

УДК 336.77:519.862.6  
DOI 10.17513/fr.43774

## КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ОБЪЕМОВ ВЫДАННЫХ КРЕДИТОВ НА УРОВЕНЬ ПРИБЫЛИ КОММЕРЧЕСКИХ БАНКОВ В РОССИИ

Бабешко Л.О., Михалева М.Ю.

*ФГБОУ ВО «Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации»,  
Москва, e-mail: math.models.economics@gmail.com*

Предметом исследования является оценка влияния межбанковского кредитования, кредитования физических лиц и организаций на прибыль коммерческих банков в условиях нестабильности экономической ситуации. Цель исследования – повышение точности прогнозов прибыли коммерческих банков в рамках эконометрических моделей для панельных данных за счет учета структурных изменений в экономике, связанных с введением беспрецедентных санкций против Российской Федерации. Для достижения указанной цели была построена эконометрическая модель с фиксированными эффектами, включающая фиктивные переменные двух типов: фиктивные переменные, меняющиеся во времени, и фиктивные переменные, не меняющиеся во времени. В рамках эконометрических моделей для панельных данных оценена зависимость прибыли коммерческих банков от объемов кредитования физических лиц, организаций и межбанковских кредитов. В результате формального тестирования модель с фиксированными эффектами показала лучшую согласованность с панельными данными. Для повышения качества модели с фиксированными эффектами была построена ее расширенная модификация в форме двунаправленной модели с фиктивной переменной, учитывающей влияние беспрецедентных санкций, введенных против Российской Федерации западными странами. Известная проблема неидентифицируемости параметров при таких переменных решена при помощи метода Трёгера, позволяющего не только оценивать параметры при постоянной во времени фиктивной переменной, но и повысить точность оценок всех параметров расширенной модели с фиксированными эффектами. Результаты исследования могут применяться банковскими аналитиками для объяснения уровня прибыли банка в зависимости от объемов выданных кредитов. Анализ результатов исследования показал, что экономическая нестабильность может оказывать существенное влияние на ее прогностические способности, поэтому в условиях пандемии, санкционного давления при моделировании зависимости прибыли банков от объемов кредитования физических лиц, организаций и межбанковского кредитования, необходимо учитывать структурные изменения при помощи специальных эконометрических инструментов.

**Ключевые слова:** прибыль банков, объемы кредитования, эконометрическое моделирование

## QUANTITATIVE ASSESSMENT OF THE IMPACT OF THE VOLUME OF LOANS ISSUED ON THE PROFIT LEVEL OF COMMERCIAL BANKS IN RUSSIA

Babeshko L.O., Mikhaleva M.Yu.

*Financial University under the Government of the Russian Federation,  
Moscow, e-mail: math.models.economics@gmail.com*

The subject of the study is to assess the impact of interbank lending, lending to individuals and organizations on the profits of commercial banks in an unstable economic situation. The aim of the study is to improve the accuracy of commercial banks' profit forecasts within the framework of econometric models for panel data by taking into account structural changes in the economy associated with the implementation of unprecedented sanctions against the Russian Federation. To achieve this goal, an econometric model with fixed effects was constructed, which includes fictitious variables of two types – fictitious variables that change over time and fictitious variables that do not change over time. Within the framework of econometric models for panel data, the dependence of commercial banks' profits on the volume of loans to individuals, organizations and interbank loans is estimated. As a result of formal testing, the fixed-effects model showed better consistency with the panel data. To improve the quality of the fixed-effects model, an extended modification was built in the form of a bidirectional model with a dummy variable that takes into account the impact of unprecedented sanctions imposed on the Russian Federation by Western countries. The well-known problem of unidentifiability of parameters for such variables has been solved using the Traeger method, which allows not only estimating parameters with a fictitious variable constant in time, but also improving the accuracy of estimates of all parameters of the extended model with fixed effects. The results of the study can be used by banking analysts to explain the bank's profit level depending on the volume of loans issued. An analysis of the research results showed that economic instability can have a significant impact on its predictive abilities, therefore, in the context of a pandemic and sanctions pressure, when modeling the dependence of banks' profits on the volume of lending to individuals, organizations and interbank lending, it is necessary to take into account structural changes using special econometric tools.

**Keywords:** banks' profits, lending volumes, econometric modeling

### Введение

Объемы кредитования физических и юридических лиц неуклонно растут, о чем свидетельствуют статистические показатели банковского сектора Российской Федерации [1] (рис. 1–3). За 2023 г. объем кредитования физических лиц вырос на 23 %, что существенно выше роста на 9,5 % в 2022 г. Эксперты объясняют такой взлет объемов кредитования отложенным спросом и ростом объемов субсидирования кредитных ставок [2].

Объем кредитования юридических лиц в 2023 г. увеличился на 25 %, в 2022 г. – на 11 %. Величина корпоративного кредитного портфеля по итогам 2023 г. составила приблизительно 74 млн руб., поднявшись за этот период на 14723,6 млн руб. [1] (рис. 2). Рост объема кредитования юридических лиц во многом обеспечил сегмент малого и среднего бизнеса (МСБ), так как были образованы новые логистические связи с дружественными странами, а после ухода из России крупных иностранных компаний МСБ получил доступ к новым рыночным нишам [3].

