

УДК 330.4
JEL C11, C32, E10

А. А. Шевелев

*Новосибирский национальный исследовательский
государственный университет
ул. Пирогова, 1, Новосибирск, 630090, Россия*

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

andrew.shevelev@gmail.com

БАЙЕСОВСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ ВОЗДЕЙСТВИЯ ВНЕШНИХ ШОКОВ НА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ РОССИИ *

Одним из перспективных подходов к моделированию макроэкономики страны и количественной оценке воздействия внешних и внутренних факторов на нее, в настоящее время активно используемым за рубежом, является байесовский подход к построению векторных авторегрессий. В данном исследовании рассматриваются возможности применения модели байесовской векторной авторегрессии (BVAR) для оценки влияния внешних шоков, таких как цена на нефть марки «Brent», индекс волатильности на финансовых рынках VIX и индекс Шанхайской торговой биржи SSE, на динамику макроэкономических показателей России. Полученные результаты позволили оценить вклад внешних факторов в динамику макроэкономических показателей России как существенный. Представленный подход может успешно применяться для анализа российских данных, что подтверждают приведенные в статье результаты.

Ключевые слова: BVAR, байесовская векторная авторегрессия, внешнеэкономические шоки, макроэкономика, распределение Миннесоты.

Введение

Росту мировой макроэкономической нестабильности в 2014–2015 гг. способствовали, в частности, снижение цен на углеводородное сырье и замедление роста экономики Китая. Для России, кроме того, добавились риски, связанные с геополитическим кризисом на Украине, результатом которых стали экономические шоки в виде последствий санкционной политики ЕС и США. По состоянию на 2016 г. для российской экономики характерен глубокий экономический спад: сокращение реальных доходов населения и инвестиций, повышение дефицитности бюджетов при ослаблении курса российского рубля и высокой инфляции.

Для решения задач преодоления кризисных явлений в экономике и сглаживания влияния различных внешних шоков необходимо наличие инструментария, позволяющего с высокой

* Статья подготовлена при финансовой поддержке «Научного фонда экономического факультета» Новосибирского национального исследовательского государственного университета, грант по теме «Моделирование динамики экономики России и сценарное прогнозирование с учетом внешних и внутренних шоков с использованием байесовского подхода».

точностью описывать динамику взаимосвязанных макроэкономических процессов и проводить сценарный анализ последствий использования тех или иных инструментов экономической политики регулирующими органами.

В современных исследованиях по макроэкономике для прогнозирования и структурного анализа временных рядов широко используются модели векторной авторегрессии (VAR) [1. Р. 268]. Данный подход позволяет рассматривать в динамике сразу несколько переменных и учитывать их взаимодействие.

Так, при использовании традиционного эконометрического анализа оценки эффективности политики могут различаться в зависимости от того, какая взаимосвязь между инструментами политики и индикаторами состояния экономики страны кажется исследователю наиболее правильной. VAR позволяет рассматривать динамические системы, в которых каждая из переменных рассматривается как эндогенная, что особенно актуально при проведении макроэкономического анализа, так как ни макропоказатели, ни инструменты политики нельзя считать полностью экзогенными [2].

Кроме того, векторные авторегрессии позволяют извлекать шоки, которые можно рассматривать как основные причины макроэкономических колебаний, и оценивать их влияние на экономику.

Впервые метод был предложен в работе [2], опубликованной в 1977 г., как следствие критики активно использовавшихся традиционных эконометрических моделей.

Но модель векторной авторегрессии предполагает большое число параметров для оценивания. Кроме того, для того «чтобы правильно отражать динамику фактических временных рядов, часто требуется включение большого числа лагов» [3. С. 3]. Так, «для модели с n переменными и p лагами число оцениваемых в каждом уравнении коэффициентов будет равно $(1+np)$ и для всей модели $n(1+np)$, а также нужно будет оценить $(1+n)n/2$ параметров матрицы ковариации» [4. С. 54]. Это приводит к проблеме неэффективности оценивания и высоким ошибкам прогноза. Поэтому «стандартная модель VAR редко включает более 6–8 переменных» [5. Р. 388].

Рассматриваемая проблема особенно актуальна при исследовании экономики России, макроэкономические показатели которой характеризуются непродолжительной историей данных.

Важно отметить, что модель VAR малой размерности не может охватить всей информации, которая доступна регулирующим органам при проведении экономической политики. Это может приводить к различным противоречиям из-за пропущенных важных переменных. Стандартный пример – «price puzzle», который приведен в работе [6] и описан в работе [5. Р. 389]. Также модель VAR малой размерности не позволяет корректно определить каналы трансмиссии различного рода шоков [5. Р. 389], что подтверждается и другими исследованиями (см., например, [6–8]).

Для рассмотрения необходимого количества переменных и решения проблемы размерности может быть использован метод выделения основных факторов (Factor Augmented VAR, FAVAR), имеющих наибольшее влияние на переменные модели (см., например, [5; 9; 10] и др.).

В данном исследовании использован другой метод, широко обсуждаемый в зарубежной литературе по работе с моделями большой размерности, – байесовский подход к оцениванию параметров векторной авторегрессии (BVAR).

Байесовский подход позволяет «сжать» число оцениваемых параметров модели в сторону априорных представлений исследователя о возможном распределении параметров и ковариационной матрицы ошибок. Иначе говоря, байесовский подход к оцениванию параметров модели позволяет совместить априорные представления, необходимые для повышения точности оценивания, с информацией, содержащейся в данных.

Этот метод впервые был предложен в работах [11; 12]. Так, авторы статьи [11] отмечают более высокое качество прогноза, полученного по модели байесовской векторной авторегрессии по сравнению со стандартной моделью VAR и одномерными моделями. В свою очередь, автор статьи [12] продемонстрировал аналогичный результат по структурным моделям, характеризующимся высокой размерностью.

Текущие исследования представлены работами [1; 13–19] и др.

В работе [13] подтверждается, что байесовский подход в VAR является наиболее точным методом, в том числе по отношению к FAVAR. Авторы статьи [1] также делают вывод в пользу BVAR, проведя анализ прогнозирования BVAR с различными априорными распределениями по отношению к моделям FAVAR.

Байесовская векторная авторегрессия (BVAR): описание модели

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

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

где Y_t – это вектор с размерностью $n \times 1$ эндогенных переменных; ε_t – вектор с размерностью $n \times 1$ независимых нормально распределенных ошибок с ковариационной матрицей Σ , $\varepsilon_t \sim INN(0, \Sigma)$; B_l ($l = 1, \dots, p$) и D – матрицы параметров с размерностью $n \times n$ и $n \times d$ соответственно; z_t – вектор экзогенных переменных с размерностью $d \times 1$.

