

DOI: 10.26794/2587-5671-2025-29-1-34-44

УДК 330.354(045)

JEL C51, E51

Оценка воздействия денежной массы на темпы прироста российского ВВП

И.С. Иванченко, Л.И. Ниворожкина

Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону, Россия

АННОТАЦИЯ

Предмет исследования — динамика объемов реального и номинального ВВП России за период 1995–2024 гг. включительно. В данном исследовании оценено влияние денежной массы на темпы экономического роста в РФ и уровень инфляции, а также выполнен прогноз такого воздействия на 2025 г. **Цель** исследования — определить при помощи количественных методов степень воздействия денежной массы на динамику российского ВВП и инфляции для выявления направления и пределов монетарного управления экономикой. **Актуальность** проведенного исследования состоит в том, что полученные результаты позволяют ускорить темпы экономического роста в России. **Результатом** исследования выступают построенная стохастическая модель годового сбалансированного приращения денежной массы, а также подтвержденная нелинейная статистическая взаимосвязь между динамиками приращений денежной массы и ВВП. В качестве **метода** анализа использовано динамическое моделирование денежного предложения. Построенная авторами модель, включающая в себя кейнсианскую функцию спроса на денежную массу и неоклассическую производственную функцию Кобба–Дугласа, аппроксимирующую динамику ВВП, помогла рассчитать годовой объем прироста денежной массы (агрегат M2), ускоряющий темпы прироста ВВП в современных экономических условиях. В процессе проведения исследования была подтверждена нелинейная зависимость между динамикой денежной массы и приращением ВВП, что позволило оценить необходимое приращение денежной массы в стране для ускорения роста объемов российского ВВП. Получен результат, подтверждающий, что не следует искусственно сдерживать рост денежной массы, так как проведенный анализ временных рядов при помощи векторной авторегрессии зафиксировал положительное влияние роста денежной массы на динамику российского ВВП и отсутствие какого-либо ее воздействия на динамику инфляции.

Ключевые слова: монетизация экономики; инфляция; инфляционное таргетирование; экономический рост; эконометрическое моделирование; денежно-кредитная политика; стохастическая модель

Для цитирования: Иванченко И.С., Ниворожкина Л.И. Оценка воздействия денежной массы на темпы прироста российского ВВП. *Финансы: теория и практика*. 2025;29(1):34-44. DOI: 10.26794/2587-5671-2025-29-1-34-44

ORIGINAL PAPER

Assessment of the Impact of the Money Supply on Russian GDP Growth Rates

I.S. Ivanchenko, L.I. Nivorozhkina

Rostov State University of Economics (RINH), Rostov-on-Don, Russia

ABSTRACT

The **subject** of the study is the dynamics of real and nominal GDP in Russia for the period from 1995 to 2024 inclusive. In this study, the impact of the money supply on the economic growth rate and the level of inflation in the Russian Federation is assessed, and a forecast of such an impact is made for 2025. The **purpose** of the study is to determine, using quantitative methods, the degree of influence of the money supply on the dynamics of Russian GDP and inflation in order to identify the direction and limits of monetary management of the economy. The **relevance** of the study is that the results allow obtaining a higher rate of economic growth in Russia. The **result** of the study is the constructed stochastic model of the annual balanced increment of the money supply, as well as the discovered non-linear statistical relationship between the dynamics of the increments of the money supply and GDP. Dynamic modeling of the money supply was used as a **method** of analysis. Dynamic modeling of the money supply was used as a method of analysis. The model constructed by the authors, which includes the Keynesian demand function for the money supply and the neoclassical Cobb-Douglas production function, approximating the dynamics of GDP, helped to calculate the annual volume of money supply growth (M2 aggregate), accelerating the GDP growth rate in modern economic conditions. A non-linear relationship between the dynamics of the money supply and GDP was confirmed in the course of the study, which made it possible to evaluate the most optimal increase in the money supply in the country to accelerate the growth of Russian GDP. The result that

© Иванченко И.С., Ниворожкина Л.И., 2025

was obtained indicates that one should not artificially restrain the growth of the money supply, since the analysis of time series using vector autoregression recorded a positive effect of the growth of the money supply on the dynamics of Russian GDP and the absence of any impact on the dynamics of inflation.

Keywords: monetization of the economy; inflation; inflation targeting; the economic growth; econometric modeling; monetary policy; stochastic model

For citation: Ivanchenko I.S., Nivorozhkina L.I. Assessment of the impact of the money supply on Russian GDP growth rates. *Finance: Theory and Practice*. 2025;29(1):34-44. (In Russ.). DOI: 10.26794/2587-5671-2025-29-1-34-44

ВВЕДЕНИЕ

Денежная масса, валовой внутренний продукт и уровень цен считаются тремя основными макроэкономическими переменными, которые играют важную роль в определении темпов экономического роста. Связь между денежной массой и объемом выпуска товаров и услуг в последнее время привлекает все большее внимание исследователей в связи с замедлением роста мирового ВВП. Большинство эмпирических исследований по данной тематике проводится на базе статистических данных зарубежных стран. Значительная часть экономистов, анализирующих влияние денежно-кредитной политики на экономический рост, делают вывод о том, что увеличение денежной массы оказывает самое непосредственное позитивное воздействие на динамику валового внутреннего продукта как развитой, так и развивающейся экономики. Однако некоторые исследователи не обнаруживают такого влияния или даже утверждают о негативном воздействии возрастания денежной массы на объемы производства в отдельных странах.

