

Прикладная эконометрика, 2020, т. 60, с. 48–69.

Applied Econometrics, 2020, v. 60, pp. 48–69.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-48-69

В. А. Крамков, А. Г. Максимов<sup>1</sup>

## Наценки на кредитном рынке и некаузальные авторегрессии<sup>2</sup>

*Исследуется динамика процентных ставок по банковским кредитам на различные сроки. При анализе используется схема, позволяющая учесть влияние ожиданий будущих значений ставок и оценить значимость этого эффекта. Показано, что для российского банковского сектора в период 2010–2020 гг. влияние ожиданий будущей траектории ставок на текущие значения ставки по кредитам значимо, но относительно невелико. Основные выводы устойчивы по отношению к предположению о стационарности изучаемого процесса. Полученные эконометрические оценки могут быть использованы при калибровке макроэкономических моделей.*

**Ключевые слова:** перенос процентных ставок; рациональные ожидания; некаузальная авторегрессия; временные ряды; идентификация в макроэкономике.

**JEL classification:** E43; G21; C22; C51.

### 1. Введение

Процентные ставки на финансовом рынке, в том числе ставки по банковским операциям — одни из ключевых макроэкономических показателей, характеризующих текущее состояние экономики. Экономические процессы, определяющие динамику ставок, представляют и практический интерес. Результаты их анализа применимы не только в деятельности непосредственных участников финансового рынка, но и для анализа бизнес-циклов при макроэкономическом моделировании и разработке политики центральных банков. Так, Банк России определяет ценообразование банковских ставок и, в частности, их подстройку под действия ЦБ (последнее также известно как перенос процентных ставок — *interest rate pass-through*), одним из этапов трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики (подробнее см. Банк России (2020)).

Вместе с тем теоретические модели обычно предписывают динамике банковских ставок тесную связь с ожиданиями экономических агентов. В частности, считается, что не только текущие экономические условия (в том числе текущее состояние политики ЦБ — его текущая

<sup>1</sup> Крамков Вячеслав Андреевич — Волго-Вятское ГУ Банка России; Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; w.kramkov@mail.ru.

Максимов Андрей Геннадьевич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; amaksimov@hse.ru.

<sup>2</sup> Содержание настоящей статьи выражает личную позицию авторов и может не совпадать с официальной позицией Банка России.

ставка) имеют непосредственный эффект на банковские ставки, но и ожидаемые будущие экономические условия и ожидаемая траектория ставки ЦБ. Например, такая связь может следовать из различных неокейнсианских моделей с рациональными ожиданиями. В таких моделях предполагается, что агенты используют всю доступную им информацию, а ошибки их прогнозов не имеют систематического характера.

Несмотря на то что влияние ожиданий участников финансового рынка на текущие банковские ставки не подвергается сомнению, примеров эмпирической проверки такой взаимосвязи не очень много в отечественной и зарубежной литературе. Более того, тестирование подобной гипотезы — влияния ожиданий агентов на динамику ставки — непростая задача. В основном литература о переносе процентных ставок посвящена исследованию общего эффекта переноса и анализу различных влияющих на него факторов. Структурное моделирование поведения банков (например, с помощью DSGE моделей), в том числе связанного с механизмом переноса процентных ставок, редко помогает ответить на вопрос о значимости ожиданий в формировании процентных ставок, поскольку, как правило, наличие рациональных ожиданий является одной из предпосылок и напрямую на данных не проверяется. Авторам неизвестны эмпирические работы по такой тематике и для российского рынка.

Основная сложность связана с тем, что ожидания банков (и вообще агентов) касательно будущей траектории ставок ЦБ ненаблюдаемы. Во всяком случае, адекватной статистики по таким ожиданиям за длительный период времени на сегодняшний день нет. При наличии такой статистики ранее упомянутая гипотеза могла быть протестирована в рамках стандартных эконометрических моделей — SVAR, VECM или других. Однако при отсутствии адекватной информации о таких ожиданиях этот путь закрыт.

Перспективным представляется использование тех же стратегий, которые обычно применяются при анализе инфляции в рамках кривой Филлипса<sup>3</sup>, т. е. тестирование коэффициентов в соответствующем уравнении, оцененном с помощью обобщенного метода моментов (GMM) с включением инструментов, помогающих преодолеть проблемы эндогенности. В случае финансовых переменных (характеризующихся высокой частотой данных и тесной интеграцией финансовых рынков) такая стратегия сталкивается как минимум с двумя сложностями. Во-первых, оценки коэффициентов и мощность тестов критическим образом зависят от качества инструментов. В рассматриваемом случае сложно найти подходящие экономические переменные (которые коррелировали бы с динамикой банковских ставок, но не зависели бы от ставок центрального банка). Во-вторых, среди финансовых переменных сложно или почти невозможно найти подходящий в качестве инструмента показатель, относительно которого можно было бы быть уверенным в его независимости от ожиданий, что является необходимым условием отсутствия корреляции со случайным слагаемым (см. (Lanne, Saikkonen, 2011) о недостатках GMM-оценок в моделях с ожиданиями).

В данной работе предлагается использовать сравнительно простой способ эконометрического тестирования значимости и относительной величины влияния канала ожиданий на банковские ставки. Аналогично (Lanne, Luoto, 2013), где использовалась модель некаузальной авторегрессии для анализа динамики инфляции, в настоящей статье оценивается модель авторегрессии для банковских ставок в России и исследуется влияние ожиданий на их динамику. Такой подход позволяет избежать необходимости поиска подходящих

<sup>3</sup> В динамике инфляции обычно выделяют влияние рациональных, или вперёдсмотрящих ожиданий, и факторов, вызывающих инерционность инфляции, например, статических или адаптивных ожиданий.

инструментов при оценивании теоретической модели, оставаясь при этом в рамках одного уравнения (single equation approach).

Структура статьи следующая. В разделе 2 описываются модели экономической теории, предложенные для исследования банковских ставок. В разделе 3 обсуждается методология исследования, основные свойства некаузальной авторегрессии и возможность ее использования для оценки параметров макроэкономических моделей. В разделе 4 описываются эмпирические данные, в разделах 5 и 6 обсуждаются результаты оценок в основной и альтернативной спецификациях, а раздел 7 посвящен их структурной интерпретации. Раздел 8 — заключительный.

## 2. Макроэкономические модели ставок по кредитам

Коммерческие банки устанавливают процентные ставки на выдаваемые кредиты, ориентируясь на политику ЦБ. С учетом того, что кредиты выдаются на определенный срок, а условия кредитного договора, как правило, фиксируются в начале, банки и заемщики ориентируются не только на текущие экономические условия, но и на свои ожидания, в том числе ожидания будущей динамики ставок. Поскольку свои операции ЦБ проводит преимущественно на денежном рынке, динамику ставок по кредитам на различные сроки  $r_t^i$  (здесь  $i$  — срок кредита) удобно моделировать с учетом динамики ставки денежного рынка  $r_t^{money}$ .

Динамика кредитных ставок, хотя и близка к динамике ставки денежного рынка, не повторяет ее в точности. В частности, некоторые исследователи отмечают большую инертность кредитных ставок по сравнению со ставкой денежного рынка. И это вполне объяснимо — банки не могут быстро пересматривать условия по своим кредитным договорам, поскольку сталкиваются с сопутствующими издержками. Кроме того, на динамику кредитных ставок влияют и другие факторы, такие как изменение спроса на кредиты, вероятность непогашения обязательств и т. д. Однако ведущим фактором динамики процентных ставок по кредитам остается динамика ставок денежного рынка, что согласуется с представлением о кредитных ставках как ставках с наценкой над ставкой денежного рынка (см., например, (Rousseas, 1985)).

В свою очередь Woodford (2005), рассматривая поведение банков и других экономических агентов, высказал следующую гипотезу. Если центральный банк проводит понятную и прозрачную политику (а в настоящий момент большинство центральных банков действительно стремятся к открытости и раскрывают логику принятия своих решений), то его решения предсказуемы. В этом случае коммерческие банки могут начать подстройку своих ставок еще до фактического изменения, ориентируясь на свои ожидания. В эмпирических данных можно было бы увидеть достаточно сильное значимое влияние ожиданий на текущие банковские ставки. Кроме того, влияние ожиданий будет, по-видимому, тем больше, чем более предсказуемы действия ЦБ.

