

УДК 330.4  
JEL C11, C32, E42, E51, E52, E58  
DOI 10.25205/2542-0429-2017-17-4-53-70

**О. А. Шевелева**

*Новосибирский государственный университет  
ул. Пирогова, 2, Новосибирск, 630090, Россия*

*Институт экономики и организации промышленного производства СО РАН  
пр. Акад. Лаврентьева, 17, Новосибирск, 630090, Россия*

*oxana.shevelev@gmail.com*

## **БАЙЕСОВСКИЙ ПОДХОД К АНАЛИЗУ ВЛИЯНИЯ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ НА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ РОССИИ**

С помощью модели байесовской векторной авторегрессии (Bayesian vector autoregression, BVAR) рассматривается связь производственных макроэкономических показателей экономики России с импульсами ставки денежного рынка МІВОР, а также показателей инфляции – с импульсами денежного агрегата М2. В качестве априорного распределения параметров и ковариационной матрицы ошибок используется сопряженное нормальное обратное Уишарта распределение (Conjugate Normal Inverted Wishart Prior). Согласно проведенному исследованию, жесткая монетарная политика оказывает сдерживающее воздействие на российскую экономику. Рост ставки денежного рынка вызывает сокращение инвестиций в основной капитал и выпуск в основных отраслях экономики, а также падение доходов населения при росте уровня безработицы. Наряду с краткосрочными это имеет и долгосрочные негативные последствия.

*Ключевые слова:* макроэкономика, монетарная политика, ставка денежного рынка МІВОР, BVAR, байесовская векторная авторегрессия.

### **Введение**

Центральному Банку при проведении монетарной политики необходимо понимать, какова реакция экономики на его действия.

В данном исследовании в качестве индикатора монетарной политики Банка России для анализа ее воздействия на производственные показатели рассматривается ставка денежного рынка МІВОР (Moscow Inter-Bank Offer Rate). Несмотря на то, что данный показатель не является инструментом денежно-кредитной политики, выбор обусловлен рядом причин.

Изменение ставок денежного рынка является первой ступенью трансмиссионного механизма монетарной политики. Однако моделирование инструмента денежно-кредитной политики – ключевой ставки Банка России, представляется затруднительным в связи с тем, что данная ставка – достаточно статичная величина. Ставка МІВОР отражает динамику ставок денежного рынка и при этом является более волатильной величиной.

Следует отметить, что величина МІВОР зависит не только от ставки Банка России, но и от других макроэкономических параметров: обменного курса, притока и оттока капитала и т. д. Поэтому считаем, что данный показатель является хорошим индикатором монетарной политики.

*Шевелева О. А.* Байесовский подход к анализу влияния монетарной политики на макроэкономические показатели России // Мир экономики и управления. 2017. Т. 17, № 4. С. 53–70.

Оценка воздействия монетарной политики на динамику уровня инфляции (ИПЦ) осуществлялась с использованием показателя M2 – денежный агрегат. Данный показатель также не только определяется действиями Банка России, но находится в существенной степени под его контролем. Центральный Банк формирует денежную базу, которая через действие денежного мультипликатора (который, в свою очередь, также зависит и от действий Центрального Банка), формирует величину денежной массы.

В качестве инструмента исследования используется методология байесовского оценивания векторных авторегрессий (Bayesian vector autoregression, BVAR).

Модели векторных авторегрессий (VAR) получили широкое распространение в анализе структуры макроэкономических данных и построении прогноза. VAR представляет собой динамическую систему, учитывающую лаговую структуру взаимовлияния переменных, где каждая переменная выступает в роли эндогенной, что позволяет связям между переменными формироваться на основании данных, а не априорным заданием формы уравнения.

Метод позволяет получить правдоподобные оценки реакции макроэкономических переменных на различные изучаемые шоки, а также широко используется для оценки эмпирического соответствия структурных моделей.

Большое количество исследований по оценке влияния монетарной политики на макроэкономические переменные было проведено с использованием данного аппарата. Но подход не лишен недостатков. Критика подхода применения VAR, в частности для анализа проводимой монетарной политики, связана с относительно нешироким охватом моделью информации, которая доступна Центральному Банку, участникам финансового рынка и иным. Так, стандартная модель векторной авторегрессии редко включает более 6–8 переменных [1. P. 950]. Это связано с проблемой высокой степени параметризации VAR: количество оцениваемых параметров растет нелинейно с увеличением размерности модели и линейно с увеличением числа включаемых лагов.

Для таких стран, как Россия, с непродолжительной историей данных и не устоявшейся монетарной политикой, данный подход может накладывать строгие ограничения по количеству переменных, учитывая, что большинство экономических показателей России «имеет достоверную историю только за последние 15–20 лет» [2. С. 54] (60–80 квартальных наблюдений).

Включение ограниченного количества информации относительно набора данных, доступного регулирующим органам, проводящим экономическую политику, приводит к неблагоприятным последствиям для структурного анализа и прогнозирования. Стандартной иллюстрацией этого является так называемый «price puzzle» (приведен в работе [3] и описан в работе [4]), который заключается в следующем: ужесточение монетарной политики приводит к росту уровня цен, в то время как экономическая теория утверждает, что подобная политика должна приводить, наоборот, к снижению уровня цен.

C. Sims объясняет данную закономерность следующим образом: Центральный Банк может ужесточать свою политику в ожидании роста будущей инфляции. Если сигналы этого будущего роста не включены в набор данных модели VAR, то при проведении эконометрического исследования может возникнуть ложный вывод, что именно ужесточение монетарной политики вызывает всплеск инфляции. Кроме того, ограничение на количество переменных не позволит включить все переменные, которые представляют интерес для исследователя при проведении анализа. А при включении в модель большего числа переменных может возникнуть проблема неустойчивости результатов.

Также некоторые исследователи критикуют используемые методологии идентификации структурных шоков в модели. Ведь различные схемы идентификации шоков монетарной политики могут приводить к различным выводам о форме и временном промежутке реакции экономических переменных.

Можно ли использовать VAR для анализа экономической политики на более богатых информацией наборах, не отказываясь от статистических преимуществ ограничения анализа небольшим количеством данных?

Байесовский подход является одним из потенциальных решений проблемы ограниченной информации, который комбинирует VAR с априорной информацией относительно распределения параметров и ковариационной матрицы ошибок.

Ключевым преимуществом данного подхода является то, что он позволяет получать реакцию большого набора переменных на проводимую экономическую политику за счет включения в модель большого числа переменных. Это обеспечивает более полную картину последствий проводимой политики, а также более полную проверку эмпирического правдоподобия. Априорная информация позволяет снизить неопределенность в распределении параметров модели, что, в свою очередь, оказывает положительное влияние на точность прогнозов и структурного анализа.

Наиболее часто упоминаемый недостаток использования байесовского подхода к модели векторной авторегрессии – субъективность: влияние априорного распределения на результаты анализа. Однако стоит заметить, что любой эконометрический анализ, в том числе обычная модель VAR, также является отражением субъективных представлений исследователя о спецификации модели (выбор ограниченного числа переменных для включения в модель, выбор длины лагов, а также наложение идентификационной схемы).

