвищення довгострокової номінальної відсоткової ставки на один відсотковий пункт зменшує відношення обсягів боргу домогосподарств до ВВП на півтора відсотка.

Величезна стандартна похибка константи вказує на крайню невизначеність рівноважного рівня боргу. Наприклад, 2,6 для споживчих кредитів означає, що верхня межа двох стандартних похибок широкого довірчого діапазону більш як у 13 разів вища, ніж точкова оцінка, і більш як у 180 разів вища за нижню межу, якщо ми розглянемо тільки похибку константи<sup>8</sup>. Це можливий наслідок того факту, що може існувати багато специфічних для країни факторів, які ми не змогли б контролювати в ході нашої регресії. Ця проблема, чітко окреслена в дослідженні Kiss та інших (Kiss et al., 2006), обґрунтовує використання середніх групових баєсівських оцінок на подальших етапах.

Статистика хі-квадрат вимірює спільну значущість коефіцієнтів і, таким чином, демонструє релевантність побудованої моделі. Дана значущість висока в обох випадках, особливо в моделі кредитів домогосподарств. Це, а також мультиколінеарність пояснюючих змінних, відображається у великих стандартних помилках і низькій індивідуальній статистичній значущості, що мотивувало нас зберігати, здавалося б, незначущі змінні, такі, як реальна процентна ставка, інфляція та у випадку споживчих кредитів – ВВП на душу населення.

Як наступний крок ми вивели апостеріорні баєсівські оцінки для конкретної держави, розглядаючи результати панельної регресії в ролі апріорних оцінок. Використовуючи середнє з апостеріорних оцінок коефіцієнтів і фільтровані за процедурою Ходрика-Прескотта фундаментальні змінні, ми розрахували динаміку кредитного розриву (відстань до рівноваги у відсотках) для кожної країни.

Динаміка кредитних розривів може бути статистично змодельована за допомогою механізму коригування похибки. Він пов'язує зміну відношення обсягу боргу до ВВП з кредитним розривом і лаговими значеннями залежних і пояснюючих змінних. У таблиці 2 наведено найважливіші статистичні дані об'єднаної оцінки методом найменших квадратів.

Пояснювальна здатність моделі досить висока, оцінені коефіцієнти одночасно значущі на всіх загальноприйнятих рівнях довіри<sup>9</sup>.

Розрахована швидкість пристосування до рівноважного рівня, яка є коефіцієнтом коригування похибки, однакова для обох категорій кредитів. Його значення становить приблизно 0,12 – це означає, що рушійна сила, спрямована на досягнення рівноваги як такої, може скоротити кредитний розрив на 12 відсотків за один рік. Однак на загальну швидкість пристосування впливає динаміка лагових значень змінних. Виходячи з отриманих коефіцієнтів і їх значущості, найважливішим

<sup>7</sup> Це припущення справді відображається на результатах альтернативної (обмеженої) специфікації, коли ми використовували номінальну процентну ставку замість реальної процентної ставки та інфляції, і розрахований коефіцієнт виявився значущим.

<sup>8</sup> Звичайно, загальна похибка нашої регресії може бути набагато меншою, оскільки похибка константи може співвідноситися з похибкою оцінок інших коефіцієнтів таким чином, що вони певною мірою компенсують один одного.

<sup>9</sup> В альтернативній специфікації ми також оцінювали короткострокову динаміку, використовуючи короткострокову відсоткову ставку (замість довгострокової). Ці результати дуже близькі до результатів первинної специфікації, а саме: значимими є лише відстань від рівноважного показника (коефіцієнт ЕСМ) та значення першої різниці обсягу боргу. Всі інші коефіцієнти були незначимими. Значення перших двох коефіцієнтів змінилося мало.

