

ФИНАНСОВАЯ ЭКОНОМИКА

Тиунова М. Г.¹,

МГУ имени М. В. Ломоносова (Москва, Россия)

ВЛИЯНИЕ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДИНАМИКУ РЕАЛЬНОГО СЕКТОРА ЭКОНОМИКИ В РОССИИ

Статья посвящена исследованию влияния денежно-кредитной политики Банка России на динамику реального ВВП, его компонентов, реальной заработной платы и численности занятых в период 2003–2016 гг. В работе осуществляется расчет оценок степени чувствительности основных показателей реального сектора российской экономики к шокам инструментов монетарной политики, денежной базы и обменного курса рубля на основе модели байесовской структурной векторной авторегрессии (BSVAR) с использованием наиболее свежих статистических данных. На основе проведенного анализа делается вывод о том, что денежно-кредитное регулирование российской экономики приводит к изменению реальных переменных. Ожидаемая ограничительная политика Центрального банка РФ, заключающаяся в увеличении ключевой ставки процента, оказала статистически значимое слабоотрицательное воздействие на реальные показатели.

Ключевые слова: монетарная политика, реальный сектор экономики, байесовский подход в эконометрике, векторные авторегрессии.

THE MONETARY POLICY IMPACT ON THE DYNAMICS OF RUSSIA'S REAL ECONOMY

The article examines the influence of monetary policy of the Bank of Russia on the dynamics of real GDP and its components, real wages and employment from 2003 to 2016. Using the Bayesian structural vector autoregression model (BSVAR) with recent dataset, the paper provides the calculation of the extent of changes in the main Russia's real sector indicators in response to monetary policy, money base and exchange rate shocks. The analysis allows to conclude that monetary policy leads to real variables changes in Russia. The expected contractionary monetary policy of the Central Bank

¹ Тиунова Марина Григорьевна, аспирант экономического факультета; e-mail: tiunovamg@gmail.com

of Russia with higher interest rates had a statistically valid weak negative effect on real indicators.

Key words: monetary policy, real sector of economy, Bayesian econometric approach, vector autoregressions.

Введение

В ноябре 2014 г. Банк России завершил процесс перехода к инфляционному таргетированию. Смена режима денежно-кредитной политики происходила в довольно неблагоприятных макроэкономических условиях, характеризующихся обострением геополитической ситуации в мире, введением санкций против России со стороны развитых стран и ответных санкций, а также падением мировых цен на нефть. В этой связи в рамках экспертного сообщества существовало большое число споров по вопросу о том, насколько своевременным и оправданным было это преобразование.

Ужесточение монетарной политики усилило значимое негативное воздействие внешних шоков на российскую экономику: по данным исследования [Нуреев, Чусовянов, 2016], падение ключевых экономических показателей, в том числе инвестиций и ВВП, в условиях таргетирования инфляции оказалось выше, чем при политике валютного коридора. С другой стороны, в условиях значительных инфляционных рисков сохранение ключевой ставки на уровне, соответствующем умеренной жесткости денежно-кредитной политики, является необходимым в 2017 г. [Чернядьев, Власов, 2016].

Исходя из вышесказанного, определение влияния текущей монетарной политики на экономическую активность в России оказывается довольно важным для выбора приоритетов и содержания политики денежных властей для выполнения определенных задач экономического развития. Цель данного исследования состоит в определении воздействия денежно-кредитной политики Банка России на динамику основных показателей реального сектора российской экономики.

Структура работы выглядит следующим образом. Вначале приводится обзор эмпирических исследований, в которых авторы делают попытки получить количественные оценки взаимосвязей между изменением инструментов монетарной политики и динамикой реальных переменных в различных странах. Следующая часть статьи посвящена обоснованию выбора модели байесовской структурной векторной авторегрессии (Bayesian Structural Vector AutoRegression — BSVAR) в качестве методологической основы исследования. Третья и четвертая части включают описание используемых данных и спецификации модели соответственно. В пятом разделе представлены результаты расче-

тов модели и оценки чувствительности реальных переменных к шокам денежно-кредитной политики в России. Заключительная часть статьи основана на качественной интерпретации полученных количественных оценок. Делается вывод об особенностях денежно-кредитного регулирования российской экономики в 2003–2016 гг.

