

Макроэкономика

ТЕСТИРОВАНИЕ НАЛИЧИЯ ПРОЦЕНТНОГО КАНАЛА В КРИВОЙ IS ДЛЯ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ

Александра БОЖЕЧКОВА, Андрей ПОЛБИН

Александра Викторовна Божечкова — кандидат экономических наук, старший научный сотрудник Института прикладных экономических исследований РАНХиГС (117517, Россия, Москва, просп. Вернадского, д. 82), заведующий лабораторией денежно-кредитной политики ИЭП им. Гайдара (125009, Россия, Москва, Газетный пер., д. 3–5).
E-mail: bojchkova@ranepa.ru

Андрей Владимирович Полбин — кандидат экономических наук, заведующий лабораторией математического моделирования экономических процессов РАНХиГС (117517, Россия, Москва, просп. Вернадского, д. 82), заведующий лабораторией макроэкономического моделирования ИЭП им. Гайдара (125009, Россия, Москва, Газетный пер., д. 3–5).
E-mail: apolbin@ranepa.ru

Аннотация

Вопрос о наличии взаимосвязи между уровнем деловой активности и реальной ставкой процента является важнейшим при построении макроэкономических моделей. В экономической теории со времен Кейнса и по сей день процентный канал выступает одним из ключевых каналов трансмиссии шоков денежно-кредитной и бюджетно-налоговой политики на макроэкономические показатели за счет влияния на траектории потребления домохозяйств и инвестиции. Работоспособность процентного канала играет первостепенную роль при обсуждении мер денежно-кредитной политики для стабилизации деловой активности. Так, изменение номинальной ставки процента в условиях неабсолютной гибкости цен может оказать влияние на реальную ставку процента, тем самым воздействуя на агрегированный спрос в экономике. Однако способность Банка России воздействовать на экономическую активность в РФ часто подвергается сомнению ввиду отсутствия устойчивых эмпирических свидетельств зависимости российского выпуска от процентной ставки. В статье рассмотрены теоретические основы построения кривой IS, представлен обзор эмпирических исследований, позволивший выявить эволюцию подходов к ее оценке. В работе тестируется гипотеза о наличии отрицательной взаимосвязи между выпуском российской экономики и ставкой процента. Реализован один из возможных подходов к решению поставленной задачи, заключающийся в оценке структурного уравнения IS для ВВП РФ в отклонениях от тренда с помощью обобщенного метода моментов в период с I квартала 1999-го по III квартал 2014 года. Результаты эмпирического анализа свидетельствуют в пользу наличия отрицательной взаимосвязи между экономической активностью в РФ и реальной процентной ставкой.

Ключевые слова: процентный канал, кривая IS, уравнение Эйлера, моделирование агрегированного спроса в РФ, деловой цикл, денежно-кредитная политика.

JEL: E12, E20, E32, C30.

Авторы выражают благодарность С. Г. Синельникову-Мурылёву и Р. М. Энтову за плодотворное обсуждение и ценные комментарии.

Введение

На протяжении последних нескольких лет денежно-кредитная политика Банка России претерпела существенные изменения. Так, переход Банка России к режиму инфляционного таргетирования и гибкого курсообразования, завершение формирования процентного коридора как одного из ключевых механизмов воздействия монетарных властей на рыночные ставки процента обуславливают возросшую роль процентной политики в динамике реального сектора экономики. В экономической литературе описывается широкий спектр каналов влияния ставки процента на совокупный выпуск, наиболее изученными среди которых являются каналы, действующие через инвестиционные решения фирм и межвременной выбор домашних хозяйств. Тем не менее, как показывают проведенные ранее эмпирические исследования [Дробышевский и др., 2008; Леонтьева, 2012; Шоломицкая, 2017], традиционная связь между процентом и динамикой выпуска на российских докризисных данных не обнаруживалась, что, по всей видимости, связано с подчиненной ролью ставки процента в условиях проведения политики таргетирования валютного курса и с высокой сдерживающей ролью институциональных факторов, включая значительные административные барьеры в бизнесе, слабое развитие финансового сектора, рентоориентированное поведение и т. д., а также высокий уровень неопределенности при принятии решений экономическими агентами.

В силу названных причин реальная ставка процента оказывается далеко не единственным фактором, определяющим уровень экономической активности, и существуют другие детерминанты, которые могут либо ослабить степень взаимосвязи между реальной ставкой процента и выпуском, либо взять на себя объяснение большей части вариации выпуска, инвестиций и потребления. Однако следует понимать, что статистически значимые свидетельства влияния процентной ставки Банка России на выпуск ранее могли быть не обнаружены, потому что Банк России до недавнего времени не использовал ставки на денежном рынке в качестве операционных целей и ставки по операциям Банка России в качестве ключевых инструментов денежно-кредитной политики. Из отсутствия эмпирических свидетельств о статистически значимом влиянии ставок на выпуск еще не следует, что процентная ставка не может являться действенным инструментом для стабилизации деловой активности в российских условиях.

Основной целью настоящей работы является тестирование гипотезы о наличии отрицательной взаимосвязи между выпуском и ставкой процента для российской экономики. Проверка данной гипотезы осуществлена на основе оценки структурного уравнения IS. При этом мы непосредственно не принимали во внимание факторы, обуслав-

ливавшие динамику реального процента в российской экономике. В частности, реальная ставка процента могла изменяться как за счет шоков денежно-кредитной политики, так и за счет других шоков, обуславливающих динамику номинального процента и ожидаемой инфляции, таких как шоки условий торговли, шоки спроса и производительности. Поэтому мы работаем с регрессором с достаточно высокой вариацией, что позволяет получить более качественные эконометрические оценки.

Проведенные экономические расчеты могут трактоваться как косвенный тест на работоспособность каналов денежно-кредитной трансмиссии. Так, наличие взаимосвязи между деловой активностью в РФ и реальной ставкой процента может означать, что Центральный банк имеет возможность оказывать влияние на реальный сектор экономики, если изменение номинальной ставки воздействует на реальный процент. В целом краткосрочное влияние изменений номинальной ставки процента Банка России на реальную ставку возможно в условиях неабсолютной гибкости цен, и выполнение данной предпосылки является менее дискуссионным по сравнению с выполнением гипотезы о наличии отрицательной взаимосвязи выпуска с процентной ставкой.

Работа построена следующим образом. В первом разделе приводится обзор работ, касающихся теоретических аспектов моделирования кривой IS и эмпирических подходов к оценке различных ее модификаций. Во втором разделе оценивается кривая IS для российской экономики. В заключении сформулированы основные результаты и выводы работы.

1. Текущее состояние исследований в сфере оценивания кривой IS

Стандартная кривая IS в наиболее простой трактовке отражает все комбинации номинальной ставки процента (равной реальной ставке в предположении, что цены являются абсолютно жесткими) и уровня реального ВВП, которые соответствуют равновесию на товарном рынке¹:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G, \quad (1)$$

где Y — объем производства; $C(Y - T)$ — потребление домашних хозяйств, являющееся функцией располагаемого дохода ($Y - T$); T — чистые налоги; $I(Y, i)$ — инвестиции, положительно зависящие от выпуска и отрицательно — от ставки процента i ; G — государственные расходы.

¹ Бланиар О. Макроэкономика. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2010. Гл. 5.1.2.