лаговим показником є зміна відношення обсягу боргу до ВВП в попередньому році. Значення вище 0,5 вказує на істотну інерцію. Збереження тренду також впливає на динаміку коригування. Наприклад, якщо обсяг боргу знаходиться вище рівноважного рівня і зростає високими темпами, інерція тренду може повністю компенсувати пристосування до рівноваги, оцінене коефіцієнтом “швидкості пристосування” моделі коригування похибки. На відміну від цього, коли розрив зменшується, загальна швидкість пристосування може бути вищою, ніж 0,12, оскільки тренд попереднього періоду додається до стандартного механізму коригування похибки.

Маючи всі панельні оцінки коротко- та довгострокової динаміки кредитування, можемо визначити рівноважний рівень боргу в Україні, а також очікувану динаміку коригування до цього рівня. Ми отримали довгострокові коефіцієнти, комбінуючи об'єднані середньогрупові оцінки з українськими даними, використовуючи правило Баеса. Потім розрахували рівноважний обсяг боргу, використовуючи ці коефіцієнти і згладжений за фільтром Ходрика-Прескотта часовий ряд українських фундаментальних змінних. Ми також використовували їхні прогностичні значення. Прогноз базувався на інфляційному звіті НБУ (січень 2019 р.)<sup>10</sup>.

На рисунку 2 відображено динаміку відношення (а) кредитів домогосподарств та (б) споживчих кредитів до ВВП, а також довірчі інтервали шириною дві стандартні похибки в кожному напрямку. Значення, позначені суцільною яскраво-зеленою лінією, прогноуються на основі моделі коригування похибки.

У нашій моделі рівноважний рівень визначається через відношення обсягів боргу до ВВП. Однак у центрі уваги регулятора часто опиняються темпи номінального зростання кредитів, а не відношення обсягів боргу до ВВП. Початкові побоювання в Україні були пов'язані з майже 30-відсотковим номінальним темпом зростання чистих споживчих кредитів. Щоб помістити ці показники зростання в контекст нашої моделі рівноваги, ми застосували очікування НБУ про номінальний темп зростання чистих споживчих кредитів приблизно на 30 відсотків. Прогнози показано на рис. 2 разом із 95-відсотковим інтервалом довіри, побудованим

навколо розрахункової траєкторії коригування<sup>11</sup>. Як видно, подальше 30-відсоткове номінальне зростання споживчих кредитів протягом наступних двох років буде дещо швидшим, ніж те, що відповідає передбачуваній траєкторії коригування. Однак навіть за таких високих номінальних темпів зростання рівень споживчого кредитування до рівня ВВП залишиться в межах 95-відсоткового інтервалу довіри, передбачуваного траєкторією коригування.

Хоча теоретично передбачувана траєкторія коригування й інтервал довіри навколо неї мало що говорять про динаміку рівноваги (швидше, вони представляють середню швидкість коригування у груповій вибірці), вони можуть служити корисним орієнтиром для оцінки динаміки кредитування до того, як кредитування досягне і, можливо, перевищить оцінений рівноважний рівень.

## 6. ВИСНОВКИ

Отримані результати не залежать від того, розглядаємо ми всі кредити домогосподарств чи лише споживчі. Відрізняється лише величина показників. У період із 2006 до 2009 року (на початку нашої вибірки для України) спостерігалось швидке зростання обсягів кредитування, причому співвідношення боргу до ВВП приблизно вдвічі перевищувало рівень оціненої рівноваги. Бум різко припинився і заборгованість домашніх господарств скоротилася, досягнувши розрахункового рівноважного рівня у 2012–2013 роках. Починаючи з 2014 року, відбулася друга хвиля скорочення обсягів боргу, і обсяг боргу упав значно нижче рівноважного рівня. До 2017 року кредитний розрив досяг мінус 60–70 відсотків.

За нашим прогнозом, відновлення відбуватиметься повільно. Причиною є вищезазначена інерція в тренді, з якої випливає, що навіть якщо кредитний розрив буде негативним, тенденція попередніх років до зниження може частково або повністю компенсувати коригування до рівноваги. Таким чином, наші оцінки прогноують невелике збільшення відношення обсягів кредитів до ВВП протягом наступних двох років.

