

## VAR-подход к оценке эффективности мер фискального стимулирования экономики

### Аннотация

Оценка эффективности государственных расходов как в целом, так и отдельных их статей — крайне важная задача, особенно в условиях, когда монетарная политика постепенно теряет возможность дальше стимулировать экономику. В настоящей работе представлены два популярных подхода к оценке фискальных мультипликаторов — коэффициентов эффективности государственных расходов — на основе структурных векторных авторегрессий и байесовских векторных авторегрессий с априорным распределением Миннесоты. Рассматриваются фискальные мультипликаторы не только для совокупного уровня государственных расходов, но и для отдельных статей государственных расходов, таких как расходы на национальную оборону, национальную экономику, образование и социальную политику. Проводится сравнение с результатами, полученными в других работах на схожую тематику. Полученные оценки могут быть использованы для анализа эффективности и оптимизации расходования бюджетных средств.

### Ключевые слова:

фискальные мультипликаторы, государственные расходы, VAR-модели, байесовский подход

JEL: H50

В современном развитом мире классическая монетарная политика теряет способность воздействовать на экономику. Практически нулевые процентные ставки ограничивают возможности для стимулирования деловой активности, что приводит к постепенному росту интереса к инструментам фискального стимулирования.

Роль фискального стимулирования также высока в странах, в которых высока доля государственных доходов и расходов. К таким странам можно отнести и Россию. Дискуссия последнего времени сосредоточена вокруг так называемой фискальной девальвации — снижения одного налога за счет повышения другого. Спор относительно эффективности данной меры не стихает, так как существуют диаметрально противоположные мнения по поводу ее эффективности в точки зрения стимулирования экономики России.

Настоящая работа посвящена методам оценки фискального мультипликатора — меры реакции ВВП на фискальный шок. Существует несколько различных способов определения размера мультипликатора. В рамках настоящей работы будет использована величина, рассчитываемая как отношение процентного изменения ВВП в течение трех лет к изменению государственных расходов (доходов) на 1 % от ВВП. Количественные оценки фискального мультипликатора позволяют пролить свет на ту или иную меру стимулирующей политики, а также не только определить оптимальную структуру данных мер, но и выявить наиболее подходящий объем выделяемых под меры фискальной политики средств. Формула для расчета фискального мультипликатора, приведенная в исследовании А. Д. Громова [1], имеет вид:

$$mult_g = \frac{\sum \Delta Y_t}{\sum \Delta G_t}. \quad (1)$$

В литературе существует несколько методов оценки мультипликаторов. Первый метод основывается на прикладных моделях общего экономического равновесия, подклассом которых являются популярные в настоящее время DSGE-модели. Второй метод применяется в два шага. На первом шаге оценивается модель зависимости государственных расходов от некоторого ряда факторов, после чего оценивается уравнение реакции ВВП на остатки модели первого шага. Третий метод заключается в оценке векторных авторегрессионных моделей, где в качестве эндогенных переменных выступают ВВП и, например, государственные расходы.

Оценка DSGE-моделей — сложный процесс, требующий как постановки самой модели, так и ее решения, лог-линеаризации и калибровки на реальных данных. При этом и на этапе постановки, и на этапе решения задачи возникает большое количество непростых вопросов как чисто математического, так и содержательного толка, а итоговые результаты могут очень сильно зависеть от дизайна модели. Оценки, полученные с помощью двухшагового метода, также очень неустойчивы к выбору модели на первом шаге. В то же время подход, основанный на использовании векторных авторегрессий, позволяет, с одной стороны, учесть теоретически обоснованные зависимости между эндогенными и экзогенными переменными модели, с другой — сохранить достаточную простоту описания и устойчивость к произвольности спецификации. Именно этот подход использован в данной работе.