Влияние денежно-кредитной политики на реальный сектор экономики в эмпирических исследованиях

Большинство современных исследований, посвященных анализу влияния монетарной политики на динамику реальных переменных, носят эмпирический характер и демонстрируют применение различных эконометрических методов. Авторы этих работ получают подтверждение наличия статистически и экономически значимых взаимосвязей между изменениями значений инструментов денежно-кредитной политики и показателями реального сектора экономики.

В преимущественной части исследований в качестве индикатора монетарной политики рассматривается ставка процента. Это характерно для работ, посвященных анализу как российской экономики, так и экономики зарубежных стран. Авторы едины в том, что положительный шок ставки процента оказывает негативное воздействие на экономическую активность [Bernanke et al., 2005]: в результате роста процентной ставки происходит падение выпуска [Bhyian, 2012], промышленности [Gertler, Karadi, 2015], потребления, инвестиций и занятости. К примеру, в работе [Bloor, Matheson, 2010] показано, что в результате роста процентной ставки на 1 п.п. происходит падение ВВП на 0,2%, сокращение производства строительной отрасли на 0,5% и снижение занятости на 0,2%. В исследовании [Cloyne, Hürtgen, 2016] падение выпуска в этом случае составляет 0,6%. Ухлиг [Uhlig, 2005] обнаружил незначимый эффект воздействия сдерживающей монетарной политики на выпуск по причине используемого метода структурной идентификации модели векторной авторегрессии — путем наложения знаковых ограничений, — который на практике довольно часто приводит к неинформативным результатам [Арефьев и др., 2015].

Особенность монетарной политики в России, заключающаяся в смене режима за последние два десятилетия и выборе различных целевых ориентиров своей деятельности на историческом промежутке времени, привела к разнообразию в выборе индикаторов денежно-кредитной политики. Наиболее широкий перечень инструментов ЦБ РФ исследуется в работе [Ломиворотов, 2014]: здесь учитывается и политика процентных ставок, и операции на валютном рынке, и операции

по предоставлению или абсорбированию ликвидности коммерческим банкам, т.е. те инструменты, которыми Банк России фактически оперировал в своей деятельности. По данным исследования, обесценение рубля на 1% приводит к росту производства на 0,05%. Инвестиции в ответ на рост ставок по операциям РЕПО на 1 п.п. демонстрируют значимый негативный отклик в размере 0,2–0,6%. Тем не менее автор пришел к выводу о том, что колебания значений большей части макроэкономических переменных в России обусловлены шоками экзогенных переменных внешнего сектора, нежели шоками монетарной политики Банка России. К примеру, вклад шоков денежно-кредитной политики ЦБ РФ в дисперсию производства промышленной отрасли и производства товаров составил 8%, в то время как вклад шоков переменных внешнего сектора в динамику этих показателей составил 38 и 35% соответственно.

Другие экономисты, ссылаясь на смену режима денежно-кредитной политики в России, в качестве инструмента политики регулятора в своих исследованиях выбирали денежную массу или валютный курс, поскольку с начала 2000-х гг. используемые Банком России инструменты оказывали сильное непосредственное воздействие на динамику денежных агрегатов или валютный курс, являющийся целевым ориентиром деятельности монетарных властей в докризисный период.

Расширение денежной массы приводит к росту реальной экономики. В работе [Вашелюк и др., 2015] показано, что в ответ на положительный шок денежной базы происходит значимый временный рост промышленного производства и рост общего уровня цен, что снижает эффективность увеличения денежного предложения для роста реальной экономической конъюнктуры в долгосрочном периоде.