Неоднозначные результаты эмпирических исследований воздействия денежной массы на темпы прироста ВВП как бы находят отражение от непрекращающихся теоретических дебатов в этой области экономического анализа. Если вспомнить структуру основного процентного канала денежно-кредитной трансмиссии, то увеличение объема денежной массы должно приводить к снижению процентных ставок в экономике, что, в свою очередь, увеличит заимствование и потребление в краткосрочной перспективе и приведет к росту ВВП. Казалось бы, что результат такого монетарного воздействия на реальный сектор экономики является очевидным, но некоторые экономисты его оспаривают. Оценить результаты воздействия денежной массы на ВВП в долгосрочной перспективе еще труднее. Если на длительных временных горизонтах увеличивается не реальный спрос на товары и услуги, а номинальный, то вслед за увеличением денежной массы наблюдается рост цен на капитальные активы (акции, недвижимость,

оборудование), что, в свою очередь, стимулирует осуществление спекулятивных инвестиций на рынке капиталов и рынке недвижимости. Циклическое образование пузырей ликвидности в современных развитых странах неизбежно приводит к их схлопыванию, последующему кризисному сжатию денежной массы, экономической рецессии со значительным снижением деловой активности и уменьшением объемов ВВП.

В представленной работе будет проанализировано непосредственное прямое воздействие денежной массы на валовой выпуск товаров и услуг. В проведенном исследовании используются годовые, квартальные и ежемесячные данные анализируемых переменных за период 1995–2024 гг. **Цель** исследования — определить при помощи математического моделирования наличие взаимосвязи между российской денежной массой и ВВП в современных рыночных условиях. В этом исследовании рассматриваются два вопроса:

1. Способствует ли увеличение денежной массы росту экономики?
2. Приводит ли увеличение денежной массы к увеличению уровня инфляции?

Результаты такого исследования являются актуальными при принятии решений на макроэкономическом уровне.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В экономических журналах можно встретить значительное количество публикаций о влиянии денежной массы на экономику. Так, например, М.А. Абрамова, С.Е. Дубова и З. Баярсайхан исследуют роль денег в воспроизводственном процессе и предлагают «оживить» российскую экономику за счет обеспечения адекватного денежного предложения в нашей стране [1]. О негативных последствиях для экономики России от проводимой ЦБ РФ денежно-кредитной политики, приводящей к сжатию денежной массы и к торможению экономического роста, пишет С.Ю. Глазьев [2]. Как отмечает М.В. Ершов [3, с. 358], монетарный регулятор постоянно пытается решить дилемму — «как стимулировать

экономический рост и одновременно бороться с инфляцией». О. С. Сухарев в статье [4] утверждает, что «увеличение денежной массы не являлось детерминантной инфляции и способствовало поддержанию роста».

Обычно исследуется влияние динамики денежной массы на ВВП при помощи каналов денежно-кредитной трансмиссии [5], когда монетарные импульсы передаются в реальный сектор экономики через цепочки различных макроэкономических переменных. Участвовали случаи оценки прямого воздействия денежной массы на динамику ВВП [6]. В этой работе делается вывод о том, что во многих странах наблюдается положительный долгосрочный эффект от повышения коэффициента монетизации, сказывающийся на экономическом росте. Кроме того, существует пороговый уровень монетизации, преодоление которого чревато усилением инфляции и может привести к другим негативным последствиям.

Более пятидесяти лет назад М. Фридман и А. Шварц [7] представили доказательства того, что изменения денежной массы опережают эквивалентные изменения выпуска и вызывают их колебания. Р. Лукас обнаружил связь между динамикой денежной массы и ВВП при помощи динамической стохастической модели общего равновесия [8]. М. Т. Belongia и Р. Н. Ireland [9] подтвердили наличие аналогичных корреляций в более поздних данных. Используя структурную векторную авторегрессию, они показали, что выявленные шоки денежно-кредитной политики, как правило, оказывают сильное устойчивое воздействие на объем производства и цены. Результаты существующих исследований на эту тему позволяют сделать вывод о том, что в развитых странах изменение денежно-кредитной политики влияет на реальный объем производства в краткосрочной перспективе, но на долгосрочном горизонте воздействует только на цены. Однако в развивающихся странах этот вопрос остается открытым и до конца не выясненным [10].

В работе О. Evans [11] изучается нелинейная связь между денежной массой, инфляцией и выпуском в соответствии с гипотезами Фридмана и Шварца о том, что денежно-кредитная политика влияет на цены в долгосрочном, но не в краткосрочном периоде, и на выпуск в краткосрочном, но не в долгосрочном периоде. В исследовании рассматриваются статистические данные по Нигерии и Южной Африке за период 1970–2016 гг. с использованием подхода ARDL (autoregressive distributed lags model). Исследование позволило

сделать выводы о том, что Фридман и Шварц были правы, утверждая, что рост денежной массы влияет на выпуск в краткосрочном, а не в долгосрочном периоде.