## **СБОР И ПОДГОТОВКА ДАННЫХ**

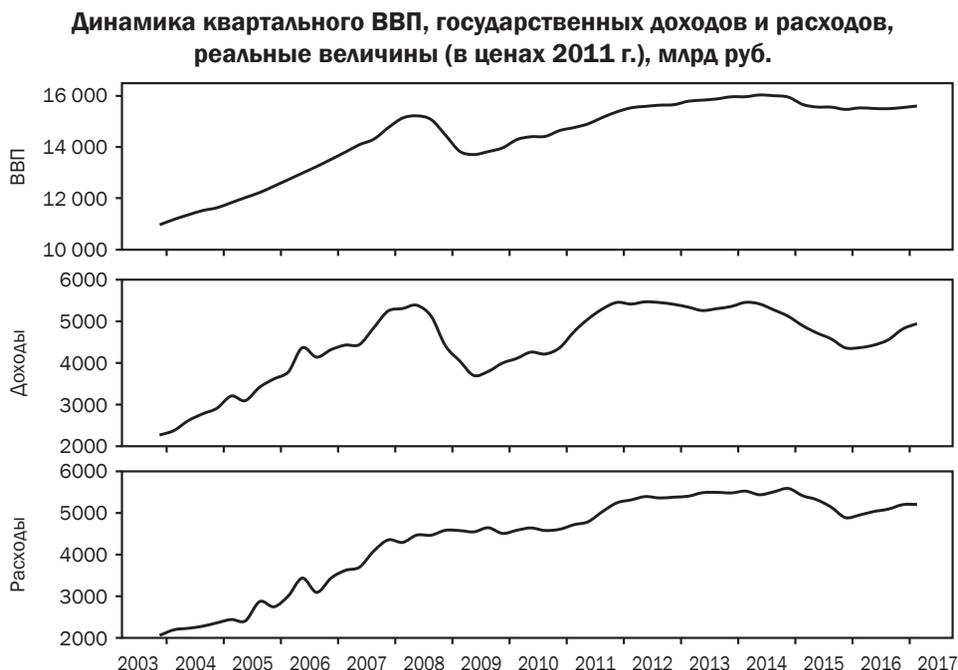
В настоящей работе используются данные по реальному ВВП, доходам и расходам бюджета расширенного правительства. Ряды по ВВП взяты с сайта Росстата, бюджетная статистика — с сайта Федерального казначейства. В качестве дефлятора для приведения номинальных величин в реальные использовался дефлятор ВВП, который был выбран ввиду отсутствия статистических данных по дефлятору доходов и расходов расширенного бюджета.

Отметим, что в рамках исследования используются как совокупные государственные расходы, так и основные наиболее важные для целей анализа категории — «Национальная оборона», «Национальная экономика», «Образование» и «Социальная сфера». Данные имеют квартальную периодичность и охватывают период с третьего квартала 2003 г. по первый квартал 2017-го. Всего в исследовании использовалось 54 наблюдения. Также были использованы среднемесячные котировки нефти марки Brent. Отметим, что ввиду сильной сезонности данные были сезонно скорректированы.

Для сезонной корректировки использованных в анализе рядов была применена процедура TRAMO/SEATS [2], реализованная в рамках пакета seasonal языка R (основана на официальном дистрибутиве X13-ARIMA-SEATS, который включает в себя как блок X12-ARIMA, так и TRAMO/SEATS). Использование именно TRAMO/SEATS вместо одной из процедур, основанных на фильтре X-11, обусловлено лучшими свойствами этой процедуры с точки зрения сохранения статистических свойств ряда (см., к примеру, про смещения в тестах на единичные корни [3], про возникновение ложных колебаний в данных [4]).

Процедура проводится для каждого ряда независимо, параметры модели, используемой для сезонной корректировки, постоянны на протяжении всего периода наблюдения для обеспечения сопоставимости результатов в разные периоды времени. При этом в качестве модели ряда была выбрана не автоматическая настройка модели, а SARIMA(0,1,3)(0,1,0) как модель, обеспечивающая лучшие характеристики рядов с точки зрения устойчивости к отдельным выбросам, характерным для рассматриваемого временного периода. Результирующие ряды представлены на рис. 1.

Рисунок 1



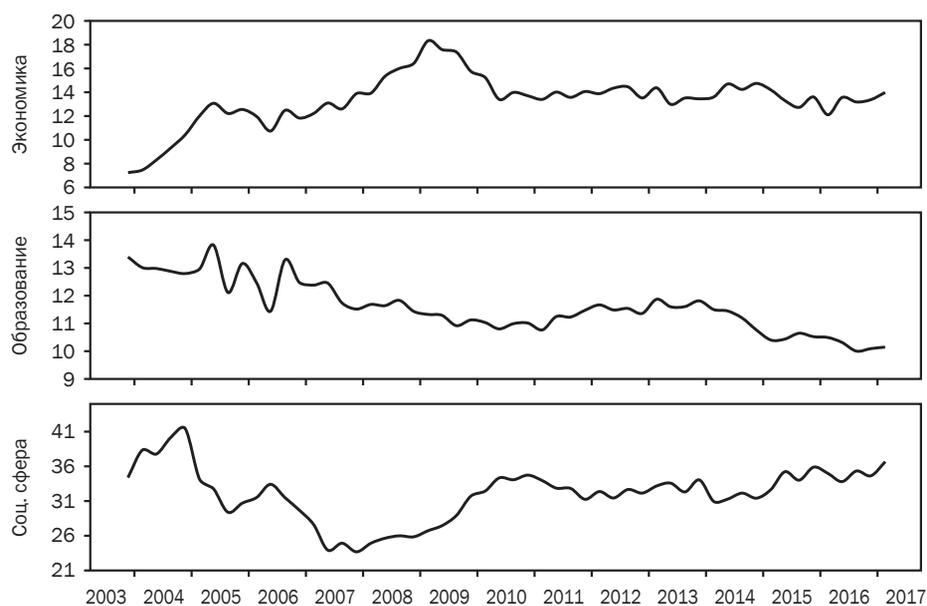
Источник: расчеты авторов по данным Росстата и Федерального казначейства.