В исследовании [Шульгин, 2016] было получено, что монетарная политика позволяет оказывать воздействие на реальные переменные, однако наибольшую проблематичность для регулятора представляет нивелирование шоков цен биржевых товаров, влияние которых на реальный сектор является довольно сильным. При помощи своих инструментов ЦБ РФ имеет возможность полностью нивелировать все возможные комбинации структурных шоков в отношении показателей потребления и занятости.

Ответ на вопрос о направлении влияния изменения валютного курса на реальные показатели остается открытым. В статье [Бадасен и др., 2015] исследуются причины разнонаправленности взаимосвязи между этими показателями. С одной стороны, девальвация национальной валюты за счет удешевления отечественных товаров относительно импортных стимулирует импортозамещение и приводит к росту отечественного выпуска. Но с другой стороны, существует множество факторов, которые приводят к тому, что обесценение национальной валюты оказывает

негативное воздействие на выпуск в экономике, среди которых рост номинированных в иностранной валюте издержек фирм и стоимости обслуживания зарубежного долга, удорожание импортируемых сырья, материалов и технологий, ухудшение ожиданий инвесторов и рост рисков невозврата кредитов. В исследовании было показано, что девальвация рубля приводит к значимому снижению производства строительной отрасли и к значимому росту выпуска экспортоориентированных отраслей. В то же время ослабление рубля не имеет статистически значимого влияния на выпуск базовых отраслей, промышленного производства и отраслей с высокой долей импорта в затратах.

Байесовский подход к оценке векторных авторегрессий и выбор разновидности априорного распределения

Авторы представленных исследований используют такие эконометрические методы, как векторные авторегрессии VAR, в том числе с наложением структурных ограничений SVAR, с выделением главных компонент FAVAR или оцененные при помощи байесовских методов B(S)VAR, а также динамические стохастические модели общего равновесия DSGE. Построение стандартной модели VAR сопряжено с ограничениями размерности и потому не является оптимальным методом оценивания, поскольку это может оказать негативное воздействие на смысловое содержание модели вследствие пропуска важных переменных. Построение DSGE-модели основано на формулировке системы довольно жестких предпосылок, что плохо согласуется с точным описанием реальных данных [Шульгин, 2016]. В то же время байесовский подход к оценке векторных авторегрессий (B(S)VAR) имеет ряд преимуществ по сравнению с другими моделями.

Байесовский подход предполагает, что исследователь обладает определенной информацией, которая содержится в фактических данных, и априорной информацией о распределении коэффициентов модели. Исследователь может объединить эту информацию и получить апостериорное распределение коэффициентов модели (для стандартной VAR-модели в сокращенной форме $Y = XB + E$):

$$P(B, \sum | Y) = P(Y | B, \sum) \times P(B, \sum),$$

апостериорная информация = данные $\times$ априорная информация

где $P(B, \sum | Y)$ — апостериорная функция плотности; $P(Y | B, \sum)$ — функция максимального правдоподобия для модели векторной авторегрессии; $P(B, \sum)$ — априорная функция плотности, при помощи которой задаются изначальные представления о распределении коэффициентов.

Основное достоинство моделей байесовских VAR заключается в том, что они позволяют избежать проблемы «проклятия размерности», т.е. делают возможной оценку взаимодействия большого числа переменных на относительно коротких рядах. Это особенно актуально для исследования последствий влияния денежно-кредитной политики на широкий перечень экономических показателей в России, поскольку достоверная статистика по российской экономике характеризуется относительной непродолжительностью временных рядов.

Более того, байесовские модели позволяют учесть современные представления о динамике макроэкономических переменных в долгосрочном периоде. Имеется в виду тот факт, что с увеличением номера лага влияние некой переменной на ее текущее значение постепенно сокращается. Или то, что динамика определенного показателя в большей мере определяется лаговыми значениями этой переменной, нежели другими факторами. Также BVAR-модели имеют высокую прогнозную силу за счет задания априорных представлений, что, в свою очередь, позволяет снизить неопределенность в распределении параметров модели. Помимо прочего, субъективность исследователя при выборе разновидности априорного распределения задается в явном виде [Демешев, Малаховская, 2016].