Данный метод был предложен в работах [5; 6] и усовершенствован в работах [7–10]. Байесовские модели векторной авторегрессии для анализа российской экономики использовались в работах [2; 11–14]. Данные работы являются примерами, демонстрирующими преимущества байесовского оценивания.

### **Байесовский подход к оценке коэффициентов векторной авторегрессии (BVAR): формулировка и оценка**

Рассмотрим стандартную модель векторной авторегрессии (VAR), которую можно представить в следующем виде:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

где  $Y_t$  – это вектор размером  $n \times 1$  эндогенных переменных,  $\varepsilon_t$  – вектор размером  $n \times 1$  независимых нормально распределенных ошибок,  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ ,  $B_l$  ( $l = 1, \dots, p$ ) – матрицы параметров размерностью  $n \times n$ .

Для рассмотрения принципа работы байесовского подхода представим (1) в виде

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

где  $X_t = (I_n \otimes W_{t-1})$  – матрица размером  $n \times nk$ ;  $W_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p})$  – размером  $k \times 1$ ;  $\beta = \text{vec}(B_1, B_2, \dots, B_p)$  – размером  $nk \times 1$ .

Неизвестными параметрами модели являются  $\beta$  и  $\Sigma$ . Так как  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ , то функцию правдоподобия для оценки максимального правдоподобия коэффициентов можно представить как

$$L(Y|\beta, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_t (Y_t - X_t \beta)' \Sigma^{-1} (Y_t - X_t \beta) \right\}.$$

В то же время при использовании байесовского метода, помимо существующих данных  $Y_t$  и  $X_t$ , мы также располагаем некоторым априорным распределением для коэффициентов  $\beta$  и  $\Sigma$ .

Байесовское оценивание позволяет объединить заданную априорную информацию и информацию, содержащуюся в выборке, путем построения совместного апостериорного распределения параметров  $p(\beta, \Sigma|Y)$ :

$$p(\beta, \Sigma | Y) = \frac{p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma)}{p(Y)} \propto p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma),$$

где  $L(Y | \beta, \Sigma)$  – функция максимального правдоподобия для модели векторной авторегрессии (т. е. вероятность получить данные  $Y_t$  при условии, что параметры модели примут значения  $\beta, \Sigma$ );  $p(\beta, \Sigma)$  – априорное распределение для коэффициентов;  $p(Y)$  – предельная плотность данных (не зависит от параметров модели).

На основе апостериорного распределения, которое находится аналитически (там, где это возможно) или с помощью численных методов Монте-Карло, строятся точечные или интервальные оценки параметров  $\beta$ . Как правило, в качестве точечной оценки выступает среднее значение апостериорного распределения (см. [5]).

Байесовский подход основан на предположении, что параметры являются случайными величинами с некоторым распределением вероятности, в то время как в стандартном эконометрическом анализе параметры модели хоть и неизвестны, но являются истинными и неизменными.

Для байесовского подхода к оценке коэффициентов и шоков модели VAR в данной работе в качестве априорного распределения было использовано сопряженное нормальное обратное Уишарта распределение (Conjugate Normal Inverted Wishart Prior). Данное распределение содержит в себе достоинства классического априорного распределения Миннесота (Minnesota prior), позволяющего существенно сжимать пространство оцениваемых коэффициентов, с достоинствами сопряженных априорных распределений, в которых матрица ковариаций ошибок рассматривается как случайная.

Свойство сопряженности означает принадлежность априорного и апостериорного распределений к одному и тому же классу распределений. Данное свойство позволяет для семейства нормальных распределений получать аналитическое представление для апостериорного распределения и для маргинальных вероятностей.

Отметим, что распределение Миннесота предполагает фиксированную и диагональную ковариационную матрицу ошибок.

Сопряженное нормальное обратное Уишарта априорное распределение может быть представлено следующим образом:

$$\begin{aligned} \beta | \Sigma &\sim N(\bar{\beta}, \Sigma \otimes \bar{\Omega}), \\ \Sigma &\sim iW(\bar{\Sigma}, \alpha). \end{aligned}$$

Иначе говоря, распределение  $\beta$  является нормальным с математическим ожиданием  $\bar{\beta}$  и ковариационной матрицей  $V(\beta) = (\alpha - n - 1)^{-1} \bar{\Sigma} \otimes \bar{\Omega}$ , где  $\alpha$  – степень свободы обратного распределения Уишарта.

Матрица  $\bar{\Sigma}$  выбирается так, чтобы среднее  $\Sigma$  совпало с фиксированной ковариационной матрицей  $\Sigma$  в априорном распределении Миннесоты. Выбор степеней свободы обратного Уишарта распределения осуществляется в соответствии с работой [15]:

$$\alpha \geq \max \{n \times 2, n + 2h - T\}.$$

Данное условие обеспечивает существование как априорной дисперсии параметров, так и апостериорной дисперсии прогнозов на горизонте  $h$ .

Вектор математического ожидания  $\bar{\beta}$  распределения задается исходя из предположения о том, что макроэкономические временные ряды следуют процессу случайного блуждания (random walk):

$$\text{vec}(\bar{\beta}_l) = \begin{cases} \delta_i, & \text{если } i = j, l = 1, \\ 0, & \text{в остальных случаях.} \end{cases}$$

Распределение позволяет учесть нестационарность макроэкономических временных рядов. На практике для нестационарных временных рядов значение  $\delta_i$  устанавливается равным 1, для стационарных – 0 (см. [7]).

Ковариационная матрица параметров имеет кронекерову структуру  $\Sigma \otimes \bar{\Omega}$ . Кронекерово домножение слева на матрицу  $\Sigma$  для  $i$ -го уравнения означает домножение дисперсий, указанных в матрице  $\bar{\Omega}$ , на коэффициент  $\sigma_i^2$ . В свою очередь,  $\bar{\Omega}$  является диагональной и представляет собой

$$\bar{\Omega} = \begin{pmatrix} \bar{\Omega}_{\text{lag}=1} & 0_{n \times n} & \dots & 0_{n \times n} & 0_{n \times 1} \\ 0_{n \times n} & \bar{\Omega}_{\text{lag}=2} & \dots & 0_{n \times n} & 0_{n \times 1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_{n \times n} & 0_{n \times n} & \dots & \bar{\Omega}_{\text{lag}=p} & 0_{n \times 1} \\ 0_{1 \times n} & 0_{1 \times n} & \dots & 0_{1 \times n} & \bar{\Omega}_{\text{const}} \end{pmatrix}.$$

Матрица  $\bar{\Omega}_{\text{lag}=l}$  имеет размерность  $n \times n$ , и ее диагональные элементы определяются по формулам

$$\left( \bar{\Omega}_{\text{lag}=l} \right)_{jj} = \left( \frac{\lambda_1}{l^{\lambda_2} \sigma_j} \right)^2, \quad (2)$$

$$\bar{\Omega}_{\text{const}} = \lambda_1^2 \lambda_3^2. \quad (3)$$

Как следует из формул (2) и (3), априорная дисперсия параметров зависит от нескольких гиперпараметров, задаваемых исследователем:  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ,  $\lambda_3$ . Гиперпараметры определяют «узость» отклонений компонент математического ожидания априорного распределения.