Характер взаимосвязи между деньгами, инфляцией и выпуском исследуется в работах М. Jarociński и М. Lenza [12]; X. Zhang, X. Liu et al. [13]. В последние десятилетия в этой области было проведено значительное количество исследований. Большая часть из них была сосредоточена на взаимосвязи между ростом денежной массы и выпуском. Например, J. Benchimol [14] выявил, как деньги и денежно-кредитная политика повлияли на объем производства и инфляцию в Израиле. Автор этой статьи показал, что чувствительность выпуска к денежным потрясениям повышалась во время кризисов. F. Canova и T. Menz [15] использовали небольшую структурную макроэкономическую модель для США, зоны евро, Японии и Великобритании и обнаружили, что денежные агрегаты играют важную роль в деловых циклах.

Основной вопрос статьи Р. Caraiani [16] заключается в том, влияет ли денежная масса на выпуск в США. В статье выполняются тесты причинно-следственной связи по Грейнджеру между деньгами и выпуском, а также деньгами и инфляцией с использованием смоделированных данных из оценочных моделей. Причинно-следственная связь между деньгами и выпуском была обнаружена. Другая часть литературы посвящена взаимосвязи между ростом денежной массы и инфляцией. Например, М. El-Shagi и S. Giesen [17], используя многомерную структуру пространства состояний для анализа краткосрочного воздействия денег на цены в Соединенных Штатах, предоставили доказательства значительного влияния денег на цены.

Актуальным вопросом в области денежно-кредитной политики для многих стран постсоветского пространства, в том числе и России, является поиск путей неинфляционного повышения уровня монетизации национальных экономик. Статья Э. М. Сандояна и Л. М. Акопьяна [18] посвящена выявлению причин низкого уровня монетизации экономики Армении и влиянию этого процесса на экономический рост. В работе приводится доказательство, что в странах с низким уровнем монетизации наблюдается высокий уровень инфляции, т.е. делается вывод прямо противоположный тому, который можно найти на страницах учебников по экономической теории.

G. Dai [19] определил оптимальный рост денежной массы для Китая в диапазоне 14–15% для поддержания реального экономического роста

в 10,5%, потому что такие темпы прироста денежной массы, по мнению автора статьи, вряд ли приведут к высокой инфляции. А. Naug и W. Dewald [20] исследовали корреляцию колебаний роста денежной массы с колебаниями роста реального объема производства и инфляции в 11 промышленно развитых странах за 1880–2001 гг. Авторы статьи сделали выводы, что колебания роста денежной массы не воздействуют систематически на деловой цикл. Однако в долгосрочной перспективе рост денежной массы приводит к инфляции, но не влияет на рост реального объема производства. Наверное, поэтому в новых кейнсианских моделях деньги не играют явной роли [21].

В статье А.А. Hossain [22] освещается проблема высокой и неустойчивой инфляции в девяти мусульманских странах. Результаты исследования демонстрируют наличие причинно-следственной связи между деньгами и ценами. Автор статьи также обнаружил, что деньги оказывают некоторое стимулирующее воздействие на реальный объем производства в краткосрочной перспективе. Ожидается, что низкая и стабильная инфляция, при прочих равных условиях, будет способствовать долгосрочному росту производства, а также повысит спрос на исламские финансовые продукты, что приведет к увеличению долгосрочных реальных инвестиций и экономическому росту.

МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ

Вспомним хорошо известное уравнение обмена И. Фишера между денежной и товарной массами [23]:

$$MV = PQ, \quad (1)$$

где M — денежная масса (агрегат M2); V — скорость денежного обращения; P — уровень цен в стране; Q — объем производства товаров и услуг, как правило, за один год. Периодически в научных журналах появляются статьи, в которых равенство между правой и левой частями этого уравнения в условиях открытой современной экономики подвергается обоснованной критике [24]. Однако, если предположить, что все переменные в уравнении (1) зависят от времени, а затем найти производную по времени от правой и левой частей этого равенства, т.е. осуществить переход от статической формы записи уравнения (1) к динамической, то можно обнаружить достаточно точное совпадение левой и правой частей уравнения Фишера [25]. Поэтому при по-

строении модели влияния динамики денежной массы на темпы экономического роста будем опираться на уравнение (1).