Применение байесовской регуляризации в макроэкономических исследованиях связано с использованием следующих разновидностей априорных распределений: распределения Миннесоты, сопряженного или независимого нормально-обратного распределения Уишарта.

Разработка априорного распределения Миннесоты связана с намерением ученых отразить тот факт, что большинство макроэкономических временных рядов изменяются в соответствии с законом случайного блуждания и являются нестационарными. Распределение Миннесоты — это многомерное нормальное распределение с несколькими независимыми гиперпараметрами, с нулевыми элементами ковариационной матрицы коэффициентов модели помимо главной диагонали и постоянной ковариационной матрицей ошибок (для $Y = XB + E$ и $b = \text{vec}(B)$). Оно может быть записано в виде:

$$\left\{ \begin{array}{l} b \sim N(\underline{b}, \underline{\sum}_b) \\ \sum = \text{const} \\ b \text{ и } \sum \text{ независимы} \end{array} \right. .$$

При использовании распределения Миннесоты в качестве априорного апостериорное распределение коэффициентов модели также относится к классу нормальных, и его параметры зависят от параме-

тров априорного распределения, от исходной информации, содержащейся в данных, и предполагаемой известной исследователю ковариационной матрицы ошибок. Поэтому для получения выборки из апостериорного распределения исследователю достаточно воспользоваться численным методом Монте-Карло, предполагающим извлечение значений из нормального распределения с указанными характеристиками.

В целом использование априорного распределения Миннесоты отличается сравнительной простотой реализации, но в то же время имеет существенный недостаток в виде предположения о постоянстве ковариационной матрицы ошибок, поскольку в действительности исследователь не может достоверно это утверждать.

Эта предпосылка снимается в рамках использования сопряженного нормально-обратного априорного распределения Уишарта: теперь при помощи байесовских методов осуществляется оценка как ковариационной матрицы параметров, так и ковариационной матрицы ошибок. Этот вид распределения есть многомерное семейство непрерывных вероятностных распределений, зависящих от четырех параметров, которое можно представить в виде:

$$\begin{cases} \mathbf{b} | \mathbf{\Sigma} \sim N(\underline{\mathbf{b}}; \mathbf{\Sigma} \otimes \mathbf{\Omega}) \\ \mathbf{\Sigma} \sim \text{InverseWishart}(\underline{\mathbf{S}}, \nu) \end{cases}$$

Априорное распределение обладает свойством сопряженности по отношению к многомерному нормальному распределению с неизвестными математическим ожиданием и ковариационной матрицей. В данном случае апостериорное распределение также является многомерным нормальным, поэтому алгоритм генерации выборки из него может быть осуществлен при помощи метода Монте-Карло аналогично предыдущему случаю.

Существенным недостатком сопряженного нормально-обратного априорного распределения Уишарта является возникновение зависимости между дисперсиями различных коэффициентов модели для разных уравнений. Это означает, что исследователь, руководствуясь определенными теоретическими соображениями и накладывая некоторые ограничения на отдельные параметры модели, фактически накладывает ограничения и на другие коэффициенты, что может нарушить смысловую целостность итоговой модели.

Отличие следующего вида априорного распределения — независимого нормально-обратного Уишарта — заключается в независимости матрицы параметров и ковариационной матрицы ошибок, а также произвольном виде ковариационной матрицы параметров. Распределение имеет следующий вид:

$$\begin{cases} b \sim N(\underline{b}; \underline{\Sigma}_b) \\ \underline{\Sigma} \sim \text{InverseWishart}(\underline{S}, \underline{\nu}) \\ b \text{ и } \underline{\Sigma} \text{ независимы} \end{cases}$$