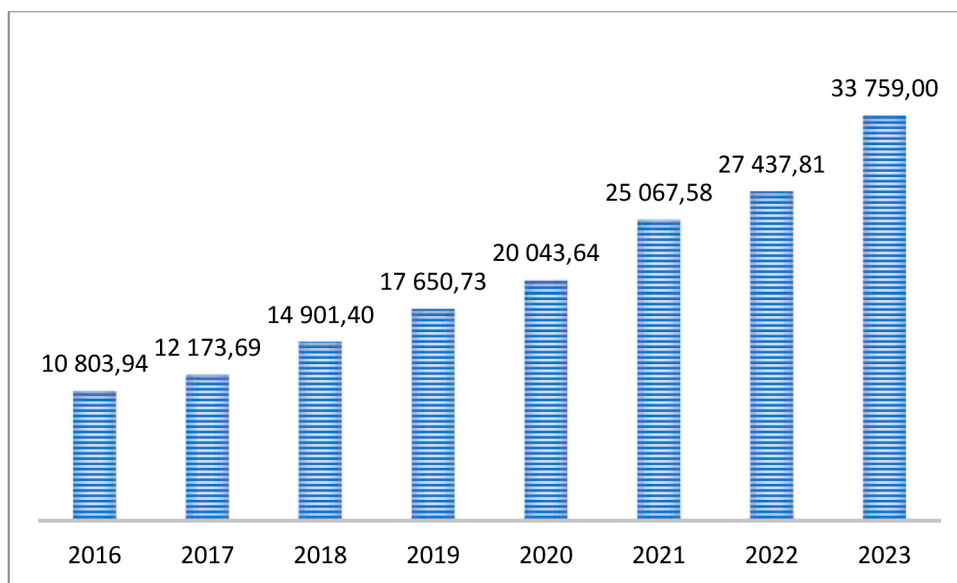


Рис. 1. Объемы кредитования физических лиц, млрд руб

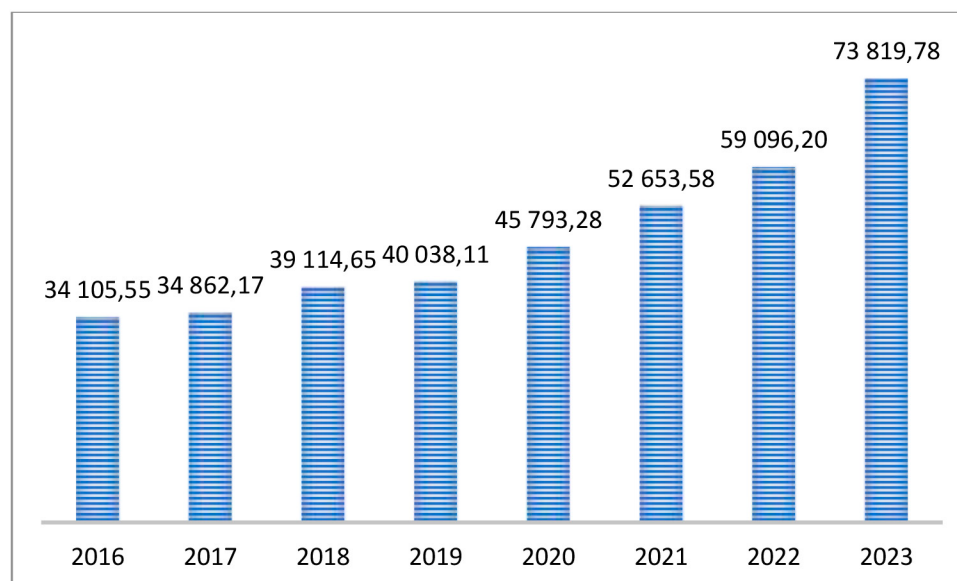


Рис. 2. Объемы кредитования юридических лиц

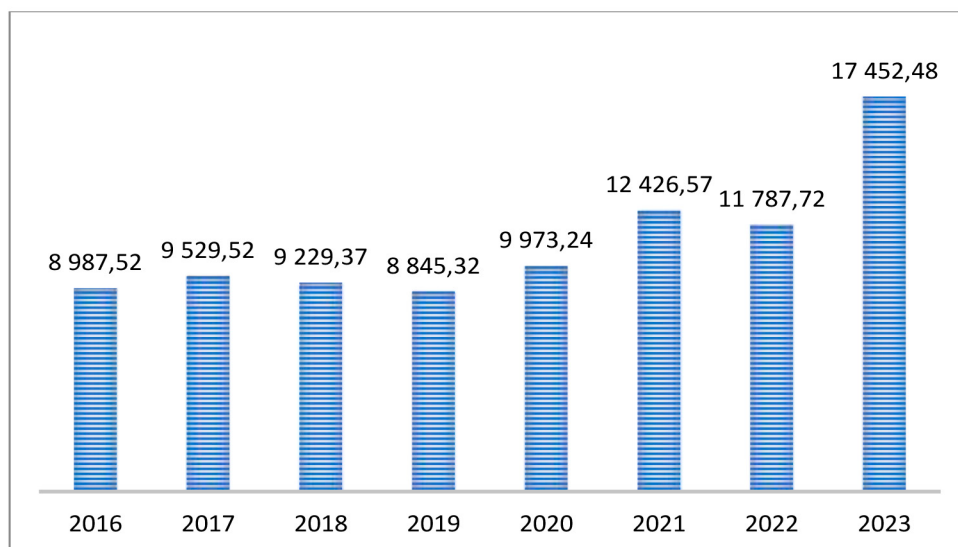


Рис. 3. Объемы межбанковского кредитования

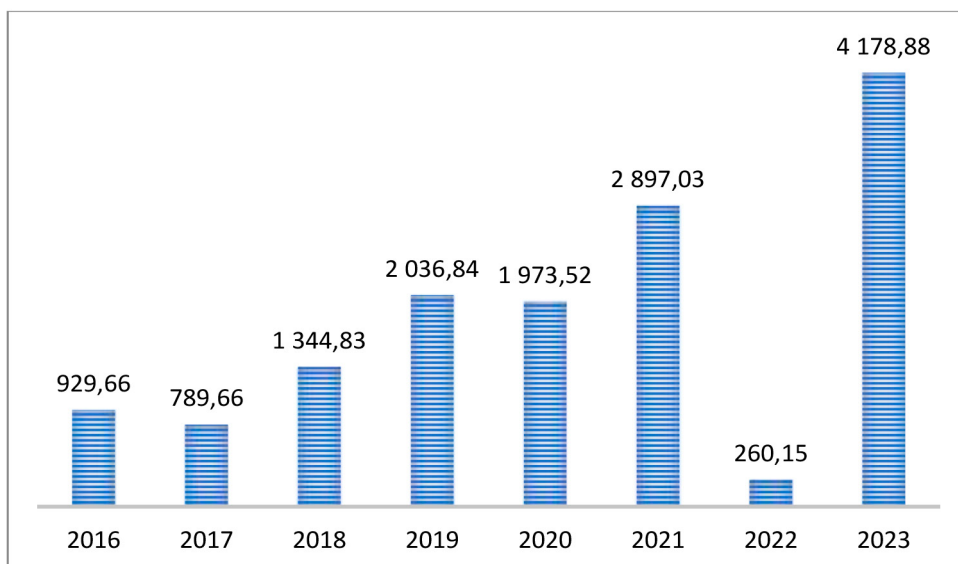


Рис. 4. Прибыль банков до налогообложения

В период с 2019 по 2021 г., а также в 2023 г. рост также наблюдался и на рынке межбанковских кредитов (МБК) [1] (рис. 3). Рекордный рост был зафиксирован Центральным банком по итогам 2023 г. Прирост объема МБК составил 48 % по сравнению с 2022 г. Межбанковское кредитование регулирует текущую ликвидность и поддерживает платежеспособность всей банковской системы. Межбанковский кредит представляет собой инструмент денежного рынка, на котором происходит кредитование одного банка другим под небольшой процент (по межбанковской ставке) в форме кредитной линии на срок чаще всего от одной ночи до недели [4].

Кредитная деятельность коммерческого банка является одним из основных источников формирования его прибыли. Динамика прибыли до налогообложения с 2016 по 2023 г. представлена на рис. 4 [1]. По итогам кризисного 2022 г. российские банки зафиксировали прибыль (до налогообложения) с рекордно низким показателем 260,15 млрд руб. По сравнению с результатом 2021 г. прибыль кредитных организаций упала в 11 раз. Однако в 2023 г. коммерческие банки смогли увеличить прибыль в 16 раз по сравнению с 2022 г.