На рис. 1 представлена динамика сезонно скорректированных квартального ВВП, совокупных доходов и расходов расширенного бюджета. Ряды выглядят достаточно чисто, следов остаточной сезонности и отдельных выбросов не замечено. Отчетливо прослеживаются спады 2008–2009 гг. и 2015–2016 гг. Также наблюдается сильная прямая зависимость между ВВП и государственными доходами. Зависимость между ВВП и государственными расходами не выглядит настолько яркой. Так, например, спад 2008–2009 гг. не повлиял на расходы бюджета.

На рис. 2 представлена динамика долей рассматриваемых статей расходов в совокупных расходах. Расходы на национальную оборону составляют порядка 7–11 % совокупных. Отчетливо выделяется рост расходов по данной статье в 2016 г., что можно связать с обострением геополитической обстановки. Доля расходов по статье «Национальная экономика» составляет 13 % с резким пиком в 2009 г. — среднее арифметическое значение доли достигло 17 %. Для расходов на образование характерно их постепенное снижение. Так, доля данной статьи в 2004 г. составляла чуть меньше 13 %, а в 2016-м — чуть выше 10 %. Расходы на социальную сферу составили в среднем 32 %, минимум расходов был чуть меньше 24 % накануне кризиса 2008–2009 гг.

Рисунок 2





Источник: расчеты авторов по данным Федерального казначейства.

### КЛАССИЧЕСКИЙ ПОДХОД К РАСЧЕТУ МУЛЬТИПЛИКАТОРОВ

Векторные авторегрессионные модели являются классическим инструментом анализа динамики нескольких связанных друг с другом временных рядов. Использование их для анализа шоков политики имеет большую историю, начинающуюся с [5] и продолжающуюся по сей день в огромном количестве работ. В своем исследовании мы концентрируемся на подходе, основанном на использовании структурных VAR-моделей (SVAR), начатом в классической работе по теме [6] и получившем широкое распространение в литературе: см., к примеру, [7; 8], а в статье [9] использование структурных VAR-моделей уже позиционируется как некая стандартная и универсальная процедура. Из отечественных исследований в этой области можно выделить, к примеру, [1] и [10].

К основным преимуществам SVAR-моделей можно отнести возможность явного учета структуры функционирования экономики и внутренние взаимосвязи между переменными. Это позволяет повысить точность и надежность полученных оценок по сравнению с использованием стандартных VAR-моделей.

Общий вид SVAR-моделей можно представить в виде:

$$BY_t = A(L)Y_t + DX_t + \Gamma \varepsilon_t, \quad (2)$$

где  $Y_t$  — вектор эндогенных переменных,  $X_t$  — вектор экзогенных переменных,  $\varepsilon_t$  — вектор структурных шоков, матрица  $B$  — структурная матрица мгновенной взаимосвязи между эндогенными переменными,  $A(L)$  — лаговый полином с матрицами межвременной взаимосвязи между эндогенными переменными,  $D$  — матрица влияния экзогенных переменных на эндогенные,  $\Gamma$  — зависимость между структурными шоками.

Отметим, что представленная выше модель приведена в структурной форме, процесс генерации данных (*data generating process, DGP*) представлен в виде:

$$Y_t = B^{-1}A(L)Y_t + B^{-1}DX_t + B^{-1}\Gamma \varepsilon_t. \quad (3)$$

Структурные шоки не наблюдаемы. Так, шок одной структурной переменной оказывает мгновенное влияние на другую, что не наблюдается извне системы и в конечном счете

приводит к невозможности идентифицировать все коэффициенты модели. Наблюдаемые шоки  $u_t$  можно представить в следующем виде:

$$u_t = B^{-1}\Gamma\varepsilon_t. \quad (4)$$

Традиционная авторегрессионная модель, используемая для оценки величины фискального мультипликатора, содержит три эндогенные переменные в духе работы [6]:  $Y_t = (y_t, t_t, g_t)^T$  (ВВП, налоговые поступления, расходы бюджета). Переменная  $y_t$  — квартальный ВВП,  $t_t$  — налоговые поступления,  $g_t$  — государственные расходы. Все переменные имеют квартальную периодичность, выражены в реальных величинах и логарифмированы. В качестве экзогенной переменной выступает ряд котировок нефти марки Brent.