Первое уравнение нашей модели будет определять темпы прироста реального ВВП, очищенные от влияния инфляционной составляющей. Рассчитаем темпы годового прироста q объемов производства товаров и услуг Q по следующей формуле:

$$q = \frac{1}{Q} \frac{d(Q)}{dt} = \frac{P}{MV} \frac{d\left(\frac{MV}{P}\right)}{dt}. \quad (2)$$

После нахождения производной по времени от сложной функции получим следующий результат:

$$q = \frac{1}{M} \frac{dM}{dt} + \frac{1}{V} \frac{dV}{dt} - \pi, \quad (3)$$

где $\pi = \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$ — темпы прироста потребительских

цен. Таким образом, согласно уравнению Фишера, на темпы прироста ВВП благотворно влияют темпы прироста денежной массы и скорости денежного обращения. Негативное воздействие на динамику ВВП оказывает инфляция. Но это — теория, российская же практика свидетельствует о том, что рост цен в современной российской экономике, как будет показано далее, не связан статистически ни с денежной массой, ни с ВВП. Для приращения денежной массы нужно найти научно обоснованные ограничения, в противном случае решением уравнения (3) будет неограниченный рост денежной массы в стране, теоретически увеличивающий объемы ВВП.

В качестве ограничивающего условия выберем спрос на денежную массу со стороны экономических агентов. Согласно монетарной теории Дж. Кейнса, спрос на денежную массу зависит от объема ВВП (транзакционный спрос), от уровня банковских процентных ставок (спекулятивный спрос) и не зависит от инфляции [26, с. 88]:

$$M = kY + \xi \frac{1}{r}, \quad (4)$$

где Y — ВВП; r — средневзвешенная банковская процентная ставка по кредитам нефинансовым организациям на срок свыше трех лет; k и ξ — коэффициенты пропорциональности. В несколько модифицированной форме эта зависимость представлена в статье S. Goldfeld et al. [27]:

$$\ln(M_t) = a + b \ln(M_{t-1}) + c \ln(Y_t) + d \ln(r_t). \quad (5)$$

В уравнении (5) так же, как и в уравнении (4) предполагается, что спрос на денежную массу зависит от объемов ВВП и от уровня банковских процентных ставок. Кроме того, S. Goldfeld предположил, что текущий уровень денежной массы зависит от прошлых ее значений, что вполне реально. Форма уравнения (5) предполагает, что зависимость между его переменными является нелинейной. Исходная функция до логарифмирования имеет следующий вид:

$$M_t = g \cdot M_{t-1}^b \cdot Y_t^c \cdot r_t^d, \quad (6)$$

где $a = \ln(g)$. Уравнение (6) по форме аналогично известной в экономике функции Кобба–Дугласа. Продифференцируем по времени равенство

(6) при условии $\frac{dY}{dt} > 0$, получим ограничение (9)

на прирост денежной массы (8). В нашу модель не будет включено уравнение, описывающее предложение денежной массы, потому что оно практически полностью контролируется действиями ЦБ РФ и коммерческих банков.

Таким образом, систему уравнений, решение которой позволит определить приращение денежной массы, ускоряющее темпы прироста российского ВВП, можно записать следующим образом:

$$q_t = \frac{1}{M_t} \frac{dM_t}{dt} + \frac{1}{V_t} \frac{dV_t}{dt} - \pi_t \rightarrow \max, \quad (7)$$

$$M_t = g \cdot M_{t-1}^b \cdot Y_t^c \cdot r_t^d, \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \frac{dM_t}{dt} \leq & gb \cdot M_{t-1}^{b-1} \cdot Y_t^c \cdot r_t^d \cdot \frac{dM_{t-1}}{dt} + \\ & + gc \cdot M_{t-1}^b \cdot Y_t^{c-1} \cdot r_t^d \cdot \frac{dY_t}{dt} + gd \cdot M_{t-1}^b \cdot Y_t^c \cdot r_t^{d-1} \cdot \frac{dr_t}{dt}, \end{aligned} \quad (9)$$

$$Y_t = a \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta, \quad (10)$$

$$V_t = \frac{Y_t}{M_t}, \quad (11)$$

$$\frac{dV_t}{dt} = a \left[\alpha \cdot \frac{K_t^{\alpha-1} L_t^\beta}{M_t} \cdot \frac{dK_t}{dt} + \beta \cdot \frac{K_t^\alpha L_t^{\beta-1}}{M_t} \cdot \frac{dL_t}{dt} - \frac{K_t^\alpha L_t^\beta}{M_t^2} \cdot \frac{dM_t}{dt} \right], \quad (12)$$

$$dY_t = \alpha_1 + \beta_1 \cdot dY_{t-1} + \beta_2 \cdot dY_{t-2} + \beta_3 \cdot t, \quad (13)$$

$$dr_{t+1} = \mu \cdot dt + \sigma \times \varepsilon \cdot \sqrt{dt}, \quad (14)$$

$$\frac{dK_{t+1}}{dt} = (v^e - \mu^e) \cdot K_t, \quad (15)$$

В качестве функции, которая наиболее адекватным образом описывает динамику ВВП, также выберем производственную функцию Кобба–Дугласа (10), где K — стоимость основных фондов в стране; L — численность занятых в экономике. При проведении расчетов для учета инфляционных процессов в качестве Y_t использовался временной ряд значений реального ВВП. Приращение скорости денежного обращения (12) было найдено путем дифференцирования по времени уравнения, применяемого для нахождения скорости обращения денег V , равенство (11). Для нахождения годовых приращений ВВП (13), входящих в неравенство (9), воспользуемся векторной авторегрессией. Учитывая высокую волатильность приращений банковских процентных ставок по ссудам нефинансовым организациям, для их аппроксимации воспользуемся моделью Винера (14), показавшей наиболее адекватные результаты в анализе этой переменной, где μ — математическое ожидание приращения процентных ставок; σ — стандартное отклонение этих приращений; ε — случайная величина, имеющая стандартизованное нормальное распределение; dt — интервал времени. Ожидаемое приращение в течение года стоимости основного капитала определяется формулой (15), где v^e — ожидаемое значение коэффициента обновления основных фондов; μ^e — ожидаемое значение коэффициента выбытия основных фондов (краткое описание расчетов этих величин приведено в табл. 1).