Параметр  $\lambda_1$  отражает общую «жесткость» априорного распределения: определяет относительный вес априорного распределения при расчете апостериорного. При стремлении показателя жесткости к нулю все меньшее влияние на апостериорное распределение оказывают фактические данные, и все ближе оно к априорному; при стремлении к бесконечности априорное распределение становится неинформативным, и оценки коэффициентов полностью зависят от исторических данных, т. е. совпадают с оценками, полученными МНК. Параметр  $\lambda_2$  определяет, насколько быстро убывает априорная дисперсия с увеличением номера лага. И параметр  $\lambda_3$  отражает относительную жесткость распределения константы.

Оптимальные значения гиперпараметров различны для каждой модели. Их выбор может осуществляться, например, на основе критерия, предложенного в работе [15] и состоящего в выборе гиперпараметров, при которых у построенной модели наилучшие прогностические свойства.

Апостериорное распределение параметров является нормальным, поэтому нет необходимости использовать алгоритм Гиббса для получения реализаций:

$$\beta | \Sigma, Y \sim N(\tilde{\beta}, \Sigma \otimes \tilde{\Omega}),$$

$$\Sigma | Y \sim iW(\tilde{\Sigma}, T + \alpha).$$

Параметры апостериорного распределения задаются следующим образом:

$$\tilde{\Omega} = (\bar{\Omega}^{-1} + XX')^{-1},$$

$$\tilde{B} = \tilde{\Omega}(\bar{\Omega}^{-1}\bar{B} + X'X\hat{B}_{ols}),$$

$$\tilde{\Sigma} = \hat{B}_{ols} X' X \hat{B}_{ols} + \bar{B}' \bar{\Omega}^{-1} \bar{B} + \bar{\Sigma} + (Y - X \hat{B}_{ols})' (Y - X \hat{B}_{ols}) - \tilde{B}' (\bar{\Omega}^{-1} + X X') \tilde{B},$$

$$\hat{B}_{ols} = (X' X)^{-1} X' Y.$$

Недостатком этого распределения является то, что оно предполагает, что моменты априорных распределений параметров для разных уравнений оказываются зависимыми друг от друга. В частности, все коэффициенты при первом лаге зависимой переменной априорно имеют одну и ту же дисперсию.

### Данные и расчеты

Информационное множество состоит из 16 показателей функционирования экономики России (полный список показателей приведен в прилож. 1).

Для расчетов была использована временная выборка с 1 кв. 2002 г. по 2 кв. 2015 г. (исходные данные с поквартальным шагом приведены в прилож. 2).

Первоначальные ряды данных были трансформированы следующим образом. Некоторые динамические ряды были преобразованы из ежедневных / ежемесячных в ежеквартальные путем расчета среднего арифметического значения. Такие показатели, как ВВП, величина денежного агрегата М2, норма процента МIBOR (30–90 дней), среднедушевые доходы населения, инвестиции в основной капитал, обменный курс российского рубля к доллару США были преобразованы путем дефлирования соответствующих номинальных показателей (в текущих ценах) для представления их в сопоставимых ценах 4 кв. 2001 г. Также часть переменных была прологарифмирована.

Источниками макроэкономических показателей являются Федеральная служба государственной статистики, Банк России. Данные по цене на нефть использованы с сайта агентства ФИНАМ.

Реализация модели и анализ полученных результатов осуществлены на языках программирования R и C++ с использованием пакетов BMR, bvar, Armadillo.

Для определения оптимального количества лагов в модели были использованы информационные критерии AIC и BIC.

Нестационарность временных рядов учитывается при определении математических ожиданий априорного распределения коэффициентов. По работе [7] устанавливаем значение 1 для всех нестационарных рядов и 0 для всех остальных.

Важной составляющей при оценке BVAR является выбор параметра ковариационной матрицы, отвечающего за общую «жесткость» априорного распределения. В данном исследовании оптимальный параметр общей жесткости определяется широко используемым подходом, состоящим в калибровке гиперпараметра на основе прогнозной точности оцененной модели.

Для параметра  $\lambda_1$  был рассмотрен диапазон значений от 0 до 1 с шагом 0,001. Прогноз построен по принципу out-of-sample: при оценке модели используются только доступные на тот момент данные, и происходит сравнение с фактическими данными, лежащими вне этой выборки. Далее рассчитывается среднее значение для квадратов отклонений прогноза от фактических данных и выбирается то значение  $\lambda_1$ , при котором значение этого показателя минимально:

$$\lambda_1^* = \arg \min_{\lambda_1} \frac{1}{M} \sum_{\text{var} \in \mathcal{M}} MSFE_{\text{var}}^{\lambda_1},$$

где  $\mathcal{M}$  и  $M$  – множество и количество переменных, по которым оптимизируется прогноз, соответственно.

Таким образом, проведенная процедура оценивания определила наилучшее значение параметра общей жесткости на уровне 0,467.

Иные параметры ковариационной матрицы  $\lambda_2$  и  $\lambda_3$  взяты стандартными для анализа макроэкономических данных: 1 и  $10^5$  соответственно.

### Структурный анализ: оценка влияния шоков монетарной политики на экономику России

Следует отметить, что существует большая разница между использованием VAR для прогнозирования и для экономического анализа. Те остатки, которые получаются при оценивании приведенной формы модели VAR, являются ошибками прогнозирования, их нельзя использовать для проведения структурного анализа, так как они обычно коррелированы друг с другом. Корреляция ошибок может указывать на то, что шок в одной переменной, вероятно, будет сопровождаться шоком в другой переменной. Таким образом, можно прийти к вводящим в заблуждение выводам о фактических динамических соотношениях между переменными. Если исследователь интересуется только прогнозированием, то компоненты ошибок прогнозирования не представляют для него интереса.

Если же исследователь ставит цель получить функции импульсных шоков или декомпозицию дисперсии, то для анализа необходимо использовать ошибки, полученные по структурной форме VAR, а не по приведенной. Цель структурной модели VAR – восстановление структурных шоков из остатков приведенной формы VAR с использованием экономической теории [16. С. 314].

Для идентификации структурной формы VAR из приведенной необходимо наложение  $(n^2 - n)/2$  ограничений на структурную форму. Необходимость применения идентификационной схемы связана с тем, что матрицы  $A_0$  и  $\text{var}(e_{it})$  содержат  $n^2$  неизвестных элементов, в то время как ковариационная матрица приведенной формы VAR содержит всего  $(n^2 + n)/2$  элементов (см. далее).

Подробное описание различных подходов к идентификации шоков в рамках модели структурной векторной авторегрессии приводится, в частности, в работе [17].

В данной работе используется рекурсивная идентификационная схема. Переменные в модели разделяются на 2 группы: «slow-moving» и «fast-moving» [4. С. 404] – в зависимости от скорости их реакции на шок. Первая группа включает в себя переменные, которые либо не реагируют на шок, либо реагируют с задержкой (показатели внешнего, реального секторов экономики и уровня цен). Вторая группа – переменные, которые реагируют с меньшими задержками (финансовые показатели). Классификация переменных приведена в прилож. 1. Таким образом,  $Y_t = (W_t, r_t, V_t)$ , где  $W_t$  содержит  $n_1$  slow-moving переменных,  $r_t$  – переменная монетарной политики,  $V_t$  содержит  $n_2$  fast-moving переменных.

