

СТАБИЛЬНОСТЬ СПРОСА НА ДЕНЬГИ В РОССИИ В 2001 – 2019 гг.**Рубен Андреевич АРЦРУНИ**

аспирант,
 Российская академия народного хозяйства и государственной службы
 при Президенте Российской Федерации (РАНХиГС),
 Москва, Российская Федерация
 ruben-artsruni@yandex.ru
 ORCID: отсутствует
 SPIN-код: 9050-8517

История статьи:

Рег. № 478/2020
 Получена 17.08.2020
 Получена
 в доработанном виде
 31.08.2020
 Одобрена 14.09.2020
 Доступна онлайн
 29.10.2020

УДК 336.74

JEL: E41, E51

Ключевые слова:

спрос на деньги, тест
 Йохансена,
 коинтеграция, VECM

Аннотация

Предмет. Стабильность спроса на деньги в России в период с I квартала 2001 г. по IV квартал 2019 г.

Цели. Оценить долгосрочные и краткосрочные отношения между денежными агрегатами и их определяющими факторами.

Методология. Используется тест коинтеграции Йохансена и модель векторной коррекции ошибок (VECM). Тест Вальда применяется для проверки краткосрочной причинности.

Результаты. Тест совместной интеграции Йохансена установил долгосрочные отношения для M1 и M2. Однако оценки VECM показали, что краткосрочная взаимосвязь была выявлена только в M2. Обнаружено, что эффект замещения доминирует в российской экономике. В краткосрочной перспективе (модель VEC) комбинация переменных с M1 имела серийную корреляцию, а комбинация переменных с M2 показала, что широкий эффективный обменный курс (BEER) незначим. С учетом этого исследование продолжалось без BEER и также обнаружило стабильную связь в краткосрочной перспективе. Коэффициент корректировки показал, что около 9,7% дисбаланса в краткосрочной перспективе исправляется через один квартал. Установлено, что колебания обменного курса имеют эффект замещения валюты в России, это означает, что держатели валюты ожидают, что обменный курс продолжит падать.

Выводы и значимость. Понимание спроса на деньги может быть полезно, когда центральный банк использует нетрадиционную денежно-кредитную политику для регулирования нулевой процентной ставки. Функция спроса на деньги покажет центральному банку, насколько необходимо сократить денежную массу, чтобы повысить процентную ставку выше нуля. Очевидно, что для дальнейших исследований целесообразно изучить модель с разными составляющими ВВП.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2020

Для цитирования: Арцруни Р.А. Стабильность спроса на деньги в России в 2001 – 2019 гг. // *Финансы и кредит*. — 2020. — Т. 26, № 10. — С. 2328 – 2345.
<https://doi.org/10.24891/fc.26.10.2328>

Введение

Для поддержания благоприятного социально-экономического и инвестиционного климата Банк России обеспечивает стабильность цен и низкую инфляцию в экономике и таргетирует инфляцию на уровне 4%. Успех его политики (денежно-кредитной политики с таргетированием инфляции) зависит от стабильности денежного спроса, то есть от наличия долгосрочной связи между денежными агрегатами и детерминантами денежного спроса, такими как ВВП (валовой внутренний продукт) и процентная ставка.

Но Банк России не может напрямую влиять на эту политику через создание денежной массы. Согласно классической количественной теории, денежная масса является экзогенной, определяемой независимо от спроса. Однако посткейнсианцы утверждают, что денежная масса является эндогенной, поскольку все коммерческие банки создают деньги в форме ссуд и депозитов. На *рис. 1* графически представлено понятие экзогенности — вертикальная черта кривой LM (предложение денег не реагирует на спрос на деньги), и понятие эндогенности, которая представляет собой горизонтальную часть кривой LM.

В этой статье не рассматриваются споры о сравнении экзогенности и эндогенности, и принимается, что деньги могут быть как эндогенными, так и экзогенными, в зависимости от того, что подразумевается под деньгами, какие компоненты включены, какая денежная система рассматривается, какие меры принимает центральный банк, и что невозможно внести вклад во что-либо без ссылки на контекст [1].

До сих пор было проведено множество исследований с использованием отдельных стран (перекрестный анализ и анализ временных рядов) и групп стран (панельный анализ). Что касается отдельных стран, в исследовании спроса на деньги в Нигерии с использованием теста Грегори—Хансена для выявления пороговой коинтеграции [2] была оценена модель исправления ошибок (ЕСМ), которая показала стабильную функцию спроса для M2. Б.Б. Рао и Р. Сингх оценили спрос на деньги в Индии за полвека. Они продемонстрировали, что хотя РАМ (модель частичной корректировки) может быть впечатляющей на основе традиционных критериев (отсутствие серийной корреляции в остатках, гомоскедастичные остатки, правильная функциональная форма и т.д.), CUSUM-тест (совокупная сумма рекурсивных остатков) показал временную нестабильность и то, что остатки содержат единичный корень, поэтому авторы предположили, что РАМ не улавливает динамические корректировки, а степень соответствия предсказаний модели данным является сомнительной, и использовали ЕСМ, что обеспечило стабильный спрос на M1. Х.Х. Чо и М.Д. Рамирес [3] протестировали единичные корни, использовали тест Йохансена для проверки интеграции и оценили ЕСМ, а также VECM (модель векторной коррекции ошибок). Они обнаружили, что M2 лучше подходит для оценки стабильности спроса на деньги, чем M1 и что долгосрочная процентная ставка дает лучший результат, чем краткосрочная процентная ставка.

