

**В. С. Куфенко<sup>1</sup>**

аспирант кафедры банковского дела Санкт-Петербургского государственного университета экономики и финансов

## **ВЛИЯНИЕ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ НА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ И ЛИКВИДНОСТЬ НА ДЕНЕЖНОМ РЫНКЕ: МОДЕЛИ И ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ**

Для получения информации, которая может быть использована для оценки эффективности действий ЦБ РФ по сохранению монетарной и финансовой стабильности, а также по обеспечению экономического роста, необходим эмпирический анализ денежно-кредитной политики ЦБ РФ. Эконометрические модели, представленные в данном исследовании, позволяют получить представление о прямом и косвенном влиянии денежно-кредитной политики ЦБ РФ на основные макроэкономические показатели и на индикаторы ликвидности денежного рынка.

С 1980-х гг. вопрос эффективности денежно-кредитной политики по отношению к макроэкономическим показателям является одной из центральных проблем в различных школах экономической мысли. Сущность данного вопроса заключается в способности денежно-кредитной политики влиять на ожидания экономических агентов, связанные с потреблением, сбережением и инвестициями. В то время как сторонники гипотезы рациональных ожиданий отвергают возможность влияния последовательной денежно-кредитной политики на ожидания экономических агентов, допуская лишь влияние неожиданных шоков, сторонники адаптивных ожиданий не столь радикальны в своих выводах (King, 1996, p. 25—52.). Импульсы монетарных властей и трансмиссионные механизмы передачи данных импульсов в краткосрочных периодах детально представлены в ряде неокейнсианских моделей, в частности, основанных на динамическом стохастическом общем равновесии (модели на основе DSGE). Данный тип экономических моделей допускает нейтральность денег, свойственную классическим и неоклассическим моделям, в долгосрочных периодах, сохраняя связь между количественными и качественными параметрами денег и экономическими показателями, такими, как экономический рост, безработица и инфляция в краткосрочных периодах (Adolfson, Laseen, Linde, Villani, 2008, p. 2690—2721).

Эмпирический подход к вопросу влияния денежно-кредитной политики на макроэкономические показатели позволит сделать выводы исходя из реальных данных. Проведение эмпирического анализа даст возможность подтвердить или опровергнуть гипотезу о нейтральности денег в краткосрочном периоде для российской экономики.

Методологические особенности исследования преимущественно связаны с использованием эконометрических регрессий. Модели, приведенные ниже,

---

<sup>1</sup> Эл. адрес: vkufenko@gmail.com

включают распределенные лаги для выявления интертемпоральных эффектов, связанных с ожиданиями экономических агентов. Отдельно отметим, что использование интертемпоральных лагов основано на концепции «запаздывающей информации» и «запаздывающих цен» или на концепции «ригидности» (Klenow, Jonathan, 2007, p. 79—99). Согласно данным концепциям, экономические агенты осведомляются о ценах и параметрах рынка с определенной задержкой, соответственно, их ответная реакция на изменения параметров рынка также проявляется с задержкой. Работа с макроэкономическими данными и распределенными лагами требует ряда особых процедур, таких, как нормализация данных с помощью натуральных логарифмов и коррекции автокорреляции.

Относительно независимых переменных стоит отметить, что под денежно-кредитной политикой понимаются качественные и количественные характеристики денег, подверженные прямому влиянию монетарных властей. В данном случае в качестве независимых переменных будут использоваться данные по денежному агрегату МЗ — в качестве количественной характеристики, по ставке рефинансирования ЦБ РФ — в качестве качественной характеристики и по обменному курсу USD/RUB — в качестве качественной характеристики, представляющей собой внешний обменный курс денег. Подчеркнем, что в то время как ЦБ РФ имеет прямое влияние на ставку рефинансирования и денежный агрегат МЗ, обменный курс валюты подвержен скорее косвенному влиянию посредством валютных интервенций или иных операций, нацеленных на сохранение валютного коридора.