Эмпирический анализ. Система уравнений (7)–(15) включает одно уравнение (7) на экстремум, одно неравенство, а также семь уравнений, ограничивающих область допустимых значений целевой функции. Такие системы уравнений решаются при помощи метода множителей Лагранжа, т.е. необходимо найти производную темпов прироста ВВП по денежной массе с учетом ограничивающих соотношений (меню «Поиск решения» в Excel). Но прежде всего нужно рассчитать коэффициенты этих уравнений. Коэффициенты g , b , c и d можно найти из уравнения (8), предварительно прологарифмировав его. Временной интервал данных, на базе которых строится регрессия, составляет 1997–2024 гг. Значение ВВП для IV квартала 2024 г. получено прогнозным путем. В расчетах будем использовать значения реального ВВП, которые можно получить делением номинального ВВП какого-либо года на дефлятор ВВП этого же года. Применение в расчетах значе-

ний реального ВВП связано с тем, чтобы избавиться от влияния инфляции в оценке валового внутреннего продукта.

Перед построением регрессионного уравнения необходимо осуществить проверку на стационарность динамики временных рядов, которые будут использованы в расчетах. Анализ на стационарность был осуществлен при помощи расширенного теста Дики–Фуллера, реализованного в программе Gretl. Расчеты показали, что прологарифмированные временные ряды M , Y и r , которые участвуют в регрессионном анализе, уравнение (8), являются стационарными при выполнении тестов с константой и трендом для $\ln(M)$ и с константой для $\ln(Y)$ и $\ln(r)$. Коэффициенты уравнения (8) получились следующие:

$$M_t = M_{t-1}^{0,75} \cdot Y_t^{0,25} \cdot r_t^{-0,09}. \quad (16)$$

Коэффициенты уравнения (8) равны: $g = 1$, так как $a = 0$ (константа уравнения 8 оказалась статистически незначимой); $b = 0,75$; $c = 0,25$; $d = -0,09$. Статистические характеристики этой модели следующие: $R^2 = 0,96$, t -статистика Стьюдента его коэффициентов b равна 20; c равна 6; d равна $-2,04$; статистика Дарбина — Уотсона составляет 1,8. Тест Уайта при уровне значимости 0,05: $\chi_{\text{расч.}}^2 = 9,7$; $\chi_{\text{крит.}}^2 = 16,1$. Уравнение получилось с хорошими прогнозными характеристиками. Обращает на себя внимание отрицательная степень над переменной r (ставки по долгосрочным ссудам), т.е. при увеличении уровня банковских процентных ставок денежная масса начинает снижаться. При увеличении же ВВП спрос на денежную массу начинает расти, т.е. все знаки у коэффициентов бета уравнения (8) соответствуют экономической теории Дж. Кейнса, уравнение (4).

Рассчитаем коэффициенты регрессии уравнения (10). Для этого соберем данные по динамике стоимости основных фондов в стране, численности занятых в возрасте от 15 до 72 лет в РФ и объемах ВВП с 2000 по 2023 г. включительно. Стационарными оказались ряды $\ln(L_t)$ и $\ln(K_t)$. В результате были получены следующие значения для коэффициентов уравнения (10):

$$Y_t = 1,4504 \cdot 10^{-51} \cdot K_t^{0,58} \cdot L_t^{10,508}. \quad (17)$$

Статистические характеристики этой модели: $R^2 = 0,91$, t -статистика Стьюдента его коэффициентов соответственно равна -10 ; $14,2$; $9,5$; статистика Дарбина–Уотсона составляет 1,38. Тест Уайта при уровне значимости 0,05: $\chi_{\text{расч.}}^2 = 2,34$;

$\chi_{\text{крит.}}^2 = 16,9$. Уравнение получилось с неплохими прогнозными характеристиками. Проверим точность аппроксимации ВВП, например, для 2020 г. при помощи модели (17):

$$Y_t = 1,4504 \cdot 10^{-51} \cdot 362\,191\,650^{0,572594} \cdot 70\,976,9^{10,5079} = 108\,977,3, \quad (18)$$

что достаточно близко к величине российского ВВП в этом году (107 658,2 млрд руб.).

Математическое ожидание инфляции в 2024 г., если анализировать интервал годовых значений этой переменной с кризисного 2008 по 2024 г., составляет 7,4%, однако фактическое значение инфляции за первые 11 месяцев 2024 г. уже составило 8,1%. Банк России ожидает инфляцию в 2025 г. на уровне 4%¹, поэтому для расчетов возьмем среднее значение, т.е. 7,4% годовых.