В макроэкономике предложено несколько моделей, формализующих упомянутые выше предпосылки. Они носят общее название моделей жесткости ценообразования. Среди них можно отметить модель издержек (Rotemberg, 1982) и модель ценообразования (Calvo, 1983). Все они в качестве ключевой предпосылки включают предположение о существовании каких-либо причин устойчивого отклонения от гибкого установления цен и в сочетании с гипотезой о рациональности ожиданий экономических агентов постулируют зависимость

текущих цен (ставок) от ожидаемых (будущих) цен. Например, простые линейные модели постулируют следующую структуру процесса динамики цен (в данном случае ставок):

$$r_t^i = \gamma_b r_{t-1}^i + \gamma_f E_t r_{t+1}^i + \gamma_x r_t^{money}, \quad \gamma_b + \gamma_f + \gamma_x = 1.$$

Здесь текущая ставка  $r_t^i$  линейно зависит от ее прошлого значения, от ожидаемого (в данный момент) агентами ее будущего значения  $E_t r_{t+1}^i$  и от текущей ставки денежного рынка  $r_t^{money}$ .

Такую форму имеют уравнения моделей банковского сектора, предложенные Kobayashi (2008) и Gerali et al. (2010). Kobayashi (2008) воспользовался моделью ценообразования (Calvo, 1983), с помощью которой коэффициенты перед вперед- и назадсмотрящими слагаемыми функционально связаны с набором глубинных параметров, отражающих структуру рынка и предпочтения агентов. Предположим, что банки, устанавливая ставки по своим кредитным операциям, максимизируют ожидаемую дисконтированную прибыль, при этом в качестве коэффициента дисконтирования выступает параметр  $0 < \beta < 1$ . На месячных данных логично ожидать значения этого параметра вблизи 0.99, что соответствует оценкам (Novak et al., 2016). При этом в каждом периоде не все банки имеют возможность пересмотреть свою кредитную политику и назначить новые ставки по кредитам. Пусть вероятность того, что определенный банк не получит возможность скорректировать свои ставки, равна  $q$ . При большом числе банков это означает, что доля банков, пересматривающих свои цены, будет равна  $1 - q$ , а оставшиеся  $q$  банков будут оставлять свои ставки неизменными. В этом случае можно показать, что при оптимальном поведении банков динамика средней ставки банков будет иметь вид

$$\Delta r_t^i = \gamma_f E_t \Delta r_{t+1}^i + \gamma_x \Delta r_t^{money} \text{ для разностей}$$

$$\text{или } r_t^i = \gamma_b r_{t-1}^i + \gamma_f E_t r_{t+1}^i + \gamma_x r_t^{money} \text{ для уровней ставок.}$$

При этом в уравнениях и для уровней ставок и для их изменений коэффициент  $\gamma_f$  перед впередсмотрящим слагаемым одинаков и равен

$$\gamma_f = \frac{\beta}{1 + \beta + \lambda}, \quad \text{где } \lambda = \frac{(1-q)(1-\beta q)}{q} \quad \text{и } 0 < q < 1.$$

Gerali et al. (2010) и Ciccarone et al. (2014), рассматривая похожую задачу, но с другими предположениями о структуре банков, получили похожее уравнение для ставок по коммерческим кредитам.

Итак, в макроэкономической литературе есть несколько работ, посвященных моделированию динамики средних ставок по кредитам и напрямую учитывающих ожидания в качестве одного из основных факторов динамики. В следующем разделе покажем, как коэффициенты подобных уравнений могут быть оценены эмпирически.

### 3. Некаузальные авторегрессии

#### 3.1. Некаузальная авторегрессия и рациональные ожидания

Хотя идея о том, что в наблюдаемых данных следствие может быть зафиксировано раньше вызвавшей его причины, появилась достаточно давно (Schmidt, 1978), эконометрическая модель некаузальной авторегрессии, опирающаяся на эту идею, была предложена гораздо позже в работе (Breidt et al., 1991). Первоначально модель использовалась в технических и естественнонаучных приложениях, но в последнее десятилетие она применяется и в задачах экономики. Gouriéroux, Jasiak (2017) использовали эту модель при анализе динамики цен на сырьевые товары в США. Fries, Zakoïan (2019) и Gouriéroux, Zakoïan (2017) применили эту модель для анализа динамики цен финансовых инструментов, а Hencic, Gouriéroux (2015) — при изучении динамики валютного курса. В прикладном макроэкономическом анализе некаузальные авторегрессии использовались в (Hecq et al., 2020; Lanne, Saikkonen, 2010).

Формально модель предполагает, что стохастический процесс  $y_t$  зависит от экзогенных регрессоров своих прошлых значений (как в обычной авторегрессии), но, кроме того, и от будущих значений:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_r y_{t-r} + \gamma_1 y_{t+1} + \gamma_2 y_{t+2} + \dots + \gamma_s y_{t+s} + X_t \beta + \varepsilon_t.$$

Это же уравнение можно представить в более компактной форме с помощью лаговых многочленов (здесь используются прямой оператор сдвига  $L: Ly_t = y_{t-1}$  и обратный  $L^{-1}: L^{-1}y_t = y_{t+1}$ ):

$$\varphi(L)\theta(L^{-1})y_t = X_t\beta + \varepsilon_t.$$

Как и в (Hecq et al., 2017), обозначим такую модель  $MARx(r, s)$ , где  $r$  и  $s$  — порядок многочленов  $\varphi(L)$  и  $\theta(L^{-1})$  соответственно<sup>4</sup>. При этом обычная модель авторегрессии с экзогенными регрессорами  $ARX(p)$  есть частный случай  $MARx(r, s)$  при  $s = 0$ .

Ограничимся рассмотрением ситуации, когда соответствующие характеристические уравнения этих обоих многочленов не имеют корней вне единичного круга. В этом случае многочлены  $\varphi(L)$  и  $\theta(L^{-1})$  обратимы, и эквивалентным представлением исходной модели является процесс двустороннего скользящего среднего (вывод уравнения см., например, в (Hecq et al., 2017)):

$$y_t = \varphi^{-1}(L)\theta^{-1}(L^{-1})[X_t\beta + \varepsilon_t] = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \psi_i [X_{t-i}\beta + \varepsilon_{t-i}].$$

Lanne, Luoto (2013) предложили использовать модель некаузальной авторегрессии для моделирования рациональных ожиданий. Авторы аргументировали такой подход следующим образом. Пусть подразумеваемая теоретическая модель имеет вид

$$y_t = \gamma \tilde{E}_t y_{t+1} + \varepsilon_t,$$

где через  $\tilde{E}_t y_{t+1}$  обозначено ожидаемое агентами в момент времени  $t$  значение переменной  $y_{t+1}$ . Пусть также шок  $\varepsilon_t$  не содержит автокорреляции. Тогда можно получить, что

<sup>4</sup> Сокращение от Mixed AutoRegression with eXogenous regressors.

$$y_t = \gamma y_{t+1} - \gamma (y_{t+1} - \tilde{E}_t y_{t+1}) + \varepsilon_t,$$

где выражение в скобках  $\eta_t = y_{t+1} - \tilde{E}_t y_{t+1}$  — это ошибка прогноза. При рациональных ожиданиях оправдана предпосылка об отсутствии автокорреляции ( $\eta_t \sim i.i.d.$ ). В этом случае уравнение

$$y_t = \gamma y_{t+1} + e_t, \text{ где } e_t = \varepsilon_t + \eta_t,$$

соответствует исходной теоретической модели. По предположению Lanne, Luoto (2013) в этом случае параметр  $\gamma$  следует оценивать при помощи модели некаузальной авторегрессии. Отметим, что при таком преобразовании ошибки регрессии  $e_t$  содержат в себе ошибки прогноза  $\eta_t$ , т. е. разность между фактическим и ожидаемым агентами значениями.

Незначительно модифицируя этот подход для целей данного исследования, можно показать, что исходная макроэкономическая модель с помощью ряда преобразований может быть представлена в виде

$$r_t^i = \gamma_b r_{t-1}^i + \gamma_f r_{t+1}^i + \gamma_x r_t^{money} + u_t,$$

а в случае  $u_t \sim i.i.d.$  сводится к уравнению некаузальной авторегрессии  $MARx(1,1)$ . Если же  $u_t$  содержит автокорреляцию, то некаузальная авторегрессия более высокого порядка  $MARx(r,s)$  дает приблизительную аппроксимацию. В частности, если вслед за Lanne, Luoto (2013) предположить, что  $a_t = \gamma_x r_t^{money} + u_t$  — стационарный процесс, описываемый моделью некаузальной авторегрессии  $MARx(r-1, s-1)$ , то сам ряд  $r_t^i$  тоже может быть описан моделью некаузальной авторегрессии  $MARx(r-1, s-1)$ .

Тем самым теоретической модели с рациональными ожиданиями эндогенной переменной может быть поставлено в соответствие эконометрическое уравнение некаузальной авторегрессии, а состоятельные оценки коэффициентов последнего дают возможность проанализировать структурные коэффициенты  $\gamma_b$ ,  $\gamma_x$  и  $\gamma_f$  теоретической модели.