Ковариационная матрица ошибок приведенной формы имеет следующий вид:  $\Sigma = E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = CDC'$ , где  $C$  – нижнетреугольная матрица с единицами на диагонали, полученная разложением Холецкого;  $D$  – диагональная матрица. Тогда структурную форму модели VAR можно представить таким образом:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t,$$

где  $A_0 = C^{-1}$ ,  $A_1 = C^{-1}B_1, \dots, A_p = C^{-1}B_p$ ,  $e_t \sim N(0, D)$ .

Оценивание модели позволяет получить функции импульсных откликов переменных (impulse response functions, IRF), построение которых осуществлялось на четыре квартала.

На рис. 1 и 2 представлено графическое отображение функций импульсных откликов наиболее важных переменных в ответ на шоки ставки денежного рынка MIBOR и денежного агрегата M2. Сплошной линией изображены медианные квантили значений функций импульсных откликов на шоки ставки MIBOR и денежного агрегата M2, а пунктирными – границы 10- и 90-процентных квантилей.

Единичный шок ставки MIBOR значительно падает уже ко второму кварталу, где принимает значение 0,2 п. п. и к четвертому кварталу практически затухает. Однопроцентный шок M2 также затухает к четвертому кварталу, но более низкими темпами (во втором квартале происходит шок в размере 0,4 %).

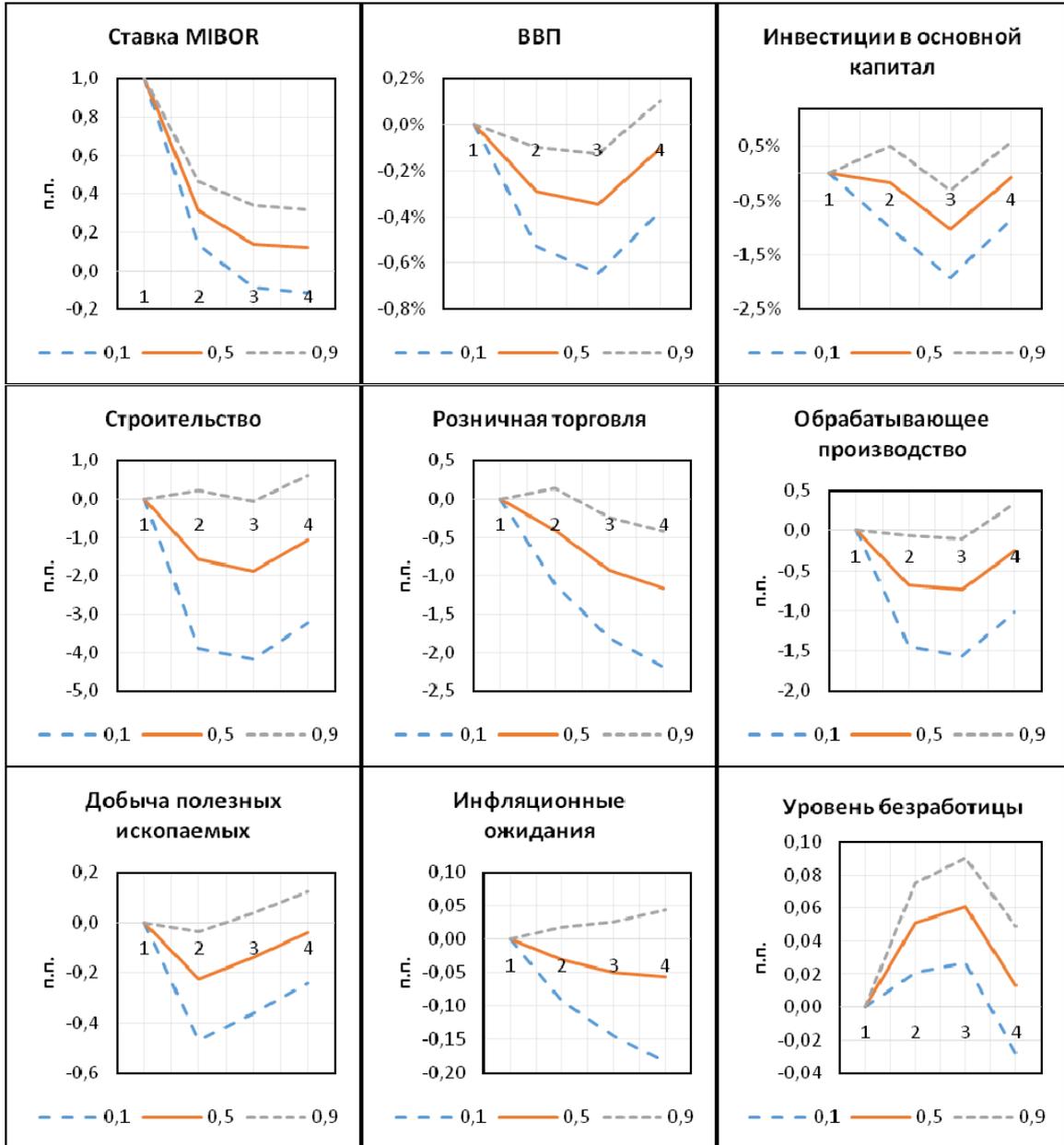


Рис. 1. Влияние шока MIBOR на экономическую динамику

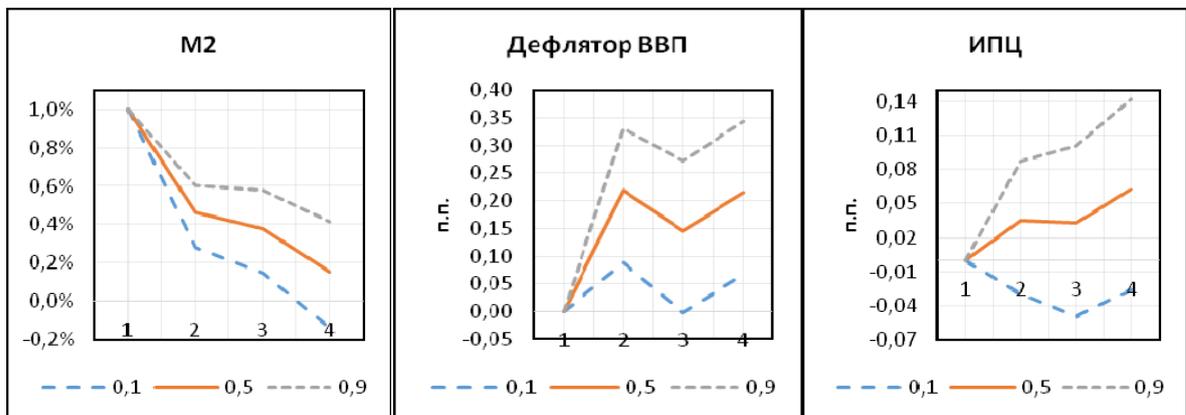


Рис. 2. Влияние шока денежного агрегата M2 на экономическую динамику

Под действием шока ставки денежного рынка МІВОР наблюдается падение внутреннего производства на протяжении трех кварталов с последующей тенденцией возвращения к исходному значению к моменту, когда рассматриваемый шок практически полностью затухает. В ответ на рост МІВОР ВВП уменьшается, и в точке минимума падение составляет 0,35 %. Одновременно падают объемы строительства (в точке минимума на 1,8 п. п.), розничной торговли (в точке минимума на 1,2 п. п.), добычи полезных ископаемых (в точке минимума около 0,25 п. п.) и обрабатывающей промышленности (в точке минимума на 0,7 п. п.).