Что касается группы стран, Ф.С. Ньюма [4] оценил панельную коинтеграцию с помощью FMOLS (полностью модифицированный метод наименьших квадратов) для денежного спроса в долгосрочном периоде и модель фиксированных и случайных эффектов в краткосрочной перспективе для восьми стран Африки к югу от Сахары. Все исследуемые переменные были интегрированы первым порядком. Коинтеграционный панельный тест Педрони показал коинтеграцию. Обе модели дали состоятельные оценки переменных. Автор также рассмотрел преимущества панельных данных по сравнению с временными рядами или перекрестными данными. Панельные данные предоставляют большее количество информации (вариативность) и меньшую коллинеарность независимых переменных, поскольку они позволяют учесть межиндивидуальные различия.

Работ, посвященных изучению спроса на деньги в России, не так много. М. Бахмани-Оскоое, используя ежемесячные данные за период 1991—1997 гг., показал, что функция спроса в России, которая включает доход, уровень инфляции и обменный курс, нестабильна в течение периода исследования, поскольку график CUSUMSQ (кумулятивная сумма квадратов рекурсивных остатков) пересекает критические границы, хотя переменные коинтегрированы [5]. К.А. Сосунов [6] на квартальных данных за 2003—2012 гг. обнаружил коинтеграцию переменных с помощью теста Йохансена и показал, что большая часть краткосрочной волатильности объема держания денег может быть связана с низкой скоростью корректировки спроса, а не за счет необъясненных шоков.

Концептуальная модель

По примеру многих авторов общую модель спроса на деньги представим такой:

$$\frac{M}{P} = f(RGDP, R, BEER), \quad (1)$$

Где M , P , $RGDP$, R и $BEER$ обозначают, соответственно, денежные агрегаты, уровень цен, реальный национальный доход, доходность денег и широкий эффективный обменный курс. Альтернативная стоимость хранения наличных денег определяется доходностью денег, национальный доход используется в качестве показателя совокупного богатства, а широкий эффективный обменный курс оказывает два воздействия на спрос на деньги: эффект богатства и эффект замещения валюты. И. Сахадудин [7] разъясняет, что когда обменный курс обесценивается, собственники богатства, хранящие определенное количество иностранной валюты, становятся богаче с точки зрения их национальной валюты. Они будут переводить часть своих зарубежных активов (для поддержания фиксированной доли своего богатства) в национальные активы и, следовательно, будут увеличивать спрос на деньги (создавая эффект богатства). Но если у владельцев богатства появятся ожидания, что национальная валюта может и дальше падать, они увеличат долю иностранных активов (создавая эффект замещения), поскольку обесценивание валюты означает более высокие альтернативные издержки. В этом смысле обесценивание валюты снизит спрос на нее.

В дополнение к этим переменным другие исследователи, такие как Ф.С. Ньюма [4], оценили зависимость функции спроса путем включения ожидаемого уровня инфляции в (1), обосновывая, что финансовые рынки в развивающихся странах недостаточно развиты, что ограничивает обмен денег на финансовые активы. Ожидаемый уровень инфляции считается более подходящим показателем, поскольку в развивающихся странах можно с большей вероятностью обменять деньги на физические активы. Д.В. Бураков [8] ввел понятие кредитных агрегатов и предложил использовать $K1$ — совокупность кредитов нефинансовому сектору, предоставленных для покрытия основного и оборотного капитала, в качестве альтернативы зависимой переменной, $MIACR$ (среднемесячные фактические ставки по кредитам в рублях, предоставленным московскими банками) и $RGDP$ как независимые переменные. Автор применил этот подход, чтобы избежать недостатков показателя ВВП, поскольку он не учитывает финансовые операции на рынке активов, которые отражаются в $M2$. Кроме того, 90% денег создается банковской системой через денежный мультипликатор и зависит от их готовности сужать деньги. К.А. Сосунов [6] оценил функцию спроса с использованием модифицированного $M1$. Автор включил иностранную валюту в обращение в денежный агрегат, поскольку валютное замещение в то время играло значительную роль в российской экономике, что может быть вызвано высокой инфляцией, но с 2007 г. Банк России таргетирует показатель инфляции, тем самым обеспечивая стабильность цен и снижая спрос на иностранную валюту. С. Догува и другие [9] включили колебания обменного курса и спред, чтобы отразить эффект бегства капитала, замещения валюты и изменений на валютном рынке. Другие исследователи разделили альтернативные издержки на два компонента: собственную ставку денег и норму прибыли на активы, альтернативные деньгам. Они включают их в функцию спроса, потому что опущение одного из них приведет к нарушению отношений функции спроса на деньги.