<sup>10</sup> Під час прогнозування ВВП ми використовували прогноз НБУ щодо потенційного ВВП. Ми виходили з того, що населення і частка споживання у ВВП в найближчі три роки не зміняться. Також нами було використано прогноз інфляції НБУ.

<sup>11</sup> Інтервал довіри навколо траєкторії коригування не може бути отриманий аналітично. Ми побудували його, виконавши моделювання, взявши 10 000 симуляцій зі спільного розподілу оцінених параметрів (вважаються нормально розподіленими) в поєднанні з симуляціями з розподілу залишків (також вважаються нормальними) для кожного горизонту прогнозування. 2,5 та 97,5 перцентилі отриманих прогностичних розподілів послужили нам нижньою та верхньою межами 95-відсоткового інтервалу довіри.

## ЛІТЕРАТУРА

- Baltagi, B., H., Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.12.001>
- Backe, P., Egert, B., Zumer, T. (2006). Credit growth in Central and Eastern Europe: Emerging from financial repression to new (over) shooting stars? Working Paper Series, 687. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/153121/1/ecbwp0687.pdf>
- Boissay, F., Calvo-Gonzales, O., Kozluk, T. (2005). Is lending in Central and Eastern Europe developing too fast? In *Financial Development, Integration and Stability*. <https://doi.org/10.4337/9781847203038.00023>
- Bond, S., Leblebicioğlu, A., Schiantarelli, F. (2010). Capital accumulation and growth: a new look at the empirical evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 25(7), 1073-1099. <https://doi.org/10.1002/jae.1163>
- Brzoza-Brzezina, M. (2005). Lending booms in the new EU member states: Will euro adoption matter? Working Paper Series, 546. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp543.pdf>
- Calza, A., Gartner, C., Sousa, J. (2001). Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area. Working Paper Series, 55. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp055.pdf>
- Calza, A., Manrique, M., Sousa, J. (2003). Aggregate loans to the euro area private sector. Working Paper Series, 202. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp202.pdf>
- Cottarelli, C., Dell'Ariccia, G., Vladkova-Hollar, I. (2005). Early birds, late risers, and sleeping beauties: Bank credit growth to the private sector in Central and Eastern Europe and in the Balkans. *Journal of Banking & Finance*, 29(1), 83-104. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.06.017>
- Duenwald, C., Gueorguiev, N., Schaechter, A. (2005). Too much of a good thing? Credit booms in transition economies. IMF Working Paper, 05/128. International Monetary Fund. Retrieved from <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp05128.pdf>
- Égert, B., Backé, P., Zumer, T. (2006). Credit growth in Central and Eastern Europe – new (over)shooting stars? Working Paper Series, 687. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp687.pdf>
- Fleisher, B., Li, H., Zhao, M. Q. (2010). Human capital, economic growth, and regional inequality in China. *Journal of Development Economics*, 92(2), 215-231. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.01.010>
- Gersl, A., Seidler, J. (2011). Excessive credit growth as an indicator of financial (in)stability and its use in macroprudential policy, In *CNB Financial Stability Report 2010/2011*, ch. Thematic Article 2, p. 112-122. Czech National Bank.
- Gourinchas, P-O., Valdes, R. Landerretche, O. (2001). Lending booms: Latin America and the world. NBER Working Paper, 8249. Cambridge: National Bureau of Economic Research. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w8249.pdf>
- Holly, S., Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2010). A spatio-temporal model of house prices in the USA. *Journal of Econometrics*, 158(1), 160-173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.040>
- Kiss, G., Nagy, M. Vonnák, B. (2006). Credit growth in Central and Eastern Europe: Convergence or boom. MNB Working Papers, 2006/10. Budapest: Magyar Nemzeti Bank. Retrieved from <https://www.mnb.hu/letoltes/wp2006-10.pdf>
- Lang, J. H., Welz, P. (2018). Semi-structural credit gap estimation. Working Paper Series, 2194. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2194.en.pdf>
- Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., Schnatz, B. (2004). Towards the estimation of equilibrium exchange rates for CEE acceding countries: Methodological issues and a panel cointegration perspective. Working Paper Series, 353. Frankfurt am Main: European Central Bank. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp353.pdf>
- Nakontham, D., Subhaswasdikul, M. (2003). Banking sector fundamentals: Learning from the recent bank lending contraction. Bank of Thailand Discussion Paper, January 2003.
- Pesaran, M. H., Smith, R. P. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F)
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://www.jstor.org/stable/3805914>
- Serlenga, L., Shin, Y. (2007). Gravity models of intra-EU trade: Application of the CCEP-HT estimation in heterogeneous panels with unobserved common time-specific factors. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 361-381. <https://doi.org/10.1002/jae.944>