При прочих равных условиях рост ставки процента ведет к снижению доли прибыльных инвестиционных проектов, сокращению инвестиций и совокупного спроса. При включении в модель предположений о том, что цены не абсолютно жесткие, то есть существует инфляция, и номинальная ставка в соответствии с эффектом Фишера равна сумме реальной ставки и ожидаемой инфляции, а также при добавлении в модель внешнего сектора кривая IS модифицируется следующим образом²:

$$Y = C(Y - T) + I(Y, i - \pi^e) + G + NX(Y, Y^*, RER), \quad (2)$$

где π^e — ожидаемая инфляция; $i - \pi^e$ — реальная ставка процента *ex ante*; NX — чистый экспорт, отрицательно зависящий от реального обменного курса RER (при выполнении условия Маршалла — Лернера³ с его ростом увеличиваются цены отечественных товаров по отношению к зарубежным, и спрос переключается на зарубежные товары), положительно зависящий от зарубежного выпуска Y^* (с ростом дохода во внешнем секторе увеличивается спрос на отечественные товары) и отрицательно зависящий от внутреннего дохода (с его ростом увеличивается спрос на импортные товары).

Если в базовой модели IS-LM зависимость уровня деловой активности от ставки процента формализуется через инвестиционную функцию, то отправной точкой в неокейнсианских моделях является вывод кривой IS из задачи межвременного выбора потребления домохозяйств, а кривая IS приобретает динамический вид [Clarida et al., 1999; Erceg et al., 2000; Woodford, 1996]. В данных работах рассматривается простая модель закрытой экономики без капитала с бесконечно живущим домохозяйством. Предполагается, что домохозяйства максимизируют свое ожидаемое благосостояние при динамических бюджетных ограничениях:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\theta} \right)^s \left[\frac{C_{t+s}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + v(1-L_{t+s}) \right] \rightarrow \max \quad (3)$$

$$\text{при условии: } P_t C_t + B_t = W_t L_t + (1-i_{t-1})B_{t-1}, \quad (4)$$

где E_t — оператор условного математического ожидания на основе всей доступной информации на момент времени t ; θ — норма дисконтирования полезности; $\sigma > 0$ — обратная величина к межвременной эластичности замещения потребления; C_t — потребление домохозяйств; L_t — отработанные часы (совокупное располагаемое время на

² Бланшар О. Макроэкономика. Гл. 19.

³ Сумма эластичностей экспорта и импорта по валютному курсу больше единицы.

труд и досуг нормировано к единице); $v(\cdot)$ — возрастающая вогнутая функция; P_t — уровень цен; W_t — уровень номинальных заработных плат; B_t — номинальная стоимость облигаций; i_t — номинальная процентная ставка по облигациям.

Одним из условий оптимальности сформулированной задачи является уравнение Эйлера, которое связывает текущее потребление с ожидаемым будущим потреблением и реальной ставкой процента:

$$C_t^{-\sigma} = \frac{1}{1+\theta} E_t \left[C_{t+1}^{-\sigma} \frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}} \right], \quad (5)$$

где $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ — инфляция.

Реальная ставка процента *ex ante* выступает ценой текущего потребления по отношению к будущему, и в контексте эффекта замещения при увеличении реальной ставки процента будет наблюдаться отказ текущего потребления в пользу будущего, увеличение сбережений домохозяйств и снижение потребительского спроса. Данное уравнение также говорит о том, что благоприятные ожидания в отношении потребления в будущие периоды времени способствуют расширению текущего потребления, так как домохозяйства сглаживают свое потребление во времени. Чтобы получить уравнение IS в рассматриваемых предположениях, необходимо условие равновесия на товарном рынке:

$$Y_t = C_t + G_t, \quad (6)$$

где G_t — госрасходы.

Линеаризуя уравнения (5) и (6) относительно долгосрочного уровня и элиминируя переменную потребления, получим:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \theta) + \varepsilon_t, \quad (7)$$

где $y_t = \frac{Y_t - \bar{Y}}{\bar{Y}}$ — отклонение фактического выпуска от долгосрочного уровня (разрыв выпуска); $\frac{\bar{C}}{\bar{Y}}$ — отношение потребления к ВВП в долгосрочном равновесии; ε_t — шок спроса, который может быть обусловлен экзогенными изменениям в госрасходах [Clarida et al., 1999] в описанной выше модели либо шоками предпочтений домохозяйств в расширенной версии модели [Erceg et al., 2000].

Таким образом, мы получили уравнение IS, в рамках которого текущий выпуск в отклонениях от долгосрочного уровня зависит от его ожидаемого значения в будущем периоде времени и от реальной ставки процента. Мы можем переписать данное уравнение и в другом виде, последовательно исключая переменную y_{t+s} , $s = 1, 2, \dots$:

$$y_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\sigma} \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} (i_{t+j} - E_t \pi_{t+j+1} - \theta) + \varepsilon_{t+j} \right) \right]. \quad (8)$$

В данном представлении выпуск в отклонениях от долгосрочного уровня в текущем периоде зависит от всей траектории будущих реальных ставок процента. Таким образом, несмотря на то что в уравнении (7) фигурирует краткосрочная ставка процента, на разрыв выпуска влияет долгосрочная процентная ставка, что реализуется за счет наличия ожидаемого в следующем периоде разрыва выпуска в уравнении кривой IS. В этой связи первостепенную роль в анализе влияния тех или иных шоков приобретает продолжительность их воздействия на реальные процентные ставки. Например, эффект от уменьшения Центральным банком реальной ставки процента только на один период будет в n раз меньше по сравнению со случаем, если Центральному банку удастся снизить реальные ставки процента на эту же величину в течение n периодов.

В то же время из наличия взаимосвязи вида (7) или (8) между выпуском и реальными процентными ставками еще нельзя сделать каких-либо определенных выводов о возможности влиять на экономику за счет денежно-кредитной политики. Данные уравнения не противоречат неоклассической теории, в соответствии с которой цены гибки и денежно-кредитная политика нейтральна. Соответственно, для непосредственной оценки тех или иных мер экономической политики нужна полная система уравнений, характеризующих как совокупное предложение, так и саму денежно-кредитную политику.

В литературе также приобрело популярность уравнение для кривой IS, которое связывает текущий уровень разрыва выпуска не только с ожидаемым разрывом в будущем периоде и реальной ставкой процента, но и со значением разрыва выпуска в предыдущий период [Batini, Haldane, 1999; Ermolaev et al., 2008; Estrella, Fuhrer, 2002; Smets, 2000]. В соответствии с данным расширением уравнение кривой IS приобретает вид

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \mu E_t y_{t+1} - \beta(i_t - E_t \pi_{t+1} - \theta) + \varepsilon_t, \quad (9)$$

где α_1 , μ , β — эластичности разрыва выпуска по запаздывающему и опережающему показателям разрыва выпуска, а также по реальной ставке процента *ex ante* соответственно.

Включение лага разрыва выпуска в уравнение IS позволяет учесть некоторую инерцию приспособления и автокорреляцию в выпуске, а также воспроизводить куполообразные эмпирические отклики выпуска в ответ на макроэкономические шоки (пик увеличения выпуска достигается через несколько периодов после реализации шока) и с теоретической точки зрения может быть обосновано за счет включения межвременных привычек в потреблении в функцию предпочтений домохозяйств [Fuhrer, 2000].