Уравнение (1) можно задать так:

$$\log RM_t = \beta_0 + \beta_1 \log RGDP_t + \beta_2 R_t + \beta_3 BEER_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где RM (реальные денежные агрегаты) и $RGDP$ прологарифмированы. Л. Бенати и др. [10] указали на то, что \log -трансформация предпочтительнее для стран с высокой инфляцией, поэтому мы используем ее в данном анализе. ε_t — стохастическая ошибка. В литературе предполагается, что денежные агрегаты положительно связаны с $RGDP$, отрицательно — с реальной процентной ставкой R и положительно или отрицательно с $BEER$. Положительный знак $BEER$ будет указывать на наличие эффекта богатства, а отрицательный — на эффект замещения.

Данные

В этом исследовании используются два показателя спроса на реальные деньги: $M1$ и $M2$. Банк России определяет $M1$ как общую сумму наличных денег в обращении вне банковской системы, на текущих счетах резидентов (нефинансовых и

финансовых (кроме кредитных) организаций и физических лиц) и депозитах до востребования. $M2$ включает $M1$ плюс срочные вклады и прочие средства, привлеченные банковской системой. Оба агрегата выражены в национальной валюте и дефлированы ИПЦ (индексом потребительских цен). В качестве базового года ИПЦ взят 2000 г.

RDGP — номинальный ВВП в рублях, дефлированный по ИПЦ. Что касается доходности денег, в работе используются две меры: одна для $M1$ и другая для $M2$. Для $M1$ используется разница между средневзвешенным значением срочных депозитов со сроками погашения от одного дня до нескольких лет и депозитом до востребования ($WATD_{DD}$). Для $M2$ в статье рассматривается средневзвешенное значение срочных депозитов ($WATD$). Л. Болл [11] указал на то, что спрос на актив должен зависеть от доходности близких к активу заменителей. Близким заменителем $M1$ является доходность квазиденег, а именно, $WATD_{DD}$, а близкой заменой $M2$ является $WATD$.

BEER — это индекс средневзвешенной геометрической корзины двусторонних обменных курсов. Он служит мерой международной конкурентоспособности как компонент индексов денежно-кредитных/финансовых условий и как показатель передачи внешних шоков [12].

Данные о денежных агрегатах, депозитах до востребования и срочных депозитах взяты из различных выпусков статистического бюллетеня Банка России, ВВП и ИПЦ взяты из сведений Федеральной службы государственной статистики (Росстата), а *BEER* можно скачать на сайте Банка международных расчетов (БМР). Период выборки — с I квартала 2001 г. по IV квартал 2019 г., причем он был выбран потому, что для этого периода была доступна самая большая выборка ИПЦ с базовым 2000 г. Эта статья включает 76 наблюдений.

Эмпирический анализ

Тест на единичный корень

Перед проверкой коинтеграции необходимо проверить наличие единичного корня (процесс случайного блуждания и нестационарность). Стационарность важна для метода оценивания, потому что нестационарные переменные создают смещение при применении регрессии наименьших квадратов, а знание порядка интеграции показывает нам, какую модель выбрать для анализа. Среднее значение тренда — это типичное нарушение стационарности. Значение тренда может быть детерминированным или стохастическим. Стационарный относительно тренда (детерминированный тренд) может быть исправлен путем удаления тренда, стационарный в первых разностях (стохастический тренд) может быть удален путем дифференцирования ряда. Однако на практике трудно понять, следует ли удалить тренд, дифференцировать или то и другое вместе. Если мы ошибочно удалим тренд стохастического тренда, эффект ошибок все равно будет постоянным. Если мы

возьмем первую разницу детерминированного тренда, мы получим ошибки типа скользящего среднего [13].

Для проверки единичного корня мы использовали тесты стационарности — расширенный тест Дики—Фуллера (ADF), тест Филлипс—Перрона (PP), тест KPSS (Квятковского — Филлипса — Шмидта — Шина) и единичный корень точки излома. Нулевая гипотеза для ADF и PP — наличие единичного корня, альтернатива — стационарность. Нулевая гипотеза для KPSS — это стационарность относительно детерминированного тренда, альтернативой гипотезой является единичный корень. Отсутствие единичного корня в тесте KPSS не означает, что есть стационарность, но по замыслу стационарность относительно тренда. ADF, PP, KPSS сначала проводятся с использованием как константы и детерминированного тренда. Если коэффициент не значим, мы проводим тест только с использованием константы, а если он также незначителен, выбираем тест без константы и тренда. Также следует иметь в виду, что обычные тесты на единичный корень смещены в сторону нулевой гипотезы, если в данных есть структурный разрыв. Как показано на *рис. 2*, экономика России пострадала от двух негативных шоков — мирового финансового кризиса и финансового кризиса в России. Так что, мы проверили переменные на единичный корень со структурным разрывом.

Хотя расчеты показывают противоречивые результаты для денежных агрегатов, данная статья обнаруживает признаки нестационарности во всех шести переменных, предполагается, что они интегрированы первым порядком, поскольку первая разность показывает стационарность с использованием теста PP, который считается более эффективным, чем ADF. 5% считается слишком высоким уровнем риска отклонения нулевой гипотезы.