Затруднение, связанное с применением этого априорного распределения, заключается в возможности аналитического вычисления только условного апостериорного распределения, что делает необходимым применение алгоритма сэмплирования по Гиббсу. Процедура сэмплирования по Гиббсу предполагает, что в начале каждой итерации для некоей случайной величины задаются исходные значения, затем происходит генерация случайных величин из условного распределения. При бесконечно большом числе итераций выборки из условных распределений сходятся к совместному распределению и маргинальным распределениям. Поскольку начальные значения неких случайных величин были неизвестны и задавались на усмотрение исследователя, первоначальные итерации относятся к «периоду прожига» и не учитываются. В итоговую выборку из апостериорного распределения входят только последние итерации.

Таким образом, в современных условиях наиболее предпочтительным является использование независимого нормально-обратного априорного распределения Уишарта, которое предполагает байесовскую регуляризацию ковариационной матрицы ошибок и независимость моментов априорных распределений параметров при разных уравнениях, что дает исследователю более широкие возможности по учету содержательных вопросов экономической теории в своей модели.

Описание данных

Для проведения исследования были использованы статистические данные за период с 1-го квартала 2003 г. по 3-й квартал 2016 г. Всего 55 наблюдений. Источники данных — это официальные сайты Центрального банка Российской Федерации¹, Росстата², инвестиционной компании «Финам»³ и Чикагской биржи опционов⁴.

Для того чтобы наблюдаемые в рамках модели зависимости между переменными могли быть интерпретированы в качестве причинно-

¹ URL: <https://www.cbr.ru/>

² URL: <http://www.gks.ru/>

³ URL: <https://www.finam.ru/>

⁴ URL: <http://www.cboe.com/>

следственных взаимосвязей, необходима процедура ее структурной идентификации. Структурная идентификация шоков модели векторной авторегрессии может осуществляться при помощи рекурсивного ранжирования переменных или наложения краткосрочных, долгосрочных или знаковых ограничений. В данном случае будет применен метод рекурсивной ортогонализации, поскольку этот подход, с одной стороны, не требует выполнения строгих теоретических условий (например, нейтральности денег в долгосрочном периоде при наложении долгосрочных ограничений), а с другой — отличается высокой информативностью (по сравнению с наложением знаковых ограничений) и способствует сокращению временных издержек расчетов вследствие применения алгоритма Гиббса. Метод рекурсивного ранжирования предполагает, что переменные упорядочиваются в соответствии с их скоростью реакции на шоки: переменные внешнего сектора, которые не реагируют на шоки; показатели реального сектора экономики, которые реагируют на шоки через несколько периодов; финансовые и монетарные показатели с мгновенной реакцией на шоки.

В рамках данного исследования рассматривались следующие переменные. Показатели внешнего сектора (экзогенные переменные): VIX — индекс волатильности фондового рынка VIX; Brent — цена нефти марки Brent (долл. за баррель). В качестве переменных внешнего сектора были выбраны эти показатели, так как они наилучшим образом описывают экономику Российской Федерации как малую открытую экономику, подверженную шокам со стороны внешних рынков, и страну с экспортоориентированной структурой производства.

Макроэкономические переменные: Export — экспорт в ценах 2008 г. (млрд руб.); GDP — ВВП в ценах 2008 г. (млрд руб.); Consumption — конечное потребление домашних хозяйств (КП) в ценах 2008 г. (млрд руб.); Investment — валовое накопление основного капитала (ВНОК) в ценах 2008 г. (млрд руб.); CPI — базовый индекс потребительских цен (равен 100 в 2008 г.) (контрольная переменная (%)); Employment — численность занятых (млн чел.); Wage — индекс реальной заработной платы (равен 100 в 2008 г.) (%). В перечень макроэкономических переменных были включены показатели, являющиеся ключевыми индикаторами развития реального сектора экономики, — уровень реальных экспорта, ВВП, потребления, инвестиций (накопление основного капитала), заработной платы и занятости, — а также уровень инфляции как целевой ориентир текущей монетарной политики ЦБ РФ и важный индикатор устойчивости развития экономической системы.