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

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

где $X_t = (I_n \otimes W_{t-1})$ – матрица с размерностью $n \times nk$; $W_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, z'_t)$ – матрица с размерностью $k \times 1$; $\beta = \text{vec}(B_1, B_2, \dots, B_p, D)$ – матрица с размерностью $nk \times 1$; β и Σ – неизвестные параметры модели.

«Задача байесовского оценивания заключается в поиске апостериорных распределений параметров $p(\beta, \Sigma | Y)$ с использованием функции максимального правдоподобия $L(Y | \beta, \Sigma)$ и заданного априорного распределения» [3. С. 6]. Для этого используется правило Байеса, которое можно представить в следующем виде¹, так как $p(Y)$ не зависит от β и Σ :

$$p(\beta, \Sigma | Y) = \frac{p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma)}{p(Y)} \propto p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma). \quad (3)$$

Так как $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, то функцию правдоподобия можно представить как

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

Широко используемым априорным распределением в байесовском анализе является распределение Миннесоты (впервые предложено в работе [12]). Данное априорное распределение параметров предполагается многомерным нормальным, зависящим от нескольких гиперпараметров:

$$\beta_g \sim N(\bar{\beta}_g, \bar{\Omega}_g),$$

где $\bar{\beta}_g$ и $\bar{\Omega}_g$ обозначают среднее и ковариационную матрицу $\bar{\beta}_g$ соответственно; β_g – вектор параметров уравнения g из (2) размерностью $(k \times 1)$. Ковариационная матрица остатков Σ – фиксированная и диагональная $\sigma_{gg}^2 I_T$.

Для удобства рассмотрим уравнение g из (2):

$$Y_g = X \beta_g + \varepsilon_g, \quad g = 1, \dots, n,$$

где Y_g и ε_g – векторы размерностью $T \times 1$.

¹ Знак $\propto$ означает пропорциональность.

Априорная плотность распределения может быть записана как

$$L(Y|\beta, \Sigma) \propto |\sigma_{g,g}^2|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_{g,g}^2} (Y_g - X\beta_g)' (Y_g - X\beta_g) \right\}.$$

Используя правило Байеса (3), получим апостериорное распределение параметров, которое пропорционально

$$\begin{aligned} p(\beta_g | Y) &\propto p(\beta_g) L(Y|\beta, \sigma_{g,g}^2) \propto \\ &\propto |\sigma_{g,g}^2|^{-\frac{T}{2}} |\bar{\Omega}_g|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[(\beta_g - \bar{\beta}_g)' \bar{\Omega}_g^{-1} (\beta_g - \bar{\beta}_g) + \frac{1}{\sigma_{g,g}^2} (Y_g - X\beta_g)' (Y_g - X\beta_g) \right] \right\} \propto \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{1}{\sigma_{g,g}^2} (Y_g' Y_g - 2Y_g' X\beta_g + \beta_g' X' X \beta_g) + \beta_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g - 2\bar{\beta}_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g + \bar{\beta}_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \bar{\beta}_g \right] \right\} \propto \\ &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\beta_g' \left(\frac{1}{\sigma_{g,g}^2} X' X + \bar{\Omega}_g^{-1} \right) \beta_g - 2 \left(\frac{1}{\sigma_{g,g}^2} X' Y + \bar{\Omega}_g^{-1} \bar{\beta}_g \right)' \beta_g \right] \right\}. \end{aligned}$$

Преобразовав последнее, можно получить

$$p(\beta_g | Y) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\beta_g' - \tilde{\Omega}_g \tilde{\beta}_g)' \tilde{\Omega}_g^{-1} (\beta_g' - \tilde{\Omega}_g \tilde{\beta}_g) \right\},$$

где

$$\begin{aligned} \tilde{\beta}_g &= \tilde{\Omega}_g (\bar{\Omega}_g^{-1} \bar{\beta}_g + \sigma_{g,g}^{-2} X' Y_g), \\ \tilde{\Omega}_g &= (\bar{\Omega}_g^{-1} + \sigma_{g,g}^{-2} X' Y_g)^{-1}. \end{aligned}$$

В результате получаем, что $\beta_g | Y \sim N(\tilde{\beta}_g, \tilde{\Omega}_g)$.

Итак, во-первых, по сделанным предположениям апостериорную и априорную плотности можно посчитать отдельно. Во-вторых, как отмечено ранее, Σ предполагается фиксированной и диагональной с диагональными элементами, полученными по вычислению одномерных авторегрессионных моделей с лагами p , $AR(p)$. В-третьих, $\bar{\beta}_g$ и $\bar{\Omega}_g$ неизвестны и специфицируются несколькими гиперпараметрами. Наконец, если предположить бесконечную дисперсию априорного распределения ($\bar{\Omega}_g^{-1} = 0$), среднее апостериорного распределения β_g становится $\tilde{\beta}_g = (X' X)^{-1} X' Y_g$, что совпадает с оценкой методом наименьших квадратов.

Распределение Миннесоты было реализовано так, чтобы учесть возможную нестационарность макроэкономических временных рядов. В этом случае, если ряд является нестационарным, математическое ожидание априорного распределения для данного параметра определяется как единица, иначе – нуль.

Таким образом, вектор математических ожиданий задается следующим образом:

$$E(\bar{\beta}_g) = (0, \dots, 0, \delta_i, 0, \dots, 0),$$

где δ_i представляет g -е уравнение и определяется как коэффициент при первом лаге эндогенной переменной.

Авторы статьи [1] предложили следующий вид ковариационной матрицы априорного распределения:

$$\text{var}(\bar{\beta}_g)(l) = \begin{cases} H_1 / l^2 & \text{для лагов собственных переменных,} \\ H_2 \sigma_i^2 / (l^2 \sigma_j^2) & \text{для лагов других переменных,} \\ H_3 \sigma_i^2 & \text{для лагов экзогенных переменных,} \end{cases}$$

где $l \in \{1, \dots, p\}$; H_1 – жесткость собственных лагов; H_2 – жесткость лагов относительно других переменных; H_3 – уровень неопределенности в экзогенных переменных; σ_i^2 / σ_j^2 – соот-

ношение дисперсий, которое необходимо учесть при определении априорной дисперсии, так как разные ряды могут иметь разные единицы измерения и разную изменчивость.