Анализ коинтеграции

Переменные уравнения (2) представляются стационарными при первой разности и интегрированы одного и того же порядка интегрирования — I (1). Чтобы дополнительно проверить актуальность модели, нам нужно протестировать коинтеграцию временных рядов или наличие долгосрочных отношений. Остатки уравнения метода наименьших квадратов (МНК) показали стационарность, то есть наличие коинтегрирующего отношения. Коинтеграция Йохансена была использована для определения коинтеграции нескольких временных рядов. Этот тест более подходящий для данного исследования, чем метод Энгла—Грейнджера (EG), потому что он допускает более одной коинтегрирующей связи и рассматривает причинность в обоих направлениях. Результаты теста зависят от длины лага. При квартальных данных мы можем использовать до восьми лагов. Информационный критерий Акаике (AIC) и информационный критерий Шварца (SIC) были выбраны для определения длины лага. Были оценены две возможные спецификации моделей, перечисленные в *табл. 2*. AIC предложил семь лагов для первой модели и восемь для второй.

Поскольку во вспомогательной регрессии (спецификация теста коинтеграции) лаги указаны как лаги первой разницы, длина лага 7 равна 6 для первой разности. Таким образом, при длине лага 6 ранг 0 отклоняется на уровне 95% для LNRM1, как показано в *табл. 3*. При меньшем лаге либо коинтеграции нет, либо имеется неправильный знак.

Уравнение коинтеграции для LNRM1 определяется как:

$$LNRM1_t = 0,301 LNRGDP_t - 0,113 WATD_{DD,t} + 0,005 BEER_t + 5,61. \quad (3)$$

LNRM1, LNRGDP имеют двойную логарифмическую форму и могут интерпретироваться как эластичность. LNRM1 и BEER, LNRM1 и WATD_{DD} находятся в полулогарифмической функциональной форме. Таким образом, увеличение на одну единицу BEER изменит LNRM1 на 0,5%, а увеличение на одну единицу (один процент) WATD_{DD} изменит LNRM1 на 11,3%. Коэффициенты имеют ожидаемые знаки, а знак BEER указывает на эффект богатства.

Уравнение коинтеграции для LNRM2 можно записать так:

$$LNRM2_t = 1,26 LNRGDP_t - 0,039_t - 0,007 BEER_t - 0,871. \quad (4)$$

При длине лага 6 и 7, как показано в *табл. 4*, ранг 0 отклоняется, и все коэффициенты имеют знаки, предложенные теорией. По сравнению с эластичностью по доходу из уравнения (3) эластичность по доходу из уравнения (4) почти в четыре раза больше. А. Мехротра и А.А. Пономаренко утверждают, что эластичность дохода выше единицы наблюдается в развивающихся странах [14]. Отрицательный знак BEER показывает эффект замещения и может означать, что эффект замещения доминирует в российской экономике больше, чем эффект богатства.

Модель коррекции векторных ошибок (VECM)

Коинтеграция была обнаружена для уравнений (3) и (4), поэтому мы можем применить VECM для оценки краткосрочной динамики. VECM рассматривает все переменные как эндогенные, предполагая, что направление причинности может исходить от зависимых и независимых переменных. Форма уравнения регрессии для VECM:

$$\begin{aligned} \Delta LNRM(1,2)_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{1i} \Delta LNRM(1,2)_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{2i} \Delta LNRGDP + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{3i} \Delta R_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{4i} \Delta BEER_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + u_t, \end{aligned} \quad (5)$$

где $p - 1$ — длина лага, уменьшенная на 1,

λ — скорость корректировки,

ECT_{t-1} — лагированное значение остатков, полученных из коинтегрирующей регрессии, которая содержит долгосрочную информацию,

u_t — стохастическая ошибка.

Результаты VECM представлены в *табл. 5*. AIC и SIC показывают, что уравнение, использующее $\Delta LNRM1$ в качестве зависимой переменной лучше, чем все другие в своей группе, а коэффициент корректировки отрицательный и значимый. Хотя $\Delta LNRGDP$ как зависимая переменная для $LNRM2$ демонстрирует самые низкие AIC и SIC в своей группе, коэффициент корректировки положительный, что означает, что уравнение не сходится в долгосрочной перспективе. Итак, уравнения с $\Delta LNRM1$ и $\Delta LNRM2$ в качестве зависимой переменной являются наиболее подходящими. Однако уравнение с $\Delta LNRM1$ в качестве зависимой переменной имеет серийную корреляцию и приводит к смещению стандартного отклонения коэффициентов МНК, и, следовательно, краткосрочное уравнение не может быть корректно интерпретировано. Уравнение с $\Delta LNRM2$ в качестве зависимой переменной не имеет серийной корреляции и гомоскедастично, поэтому с ним можно работать дальше.

Чтобы проверить краткосрочную причинно-следственную связь, мы использовали тест Вальда, где нулевая гипотеза — это все лагированные значения переменной, равные нулю, и получили следующие результаты.

В *табл. 6* показано, что краткосрочная причинно-следственная связь от $\Delta WATD$ и $\Delta BEER$ к $\Delta LNRM2$ отсутствует. Учитывая эти результаты, мы решили проанализировать другое уравнение для $LNRM2$ без $BEER$:

$$LNRM2_t = \beta_0 + \beta_1 LNRGDP_t + \beta_2 WATD_t + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Коинтеграционное отношение было обнаружено с лагом 7:

$$LNRM2_t = 0,648 LNRGDP_t - 0,075 WATD_t - 3,788. \quad (7)$$

Результаты VECM представлены в *табл. 7*. Скорость корректировки отрицательна и значима, уравнение с $\Delta LNRM2$ в качестве зависимой переменной является наиболее соответствующим по AIC и SIC. $LNRM2$ возвращается к долгосрочному равновесию со скоростью 9,7% в следующем квартале или 38,8% за год.