Известно, что одному процессу генерации данных (3) статистически соответствует несколько структурных моделей (2). Для того чтобы верно оценить коэффициенты модели, необходимо предложить метод идентификации структурных матриц  $B$  и  $\Gamma$ . Используемый в современных исследованиях подход к идентификации модели фискального мультипликатора подразумевает выполнение соотношений (5) и/или (6), где матрица  $B$  определяет взаимозависимость между эндогенными переменными в рамках структуры экономики, а матрица  $\Gamma$  — взаимоотношение между величиной государственных расходов и доходов в рамках решений регулятора:

$$\begin{cases} u_t^y = \beta_{12}u_t^t + \beta_{13}u_t^g + \varepsilon_t^y \\ u_t^t = \beta_{21}u_t^y + \gamma_{23}\varepsilon_t^g + \varepsilon_t^t \\ u_t^g = \beta_{31}u_t^y + \gamma_{32}\varepsilon_t^t + \varepsilon_t^g \end{cases}, \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} 1 & -\beta_{12} & -\beta_{13} \\ -\beta_{21} & 1 & 0 \\ -\beta_{31} & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^y \\ u_t^t \\ u_t^g \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \gamma_{23} \\ 0 & \gamma_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^g \end{pmatrix}. \quad (6)$$

Коэффициент  $\beta_{31}$  связывает ВВП и расходы и отражает, насколько изменятся последние при положительном экономическом шоке. Формальные процедуры изменения бюджета не позволяют скорректировать государственные расходы за достаточно короткий промежуток времени, в частности за квартал. По этой причине коэффициент  $\beta_{31}$  можно положить равным нулю.

Рост экономической активности неразрывно связан с ростом налоговых поступлений, что характеризуется коэффициентом  $\beta_{21}$ . В традиционных моделях, посвященных оценке фискального мультипликатора, коэффициент  $\beta_{21}$  оценивается на основе эластичности налоговых поступлений по выпуску. Ввиду пропорциональности ставок данный коэффициент можно принять равным единице. Использование исторических данных представляется несколько некорректным ввиду их недостаточной периодичности для выявления краткосрочной взаимосвязи между шоками.

Коэффициенты  $\beta_{12}$ ,  $\beta_{13}$  отражают отклик ВВП на шоки доходов и расходов государственного бюджета и оцениваются с помощью, например, метода максимального правдоподобия.

Процедурные особенности фискальной политики определяются параметрами  $\gamma_{23}$  и  $\gamma_{32}$ . Данные параметры отражают очередность принятия решений. Если при составлении расходной части бюджета правительство опирается на доходы, то  $\gamma_{32} \neq 0$ ,  $\gamma_{23} = 0$ . Если же необходимо зафиксировать расходную часть, после чего происходит корректировка расходов (например, путем манипулирования налоговыми ставками), то коэффициент  $\gamma_{32} = 0$ , а  $\gamma_{23} \neq 0$ .

В табл. 1 приведены результаты оценки модели (2) при различном количестве используемых лагов (разное число лагов используется для проверки устойчивости результата

к спецификации модели). Отметим, что использование одного и двух лагов в модели не позволяет достоверно учесть долгосрочные эффекты и приводит к ее низкому качеству, что подтверждается статистическими тестами. Так, мультипликатор совокупных расходов составляет примерно 0,57 и устойчив к спецификации. Наиболее низким мультипликатором обладает статья «Национальная оборона»: при увеличении расходов по данной статье на 1 % ВВП в течение трех лет ВВП падает на 4–6 % в зависимости от спецификации модели. Наибольшее значение фискального мультипликатора приходится на статью «Национальная экономика» — чуть более единицы, и оно также достаточно стабильно. Мультипликатор образования не очень устойчив к спецификации, мультипликатор расходов на социальную политику стабильно отрицательный, хотя и достаточно сильно меняется в зависимости от спецификации.

Таблица 1

**Значение мультипликаторов государственных расходов в зависимости от спецификации модели**

Показатель	Базовая модель (5)		Модель с четырьмя эндогенными переменными	
	3 лага	4 лага	3 лага	4 лага
Совокупные расходы	0,56	0,57	-	-
Национальная оборона	-4,06	-6,23	-3,85	-12,71
Национальная экономика	1,08	0,98	0,45	0,78
Образование	-0,1	-2,1	0,61	1,57
Социальная политика	-0,8	-0,48	-2,66	-0,27

Источник: расчеты авторов.