Автор работы [17] представил более обобщенную форму:

$$\text{var}(\bar{\beta}_g)(l) = \begin{cases} H_1/d(l) & \text{для лагов собственных переменных,} \\ H_1 H_2 \sigma_j^2 / (d(l) \sigma_i^2) & \text{для лагов других переменных,} \\ H_1 H_3 & \text{для лагов экзогенных переменных,} \end{cases}$$

где H_1 – уже общая жесткость априорного распределения; $d(l)$ – функция падения значимости факторов, распространенными видами этой функции являются гармонический и геометрический типы:

$$d(l) = \begin{cases} l^{H_4}, \\ H_4^{-l+1}, \end{cases}$$

где $H_4 > 0$. Для лагов высоких порядков параметр $d(l)$ стремится к нулевому значению и отражает предположение о том, что влияние более поздних лагов на сегодняшние значения менее вероятно, чем влияние более ранних.

Таким образом, ключевым параметром, отвечающим за «жесткость» априорного распределения (и, как следствие, за относительный вес априорного распределения при формировании апостериорного), является H_1 . Чем ближе H_1 к 0, тем меньшее влияние на апостериорное распределение оказывают фактические данные и тем ближе оно к априорному. При стремлении H_1 к бесконечности апостериорное среднее параметров приближается к оценке простого МНК. Ключевой результат работы [14] (подтвержденный в [13]) состоял в том, что H_1 должна зависеть от размерности выборки. С увеличением размерности выборки должно происходить смещение H_1 , для того чтобы не происходило излишней параметризации модели.

Можно выделить несколько преимуществ данного априорного распределения. Апостериорное распределение является нормальным, что позволяет с помощью методов Монте-Карло получить значение любой функции параметров. Данное априорное распределение успешно апробировано в литературе.

Недостатком этого распределения является то, что ковариационная матрица ошибок рассчитывается методом $AR(p)$, т. е. не предполагает использования байесовской процедуры. Для решения этого можно рассмотреть сопряженное априорное распределение. При известной ковариационной матрице остатков функция правдоподобия может быть разбита на две части: часть, соответствующую нормальному распределению, и часть, соответствующую обратному распределению Уишарта. Поэтому сопряженным априорным распределением для рассматриваемой модели также будет нормальное-обратное Уишарта распределение.

Сопряженное нормальное-обратное Уишарта² априорное распределение можно представить так:

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

² Распределение Уишарта – это многомерное гамма-распределение. Если $W \sim W(Q, q)$, где W – матрица размерностью $k \times k$, тогда плотность пропорциональна $|W|^{\frac{q-k-1}{2}} \times \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr}(Q^{-1}W)\right)$. С другой стороны, если $W^{-1} \sim W(Q, q)$, тогда W имеет обратное распределение Уишарта. Обратное распределение Уишарта – это сопряженное априорное распределение для многомерного нормальной ковариационной матрицы. Подробнее об этом см.: [20].

Априорное распределение β будет нормальным с априорным средним и вариацией $\bar{\beta}$ и $(\alpha - n - 1)^{-1} \bar{\Sigma} \otimes \bar{\Omega}$ соответственно, где α – определяет степень свободы обратного Уишарта распределения и удовлетворяет условию $\alpha > n + 1$ [21].

Недостатком данного вида распределения является зависимость моментов априорных распределений параметров друг от друга для разных уравнений, что является достаточно сильной предпосылкой. Для этого можно использовать независимое нормальное – обратное Уишарта распределение:

$$\beta \sim N(\bar{\beta}, \bar{\Omega}),$$

$$\Sigma \sim iW(\bar{\Sigma}, \alpha)$$

где β и Σ независимы. В этом случае для получения совместного и маргинального распределений параметров апостериорной плотности необходимо применять методы Монте-Карло по схеме Марковских цепей – например, алгоритм Гиббса [22].

Формирование исходной информации и построение модели

В данной работе для анализа влияния внешнеэкономических шоков на макропеременные России была рассчитана векторная авторегрессия с байесовским оцениванием параметров модели. В модель было включено 15 поквартальных показателей³ в период с 1 кв. 2002 г. по 2 кв. 2015 г.:

- 1) валовой внутренний продукт (ВВП);
- 2) инвестиции в основной капитал;
- 3) индекс работ по направлению «Строительство»;
- 4) индекс оборота розничной торговли;
- 5) индекс обрабатывающего производства;
- 6) дефлятор ВВП;
- 7) уровень безработицы;
- 8) норма процента MIBOR (30–90 дней);
- 9) величина денежного агрегата M2;
- 10) среднедушевые доходы населения;
- 11) обменный курс российского рубля к доллару США;
- 12) цена на нефть марки «Brent»;
- 13) ключевая процентная ставка в США (Federal Funds Rate);
- 14) индекс волатильности Чикагской опционной биржи (VIX);
- 15) индекс Шанхайской фондовой биржи (SSE Composite Index).

Такие показатели, как ВВП, норма процента MIBOR (30–90 дней), инвестиции в основной капитал, величина денежного агрегата M2, обменный курс российского рубля к доллару США, среднедушевые доходы населения, были приведены к ценам 4 кв. 2001 г.

Таким образом, для оценки влияния внешних шоковых воздействий в модель были включены: показатель функционирования экономики Китая – индекс Шанхайской фондовой биржи (Shanghai Stock Exchange Composite Index, SSE); индекс волатильности на Чикагской бирже опционов (CBOE Volatility Index, VIX), отражающий волатильность на глобальных финансовых рынках; и цена на нефть марки «Brent».

Для первоначального исследования работоспособности метода на российских данных было выбрано распределение Миннесоты. Расчеты производились с использованием программного пакета BMR в среде программирования языка R.

Для выбора оптимального количества лагов использовались информационные критерии Акаике (AIC), Ханнана – Куинна (HQ), Шварца (SC) и критерий окончательных ошибок предсказаний Акаике (Akaike's Final Prediction Error, FPE). По результатам расчетов в модель были включены переменные с четырьмя лаговыми значениями.

³ Данные по макроэкономическим показателям были взяты из Федеральной службы государственной статистики, Банка России и с сайта агентства ФИНАМ.

Нестационарность временных рядов проверялась с помощью расширенного теста Дикки – Фуллера. Вектор математических ожиданий для анализируемых показателей был взят (порядок переменных соответствует перечисленному выше): $(1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 1, 0, 1)$, где 1 означает нестационарность ряда, а 0 – стационарность.