Монетарные и финансовые переменные: MIACR — краткосрочная ставка рынка межбанковского кредитования MIACR по заимствованиям в рублях (%); Reserves — международные резервы ЦБ (млрд долл.);

MB — широкая денежная база (млрд руб.); Position — чистая ликвидная позиция ЦБ по отношению к банковскому сектору (разница между всеми обязательствами ЦБ и всеми требованиями ЦБ по отношению к банкам) (млрд руб.); Exchange — номинальный валютный курс (в рублях за доллар).

В перечень монетарных и финансовых переменных модели были включены три основных инструмента денежно-кредитной политики Банка России на историческом промежутке времени (2003–2016 гг.): валютные интервенции (изменение международных резервов служит косвенной оценкой их величины), операции рефинансирования банковского сектора (чистая позиция ЦБ по отношению к коммерческим банкам) и процентные ставки (краткосрочная ставка рынка межбанковского кредитования). Помимо этого, в модель были включены показатели денежной базы, поскольку в 2003–2004 гг. ЦБ РФ рассматривал денежные агрегаты в качестве цели монетарной политики, и обменный курс рубля как целевой ориентир денежно-кредитной политики Банка России в докризисный период. Также показатели денежной базы и обменного курса позволяют в наилучшей мере продемонстрировать механизм монетарной трансмиссии при качественной интерпретации полученных результатов.

Все ряды очищаются от сезонных эффектов при помощи фильтра Х–12 в программном пакете Eviews. Ряды данных являются нестационарными, но этот факт учитывается в процессе задания элементов ковариационной матрицы параметров байесовской VAR-модели. Кроме того, для реализации алгоритма Гиббса данные трансформируются по аналогии с тем, как это сделано в работе [Carriero et al., 2015]: все переменные (кроме ставки процента и чистой ликвидной позиции Банка России) включаются в модель в виде «множитель 400 обусловлен квартальной периодичностью данных»; чистая задолженность банковского сектора перед ЦБ РФ используется в уровнях; ставка процента взята в долях от 1.

Описание модели

Общая постановка модели векторной авторегрессии с константой:

$$Y_t = C + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

где $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$; $Y_t = \begin{pmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \dots \\ Y_{n,t} \end{pmatrix}$ — вектор переменных модели размером $n \times 1$.

Модель построена по 55 наблюдениям, включает 14 переменных с 5 лагами. Общее число уравнений модели равно числу переменных $n = 14$. Для каждого уравнения $k = (n \times p + 1)$ коэффициентов, т.е. $k = 14 \times 5 + 1 = 71$.

Для осуществления байесовской оценки векторной авторегрессии в качестве априорного распределения коэффициентов используется независимое нормально-обратное априорное распределение Уишарта. Его применение обусловлено возможностью формулировки теоретических предпосылок о независимости отдельных переменных в модели: это делает возможным учет принципа нейтральности денег или предположения о том, что некая экономика является малой и открытой [Blake, Mumtaz, 2012]. Второй случай характерен для данного исследования: принимается во внимание тот факт, что российская экономика не влияет на показатели мирового рынка, а именно на индекс волатильности VIX и цену нефти марки Brent. Эти содержательные моменты учитываются путем обнуления соответствующих элементов ковариационной матрицы параметров модели.

Для реализации байесовской регуляризации модели используется программный код [Blake, Mumtaz, 2012] для пакета MATLAB. При проведении процедуры байесовской регуляризации априорные представления исследователя учитываются в виде определенной функциональной формы диагональных элементов ковариационной матрицы параметров модели. Чаще всего для этих целей используются четыре основных гиперпараметра «жесткости» априорного распределения — $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ и λ_4 — каждый из которых имеет определенный содержательный смысл. Нумерация этих гиперпараметров является условной. При использовании методологии [Blake, Mumtaz, 2012] для наполнения ковариационной матрицы параметров H три гиперпараметра — λ_1, λ_3 и λ_4 — задаются экзогенно. Гиперпараметр λ_2 , отвечающий за степень влияния прочих переменных на динамику некой переменной, по умолчанию полагается равным 1 и не рассматривается в рамках данного подхода.