Основным источником прибыли российских банков являются процентные до-

ходы [5]. К процентным доходам относятся доходы по кредитам; от использования средств на расчетных, текущих и прочих счетах до востребования; от использования средств по срочным вкладам; от факторинговых и форфейтинговых операций. Наибольшую долю процентных доходов коммерческих банков занимают проценты по выданным кредитам [6].

**Целью исследования** является количественная оценка вклада в формирование прибыли банков объемов выданных кредитов физическим, юридическим лицам и межбанковских кредитов.

#### Материалы и методы исследования

Для реализации поставленной цели авторы используют методы эконометрики для работы с панельными данными. Выборочные данные содержат панели 29 российских банков (табл. 1) с 2012 по 2021 г., в том числе панели 6 системно значимых банков (Сбербанк, Альфа-Банк, Московский Кредитный банк, Райффайзенбанк, ЮниКредит Банк, Тинькофф банк). Источником данных послужила информационная система «Спарк».

В первом разделе статьи авторы проводят обзор ряда эконометрических исследований банковского сектора России. Во втором разделе проводится тестирование и выбор спецификации модели. Для выбора спецификации используются процедуры Бокса – Кокса и Зарембки. Третий раздел посвящен оценке и анализу моделей на па-

нельных данных: объединенной, с фиксированными эффектами и со случайными эффектами. В четвертом разделе оценивается двунаправленная модель с фиксированными эффектами для учета общих для всех банков структурных изменений, связанных с введением санкций. Наконец, в пятом разделе в модель с фиксированными эффектами вводятся переменные, постоянные во времени для выделения в модели системно значимых банков.

Эконометрическим исследованиям финансово-экономических показателей банковского сектора посвящено множество работ. В работе [7] эконометрический инструментарий используется для моделирования различных финансово-экономических показателей деятельности ПАО Сбербанк. Исследование [8] также посвящено моделированию показателей деятельности ПАО Сбербанк. Авторами построены две группы моделей: модели влияния финансовых показателей на прибыль банка; модели влияния социально-экономических показателей страны на прибыль банка. Эконометрическому исследованию влияния макроэкономических показателей российской экономики на активы российских банков посвящено исследование [9]. В качестве экзогенных переменных авторы рассматривают номинальный ВВП, темп роста ВВП в рублях и долларах, прямой обменный курс доллара, индекс потребительских цен, ключевую ставку ЦБ.

Таблица 1

#### Исследуемые российские банки

| №  | Название банка                                   | №  | Название банка                   |
|----|--------------------------------------------------|----|----------------------------------|
| 1  | Авангард                                         | 16 | Москомбанк                       |
| 2  | Алеф-Банк                                        | 17 | Райффайзенбанк                   |
| 3  | Альфа-Банк                                       | 18 | Республиканский кредитный альянс |
| 4  | Банк ИПБ (Интерпрогрессбанк)                     | 19 | Россита-Банк                     |
| 5  | Банк Финсервис                                   | 20 | Руснарбанк                       |
| 6  | Банк БКС                                         | 21 | Сбербанк                         |
| 7  | Банк БМВ                                         | 22 | Сервис Резерв                    |
| 8  | Банк ВБРР (Всероссийский банк развития регионов) | 23 | Синко-Банк                       |
| 9  | Денизбанк Москва                                 | 24 | Ситибанк                         |
| 10 | Держава                                          | 25 | Тинькофф Банк                    |
| 11 | Банк Зираат                                      | 26 | Трансстройбанк                   |
| 12 | Локо-Банк                                        | 27 | Фора-Банк                        |
| 13 | Металлинвестбанк                                 | 28 | Экспобанк                        |
| 14 | Москва-Сити                                      | 29 | Юникредит Банк                   |
| 15 | Московский кредитный банк                        |    |                                  |

В работе [10] представлена разработанная автором эконометрическая модель банковского кредитования юридических лиц в Республике Беларусь. Спецификация модели в качестве эндогенных переменных включает долгосрочные и краткосрочные кредиты, выданные юридическим лицам в национальной валюте, и краткосрочные кредиты, выданные юридическим лицам в иностранной валюте. Экзогенными переменными являются денежная масса (агрегат М3), ставка рефинансирования Национального банка, инвестиции в основной капитал, индекс цен производителей промышленной продукции и др.

В работе [11] автором построена модель векторной авторегрессии для прогнозирования состояния кредитного рынка. Эндогенными переменными модели являются объем выданных кредитов, объем привлеченных депозитов и ряд других показателей.

В работе [12] предложены модели временных рядов, объясняющие уровни квартальных объемов кредитования физических лиц Самарского региона, объемы погашения и уровень ссудной задолженности с учетом внешних шоков.

Работа [13] посвящена исследованию связи депозитов и кредитов в российских банках. Авторы используют методику, основанную на идее коинтеграционного анализа случайных процессов с применением векторной модели коррекции ошибок, оцениваемой по панельным данным. Исследование авторов выявило невыполнение классического принципа независимости депозитов и кредитов в российской банковской системе. Авторы показали, что формирование кредитного рынка происходило с 2015 по 2020 г. в соответствии с тактикой стабильного фондирования. Выявлена независимость депозитов от кредитов, обуславливающая тот факт, что рост денежной массы в России происходит не за счет расширения инвестиционных возможностей банков, а путем эмиссии, что указывает на несовершенство российской банковской системы для обеспечения экономического роста, превалирование роли ЦБ и относительную несамостоятельность банков.

Эконометрическое исследование [14] посвящено оценке риска невыплат по потребительским кредитам. Авторы используют двумерную пробит-модель, в которой зависимые переменные были определены как «Наличие потребительского кредита на момент опроса», принимающие значения 1 в случае наличия кредита и 0 в случае его отсутствия, и переменная, сформиро-

ванная по ответам на вопрос «В течение последних 12 месяцев были ли случаи, когда Ваше домохозяйство оказывалось не в состоянии внести очередной платеж, такой как плата за арендуемое жилье; оплата счетов за квартплату, коммунальные услуги...», принимающая значения 1 в случае наличия долга и 0 в случае его отсутствия. В число объясняющих переменных модели были включены: демографический тип домохозяйства, уровень образования респондента, число занятых в домохозяйстве и др.

В статье [15] построена экспоненциальная модель, объясняющая величину выдаваемых ипотечных кредитов процентной ставкой по кредиту и месяцем года выдачи кредита. В модели авторов значащими оказались фиктивные переменные, соответствующие первым трем месяцам календарного года. Коэффициенты при этих переменных указывают, на то, что спрос на ипотечные кредиты в первые месяцы года существенно ниже.