Помимо стандартной спецификации (5) была оценена модель с четырьмя эндогенными переменными. Кроме ВВП и государственных доходов в качестве эндогенных переменных взяты некоторая конкретная статья расходов и оставшиеся расходы. Спецификация структурных матриц позволяет учесть прямую зависимость между соответствующей категорией расходов и совокупными государственными расходами, а также прямое влияние изменения категории на ВВП. Использование двух расходных переменных позволяет более точно оценить влияние отдельных категорий государственных расходов на ВВП. В целом результаты оказались достаточно робастными к смене спецификации, за исключением расходов на образование — если в спецификации (5) данная статья имела отрицательный мультипликатор, то в новой спецификации значение мультипликатора лежит между 0,6 и 1,7.

Остатки всех оцененных моделей были проверены на автокорреляцию, гетероскедастичность и нормальность, все тесты подтвердили качество оцененных моделей. Оценки модели с четырьмя лагами были проведены для анализа робастности результатов. Тем не менее стоит учитывать, что из-за роста количества параметров и небольшого количества наблюдений оценки с четырьмя лагами менее стабильны.

### **БАЙЕСОВСКИЙ ПОДХОД К ОЦЕНИВАНИЮ МУЛЬТИПЛИКАТОРОВ**

Основной проблемой использования структурных VAR на российских данных является очень небольшое число доступных для оценки модели наблюдений, немногим больше 50 точек. Это приводит к низкой точности оценок как параметров модели, так и функций импульсного отклика и мультипликаторов. Помимо этого на таком небольшом наборе данных отсутствует возможность оценки моделей достаточно большого размера или с большим количеством экзогенных переменных. Также существенным недостатком структурных VAR-моделей является зависимость результатов от предпосылок, сделанных относительно структурных матриц.

Использование байесовских векторных авторегрессий (BVAR) с априорным распределением Миннесоты, представленных в работах [11; 12], позволяет частично разрешить указанные проблемы. Предполагая, что рассматриваемые ряды представляют собой процессы случайного блуждания и никак не связаны между собой, и модифицируя оценки в соответствии с имеющимися данными, мы получаем возможность оставить в модели лишь те взаимосвязи, которые действительно присутствуют в данных. Это позволяет оценивать модели на более коротких данных или с использованием большего числа переменных, в том числе с заметной мультиколлинеарностью, не теряя в точности оценок значимых коэффициентов.

С формальной точки зрения при записи модели как

$$Y = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

байесовская векторная авторегрессия с априорным распределением Миннесоты предполагает нормальное априорное распределение параметров, при этом математическое ожидание элементов матриц  $A_s$ ,  $s = 1 \dots k$  выглядит как:

$$E((A_s)_{ij}) = \begin{cases} 1, & \text{если } i = j \text{ и } s = 1 \\ 0, & \text{иначе} \end{cases}.$$

А ковариационная матрица может быть описана следующим образом:

$$\text{cov}(A_s)_{ij} = \begin{cases} (\lambda/s^2), & \text{если } i = j \\ (\theta\sigma_i^2/s^2\sigma_j^2), & \text{иначе} \end{cases}, \quad (7)$$

где  $\lambda$  — настраиваемый гиперпараметр, априорное стандартное отклонение диагональных элементов матрицы  $A_1$ ,  $\theta$  — настраиваемый гиперпараметр, отвечающий за априорную уверенность в важности других параметров помимо собственного лага в каждой из моделей (чем больше  $\theta$ , тем больше веса мы придаем лагам других переменных). Иногда используется другая спецификация ковариационной матрицы:

$$\text{cov}(A_s)_{ij} = \begin{cases} (\lambda/d(s)), & \text{если } i = j \\ (\theta\sigma_i^2/d(s)\sigma_j^2), & \text{иначе} \end{cases}, \quad d(s) = \gamma^{1-s}, \quad (8)$$

где  $\gamma$  — настраиваемый гиперпараметр, отвечающий за скорость убывания влияния лагов.

Более подробное описание байесовских VAR с априорным распределением Миннесоты (и других типов байесовских векторных авторегрессий) может быть найдено, к примеру, в [13].

Модели байесовской векторной авторегрессии с априорным распределением Миннесоты широко применяются в прикладном макроэкономическом анализе. Особое распространение они получили в прогнозировании, где возможность построения моделей с большим количеством переменных на сравнительно небольшом числе наблюдений может быть особенно ценна (см., например [14; 15], из отечественных работ — [16]). При этом существует целый пласт работ, посвященных использованию байесовских моделей векторной авторегрессии для оценки эффектов государственной политики. К примеру, [17] изучает эффекты монетарной политики, [18] оценивает фискальные мультипликаторы.