В качестве банковской процентной ставки выберем средневзвешенную процентную ставку по кредитам нефинансовым организациям на срок свыше 3 лет в конце года. Выбор именно этой ставки обусловлен тем, что на динамику ВВП оказывают влияние инвестиции в основные фонды предприятий, которые осуществляются за счет долгосрочного кредитования. Для аппроксимации значения величины ε в уравнении (14) воспользуемся генератором случайных чисел, заложенным в Excel, при помощи вызова в ячейке двух функций =НОРМСТОБР(СЛЧИС()).

Рассчитанные в декабре 2024 г. коэффициенты для системы уравнений (7)–(15) представлены в табл. 1.

При решении системы уравнений (7)–(15) были получены результаты, приведенные в табл. 2.

Расчеты показывают, что если прирост денежной массы в 2025 г. окажется на уровне выше среднего арифметического значения этой величины за последние три года (15 582,73 млрд руб.) и составит величину 17 453 млрд руб. (максимально допустимую неравенством 9), то темпы прироста российского ВВП могут составить 6,1% в год. В случае, если прирост денежной массы выбрать по нижней границе допустимого интервала (9 000 млрд руб.), то экономический рост в стране окажется практически нулевым.

¹ Среднесрочный прогноз Банка России по итогам заседания Совета директоров по ключевой ставке 16 февраля 2024 г. URL: https://www.cbr.ru/Collection/Collection/File/48891/forecast_240216.pdf (дата обращения: 12.01.2025).

Таблица 1 / Table 1

Числовые значения коэффициентов системы уравнений (7)–(15) / Numerical Values of the Coefficients of the System of Equations (7)–(15)

Наименование константы / Name of the constant	Числовое значение константы / Numeric value of a constant	Наименование константы / Name of the constant	Числовое значение константы / Numeric value of a constant
$v^e = M(v)$ – математическое ожидание коэффициента обновления основных фондов за период 2009–2023 гг., %	4,23	g	1 (5,3)
$\mu^e = M(\mu)$ – математическое ожидание коэффициента выбытия основных фондов за период 2009–2023 гг., %	0,78	b	0,75 (20)
K_{2023} – стоимость основных фондов в РФ в 2023 г. (в млн руб.) по полной учетной стоимости	460 370 094	c	0,25 (6)
K_{2024} – прогноз стоимости основных фондов в РФ в конце 2024 г. (в млн руб.) по полной учетной стоимости K_{2025} – прогноз стоимости основных фондов в РФ в 2025 г. (в млн руб.) по полной учетной стоимости	498 718 922 540 262 209	d	–0,09 (–2,04)
Прогноз M_t – денежной массы M2 на 01.01.2025, млрд руб.	113 001,1	a_1	0
$E\left(\frac{dL_t}{dt}\right)$ – ожидаемое приращение численности занятых в возрасте 15–72 года в РФ (в тыс. чел.) в 2025 г.	308,7	β_1	0
$\pi_t = E(\pi)$ – математическое ожидание индекса потребительских цен в РФ (интервал для оценки – 2008–2024 гг.), %	7,4	β_2	0
a	$1,4504 \cdot 10^{-51}$ (–10)	β_3	440 (7,5)
α	0,58 (14,2)	μ	0,462
β	10,508 (9,5)	σ	1,89

Источник / Source: составлено авторами / Compiled by the authors.

Примечание / Note: в круглых скобках указана t-статистика Стьюдента для коэффициентов регрессии / in parentheses is the Student's t-statistic for the regression coefficients.

у которой низкий уровень коэффициента монетизации экономики, не стоит опасаться всплеска инфляции при увеличении денежной эмиссии и росте денежной мультипликации, во всяком случае, в ближайшие годы.

ВЫВОДЫ

Подводя итог проведенному исследованию, сформулируем основные выводы, касающиеся активизации эмиссионного процесса как одного из мощнейших рычагов роста российской экономики.

Во-первых, при помощи построенной динамической стохастической модели получено значение годового приращения денежной массы, сбалансированного с изменением скорости обращения денег, а также с прогнозными на 2025 г. приращениями ВВП, численности занятых и банковской процентной ставки по долгосрочным ссудам. Приращение денежной массы в таком объеме, ограниченном уравнением обмена И. Фишера, не приведет к росту инфляции, но и не позволит выйти российской экономике на траекторию устойчивого экономического роста. Для ускорения роста экономики нужно перейти к денежно-кредитной политике, позволяющей осуществлять более масштабную денежную эмиссию.

Во-вторых, проведенный статистический анализ взаимосвязи между динамикой денежной массы и ВВП обнаружил ее нелинейность, что позво-

лило рассчитать годовые приращения денежной массы, при которых будет происходить рост российского ВВП, а в экономике не будет накапливаться избыточной денежной массы. Ускоренная денежная эмиссия в пределах, установленных в данной работе, не приведет к росту инфляции, так как на данном этапе развития российской экономики статистическая связь между динамикой денежной массы и инфляции отсутствует.