В исследовании [Fuhrer, Rudebusch, 2004] была предложена более общая спецификация кривой IS:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \mu E_{t-\tau} y_{t+1} - \beta E_{t-\tau} \left[\frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} (i_{t+j+m} - \pi_{t+j+m+1}) \right] + \eta_t, \quad (10)$$

где α_0 — константа; α_2 — эластичность разрыва выпуска по запаздывающему с лагом 2 показателю разрыва выпуска; τ — параметр, позволяющий гибко выбрать период формирования ожиданий экономическими агентами; k — срок предоставления кредита по соответствующей ставке процента; m — параметр, определяющий лаг реальной ставки процента; η — случайная ошибка.

Как отмечают авторы, данное уравнение позволяет обобщить обычное уравнение Эйлера в четырех отношениях: добавление двух запаздываний разрыва выпуска, гибкий подход к определению периода формирования инфляционных ожиданий, возможность влияния лаговых значений реальной ставки процента на разрыв выпуска, возможность включения в модель реальных ставок процента различной срочности.

Подобные расширения могут позволить в большей степени приблизить модель к реальным данным. В частности, запаздывающие значения разрыва выпуска включаются в модель в значительной мере с целью устранения автокорреляции в остатках, то есть являются контрольными переменными для более точной оценки коэффициента при реальной ставке, интерпретация же оцененных коэффициентов при данных регрессорах остается за кадром. Возможность воздействия ожиданий, сформированных в предыдущие моменты времени, на текущее значение разрыва выпуска обусловлена тем, что оценка кривой IS, как правило, осуществляется на ежеквартальных данных. Однако публикация статистических данных может происходить с задержкой, в этой связи разрыв выпуска может в большей степени определяться ожиданиями, сформированными в предыдущий момент времени [Fuhrer, Rudebusch, 2004].

Существенным недостатком приведенного выше теоретического анализа является то, что он полностью абстрагируется от наличия инвестиций и, соответственно, игнорирует вклад инвестиционных решений фирм. Очевидно, что процесс принятия решений домашними хозяйствами, стремящимися максимизировать межвременную полезность, существенным образом отличается от задач, решаемых фирмами, предъявляющими инвестиционный спрос на продукцию производственного назначения и максимизирующими прибыль или свою стоимость. Ряд эмпирических исследований показывает, что

наиболее чувствительной компонентой совокупного спроса, реагирующей на изменения реальной ставки процента, являются инвестиции в основной капитал и покупки товаров длительного пользования. Так, в работе Грегори Мэнкью [Mankiw, 1985] выявлено значимое отрицательное влияние реальной доходности по трехмесячным государственным облигациям на потребление товаров длительного пользования в США. Результаты эконометрической оценки инвестиционной функции в работе [Griliches, Wallace, 1965] также свидетельствуют о наличии отрицательного влияния годовой реальной ставки процента на инвестиции в США.

Тем не менее описанная выше форма неокейнсианской кривой IS для анализа динамики агрегированного выпуска получила широкое распространение. Вывод кривой IS в модели без капитала позволяет сформулировать простые принципы динамической взаимосвязи выпуска и ставки процента, согласно которым выпуск в текущем периоде зависит от реальной ставки процента *ex ante*, ожидаемого выпуска и прошлых значений выпуска. Теоретические представления об инвестиционной функции дают схожие выводы о динамической взаимосвязи. Так, в неоклассической теории инвестиций накопление капитала отрицательно зависит от пользовательских издержек капитала, которые положительно зависят от реальной процентной ставки [Jorgenson, 1963]. При этом наличие издержек на установку капитала и ненулевых затрат времени на его установку обуславливает наличие лага инвестиций в инвестиционной функции [Christiano et al., 2005; Fuhner, Rudebusch, 2004; Oliner et al., 1996]. В свою очередь, выгоды от текущих инвестиций материализуются в будущих предельных продуктах капитала, то есть зависят от ожидаемого выпуска. Проблема заключается в том, что в более подробной модели с капиталом и потреблением динамика макроэкономической системы также описывается более сложным набором уравнений, а кривой IS для агрегированного выпуска, описываемой уравнением, аналогичным (9), не существует. Соответственно, уравнение такого вида является необходимым упрощением более сложных экономических моделей, которое позволяет протестировать наличие процентного канала, не прибегая к моделированию отдельных компонент совокупного спроса.

Перейдем к анализу эмпирических подходов к оценке различных модификаций кривой IS. В экономической литературе встречаются оценки как назад-, так и впередсмотрящих спецификаций кривой IS. Результаты подобных оценок представляются весьма разнообразными. В общем виде назадсмотрящая спецификация кривой IS может быть представлена в виде

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} - \beta(i_t - \pi_t) + \eta_{t+1}. \quad (11)$$

Так, в работе [Fuhrer, Moore, 1995] методом максимального правдоподобия оценивается назадсмотрящая кривая IS для экономики США на ежеквартальных данных за период 1965–1992 годов. Авторы не обнаружили значимого влияния долгосрочной реальной ставки процента, измеренной как реальная доходность государственных облигаций, на отклонение индекса промышленного производства от тренда. Авторы исследования [Peersman, Smets, 1999] оценили систему одновременных уравнений, включающую назадсмотрящие уравнения кривой Филлипса и кривой IS, для экономик Европы и США. Полученные оценки указывают на наличие отрицательного влияния реальной *ex post* средней за квартал однодневной ставки процента на разрыв выпуска (оценка углового коэффициента составила $-0,1$). Схожие оценки были получены в исследовании [Rudebusch, Svensson, 1999], в котором на основе метода наименьших квадратов проведена оценка уравнения назадсмотрящей кривой IS для экономики США за период 1961–1996 годов. Для расчета реальной ставки процента в работе использовалась средняя ставка по федеральным фондам и средняя инфляция за предыдущие четыре квартала. Полученный значимый коэффициент при реальной *ex post* ставке процента $-0,1$, по мнению авторов, является свидетельством работоспособности монетарной трансмиссии в США на протяжении рассматриваемого периода.

Тем не менее в 2000-е годы в эмпирической литературе стали появляться противоречивые результаты, связанные с оценкой назадсмотрящей кривой IS. Так, в работе [Nelson, 2002] на основе оценки назадсмотрящей кривой IS на ежеквартальных данных по Великобритании за период 1980–2000 годов получен положительный знак при реальной ставке процента $+0,082$. Аналогичные результаты для экономики Великобритании получены в работе [Muscatelli, Trecroci, 2000]. Данное явление было названо загадкой кривой IS. Помимо этого, не вполне согласующимися с теорией оказались результаты эконометрических оценок, свидетельствующие об отсутствии значимой связи между реальной ставкой процента и разрывом выпуска для целого ряда развитых стран, включая Германию, Францию, Японию, США и др., за период 1982–1998 годов, полученные на основе назадсмотрящей спецификации кривой IS [Goodhart, Hofmann, 2005].

