



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

ПРОВЕРКА НОВОГО СПОСОБА ОЦЕНКИ НЕЙТРАЛЬНОЙ ПРОЦЕНТНОЙ СТАВКИ

Департамент-Центр исследований и аналитики

Экономическое исследование №2026-2
Рабочая статья

Темиргалиев К.Т.

Экономические исследования Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также других научно-исследовательских работ сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий.

Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Проверка нового способа оценки нейтральной процентной ставки

Февраль 2026

NBRK – WP – 2026 – 02

© National Bank of the Republic of Kazakhstan (год). Все права сохранены. Краткие выжимки не более одного параграфа могут цитироваться без разрешения автора при наличии ссылки на источник.

ISSN: 2789-150X

Проверка нового способа оценки нейтральной процентной ставки

Темиргалиев Куаныш Темиргалиевич¹

Аннотация

Данная статья посвящена применению метода оценки нейтральной процентной ставки, предложенного Л. Бенати (2023), к данным Казахстана. Метод основывается на наблюдении Л. Бенати (2020) об отношении скорости обращения денежного агрегата М1 и краткосрочных ставок. Протестированы условия необходимые для применения метода в Казахстане. На текущий момент использование метода без модификации не позволяет получить реалистичный уровень оценки, однако косвенные факторы указывают на то, что скорость обращения несет в себе информацию о движении нейтральной ставки.

Ключевые слова: нейтральная ставка, скорость обращения, коинтеграция

Классификация JEL: E43, E52

¹Темиргалиев Куаныш Темиргалиевич – главный специалист Управления исследований финансовых рынков Департамента-Центра исследований и аналитики. Email: kuanysh.temirgaliyev@nationalbank.kz

1. Введение

Как правило, в работах по оценке нейтральной процентной ставки цитируют Уикселя и его труд «Процент и цены»: «...существует определенный процент по займам, являющийся нейтральным по отношению к ценам на товары, не подталкивающий цены к понижению или росту»². Истоки идеи можно отследить еще раньше, в выступлениях Г. Торнтон перед Парламентом в 1810 году, где упоминалось, что разрыв между ставкой Банка Англии и ставкой на рынке приводит к дисбалансу цен.

Несмотря на то, что идее больше 200 лет, популярность она начала приобретать только в конце 20-го столетия с переходом центральных банков на режим инфляционного таргетирования. И зачастую именно для таких банков вопрос оценки этого показателя стоит остро. Казахстан перешел на режим инфляционного таргетирования в 2015 году. Оценку нейтральной процентной ставки периодически проводит МВФ (IMF (2017), IMF (2025)) в рамках консультаций страны согласно статье IV, однако иных оценок помимо этих немного.

Существует несколько методов оценки нейтральной процентной ставки. Наиболее известными работами по этой теме являются труды Laubach-Williams (2003) и Holston-Laubach-Williams (2017, 2023). Метод основан на взаимодействии системы уравнений “инвестиции-сбережения” и кривой Филлипса, а нейтральная ставка при этом фундаментально связана с ростом экономики. Данная система оценивается с помощью фильтра Калмана. В этом методе нейтральной ставкой является ставка, которая приводит процентный разрыв к нулю при заданном разрыве производства.

Нейтральную ставку также можно оценить, построив динамическую стохастическую модель общего равновесия, как к примеру, Barsky, Justiniano and Melosi (2014), Okazaki and Sudo (2018).

В качестве нейтральной ставки может быть также принят долгосрочный тренд, извлеченный из временного ряда ставок (Del Negri et al. 2017, Kiley 2020a), или ожидаемый путь развития краткосрочных ставок, извлеченный из кривой доходности (Kim, Walsh and Wei, 2019, Bauer and Rudebusch, 2020).

В 2023 году Бенати предложил новый альтернативный способ оценки нейтральной ставки, основанный на его наблюдении о взаимосвязи скорости обращения денежного агрегата M1 и краткосрочной ставки. Настоящая работа посвящена проверке этого метода для Казахстана.

2. Методология и данные.