Уравнение не имеет серийной корреляции, а остатки гомоскедастичны. Тест Вальда показывает, что существует краткосрочная причинно-следственная связь от $\Delta LNRGDP$ и $\Delta WATD$ к $\Delta LNRM2$, значимая на уровне 5%.

Для анализа динамических эффектов уравнения (7) на положительные шоки использовалась функция импульсного отклика за 8 кварталов (2 года). На *рис. 3 (a)* после положительного шока $LNRM2$ достигает наивысшей точки во втором периоде, а затем неуклонно снижается. *Рис. 3 (b)* представляет собой функцию импульсного отклика изменений $LNRM2$, вызванных $LNRGDP$. В I квартале реакция на шок

отсутствует, но после II квартала она начинает колебаться. *Рис. 3 (с)* представляет собой импульсный отклик $LNRM2$, вызванный $WATD$. Как видно на рисунке, после положительного шока $LNRM2$ постепенно снижается, а в VII квартале резко снижается. Если продлить период до 20 кварталов, то можно увидеть, что это резкое снижение происходит только один раз.

Заключение

В статье проведено исследование стабильности спроса на деньги в России за 19 лет, причем было обнаружено, что существует долгосрочная связь между денежными агрегатами и их определяющими факторами. И $M1$, и $M2$ показали коинтегрирующую связь с реальным ВВП, процентной ставкой и широким эффективным обменным курсом, хотя в краткосрочной перспективе (модель VEC) комбинация переменных с $M1$ имела серийную корреляцию, а комбинация переменных с $M2$ показала, что BEER незначим. С учетом этого исследование продолжалось без BEER и также обнаружило стабильную связь в краткосрочной перспективе. Коэффициент корректировки показал, что около 9,7% дисбаланса в краткосрочной перспективе исправляется через один квартал.

Кроме того, было обнаружено, что изменения обменного курса имеют эффект замещения валюты в России, это означает, что держатели валюты ожидают, что обменный курс, вероятно, продолжит падать.

Очевидно, что для дальнейших исследований целесообразно изучить модель с разными составляющими ВВП, также дальнейшие исследования могут продлить период анализа и включить 1990-е гг.

Таблица 1
Результаты теста единичного корня

Table 1
Unit root test results

Переменная	Уровень		KPSS (Нул. гп. – ст.)	Первая разница		KPSS (Нул. гп. – ст.)	Единичный корень точки излома. Заданный год, 2008Q3 t-stat.	Порядок интег- рирова- ния
	ADF	PP		ADF	PP			
LNRM1	-2,68*	3,3**	0,27***	-1,83*	-11,4***	0,11	-2,69	I (1)
LNRM2	-2,58	-3,28**	0,28***	-1,56	-10,05***	0,07	-2,51	I (1)
LNRGDP	-2,15	-3,34*	0,24***	-3,55***	-13,1***	0,08	-2,7	I (1)
WATD_DD	-1,61	-1,67*	0,09	-9,37***	-9,48***	0,06	-2,92	I (1)
WATD	-1,5	-1,52	0,14	-8,63***	-8,63***	0,06	-2,74	I (1)
BEER	-1,94	-2,09	0,26***	-4,36***	-9,19***	0,06	-3,16	I (1)

* Уровень значимости 10%.

** Уровень значимости 5%.

*** Уровень значимости 1%.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 2
Спецификации моделей и длина лага

Table 2
Model specifications and lag length

Зависимая переменная	Независимая переменная	AIC
LNRM1	LNRGDP, WATD_DD, BEER	7
LNRM2	LNRGDP, WATD, BEER	8

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 3**Расчетные коинтеграционные отношения с альтернативными длинами лагов для LNRM1****Table 3****Estimated cointegration relations with alternative lag lengths for LNRM1**

Длина лага	LNRGDP	WATD_DD	BEER	Кointеграция и знаки
2	2,089 (0,187)	0,063 (0,019)	-0,001 (0,002)	CE: 0, противоречащие знаки
3	-4,131 (0,923)	-0,578 (0,097)	0,053 (0,013)	CE: 1, противоречащие знаки
4	0,732 (0,204)	-0,07 (0,022)	0,007 (0,002)	CE: 0, ожидаемые знаки
5	-0,242 (0,413)	-0,173 (0,045)	0,009 (0,005)	CE: 0, противоречащие знаки
6	0,301 (0,303)	-0,113 (0,034)	0,005 (0,003)	CE: 1, ожидаемые знаки

Источник: авторская разработка*Source:* Authoring**Таблица 4****Расчетные коинтеграционные отношения с альтернативными длинами лагов для LNRM2****Table 4****Estimated cointegration relations with alternative lag lengths for LNRM2**