#### Результаты исследования и их обсуждение

Для выбора формы взаимосвязи между переменными модели, к настоящему времени разработано множество формальных тестов (Рамсея RESET), Песарана (PE-тест) и J-тест, основанных на построении моделей искусственного вложения. Из-за многообразия и сложности экономических процессов при выборе спецификации модели обычно выполняют ее тестирование на неспецифицированную нелинейность. Большинство функциональных форм эконометрических моделей описывается при помощи преобразования Бокса – Кокса – однопараметрического семейства преобразований вида

$$Y^{(\lambda_1)} = \begin{cases} \frac{Y^{\lambda_1} - 1}{\lambda_1}, & \lambda_1 \neq 0 \\ \ln(Y), & \lambda_1 = 0, \end{cases}$$

$$X^{(\lambda_2)} = \begin{cases} \frac{X^{\lambda_2} - 1}{\lambda_2}, & \lambda_2 \neq 0 \\ \ln(X), & \lambda_2 = 0. \end{cases} \quad (1)$$

Частные случаи преобразования (1) обобщенной регрессионной модели Бокса – Кокса

$$Y_t^{(\lambda_1)} = \alpha + \beta X_t^{(\lambda_2)} + \varepsilon \quad (2)$$

приведены в табл. 2.

Таблица 2

Частные случаи обобщенной модели Бокса – Кокса

| Значения параметров $\lambda$  | Спецификация модели                                | Тип модели              |
|--------------------------------|----------------------------------------------------|-------------------------|
| $\lambda_1 = \lambda_2 = 1$    | $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon$           | линейная                |
| $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$    | $\ln(Y_i) = \alpha + \beta \ln(X_i) + \varepsilon$ | логарифмически-линейная |
| $\lambda_1 = 0, \lambda_2 = 1$ | $\ln(Y_i) = \alpha + \beta X_i + \varepsilon$      | лог-линейная            |
| $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 0$ | $Y_i = \alpha + \beta \ln(X_i) + \varepsilon$      | линейно-логарифмическая |

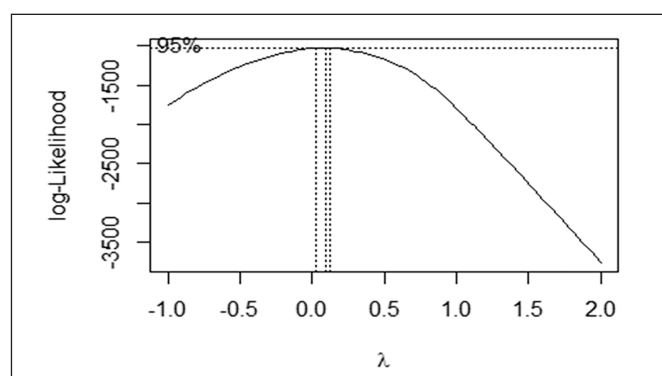


Рис. 5. Выбор оптимального значения параметра  $\lambda$  модели Бокса – Кокса

Параметры  $\lambda$  модели (2), в эконометрических пакетах, оцениваются методом максимального правдоподобия по выборочным данным при помощи «решетчатой» процедуры, позволяющей найти максимальное значение логарифмической функции правдоподобия для сетки  $\lambda_i = \lambda(\lambda_{min} / N)_{min}$ ,  $i=0,1,...,N$ .

Для подбора функциональной формы модели зависимости прибыли банка ( $Y$ ) от выданных кредитов физическим ( $X_1$ ), юридическим ( $X_2$ ) лицам и межбанковских кредитов ( $X_3$ ) по выборке, включающей

объединенные данные по 29 российским банкам за период с 2012 по 2021г., была использована функция *boxcox()* пакета *MASS* программной среды *R*. График значений логарифмической функции правдоподобия для параметра  $\lambda$  (в диапазоне от -1 до 2) приводится на рис. 5.

Значение параметра  $\lambda$ , полученное для уровня значимости 0,05, близко к нулю, то есть на основании теста Бокса – Кокса можно предположить логарифмически-линейную зависимость между переменными модели (табл. 2).

Для сравнения линейной,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + u_i, \quad (3)$$

и логарифмически-линейной,

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(X_{i1}) + \beta_2 \ln(X_{i2}) + \beta_3 \ln(X_{i3}) + \varepsilon_i, \quad (4)$$

моделей – моделей с разными эндогенными переменными, для обеспечения их сопоставимости, Полом Зарембкой была предложена упрощенная процедура теста Бокса – Кокса, в которой значения эндогенной переменной моделей вычисляются по формуле

$$\tilde{Y}_i = \frac{Y_i}{\sqrt[n]{Y_1 \cdot Y_2 \cdot \dots \cdot Y_n}} = \frac{Y_i}{\exp\left(\frac{\sum_{i=1}^n \ln(Y_i)}{n}\right)}. \quad (5)$$

Результаты оценивания моделей (3) и (4) с эндогенной переменной (5) по выборочным данным приведены в стандартной форме:

$$\tilde{Y}_t = -0,441 + 0,016 X_{t1} + 0,155 X_{t2} + 0,073 X_{t3} + \hat{u}_t, \quad (6)$$

(1,824)      (0,004)      (0,006)      (0,022)      (29,08)

$$ESS_1 = 241845,9, R^2 = 0,967, F = 2798.$$

$$\ln(\tilde{Y}_t) = -1,558 + 0,465 \ln(X_{t1}) + 0,266 \ln(X_{t2}) + 0,116 \ln(X_{t3}) + e_t, \quad (7)$$

(0,087)      (0,038)      (0,029)      (0,027)      (1,011)

$$ESS_2 = 292,38, R^2 = 0,847, F = 527.$$

Статистическая значимость различия в качестве сравниваемых моделей (6) и (7) определяется при помощи статистики, имеющей  $\chi^2$  – распределение:

$$\left(\frac{n}{2}\right) \cdot \ln\left(\frac{ESS_1}{ESS_2}\right) = 974,112 > \chi^2_{crit} = 3,84,$$

то есть при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  результаты линейной и логарифмически-линейной моделей различаются статистически значимо. Логарифмически-линейная модель

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

где  $y_t = \ln(Y_t)$ ,  $x_{t1} = \ln(X_{t1})$ ,  $x_{t2} = \ln(X_{t2})$ ,  $x_{t3} = \ln(X_{t3})$ , лучше согласуется с выборочными данными и поэтому выбрана для построения моделей для панельных данных.

Эконометрический инструментарий для панельных данных включает три основные регрессионные модели: объединенную модель (*pooled model*), модель с фиксированными эффектами (*fixed effects model*, *FE*), модель со случайными эффектами (*random effects model*, *RE*). Для оценки параметров статических вариантов объединенной модели и модели с фиксированными эффектами (при условии выполнения предпосылок теоремы Гаусса – Маркова) используется МНК (метод наименьших квадратов), для модели со случайными эффектами – ОМНК (обобщенный МНК). При большом количестве панелей, для состоятельного оценивания параметров моделей с фиксированными эффектами, применяется процедура раздельного оценивания параметров влияния и местоположения. При практической реализации ОМНК используется доступный ОМНК (ДОМНК), который сводится к МНК для преобразованных переменных.

Оценка и статистический анализ моделей для панельных данных осуществлялись в программной среде *R* при помощи функции *plm* одноименного пакета. Для извлечения индивидуальных эффектов моделей с фиксированными эффектами использовалась функция *summary(fixef())*.