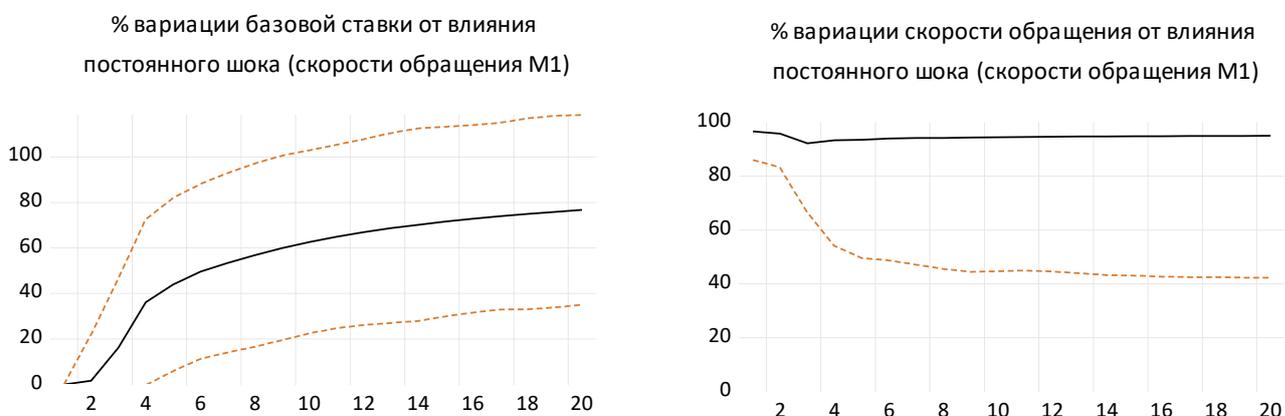
Данные о ВВП (методом производства) и инфляции взяты с сайта Бюро национальной статистики. Данные о денежном агрегате M1 доступны на сайте Национального Банка Республики Казахстан в разделе денежно-кредитной и банковской статистики. Временные ряды очищены от сезонности методом Х-

² Перевод автора

ARIMA-12. Все вычисления произведены в программном обеспечении Eviews 12.

В своей работе Бенати обращает внимание и находит подтверждение взаимосвязи между скоростью обращения денежного агрегата М1 и краткосрочной ставкой (Benati, 2020). Скорость обращения денег равна отношению номинального ВВП и соответствующего денежного агрегата. Концептуально, метод Бенати заимствует у Cochrane (1994), в статье которого описывается, каким образом потребление может быть использовано в качестве предиктора для ВВП. Шоки делятся на постоянные и временные, и только постоянные шоки оказывают эффект на потребление. Иными словами, потребление изменится, только если агент считает, что изменение его дохода постоянно. Аналогично, денежный агрегат М1 реагирует только на постоянные шоки М1, т.е. изменится только при условии, что посчитает этот шок следствием изменения ключевой ставки. На примере нескольких стран Бенати демонстрирует это путем разложения вариации. Следовательно, изменения, происходящие со скоростью обращения денежного агрегата М1, практически полностью происходят из-за постоянного шока. Результаты аналогичного упражнения для Казахстана изображены на графике 1. Построив простую модель векторной авто регрессии из двух переменных можно увидеть, что данное наблюдение верно и для Казахстана.

График 1. Декомпозиция вариативности



Согласно результатам теста Adjusted Dickey-Fuller, на единичный корень, базовая ставка и скорость обращения М1 нестационарны в уровнях и стационарны в разностях первого порядка. Инфляция же стационарна в уровне.

Таблица 1. Результаты теста на стационарность (p-values)

	Базовая ставка	Скорость обращения М1	Инфляция
Уровни	0.328	0.5501	0.0190
Разность первого порядка	0.0004	0.0000	0.0003

По результатам теста на коинтеграцию между базовой ставкой и скоростью обращения М1 на уровне значимости в 10% удается отклонить

нулевую гипотезу об отсутствии не более одного коинтеграционного уравнения для спецификации log-log только для временного интервала с 1 квартала 2015 года по 2 квартал 2025 года.

Проделав аналогичное упражнение для Казахстана, а также вкуче с проведенными статистическими тестами, наблюдаем, что первоначальные условия для проверки метода соблюдаются.