Гиперпараметр λ_1 , параметр байесовской регуляризации, показывает общую «жесткость» априорного распределения. Чем ближе значение λ_1 к 0, тем в меньшей степени на значения коэффициентов апостериорного распределения оказывает влияние информация, содержащаяся в фактических данных, и в большей мере — априорная информация. И наоборот, при устремлении λ_1 к бесконечности на значения оценок коэффициентов модели в большей мере начинает влиять фактическая информация, а апостериорные оценки коэффициентов сходятся к оценкам по МНК.

В статье [Bańbura et al., 2010] было показано, что выбор гиперпараметра общей жесткости априорного распределения зависит от числа

переменных модели. Есть некоторые рекомендации по выбору его значений [Ломиворотов, 2015]: если модель включает около 10 показателей, то рекомендуемое значение этого гиперпараметра составляет 0,2; для случая 20 переменных — 0,05; для случая 30 переменных — 0,01. При этом излишнее сжатие в сторону априорного распределения (близкие к нулю значения λ_1) на практике приводит к достаточно широким доверительным интервалам и неинформативным результатам. Поскольку в данном исследовании модель включает 14 переменных, то можно предположить, что в качестве значения λ_1 следует выбрать значение около 0,1 ($\frac{0,2+0,05}{2} = 0,125$). Выбор значения этого гиперпараметра на уровне 0,1 соответствует рекомендациям эмпирической литературы [Мамонов, Пестова, 2016]. Иногда выбор λ_1 оптимизируется на основе среднеквадратической ошибки прогноза переменных модели.

При выборе из нескольких допустимых значений гиперпараметра «жесткости» λ_1 не наблюдается нарушения причинно-следственных связей между переменными (рис. 1). На рис. 1 и далее представлены импульсные отклики на уровне 16-го, 50-го и 84-го перцентилей.

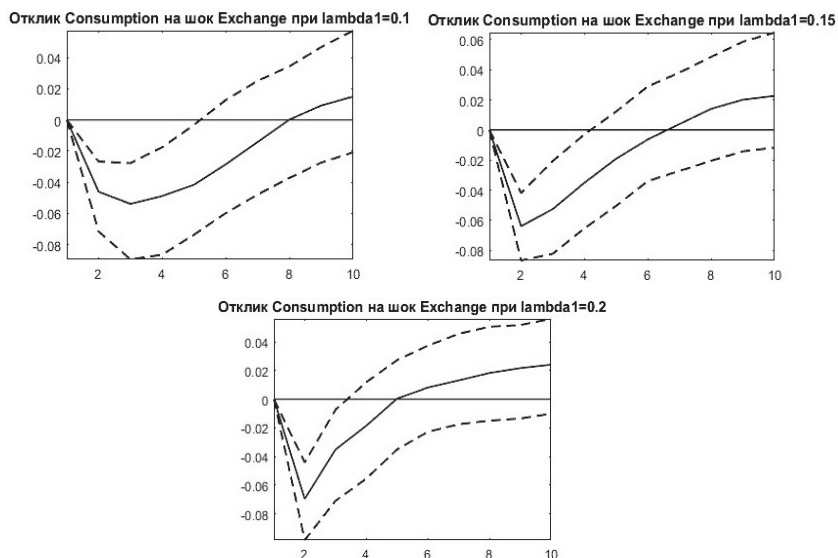


Рис. 1. Отклик реального конечного потребления домашних хозяйств на положительный шок номинального валютного курса при разных значениях гиперпараметра общей «жесткости» априорного распределения λ_1 при прочих равных

Параметр λ_3 отвечает за степень, в соответствии с которой коэффициенты, соответствующие номеру лага выше 1, стремятся к нулю. Большинство макроэкономических переменных изменяются таким образом, что с увеличением номера лага влияние значения переменной на ее текущее значение постепенно сокращается. Соответственно с увеличением порядка лага дисперсия должна убывать при прочих равных условиях. Для нестационарных рядов λ_3 полагают равным 1 [Ломиворотов, 2015].