## ДОДАТОК А. ТАБЛИЦІ

Таблиця 1. Оцінки моделі залежності обсягу боргу від фундаментальних змінних

	Залежна змінна	
	$\Delta \log(\text{кредити домогосподарств до ВВП})$	$\Delta \log(\text{споживчі кредити до ВВП})$
$\log(\text{ВВП на душу населення})$	1.848** (0.346)	0.237 (0.448)
Споживання до ВВП	4.520*** (1.033)	3.601** (1.452)
Реальна відсоткова ставка	-0.010 (0.015)	-0.017 (0.002)
Інфляція	-0.011 (0.014)	-0.014 (0.022)
Константа	-3.911 (2.160)	2.382 (2.600)
Кількість спостережень	571	484
Кількість груп	30	26
Вальд $\chi^2$ -квадрат (4)	32.870***	10.750***
Вальд $p$ -значення	0.000	0.030

Таблиця 2. Панельні (групові) оцінки короткострокової динаміки навколо рівноважного рівня

		Залежна змінна	
		$\Delta \log(\text{Кредити домогосподарств до ВВП})$	$\Delta \log(\text{Споживчі кредити до ВВП})$
	Коефіцієнт коригування похибки	0.117*** (0.012)	0.120*** (0.015)
	Лагова змінна	0.579*** (0.028)	0.556*** (0.035)
перші різниці лагових змінних	$\log(\text{ВВП на душу населення})$	0.010 (0.094)	0.220 (0.133)
	Споживання до ВВП	-0.234 (0.308)	-0.098 (0.468)
	Реальна відсоткова ставка	0.000 (0.002)	0.004 (0.003)
	Інфляція	0.003 (0.002)	0.009*** (0.003)
	Константа	0.012*** (0.003)	0.000 (0.004)
	Кількість спостережень	511	432
	R-квадрат	0.609	0.490
	Вальд F(6, # спос-7)	130.780***	68.130***
	Вальд $p$ -значення	0.000	0.000

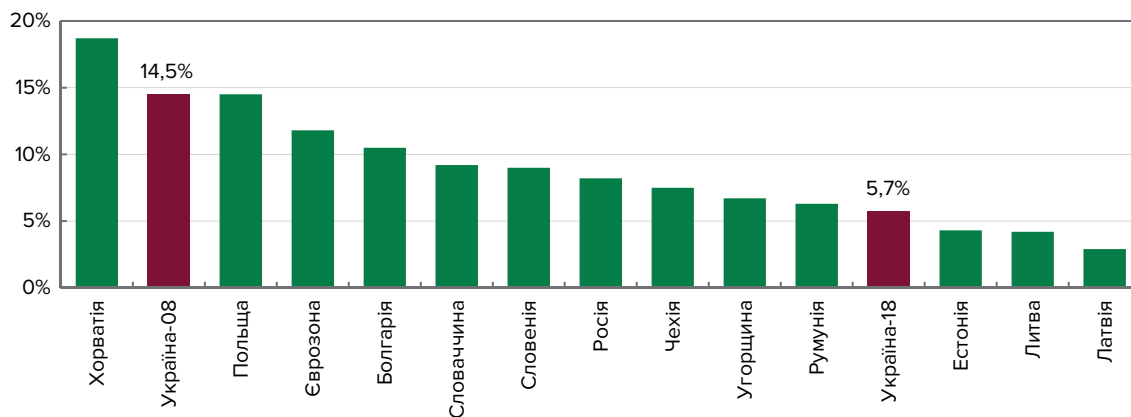
$p$ -значення \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

Примітка: У дужках стандартні помилки.