В-третьих, в качестве методов денежной эмиссии с пониженным инфляционным риском можно предложить следующее:

а) финансирование государственных инфраструктурных и инвестиционных проектов путем приобретения соответствующих облигаций;

б) повышение доли золота в структуре российских международных резервов до 80% как в развитых странах, что поддержит золотодобывающую и смежные отрасли промышленности, обезопасит эту часть золотовалютных резервов от конфискации, поставит заслон на пути проникновения зарубежной инфляции в страну при формировании золотовалютных резервов.

Таким образом, российские монетарные власти обладают очень мощным и эффективным рычагом воздействия на реальный сектор экономики, поэтому было бы логично расширить список основных инструментов денежно-кредитной политики, добавив в него, кроме ключевой ставки, еще и денежную массу.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

1. Абрамова М. А., Дубова С. Е., Баярсайхан З. Формально-функциональный анализ роли денег в воспроизводственном процессе: новые аспекты современной теории денег. *Финансы: теория и практика*. 2021;25(3):66–89. DOI: 10.26794/2587–5671–2021–25–3–66–89
Abramova M. A., Dubova S. E., Bayarsaikhan Z. Formal and functional analysis of the role of money in the reproduction process: New aspects of the modern theory of money. *Finance: Theory and Practice*. 2021;25(3):66–89. DOI: 10.26794/2587–5671–2021–25–3–66–89
2. Глазьев С. Ю. Как денежно-кредитная политика угнетает экономический рост в России и Евразийском экономическом союзе. *Российский экономический журнал*. 2022;(2):4–20. DOI: 10.33983/0130–9757–2022–2–4–20
Glaziev S. Yu. How monetary policy depresses economic growth in Russia and the Eurasian Economic Union. *Rossiiskii ekonomicheskii zhurnal = Russian Economic Journal*. 2022;(2):4–20. (In Russ.). DOI: 10.33983/0130–9757–2022–2–4–20
3. Ершов М. В. Некоторые особенности текущего развития и возможные инструменты роста экономики. *Научные труды Вольного экономического общества России*. 2023;239(1):356–364. DOI: 10.38197/2072–2060–2023–239–1–356–364
Ershov M. V. Some features of the current development and possible instruments of economic growth. *Nauchnye trudy Vol'nogo ekonomicheskogo obshchestva Rossii = Scientific Works of the Free Economic Society of Russia*. 2023;239(1):356–364. (In Russ.). DOI: 10.38197/2072–2060–2023–239–1–356–364
4. Сухарев О. С. Денежно-кредитная политика экономического роста: тормозящий накопительный эффект. *Общество и экономика*. 2023;(1):5–26. DOI: 10.31857/S 020736760023986–3
Suharev O. S. Monetary policy for economic growth in Russia: Accumulative slowing effect. *Obshchestvo i ekonomika = Society and Economy*. 2023;(1):5–26. (In Russ.). DOI: 10.31857/S 020736760023986–3