Зависимые переменные представляют собой макроэкономические показатели: инфляция (динамика ИПЦ), экономический рост (динамика ВВП) и ликвидность денежного рынка. Ликвидность денежного рынка представлена средневзвешенными ставками по краткосрочным кредитам (до 90 дней) на межбанковском рынке, которые отражают состояние межбанковского рынка, одного из важнейших сегментов денежного рынка в целом.

Данные для исследования взяты в базе ОЭСД. Для получения статистически значимых результатов и одновременно для соответствия постановки теоретического вопроса о монетарном регулировании в краткосрочном периоде временные рамки исследования ограничены 1999—2009 гг. Наблюдения взяты поквартально.

### Влияние денежно-кредитной политики на инфляцию

Существуют различные подходы к моделированию инфляции. Подход с использованием кривых Филлипса, в которых одной из независимых переменных является безработица, уже был применен в работе автора (Куфенко, 2011, с. 146—149.). В модели (1) денежный агрегат МЗ, ставка рефинансирования и обменный курс будут использоваться как детерминанты инфляции. Необходимо подчеркнуть, что в данном случае инфляция представляет собой изменение индекса потребительских цен (ИПЦ). Таким образом, модель, представленная ниже, позволяет объяснить динамику цен с помощью переменных монетарной политики:

$$\ln \pi_t = C + \beta_1 \Delta \ln m3_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln irate_{t-4} + \beta_3 \Delta \ln usd_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

где  $\ln \pi_t$  — натуральный логарифм инфляции (по ИПЦ) текущего периода;  $\Delta \ln m3_{t-1}$  — изменение денежного агрегата МЗ, лаг первого порядка;  $\Delta \ln irate_{t-4}$  — изменение ставки рефинансирования ЦБ РФ, лаг четвертого порядка;  $\Delta \ln usd_{t-1}$  — изменение курса USD/RUB, лаг первого порядка;  $\beta$  и  $C$  — коэффициенты моделей и константа.

Модель (1) основана на предположении о наличии «ригидных цен» в экономике Российской Федерации: изменения ставки рефинансирования вызывают не моментальную реакцию цен, а реакцию с «запаздыванием». Результаты расчетов по данной модели отражены в табл. 1. В данном случае мы допускаем, что «запаздывание» цен по отношению к изменениям денежно-кредитной политики возможно в рамках от одного до четырех кварталов. Наличие «ригидных цен» очевидно: так, положительное изменение денежного агрегата М3 в предыдущем квартале, согласно модели (1), будет оказывать положительное влияние на инфляцию в текущем квартале. Данный эффект статистически значим на 5% и 10%-ном уровнях с коэффициентом 6,758 и  $t$ -статистикой, равной 2,495. Подобное влияние предложения денег на инфляцию было зафиксировано в ряде исследований Ф. Брауна и Д. Кронина (Browne, Cronin, 2007, p. 22–23).

Положительное изменение ставки рефинансирования за четыре квартала до наблюдения инфляции будет оказывать отрицательное влияние на динамику потребительских цен с коэффициентом  $-1,120$  и  $t$ -статистикой, равной  $-2,051$ . Данный эффект статистически значим на 5% и 10%-ном уровнях.

Наиболее значимым является изменение обменного курса: падение курса рубля (или рост курса доллара США) в предыдущем периоде, согласно модели (1), будет оказывать положительное влияние на инфляцию. Данный эффект значим на 1%, 5 и 10%-ном уровнях с коэффициентом 5,282 и  $t$ -статистикой 3,191.

Стоит отметить, что денежно-кредитная политика ЦБ РФ по регулированию качественных и количественных характеристик денег имеет существенное влияние на инфляцию. Нельзя не отметить важную роль обменного курса как наиболее значимого детерминанта инфляции, согласно модели (1). Результаты модели (1) могут служить ориентирами для инфляционного таргетирования.

Отсутствие автокорреляции подтверждено тестом Durbin—Watson (1,65556) и Breusch—Godfrey (0,6267), что отражено в табл. 4. В то время как первое значение вызывает сомнения в наличии автокорреляции, второй тест позволяет с уверенностью принять гипотезу об ее отсутствии. Каких-либо других особенностей, в том числе наличия гетероскедастичности, выявлено не было. В целом данная модель позволяет объяснить более 30% вариации инфляции при значении  $R^2 = 0,308$ .