Оценка моделей для панельных данных была выполнена по сбалансированным панелям:  $n = 29$  – число панелей,  $T = 10$  – число наблюдений в панели,  $N = 290$  – число выборки панельных данных. Оценки параметров при регрессорах объединенной модели

положительные и статистически значимы при уровне значимости  $\alpha = 5\%$  (значения *t*-статистик оценок параметров приводятся в скобках под оценками параметров):

$$\hat{y} = -5,513 + 0,465 x_1 + 0,266 x_2 + 0,116 x_3.$$

(t)    (-2,497)    (12,216)    (9,098)    (4,312)

Судя по коэффициенту детерминации и значению *F*-статистики, объединенная модель высокого качества и статистически значима:

$$R^2 = 0,847, R^2_{adj} = 0,845, F = 527,01,$$

сумма квадратов остатков модели:

$$ESS_{pooled} = 292,38.$$

Оценка исходной степенной модели получается обратным преобразованием:

$$\hat{Y} = 0,004 \cdot X_1^{0,465} \cdot X_2^{0,266} \cdot X_3^{0,116}.$$

(t)    (4,854)

Максимальной эластичностью является эластичность прибыли банка по кредитам физических лиц (при увеличении на 1% кредитов, выданных физическим лицам ( $X_1$ ), прибыль банка возрастает на 0,47 %).

Для оценки параметров модели с фиксированными эффектами использовалась процедура раздельного оценивания параметров местоположения и влияния. Параметры влияния оценены в рамках внутригрупповой регрессии (модель *m1*)

$$m1: y = 0,293 x_1 + 0,131 x_2 + 0,033 x_3, \quad (9)$$

(t)    (5,669)    (2,506)    (1,483)

$$R^2 = 0,942, F = 149,88,$$

$$ESS = 110,54, ESS_{FE} = 110,54.$$

Таблица 3

Параметры местоположения модели  $FE(m1)$

| Номер<br>Банка | $\hat{\mu}_i$ | $S_{\hat{\mu}_i}$ | $t_{\hat{\mu}_i}$ | $p$ -value    | Z |
|----------------|---------------|-------------------|-------------------|---------------|---|
| $i$            | Estimate      | Std.Error         | t-value           | Pr(> t )      |   |
| 1              | 2             | 3                 | 4                 | 5             | 6 |
| 1              | 3,17684       | 0,64572           | 4,9198            | 1,545e-06 *** | 0 |
| 2              | 2,31556       | 0,53220           | 4,3509            | 1,955e-05 *** | 0 |
| 3              | 4,80364       | 0,86540           | 5,5508            | 7,053e-08 *** | 1 |
| 4              | 2,41404       | 0,58239           | 4,1451            | 4,611e-05 *** | 0 |
| 5              | 2,54041       | 0,59290           | 4,2847            | 2,585e-05 *** | 0 |
| 6              | 2,89078       | 0,46291           | 6,2447            | 1,738e-09 *** | 0 |
| 7              | 2,51797       | 0,59076           | 4,2622            | 2,840e-05 *** | 0 |
| 8              | 3,04741       | 0,68909           | 4,4224            | 1,440e-05 *** | 0 |
| 9              | 3,38761       | 0,50123           | 6,7586            | 9,236e-11 *** | 0 |
| 10             | 3,03751       | 0,51977           | 5,8439            | 1,533e-08 *** | 0 |
| 11             | 2,14928       | 0,46120           | 4,6602            | 5,069e-06 *** | 0 |
| 12             | 3,31592       | 0,65489           | 5,0633            | 7,848e-07 *** | 0 |
| 13             | 2,79723       | 0,64360           | 4,3462            | 1,994e-05 *** | 0 |
| 14             | 1,58277       | 0,43115           | 3,6711            | 0,0002935 *** | 0 |
| 15             | 3,74485       | 0,80050           | 4,6782            | 4,675e-06 *** | 1 |
| 16             | 1,72676       | 0,41795           | 4,1315            | 4,874e-05 *** | 0 |
| 17             | 4,63235       | 0,81380           | 5,6922            | 3,401e-08 *** | 0 |
| 18             | 1,08052       | 0,39918           | 2,7069            | 0,0072456 **  | 0 |
| 19             | 1,18675       | 0,44401           | 2,6728            | 0,0080012 **  | 0 |
| 20             | 2,73378       | 0,45459           | 6,0138            | 6,170e-09 *** | 0 |
| 21             | 6,21393       | 1,01025           | 6,1509            | 2,921e-09 *** | 1 |
| 22             | 1,15513       | 0,35479           | 3,2558            | 0,0012820 **  | 0 |
| 23             | 0,55236       | 0,47526           | 1,1622            | 0,2462220     | 0 |
| 24             | 4,41828       | 0,72931           | 6,0582            | 4,849e-09 *** | 1 |
| 25             | 5,09267       | 0,69996           | 7,2757            | 4,138e-12 *** | 1 |
| 26             | 0,49190       | 0,50282           | 0,9783            | 0,3288462     | 0 |
| 27             | 1,98817       | 0,61931           | 3,2103            | 0,0014941 **  | 0 |
| 28             | 3,28161       | 0,60512           | 5,4230            | 1,347e-07 *** | 0 |
| 29             | 3,93498       | 0,81361           | 4,8364            | 2,275e-06 *** | 1 |

Значения  $t$ -статистик оценок параметров показывают статистическую значимость влияния на прибыль банка кредитов физическим и юридическим лицам (при уровне значимости  $\alpha = 5\%$ ). В модели с фиксированными эффектами коэффициент детерминации вычислялся как квадрат индекса корреляции – корреляции между вектором значений эндогенных переменных и вектором их оценок, полученных при помощи модели  $FE$ . Коэффициент детерминации в модели с фиксированными эффектами выше, чем в объединенной модели, а сумма квадратов остатков – ниже. Оценки индивидуальных эффектов

$\hat{\mu}_i, i=1, \dots, 29$  и их стандартные ошибки для модели (9) приводятся в табл. 3.

Во втором столбце табл. 3 приведены оценки параметров местоположения, в третьем – их стандартные ошибки, в четвертом –  $t$ -статистики, в пятом – значения  $p$ -value, по которым видно, что индивидуальные фиксированные эффекты статистически значимы (при  $\alpha = 5\%$ ) практически для всех банков за исключением Синко-Банка и Трансстройбанка. Индивидуальные особенности каждого банка играют важную роль при оценке его прибыли, так как отражают влияние других, не учтенных в рамках данного исследования факторов.

В оцененной модели со случайными эффектами,

$$\hat{y} = -0,782 + 0,402x_1 + 0,243x_2 + 0,049x_3,$$

(t)      (1,941)      (8,775)      (5,694)      (2,174)

$$R^2 = 0,844, F = 272,302, ESS_{FE} = 133,06.$$

$t$ -статистики оценок параметров при регрессорах статистически значимы.