Ковариационная матрица априорного распределения была рассчитана методом Купа и Коробилиса. Параметр общей жесткости был выбран из условия минимизации ошибки прогноза модели на четыре квартала, для этого задача минимизации решалась на интервале от 0 до 1 с шагом 0,01. При построении прогноза использовались только доступные на тот момент данные. Далее рассчитывалось среднее значение для квадратов отклонения прогноза от фактических данных и выбиралось то значение H_1 , при котором ошибки минимальны:

$$H_1^* = \arg \min_{H_1} \frac{1}{M} \sum_{var \in \mathcal{M}} MSFE_{var}^{H_1},$$

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 равным 0,87.

Для остальных параметров жесткости H_2 и H_3 были выбраны стандартные значения 0,5 и 0,2 соответственно.

Для того чтобы проверить корректность построенной модели, было проведено сравнение некоторых фактических и прогнозных значений по модели с показателями в реальном выражении на периоде с 3 кв. 2014 по 2 кв. 2015 г.

Построенная модель верно предсказывает динамику темпов прироста реального ВВП и реальных инвестиций в основной капитал (рис. 1), среднее абсолютное отклонение прогноза от фактических значений составило 0,875 и 2,225 п. п. соответственно (табл. 1).

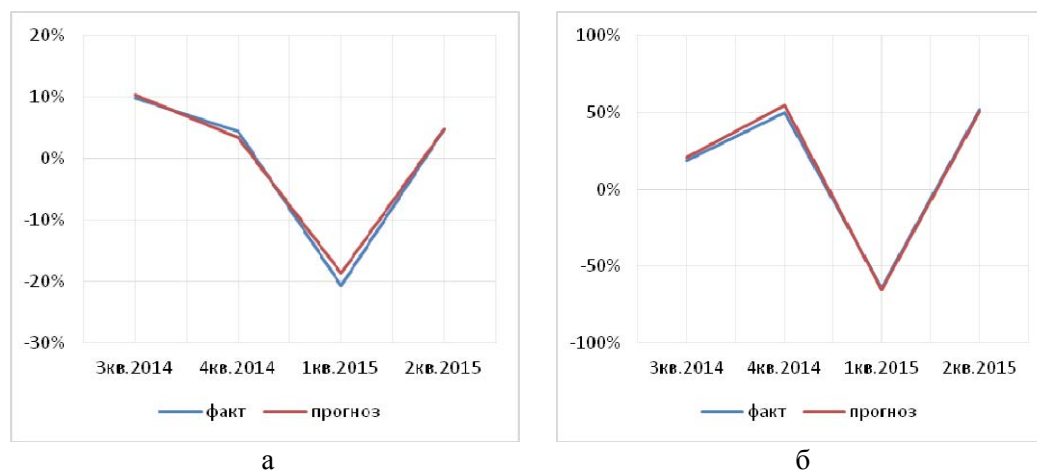


Рис. 1. Сравнение прогнозных значений с фактическими данными: темпы прироста реального ВВП (а) и реальных инвестиций (б)

Таблица 1

Сравнение прогнозных и фактических значений темпов прироста реального ВВП и реальных инвестиций в основной капитал

Квартал	Реальный ВВП			Реальные инвестиции в ОК		
	факт, %	прогноз, %	откл., п. п.	факт, %	прогноз, %	откл., п. п.
3 кв. 2014	9,9	10,3	0,4	19,0	20,7	1,7
4 кв. 2014	4,4	3,4	-1,0	50,0	54,6	4,6
1 кв. 2015	-20,7	-18,6	2,0	-64,3	-65,4	-1,0
2 кв. 2015	4,7	4,8	0,1	52,1	50,5	-1,6

Таблица 2

Отклонение прогнозных значений от фактических

Квартал	Индекс (%)		
	обрабатывающего производства	работ по направлению «строительство»	оборота розничной торговли
3 кв. 2014	–1,0	–2,2	0,0
4 кв. 2014	1,2	–2,6	–0,4
1 кв. 2015	–6,3	–6,9	–7,6
2 кв. 2015	–16,5	–13,0	–13,1

Отклонение прогнозных значений от фактических данных индекса обрабатывающего производства, индекса работ по направлению «строительство» и индекса оборота розничной торговли представлены в табл. 2.

Таким образом, качество полученных прогнозов в целом позволяет оценить модель как приемлемую для дальнейшего анализа.

Оценка влияния внешних шоков на экономические показатели

Разложив дисперсию некоторых макропеременных в функциях импульсных откликов построенной модели BVAR, можно оценить долю, приходящуюся на анализируемые внешние факторы.

Анализ разложения дисперсии показывает, что внешние факторы играют значимую роль в определении динамики российской экономики и объясняют до 14 % дисперсии анализируемых показателей, измеренных в реальных величинах.

Так, внешние факторы объясняют 9,3 % дисперсии индекса строительства, 6,9 % индекса розничной торговли, 4,9 % индекса обрабатывающего производства, 6,3 % инвестиций в основной капитал и 2,8 % агрегирующего показателя – валового внутреннего продукта.

Также внешние шоки объясняют 5,3 % дисперсии показателя уровня безработицы. Доля внешних факторов в дисперсии дефлятора ВВП составляет 14,3 %.