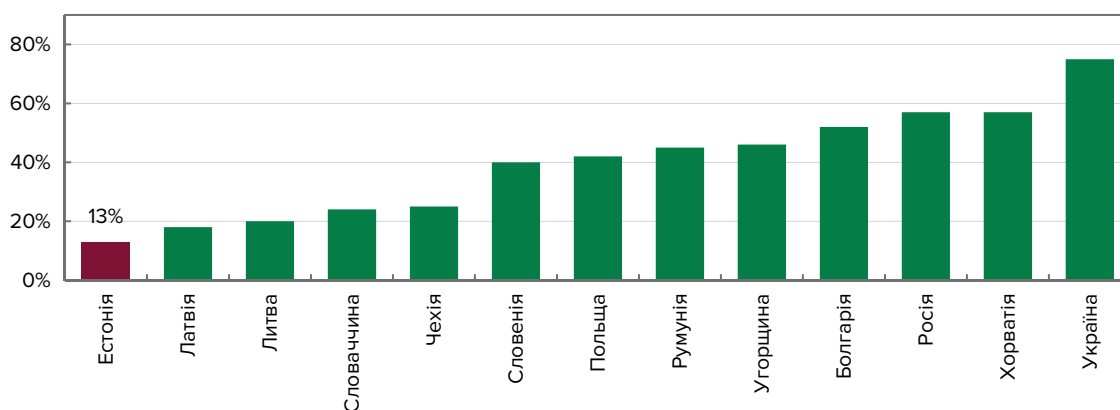


## ДОДАТОК Б. РИСУНКИ

(а) Відношення споживчих кредитів\*\* до рівня ВВП



(б) Частка споживчих кредитів\*\* у загальному портфелі

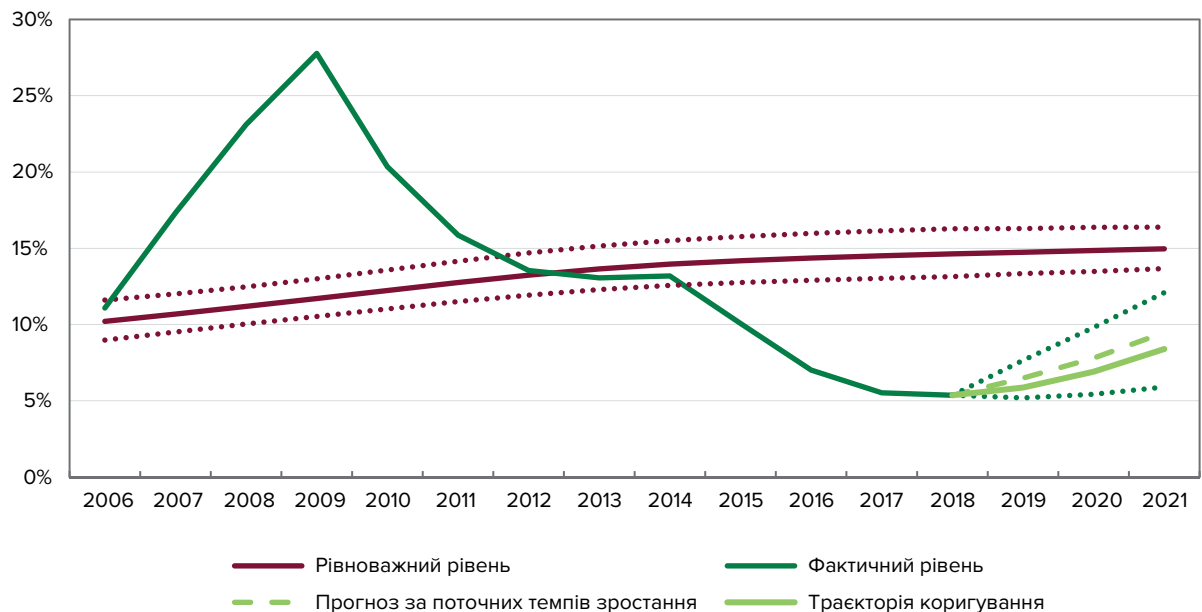


**Рисунок 1.** Характеристика споживчих кредитів за регіонами

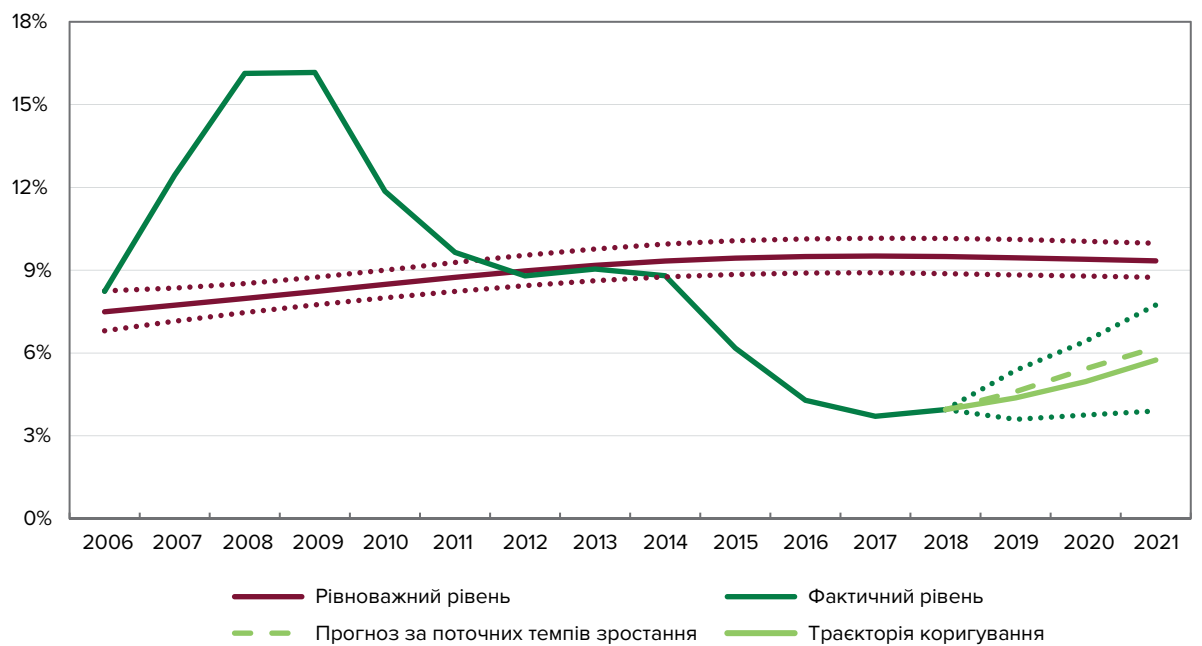
\*Станом на 1 жовтня 2018 року

\*\*Для України – валові споживчі кредити та інші позики (за винятком кредитів на купівлю та реконструкцію майна).

(a) Кредити домашніх господарств



(b) Споживчі кредити



**Рисунок 2.** Прогнози динаміки кредитування домогосподарств з урахуванням останніх високих номінальних темпів приросту порівняно з розрахунковою траєкторією коригування

\*Пунктирні лінії представляють довірчий інтервал на рівні 95%