В работах [Goodhart, Hofmann, 2005; Nelson, 2002] приводится несколько возможных объяснений данного явления. Так, возможно наличие смещенности в оценке эластичности разрыва выпуска по реальной ставке процента из-за неправильной спецификации кривой IS. Отсутствие в модели ожидаемого в следующем периоде разрыва выпуска, а также *ex ante* реальной ставки процента может приводить к смещению результатов оценивания. Помимо этого, пропущен-

ные переменные также могут быть причиной смещений в оценках коэффициентов. В частности, как отмечается в работе [Goodhart, Hofmann, 2005], в рамках неокейнсианской модели для открытой экономики отклонение выпуска от потенциального уровня также зависит от реального валютного курса, оказывающего воздействие на чистый экспорт и величину совокупного спроса.

Особенно актуальным данный фактор является для малых открытых экономик, являющихся нетто-экспортерами. Помимо этого, для более точной аппроксимации долгосрочной ставки процента спецификация кривой IS может быть дополнена темпами роста реальной денежной базы [Hafer, Jones, 2008]. Цены на недвижимость и цены на акции также могут оказывать воздействие на совокупный спрос через эффект богатства. Увеличение богатства в результате роста цен на активы может приводить к изменению решений домашних хозяйств об объемах потребления [Case et al., 2005; Modigliani, 1971]. Кроме того, рост цен на активы может повысить их залоговую стоимость, обеспечивая экономическим агентам, сталкивающимся с ограничениями по заимствованию, дополнительные возможности получения банковских кредитов [Hofmann, 2001].

Оценка модифицированной неокейнсианской кривой IS вида (10) осуществляется в работе [Fuhrer, Rudebusch, 2004]. На основе ежеквартальных данных по США за период 1966–2000 годов, используя метод максимального правдоподобия и обобщенного метода моментов, авторы обнаружили значимое отрицательное влияние средней за квартал реальной *ex ante* ставки овернайт по федеральным фондам на разрыв выпуска. Результаты, полученные авторами, также свидетельствуют об относительно небольшом весе, придаваемом экономическими агентами при принятии решений вперёдсмотрящей компоненте разрыва выпуска, по сравнению с запаздывающими значениями конъюнктурной составляющей ВВП. Авторы также отмечают, что те спецификации уравнения IS, для которых характерен больший вес, приходящийся на запаздывающие значения ВВП, характеризуются более значимыми оценками коэффициента при реальной ставке процента.

В исследовании [Goodhart, Hofmann, 2005] оценка неокейнсианской кривой IS осуществляется на данных по странам G7 за период 1982–1998 годов с использованием обобщенного метода моментов. Результаты эконометрических оценок свидетельствуют о том, что, несмотря на включение в модель как вперёд-, так и назадсмотрящих компонент разрыва выпуска, реальная ставка *ex ante* не оказывает значимого влияния на объясняемую переменную для большинства стран, за исключением США и Канады. При этом для Канады характерна положительная связь между этими переменными. Для того чтобы решить проблему возможной смещенности оценок коэффи-

циентов при реальной *ex ante* ставке процента, авторы оценивают модифицированную неокейнсианскую кривую IS. В качестве объясняющих переменных в модель поочередно добавляются: реальный эффективный курс, ежегодные темпы роста цен на недвижимость, реальные цены на акции, реальные денежные агрегаты и др. В результате подобной модификации кривой IS реальная *ex ante* ставка процента оказалась значимой и отрицательно связанной с разрывом выпуска для всех стран, за исключением Великобритании. Помимо этого, значимым фактором разрыва выпуска стран G7 оказалось изменение реальных цен на недвижимость.

Авторы работы [Hafer, Jones, 2008] на выборке развитых стран обнаружили, что при добавлении в стандартную спецификацию неокейнсианской кривой IS показателя темпов роста денежного предложения как дополнительной характеристики монетарной политики предсказательная способность модели существенно увеличивается. Результаты полученных оценок показывают, что темпы роста денежного предложения оказывают значимое положительное влияние на конъюнктурную компоненту реального ВВП для большинства развитых стран в рассматриваемой выборке, тогда как рост реальной ставки процента приводит к сжатию положительного разрыва выпуска.

Таким образом, в исторической ретроспективе подходы к оценке и спецификации кривой IS претерпели существенные изменения. В 1980–1990-е годы подобные оценки проводились в рамках предположения о назадсмотрящих ожиданиях преимущественно с использованием метода наименьших квадратов. Использование данного подхода могло приводить к противоречивым результатам в отношении направления влияния реальной ставки процента на разрыв выпуска, обусловленным ошибочной спецификацией модели. В 2000-е годы широкое распространение получила оценка структурных уравнений с рациональными ожиданиями с помощью обобщенного метода моментов (Generalized Method of Moments, GMM), что позволило достичь большей согласованности эмпирической спецификации кривой IS с неокейнсианскими теоретическими построениями. Помимо этого, широкое распространение получили работы, в которых в качестве объясняющих переменных разрыва выпуска вводятся дополнительные факторы, включая цены на недвижимость, темпы роста денежных агрегатов и т. д.

2. Оценка кривой IS для российской экономики

Эмпирический анализ в настоящей работе проводится на квартальных данных в период с I квартала 1999-го по III квартал 2014 года, который можно охарактеризовать как время с относительно одно-

родным режимом денежно-кредитной политики управляемого курса рубля. При изменении режима денежно-кредитной политики в 2014 году могли кардинальным образом поменяться взаимосвязи между макроэкономическими показателями. При проведении расчетов на всей имеющейся выборке, трактуемой как однородная, это может привести к смещению в оценках искомых параметров. В качестве базовой эконометрической спецификации (спецификация I), следуя работе [Fuhrer, Rudebusch, 2004], мы рассматриваем уравнение IS с ожидаемым разрывом выпуска и с двумя его лагами:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-2} + \alpha_2 y_{t-1} + \mu E_t y_{t+1} + \beta E_t \left[\ln \left(\frac{1+i_t}{(1+\pi_{t+1})^4} \right) \right] + \eta_t. \quad (12)$$

Поскольку при высоких уровнях инфляции и процентной ставки, что актуально для российской экономики начала 2000-х годов, в уравнении Фишера возникает большая ошибка приближения, в эконометрической спецификации (12) мы воспользовались точной формулой для реального процента. Доходность в уравнении (12) является годовой процентной доходностью, а инфляция представляет собой темп прироста цен за квартал, поэтому член возводится в четвертую степень, чтобы привести переменные к сопоставимому виду. Уравнение (12) включает два лага разрыва выпуска, но в литературе более распространена версия уравнения IS только с одним лагом разрыва выпуска. Поэтому в качестве спецификации II рассматривается модель с ограничением $\alpha_1 = 0$. Также в некоторых исследованиях [Estrella, Fuhrer, 2002; Smets, 2000] предполагается, что в правой части уравнения IS стоит взвешенное значение ожидаемого разрыва выпуска и разрыва выпуска в прошлом периоде, то есть модель с данными ограничениями будет рассмотрена в качестве спецификации III.

Следуя стандартной практике, принятой в литературе, в качестве показателя инфляции будет использован темп прироста дефлятора ВВП. Традиционно при оценке кривой IS используются краткосрочные⁴ ставки процента денежного рынка [Fuhrer, Rudebusch, 2004; Peersman, Smets, 1999; Rudebusch, Svensson, 1999]. В данном исследовании в качестве показателя краткосрочной ставки процента на денежном рынке будет использоваться однодневная межбанковская ставка МІАСР. Ежеквартальные данные получены путем вычисления среднего арифметического. Отметим, что, по мнению авторов работы [Дробышевский и др., 2010], межбанковская процентная ставка на протяжении 2000-х годов являлась единственной рыночной ставкой процента.