Стоит отметить, что отклик объемов добычи полезных ископаемых по мере затухания шока возвращается к исходному уровню, в то время как для иных, рассмотренных выше показателей различных производств, наблюдается более длительное воздействие положительного шока ставки денежного рынка МІВОР. Так, по окончании четырех кварталов падение уровня строительства определяется в 1,2 п. п. Устойчивое негативное воздействие наблюдается у показателя розничной торговли на всем рассматриваемом временном промежутке.

Рост МІВОР также ведет к негативному импульсу на инвестиции в основной капитал: соответствует падению в размере примерно 1 %.

Также падают доходы населения, и увеличивается уровень безработицы на протяжении трех кварталов с последующей динамикой возвращения к исходному уровню.

Положительный шок денежного агрегата М2 приводит к ускорению инфляции, для отклика которой характерен незатухающий рост, начиная со второго квартала. На последнем, четвертом, рассматриваемом периоде отклик составляет около 0,07 п. п.

Как известно из экономической теории, рост ставок денежного рынка вызывает сжатие денежной массы и сокращение объемов кредитования, и это, в свою очередь, по полученным расчетам приводит к падению уровня инфляции.

Таким образом, несмотря на то, что динамика практически всех показателей макроэкономических переменных характеризуется тенденцией возвращения к исходному состоянию по мере затухания шока, положительный шок МІВОР показывает, что негативный шок монетарной политики приводит к падению уровня инвестиций, производства, доходов населения при росте уровня безработицы. Но при этом достигается более низкий уровень инфляции (ИПЦ).

## Выводы

Российская экономика в последнее время оказалась подвержена влиянию масштабных негативных шоков: падение цен на углеводородное сырье, осложнение геополитической ситуации и введение санкций. Результатом этих шоков стал глубокий экономический спад в России: снижение ВВП за 2015–2016 гг. составило 3 %: за 2015 г. относительно 2014 г. – 2,8 %, за 2016 г. относительно 2015 г. – 0,2 %. Существенно упали реальные доходы населения – примерно на 9 % за два года, в том числе на 5,9 % – в 2016 г. Продолжился существенный спад в инвестиционном комплексе: по предварительной оценке, снижение инвестиций в основной капитал составляет около 12 % за 2014–2016 гг. При этом за 2015–2016 гг. на 6,7 % возросла безработица, в том числе в 2015 г. рост составил 7,4 %, а в 2016 г. этот показатель уменьшился на 0,5 %. Уровень инфляции вырос с 11,4 % в 2014 г. до 12,9 % в 2015 г. и существенно уменьшился (до 5,4 %) в 2016 г. [18].

В связи с этим возникает вопрос о том, какой набор инструментов экономической политики необходим для сглаживания влияния негативных тенденций в экономике и возвращения к траектории экономического роста. На момент исследования Банк России проводил достаточно жесткую монетарную политику в направлении таргетирования инфляции, которая опирается на концепцию повышения процентных ставок в экономике путем увеличения ключевой ставки, отказа от валютных интервенций и ликвидации валютного коридора для вариации курса российского рубля. Данная политика вызывает споры среди экспертов о степени ее влияния на экономику России.

Отметим, что ведущие центральные банки мира формируют цели своей политики, не ограничиваясь ценовой стабильностью, и используют монетарную политику для стимулирования экономического роста. Так, целью монетарной политики Федеральной резервной системы США является стимулирование устойчивого развития экономики и роста производства

при сохранении высокой занятости, стабильности цен и умеренных долгосрочных процентных ставок.

Согласно проведенному исследованию, рост ставки денежного рынка оказывает сдерживающее воздействие на российскую экономику. Повышение ставки MIBOR вызывает сокращение инвестиций в основной капитал и выпуска в основных отраслях экономики. При этом лаг монетарной политики в большинстве случаев составляет около 1 квартала.

Проводимая жесткая монетарная политика в России, способствующая снижению инвестиций в основной капитал (падение 12 % в 2014–2016 гг.), имеет наряду с краткосрочными и долгосрочные последствия. Ведь снижение темпов обновления и прироста основного капитала является важнейшим фактором, определяющим экономическую динамику в среднесрочном и долгосрочном аспектах.

Положительным итогом является существенное снижение уровня инфляции (ИПЦ) – до 5,4 % в 2016 г. Но насколько оптимальна стратегия достижения данного результата?

На уровень инфляции, согласно экономической теории, влияет множество факторов. Так, построенная модель указывает на обратную связь динамики реального ВВП и уровня инфляции: чем выше объемы производства, тем большее количество товаров и услуг противостоит денежной массе и тем ниже уровень инфляции (рис. 3). Однопроцентный положительный шок ВВП приводит к падению уровня ИПЦ на 0,15 п. п. в следующем квартале. Начиная со второго квартала, шок ВВП принимает отрицательные значения и к четвертому рассматриваемому периоду затухает. Функция импульсных шоков показывает, что при отрицательном темпе прироста ВВП инфляция имеет тенденцию к росту.

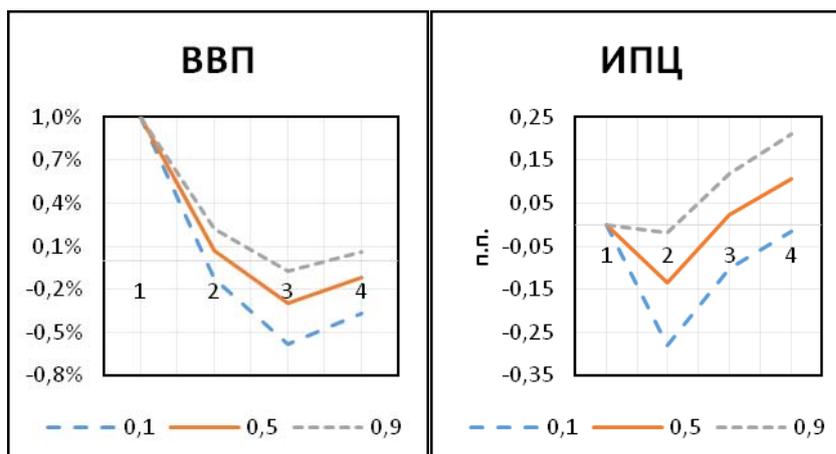


Рис. 3. Реакция ИПЦ на шок реального ВВП

Подводя итог, сделаем вывод о том, что монетарную политику можно рассматривать не только как инструмент оперативного регулирования экономической динамики, но и как связующее звено между краткосрочным оживлением экономики и ее долгосрочным ростом.