Стоит подчеркнуть, что согласно индикатору Эйченбаума — Эванса с 2001 по 2006 г. ЦБ РФ постепенно переходит к режиму инфляционного таргетирования

Таблица 1

## Результаты расчетов по модели 1

Переменные	$\ln \pi_t$
$\Delta \ln m3_{t-1}$	6,758** (2,495)
$\Delta \ln irate_{t-4}$	$-1,120^{**}$ ( $-2,051$ )
$\Delta \ln usd_{t-1}$	5,282*** (3,191)
Константа (С)	0,423* (1,815)
Число наблюдений	43
$R^2$	0,308

Уровни статистической значимости \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

В скобках указаны значения  $t$ -статистики.

(Корищенко, 2007, с. 172—173). При осуществлении политики, направленной на сохранение монетарной стабильности, необходимо учитывать детерминанты инфляции и ее влияние, которое может быть качественно проанализировано с помощью модели (1).

### Влияние денежно-кредитной политики на экономический рост

Исследования влияния денежно-кредитной политики на динамику ВВП представляют особый интерес не только в контексте теоретических дебатов о нейтральности денег, но и с практической точки зрения. Последние исследования позволяют сделать утверждение о наличии связи предложения денег и экономического роста (Wen, 2009, р. 1). Данное утверждение особенно актуально, так как в работе С. М. Дробышевского, П. В. Трунина, М. В. Каменских выдвинуто предположение о том, что ЦБ РФ преимущественно использует регулирование денежной массы в качестве способа осуществления денежно-кредитной политики (Дробышевский, Трунин, Каменских, 2009, с. 25).

Модель (2) позволит ответить на вопрос о возможности стимулирования экономического роста с помощью изменения количественных и качественных характеристик денег в экономике Российской Федерации.

$$\Delta \ln gdp_t = C + \beta_1 \Delta \ln m3_t + \beta_2 \Delta \ln irate_t + \beta_3 \Delta \ln usd_t + u_t, \quad (2)$$

где  $\Delta \ln gdp_t$  — изменение реального ВВП текущего периода;  $\Delta \ln m3_t$  — изменение денежного агрегата М3 в текущем периоде;  $\Delta \ln irate_t$  — изменение ставки рефинансирования ЦБ РФ в текущем периоде;  $\Delta \ln usd_t$  — изменение курса USD/RUB в текущем периоде;  $\beta$  и  $C$  — коэффициенты моделей и константа.

В модели (2) из-за наличия существенной автокорреляции по тесту Durbin—Watson (1,110856) использование распределенных лагов не является оптимальным. Использование коррекционных регрессий Прейса — Винстена (Prais — Winsten) и Кокрена — Оркутта (Judge, Griffiths, Hill, Luetkepohl, Lee, 1985, р. 285—287) позволяет получить коэффициенты переменных в условиях автокорреляции путем корректировки лагов. С помощью данных процедур результат теста Durbin — Watson значительно улучшился с 1,110856 до 2,291030, данное изменение отражено в табл. 4.

Результаты расчетов, приведенные в табл. 2, подтверждают наличие существенной положительной связи между изменением денежного агрегата М3 и динамикой ВВП. Данный эффект является статистически значимым на 5% и 10%-ном уровне с коэффициентом 0,385 и значением  $t$ -статистики 2,177.

Интерес представляет отрицательное влияние изменения ставки рефинансирования на динамику ВВП. Повышение ставки рефинансирования на 1%, согласно модели (2), окажет отрицательное влияние на изменение ВВП с коэффициентом  $-0,147$ . Обнаруженный эффект статистически значим на всех уровнях, включая 1%, 5% и 10% со значением  $t$ -статистики  $-4,169$ . Данная взаимосвязь свидетельствует о существенном потенциале регулирования экономического роста с помощью процентных ставок, или качественных характеристик денег.