### 3.2. Оценивание параметров некаузальной авторегрессии

Эконометрическая оценка параметров некаузальной авторегрессии требует более сильных предпосылок по сравнению с моделью обычной авторегрессии. Рассмотрим выбор порядка некаузальной авторегрессии для данного временного ряда  $y_t$  и сравним две модели с разными величинами  $r$  и  $s$ :

$$\varphi(L)\theta(L^{-1})y_t = \varepsilon_t,$$

$$\varphi(L)\theta(L)y_t = \varepsilon_t.$$

Примечательно, что в обеих моделях  $y_t$  имеет одинаковые среднее, дисперсию и автоковариационную функцию. Более того, при нормальном распределении  $\varepsilon_t$  значение функции правдоподобия тоже будет одинаково, откуда следует равенство и некоторых других статистик, например, критериев AIC, BIC, HQ. Таким образом, на основе этих статистик невозможно сделать выбор между двумя моделями и, следовательно, состоятельно оценить коэффициенты в случае неверного выбора.



Тем не менее, если шум имеет распределение, отличающееся от нормального, выбор между этими моделями возможен, и состоятельная оценка некаузальной авторегрессии тоже возможна, например, с помощью метода максимального правдоподобия. Так, Lanne, Saikkonen (2010) использовали для этого  $t$ -распределение Стьюдента, Gouriéroux, Zakoian (2017) — распределение Коши, а Wu, Davis (2010) — метод наименьших модулей, соответствующий методу максимального правдоподобия при распределении Лапласа. С другой стороны, Gouriéroux, Jasiak (2017) использовали предложенный ими обобщенный ковариационный метод оценивания, в котором использовались свойства корреляции между различными нелинейными (степенными) функциями ошибок, что близко к методу моментов. Аналогично (Lanne, Saikkonen, 2010) будем применять метод максимального правдоподобия при использовании  $t$ -распределения Стьюдента для стохастической компоненты авторегрессии.

Что же касается выбора порядка модели ( $r$  и  $s$ ), будем использовать подход (Necq et al., 2017), в рамках которого предполагаются следующие шаги:

- стандартными способами (с помощью информационных критериев) определяется порядок  $p$  в AR-части обычной модели  $ARX(p)$ ;
- оценивается функция правдоподобия для всех моделей  $MARx(r, s)$ , таких что  $r + s = p$ , и выбирается модель с ее максимальным значением.

Согласно тому же подходу оценка порядка  $p$  процесса в рамках  $ARX(p)$  модели с помощью информационных критериев (AIC, BIC, HQ) для некаузального процесса позволяет оценить общее число лагов  $r + s$ .

### 3.3. Интерпретация коэффициентов некаузальной авторегрессии

Интерпретация оцененных коэффициентов некаузальной авторегрессии представляется наиболее простой и понятной в терминах отклика зависимой переменной  $y_t$  на изменение независимой переменной  $x_{it}$ , т. е. с использованием функций импульсного отклика.

Специфика некаузальной авторегрессии заключается в том, что отклик  $y_t$  может начаться еще до фактического изменения  $x_{it}$ , поскольку сама форма модели допускает влияние будущих значений зависимой переменной на текущее. Однако это не противоречит здравому смыслу в моделях рациональных ожиданий, поскольку в них экономические агенты могут предвидеть и прогнозировать будущую динамику переменных на основе доступной им информации. В исследуемой задаче моделирования динамики ставок информационное множество для агентов может включать в себя прогнозы будущей траектории ставок инфляции, экономической ситуации, ожидания участников рынка о будущих действиях ЦБ. Поэтому отклик на изменение  $x_{it}$  в отсутствие других шоков следует интерпретировать как реакцию на полностью ожидаемое изменение  $x_{it}$ , которое было известно и к которому агенты могли заранее подготовиться.

Более привычной представляется оценка отклика на неожиданное изменение  $x_{it}$ . Расчет такой оценки в рамках модели некаузальной авторегрессии тоже возможен. Для этого вспомним, что неожиданное изменение означает ошибку прогноза, сделанного в предыдущем периоде, и что такие ошибки включаются в шум некаузальной авторегрессии. Поэтому для расчета отклика на неожиданное изменение  $x_{it}$  следует предположить в модели двойной шок — непосредственно изменение  $x_{it}$  и соответствующую ошибку прогноза в предыдущем периоде. В этом случае предварительная подстройка зависимой переменной отсутствует,

и функция импульсного отклика имеет привычный вид. Кроме того, можно рассматривать и промежуточные варианты, например, отклик на изменение переменной, известное за  $n$  периодов.

Для оценки функции импульсного отклика будем использовать следующий алгоритм. Пусть оценивается модель  $\varphi(L)\theta(L^{-1})y_t = X_t\beta + \varepsilon_t$  и получены оценки параметров  $(\hat{\varphi}, \hat{\theta}, \hat{\beta})$ . Введем вспомогательную переменную  $\xi_t = \theta(L^{-1})y_t$ . Тогда, согласно исходной модели, процесс  $\xi_t$  имеет структуру обычной авторегрессии с экзогенными регрессорами:

$$\varphi(L)\xi_t = X_t\beta + \varepsilon_t.$$

По оценкам  $(\hat{\varphi}, \hat{\theta}, \hat{\beta})$  можно восстановить функцию импульсного отклика для переменной  $\xi_t$ . Пользуясь тем, что

$$\xi_t = \theta(L^{-1})y_t = y_t - \theta_1 y_{t+1} - \theta_2 y_{t+2} - \dots - \theta_s y_{t+s},$$

$$y_t = \xi_t + \theta_1 y_{t+1} + \theta_2 y_{t+2} + \dots + \theta_s y_{t+s}$$

и что в авторегрессионном процессе в долгосрочном периоде  $y_t$  будет близок к своему стационарному уровню  $y_{LR} = X_{LR}\beta / [(1 - \varphi(1))(1 - \theta(1))]$ , где  $X_{LR}$  — «долгосрочные» значения регрессоров, можно достаточно точно спрогнозировать динамику  $y_t$ , зная поведение  $\xi_t$  на прогнозном горизонте и долгосрочный уровень  $y_{LR}$ .

#### 4. Используемые данные

В эмпирическом исследовании были использованы данные с сайта Банка России<sup>5</sup>. В качестве ставок денежного рынка были взяты среднемесячные фактические ставки по кредитам в рублях, предоставленным московскими банками (MIA CR) на срок в 1 день. В качестве ставок по банковским операциям — средневзвешенные процентные ставки по кредитам, предоставленным кредитными организациями нефинансовым организациям в рублях. Все данные — ежемесячные в годовом выражении с января 2011 г. по декабрь 2019 г. (всего 108 наблюдений).

Ставки по кредитам взяты как в агрегированном виде, так и разбитые по срокам. Используется 6 периодов — до месяца, от 1 до 3 месяцев, от 3 до 6 месяцев, от полугода до года, от одного года до трех лет, свыше трех лет, а также две укрупненные категории — до года и свыше года. Объемы выданных кредитов на протяжении рассматриваемого периода были приблизительно одинаково распределены по срокам — около трети всех кредитов приходится на займы до месяца, а на займы более года приходится около четверти («усредненная» структура по срокам представлена на рис. 1).

Динамика всех рядов представлена на рис. 2, а описательные статистики — в табл. 1.

Здесь и далее *money* соответствует ставке денежного рынка, индексам 0, 1, 3, 6, 12 и 36 соответствуют кредиты со сроком погашения до 30 дней, от 1 до 3 месяцев, от 3 до 6 месяцев, от 6 до 12 месяцев, от 1 года до 3 лет и свыше 3 лет соответственно, а обозначениям *SR* и *LR* — категории «до 1 года» и «свыше 1 года».

<sup>5</sup> [https://www.cbr.ru/statistics/bank\\_sector/int\\_rat/](https://www.cbr.ru/statistics/bank_sector/int_rat/).