Выбор типа модели для панельных данных базируется на трех специальных статистических тестах и стандартной технике проверки статистических гипотез, которые реализованы, в частности, в пакете *plm* программной среды *R*. Для сравнения объединенной модели (модели без эффектов) и модели с фиксированными эффектами был использован  $F$ -тест (функция *pFtest()*), который показал значимость специфических эффектов ( $F = 15.157$ ,  $df1 = 28$ ,  $df2 = 258$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$ ). Случайные специфические эффекты также оказались значимыми при тестировании объединенной модели против модели со случайными эффектами при помощи теста множителей Лагранжа (функция *plmtest()*):  $chisq = 326.07$ ,  $df = 1$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$ . Сравнение фиксированных и случайных эффектов (тест Хаусмана (функция *phptest()*) свидетельствует в пользу фиксированных ( $chisq = 24.854$ ,  $df = 3$ ,  $p\text{-value} = 1.657e-05$ ).

Таким образом, результатом формального тестирования типа модели для панельных данных является отклонение нулевых гипотез тестов множителей Лагранжа, Хаусмана и  $F$ -теста в пользу модели с фиксированными эффектами. Результат тестирования не является неожиданным, модели с фиксированными эффектами, как правило, адекватно описывают взаимосвязь между экономическими переменными для объектов, представляющих собой крупные регионы, большие предприятия, крупные банки (в частности, системно значимые).

Санкции, введенные против Российской Федерации, включают в себя в том числе

и масштабные ограничения финансовой системы, приводящие к структурным изменениям в банковской сфере. Для моделирования общих для всех экономических объектов структурных изменений, зависящих от времени, в модель с фиксированными эффектами

$$Y = D\mu + X\beta + \varepsilon, \quad (10)$$

где  $Y - (nT \times 1)$  – вектор значений эндогенной переменной,  $D_{nT,n} = I_{n,n} \otimes I_T$  – матрица индивидуальных фиктивных переменных, учитывающая гетерогенность панельных данных,  $I_{n,n} - (n \times n)$  – единичная матрица,  $I_T - (T \times 1)$  – единичный столбец,  $I_n - (n \times 1)$  – единичный столбец,  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_i, \dots, \mu_n)$  – вектор параметров местоположения, характеризующий ненаблюдаемые специфические особенности банков,  $X - (nT \times k)$  – матрица регрессоров,  $\beta - (k \times 1)$  – вектор параметров влияния,  $\varepsilon - (nT \times 1)$  – вектор возмущений, вводится дополнительная переменная  $\gamma$ , формализующая влияние особенностей различных лет исследуемого периода на эндогенную переменную

$$Y = D\mu + X\beta + \alpha\gamma + \varepsilon, \quad (11)$$

$$\gamma = I_n \otimes d_{san}, \quad d_{san} = (d_1, \dots, d_t, \dots, d_T)',$$

$$d_t = \begin{cases} 0, & [2012 - 2014] \\ 1, & [2015 - 2021], \end{cases}$$

$d_t$  – бинарная переменная, учитывающая влияние санкций на эндогенную переменную модели в момент времени  $t$  и принимающая значение 0 до их введения, 1 – после,  $\alpha$  – параметр при фиктивной переменной. Показатели качества и статистической значимости двунаправленной модели (11) с фиктивными переменными, учитывающими санкционный период ( $ms1$ ), выше, чем в модели (9):

$$ms1: \hat{y} = 0,241x_1 + 0,127x_2 + 0,0008x_3 + 0,561d_t,$$

(t)      (5,091)      (2,676)      (0,043)      (7,566)

$$R^2 = 0,952, F = 185,31, ESS_{san} = 90,409.$$

Значения  $t$ -статистик оценок параметров показывают статистическую значимость влияния на прибыль банка кредитов, выданных физическим и юридическим лицам (при уровне значимости  $\alpha = 5\%$ ). Влияние межбанковских кредитов статистически незначимо. Формальный тест отвергает гипотезу о равенстве нулю коэффициента при бинарной переменной времени в (12), следовательно

но, введение санкций существенно повлияло на прибыль банков. Оценки индивидуальных фиксированных эффектов и их стандартные ошибки приводятся в табл. 4.

Статистическая значимость оценок параметров модели с фиксированными эффектами с введением фиктивной переменной, учитывающей санкционный период, существенно повысилась.

Таблица 4

Параметры местоположения модели (10) (ms1)

| <i>i</i> | Estimate | Std.Error | t-value | p-value       |
|----------|----------|-----------|---------|---------------|
| 1        | 3.73849  | 0.58979   | 6.3387  | 1.034e-09 *** |
| 2        | 2.64127  | 0.48415   | 5.4555  | 1.148e-07 *** |
| 3        | 5.63418  | 0.79179   | 7.1157  | 1.107e-11 *** |
| 4        | 2.84383  | 0.53075   | 5.3581  | 1.869e-07 *** |
| 5        | 3.05165  | 0.54147   | 5.6359  | 4.570e-08 *** |
| 6        | 3.23992  | 0.42198   | 7.6779  | 3.386e-13 *** |
| 7        | 2.73667  | 0.53608   | 5.1050  | 6.443e-07 *** |
| 8        | 3.63731  | 0.62924   | 5.7805  | 2.151e-08 *** |
| 9        | 3.73378  | 0.45647   | 8.1798  | 1.318e-14 *** |
| 10       | 3.38258  | 0.47318   | 7.1487  | 9.068e-12 *** |
| 11       | 2.46843  | 0.42003   | 5.8769  | 1.292e-08 *** |
| 12       | 3.73877  | 0.59603   | 6.2728  | 1.495e-09 *** |
| 13       | 3.28858  | 0.58677   | 5.6045  | 5.373e-08 *** |
| 14       | 1.78363  | 0.39157   | 4.5551  | 8.095e-06 *** |
| 15       | 4.48097  | 0.73183   | 6.1229  | 3.420e-09 *** |
| 16       | 1.88911  | 0.37932   | 4.9803  | 1.166e-06 *** |
| 17       | 5.38566  | 0.74408   | 7.2380  | 5.260e-12 *** |
| 18       | 1.18685  | 0.36197   | 3.2788  | 0.0011862 **  |
| 19       | 1.39803  | 0.40329   | 3.4666  | 0.0006177 *** |
| 20       | 2.93489  | 0.41276   | 7.1104  | 1.144e-11 *** |
| 21       | 7.22663  | 0.92514   | 7.8114  | 1.444e-13 *** |
| 22       | 1.04132  | 0.32183   | 3.2356  | 0.0013730 **  |
| 23       | 0.81198  | 0.43200   | 1.8796  | 0.0612994 .   |
| 24       | 5.09934  | 0.66694   | 7.6459  | 4.145e-13 *** |
| 25       | 5.57628  | 0.63745   | 8.7478  | 2.919e-16 *** |
| 26       | 0.77132  | 0.45710   | 1.6874  | 0.0927392 .   |
| 27       | 2.42155  | 0.56408   | 4.2929  | 2.501e-05 *** |
| 28       | 3.74799  | 0.55176   | 6.7928  | 7.610e-11 *** |
| 29       | 4.73002  | 0.74468   | 6.3518  | 9.606e-10 *** |