Влияние динамики курса национальной валюты на динамику ВВП также является негативным с коэффициентом  $-0,372$  и  $t$ -статистикой  $-4,966$ . Данный эффект обратной связи статистически значим на всех уровнях. Авторы современных исследований влияния обменных курсов на экономический рост неоднозначно трактуют обнаруженные эффекты, призывая быть крайне осторожными с выводами (Harberger, 2003, р. 8—9). В данном контексте интересны выводы, сделанные В. Конторовичем (Конторович, 2001, с. 363—374) по поводу влияния реального курса рубля на промышленное производство в Российской

Таблица 2

## Результаты расчетов по модели 2

Переменные	$\ln \pi_t$
$\Delta \ln m3_t$	0,385** (2,177)
$\Delta \ln irate_t$	-1,147** (-4,169)
$\Delta \ln usd_t$	-0,372*** (-4,966)
Константа (С)	0,0148 (1,034)
Число наблюдений	42
$R^2$	0,627

Уровни статистической значимости \*\*\*  $p < 0,01$ ,  
\*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

В скобках указаны значения  $t$ -статистики.

Федерации: обратная связь индекса промышленного производства и реального курса рубля по отношению к доллару была зафиксирована и отмечена в выводах исследования, что позволяет провести параллель с выводами по модели (2). Согласно модели (2), укрепление курса рубля по отношению к доллару США (или снижение курса доллара США) оказывает положительное влияние на динамику ВВП, в то время как падение курса рубля по отношению к доллару США (или повышение курса доллара США) оказывает негативное влияние на динамику ВВП. Вышеизложенное утверждение, возможно, потребует пересмотра модели (2) при изменении спецификации или при добавлении инструментальных переменных, связанных со структурой импорта и экспорта экономики РФ или связанных с «эффектом Балаша — Самуэльсона».

Корректировка автокорреляции, упомянутая ранее, позволяет говорить о высоком качестве результатов. Каких-либо особенностей в ходе эмпирического анализа модели (2) выявлено не было. Данная модель позволяет объяснить 63% вариации ВВП при значении  $R^2$  0,627.

### Влияние денежно-кредитной политики на ликвидность межбанковского рынка

Проблематика управления ликвидностью на сегментах денежного рынка является сравнительно новым направлением в экономических исследованиях. Концепция оптимального регулирования распределения ликвидности на межбанковском рынке, а также реагирования на шоки ликвидности была предложена в работе К. Фрекса, Э. Мартина и Д. Скеае (Freixas, Martin, Skeie, 2010). Авторы данной работы указывают на качественные и количественные аспекты оптимального вмешательства центрального банка при возникновении шоков ликвидности, индикаторами которых является волатильность межбанковских ставок (Freixas, Martin, Skeie, 2010, p. 2—3).

Ставки межбанковского рынка подвержены влиянию различных эффектов, однако в данном случае нас интересует влияние переменных денежно-кредитной политики. В качестве индикатора ликвидности в модели (3) использованы средневзвешенные ставки на межбанковские краткосрочные кредиты со сроком до 90 дней. С учетом волатильности межбанковских ставок использование распределенных лагов теряет актуальность, соответственно все переменные имеют общий временной период, за исключением динамики денежного агрега-

та МЗ: в модели (3) использован дифференциал четвертого порядка, так как квартальная вариация первых трех лагов денежного агрегата МЗ незначительна:

$$\Delta \ln shortirate_t = C + \beta_1 \Delta^4 \ln m3_t + \beta_2 \Delta \ln irate_t + \beta_3 \Delta \ln usd_t + u_t, \quad (3)$$

где  $\Delta \ln shortirate_t$  — изменение ставки краткосрочного финансирования на денежном рынке текущего периода;  $\Delta^4 \ln m3_t$  — дифференциал четвертого порядка денежного агрегата МЗ (дифференциал текущего периода и лага четвертого порядка);  $\Delta \ln irate_t$  — изменение ставки рефинансирования ЦБ РФ в текущем периоде;  $\Delta \ln usd_t$  — изменение курса USD/RUB в текущем периоде;  $\beta_j$  и  $C$  — коэффициенты модели и константа.