⁴ В рамках теоретического анализа, изложенного в разделе 1, уравнение IS выводится именно для краткосрочных ставок процента, а наличие зависимости текущего разрыва выпуска от долгосрочных ставок процента транслируется через ожидаемый выпуск следующего периода (см. переход от уравнения (7) к уравнению (8)).

Наиболее дискуссионным моментом является подбор подходящего временного ряда для переменной. Уравнение IS обычно специфицируется в отклонениях от тренда. Однако тренд является ненаблюдаемой переменной, и на сегодня существует много альтернативных подходов по декомпозиции временного ряда на трендовую и циклическую компоненты (см., например, обзор в работе [Polbin, Skrobotov, 2017]). Одним из наиболее популярных методов декомпозиции является фильтр Ходрика — Прескотта [Hodrick, Prescott, 1997]. Однако Джеймс Гамильтон [Hamilton, 2017] не рекомендует использование данного фильтра для оценки компонент тренда и цикла.

Фильтр Ходрика — Прескотта является оптимальным для выделения тренда во временном ряде второго порядка интегрированности $I(2)$, в котором циклическая компонента и вторая разность трендовой компоненты являются независимыми одинаково распределенными нормальными случайными величинами, а ключевой параметр данного фильтра, значение которого обычно выбирается на уровне 1600, является отношением дисперсии циклической компоненты к дисперсии шоков трендовой компоненты [Hodrick, Prescott, 1997]. Однако нет никаких оснований полагать, что в каждой отдельно взятой экономике реальный ВВП описывается таким процессом. Соответственно, фильтр Ходрика — Прескотта никак не учитывает статистические характеристики фильтруемых временных рядов и может порождать ложные циклы [Harvey, Jaeger, 1993]. В рамках наших экспериментов по оценке кривой IS с разрывом выпуска, полученным с помощью фильтра Ходрика — Прескотта, коэффициент оказался положительным, что противоречит исходным теоретическим гипотезам.

При оценке трендовой компоненты российского реального ВВП мы следовали работе [Полбин, Скроботов, 2016], в которой сделана попытка учесть российскую специфику в долгосрочной динамике реального ВВП. Во-первых, в работе допускается наличие долгосрочной зависимости выпуска РФ от условий торговли, в качестве прокси-переменной для которых в условиях превалирования углеводородов в российском экспорте используются нефтяные цены. Предполагается, что в долгосрочном периоде существует положительная зависимость уровня ВВП отечественной экономики от условий торговли, которую можно объяснить через канал накопления капитала [Idrisov et al., 2015]. Улучшение условий торговли увеличивает доходность инвестирования как экспортно ориентированных секторов, так и секторов производства неторгуемых товаров (из-за увеличения спроса увеличиваются цены на неторгуемые товары), что приводит к увеличению объема капитала в экономике, выпуска, капиталовооруженности одного работника и его производительности. Эмпирические модели с аналогичной

спецификацией долгосрочной зависимости уровня реального ВВП нефтеэкспортирующих экономик от уровня нефтяных цен оценивались в работах [Айвазян, Бродский, 2006; Esfahani et al., 2014; Kuboniwa, 2014; Rautava, 2013]⁵.

Во-вторых, чтобы описать различные этапы экономического развития России, такие как трансформационный спад, восстановительный рост, и текущую стадию развития с низкими темпами роста, допускается наличие структурных сдвигов в трендовой функции реального ВВП РФ. Фактически допускаются изломы в детерминированном тренде⁶ в модели коинтегрирующей регрессии между реальным ВВП РФ и условиями торговли, а само наличие детерминированного тренда соотносится с внутренними факторами экономического развития, такими как долгосрочное увеличение эффективности использования факторов производства. Проблема замедления роста из-за действия внутренних факторов экономического роста в России также обсуждалась, например в работах [Дробышевский, Полбин, 2015; Идрисов, Синельников-Мурылёв, 2014; Кудрин, Гурвич, 2014]. В работе [Полбин, Скроботов, 2016] приведены формальные статистические свидетельства в пользу наличия изломов в детерминированном тренде.

На рис. 1 представлен ВВП РФ в отклонениях от тренда, оцененного с помощью фильтра Ходрика — Прескотта и с помощью коинтегрирующей регрессии [Полбин, Скроботов, 2016]. Как видно из рисунка, полученные оценки разрыва выпуска достаточно сильно отличаются друг от друга. В рамках модели коинтегрирующей регрессии волатильность циклической компоненты выпуска РФ значительно снижается, разрыв выпуска колеблется в диапазоне приблизительно $\pm 4\%$, что согласуется с классическими представлениями о бизнес-цикле. Оценка фазы бизнес-цикла также изменяется по сравнению с оценкой на основе фильтра Ходрика — Прескотта.

Оценка уравнения (12) проводилась с помощью обобщенного метода моментов (GMM). Обычно в качестве инструментов в моделях такого типа берутся лаги используемых в эконометрической спецификации переменных и, возможно, какой-либо дополнительный набор переменных. В работе [Fuhrer, Rudebusch, 2004] в качестве инструментов использовались четыре лага разрыва выпуска, процентной ставки и инфляции. При этом моментные условия и инструменты

⁵ В работе [Казакова, Синельников-Мурылёв, 2009] оценивалась эконометрическая модель с альтернативными предпосылками, в рамках которых уровень цен на нефть оказывал долгосрочное влияние на темпы роста экономики, а не на уровень выпуска, как в нашей работе.

⁶ Как показывают тесты в работе [Полбин, Скроботов, 2016], логарифм ВВП не является стационарным процессом околдетерминированного тренда со структурными сдвигами, а является процессом первого порядка интегрированности. В рамках рассматриваемой спецификации нестационарность ВВП обеспечивается за счет зависимости от условий торговли, которые нестационарны.



Рис. 1. ВВП РФ в отклонениях от тренда

должны быть стационарными. Однако для номинальных процентных ставок и инфляции в России данное требование может нарушаться, так как в начале 2000-х годов имел место период высокой инфляции. В данных условиях в качестве инструмента использована реальная ставка *ex post* (четыре ее лага), что позволяет устранить общий стохастический тренд в номинальной ставке процента и инфляции, если таковой имеется в данных. Статистические тесты свидетельствуют о стационарности ставки *ex post*. Также в модели неявно предполагается стационарность реальной ставки *ex ante*, но выполнение данного условия мы уже не можем протестировать. В качестве других инструментов использованы четыре лага разрыва выпуска (он стационарен, так как является остатком коинтегрирующей регрессии) и четыре лага логарифмического прироста нефтяных цен (о его стационарности свидетельствуют статистические тесты). Цены на нефть берутся в качестве инструмента, так как являются наиболее явным индикатором внешнеэкономических условий для российской экономики и в значительной степени определяют динамику отечественных макроэкономических показателей.

Результаты эмпирического анализа представлены в табл. 1. Из них следует, что для всех рассмотренных спецификаций коэффициент при реальной ставке процента оказался статистически значимым и отрицательным. Поэтому нулевая гипотеза об отсутствии взаимосвязи выпуска российской экономики с реальными ставками процента отвергается в пользу альтернативной гипотезы об отрицательной их взаимосвязи. *J*-тест на сверхидентифицирующие ограничения не отвергает нулевую гипотезу о совместности модели, то есть модель согласуется с данными.