## Заключение

Для проведения анализа влияния монетарной политики на макропеременные России был использован следующий инструментарий: векторная авторегрессия с байесовским подходом к оценке коэффициентов. В качестве априорного распределения параметров и ковариационной матрицы ошибок рассмотрено сопряженное нормальное обратное Уишарта распределение (Conjugate Normal Inverted Wishart Prior).

Реализация модели и анализ полученных результатов был осуществлен на языках программирования R и C++ с использованием пакетов BMR, bvar, Armadillo.

Функции импульсных откликов показывают, что рост процентной ставки денежного рынка оказывает сдерживающее воздействие на российскую экономику. Было подтверждено теоретическое положение о том, что инфляция (ИПЦ) и прирост реального ВВП находятся в отрицательной зависимости друг от друга.

Таким образом, BVAR является достаточно гибким инструментом для оценки макроэкономической динамики в России. Использование в качестве априорного сопряженного нормального обратного Уишарта распределения позволило решить проблему оценки моделей с большим количеством переменных на непродолжительных временных рядах. Оптимальные параметры модели выбирались исходя из минимизации ошибки прогноза.

Примененный в исследовании байесовский метод может быть использован для широкого круга задач, в том числе для более детальной оценки денежно-кредитной политики.

### Список литературы

1. Sims C. A., Zha T. Bayesian methods for dynamic multivariate models // *International Economic Review*. 1998. Vol. 39 (4). P. 949–968.
2. Ломиворотов П. В. Выявление основных макроэкономических шоков в России, оценка их влияния на экономику и выводы для денежно-кредитной политики: Дис. ... канд. экон. наук. М., 2015. 154 с.
3. Sims C. A Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy // *European Economic Review*. 1992. Vol. 36. P. 2–16.
4. Bernanke B., Boivin J., Elias P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach // *The Quarterly Journal of Economics*. 2005. Vol. 120 (1, Feb). P. 387–422.
5. Doan T., Litterman R., Sims C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions // *Econometric reviews*. 1984. Vol. 3 (1). P. 1–100.
6. Litterman R. Forecasting with Bayesian vector autoregressions – five years of experience // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1986. Vol. 4 (1). P. 25–38.
7. Bańbura M., Giannone D., Reichlin L. Large Bayesian vector auto regressions // *Journal of Applied Econometrics*. 2010. Vol. 25 (1). P. 71–92.
8. Koop G., Korobilis D. Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics // *Foundations and Trends (R) in Econometrics*. 2010. Vol. 3 (4). P. 267–358.
9. De Mol C., Giannone D., Reichlin L. Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components? // *Journal of Econometrics*. 2008. Vol. 146 (2). P. 318–328.
10. Carriero A., Kapetanios G., Marcellino M. Forecasting government bond yields with large Bayesian vector autoregressions // *Journal of Banking & Finance*. 2012. Vol. 36 (7). P. 2026–2047.
11. Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers. 4 ed. Technical Handbook. Centre for Central Banking Studies. Bank of England. 2012. 145 p.
12. Пономаренко А., Дерюгина Е. Большая байесовская векторная авторегрессионная модель для российской экономики. М., 2015. 23 с.
13. Демешев Б. Б., Малаховская О. А. Картографирование BVAR. Препринт. М., 2015. 37 с.
14. Шевелев А. А. Байесовский подход к оценке воздействия внешних шоков на макроэкономические показатели России // *Мир экономики и управления*. 2017. Т. 17, № 1. С. 26–40.
15. Kadiyala K., Karlsson S. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models // *Journal of Applied Econometrics*. 1997. Vol. 12 (2). P. 99–132.
16. Enders W. Applied econometric Time Series. Fourth Edition. University of Alabama. 2014. 498 p.

17. Скроботов А., Турунцевой М. Теоретические Аспекты Моделирования SVAR // SSRN's eLibrary. 2015. 88 с.

18. Баранов А. О. Об искусстве компромисса между целями экономической политики в свете кризиса в России в 2015–2016 годах // ЭКО. 2017. № 6. С. 49–63.

Материал поступил в редколлегию 07.08.2017

Приложение 1

Набор данных в модели и их классификация

№	Показатель	Скорость влияния
1	Валовый внутренний продукт (ВВП)	slow
2	Индекс добычи полезных ископаемых	slow
3	Индекс обрабатывающего производства	slow
4	Индекс работ по направлению «Строительство»	slow
5	Индекс оборота розничной торговли	slow
6	Среднедушевые доходы населения	slow
7	Инвестиции в основной капитал	slow
8	Цена на нефть марки Brent	slow
9	Норма процента МІВОР (30–90 дней)	инструмент
10	Обменный курс российского рубля к доллару США	fast
11	Величина денежного агрегата М2	инструмент
12	Уровень безработицы	slow
13	Индекс потребительских цен товаров и услуг	slow
14	Дефлятор ВВП	slow
15	Инфляционные ожидания за 4 кв. пред. дан.	slow
16	Инфляционные ожидания за 2 кв. пред. дан.	slow

Макроэкономические показатели России в период I кв. 2002 г. – 2 кв. 2015 г.  
(по квартальному шагу). Часть I

Год	Квартал	ВВП номинальный, млрд руб.	Индекс добычи полезных ископаемых, %	Индекс обрабатывающего производства, %	Инфляционные ожидания, пред. дан., %		Индекс работ по направлению «Строительство», %	Индекс оборота розничной торговли, %	Среднедушевые номинальные доходы населения, руб.
					за 2 кв.	за 4 кв.			
2002	I	2 262,2	100,00	100,00	102,45	103,52	122,67	108,50	3 260,00
	II	2 528,7	104,90	104,95	102,02	103,51	166,21	112,20	3 797,00
	III	3 012,8	113,82	111,19	104,76	103,61	202,62	120,60	4 042,00
	IV	3 026,9	111,59	110,06	105,61	103,81	193,29	133,40	4 653,00
2003	I	2 851,1	109,22	106,17	103,04	103,90	137,43	118,80	4 300,00
	II	3 101,7	113,49	117,91	102,54	104,08	188,01	122,80	4 920,00
	III	3 600,2	123,51	121,60	103,53	103,29	228,99	129,10	5 107,00
	IV	3 655,2	121,27	127,33	103,52	103,03	218,00	143,50	6 141,00
2004	I	3 515,7	118,71	117,89	102,35	102,94	156,31	131,60	5 492,00
	II	3 971,6	123,16	129,02	103,72	103,62	215,24	137,40	5 922,00
	III	4 594,0	130,63	134,82	106,45	104,40	244,51	145,50	6 310,00
	IV	4 945,9	127,45	138,23	105,24	104,48	234,97	163,40	7 579,00
2005	I	4 458,6	121,71	125,41	106,05	106,25	164,01	145,40	6 532,00
	II	5 077,9	124,49	138,68	104,16	104,70	228,79	156,30	7 635,00
	III	5 845,2	131,60	145,94	103,57	104,81	272,95	164,70	8 065,00
	IV	6 228,1	129,27	149,59	105,22	104,69	270,77	185,20	9 698,00
2006	I	5 792,9	123,33	131,04	104,38	103,97	170,04	161,60	8 026,00
	II	6 368,1	128,50	150,04	104,59	104,91	263,23	177,20	9 806,00
	III	7 275,8	135,44	159,64	103,24	103,81	320,87	189,60	10 088,00
	IV	7 480,3	133,95	166,03	102,58	103,59	342,69	213,30	12 304,90
2007	I	6 780,2	130,61	149,76	101,81	102,53	199,45	185,50	9 852,20
	II	7 767,5	132,96	165,03	101,50	102,04	320,31	205,20	11 898,30
	III	8 902,7	137,61	175,43	104,13	102,97	371,56	221,40	12 639,70
	IV	9 797,0	137,47	180,34	104,82	103,16	406,11	249,10	15 675,90