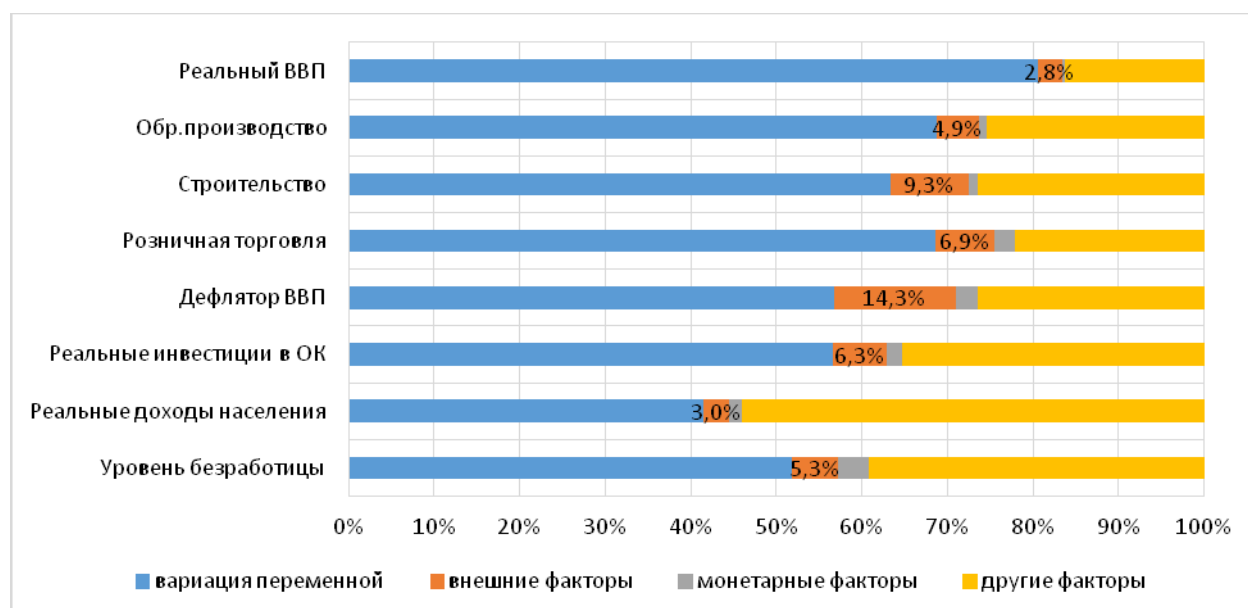
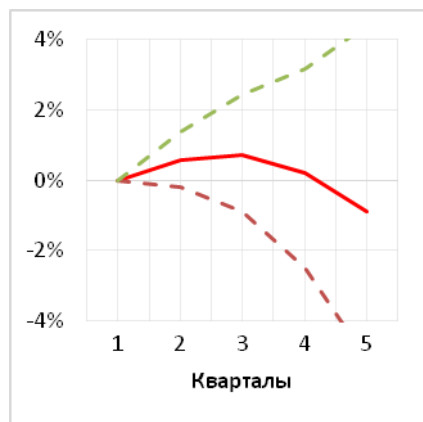
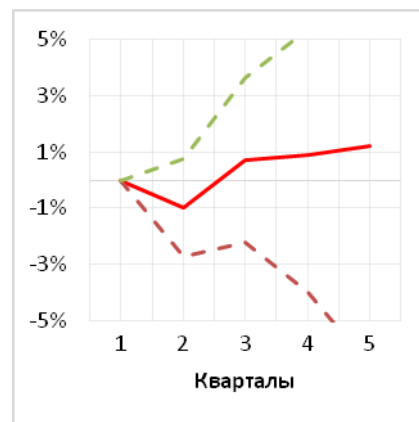


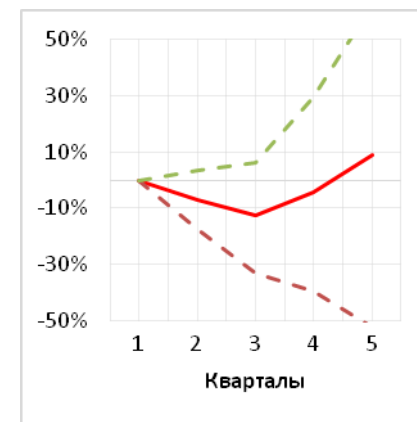
Рис. 2. Разложение дисперсии макропеременных на составляющие



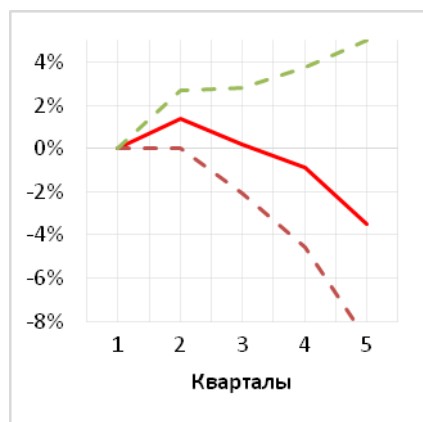
а



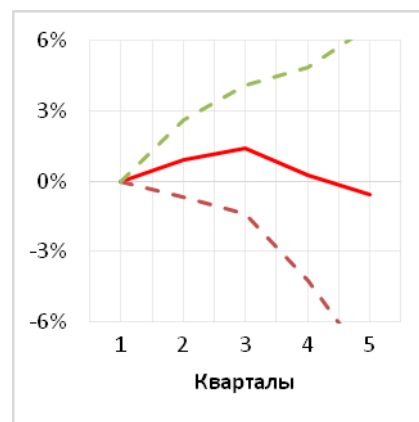
б



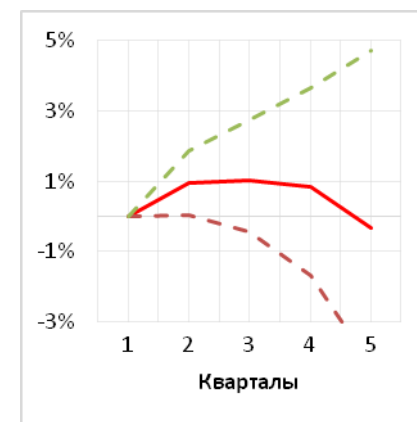
в



г



д



е

Рис. 3. Реакция экономических показателей на шок цены нефти марки «Brent»: а – реальный ВВП; б – реальные инвестиции в ОК; в – уровень безработицы; г – индекс обрабатывающего производства; д – индекс строительства; е – индекс розничной торговли (здесь и далее на графиках реакции экономических показателей на внешние шоки пунктирными линиями обозначен 80 %-ный доверительный интервал)

Также проведем более детальный анализ с помощью функций импульсных откликов.

Цена на нефть является одним из индикаторов состояния мировой экономики. Анализ воздействия данного фактора на экономику России представляется особенно значимым ввиду существенной доли доходов от экспорта нефти в величине суммарных доходов страны. В краткосрочном аспекте рост цены на нефть оказывает положительное воздействие на динамику экономики России: происходит рост величин ВВП, строительства, обрабатывающего производства (рис. 3). Положительная динамика данных показателей приводит к росту потребительского спроса и, соответственно, величины розничной торговли. Начиная с 3–4 кварталов анализируемого периода функции импульсных откликов темпов роста инвестиций в основной капитал опережают динамику ВВП и выпуска продукции обрабатывающей и строительной отраслей, а также розничной торговли. В долгосрочной перспективе рост цены на нефть вызывает усиление инфляции и рост безработицы, что приводит к замедлению темпов роста показателей экономической активности. Стоит отметить, что рост основан на невоспроизводимых ресурсах в условиях низкой диверсификации экономики, что в долгосрочном аспекте приводит к ухудшению состояния экономики.