Длина лага	LNRGDP	WATD	BEER	Кointеграция и знаки
2	2,58 (0,195)	0,077 (0,023)	-0,0001 (0,002)	CE: 0, противоречащие знаки
3	-0,85 (0,543)	-0,439 (0,066)	-0,002 (0,009)	CE: 1, противоречащие знаки
4	1,719 (0,126)	-0,043 (0,017)	-0,003 (0,002)	CE: 3, ожидаемые знаки
5	-0,203 (0,533)	-0,28 (0,07)	-0,008 (0,007)	CE: 0, противоречащие знаки
6	1,471 (0,192)	-0,048 (0,025)	-0,004 (0,003)	CE: 1, ожидаемые знаки
7	1,26 (0,284)	-0,039 (0,037)	-0,007 (0,003)	CE: 1, ожидаемые знаки

Источник: авторская разработка*Source:* Authoring

Таблица 5
Результаты оценки VECM

Table 5
VECM estimation results

Показатель	LNRМ1				LNRМ2			
	Δ LNRМ1	Δ LNRGDP	Δ WATD _{DD}	Δ BEER	Δ LNRМ2	Δ LNRGDP	Δ WATD	Δ BEER
λ	-0,182 (0,044)	-0,039 (0,049)	1,376 (1,113)	-1,243 (5,913)	-0,097 (0,037)	0,037 (0,034)	3,073 (0,884)	-3,074 (4,85)
R-sq	0,827	0,911	0,458	0,486	0,769	0,939	0,578	0,497
Adj R-sq	0,727	0,86	0,142	0,187	0,593	0,893	0,256	0,113
AIC	-3,564	-3,342	2,88	6,22	-3,366	-3,581	2,939	6,342
SIC	-2,722	-2,499	3,722	7,062	-2,387	-2,601	3,918	7,321

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 6
Результаты теста Вальда

Table 6
Wald test results

Показатель	LNRМ2		
	Δ LNRGDP	Δ WATD	Δ BEER
Chi-square	22,936	9,719	2,099
Вероятность	0,002	0,205	0,954

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Таблица 7
Результаты оценки VECM для другого LNRМ2

Table 7
VECM estimation results for another LNRМ2

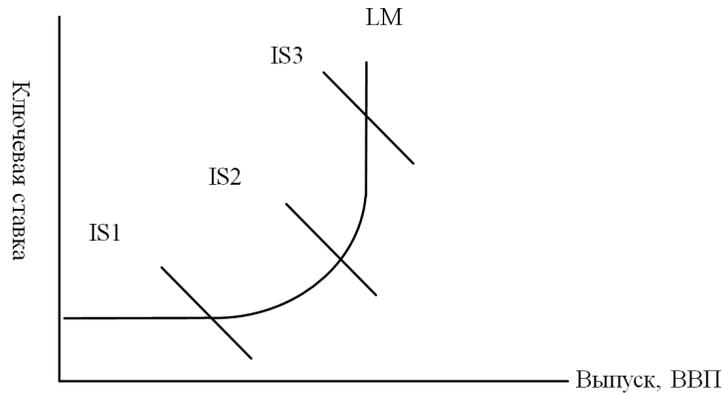
Показатель	Δ LNRМ2	Δ LNRGDP	Δ WATD
λ	-0,097 (0,027)	0,003 (0,027)	1,777 (0,754)
R-sq	0,78	0,927	0,437
Adj R-sq	0,673	0,892	0,162
AIC	-3,622	-3,602	3,022
SIC	-2,872	-2,852	3,772

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 1
Эндогенность и экзогенность в модели IS-LM

Figure 1
Endogeneity and exogeneity in the IS-LM model

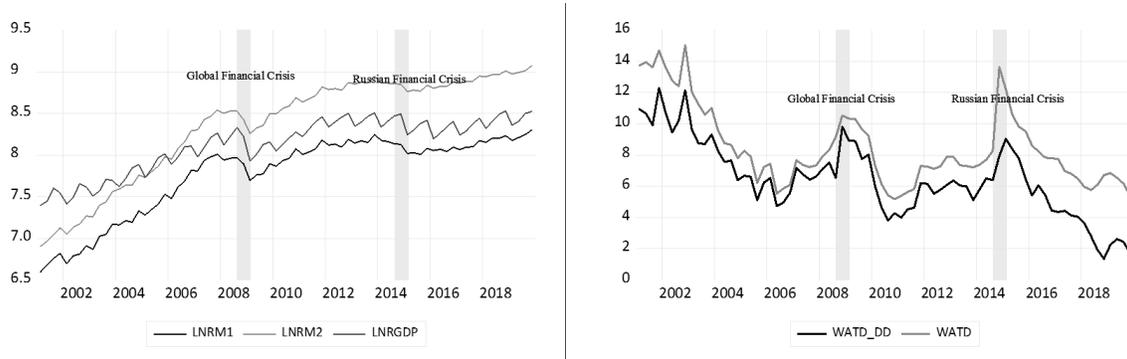


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 2
Графическое представление LNRM1, LNRM2, LNRMGDP, WATD_DD, WADD