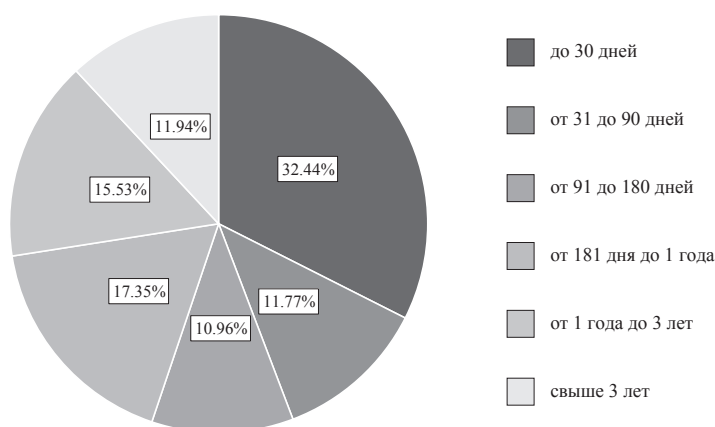


Рис. 1. Структура кредитного портфеля по срочности

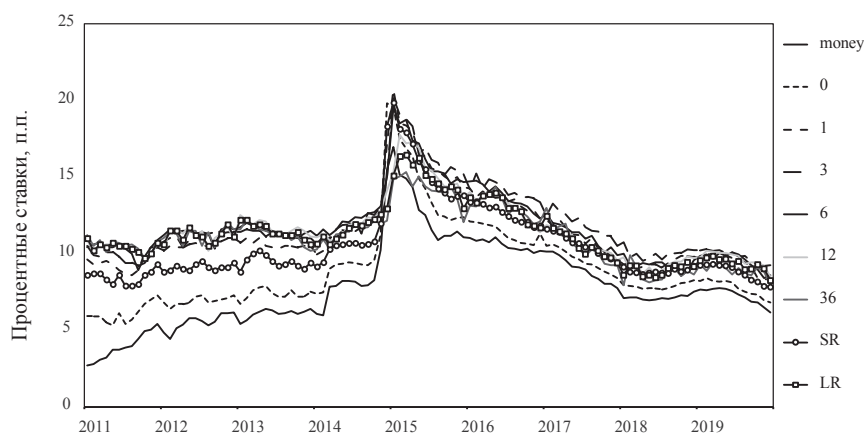


Рис. 2. Динамика ставок

Ожидаемо, что средние уровни кредитных ставок выше уровня ставки денежного рынка — их разность отражает «наценку» банка, из которой он покрывает свои издержки, формирует резервы на покрытие рисков и получает прибыль. При этом зависимость наценок от срока кредита неоднозначна — при увеличении срока наценка растет, достигает максимума для кредитов на срок от 3 до 6 месяцев и затем монотонно убывает, причем такое соотношение характерно для большей части рассматриваемого периода. В качестве возможного объяснения можно предположить, что кредиты на длительные сроки выдаются только наиболее надежным компаниям, а риск-премия по таким кредитам ниже.

На рисунке 2 видно наличие общего стохастического тренда в динамике всех ставок, а гипотеза о нестационарности не отвергается для каждого из приведенных рядов. Интересно отметить обратную зависимость волатильности рядов от срока кредитов — стандартное отклонение ряда ставок по долгосрочным кредитам заметно ниже стандартного отклонения ряда ставок по краткосрочным.

Таблица 1. Описательные статистики (уровни)

	$r_t^{money}$	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
Среднее	7.86	9.05	11.36	11.89	11.73	10.52	11.49	11.10	11.30
Максимум	16.96	19.81	20.70	20.20	19.50	19.86	17.75	15.31	16.45
75% квантиль	10.04	10.51	12.24	12.87	12.58	11.51	12.20	12.02	12.9
Медиана	7.30	8.09	10.50	11.20	11.39	9.42	11.20	11.15	11.10
25% квантиль	6.08	7.20	9.77	10.17	10.08	8.89	10.08	9.82	9.84
Минимум	2.71	5.30	8.33	9.19	8.41	7.83	8.48	7.94	8.26
Станд. отклонение	2.80	2.86	2.43	2.35	2.27	2.50	1.98	1.82	1.88
Экссесс	0.80	3.15	2.34	1.74	1.63	2.78	1.21	0.47	0.3
Коэф. асимметрии	0.79	1.65	1.55	1.41	1.24	1.71	1.15	0.36	0.8
ADF $p$ -значение	0.84	0.67	0.74	0.73	0.73	0.73	0.69	0.84	0.73

Примечание. Под «ADF  $p$ -значение» понимается  $p$ -значение расширенного теста Дики–Фуллера при альтернативной гипотезе об отсутствии единичного корня.

Более того, чувствительность ставок по кредитам к изменению ставки денежного рынка значительно выше для краткосрочных кредитов по сравнению с долгосрочными. Так, если динамика ставок по кредитам на срок до 30 дней практически точно повторяет динамику ставки денежного рынка, то подстройка ставок по кредитам свыше трех лет существенно меньше. Стоит отметить, что такое свойство не противоречит теории и вполне согласуется с предсказаниями многих макроэкономических моделей.

Представляется дискуссионным вопрос о возможности использования всей доступной выборки в анализе. Действительно, взгляд на события в конце 2014 — начале 2015 г. как на структурный сдвиг имеет право на существование, поскольку согласуется с наблюдавшимися в тот момент значимыми макроэкономическими изменениями (падение цен на нефть, изменение режима валютного курса, активные действия ЦБ РФ и т. п.). В этом случае динамику переменных следует анализировать отдельно при двух разных режимах. Вместе с тем, вопрос о том, повлияли ли (и в какой мере) эти изменения на поведение коммерческих банков,

Таблица 2. Описательные статистики (разности)

	$r_t^{money}$	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
Среднее	7.86	9.05	11.36	11.89	11.73	10.52	11.49	11.10	11.30
Максимум	16.96	19.81	20.70	20.20	19.50	19.86	17.75	15.31	16.45
75% квантиль	10.04	10.51	12.24	12.87	12.58	11.51	12.20	12.02	12.9
Медиана	7.30	8.09	10.50	11.20	11.39	9.42	11.20	11.15	11.10
25% квантиль	6.08	7.20	9.77	10.17	10.08	8.89	10.08	9.82	9.84
Минимум	2.71	5.30	8.33	9.19	8.41	7.83	8.48	7.94	8.26
Станд. отклонение	2.80	2.86	2.43	2.35	2.27	2.50	1.98	1.82	1.88
Экссесс	0.80	3.15	2.34	1.74	1.63	2.78	1.21	0.47	0.3
Коэф. асимметрии	0.79	1.65	1.55	1.41	1.24	1.71	1.15	0.36	0.8
ADF $p$ -значение	0.84	0.67	0.74	0.73	0.73	0.73	0.69	0.84	0.73

Примечание. Под «ADF  $p$ -значение» понимается  $p$ -значение расширенного теста Дики–Фуллера при альтернативной гипотезе об отсутствии единичного корня (число лагов равно 4).

механизм установления ставок по кредитам и их динамические свойства, требует дополнительного исследования. Возможно, процесс определения ставок по кредитам относительно ожидаемых ставок и текущей ставки денежного рынка остался неизменным. Так, в модели (Kobayashi, 2008) эти свойства зависят от глубинных параметров межвременных предпочтений и жесткостей ценообразования и не зависят от параметров денежно-кредитной политики. В этом случае не возникает серьезных проблем с использованием всей выборки для характеристики этих неизменных свойств. Однако, даже если изменения 2014–2015 гг., а также события других периодов (таких как оздоровление банковского сектора, введение бюджетного правила, изменения макропруденциальной или бюджетно-налоговой политики) носили структурный характер и привели к смене режима функционирования, результаты анализа по всей выборке сохраняют свое значение как некие «усредненные» (по всем режимам) характеристики процесса. С учетом этого, а также необходимости сохранить в данных достаточно вариативности, все модели оцениваются по всему временному интервалу.

## 5. Оценки

### 5.1. Выбор оптимальных спецификаций

Перед тем как перейти к оценке некаузальных авторегрессий, рассмотрим оценки стандартной модели авторегрессии с экзогенными регрессорами. Такая оценка полезна как этап предварительного анализа данных, а также перед оцениванием некаузальных моделей. Как и в (Lanne, Saikkonen, 2010), будем называть эту стандартную модель авторегрессии «псевдокаузальной».

Оценим следующее стандартное уравнение для каждого ряда ставок по кредитам. Число лагов определяем в соответствии с критериями AIC, BIC и HQ, а сами оценки получаем с помощью МНК. В качестве единственного экзогенного регрессора используем текущее значение ставки денежного рынка:

$$r_t^i = \sum_{j=1}^p \alpha_j r_{t-j}^i + \mu + \beta r_t^{\text{money}} + e_t, \quad i \in \{SR, LR, 0, 1, 3, 6, 12, 36\}.$$

Наиболее важные результаты оценивания приведены в табл. 3. Наряду с оценкой коэффициента  $\beta$  и оптимальным (по информационным критериям) числом лагов, таблица включает  $p$ -значения четырех тестов: двух на наличие единичного корня и автокорреляции в остатках и двух на нормальность распределения остатков.

Оценки подтверждают некоторые наблюдения, сделанные в предыдущем разделе. Так, значения коэффициента  $\beta$  имеют тенденцию к убыванию с ростом срока кредитов — для срока свыше трех лет оценка коэффициента почти в четыре раза меньше оценки для срока от 1 до 3 месяцев, а для срока до 30 дней значение коэффициента  $\beta$  больше единицы.