Рост волатильности на финансовых рынках, отражаемый таким показателем, как VIX, оказывает непосредственное влияние на стабильность и финансовой системы, и экономики в целом. Ожидаемая волатильность отражает неопределенность и повышенную напряженность инвесторов относительно состояния экономики на текущий момент и ее перспективу.

Повышение волатильности на фондовых рынках приводит к замедлению темпов роста таких показателей экономической активности, как ВВП, инвестиции в основной капитал, обрабатывающая и строительная отрасли, розничная торговля, выраженных в номинальных величинах. А на данные показатели в реальном выражении влияние оказывается положительным, ввиду снижения величины дефлятора ВВП под влиянием повышения индекса VIX (рис. 4), а также из-за возможного перетекания инвестиционной активности в развивающиеся страны.

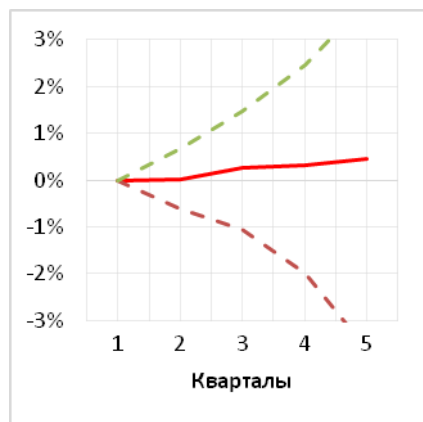
Снижение дефлятора ВВП можно объяснить такими факторами, как поддержка курса национальной валюты Банком России в течение временного периода, на котором проводился анализ, снижение активности экономических субъектов в результате возросшей волатильности на финансовых рынках и, соответственно, увеличение негативных ожиданий. В то же время наблюдается рост безработицы.

Также стоит отметить, что отрицательная динамика величин показателей производства экономики России в номинальном выражении и положительная динамика в сопоставимых ценах показывает, что влияние фактора снижения инфляции более существенно, чем негативное влияние волатильности. Но с 4–5 кварталов вклад отрицательного фактора волатильности все-таки начинает преобладать над фактором снижения инфляции, и показатели в реальных величинах также приобретают отрицательную динамику.

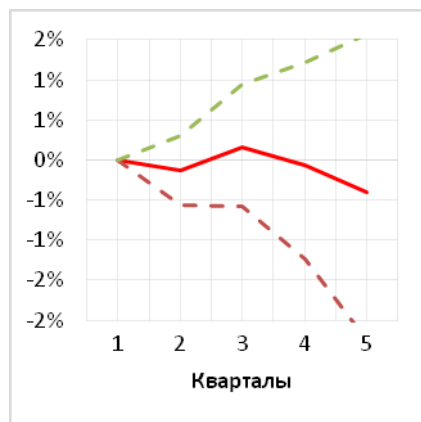
Таким образом, положительное воздействие на экономику в реальных величинах можно охарактеризовать как «искусственное» в условиях реального снижения активности в стране.

Экономика Китая является одной из самых динамично развивающихся экономик в мире. Поскольку Китай значимо интегрирован в мировую экономику, он оказывает воздействие на направленность трендов развития других развивающихся стран. В настоящее время на фондовом рынке Китая наблюдаются процессы, тормозящие его поступательное развитие. В связи с этим анализ воздействия экономики Китая на Россию представляет особый интерес.

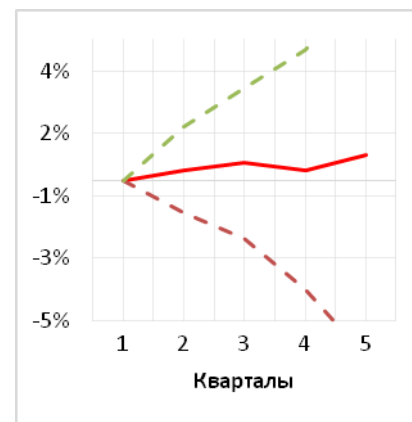
Как видно из рис. 5, рост экономики Китая сопутствует положительной динамике таких производственных показателей, как валовой внутренний продукт, обрабатывающее производство, строительство, розничная торговля, а также инвестиций в основной капитал, что, в свою очередь, способствует снижению уровня безработицы. Китай для России является крупнейшим торговым партнером (так, в 2015 г. Россия – крупнейший поставщик нефти в Китай, а с ростом китайской экономики растет и ее потребность в использовании нефтяных ресурсов): активно проводятся совместные проекты в области транспорта и энергетики. Также Китай инвестирует во все отрасли экономики России, что обуславливает положительное воздействие роста экономики Китая на макропеременные показатели России.