Модель с фиксированными эффектами имеет существенный недостаток. Она не позволяет идентифицировать параметры при переменных, которые не меняются со временем. Например, чтобы учесть влияние некоторых качественных признаков (направление деятельности, принадлежность к системно значимым банками и т.д.), в спецификацию модели (10) вводится матрица фиктивных переменных  $Z$  с постоянными во времени значениями:

$$Y = D \cdot \mu + X \cdot \beta + Z \cdot C + \varepsilon. \quad (13)$$

На этапе внутригруппового преобразования переменных модели (5.1):

$$X^* = M_D X, \quad Z^* = M_D Z = 0,$$

где  $M_D = I_{nT} - D(D'D)^{-1}D'$  – матрица внутригруппового преобразования,

$I_{nT} - (nT \times nT)$  – единичная матрица, при оценке параметров  $FE$ -модели методом наименьших квадратов

$$(\hat{\beta}, \hat{C})'_w = ((X^*, Z^*)'(X^*, Z^*))^{-1} (X^*, Z^*)'Y^*, \quad (14)$$

где  $(X^*, Z^*)$  – блочная матрица регрессоров модели,  $(\hat{\beta}, \hat{C})'_w$  – блочный вектор столбец параметров, появляется проблема полной мультиколлинеарности. Таким образом, вектор параметров  $C$  в модели (13) не идентифицируем.

Для решения проблемы включения в модель с фиксированными эффектами переменных, не изменяющихся во времени, в 2007 г. Трёгером была предложена трехшаговая процедура. На первом шаге, по выборочным панельным данным, методом раздельного оценивания вычисляются оценки параметров влияния и местоположе-

ния модели с фиксированными эффектами (10). На втором шаге выполняется декомпозиция вектора фиксированных эффектов: оценивается регрессия, в которой вектором эндогенной переменной является  $n$ -мерный вектор оценок параметров местоположения  $\hat{\mu} = (\hat{\mu}_1, \dots, \hat{\mu}_i, \dots, \hat{\mu}_n)'$  (оцененных индивидуальных фиксированных эффектов для каждого банка, второй столбец табл. 4). Регрессия строится на константу и  $n$ -мерный вектор столбец фиктивной переменной  $Z$ , не изменяющейся во времени ( $z_i = 1, i = 1, \dots, n$ , если банк относится к системно значимым,  $z_i = 0$  в противном случае, столбец 6 табл. 4), отражающей влияние качественного признака

$$m2: \hat{\mu} = W_n C_n + \varepsilon_n, \quad (15)$$

где  $W_n = (i_n, Z_n)$  – матрица регрессоров, включающая единичный  $n$ -мерный столбец  $i_n$ ,  $C_n$  – вектор параметров модели (15),  $\varepsilon_n$  – вектор возмущений. Оцененная модель вто-

рого шага (15) для фиксированных эффектов модели (10), среднего качества, статистически значима и имеет значимые оценки параметров:

$$\hat{\mu} = 2,244 + 2,447 \cdot Z_n, \\ (t) \quad (11,866) \quad (6,358)$$

$$R^2 = 0,600, F = 40,42, ESS = 21,242. \quad (16)$$

Далее, по оцененной модели (16) вычисляется вектор остатков  $e_z$ , который (как и вектор фиктивных переменных  $Z_n$ ) при помощи матрицы фиктивных переменных  $D$  распространяется на все панели:

$$e = D \cdot e_z, \quad Z = D \cdot Z_n. \quad (17)$$

На третьем шаге оценивается модель, включающая помимо регрессоров модели (10) регрессоры (17), постоянный во времени фиктивный регрессор  $Z$  и вектор остатков  $e$  вспомогательной модели (16):

$$m3: y = c_1 + \beta_1 \cdot x_1 + \beta_2 \cdot x_2 + \beta_3 \cdot x_3 + c_2 \cdot Z + \delta \cdot e + v, \quad (18)$$

где  $c_1, c_2, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \delta$  – параметры модели,  $v$  – случайное возмущение.

Результат оценивания модели (18):

$$y = 2,244 + 0,293 x_1 + 0,131 x_2 + 0,033 x_3 + 2,447 \cdot Z + 1,0 \cdot e + \hat{v}. \\ (0,188) \quad (0,025) \quad (0,020) \quad (0,017) \quad (0,151) \quad (0,051) \quad (0,624) \quad (19)$$

Модель  $m3$ , полученная на третьем шаге, объединяет результаты первого (модель  $m1$ ) и второго (модель  $m2$ ) шагов. Оценки параметров модели  $m2 - c_1, c_2$  в (16) совпадают с оценками параметров модели (17), оценки параметров  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  в (9) совпадают с оценками параметров модели (19), параметр  $\delta = 1$ . Однако точность оценок параметров в модели (19) несколько выше, чем у соответствующих оценок параметров моделей первого и второго шагов. Остатки модели с фиксированными эффектами ( $m1$ ) совпадают с остатками модели

третьего шага ( $m3$ ), поэтому их суммы квадратов тоже совпадают, а разность в числе степеней свободы объясняет неравенство для стандартных ошибок моделей:

$$s_{m3} = 0,622 < s_{m1} = 0,655.$$

Асимптотическая ковариационная матрица для вектора оценок параметров модели Трёгера ( $m3$ ) меньше, чем для вектора оценок параметров модели с фиксированными эффектами ( $m1$ ). В табл. 5 приводятся оценки параметров и их стандартные ошибки (в скобках) для моделей (9), (16), (19).

Таблица 5

Оценки параметров моделей процедуры Трёгера без учета санкций

| Оценки параметров | Модель $m1$<br>(3.1) | Модель $m2$<br>(5.4) | Модель $m3$<br>(5.7) |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1                 | 2                    | 3                    | 4                    |
| $\hat{\beta}_1$   | 0,293 (0,052)        | –                    | 0,293 (0,025)        |
| $\hat{\beta}_2$   | 0,131 (0,052)        | –                    | 0,131 (0,020)        |
| $\hat{\beta}_3$   | 0,033 (0,022)        | –                    | 0,033 (0,017)        |
| $\hat{\delta}$    | –                    | –                    | 1 (0,051)            |
| $\hat{c}_1$       | –                    | 2,244 (0,189)        | 2,244 (0,188)        |
| $\hat{c}_2$       | –                    | 2,447 (0,385)        | 2,447 (0,151)        |

Таблица 6

Оценки параметров моделей процедуры Трёгера с учетом санкций

| Оценки параметров | Модель <i>ms1</i> | Модель <i>ms2</i> | Модель <i>ms3</i> |
|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 1                 | 2                 | 3                 | 4                 |
| $\hat{\beta}_1$   | 0,241 (0,047)     | –                 | 0,241 (0,023)     |
| $\hat{\beta}_2$   | 0,127 (0,047)     | –                 | 0,127 (0,019)     |
| $\hat{\beta}_3$   | 0,00087 (0,020)   | –                 | 0,00087 (0,016)   |
| $\hat{\gamma}$    | 0,561 (0,074)     | –                 | 0,561 (0,069)     |
| $\hat{\delta}$    | –                 | –                 | 1 (0,051)         |
| $\hat{c}_1$       | –                 | 2,568 (0,211)     | 2,568 (0,184)     |
| $\hat{c}_2$       | –                 | 2,800 (0,430)     | 2,800 (0,144)     |

Как следует из табл. 5, оценки параметров влияния модели (9), не учитывающей санкционное давление на РФ со стороны западных стран (столбец 2 табл. 5), совпадают с оценками параметров модели, оцененной методом Трёгера (столбец 4 табл. 5), однако точность последних значительно выше. В табл. 6 приводятся оценки параметров и их стандартные ошибки (в скобках) для моделей с фиксированными эффектами, учитывающими санкционное влияние.