За исключением срока «до 30 дней», для всех остальных сроков гипотезы о наличии единичного корня и о наличии автокорреляции в динамике остатков модели отвергаются на всех разумных уровнях значимости. Следовательно, с помощью модели удастся описать взаимодействие двух временных рядов, а существование единичного корня в рядах

Таблица 3. Оценки «псевдокаузальной» авторегрессии (уровни)

	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
$p$	10	2	1	1	2	3	2	1
$\beta$	1.101	0.213	0.240	0.135	0.334	0.068	0.062	0.059
ADF	0.08	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Ljung–Box	0.01	0.07	0.46	0.50	0.01	0.70	0.96	0.84
Jarque–Bera	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Shapiro–Wilk	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.19	0.07

Примечание. ADF, Ljung–Box, Jarque–Bera и Shapiro–Wilk соответствуют  $p$ -значениям в тестах Дики–Фуллера на наличие единичного корня в остатках, теста Ljung–Box на наличие автокорреляции до 4 порядка в остатках и теста на нормальность распределения остатков соответственно.

В. А. Крамков, А. Г. Максимов

ставок по кредитам связано только с наличием единичного корня в динамике ставки денежного рынка, в то время как их разность («наценка») дополнительным источником нестационарности, скорее всего, не является. Кроме того, число лагов не очень велико и не превышает 3.

Не менее важно, что гипотеза о нормальности распределения остатков также отвергается на любом разумном уровне значимости. Это делает обоснованным применение методов, основанных на негауссовском распределении, в том числе модели некаузальной авторегрессии.

Вторым этапом, после оценки «псевдокаузальной» модели, осуществляется поиск лучшей спецификации модели некаузальной авторегрессии. Оценим следующую модель для  $i \in \{SR, LR, 0, 1, 3, 6, 12, 36\}$ :

$$\varphi(L)\theta(L^{-1})r_t^i = \mu + \beta r_t^{money} + \sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim Student(v). \quad (1)$$

По сравнению с обычной моделью авторегрессии с экзогенным регрессором, эта модель различает назад- и впередсмотрящие лаги, причем лаговый многочлен в левой части уравнения разделен на две части:  $\varphi(L)$  и  $\theta(L^{-1})$ . Сами коэффициенты перед лагами функционально связаны с коэффициентами обоих многочленов, а их оценка становится возможной при предположении о распределении шума — здесь берется  $t$ -распределение Стьюдента, причем число степеней свободы оценивается в модели как один из параметров.

Выбор спецификации означает в данном контексте определение порядка  $r$  и  $s$  многочленов  $\varphi(L)$  и  $\theta(L^{-1})$  при условии  $r + s = p$ , где  $p$  определено на предыдущем этапе. Ключевым критерием здесь выступает сравнение значения функции правдоподобия для этих спецификаций. Также проверяется значимость дополнительного лага эндогенной переменной с помощью теста отношения правдоподобия.

Для каждого срока было установлено, что спецификации с тремя лагами, два из которых назадсмотрящие и один впередсмотрящий (т. е. спецификация  $MARx(2,1)$ ) не противоречат критериям AIC и BIC — значения критериев для этих спецификаций минимальны для соответствующего срока или несущественно уступают «соседним». В этом последнем случае добавление дополнительных лагов лишь незначительно увеличивает значение информационных критериев, а коэффициенты перед «дополнительными» лагами оказываются незначимыми. Для обеспечения единства и сопоставимости оцененных спецификаций, а также

с учетом того, что данной спецификации достаточно для проверки значимости вперед- и назадсмотрящих коэффициентов, в дальнейшем будем оценивать модели именно с таким числом лагов.

## 5.2. Оценки авторегрессий

Непосредственно оценки всех коэффициентов в модели (1) для каждого срока представлены в табл. 4. Для всех рядов была оценена единая спецификация  $MARx(2,1)$ .

**Таблица 4.** Оценки модели  $MARx(2,1)$  для ставок по кредитам на различные сроки

	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
$\varphi_2$	-0.112 (0.025)	0.294 (0.042)	0.434 (0.043)	0.311 (0.055)	0.175 (0.026)	0.416 (0.071)	0.271 (0.085)	0.292 (0.082)
$\varphi_1$	0.770 (0.025)	0.382 (0.042)	0.494 (0.043)	0.596 (0.055)	0.172 (0.026)	0.412 (0.071)	0.672 (0.085)	0.620 (0.082)
$\theta_1$	0.143 (0.007)	0.656 (0.008)	0.323 (0.028)	0.375 (0.028)	0.839 (0.003)	0.444 (0.021)	-0.013 (0.063)	0.233 (0.038)
$\mu$	0.545 (0.024)	0.635 (0.030)	0.409 (0.032)	0.614 (0.032)	0.062 (0.020)	0.672 (0.043)	0.392 (0.055)	0.540 (0.042)
$\beta$	0.255 (0.003)	0.077 (0.004)	0.019 (0.004)	0.006 (0.004)	0.131 (0.002)	0.050 (0.005)	0.028 (0.0065)	0.023 (0.005)
$\sigma$	0.190	0.252	0.255	0.302	0.156	0.384	0.496	0.372
$\nu$	2.291	2.793	2.211	3.120	1.603	5.211	6.059	4.765

*Примечание.* В скобках приведены стандартные ошибки. Незначимые (на 5%-ном уровне) коэффициенты выделены курсивом. Параметр  $\sigma$  — коэффициент масштабирования, а  $\nu$  — число степеней свободы в  $t$ -распределении.

Оценки параметров модели с двумя назадсмотрящими слагаемыми и одним впередсмотрящим для большинства различных сроков сравнительно близки как в количественном, так и в качественном плане. За исключением модели для ставки по кредиту сроком «свыше трех лет», во всех других моделях все три коэффициента перед упомянутыми слагаемыми значимы. Оцененное число степеней свободы  $\nu$  в  $t$ -распределении шума во всех моделях не превышает семи и только для срока «до года» оценивается меньше двух. Это подтверждает гипотезу о том, что во всех случаях распределение шума существенно отличается от нормального (поскольку  $t$ -распределение при возрастании числа степеней свободы стремится к нормальному, а для малого числа степеней свободы характеризуется более тяжелыми хвостами).

Сомнение вызывают оценки «до года», поскольку в этом случае дисперсия распределения оценивается как бесконечная. Хотя случай бесконечной дисперсии рассматривался в других работах (например, (Nesq et al., 2016)) и в целом не препятствует оценке параметров некаузальной авторегрессии, к оценкам  $MARx(2,1)$  методом максимального правдоподобия в этом случае следует относиться с осторожностью.

Отдельно стоит рассмотреть оценки в сводной категории «до года» в сравнении с оценками по отдельным категориям. Несмотря на то что формально в расчете ставок «до года» используются те же сделки, что и в расчете ставок на 4 срока, и, казалось бы, динамика

ставок по сводной группе должна в определенном смысле обобщать динамику ставок по отдельным группам, фактические оценки здесь различаются качественно. Если по каждому уравнению для отдельных ставок коэффициент перед впередсмотрящим слагаемым оказался строго меньше, чем коэффициенты перед назадсмотрящими, и канал ожиданий оказывается вспомогательным в объяснении персистентности ставок, то в уравнении для сводной группы ситуация противоположная — влияние впередсмотрящих слагаемых доминирует, а коэффициент перед ними в 2–3 раза больше, чем при анализе по отдельности.

В настоящей работе отдано предпочтение оценкам по отдельным срокам и предлагается следующее возможное объяснение указанного выше эффекта. По-видимому, оценки модели временных рядов для укрупненной категории вообще могут не наследовать свойства покомпонентных оценок, поскольку сама структура временного ряда может измениться. Так, легко показать, что линейная комбинация двух авторегрессионных процессов одного порядка в общем случае не является авторегрессионным процессом того же порядка, а содержит автокорреляцию шума (т. е. является ARMA процессом). При более сложном агрегировании (например, когда сводная группа является средневзвешенным с переменными весами или с весами, формирующимися эндогенно) тем более не следует ожидать инвариантности структуры временного ряда.