Результаты модели (3), представленные в табл. 3, особенно интересны. Динамика денежного агрегата МЗ имеет обратную связь с динамикой краткосрочных процентных ставок на межбанковском рынке: увеличение денежной массы за четыре квартала, согласно модели (3), приводит к снижению краткосрочных межбанковских ставок с коэффициентом  $-0,549$ . Данный эффект позволяет провести параллели с теоретическими выводами в уже упомянутой работе (Фреккас, Мартин, Скеайе, 2010), однако он не является существенным, так как  $t$ -статистика по данной переменной составляет лишь  $-1,328$ . Влияние количественного регулирования на динамику средневзвешенных межбанковских ставок со сроком до 90 дней существенно лишь на 20%-ном уровне. Выводы по количественному регулированию требуют дополнительного исследования широкого диапазона межбанковских ставок.

Динамика ставки рефинансирования имеет прямую связь со средневзвешенными ставками по межбанковским кредитам до 90 дней. Коэффициент данного эффекта составляет  $1,063$  с  $t$ -статистикой  $3,208$ , актуальной на всех уровнях значимости. Таким образом, понижение ставки рефинансирования, согласно модели (3), будет способствовать снижению ставок на межбанковском рынке.

Динамика курса рубля по отношению к доллару США заслуживает отдельного внимания: в соответствии с моделью (3) укрепление рубля по отношению к доллару США (или понижение курса доллара США) будет способствовать понижению ставок. Прямая связь между курсом рубля по отношению к доллару США с коэффициентом  $2,010$  и  $t$ -статистикой  $2,882$  существенна на всех уровнях значимости. Данный эффект свидетельствует об открытости банковского сектора Российской Федерации: при понижении курсов иностранной валюты

Таблица 3

## Результаты расчетов по модели 3

Переменные	$\ln \pi_t$
$\Delta^4 \ln m3_t$	$-0,549$ ( $-1,328$ )
$\Delta \ln irate_t$	$1,063^{***}$ ( $3,208$ )
$\Delta \ln usd_t$	$2,010^{***}$ ( $2,822$ )
Константа (C)	$0,00992$ ( $0,280$ )
Число наблюдений	43
$R^2$	0,346

Уровни статистической значимости \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

В скобках указаны значения  $t$ -статистики.

банки будут стремиться осуществлять заимствования в иностранной валюте, увеличивая ликвидность отечественного межбанковского рынка. Открытость банковского сектора подразумевает подверженность валютным рискам (Fitzmel, Nikiforow, 2011), так как при падении курса рубля по отношению к доллару США (или при повышении курса доллара США) средневзвешенные ставки межбанковских кредитов будут расти.

Автокорреляция в модели (3) не была выявлена. Тесты Durbin — Watson (2,384465) и Breusch — Godfrey (0,1269) из табл. 4 подтверждают это. Иных особенностей, включая наличие гетероскедастичности, выявлено не было. Данная модель позволяет объяснить более 34% вариации средневзвешенных ставок межбанковского рынка со сроком до 90 дней при значении ( $R^2 = 0,346$ ).

Результаты проверки на наличие автокорреляции представлены в табл. 4.

Таблица 4

#### Основные тесты на автокорреляцию

Model	Durbin — Watson	Breusch — Godfrey	Durbin — Watson*
(1)	1,65556	0,6267	
(2)	1,110856	0,0136	2,291030
(3)	2,384465	0,1269	

\* После применения коррекционной трансформации Prais — Winston и Corchrane — Orcutt.

Полученные значения критериев свидетельствуют об отсутствии автокорреляции.

#### Выводы

Эмпирические результаты опровергают наличие «нейтральности» денег в краткосрочном периоде, делая неокейнсианские модели актуальными для экономики Российской Федерации, и свидетельствуют о существенном влиянии денежно-кредитной политики на инфляцию, экономический рост и ликвидность на межбанковском рынке. Относительно краткосрочного периода следует отметить, что сдержанная денежно-кредитная политика, направленная на сокращение денежной массы и повышение ставки рефинансирования, согласно моделям (1) и (2), будет способствовать снижению инфляции и темпов роста ВВП. Экспансивная денежно-кредитная политика будет, напротив, стимулировать инфляцию и экономический рост.