Формально модель выглядит следующим образом. Краткосрочная ставка состоит из постоянного и временного компонента. Постоянный компонент является «случайным блужданием». Временный – авторегрессионный компонент порядка p .

$$R_t = R_t^P + R_t^T \quad (1)$$

$$R_t^P = R_{t-1}^P + u_t \quad (2)$$

$$R_t^T = \phi_1 R_{t-1}^T + \dots + \phi_p R_{t-p}^T + v_t \quad (3)$$

Скорость обращения зависит только от постоянного компонента процентной ставки.

$$V_t = \alpha + \beta R_t^P + \eta_t \quad (4)$$

В свою очередь, согласно уравнению Фишера, постоянные шоки процентной ставки могут быть представлены как сумма шоков постоянного компонента инфляции и шоков нейтральной ставки.

$$R_t^P = \pi_t^P + r_t^N \quad (5)$$

В случае, когда инфляция стационарна, либо центральный банк оперирует в режиме инфляционного таргетирования, т.е. пытается привести инфляцию к стационарности или иными словами $\pi_t^P = 0$, оценка нейтральной процентной ставки сводится к оценке коинтеграционного уравнения методом наименьших квадратов. Бенати подтверждает, что в большинстве исследуемых странах инфляция стационарна.

$$\begin{bmatrix} \Delta V_t \\ \Delta R_t \end{bmatrix} = \text{Constants} + \underbrace{\begin{bmatrix} 0 \\ \frac{1-\rho}{\beta} \end{bmatrix}}_{\text{Loadings}} \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & -\beta \end{bmatrix}}_{\text{Cointegration vector}} \begin{bmatrix} V_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \text{Shocks} \quad (6)$$

$$[\Delta R_t, \Delta V1_t] = \beta * [R_{t-1}, V1_{t-1}] + \gamma * [\Delta R_{t-1}, \Delta V1_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (7)$$

Поскольку инфляция стационарна, и коинтеграция между переменным подтверждена, возможно перейти к прямой оценке нейтральной процентной ставки методом OLS. В данном случае оценку нейтральной процентной ставки можно произвести с помощью коинтеграционного уравнения, полученного из

модели векторной коррекции ошибок для двух переменных: базовой ставки и скорости обращения M1 (Уравнение 7). Результаты оценки нейтральной процентной ставки представлены на Графике 2. В Приложении 2 приведены статистические результаты оценки по проведенному исследованию.

График 2. Результаты оценки нейтральной процентной ставки



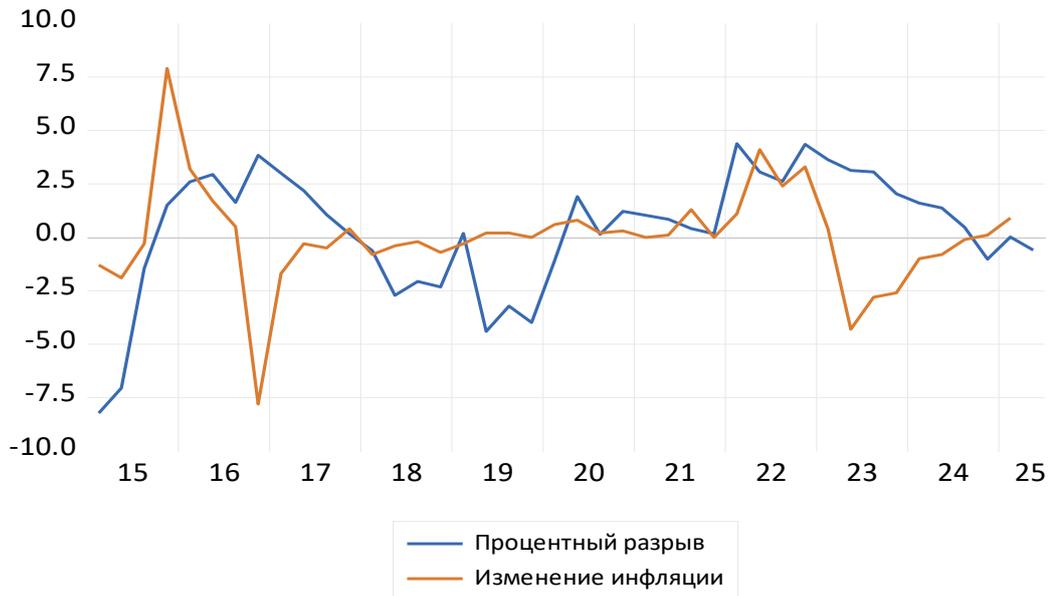
Чтобы найти реальную нейтральную ставку, необходимо из полученной оценки номинальной ставки вычесть либо (1) цель по инфляции центрального банка, либо (2) актуальную инфляцию за период. Способ с использованием цели может быть нецелесообразным, поскольку режим инфляционного таргетирования в первой половине 2015 года не действовал, в разные периоды после 2015 года значения цели менялись, а в последние несколько лет инфляционные ожидания сохранялись высокими со значительным превышением целевого уровня инфляции. Таким образом, для нахождения реальной нейтральной ставки представляется более корректным использовать ту же инфляцию, что и для нахождения реальной ставки.