В данном случае, если в качестве спецификации моделей по отдельным компонентам выбрана  $MARx(2,1)$ , то соответствующая спецификация модели по сводной группе, скорее всего, должна быть с большим числом лагов. При этом, в силу ограниченности выборки, тестам и информационным критериям, используемым при выборе оптимальной спецификации, может не хватить мощности, чтобы выбрать нужную спецификацию. Поэтому для этого конкретного случая дополнительно оцениваем модель  $MARx(2,3)$ , соответствующие результаты приведены в табл. 5. Заметим, что оценки  $\{\varphi_i\}$  существенно больше (по модулю) оценок  $\{\theta_i\}$

**Таблица 5.** Оценки некаузальной авторегрессии для ставок по кредитам на срок «до года» для альтернативных спецификаций

	$MARx(2,3)$	$MARx(2,4)$
$\varphi_2$	0.234 (0.033)	0.244 (0.033)
$\varphi_1$	0.581 (0.033)	0.566 (0.033)
$\theta_1$	0.203 (0.030)	0.204 (0.032)
$\theta_2$	–0.028 (0.041)	–0.031 (0.042)
$\theta_3$	0.051 (0.030)	0.053 (0.042)
$\theta_4$	—	–0.002 (0.032)
$\mu$	0.674 (0.024)	0.701 (0.024)
$\beta$	0.089 (0.003)	0.090 (0.003)
$\sigma$	0.185	0.183
$\nu$	1.945	1.926

*Примечание.* В скобках приведены стандартные ошибки. Параметр  $\sigma$  — коэффициент масштабирования,  $\nu$  — число степеней свободы в  $t$ -распределении.



### 5.3. Интерпретация оценок с точки зрения переноса процентных ставок

Отклик ставки по кредитам  $r_t^i$  на изменение ставки денежного рынка  $r_t^{money}$  на 1 п.п. отражает динамические свойства подстройки ставки под изменившиеся условия заимствований, и в макроэкономической литературе более известен как перенос процентных ставок. Функции импульсного отклика на (перманентное) изменение ставки на 1 п.п. представлены в графическом виде на рис. 3, а их основные характеристики — в табл. 6. Дополнительно для ставок «до года» в табл. 7 приведены характеристики по различным спецификациям. В обеих таблицах приводятся оценки среднего изменения ставок по кредитам на различные сроки при известном заранее изменении в момент времени  $t = t_0$  ставки денежного рынка на 1 п.п. Указывается изменение ставки как за все время, так и по отдельности за три периода: в месяцы, предшествующие моменту изменения ( $t < t_0$ ), в тот же месяц ( $t = t_0$ ) и в последующие месяцы ( $t > t_0$ ). Точечные оценки функций построены с помощью процедуры, описанной в разделе 3.3.

В целом оценки свидетельствуют в пользу того, что предварительная подстройка ставок по кредитам под заранее известное изменение ставки денежного рынка статистически значима, но по абсолютной величине относительно невелика. Не более 10% всего отклика на гипотетическое изменение ставки происходит до самого изменения, а основной перенос (от 70 до 90%) происходит уже после произошедшего изменения ставок. Непосредственно перенос процентных ставок в большинстве моделей оценивается как неполный.

**Таблица 6.** Основные характеристики переноса для спецификации  $MARx(2,1)$

	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
Весь	0.871	0.694	0.379	0.096	1.242	0.525	0.482	0.346
(в %)	(100%)	(100%)	(100%)	(100%)	(100%)	(100%)	(100%)	(100%)
$t < t_0$	0.043	0.229	0.011	0.004	0.930	0.055	-0.000	0.008
(в %)	(4.9%)	(33.1%)	(2.9%)	(4.4%)	(74.9%)	(10.4%)	(-0.1%)	(2.3%)
$t = t_0$	0.255	0.120	0.023	0.007	0.178	0.068	0.255	0.026
(в %)	(29.3%)	(17.4%)	(6.0%)	(7.3%)	(14.4%)	(13.0%)	(5.8%)	(7.5%)
$t > t_0$	0.574	0.344	0.345	0.085	0.134	0.402	0.574	0.312
(в %)	(65.8%)	(49.6%)	(91.1%)	(88.3%)	(10.8%)	(76.6%)	(94.3%)	(90.2%)

*Примечание.* В скобках указывается, какая доля общего изменения ставки по кредитам на данный срок приходится на соответствующий период.

**Таблица 7.** Основные характеристики переноса для  $r_t^{SR}$

	$MARx(2,1)$	$MARx(2,3)$	$MARx(2,4)$
Весь	1.242	0.418	0.422
(в %)	(100%)	(100%)	(100%)
$t < t_0$	0.930	0.030	0.030
(в %)	(74.9%)	(7.1%)	(7.1%)
$t = t_0$	0.178	0.100	0.101
(в %)	(14.4%)	(23.9%)	(24.0%)
$t > t_0$	0.134	0.288	0.291
(в %)	(10.8%)	(69.0%)	(69.0%)

*Примечание.* В скобках указывается, какая доля общего изменения ставки по кредитам на данный срок приходится на соответствующий период.

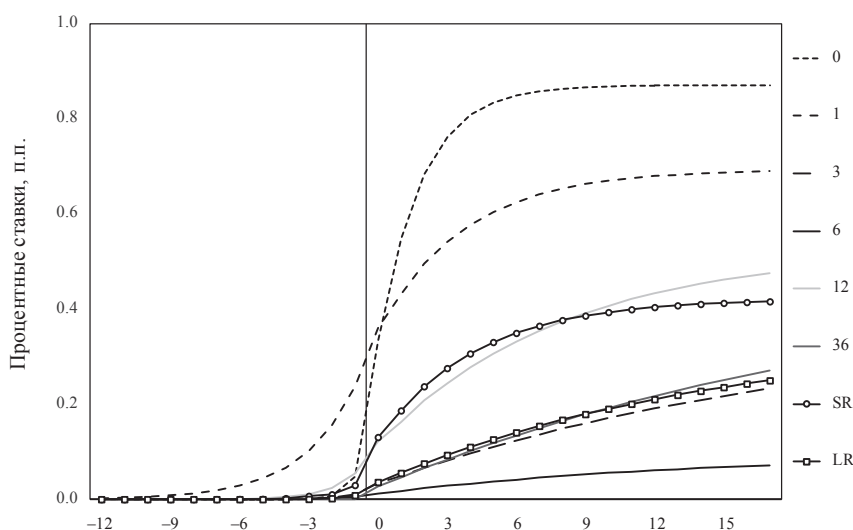


Рис. 3. Функции импульсного отклика (в модели для уровней)

На рисунке 3 представлен динамический отклик средневзвешенных ставок (в годовом выражении в п.п.) коммерческих кредитов на определенный срок в ответ на заранее известный рост ставки денежного рынка на 1 п.п. в момент времени  $t = 0$ .

Вполне возможно, что столь скромная предварительная реакция была характерна лишь для рассматриваемого временного диапазона, который затрагивает периоды с различными режимами денежно-кредитной политики Банка России. Они включают период 2011–2014 гг., во время которого денежно-кредитная политика была связана с валютным курсом, а процентные ставки не были главным инструментом Банка России, кризисный период 2014–2015 гг. и период инфляционного таргетирования. Поскольку лишь в последний период Банк России активно задействовал инструменты процентной политики и одновременно наблюдалась достаточная макроэкономическая стабильность, наивно было бы ожидать больших значений предварительной подстройки банковских ставок. Вместе с тем, по мере дальнейшей стабилизации макроэкономических условий продолжения политики инфляционного таргетирования и активной процентной политики можно ожидать усиления действия канала ожиданий в формировании процентных ставок по банковским кредитам.

## 6. Проверка робастности выводов

Предыдущие оценки структурных параметров уравнения (и, соответственно, оценки глубинных параметров) во многом зависят от справедливости нескольких предпосылок. В частности, источником проблем может стать нестационарность исходных временных рядов. Хотя в рамках обычной модели  $ARX$  удастся описать динамику нестационарного ряда ставок по кредитам, причем остатки в этой модели стационарны, существует вероятность того, что они далеки от истинных значений, поскольку нестационарность может вызывать смещение в оценках. Кроме того, динамика стоимости заимствований не обязательно полностью

совпадает с динамикой ставок межбанковского рынка, поскольку банки располагают и другими источниками заимствований.

Чтобы проверить, насколько эти два потенциальных источника искажений влияют на выводы о динамических свойствах ставок по кредитам, можно оценить коэффициенты модели в альтернативной спецификации для первых разностей ряда ставок по кредитам при отсутствии экзогенных регрессоров. Такая модель согласуется с промежуточным уравнением в модели Kobayashi (2008). Как сами коэффициенты, так и функции импульсного отклика могут быть достаточно просто сопоставлены с базовой спецификацией. В таблице 8 приведены результаты оценок для разностей для спецификации  $MARx(1,1)$ :

$$\varphi(L)\theta(L^{-1})\Delta r_t^i = \mu + \sigma\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim Student(\nu).$$

**Таблица 8.** Оценки модели  $MARx(1,1)$  для ставок по кредитам на различные сроки

	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
$\varphi_1$	0.039 (0.028)	-0.085 (0.045)	-0.415 (0.040)	-0.287 (0.057)	0.282 (0.037)	-0.325 (0.075)	-0.283 (0.085)	-0.270 (0.085)
$\theta_1$	0.200 (0.028)	0.159 (0.043)	0.343 (0.040)	0.358 (0.054)	0.142 (0.038)	0.275 (0.076)	-0.023 (0.087)	0.184 (0.083)
$\mu$	-0.058 (0.026)	-0.060 (0.030)	-0.007 (0.030)	-0.027 (0.037)	-0.049 (0.027)	-0.020 (0.043)	-0.031 (0.055)	-0.030 (0.043)
$\sigma$	0.206	0.241	0.239	0.311	0.214	0.375	0.490	0.381
$\nu$	1.805	2.114	1.915	3.094	2.099	4.043	5.391	4.850

*Примечание.* В скобках приведены стандартные ошибки. Незначимые (на 5%-ном уровне) коэффициенты выделены курсивом.