Т а б л и ц а 1

Результаты оценки параметров эконометрической модели

Спецификация	α_1	SE α_1	α_2	SE α_2	μ
I	-0,204	0,103	0,369***	0,106	0,967***
II	—	—	0,194**	0,089	1,165***
III	—	—	—	—	0,518***
	SE μ	β	SE β	J-статистика	P-значение J-статистики
I	0,120	-0,044***	0,010	7,175	0,518
II	0,088	-0,062***	0,011	7,321	0,604
III	0,024	-0,013***	0,006	8,617	0,569

Таким образом, результаты проведенного эмпирического анализа свидетельствуют в пользу отрицательной взаимосвязи выпуска с реальной ставкой процента в российской экономике, что согласуется с теоретическими предположениями современного макроэкономического анализа.

Полученный результат может найти практическое применение при обсуждении мер денежно-кредитной политики для стабилизации деловой активности. В особенности данный вывод актуален на современном этапе, когда в условиях режима инфляционного таргетирования ключевым инструментом монетарной политики является ставка процента. В настоящей работе мы остановились на достаточно простой, но популярной в литературе модели, пытающейся описать взаимосвязь деловой активности с процентными ставками на максимально агрегированном уровне, когда в качестве показателя деловой активности используется ВВП. Перспективным направлением дальнейших исследований является тестирование аналогичной гипотезы для отдельных компонент агрегированного спроса, таких как потребление и инвестиции. Также важным направлением является оценка структурного уравнения IS с помощью альтернативных эконометрических методов для проверки робастности выводов. Так, оценка замкнутой системы уравнений агрегированного спроса и агрегированного предложения с помощью методов максимального правдоподобия потенциально могла бы улучшить качество оценок за счет привлечения дополнительной информации.

Заключение

В работе протестирована гипотеза о наличии отрицательной взаимосвязи выпуска российской экономики со ставкой процента. Данная теоретическая гипотеза представляется важной при построении теоретических моделей и анализе денежно-кредитной политики, поскольку процентный канал выступает одним из ключевых каналов трансмиссии шоков в макроэкономические показатели за счет

влияния на траектории потребления домохозяйств и инвестиции. Эмпирический анализ строится на основе оценки динамической кривой IS для ВВП РФ в отклонениях от тренда с помощью обобщенного метода моментов, что лежит в русле широкого направления исследований, посвященных решению аналогичных задач для зарубежных экономик. При оценке тренда в динамике ВВП российской экономики была учтена ее высокая зависимость от условий торговли, а также наличие структурных сдвигов в долгосрочных темпах ее роста. Результаты эмпирического анализа свидетельствуют об отрицательной взаимосвязи выпуска РФ с реальной ставкой процента.

Полученные результаты могут косвенно свидетельствовать о работоспособности процентного канала денежно-кредитной трансмиссии в России. Наличие отрицательной взаимосвязи деловой активности с реальной ставкой денежного рынка может означать, что монетарная политика регулятора в условиях неабсолютной гибкости цен может оказывать стабилизирующее влияние на реальный сектор экономики, воздействуя на решения домашних хозяйств об объемах потребления и фирм — о величине инвестиций. Тем не менее следует отметить, что к подобной трактовке результатов следует относиться с осторожностью, учитывая нестабильный характер и высокий уровень инфляционных ожиданий в России в течение рассматриваемого периода. В целом переход Банка России к режиму инфляционного таргетирования, предполагающего первостепенную роль процентной политики, а также направленность на достижение целевых ориентиров по инфляции и заякорение инфляционных ожиданий, в перспективе расширит возможности Центрального банка по стабилизации деловой активности за счет изменения ставки монетарной политики.

Литература

1. Айвазян С., Бродский Б. Макроэкономическое моделирование: подходы, проблемы, пример эконометрической модели российской экономики // Прикладная эконометрика. 2006. № 2. С. 85–111.
2. Дробышевский С., Кузьмичёва Г., Синельникова Е., Трунин П. Моделирование спроса на деньги в российской экономике в 1999–2008 гг. Научные труды ИЭПП. № 136Р. 2010.
3. Дробышевский С., Полбин А. Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели // Экономическая политика. 2015. Т. 10. № 2. С. 20–42.
4. Дробышевский С., Полбин А. О роли плавающего курса рубля в стабилизации деловой активности при внешнеэкономических шоках // Проблемы теории и практики управления. 2016. № 6. С. 66–71.
5. Дробышевский С., Трунин П., Каменских М. Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике. Научные труды ИЭПП. № 116Р. 2008.
6. Идрисов Г., Синельников-Мурылёв С. Формирование предпосылок долгосрочного роста: как их понимать? // Вопросы экономики. 2014. № 3. С. 4–20.

7. Казакова М., Синельников-Мурылёв С. Конъюнктура мирового рынка энергоносителей и темпы экономического роста в России // Экономическая политика. 2009. № 5. С. 118–135.
8. Кудрин А., Гурвич Е. Новая модель роста для российской экономики // Вопросы экономики. 2014. № 12. С. 4–36.
9. Леонтьева Е. Механизм кредитно-денежной трансмиссии в России. CEFIR/NES Working Paper Series. WP No 175. 2012.
10. Полбин А., Скроботов А. Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации // Экономический журнал ВШЭ. 2016. Т. 20. № 4. С. 588–623.
11. Шоломицкая Е. Влияние ключевых макроэкономических шоков на инвестиции в России // Экономический журнал ВШЭ. 2017. Т. 21. № 1. С. 89–113.
12. Batini N., Haldane A. Forward-Looking Rules for Monetary Policy // Monetary Policy Rules / J. B. Taylor (ed.). Chicago: University of Chicago Press, 1999. P. 157–202.
13. Case K. E., Quigley J. M., Shiller R. J. Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market // Advances in Macroeconomics. 2005. Vol. 5. No 1. P. 1–32.
14. Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effect of a Shock to Monetary Policy // Journal of Political Economy. 2005. Vol. 113. No 1. P. 1–45.
15. Clarida R., Galí J., Gertler M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective // Journal of Economic Literature. 1999. Vol. 37. P. 1661–1707.
16. Erceg C. J., Henderson D. W., Levin A. T. Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts // Journal of Monetary Economics. 2000. Vol. 46. No 2. P. 281–313.
17. Ermolaev I., Juillard M., Carabenciov I., Freedman C., Laxton M. D., Kamenik O., Korshunov D. A Small Quarterly Projection Model of the US Economy. International Monetary Fund Working Paper. No 8–278. 2008.
18. Esfahani H. S., Mohaddes K., Pesaran M. H. An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters // Journal of Applied Econometrics. 2014. Vol. 29. No 1. P. 1–21.
19. Estrella A., Fuhrer J. C. Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-Expectations Models // American Economic Review. 2002. Vol. 92. No 4. P. 1013–1028.
20. Fuhrer J. C. Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models // American Economic Review. 2000. Vol. 90. No 3. P. 367–390.
21. Fuhrer J. C., Moore G. R. Monetary Policy Trade-offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output // American Economic Review. Vol. 85. No 1. 1995. P. 219–239.
22. Fuhrer J. C., Rudebusch G. D. Estimating the Euler Equation for Output // Journal of Monetary Economics. 2004. Vol. 51. No 6. P. 1133–1153.
23. Goodhart C., Hofmann B. The IS Curve and the Transmission of Monetary Policy: Is There a Puzzle? // Applied Economics. 2005. Vol. 37. No 1. P. 29–36.
24. Griliches Z., Wallace N. The Determinants of Investment Revisited // International Economic Review. 1965. Vol. 6. No 3. P. 311–329.
25. Hafer R. W., Jones G. Dynamic IS Curves With and Without Money: An International Comparison // Journal of International Money and Finance. 2008. Vol. 27. No 4. P. 609–616.
26. Hamilton J. D. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. National Bureau of Economic Research. Working Paper. No w23429. 2017.
27. Harvey A. C., Jaeger A. Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle // Journal of Applied Econometrics. 1993. Vol. 8. No 3. P. 231–247.
28. Hodrick R., Prescott E. Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation // Journal of Money Banking and Credit. 1997. Vol. 29. No 1. P. 1–16.
29. Hofmann B. The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter? BIS Working Paper. No 108. 2001.