Figure 2
Representations of LNRM1, LNRM2, LNRMGDP, WATD_DD, WADD

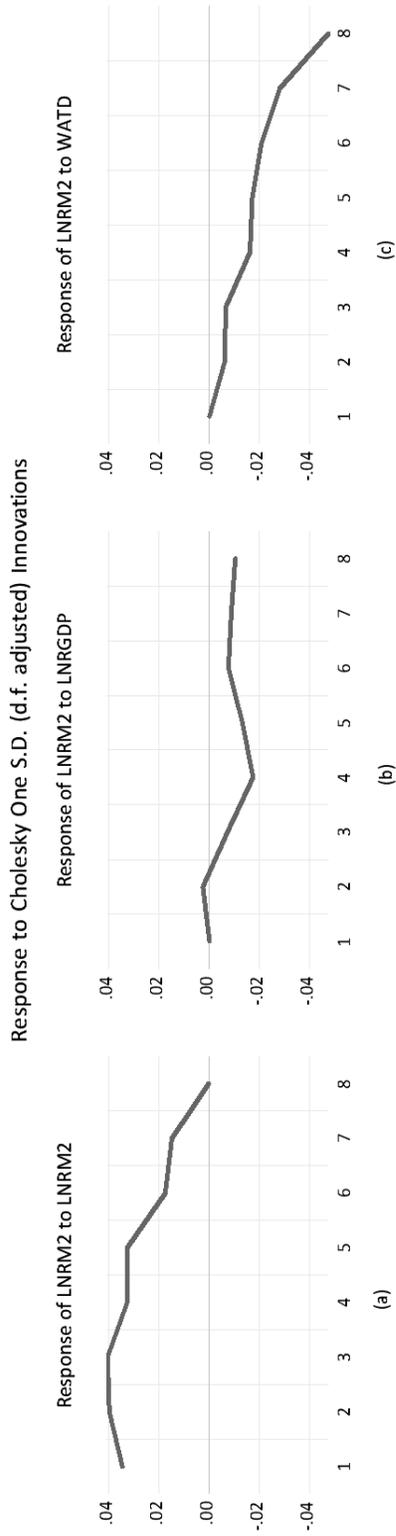


Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Рисунок 3
Импульсный отклик

Figure 3
Impulse response



Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Sieroń A. Endogenous versus Exogenous Money: Does the Debate Really Matter? *Research in Economics*, 2019, vol. 73, iss. 4, pp. 329–338.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.rie.2019.10.003>
2. Rao B.B., Singh R. Demand for Money in India: 1953–2003. *Applied Economics*, 2006, vol. 38, iss. 11, pp. 1319–1326.
URL: <https://doi.org/10.1080/00036840500396228>
3. Cho H.C., Ramirez M.D. Money Demand in Korea: A Cointegration Analysis, 1973–2014. *Business and Economic Research*, 2016, vol. 6, no. 1, pp. 96–110.
URL: <http://dx.doi.org/10.5296/ber.v6i1.8950>
4. Nyumuah F.S. An Investigation into the Interest Elasticity of Demand for Money in Developing Countries: A Panel Data Approach. *International Journal of Economics and Finance*, 2017, vol. 9, no. 3, pp. 69–80.
URL: <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v9n3p69>
5. Bahmani-Oskooee M., Barry M.P. Stability of the Demand for Money in an Unstable Country: Russia. *Journal of Post Keynesian Economics*, 2000, vol. 22, no. 4, pp. 619–629. URL: <https://doi.org/10.1080/01603477.2000.11490262>
6. Сосунов К.А. Оценка функции спроса на деньги в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2013. № 2. С. 89—99.
URL: <https://www.econorus.org/repec/journal/2013-18-89-99r.pdf>
7. Sahadudheen I. Demand for Money and Exchange Rate: Evidence for Wealth Effect in India. *Undergraduate Economic Review*, 2012, vol. 8, iss. 1, Article 15.
URL: <https://digitalcommons.iwu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1173&context=uer>
8. Бураков Д.В. Крах теории денежного рынка. Эмпирические аномалии и теоретические иллюзии // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2016. № 1 С. 29—47. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/krah-teorii-denezhnogo-rynka-empiricheskie-anomalii-i-teoreticheskie-illyuzii/viewer>
9. Doguwa S.I., Olowofeso O.E., Uyaabo S.O.U. et al. Structural Breaks, Cointegration and Demand for Money in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 2014, vol. 5, no. 1, pp. 15–33.
URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/144785/1/861819373.pdf>
10. Benati L., Lucas R.E. Jr., Nicolini J.P., Weber W. International Evidence on Long-Run Money Demand. *Journal of Monetary Economics*, 2020, In Press, Corrected Proof.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.07.003>

11. *Ball L.* Short-Run Money Demand. *Journal of Monetary Economics*, 2012, vol. 59, iss. 7, pp. 622–633. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.09.004>
12. *Klau M., Fung S.S.* The New BIS Effective Exchange Rate Indices. *BIS Quarterly Review*, March 2006, pp. 51–65. URL: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0603e.pdf
13. *Mahadeva L., Robinson P.* Unit Root Testing to Help Model Building. Handbooks in Central Banking No. 22, Centre for Central Banking Studies, Bank of England, London, 2004, 48 p. URL: <https://docplayer.net/294854-Unit-root-testing-to-help-model-building-lavan-mahadeva-paul-robinson.html>
14. *Mehrotra A., Ponomarenko A.A.* Wealth Effects and Russian Money Demand. *BOFIT Discussion Papers*, 2010, vol. 13, 28 p. URL: <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/123456789/8245/1/166882.pdf>

Информация о конфликте интересов

Я, автор данной статьи, со всей ответственностью заявляю о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

STABILITY OF THE DEMAND FOR MONEY IN RUSSIA IN 2001–2019

Ruben A. ARTSRUNI

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA),
Moscow, Russian Federation
ruben-arcruni@yandex.ru
ORCID: not available

Article history:

Article No. 478/2020
Received 17 August 2020
Received in revised form
31 August 2020
Accepted 14 Sept 2020
Available online
29 October 2020

JEL classification: E41,
E51

Keywords: money
demand, Johansen test,
cointegration, VECM

Abstract

Subject. This article investigates the stability of the money demand in Russia over the 2001Q1 to 2019Q4 period.