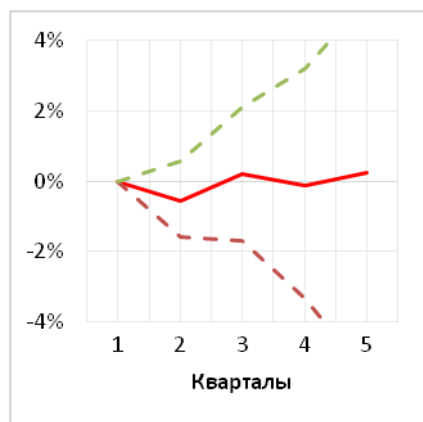
а



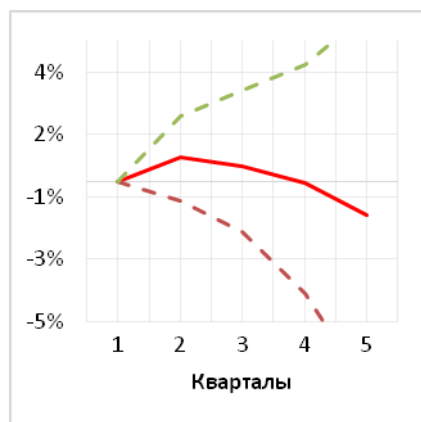
б



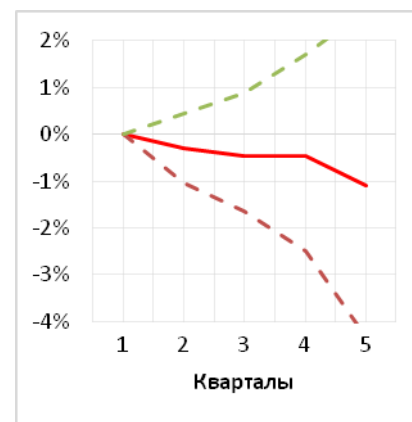
в



г

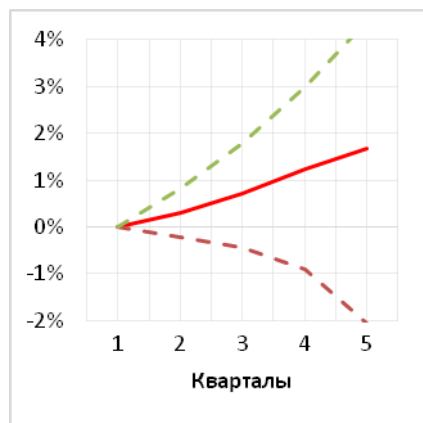


д

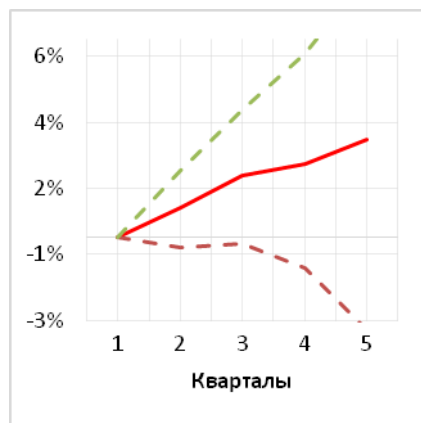


е

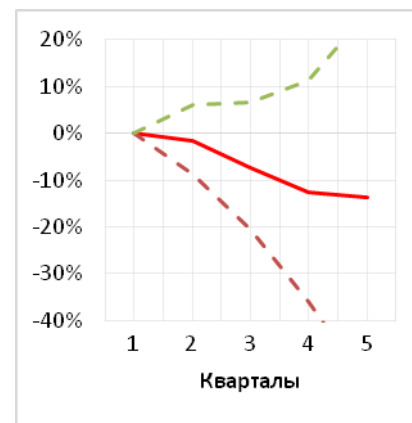
Рис. 4. Реакция экономических показателей на шок индекса VIX: а – реальный ВВП; б – дефлятор ВВП; в – инвестиции в ОК; г – индекс обрабатывающего производства; д – индекс строительства; е – индекс розничной торговли



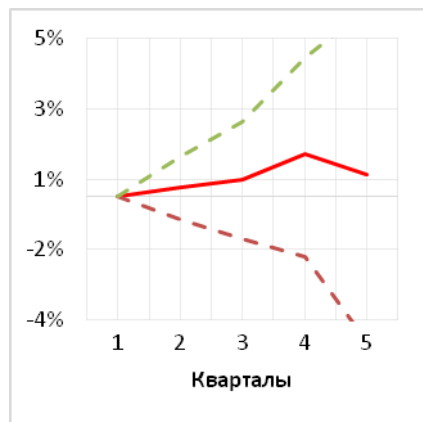
а



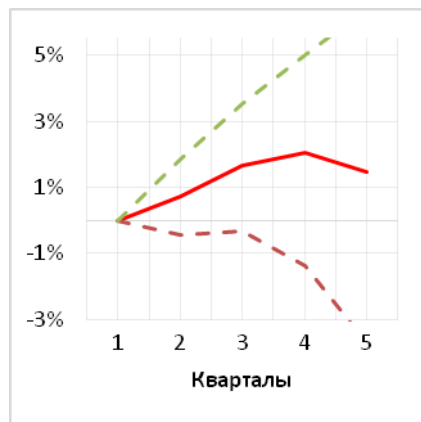
б



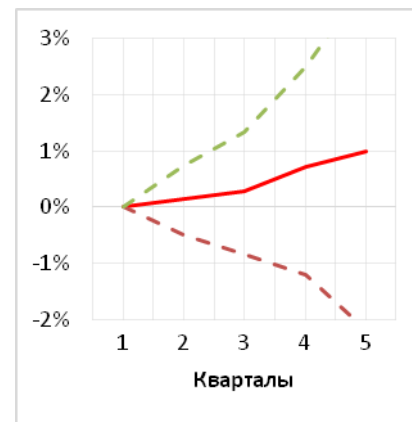
в



г



д



е

Рис. 5. Реакция экономических показателей на шок индекса SSE: а – реальный ВВП; б – инвестиции в ОК; в – уровень безработицы; г – индекс обрабатывающего производства; д – индекс строительства; е – индекс розничной торговли

Заключение

Для проведения анализа работоспособности байесовского подхода к оценке коэффициентов векторной авторегрессии было осуществлено моделирование экономики России (в модель включено 15 поквартальных показателей в период с 1 кв. 2002 по 2 кв. 2015 г.), проведен анализ и дана количественная оценка воздействия внешних шоков на экономику страны.

Для проверки полученных результатов рассмотрена точность некоторых прогнозных значений по построенной модели с фактическими данными на промежутке: 3 кв. 2014 – 2 кв. 2015 г.: уровень ошибки прогноза позволяет оценить качество прогноза модели как высокое.

Декомпозиция дисперсий значений функций импульсных откликов анализируемых макропеременных показала, что внешние факторы играют значимую роль в определении динамики российской экономики. Так, внешние факторы объясняют 9,3 % дисперсии индекса строительства, 6,9 % индекса розничной торговли, 4,9 % индекса обрабатывающего производства, 6,3 % инвестиций в основной капитал и 2,8 % агрегирующего показателя – валового внутреннего продукта. Также внешние шоки объясняют 5,3 % дисперсии показателя уровня безработицы. Доля внешних факторов в дисперсии дефлятора ВВП составляет 14,3 %.

Функции импульсных откликов показывают, что шоки индекса Шанхайской фондовой биржи SSE и индекса волатильности на финансовых рынках VIX оказывают положительное влияние на реальную динамику экономики России, а шок цены нефти марки «Brent» – положительное, но с последующим возвращением на исходный уровень.

Проведенный анализ с использованием байесовского подхода к оцениванию параметров векторной авторегрессии макроэкономических переменных России показал достаточно высокую прогнозную силу и корректность отражения взаимосвязей в структуре макропоказателей.