Оценки мультипликаторов приведены в табл. 2. Базовая модель, напомним, рассматривается с ковариационной матрицей в спецификации (7), с коэффициентами  $\lambda$  и  $\theta$ , равными 0,5. Такой выбор гиперпараметров показывает уверенность в том, что модель должна иметь более сложную структуру, чем набор случайных блужданий (как это было бы в случае снижения этих гиперпараметров), но при этом оставляет достаточно возможностей

для регуляризации. В целом полученные с такими гиперпараметрами результаты лежат в русле результатов с другими наборами гиперпараметров (см. ниже) и представляются достаточно разумными. В большой модели все переменные государственных расходов взяты в качестве эндогенных (особенности используемого априорного распределения позволяют оценивать такие модели на выборках небольшого объема).

Таблица 2

**Значение мультипликаторов государственных расходов в зависимости от спецификации BVAR-модели**

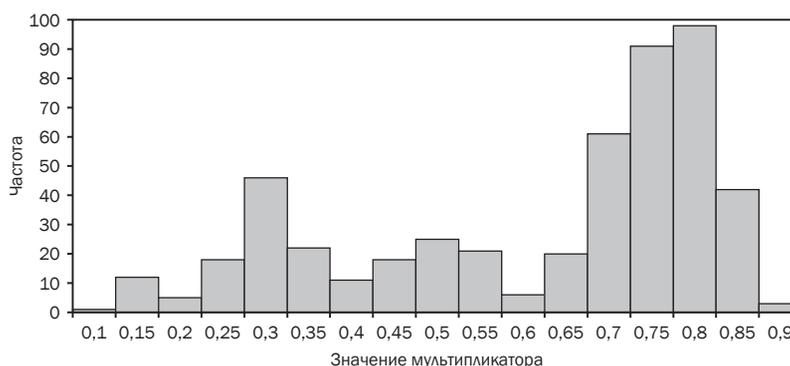
Показатель	Базовая модель		Большая модель	
	3 лага	4 лага	3 лага	4 лага
Совокупные расходы	0,1	0,27	-3,51	-1,35
Национальная оборона	-1,43	-2,04	-3,39	-4,98
Национальная экономика	-2,27	-3,2	-2,73	-7,14
Образование	6,31	5,82	11,15	9,39
Социальная политика	-0,43	-0,86	4,73	2,18

Источник: расчеты авторов.

Не может не обратить на себя внимания определенная произвольность, которую вносит в результат вычислений процедура выбора гиперпараметров априорного распределения. Изменение гиперпараметров достаточно сильно влияет на результаты вычислений, при этом никакой формализованной и однозначной процедуры их подбора нет. Для проверки устойчивости полученных результатов были рассчитаны значения мультипликаторов для совокупных расходов на достаточно большой сетке значений гиперпараметров для спецификаций ковариационной матрицы (7) и (8); в общей сложности было оценено 500 моделей с различными значениями гиперпараметров. Результаты расчетов представлены на рис. 3.

Рисунок 3

**Распределение значений мультипликатора совокупных расходов при разных значениях гиперпараметров BVAR-модели**



Источник: расчеты авторов.

Распределение получилось бимодальным, каждая мода соответствует своему типу априорной спецификации ковариационной матрицы: левая мода — (7), правая — (8). Однако вокруг этих двух центров распределения достаточно стабильны, а сами центры расположены близко друг от друга: значения мультипликатора лежат в узком диапазоне, положительны и меньше единицы. Сравнительно высокая устойчивость результатов к спецификации априорного распределения говорит в пользу надежности полученных результатов.

**ОЦЕНКА РЕЗУЛЬТАТОВ**

В табл. 3 сведены результаты оценки фискальных мультипликаторов для базовой модели (5) с тремя лагами, расширенной модели с четырьмя эндогенными переменными и BVAR-модели с четырьмя лагами. Разница в выбранном числе лагов для разных формулировок модели обусловлена большой устойчивостью BVAR-модели к большому числу параметров, что позволяет рассматривать модели с большим числом лагов. В базовой же версии число используемых лагов сокращено в целях получения более эффективных оценок имеющихся коэффициентов. Также для сравнения приведены результаты расчетов исследований [1] и [10].