Objectives. Using econometric tools, the article estimates the long- and short-term relationships between monetary aggregates and their determinants.

Methods. For the study, I used the Johansen cointegration test, Vector Error Correction Model (VECM), and the Wald test.

Results. The article presents the results of an analysis of the relationships between money demand for M1 and M2 money supply.

Conclusions. Understanding the demand for money can be useful if the central bank uses an unconventional monetary policy to regulate zero interest rate. The money demand function may tell how much it is necessary to deflate to raise the interest rate above zero.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2020

Please cite this article as: Artsruni R.A. Stability of the Demand for Money in Russia in 2001–2019. *Finance and Credit*, 2020, vol. 26, iss. 10, pp. 2328–2345.
<https://doi.org/10.24891/fc.26.10.2328>

References

1. Sieroń A. Endogenous versus Exogenous Money: Does the Debate Really Matter? *Research in Economics*, 2019, vol. 73, iss. 4, pp. 329–338.
URL: <https://doi.org/10.1016/j.rie.2019.10.003>
2. Rao B.B., Singh R. Demand for Money in India: 1953–2003. *Applied Economics*, 2006, vol. 38, iss. 11, pp. 1319–1326.
URL: <https://doi.org/10.1080/00036840500396228>
3. Cho H.C., Ramirez M.D. Money Demand in Korea: A Cointegration Analysis, 1973–2014. *Business and Economic Research*, 2016, vol. 6, no. 1, pp. 96–110.
URL: <http://dx.doi.org/10.5296/ber.v6i1.8950>
4. Nyumuah F.S. An Investigation into the Interest Elasticity of Demand for Money in Developing Countries: A Panel Data Approach. *International Journal of Economics and Finance*, 2017, vol. 9, no. 3, pp. 69–80.
URL: <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v9n3p69>

5. Bahmani-Oskooee M., Barry M.P. Stability of the Demand for Money in an Unstable Country: Russia. *Journal of Post Keynesian Economics*, 2000, vol. 22, no. 4, pp. 619–629. URL: <https://doi.org/10.1080/01603477.2000.11490262>
6. Sosunov K.A. [Estimation of the Money Demand Function in Russia]. *Zhurnal Novoi ekonomicheskoi assotsiatsii = Journal of the New Economic Association*, 2013, no. 2, pp. 89–99. URL: <https://www.econorus.org/repec/journal/2013-18-89-99r.pdf> (In Russ.)
7. Sahadudheen I. Demand for Money and Exchange Rate: Evidence for Wealth Effect in India. *Undergraduate Economic Review*, 2012, vol. 8, iss. 1, Article 15. URL: <https://digitalcommons.iwu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1173&context=uer>
8. Burakov D.V. [Breakdown of money market theory. Empirical anomalies and theoretical illusions]. *Vestnik Instituta ekonomiki Rossiiskoi akademii nauk = Bulletin of Institute of Economics of Russian Academy of Sciences*, 2016, no. 1, pp. 29–47. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/krah-teorii-denezhnogo-rynka-empiricheskie-anomalii-i-teoreticheskie-illyuzii/viewer> (In Russ.)
9. Doguwa S.I., Olowofeso O.E., Uyaabo S.O.U. et al. Structural Breaks, Cointegration and Demand for Money in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 2014, vol. 5, no. 1, pp. 15–33. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/144785/1/861819373.pdf>
10. Benati L., Lucas R.E. Jr., Nicolini J.P., Weber W. International Evidence on Long-Run Money Demand. *Journal of Monetary Economics*, 2020, In Press, Corrected Proof. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2020.07.003>
11. Ball L. Short-Run Money Demand. *Journal of Monetary Economics*, 2012, vol. 59, iss. 7, pp. 622–633. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.09.004>
12. Klau M., Fung S.S. The New BIS Effective Exchange Rate Indices. *BIS Quarterly Review*, March 2006, pp. 51–65. URL: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0603e.pdf
13. Mahadeva L., Robinson P. Unit Root Testing to Help Model Building. Handbooks in Central Banking No. 22, Centre for Central Banking Studies, Bank of England, London, 2004, 48 p. URL: <https://docplayer.net/294854-Unit-root-testing-to-help-model-building-lavan-mahadeva-paul-robinson.html>
14. Mehrotra A., Ponomarenko A.A. Wealth Effects and Russian Money Demand. *BOFIT Discussion Papers*, 2010, vol. 13, 28 p. URL: <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/123456789/8245/1/166882.pdf>

Conflict-of-interest notification

I, the author of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.