Не существует общепринятого метода, способного подтвердить достоверность того или иного значения нейтральной процентной ставки. Как правило, исследователи сравнивают полученные оценки с результатами применения других методов. Так, МВФ оценивал нейтральную реальную ставку в Казахстане на уровне около 4% (IMF, 2017 и IMF, 2025).

В данной работе будет приведено сравнение полученной оценки с изменением инфляции и экономическим ростом. Процентный разрыв, определенный как, базовая ставка за вычетом оценки нейтральной ставки, и изменение инфляции, определенное как изменение ИПЦ за период, должны демонстрировать отрицательную корреляцию. На исследуемом промежутке между двумя рядами сложилась небольшая положительная корреляция, однако если выбрать период со 2 квартала 2016 года, корреляция станет отрицательной, но по-прежнему незначительной (-0,08). По эпизодам с 2016 до середины 2018 года, а также с середины 2022 очевидно замедление

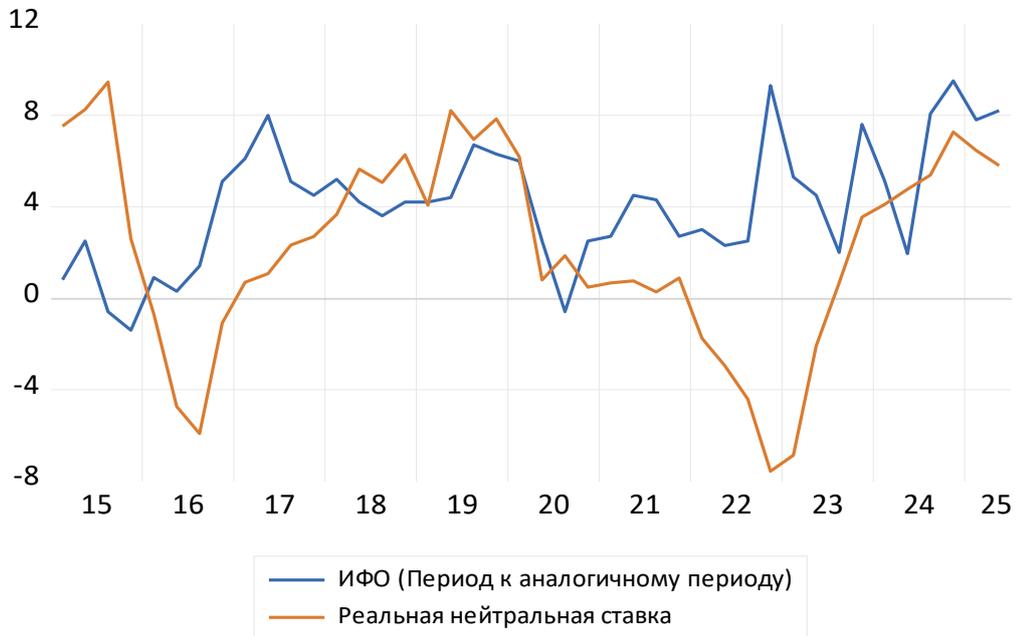
инфляции при положительном процентном разрыве и ее ускорение, когда разрыв уменьшается, что соответствует теории (График 3).

График 3. Процентный разрыв и изменение инфляции



Теория также гласит, что ставка должна расти в периоды экономического роста, что подтверждается положительной, но также небольшой, корреляцией (0,13) между оценкой реальной нейтральной ставки и темпами роста индекса физического объема (График 4).

График 4. Реальная нейтральная ставка и экономический рост



3. Выводы

Возможность применения нового метода оценки нейтральной ставки в Казахстане, согласно Бенати (2023), зависит от выбранного временного горизонта. Коинтеграцию между скоростью обращения М1 и базовой ставкой, являющуюся необходимым условием для построения модели векторной

коррекции ошибок, удастся подтвердить только с 2015 по 2 кв. 2025 г. на 10% уровне значимости. В качестве обоснованности оценки проведено ее сравнение с реальным ростом ВВП и изменением инфляции. В то время как косвенные факторы указывают на то, что скорость обращения М1 несет в себе информацию о нейтральной процентной ставке, оценка ее реального уровня все еще остается нетривиальной задачей.