Таблица 3

**Оценка фискальных мультипликаторов для разных моделей**

Показатель	Модель (5)	Модель с четырьмя эндогенными переменными	BVAR-модель	SVAR-модель [1]	SVAR-модель [10]
Совокупные расходы	0,56	-	0,27	0,18	0,6
Национальная оборона	-4,06	-3,85	-2,04	0,18	-
Национальная экономика	1,08	0,45	-3,2	0,39	-
Образование	-0,1	0,61	5,82	-	-
Социальная политика	-0,8	-2,66	-0,86	0,03	-

Источник: расчеты авторов.

Прежде всего обратим внимание на то, что во всех случаях достаточно близки оценки мультипликатора совокупных расходов: как минимум они везде положительны и меньше единицы. Оценки мультипликаторов национальной обороны и социальной политики устойчиво отрицательны и достаточно велики по модулю в нашей работе при разных формулировках модели, что противоречит работе [1], в которой мультипликатор имеет положительные значения, близкие к нулю. Мультипликатор расходов на национальную экономику, полученный с помощью BVAR, заметно отличается от полученного обеими формулировками SVAR (то же самое верно и для мультипликатора расходов на образование). Это может быть объяснено особенностями работы BVAR, которая зануляет часть коэффициентов модели, из-за чего уравнения для некоторых переменных имеют примерно такой же вид, как в случае обычной VAR, а для некоторых – заметно отличающийся.

В целом полученные результаты согласуются с эконометрической практикой. Проведенный в [19] метаанализ результатов 98 исследований показал, что мультипликатор совокупных государственных расходов принимает значения в промежутке между 0,66 и 0,8, мультипликатор военных расходов может лежать на отрезке от -0,9 до -0,7, а мультипликатор государственных инвестиций, который в рамках нашего исследования можно приравнять к мультипликатору государственных расходов по статье «Национальная экономика», принимает значения от 0,45 до 0,84. Учитывая некоторые особенности проведенного в [19] метаанализа, полученные в настоящей работе результаты укладываются в стандартные значения.

В статье [20] авторы оценивают панельную VAR-модель, на основе которой делаются следующие выводы: в развитых экономиках мультипликатор государственных расходов значим и равен 0,8, при этом долгосрочный мультипликатор даже превышает единицу. Для развивающихся стран мультипликатор лежит в диапазоне от 0,1 до 0,3, а долгосрочный мультипликатор незначим. Оценки, полученные с помощью байесовского подхода, а также оценки в работе [1] согласуются с нашими результатами.

## ВЫВОДЫ

Оценка мультипликаторов — важная прикладная задача, необходимая для проведения оптимальной фискальной политики. Основным препятствием на пути изучения данной проблемы для России является отсутствие достаточно длинных временных рядов. Использование байесовского подхода позволяет преодолеть это препятствие, но вводит в моделирование дополнительные гиперпараметры.

В соответствии с полученными в настоящем исследовании результатами можно сделать вывод, что для увеличения эффективности государственных расходов необходимо снижать расходы на национальную оборону и социальную сферу, так как они оказывают негативное влияние во всех спецификациях. Фискальное стимулирование экономики может происходить в основном только за счет инвестиций в производство («Национальная экономика») и образование.

Тем не менее исследование эффективности государственных расходов не может ограничиваться моделями, представленными в настоящей работе. Например, не существует исследований, посвященных зависимости величины фискального мультипликатора от рыночной конъюнктуры, — считается, что во время спадов фискальная политика становится эффективнее. Также мало работ посвящено анализу взаимодействия фискальных и монетарных мер. Потенциально действия регуляторов сильно взаимосвязаны, что необходимо учитывать при проведении экономической политики.