Хотя с помощью оценок этих моделей нельзя проверить выводы об абсолютной величине характеристик переноса, все же можно проверить робастность выводов по оценкам основной спецификации о его некаузальном характере переноса, а также о распределении эффекта переноса между предварительным, мгновенным и последующим этапами. Для этого можно рассмотреть отклик переменной на заранее известное событие (в момент времени  $t = 0$ ), приводящее к росту процентной ставки на 1 п.п. в долгосрочном периоде. Оцененные графики функций импульсного отклика представлены на рис. 4.

Ключевым выводом из приведенных оценок следует считать значимость коэффициентов перед вперёдсмотрящими аргументами, что свидетельствует о наличии некаузальности в динамике процентных ставок. Более того, оценки позволяют судить о существенности этого эффекта и об объеме подстройки ставок по кредитам под заранее известный шок.

Так, согласно приведенным оценкам, от 20 до 60% всей реакции процентных ставок на известное изменение фундаментальных факторов происходят еще до фактического изменения за счет действия канала ожиданий.

В большинстве уравнений коэффициент перед предыдущим значением эндогенной переменной оказался значимым и отрицательным, что противоречит моделям Kobayashi (2008) и Gerali et al. (2010). Одним из возможных объяснений этого факта может быть предположение о наличии временных и непersistентных факторов динамики ставок по кредитам, в том числе ошибок измерения.

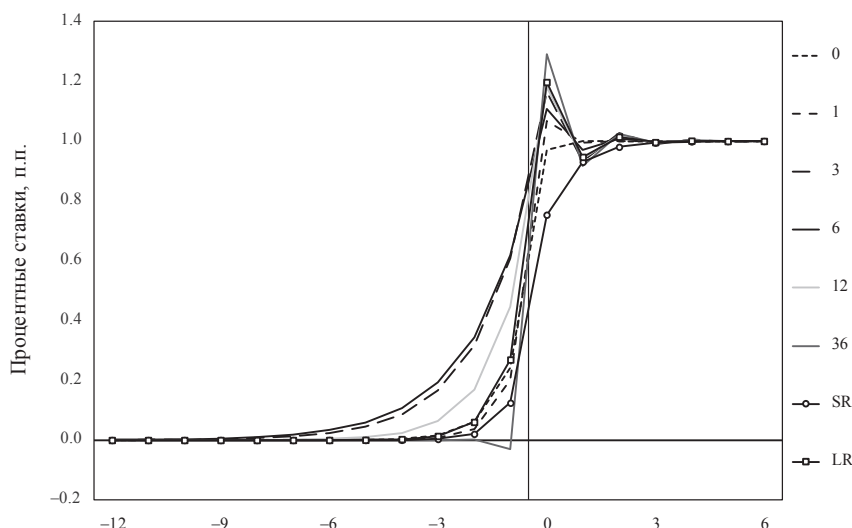


Рис. 4. Функции импульсного отклика (в модели для разностей)

При этом зависимость эффекта ожиданий от срока кредита нелинейная — ожидания оказывают максимальное воздействие на динамику ставок по кредитам на сроки от 3 до 6 месяцев и от 6 до 12 месяцев, в то время как для более коротких, а также для более длительных сроков эффект существенно меньше.

В целом оценки уравнения в разностях процентных ставок подтверждают выводы, полученные по оценкам уравнений в уровнях — действие канала ожиданий в динамике процентных ставок значимо. При этом такие оценки менее подвержены возможному смещению из-за нестационарности переменных и неправильной идентификации стоимости денег.

## 7. Связь с микроэкономическими параметрами

Ранее (в разделе 2) была показана связь модели некаузальной авторегрессии для процентных ставок с макроэкономическими моделями жесткостей ценообразования, такими как модели Kobayashi (2008) и Gerali et al. (2010). В свою очередь макроэкономические модели увязывают коэффициенты в уравнениях с глубинными микроэкономическими параметрами, например, вероятностью изменения цен в модели Calvo (1983). Если установить связь между коэффициентами оцененного эконометрического уравнения и коэффициентами теоретической модели, то по полученным оценкам можно восстановить вмененные оценки глубинных параметров, при которых в теоретической модели наблюдались бы такие коэффициенты. Такой метод использовали, помимо прочих, Lanne, Luoto (2013) для оценки глубинных параметров кривой Филлипса в США и получили результаты, соответствующие оценкам других исследователей и экономической логике вообще. Это также соответствует более общей практике идентификации параметров макроэкономических моделей с помощью эмпирических моментов, оцененных в модели временных рядов (см. подробнее (Lanne, Luoto, 2013)).

В нашем случае подобная связь между коэффициентами уравнений для разностей

$$\varphi(L)\theta(L^{-1})\Delta r_t^i = \mu + \varepsilon_t \quad \text{и} \quad \Delta r_t^i = \gamma_f E_t \Delta r_{t+1}^i + \gamma_x \Delta r_t^{money}$$

тоже может быть восстановлена и использована для получения точечных оценок глубинных параметров. В частности, для случая разностей можно воспользоваться следующими преобразованиями:

$$\begin{aligned} \varphi(L)\theta(L^{-1})\Delta r_t^i = \mu + \varepsilon_t &\rightarrow \theta(L^{-1})\Delta r_t^i = \frac{1}{\varphi(L)}[\mu + \varepsilon_t] \rightarrow \\ \rightarrow (1 - \gamma_f L^{-1})\theta^*(L^{-1})\Delta r_t^i &= \frac{1}{\varphi(L)}[\mu + \varepsilon_t] \rightarrow (1 - \gamma_f L^{-1})\Delta r_t^i = \frac{1}{\varphi(L)\theta^*(L^{-1})}[\mu + \varepsilon_t] \rightarrow \\ &\rightarrow \Delta r_t^i = x_t + \gamma_f \Delta r_{t+1}^i. \end{aligned}$$

Такие преобразования справедливы при обратимости многочленов  $\varphi(L)$  и  $\theta(L^{-1})$ , а также при возможности выделить в составе впередсмотрящей части авторегрессионного многочлена  $\theta(L^{-1})$  единственный корень  $\gamma_f$ , соответствующий структурному параметру. Выбор корня  $\gamma_f$  очевиден в случае, если  $\theta(L^{-1})$  — многочлен первого порядка. В остальных случаях можно воспользоваться ограничениями на  $\gamma_f$ , вытекающими из его смысла (например,  $0 < \gamma_f < 1$ ). Более подробно процедура выбора такого корня обсуждалась в (Lanne, Luoto, 2013).

Остается добавить, что по единственному параметру  $\gamma_f$  идентифицировать оба глубинных параметра, очевидно, не удастся, однако каждой паре значений  $\gamma_f$  и  $\beta$  соответствует единственное значение параметра  $q$ .

С помощью вышеописанного алгоритма для оценок уравнений были получены оценки глубинных параметров, которые приведены в табл. 9.

**Таблица 9.** Идентификация оценок глубинных параметров (для уравнений в разностях)

	$r_t^0$	$r_t^1$	$r_t^3$	$r_t^6$	$r_t^{SR}$	$r_t^{12}$	$r_t^{36}$	$r_t^{LR}$
$\theta_1$	0.200 (0.028)	0.159 (0.043)	0.343 (0.040)	0.358 (0.054)	0.142 (0.038)	0.275 (0.076)	-0.023 (0.087)	0.184 (0.083)
$\gamma_f$	0.199	0.161	0.400	0.399	0.136	0.302	-0.023	0.193
$q \beta = 1$	0.207	0.166	0.4997	0.139	0.139	0.336	—	0.201
$q \beta = 0.99$	0.209	0.168	0.508	0.506	0.140	0.340	—	0.203
$q \beta = 0.95$	0.219	0.175	0.547	0.545	0.147	0.358	—	0.212
$q \beta = 0.90$	0.232	0.185	0.609	0.606	0.155	0.385	—	0.225

Точечные оценки глубинного параметра  $q$  при различных  $\beta$  позволяют утверждать, что неопределенность  $\beta$  качественно не изменяет оценки. Вариация исходных параметров в пределах их доверительных интервалов сильнее сказывается на итоговой неопределенности. Вместе с тем оценки свидетельствуют о небольшом значении параметра  $q$ . Максимальная степень жесткости ценообразования свойственна кредитам на сроки от 3 месяцев до полугодия и от полугодия до года и соответствует ситуации, при которой около половины фирм изменяют свои цены оптимальным образом каждый месяц, причем средний период неизменности ставок у конкретного банка равен двум месяцам.