### Заключение

В результате формального тестирования моделей для панельных данных, описывающих зависимость прибыли банков от объемов кредитов, выданных физическим, юридическим лицам, и межбанковских кредитов, выбрана модель с фиксированными эффектами. Временной интервал, охватывающий панельные данные, включает период до и после санкционного давления. Как показали результаты исследования, бинарная фиктивная переменная, включенная в расширенную модель с фиксированными эффектами для описания влияния структурных изменений, зависящих от времени, статистически значима и ее включение позволило повысить качество и статистическую значимость оцениваемой модели. Введение фиктивных переменных, не зависящих от времени, в модель с фиксированными эффектами приводит к проблеме неидентифицируемости параметров при этих переменных. Одним из способов решения этой проблемы является трехшаговая процедура Трёгера. Применение этой процедуры к расширенной модели с фиксированными эффектами для учета индивидуальных осо-

бенностей банков, включенных в список системно значимых, позволило решить проблему неидентифицируемости параметров при фиктивных переменных, не изменяющихся во времени, и значительно повысить точность результатов оценивания. Согласно модели (19), точность оценок которой оказалась наиболее высокой среди рассмотренных в статье моделей, прирост объема кредитования физических лиц в России на 1 % способствует увеличению прибыли российских банков на 0,29 %; прирост объема кредитования юридических лиц на 1 % приводит к приросту прибыли на 0,13 %; прирост межбанковских кредитов на 1 % сопряжен с увеличением прибыли на 0,03 %.

### Список литературы

1. Статистические показатели банковского сектора Российской Федерации // Банк России. [Электронный ресурс]. URL: [https://www.cbr.ru/statistics/bank\\_sector/review/](https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/review/) (дата обращения: 10.01.2025).
2. Названы причины рекордного роста кредитования населения // Эксперт РА. [Электронный ресурс]. URL: [https://raexpert.ru/researches/publications/rg\\_dec27\\_2023/](https://raexpert.ru/researches/publications/rg_dec27_2023/) (дата обращения: 10.01.2025).
3. Эксперты объяснили, почему корпоративное кредитование выросло на 22,6 % // Эксперт РА. [Электронный ресурс]. URL: [https://raexpert.ru/researches/publications/rg\\_jan12\\_2024/](https://raexpert.ru/researches/publications/rg_jan12_2024/) (дата обращения: 10.01.2025).
4. Разумовская Е.А., Петрова И.А. Тенденции развития российского рынка межбанковских кредитов // Эксперт: теория и практика. 2020. № 1 (4). С. 61–65. DOI: 10.24411/2686-7818-2020-10009.
5. Никитина Е.Б. Резервы роста прибыли банков // Вестник Пермского университета. 2013. № 4 (19). С. 125–130. URL: [nikitina-e.b.-rezervy-rosta-pribyli-bankov.pdf](http://nikitina-e.b.-rezervy-rosta-pribyli-bankov.pdf) (дата обращения: 10.01.2025).
6. Чинаева Т.И., Иванов М.А. Экономико-статистический анализ показателей доходности российских банков // Большая Евразия: развитие, безопасность, сотрудничество. 2019. № 2 (1). С. 318–321. URL: Экономико-статистический

анализ показателей доходности российских банков – БОЛЬШАЯ ЕВРАЗИЯ (дата обращения: 10.01.2025).

7. Трусова А.Ю. Эконометрическое моделирование как инструмент методологии анализа банковских показателей // Вестник Самарского университета. Экономика и управление. 2023. № 1. С. 202–218. DOI: 10.18287/2542-0461-2023-14-1-202-218.

8. Терехов Н.А., Батищева Г.А. Эконометрическое исследование функционирования банковской системы России на примере ПАО «Сбербанк» // Инновационная наука. 2017. № 4 (1). С. 191–194. URL: IN-2017-04-1.pdf (дата обращения: 10.01.2025).

9. Трегуб И.В., Мусалаев З.М., Трегуб А.В. Эконометрический анализ банковской системы Российской Федерации // Проблемы экономики и юридической практики. 2021. Т. 17, № 2. С. 162–169. URL: Проблемы\_экономики\_и\_юридической\_практики\_№2\_2021%20.pdf (дата обращения: 10.01.2025).

10. Власенко М. Эконометрическая модель банковского кредитования юридических лиц // Банковский вестник. 2011. № 22 (531). С. 32–38. URL: 8696.pdf (дата обращения: 10.01.2025).

11. Шимановский Д.В. Учет неценовой конкуренции в процессе прогнозирования российского рынка корпоративного кредитования // Вестник Пермского универ-

ситета. 2014. № 4 (23). С. 24–31. URL: shimanovskiy-d.v.-uchet-netsenovoy-konkurentsii-v-protsesse-prognozirovaniya-rossiyskogo-rynka-korporativnogo-kreditovaniya.pdf (дата обращения: 10.01.2025).

12. Гордеев В.Е., Тершукова М.Б. Прогнозирование динамики регионального кредитного рынка России // Вестник Самарского государственного экономического университета. 2016. № 12 (146). С. 113–118. URL: SSEU (дата обращения: 10.01.2025).

13. Копнова Е.Д., Османова А.О. Моделирование связи депозитов и кредитов в российских банках: эконометрический подход // Финансы и бизнес. 2023. Т. 19, № 3. С. 86–98. DOI: 10.31085/1814-4802-2023-19-3-144-86-98.

14. Ниворожкина Л.И., Овчарова Л.Н., Синявская Т.Г. Эконометрическое моделирование риска невыплат по потребительским кредитам // Прикладная эконометрика. 2013. № 30 (2). С. 65–76. URL: Econometric modeling risk of consumer loans (дата обращения: 10.01.2025).

15. Дубовских К.И., Ячиков И.М. Моделирование объема выдаваемых ипотечных кредитов банком в зависимости от процентной ставки // Актуальные проблемы современной науки, техники и образования. 2016. Т. 1. С. 171–174. URL: 5422-sbornik-2016-tom-1-soderzhanie.html (дата обращения: 10.01.2025).