## Библиография / References

1. Громов А. Д. Влияние государственных расходов на экономический рост // Научно-исследовательский финансовый институт. Финансовый журнал. 2015. № 4. С. 62–71 [Gromov A. D. The Influence of Government Expenditure on Economic Growth. *Finansovyy zhurnal — Financial Journal*, 2015, no. 4, pp. 62–71 (in Russ.)].
2. Gómez V., Maravall A. Guide for Using the Programs TRAMO and SEATS. Banco de España, 1998.
3. Ghysels E., Perron P. The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 1993, vol. 55, iss. 1–2, pp. 57–98.
4. Бессонов В. А., Петроневич А. В. Сезонная корректировка как источник ложных сигналов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2013. Т. 17. № 4. С. 554–584 [Bessonov V. A., Petronevich, A. V. Seasonal Adjustment as a Source of Spurious Signals. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshoi shkoly ekonomiki — HSE Economic Journal*, 2013, vol. 17, no. 4, pp. 554–584 (in Russ.)].
5. Sims C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1980, vol. 48, no. 1, pp. 1–48.
6. Blanchard O., Perotti R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, vol. 117, iss. 4, pp. 1329–1368.
7. Mountford A., Uhlig H. What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *Journal of Applied Econometrics*, 2009, vol. 24 (6), pp. 960–992.
8. Mertens K., Ravn M. O. Measuring the Impact of Fiscal Policy in the Face of Anticipation: a Structural VAR Approach. *The Economic Journal*, 2010, vol. 120 (544), pp. 393–413.
9. Caldara D., Kamps C. The Analytics of SVARs: a Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers. *Review of Economic Studies*, 2017, vol. 84, iss. 3, pp. 1015–1040.
10. Власов С. А., Пономаренко А. А. Роль бюджетной политики в условиях финансово-экономического кризиса // Журнал Новой экономической ассоциации. 2010. № 7. С. 111–133 [Vlasov S. A., Ponomarenko A. A. The Role of Fiscal Policy at the Time of Financial Crisis. *Zhurnal Novoi ekonomicheskoi assotsiatsii — Journal of the New Economic Association*, 2010, no. 7, pp. 111–133 (in Russ.)].
11. Doan T., Litterman R., Sims C. Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions. *Econometric Reviews*, 1984, vol. 3, no. 1, pp. 1–100.
12. Litterman R. B. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions — Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1986, vol. 4, iss. 1, pp. 25–38.
13. Демешев Б. Б., Малаховская О. А. Картографирование BVAR // Прикладная эконометрика. 2016. № 3 (43). С. 118–141 [Demeshhev B. B., Malakhovskaya O. A. BVAR Mapping. *Prikladnaya ekonometrika — Applied Econometrics*, 2016, no. 3 (43), pp. 118–141 (in Russ.)].
14. Carriero A., Kapetanios G., Marcellino M. Forecasting Exchange Rates with a Large Bayesian VAR. *International Journal of Forecasting*, 2009, vol. 25, iss. 2, pp. 400–417.

15. Koop G. M. Forecasting with Medium and Large Bayesian VARs. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, vol. 28, iss. 2, pp. 177–203.
16. Демешев Б. Б., Малаховская О. А. Макроэкономическое прогнозирование с помощью BVAR Литтермана // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2016. Т. 20. № 4. С. 691–710 [Demeshhev B. B., Malakhovskaya O. A. Macroeconomic Forecasting with the Litterman's BVAR Model. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki* – *HSE Economic Journal*, 2016, no. 20 (4) (in Russ.)].
17. Uhlig H. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, 2005, vol. 52, iss. 2, pp. 381–419.
18. Caldara D., Kamps C. What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis. *ECB Working Paper Series*, 2008, no. 877.
19. Gechert S., Rannenberg A. Are Fiscal Multipliers Regime-Dependent? A Meta Regression Analysis. *IMK Working Paper*, 2014, no. 139.
20. Ilzetki E. Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries. World Bank, *Policy Research Working Paper*, 2011, no. WPS 5666.

### Авторы



**Вотинов Антон Игоревич**, аспирант аспирантской школы по экономике НИУ ВШЭ; лаборант-исследователь Центра перспективного финансового планирования, макроэкономического анализа и статистики финансов Научно-исследовательского финансового института  
(e-mail: avotinov@nifi.ru)



**Станкевич Иван Павлович**, старший преподаватель департамента прикладной экономики факультета экономических наук НИУ ВШЭ  
(e-mail: istankevich@hse.ru)

---

A. I. Votinov, I. P. Stankevich

## VAR Approach to Efficiency Evaluation of Fiscal Economy Encouragement Measures

### Abstract

The paper presents a vector autoregression-based approach to evaluation fiscal measures. Using both structural and Bayesian VAR models, the authors estimate fiscal multipliers of overall government expenditure and its components: national defense, national economy, education and social policy expenditures. The results are checked for robustness using different lag length and model specifications and different sets of hyperparameters in Bayesian VAR case. Regarding overall expenditures these results are quite stable across specifications and correspond well with results obtained in previous research in this field. National defense and social policy multipliers are shown to be negative (in contrast to previous research on Russian data), when national economy and education expenditures multipliers are positive. The article also presents some policy implications.

### Keywords:

fiscal multipliers, public spending, VAR models, Bayesian approach

**JEL:** H50

### Authors' affiliation:

**Votinov Anton I.** (e-mail: avotinov@nifi.ru), National Research University Higher School of Economics, Moscow 101000, Russian Federation; Financial Research Institute, Moscow 127006, Russian Federation

**Stankevich Ivan P.** (e-mail: istankevich@hse.ru), National Research University Higher School of Economics, Moscow 101000, Russian Federation