30. *Idrisov G., Kazakova M., Polbin A.* A Theoretical Interpretation of the Oil Prices Impact on Economic Growth in Contemporary Russia // *Russian Journal of Economics*. 2015. Vol. 1. No 3. P. 257–272.
31. *Jorgenson D. W.* Capital Theory and Investment Behavior // *American Economic Review*. 1963. Vol. 53. P. 47–56.
32. *Kuboniwa M.* A Comparative Analysis of the Impact of Oil Prices on Oil-Rich Emerging Economies in the Pacific Rim // *Journal of Comparative Economics*. 2014. Vol. 42. No 2. P. 328–339.
33. *Mankiw N. G.* Consumer Durables and the Real Interest Rate // *Review of Economics and Statistics*. 1985. Vol. 67. No 3. P. 353–362.
34. *Modigliani F.* Monetary Policy and Consumption // *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages. Proceedings of a Monetary Conference*. Nantucket Island, MA: Federal Reserve Bank of Boston, 1971.
35. *Muscatelli A., Trecroci C.* Monetary Policy Rules, Policy Preferences, and Uncertainty: Recent Empirical Evidence // *Journal of Economic Surveys*. 2000. Vol. 14. No 5. P. 597–627.
36. *Nelson E.* Direct Effects of Base Money on Aggregate Demand: Theory and Evidence // *Journal of Monetary Economics*. 2002. Vol. 49. No 4. P. 687–708.
37. *Nelson E.* What Does the UK's Monetary Policy and Inflation Experience Tell Us About the Transmission Mechanism? // *Monetary Transmission in Diverse Economies / L. Mahadeva, P. Sinclair (eds.)*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
38. *Oliner S. D., Rudebusch G. D., Sichel D.* The Lucas Critique Revisited: Assessing the Stability of Empirical Euler Equations for Investment // *Journal of Econometrics*. 1996. Vol. 70. No 1. P. 291–316.
39. *Peersman G., Smets F.* The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area? // *International Finance*. 1999. Vol. 2. No 1. P. 85–116.
40. *Polbin A., Skrobotov A.* Spectral Estimation of the Business Cycle Component of the Russian GDP Under High Dependence on the Terms of Trade. University Library of Munich. MPRA Paper. No 78667. 2017.
41. *Rautava J.* Oil Prices, Excess Uncertainty and Trend Growth // *Focus on European Economic Integration*. 2013. Vol. 4. P. 77–87.
42. *Rudebusch G., Svensson L. E. O.* Policy Rules for Inflation Targeting // *Monetary Policy Rules / J. B. Taylor (ed.)*. Chicago: University of Chicago Press, 1999. P. 203–262.
43. *Smets F.* What Horizon for Price Stability. ECB Working Paper. No 24. 2000.
44. *Woodford M.* Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability? National Bureau of Economic Research. Working Paper. No 5684. 1996.

Ekonomicheskaya Politika, 2018, vol. 13, no. 1, pp. 70-91

Alexandra V. BOZHECHKOVA, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., Moscow, 117517, Russian Federation), Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation).
E-mail: bojchekova@ranepa.ru

Andrey V. POLBIN, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., Moscow, 117517, Russian Federation), Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetny per., Moscow, 125009, Russian Federation).
E-mail: apolbin@ranepa.ru

Evidence for the Interest Rate Channel in the IS Curve for the Russian Economy

Abstract

The question of the existence of a relationship between the level of economic activity and the real interest rate is the most important in the construction of macroeconomic models. In economic theory since Keynes, the interest rate channel has been one of the key channels for the transmission of shocks of monetary and fiscal policies to macroeconomic indicators due to the impact on household consumption trajectories and investments. The efficiency of the interest rate channel plays a pivotal role in the discussion of monetary policy measures to stabilize economic activity. For instance, a change in the nominal interest rate subject to non-absolute price flexibility may affect the real interest rate, thereby affecting aggregate demand in the economy. However, the ability of the Bank of Russia to influence economic activity in the Russian Federation is often questioned due to the lack of stable empirical evidence of dependence of Russian output on the interest rate. The article examines the theoretical foundations of IS curve construction and presents a review of empirical research in this area. The hypothesis of a negative correlation between the output and the interest rate in the Russian economy is tested. The approach to estimating the structural equation of the IS curve involves considering deviations of the Russian GDP from the trend using the generalized method of moments for the period from Q1 1999 to Q3 2014. The results of the empirical analysis testify to the existence of a negative correlation between the economic activity and the real interest rate in Russia.

Keywords: interest rate channel, IS curve, Euler equation, modeling aggregate demand in Russia, business cycle, monetary policy.

JEL: E12, E20, E32, C30.

References

1. Ayvazyan S., Brodsky B. Makroekonomicheskoe modelirovanie: podkhody, problemy, primer ekonometricheskoy modeli rossiyskoy ekonomiki [Macroeconomic Modeling: Approaches, Problems, an Example of an Econometric Model of the Russian Economy]. *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2006, no. 2, pp. 85-111.
2. Drobyshevsky S., Kuz'micheva G., Sinel'nikova E., Trunin P. Modelirovanie sprosа na den'gi v rossiyskoy ekonomike v 1999-2008 gg. [Modeling Monetary Demand in the Russian Economy over 1999-2008]. *Nauchnye trudy IEPP*, no. 136, 2010.
3. Drobyshevsky S., Polbin A. Dekompozitsiya dinamiki makroekonomicheskikh pokazateley RF na osnove DSGE-modeli [Decomposition of the Structural Shocks Contribution to the Russian Macroeconomic Indicators Dynamics on the Basis of the DSGE Model]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2015, vol. 10, no. 2, pp. 20-42.
4. Drobyshevsky S., Polbin A. O roli plavayushchego kursа rublya v stabilizatsii delovoy aktivnosti pri vneshneekonomicheskikh shokakh [On the Role of a Floating Ruble Exchange Rate in Economic Activity Stabilization of External Economic Shocks]. *Problemy teorii i praktiki upravleniya [Theoretical and Practical Aspects of Management]*, 2016, no. 6, pp. 66-71.
5. Drobyshevsky S., Trunin P., Kamenskikh M. Analiz transmissionnykh mekhanizmov denezhno-kreditnoy politiki v rossiyskoy ekonomike [Analysis of Transmission Mechanisms of Money and Credit Policy in Russia's Economy]. *Nauchnye trudy IEPP*, no. 116, 2008.
6. Idrisov G., Sinel'nikov-Murylev S. Formirovanie predposylok dolgosrochnogo rosta: kak ikh ponimat'? [Forming Sources of Long-Run Growth: How to Understand Them?]. *Voprosy ekonomiki*, 2014, no. 3, pp. 4-20.