Год	Квартал	ВВП номинальный, млрд руб.	Индекс добычи полезных ископаемых, %	Индекс обрабатывающего производства, %	Инфляционные ожидания, пред. дан., %		Индекс работ по направлению «Строительство», %	Индекс оборота розничной торговли, %	Среднедушевые номинальные доходы населения, руб.
					за 2 кв.	за 4 кв.			
2008	I	8 877,7	134,17	163,21	105,18	104,65	257,07	217,70	12 213,00
	II	10 238,3	134,98	175,45	104,48	104,65	378,41	236,00	14 749,70
	III	11 542,0	137,68	179,48	105,08	105,13	406,79	254,90	15 579,30
	IV	10 618,9	133,82	155,79	105,65	105,06	421,84	270,90	16 904,60
2009	I	8 334,6	127,27	124,17	99,88	102,48	214,29	218,60	14 065,10
	II	9 244,8	131,34	140,32	96,27	100,96	315,66	224,10	16 967,90
	III	10 411,3	137,64	150,91	101,13	100,50	347,85	233,10	16 730,60
	IV	10 816,4	141,08	159,06	103,23	99,75	388,90	256,10	19 833,30
2010	I	9 995,8	136,57	138,22	101,17	101,15	198,73	224,40	16 146,40
	II	10 977,0	139,03	154,95	104,07	103,65	318,36	240,10	18 690,00
	III	12 086,5	141,67	163,47	105,15	103,16	370,89	252,80	18 549,40
	IV	13 249,3	144,22	178,02	101,68	102,87	416,88	275,30	22 456,00
2011	I	11 954,2	138,45	151,49	102,73	103,94	220,11	235,70	17 710,60
	II	13 376,4	142,05	169,37	105,85	103,76	346,02	253,80	20 417,60
	III	14 732,9	145,32	175,64	105,75	104,24	410,03	272,80	20 513,20
	IV	15 903,7	145,90	188,63	101,80	103,82	454,73	300,10	24 535,00
2012	I	13 677,4	141,23	161,66	101,05	103,40	231,00	254,20	19 121,00
	II	14 971,1	142,36	176,21	102,70	102,25	363,42	272,50	22 591,00
	III	16 280,7	146,77	184,84	102,58	101,82	417,63	287,80	23 280,70
	IV	17 247,3	146,92	197,78	100,84	101,77	451,32	314,50	27 986,20
2013	I	14 577,3	140,75	159,41	100,52	101,55	241,91	264,20	21 864,60
	II	15 827,8	144,69	176,47	102,02	101,43	359,47	283,00	25 293,60
	III	17 450,6	148,16	186,00	101,71	101,12	412,67	299,40	25 527,80
	IV	18 334,4	149,64	202,55	100,85	101,44	452,29	326,00	31 142,40
2014	I	15 454,4	141,86	163,46	100,33	101,02	231,57	274,50	22 703,10
	II	17 299,9	145,98	181,60	101,82	101,34	350,37	289,10	27 300,60
	III	18 722,1	149,77	189,59	103,83	102,08	405,38	305,30	28 098,60
	IV	19 930,0	153,22	205,90	101,34	101,58	446,73	335,80	33 035,10
2015	I	16 564,8	142,80	160,81	100,22	102,02	215,77	257,20	25 187,20
	II	17 491,4	144,65	168,37	103,37	102,36	311,35	262,60	

Макроэкономические показатели России в период 1 кв. 2002 г. – 2 кв. 2015 г.  
(поквартальный шаг). Часть 2

Год	Квартал	Номинальные инвестиции в основной капитал, млрд руб.	Цена на нефть марки Brent, долл.	Ставка MIBOR, 30–90 дней, %	Среднеартажный курс доллара	Среднеартажный курс М2, млрд руб.	Уровень безработицы, %	ИПЦ товаров и услуг, %	Дефлятор ВВП, %
2002	I	270,10	21,12	18,13	30,76	1 556,9	8,5	105,41	105,06
	II	376,40	25,11	16,75	31,27	1 667,3	7,8	103,41	104,46
	III	494,50	26,89	15,80	31,57	1 809,0	7,4	101,21	106,76
	IV	621,40	26,74	14,96	31,78	1 958,0	8,3	104,28	99,33
2003	I	330,00	31,50	11,63	31,65	2 124,1	9,3	105,16	105,75
	II	470,60	26,17	7,56	30,88	2 402,8	8,7	102,64	101,31
	III	607,50	28,43	7,30	30,43	2 674,2	8,3	100,64	105,72
	IV	778,30	29,41	8,39	29,80	2 884,5	8,3	103,09	98,97
2004	I	442,20	31,99	6,08	28,66	3 285,4	9,1	103,53	108,47
	II	626,30	35,41	8,71	28,90	3 517,4	8,0	102,53	104,43
	III	783,30	41,39	8,49	29,17	3 666,3	7,4	101,78	106,05
	IV	1 013,20	44,01	6,22	28,53	3 946,9	8,1	103,43	106,04
2005	I	540,50	47,87	5,73	27,84	4 324,3	8,3	105,27	102,28
	II	776,30	51,62	5,83	28,08	4 658,3	7,5	102,58	104,85
	III	993,60	61,57	6,27	28,51	5 070,7	7,2	100,57	105,59
	IV	1 300,70	56,85	6,80	28,70	5 505,2	7,4	102,12	103,18
2006	I	658,40	61,79	6,37	28,16	5 975,5	7,8	104,98	106,01
	II	1 017,60	69,49	6,28	27,20	6 550,5	7,5	101,11	100,47
	III	1 287,30	69,73	5,82	26,81	7 350,3	6,8	100,95	104,70
	IV	1 766,70	59,55	6,54	26,59	8 103,9	6,7	101,71	98,92
2007	I	897,60	57,84	6,56	26,31	8 975,2	7,0	103,42	104,08
	II	1 414,40	68,59	6,43	25,86	10 211,6	6,2	102,17	104,17
	III	1 744,10	74,75	6,83	25,51	11 076,5	5,7	101,76	105,46
	IV	2 660,10	88,29	7,69	24,65	11 867,3	5,7	104,05	104,90
2008	I	1 314,60	96,86	6,67	24,26	12 753,9	6,7	104,78	104,06
	II	1 991,50	121,20	6,84	23,63	13 268,1	5,8	103,79	106,11