5. Mishkin F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*. 1995;9(4):3–10. DOI: 10.1257/jep.9.4.3
6. Nizhegorodtsev R., Goridko N. The impact of money supply on economic growth: Theory, experience, modelling. *Handbook on Economics, Finance and Management Outlooks*. 2015;3:66–72. URL: [https://www.conscientiabeam.com/ebooks/11-3rdICEFMO-679-2015-\(66-72\).pdf](https://www.conscientiabeam.com/ebooks/11-3rdICEFMO-679-2015-(66-72).pdf)
7. Friedman M., Schwartz A. J. Money and business cycles. *The Review of Economics and Statistics*. 1963;45(1):32–64. DOI: 10.2307/1927148
8. Lucas R. E., Jr. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*. 1972;4(2):103–124. DOI: 10.1016/0022-0531(72)90142-1
9. Belongia M. T., Ireland P. N. Money and output: Friedman and Schwartz revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2016;48(6):1223–1266. DOI: 10.1111/jmcb.12332
10. Evans O., Saibu O. Quantifying the impact of monetary and exchange rate policies on economic diversification in Nigeria. *Nigerian Journal of Economic and Social Studies*. 2017;59(1):131–152. URL: https://www.researchgate.net/publication/326736721_QUANTIFYING_THE_IMPACT_OF_MONETARY_AND_EXCHANGE_RATE_POLICIES_ON_ECONOMIC_DIVERSIFICATION_IN_NIGERIA
11. Evans O. Money, inflation and output in Nigeria and South Africa: Could Friedman and Schwartz be right? *Journal of African business*. 2019;20(3):392–406. DOI: 10.1080/15228916.2019.1581012
12. Jarociński M., Lenza M. An inflation-predicting measure of the output gap in the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2018;50(6):1189–1224. DOI: 10.1111/jmcb.12496
13. Zhang X., Liu X., Hang J., Yao D. The dynamic causality between commodity prices, inflation and output in China: A bootstrap rolling window approach. *Applied Economics*. 2018;50(4):407–425. DOI: 10.1080/00036846.2017.1321835
14. Benchimol J. Money and monetary policy in Israel during the last decade. *Journal of Policy Modeling*. 2016;38(1):103–124. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2015.12.007
15. Canova F., Menz T. Does money matter in shaping domestic business cycles? An international investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2011;43(4):577–607. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2011.00388.x
16. Caraianni P. Money and output causality: A structural approach. *International Review of Economics & Finance*. 2016;42:220–236. DOI: 10.1016/j.iref.2015.12.001
17. El-Shagi M., Giesen S. Money and inflation: Consequences of the recent monetary policy. *Journal of Policy Modeling*. 2013;35(4):520–537. DOI: 10.1016/j.jpolmod.2013.03.014
18. Сандоян Э. М., Акопян Л. М. Неинфляционная монетизация экономики как фактор экономического развития. *Вестник Нижегородского университета им. Н. И. Лобачевского*. 2008;(6):204–207. URL: http://www.unn.ru/pages/e-library/vestnik/99999999_West_2008_6/34.pdf
Sandoyan E. M., Akopyan L. M. Non-inflation monetization of the economy as a factor of economic development. *Vestnik Nizhegorodskogo universiteta im. N. I. Lobachevskogo = Vestnik of Lobachevsky State University of Nizhni Novgorod*. 2008;(6):204–207. (In Russ.). URL: http://www.unn.ru/pages/e-library/vestnik/99999999_West_2008_6/34.pdf
19. Dai G. China's monetary policy: Too tight? *China & World Economy*. 2002;10(1):16–20.
20. Haug A., Dewald W. Money, output and inflation in the longer term: Major industrial countries 1880–2001. *Economic Inquiry*. 2012;50(3):773–787. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2011.00382.x
21. Woodford M. How important is money in the conduct of monetary policy? *Journal of Money, Credit and Banking*. 2008;40(8):1561–1598. DOI: 10.1111/j.1538-4616.2008.00175.x
22. Hossain A. A. Empirical relationships among money, output and consumer prices in nine Muslim-majority countries. *Journal of Asian Economics*. 2014;31–32:42–56. DOI: 10.1016/j.asieco.2014.04.002
23. Фишер И. Покупательная сила денег. Пер. с англ. М.: Дело; 2001. 320 с.
Fisher I. The purchasing power of money: Its determination and relation to credit, interest and crises. New York, NY: The Macmillan Co.; 1911. 515 p. (Russ. ed.: Fisher I. Pokupatel'naya sila deneg. Moscow: Delo; 2001. 320 p.).
24. Косой А. М. Современные деньги. *Деньги и кредит*. 2002;(6):42–52.
Kosoi A. M. Modern money. *Den'gi i kredit = Russian Journal of Money and Finance*. 2002;(6):42–52. (In Russ.).
25. Иванченко И. С. Применение формулы Фишера в анализе динамики российской денежной массы. *Вопросы статистики*. 2005;(2):66–70.
Ivanchenko I. S. Application of the Fisher formula in the analysis of the dynamics of the Russian money supply. *Voprosy statistiki*. 2005;(2):66–70. (In Russ.).

26. Кейнс Дж. Общая теория занятости, процента и денег. Пер. с англ. М.: Гелиос АРВ; 1999. 352 с.
Keynes J.M. The general theory of employment, interest and money. London: Macmillan; 1936. 383 p. (Russ. ed.: Keynes J.M. Obshchaya teoriya zanyatosti, protsenta i deneg. Moscow: Gelios ARV; 1999. 352 pp.
27. Goldfeld S.M., Duesenberry J., Poole W. The demand for money revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1973;(3):577–646. DOI: 10.2307/2534203

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ / ABOUT THE AUTHORS



Игорь Сергеевич Иванченко — доктор экономических наук, профессор, преподаватель кафедры финансового мониторинга и финансовых рынков, Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону, Россия

Igor S. Ivanchenko — Dr. Sci. (Econ.), Prof., Lecturer, Department of Financial Monitoring and Financial Markets, Rostov State University of Economics (RINH), Rostov-on-Don, Russia

<https://orcid.org/0000-0002-9268-2103>

Автор для корреспонденции / Corresponding author:

ivanchenko_is@mail.ru



Людмила Ивановна Ниворожкина — доктор экономических наук, профессор, заведующая кафедрой статистики, эконометрики и оценки рисков, Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону, Россия

Ludmila I. Nivorozhkina — Dr. Sci. (Econ.), Prof., Head of the Department of Statistics, Econometrics and Risk Assessment, Rostov State University of Economics (RINH), Rostov-on-Don, Russia

<https://orcid.org/0000-0003-3452-3101>

lin45@mail.ru

Конфликт интересов: авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Conflicts of Interest Statement: The authors have no conflicts of interest to declare.

Статья поступила в редакцию 13.08.2023; после рецензирования 20.09.2023; принята к публикации 27.09.2023.

Авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.

The article was submitted on 13.08.2023; revised on 20.09.2023 and accepted for publication on 27.09.2023.

The authors read and approved the final version of the manuscript.