7. Kazakova M., Sinel'nikov-Murylev S. Kon'yunktura mirovogo rynka energonositeley i tempy ekonomicheskogo rosta v Rossii [Economic Situation on the World Energy Carriers Market and Rates of Economic Growth in Russia]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2009, no. 5, pp. 118-135.
8. Kudrin A., Gurvich E. Novaya model' rosta dlya rossiyskoy ekonomiki [A New Growth Model for the Russian Economy]. *Voprosy ekonomiki*, 2014, no. 12, pp. 4-36.
9. Leont'eva E. *Mekhanizm kreditno-denezhnoy transmissii v Rossii [The Mechanism of Monetary Transmissions in Russia]*. CEFIR/NES Working Paper Series, no. 175, 2012.
10. Polbin A., Skrobotov A. Testirovanie nalichiya izlomov v trende strukturnoy komponenty VVP Rossiyskoy Federatsii [Testing for Structural Breaks in the Long-Run Growth Rate of the Russian Economy]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2016, vol. 20, no. 4, pp. 588-623.
11. Sholomitskaya E. Vliyaniye klyuchevykh makroekonomicheskikh shokov na investitsii v Rossii [Influence of Key Macroeconomic Shocks on Russian Investment]. *Ekonomicheskij zhurnal VShE [HSE Economic Journal]*, 2017, vol. 21, no. 1, pp. 89-113.
12. Batini N., Haldane A. Forward-Looking Rules for Monetary Policy. In: J. B. Taylor (ed.). *Monetary Policy Rules*. Chicago, University of Chicago Press, 1999, pp. 157-202.
13. Case K. E., Quigley J. M., Shiller R. J. Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, 2005, vol. 5, no. 1, pp. 1-32.
14. Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effect of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 2005, vol. 113, no. 1, pp. 1-45.
15. Clarida R., Galí J., Gertler M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 1999, vol. 37, pp. 1661-1707.
16. Erceg C. J., Henderson D. W., Levin A. T. Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts. *Journal of Monetary Economics*, 2000, vol. 46, no. 2, pp. 281-313.
17. Ermolaev I., Juillard M., Carabenciov I., Freedman C., Laxton M. D., Kamenik O., Korshunov D. A Small Quarterly Projection Model of the US Economy. *International Monetary Fund Working Paper*, no. 8-278, 2008.
18. Esfahani H. S., Mohaddes K., Pesaran M. H. An Empirical Growth Model for Major Oil Exporters. *Journal of Applied Econometrics*, 2014, vol. 29, no. 1, pp. 1-21.
19. Estrella A., Fuhrer J. C. Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-Expectations Models. *American Economic Review*, 2002, vol. 92, no. 4, pp. 1013-1028.
20. Fuhrer J. C. Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary-Policy Models. *American Economic Review*, 2000, vol. 90, no. 3, pp. 367-390.
21. Fuhrer J. C., Moore G. R. Monetary Policy Trade-offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output. *American Economic Review*, 1995, vol. 85, no. 1, pp. 219-239.
22. Fuhrer J. C., Rudebusch G. D. Estimating the Euler Equation for Output. *Journal of Monetary Economics*, 2004, vol. 51, no. 6, pp. 1133-1153.
23. Goodhart C., Hofmann B. The IS Curve and the Transmission of Monetary Policy: Is There a Puzzle? *Applied Economics*, 2005, vol. 37, no. 1, pp. 29-36.
24. Griliches Z., Wallace N. The Determinants of Investment Revisited. *International Economic Review*, 1965, vol. 6, no. 3, pp. 311-329.
25. Hafer R. W., Jones G. Dynamic IS Curves With and Without Money: An International Comparison. *Journal of International Money and Finance*, 2008, vol. 27, no. 4, pp. 609-616.
26. Hamilton J. D. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, no. w23429, 2017.
27. Harvey A. C., Jaeger A. Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 1993, vol. 8, no. 3, pp. 231-247.

28. Hodrick R., Prescott E. Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money Banking and Credit*, 1997, vol. 29, no. 1, pp. 1-16.
29. Hofmann B. The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter? *BIS Working Paper*, no. 108, 2001.
30. Idrisov G., Kazakova M., Polbin A. A Theoretical Interpretation of the Oil Prices Impact on Economic Growth in Contemporary Russia. *Russian Journal of Economics*, 2015, vol. 1, no. 3, pp. 257-272.
31. Jorgenson D. W. Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review*, 1963, vol. 53, pp. 47-56.
32. Kuboniwa M. A Comparative Analysis of the Impact of Oil Prices on Oil-Rich Emerging Economies in the Pacific Rim. *Journal of Comparative Economics*, 2014, vol. 42, no. 2, pp. 328-339.
33. Mankiw N. G. Consumer Durables and the Real Interest Rate. *Review of Economics and Statistics*, 1985, vol. 67, no. 3, pp. 353-362.
34. Modigliani F. Monetary Policy and Consumption. In: *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages. Proceedings of a Monetary Conference*. Nantucket Island, MA, Federal Reserve Bank of Boston, 1971.
35. Muscatelli A., Trecroci C. Monetary Policy Rules, Policy Preferences, and Uncertainty: Recent Empirical Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 2000, vol. 14, no. 5, pp. 597-627.
36. Nelson E. Direct Effects of Base Money on Aggregate Demand: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 2002, vol. 49, no. 4, pp. 687-708.
37. Nelson E. What Does the UK's Monetary Policy and Inflation Experience Tell Us About the Transmission Mechanism? In: L. Mahadeva, P. Sinclair (eds.). *Monetary Transmission in Diverse Economies*. Cambridge, Cambridge University Press, 2002.
38. Oliner S. D., Rudebusch G. D., Sichel D. The Lucas Critique Revisited: Assessing the Stability of Empirical Euler Equations for Investment. *Journal of Econometrics*, 1996, vol. 70, no. 1, pp. 291-316.
39. Peersman G., Smets F. The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area? *International Finance*, 1999, vol. 2, no. 1, pp. 85-116.
40. Polbin A., Skrobotov A. Spectral Estimation of the Business Cycle Component of the Russian GDP Under High Dependence on the Terms of Trade. *University Library of Munich, MPRA Paper*, no. 78667, 2017.
41. Rautava J. Oil Prices, Excess Uncertainty and Trend Growth. *Focus on European Economic Integration*, 2013, vol. 4, pp. 77-87.
42. Rudebusch G., Svensson L. E. O. Policy Rules for Inflation Targeting. In: J. B. Taylor (ed.). *Monetary Policy Rules*. Chicago, University of Chicago Press, 1999, pp. 203-262.
43. Smets F. What Horizon for Price Stability. *ECB Working Paper*, no. 24, 2000.
44. Woodford M. Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability? *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, no. 5684, 1996.