## 8. Заключение

В данной работе рассмотрены динамические свойства процентных ставок по кредитам, выдаваемым коммерческими банками на разные сроки. Особое внимание уделялось идентификации канала ожиданий в процессе подстройки ставок по кредитам под изменения ставок межбанковского рынка. Установлено, что влияние ожидаемых изменений ставок значимо, однако по абсолютной величине невелико. Такие свойства согласуются с гипотезой рациональных ожиданий и могут моделироваться с помощью введения ценовых жесткостей на рынке банковских кредитов. Были оценены параметры таких жесткостей (для модели жесткостей Calvo) для ставок по различным срокам.

## Список литературы

- Банк России (2020). Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2020 год и период 2021 и 2022 годов. [http://www.cbr.ru/about\\_br/publ/ondkp/on\\_2021\\_2023/](http://www.cbr.ru/about_br/publ/ondkp/on_2021_2023/).
- Breidt J., Davis R. A., Lii K. S., Rosenblatt M. (1991). Maximum likelihood estimation for noncausal autoregressive processes. *Journal of Multivariate Analysis*, 36, 175–198.
- Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383–398.
- Ciccarone G., Giuli F., Liberati D. (2014). Incomplete interest rate pass-through under credit and labor market frictions. *Economic Modelling*, 36, 645–657.
- Fries S., Zakoian J. M. (2019). Mixed causal-noncausal AR processes and the modelling of explosive bubbles. *Econometric Theory*, 35 (6), 1234–1270.
- Gerali A., Neri S., Sessa L., Signoretti F. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107–141.
- Gourieroux C., Jasiak J. (2017). Noncausal vector autoregressive process: Representation, identification, and semi-parametric estimation. *Journal of Econometrics*, 200 (1), 118–134.
- Gouriéroux C., Zakoian J. M. (2017). Local explosion modelling by non-causal process. *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 79 (3), 737–756.
- Hecq A., Issler J. V., Telg S. (2020). Mixed causal-noncausal autoregressions with exogenous regressors. *Journal of Applied Econometrics*, 35 (3), 328–343.
- Hecq A., Lieb L., Telg S. (2016). Identification of mixed causal-noncausal models in finite samples. *Annals of Economics and Statistics*, 123/124, 307–331.
- Hecq A., Lieb L., Telg S. (2017). Simulation, estimation and selection of mixed causal-noncausal autoregressive models: The MARX package. *Working Paper*. <https://ssrn.com/abstract=3015797>.
- Hencic A., Gourieroux C. (2015). Noncausal autoregressive model in application to bitcoin/USD exchange rate. *Econometrics of Risk, Series: Studies in Computational Intelligence*, 583, 17–40.
- Kobayashi T. (2008). Incomplete interest rate pass-through and optimal monetary policy. *International Journal of Central Banking*, 4 (3), 77–118.
- Lanne M., Luoto J. (2013). Autoregression-based estimation of the new Keynesian Phillips curve. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37 (3), 561–570.
- Lanne M., Saikkonen P. (2010). Noncausal autoregressions for economic time series. *Journal of Time Series Econometrics*, 3 (3), 1–32.
- Lanne M., Saikkonen P. (2011). GMM estimation with non-causal instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73 (5), 581–592.



Novak A., Larin A., Khvostova I. (2016). Euler equation with habits and measurement errors: Estimates on Russian micro data. *Panoeconomicus*, 63 (4), 395–409.

Rotemberg J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90, 1187–1211.

Rousseas S. (1985). A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8 (1), 135–144.

Schmidt H. (1978). Can an effect precede its cause? A model of a noncausal world. *Foundations of Physics*, 8, 463–480.

Woodford M. (2005). Central Bank communication and policy effectiveness. *NBER Working Papers* 11898.

Wu R., Davis R. A. (2010). Least absolute deviation estimation for general autoregressive moving average time-series models. *Journal of Time Series Analysis*, 31 (2), 98–112.

Поступила в редакцию 28.08.2020;  
принята в печать 30.10.2020.

---

Kramkov V. A., Maksimov A. G. Loan market markups and noncausal autoregressions. *Applied Econometrics*, 2020, v. 60, pp. 48–69.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-48-69

---

#### **Viacheslav Kramkov**

Volgo-Vyatka Main Branch of Bank of Russia; National Research University Higher School of Economics (HSE University), Nizhny Novgorod, Russian Federation;  
w.kramkov@mail.ru

#### **Andrey Maksimov**

National Research University Higher School of Economics (HSE University),  
Nizhny Novgorod, Russian Federation;  
amaksimov@hse.ru

### **Loan market markups and noncausal autoregressions**

The dynamics of different maturity loans interest rates is studied. Identification strategy that explicitly allows to introduce the impact of future interest rates expectations and to estimate their significance is used. It is shown that for Russian banking sector in 2010–2020 expectations about future interest rates path have significant but modest impact on current loan rates. Main results are proven to be robust with respect to interest rates stationarity assumption. Estimated empirical moments may be used in macroeconomic model calibration.

**Keywords:** interest rates pass through; rational expectations; noncausal autoregression; time series; identification in macroeconomics.

**JEL classification:** E43; G21; C22; C51.

### **References**

Bank of Russia (2020). Guidelines for the single state monetary policy. [http://www.cbr.ru/eng/about\\_br/publ/ondkp/](http://www.cbr.ru/eng/about_br/publ/ondkp/).

Breidt J., Davis R. A., Lii K. S., Rosenblatt M. (1991). Maximum likelihood estimation for noncausal autoregressive processes. *Journal of Multivariate Analysis*, 36, 175–198.

- Calvo G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383–398.
- Ciccarone G., Giuli F., Liberati D. (2014). Incomplete interest rate pass-through under credit and labor market frictions. *Economic Modelling*, 36, 645–657.
- Fries S., Zakoian J. M. (2019). Mixed causal-noncausal AR processes and the modelling of explosive bubbles. *Econometric Theory*, 35 (6), 1234–1270.
- Gerali A., Neri S., Sessa L., Signoretti F. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107–141.
- Gourieroux C., Jasiak J. (2017). Noncausal vector autoregressive process: Representation, identification, and semi-parametric estimation. *Journal of Econometrics*, 200 (1), 118–134.
- Gouriéroux C., Zakoian J. M. (2017). Local explosion modelling by non-causal process. *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 79 (3), 737–756.
- Hecq A., Issler J. V., Telg S. (2020). Mixed causal-noncausal autoregressions with exogenous regressors. *Journal of Applied Econometrics*, 35 (3), 328–343.
- Hecq A., Lieb L., Telg S. (2016). Identification of mixed causal-noncausal models in finite samples. *Annals of Economics and Statistics*, 123/124, 307–331.
- Hecq A., Lieb L., Telg S. (2017). Simulation, estimation and selection of mixed causal-noncausal autoregressive models: The MARX package. *Working Paper*. <https://ssrn.com/abstract=3015797>.
- Hencic A., Gourieroux C. (2015). Noncausal autoregressive model in application to bitcoin/USD exchange rate. *Econometrics of Risk, Series: Studies in Computational Intelligence*, 583, 17–40.
- Kobayashi T. (2008). Incomplete interest rate pass-through and optimal monetary policy. *International Journal of Central Banking*, 4 (3), 77–118.
- Lanne M., Luoto J. (2013). Autoregression-based estimation of the new Keynesian Phillips curve. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37 (3), 561–570.
- Lanne M., Saikkonen P. (2010). Noncausal autoregressions for economic time series. *Journal of Time Series Econometrics*, 3 (3), 1–32.
- Lanne M., Saikkonen P. (2011). GMM estimation with non-causal instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73 (5), 581–592.
- Novak A., Larin A., Khvostova I. (2016). Euler equation with habits and measurement errors: Estimates on Russian micro data. *Panoeconomicus*, 63 (4), 395–409.
- Rotemberg J. (1982). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90, 1187–1211.
- Rousseas S. (1985). A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8 (1), 135–144.
- Schmidt H. (1978). Can an effect precede its cause? A model of a noncausal world. *Foundations of Physics*, 8, 463–480.
- Woodford M. (2005). Central Bank communication and policy effectiveness. *NBER Working Papers* 11898.
- Wu R., Davis R. A. (2010). Least absolute deviation estimation for general autoregressive moving average time-series models. *Journal of Time Series Analysis*, 31 (2), 98–112.

Received 28.08.2020; accepted 30.10.2020.