Год	Квартал	Номинальные инвестиции в основной капитал, млрд руб.	Цена на нефть марки Brent, долл.	Ставка MIBOR, 30-90 дней, %	Средневзвешенный курс доллара	Средневзвешенная МЗ, млрд руб.	Уровень безработицы, %	ИПЦ товаров и услуг, %	Дефлятор ВВП, %
2008	III	2 369,00	114,69	7,63	24,25	13 981,5	5,8	101,68	105,18
	IV	3 106,50	55,03	16,51	27,27	13 258,5	6,9	102,45	94,58
2009	I	1 224,30	44,52	21,06	33,93	11 863,4	8,9	105,42	97,96
	II	1 722,10	58,88	15,24	32,21	12 100,6	8,7	101,87	104,29
	III	2 061,00	68,14	13,27	31,33	12 792,0	8,0	100,60	102,16
	IV	2 968,60	74,57	11,49	29,47	13 864,9	7,9	100,70	100,19
2010	I	1 242,60	76,42	7,31	29,89	15 261,9	8,6	103,16	107,96
	II	1 962,50	78,49	5,44	30,24	16 277,4	7,6	101,18	102,34
	III	2 361,10	76,82	4,76	30,62	17 273,0	6,7	101,76	101,01
	IV	3 585,20	86,54	4,71	30,71	18 453,8	6,7	102,41	104,45
2011	I	1 422,00	105,45	4,69	29,27	19 661,3	7,4	103,81	107,24
	II	2 306,00	117,01	4,54	27,99	20 173,1	6,6	101,14	104,26
	III	2 854,10	113,24	5,14	29,05	21 023,1	6,1	99,71	99,34
	IV	4 453,60	109,42	6,95	31,23	22 312,6	6,1	101,35	102,76
2012	I	1 730,10	118,71	7,11	30,26	23 966,8	6,3	101,46	102,64
	II	2 730,50	107,75	7,21	31,01	24 295,7	5,5	101,73	102,52
	III	3 225,00	109,63	7,44	32,01	24 618,6	5,1	101,89	99,15
	IV	4 900,50	110,15	7,57	31,08	25 470,7	5,1	101,35	101,90
2013	I	1 905,40	112,44	7,35	30,41	27 198,5	5,7	101,88	102,15
	II	2 918,70	102,56	7,41	31,61	27 974,2	5,4	101,60	101,27
	III	3 402,90	110,23	7,27	32,80	28 662,2	5,3	101,17	100,43
	IV	5 223,30	109,23	7,24	32,53	29 436,8	5,4	101,65	100,24
2014	I	1 863,80	108,14	7,75	34,96	30 450,0	5,6	102,33	103,41
	II	2 942,00	109,69	9,29	35,00	30 158,0	5,1	102,44	104,25
	III	3 447,60	101,90	9,72	36,19	30 571,2	4,9	101,39	98,44
	IV	5 274,30	76,43	13,35	47,42	30 912,3	5,1	104,79	101,99
2015	I	1 969,70	53,98	19,51	62,19	31 728,1	5,6	107,44	104,75
	II	3 020,80	61,65	14,78	52,65	32 135,8	5,7	101,00	100,82

O. A. Sheveleva

Novosibirsk State University  
2 Pirogov Str., Novosibirsk, 630090, Russian Federation

Institute of Economics and Industrial Engineering SB RAS  
17 Academician Lavrentiev Ave., Novosibirsk, 630090, Russian Federation

### BAYESIAN APPROACH TO THE ANALYSIS OF MONETARY POLICY IMPACT ON RUSSIAN MACROECONOMICS INDICATORS

In this paper the interaction between the production macroeconomic indicators of the Russian economy and MIBOR (the main operational benchmark of the Bank of Russia), as well as the relationship between the inflation indicators and money supply were investigated with Bayesian approach. Conjugate Normal Inverse Wishart Prior was used. According to the study, tough monetary policy has a deterrent effect on the Russian economy. The growth of the money market rate causes a reduction in investments and output in the main sectors of the economy, as well as a drop in the income of the population with an increase in the unemployment rate.

*Keywords:* macroeconomics, monetary policy, MIBOR, BVAR, Bayesian methods.

#### References

1. Sims C. A., Zha T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 1998, vol. 39 (4), p. 949–968.
2. Lomivorotov R. V. Identification of major macroeconomic shocks in Russia, assessment of their impact on the economy and the implications for monetary policy. PhD diss. Higher School of Economics. Moscow, 2015, 154 p. (In Russ.)
3. Sims C. A Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, 1992, vol. 36, p. 2–16.
4. Bernanke B., Boivin J., Elias P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, vol. 120 (1, Feb), p. 387–422.
5. Doan T., Litterman R., Sims C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Rev.*, 1984, vol. 3 (1), p. 1–100.
6. Litterman R. Forecasting with Bayesian vector autoregressions – five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1986, vol. 4 (1), p. 25–38.
7. Bańbura M., Giannone D., Reichlin L. Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, vol. 25 (1), p. 71–92.
8. Koop G., Korobilis D. Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends (R) in Econometrics*, 2010, vol. 3 (4), p. 267–358.
9. De Mol C., Giannone D., Reichlin L. Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components? *Journal of Econometrics*, 2008, vol. 146 (2). p. 318–328.
10. Carriero A., Kapetanios G., Marcellino M. Forecasting government bond yields with large Bayesian vector autoregressions. *Journal of Banking & Finance*, 2012, vol. 36 (7), p. 2026–2047.
11. Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers. 4 ed. Technical Handbook. Centre for Central Banking Studies. Bank of England. 2012, 145 p.
12. Ponomarenko A., Deryugina E. A large Bayesian vector autoregressive model for the Russian economy. The Central Bank of the Russian Federation. Moscow, 2015, 23 p. (In Russ.)
13. Demeshev B. B., Malakhovskaya O. A. BVAR mapping. Higher School of Economics. Working Papers. Moscow, 2015, 37 p. (In Russ.)

14. Shevelev A. A. Bayesian approach to evaluate the impact of external shocks on Russian macroeconomics indicators. *World of Economics and Management*, 2017, № 1, p. 26–40. (In Russ.)
15. Kadiyala K., Karlsson S. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models. *Journal of Applied Econometrics*, 1997, vol. 12 (2), p. 99–132.
16. Enders W. Applied econometric Time Series. Fourth Edition. University of Alabama, 2014, 498 p.
17. Skrobotov A., Turuntseva M. Theoretical Foundations of SVAR Modeling. SSRN's eLibrary, 2015, 88 p.
18. Baranov A. O. About the art of compromise between the goals of economic policy in the light of the crisis in Russia in 2015–2016. *ECO*, 2017, № 6, p. 49–63.

*For citation:*

Sheveleva O. A. Bayesian Approach to the Analysis of Monetary Policy Impact on Russian Macroeconomics Indicators. *World of Economics and Management*, 2017, vol. 17, no. 4, p. 53–70. (In Russ.)