Литература

1. Benati, L. (2020). Money velocity and the natural rate of interest. *Journal of Monetary Economics*, 116, 117-134.
2. Benati, L. (2023). A new approach to estimating the natural rate of interest. *Journal of Money, Credit and Banking*.
3. Blanchard, O. J., & Quah, D. (1988). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances.
4. Cochrane, J. H. (1994). Permanent and transitory components of GNP and stock prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 241-265.
5. Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2017). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of international economics*, 108, S59-S75.
6. Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2023). *Measuring the natural rate of interest after COVID-19* (No. 1063). Staff Reports.
7. International Monetary Fund. (2024). Republic of Kazakhstan: Selected Issues <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2024/047/articleA001-en.xml>
8. International Monetary Fund. (2025). Republic of Kazakhstan: 2024 Article IV Consultation-Press Release; and Staff Report <https://doi.org/10.5089/9798400299483.002>
9. Lahura E., Vega M., (2023). Estimation and assessment of measures of the natural rate of interest: Evidence from Latin American economies with inflation targeting. Working Papers 2023-014, Banco Central de Reserva del Perú.
10. Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063-1070.
11. Nakano, S., Sugioka, Y., & Yamamoto, A. (2023). Recent developments in measuring the natural rate of interest. *Bank of Japan Review*, 2023-E-2.
12. Rozenov, R. (2017). Kazakhstan—Equilibrium Real Interest Rate and Monetary Policy Rules. IMF Staff Country Reports, Volume 2017: Issue 109 <https://doi.org/10.5089/9781475598759.002.A002>

Приложение

1. Тест на коинтеграцию в спецификации log-log

Date: 11/18/25 Time: 14:25
 Sample: 2015Q1 2025Q2
 Included observations: 42
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOG(BASE_RATE) LOG(V1)
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.209638	13.97595	15.49471	0.0836
At most 1 *	0.092894	4.094830	3.841465	0.0430

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.209638	9.881122	14.26460	0.2198
At most 1 *	0.092894	4.094830	3.841465	0.0430

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LOG(BASE_RAT E)	LOG(V1)
-3.816853	9.288175
-0.783209	-12.17185

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG(BASE_R ATE))	0.057286	0.014694
D(LOG(V1))	-0.005597	0.017148

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 90.53425

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(BASE_RAT E)	LOG(V1)
1.000000	-2.433464 (1.16923)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG(BASE_R ATE))	-0.218653 (0.07712)
D(LOG(V1))	0.021361 (0.03645)

2. Результаты оценки модели векторной коррекции ошибок

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/18/25 Time: 15:57

Sample: 2015Q1 2025Q2

Included observations: 42

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1	
LOG(BASE_RATE(-1))		1.000000	
LOG(V1ALT(-1))		-2.433464 (1.16923) [-2.08126]	
C		0.229527	
Error Correction:	D(LOG(BASE_RATE))	D(LOG(V1ALT))	
CointEq1	-0.218653 (0.07712) [-2.83525]	0.021361 (0.03645) [0.58599]	
D(LOG(BASE_RATE(-1)))	0.340652 (0.14896) [2.28689]	0.035919 (0.07041) [0.51014]	
D(LOG(BASE_RATE(-2)))	-0.025276 (0.15183) [-0.16647]	-0.007253 (0.07177) [-0.10106]	
D(LOG(V1ALT(-1)))	-0.253632 (0.38296) [-0.66229]	-0.162811 (0.18102) [-0.89942]	
D(LOG(V1ALT(-2)))	0.168203 (0.36914) [0.45566]	0.164377 (0.17449) [0.94205]	
C	0.018509 (0.02069) [0.89446]	0.003157 (0.00978) [0.32275]	
R-squared	0.307612	0.085246	
Adj. R-squared	0.211447	-0.041803	
Sum sq. resids	0.617264	0.137915	
S.E. equation	0.130944	0.061895	
F-statistic	3.198794	0.670968	
Log likelihood	29.02726	60.49913	
Akaike AIC	-1.096536	-2.595197	
Schwarz SC	-0.848298	-2.346958	
Mean dependent	0.026157	0.003935	
S.D. dependent	0.147458	0.060640	
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.26E-05	
Determinant resid covariance		4.60E-05	
Log likelihood		90.53425	
Akaike information criterion		-3.644488	
Schwarz criterion		-3.065265	
Number of coefficients		14	