Ликвидность на межбанковском рынке также подвержена регулированию монетарных властей: в данном случае экспансивная политика будет способствовать увеличению ликвидности (или снижению межбанковских ставок). Регулирование ликвидности на межбанковском рынке с помощью изменения ставки рефинансирования, согласно модели (3), является более эффективным, чем количественное регулирование.

Существенное влияние обменного курса рубля по отношению к доллару США выявлено во всех представленных моделях. Если в модели (1) ослабление курса рубля будет способствовать росту инфляции, то в модели (2) показано, как ослабление курса рубля отрицательно влияет на динамику ВВП. Данный эффект предположительно связан со структурой импорта и экспорта, а также эффектами продуктивности, такими, как упомянутый ранее «эффект Балаша — Самуэльсона». Очевидно, что, согласно модели (3), ослабление курса рубля приведет к росту межбанковских ставок и возможному снижению ликвидности.

Исследование эффектов обменных курсов и изучение детерминантов ставок на межбанковском рынке остается одним из приоритетных научных направлений. Эмпирические результаты данного исследования могут быть использованы в качестве ориентиров для монетарной политики ЦБ РФ, а также для последующих исследований по «нейтральности денег» и влиянию монетарной политики на макроэкономические показатели и ликвидность денежного рынка и его сегментов.

Отмечая статистическую значимость переменных, связанных с денежно-кредитной политикой в макроэкономическом контексте, мы можем сделать эмпирически обоснованные выводы об эффективности как экспансивной, так и консервативной денежно-кредитной политики по отношению к динамике цен и экономическому росту. Монетарная политика, регулирующая количественные и качественные характеристики денег, имеет существенное влияние на ликвидность денежного рынка через воздействие на краткосрочные ставки.

Эконометрические модели, представленные в данной работе, позволяют получить статистически значимые, подтвержденные рядом тестов результаты, которые могут быть применены в качестве ориентиров для инфляционного таргетирования и монетарной политики в целом.

Выявленные в процессе исследования интертемпоральные эффекты и существенная роль обменных курсов могут служить стимулом для дальнейших работ по данным вопросам.

### Источники

- Дробышевский С. М., Трунин П. В., Каменских М. В.* Анализ правил денежно-кредитной политики Банка России в 1999–2007 гг. М., 2009.
- Конторович В. К.* Взаимосвязь реального курса рубля и динамики промышленного производства в России // Экономический журнал ВШЭ. 2011. № 3. С. 363–374.
- Корищенко К. Н.* Проблемы перехода к инфляционному таргетированию в России. СПб., 2006.
- Куфенко В. С.* Эмпирический анализ актуальности монетарной политики и инфляционного таргетирования // Финансовый рынок и кредитно-банковская система России: сборник научных трудов. Вып. № 14. СПб., 2010. С. 146–149.
- Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M.* Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model // Journal of Economic Dynamics and Control. Vol. 32. Iss. 8. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) modeling. 2008. August. P. 2690–2721.
- Browne F., Cronin D.* Commodity Price, Money and Inflation / ECB Working Papers, 2007.
- Freixas X., Martin A., Skeie D.* Bank Liquidity, Interbank Markets, and Monetary Policy // Staff Reports by Federal Reserve Bank. N. Y., 2010. N 371.
- Frömmel M., Nikiforow M.* Are exporting firms always a good hedge against currency risk? // Evidence from Central and Eastern European Countries, 2011.
- Harberger A. C.* Economic Growth and the Real Exchange Rate: Revisiting the Balassa-Samuelson Effect // Collection of Papers, Conference Organized by the Higher School of Economics. Moscow. April. 2003.
- Judge G. G., Griffiths W. E., Hill R. C., Luetkepohl H., Lee T. C.* The Theory and Practice of Econometrics. N. Y., 1985.
- King M.* How Should Central Banks Reduce Inflation? — Conceptual Issues // Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, issue Q IV, 1996. P. 25–52.
- Klenow P. J., Jonathan W. L.* Sticky Information and Sticky Prices // Journal of Monetary Economics. 2007. Iss. 54. Sept. P. 79–99.
- Wen Y.* Can Monetary Policy Affect GDP Growth? // Economic Synopses, Federal Bank of St. Louis, 2009.