В дальнейшем планируется работа по рассмотрению модификаций метода BVAR и поиске иных априорных распределений для улучшения качества моделирования экономики России на макроуровне.

Список литературы

1. *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.
2. *Sims C. A.* Macroeconomics and reality. Discussion Papers. Center for Economics Research. Department of Economics. University of Minnesota, 1977. 77 p.
3. *Демешев Б. Б., Малаховская О. А.* Картографирование BVAR. Препринт / Высшая школа экономики. М., 2015. 37 с.
4. *Ломиворотов Р. 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.
5. *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.
6. *Sims C. A.* Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy // *European Economic Review*. 1992. Vol. 36. P. 2–16.
7. *Sims C. A., Zha T.* Bayesian methods for dynamic multivariate models // *International Economic Review*. 1998. Vol. 39 (4). P. 949–968.
8. *Christiano L. M., Eichenbaum M., Evans C.* The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds // *The Review of Economics and Statistics*. 1996. Vol. 78 (1). P. 16–34.
9. *Stock J., Watson M.* Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis // *NBER Working Papers*, 2005. Vol. 11467. P. 67.
10. *Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L.* The generalized dynamic factor Model: one-sided estimation and forecasting // *Journal of American Statistical Association*. 2005. Vol. 100. P. 830–840.

11. Doan T., Litterman R., Sims C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions // *Econometric Reviews*. 1984. Vol. 3 (1). P. 1–100.
12. Litterman R. Forecasting with Bayesian vector autoregressions – five years of experience // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1986. Vol. 4 (1). P. 25–38.
13. Banbura M., Giannone D., Reichlin L. Large Bayesian vector auto regressions // *Journal of Applied Econometrics*. 2010. Vol. 25 (1). P. 71–92.
14. 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.
15. 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.
16. Carriero A., Clark T., Marcellino M. Bayesian VARs: specification choices and forecast accuracy // *Journal of Applied Econometrics*. 2015. Vol. 30 (1). P. 46–73.
17. Canova F. *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Preprint. Princeton University Press, 2007. 45 p.
18. Демешев Б. Б., Малаховская О. А. Сравнение случайного блуждания, VAR и BVAR Литтермана при прогнозировании выпуска, индекса цен и процентной ставки. Препринт / Высшая школа экономики. М., 2015. 21 с.
19. Blake A., Mumtaz H. *Applied Bayesian econometrics for central bankers*. 4th ed. Technical Handbook. Centre for Central Banking Studies. Bank of England. 2012. 145 p.
20. Zellner A. *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. Wiley Classics Library. Wiley, 1996. 448 p.
21. Kadiyala K., Sune K. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models // *Journal of Applied Econometrics*. 1997. Vol. 12 (2). P. 99–132.
22. Geman S., Geman D. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images // *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*. 1984. Vol. 6 (6). P. 721–741.

Материал поступил в редколлегию 06.07.2016

A. A. Shevelev

*Novosibirsk State University
1 Pirogov Str., Novosibirsk, 630090, Russian Federation*

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

andrew.shevelev@gmail.com

BAYESIAN APPROACH TO EVALUATE THE IMPACT OF EXTERNAL SHOCKS ON RUSSIAN MACROECONOMICS INDICATORS

One of the promising approaches of macroeconomic modeling and quantitative assessment of the impact of external and internal factors on macroeconomy of a country, which is actively used abroad, is a Bayesian approach to the estimation of vector autoregressions. In this paper we examine Bayesian vector autoregression model (BVAR) to assess the impact of external shocks, such as the price of Brent crude oil, the volatility index VIX and the Shanghai Stock Exchange Composite index, on Russian macroeconomic indicators. The results allow us to estimate the contribution of external factors as a significant in the dynamics of Russia economic variables. This approach can be successfully applied for the analysis of Russian data, which was confirmed by the results presented in the article.

Keywords: BVAR, Bayesian methods, external shocks, macroeconomics, Minnesota prior.

References

1. 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.
2. Sims C. A. Macroeconomics and reality. Discussion Papers. Center for Economics Research. Department of Economics. University of Minnesota, 1977, 77 p.
3. Demeshev B. B., Malakhovskaya O. A. BVAR mapping. Higher School of Economics. Working Papers, 2015. 37 p. (in Russ.)
4. 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. 2015. 154 p. (in Russ.)
5. 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.
6. Sims C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, 1992, vol. 36, p. 2–16.
7. Sims C. A., Zha T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 1998, vol. 39 (4), p. 949–968.
8. Christiano L. M., Eichenbaum M., Evans C. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. *The Review of Economics and Statistics*, 1996, vol. 78 (1), p. 16–34.
9. Stock J., Watson M. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. NBER Working Papers, 2005, vol. 11467, p. 67.
10. Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L. The generalized dynamic factor Model: one-sided estimation and forecasting. *Journal of American Statistical Association*, 2005, vol. 100, p. 830–840.
11. Doan T., Litterman R., Sims C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 1984, vol. 3 (1), p. 1–100.
12. Litterman R. Forecasting with Bayesian vector autoregressions – five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1986, vol. 4 (1), p. 25–38.
13. Bańbura M., Giannone D., Reichlin L. Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, vol. 25 (1), p. 71–92.
14. 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.
15. 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.
16. Carriero A., Clark T., Marcellino M. Bayesian VARs: specification choices and forecast accuracy. *Journal of Applied Econometrics*, 2015, vol. 30 (1), p. 46–73.
17. Canova F. Methods for Applied Macroeconomic Research. Preprint. Princeton University Press, 2007, 45 p.
18. Demeshev B. B., Malakhovskaya O. A. A comparison of random walk, VAR, and Litterman's BVAR models for forecasting output, price index, and interest rate. Working Papers. Higher School of Economics, 2015, 21 p. (in Russ.)
19. Blake A., Mumtaz H. Applied Bayesian econometrics for central bankers. 4th ed. Technical Handbook. Centre for Central Banking Studies. Bank of England, 2012, 145 p.
20. Zellner A. An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics. Wiley Classics Library. Wiley, 1996, 448 P.
21. Kadiyala K., Sune K. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR-Models. *Journal of Applied Econometrics*, 1997, vol. 12 (2), p. 99–132.
22. Geman S., Geman D. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 1984, vol. 6 (6), p. 721–741.

For citation:

Shevelev A. A. Bayesian Approach to Evaluate the Impact of External Shocks on Russian Macroeconomics Indicators. *World of Economics and Management*, 2017, vol. 17, no. 1, p. 26–40. (In Russ.)