Параметр λ_4 показывает относительную «жесткость» распределения константы. На практике значения λ_4 устремляют в бесконечность, что в действительности означает отсутствие наложения ограничений на ее величину. В данном случае λ_4 задается равным 100 в соответствии с рекомендациями эмпирической литературы [Пестова, Мамонов, 2016]. При выборе из нескольких допустимых значений гиперпараметра λ_4 наблюдаемые причинно-следственные связи являются устойчивыми (рис. 2).

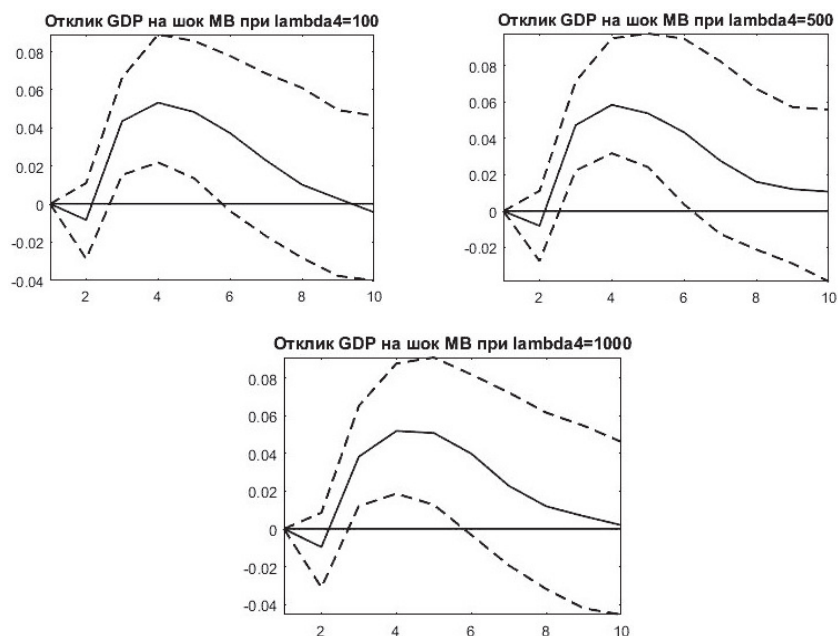


Рис. 2. Отклик реального ВВП на положительный шок денежной базы при разных значениях гиперпараметра «жесткости» априорного распределения константы λ_4 при прочих равных

Таким образом, байесовская оценка итоговой модели векторной авторегрессии осуществляется на основе независимого нормально-обратного априорного распределения Уишарта с экзогенно заданными гиперпараметрами «жесткости» $\lambda_1 = 0,1$; $\lambda_3 = 1$ и $\lambda_4 = 100$.

Заполнение матрицы $H = \sum_b$ ковариаций коэффициентов модели получается путем перемножения Кронекера шкалирующей матрицы $\underline{\Omega}$ на матрицу $\bar{H}$, а именно:

$$\begin{pmatrix} \left(\frac{\sigma_1}{\lambda_0}\right)^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \left(\frac{\sigma_2}{\lambda_0}\right)^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\sigma_{14}}{\lambda_0}\right)^2 \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} (\lambda_0 \lambda_4)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \left(\frac{\lambda_0 \lambda_1}{\sigma_1}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_0 \lambda_1}{\sigma_2}\right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_0 \lambda_1}{2^{43} \sigma_1}\right)^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \left(\frac{\lambda_0 \lambda_1}{2^{43} \sigma_2}\right)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \end{pmatrix}$$

1 лаг 2 лаг до 5 лага

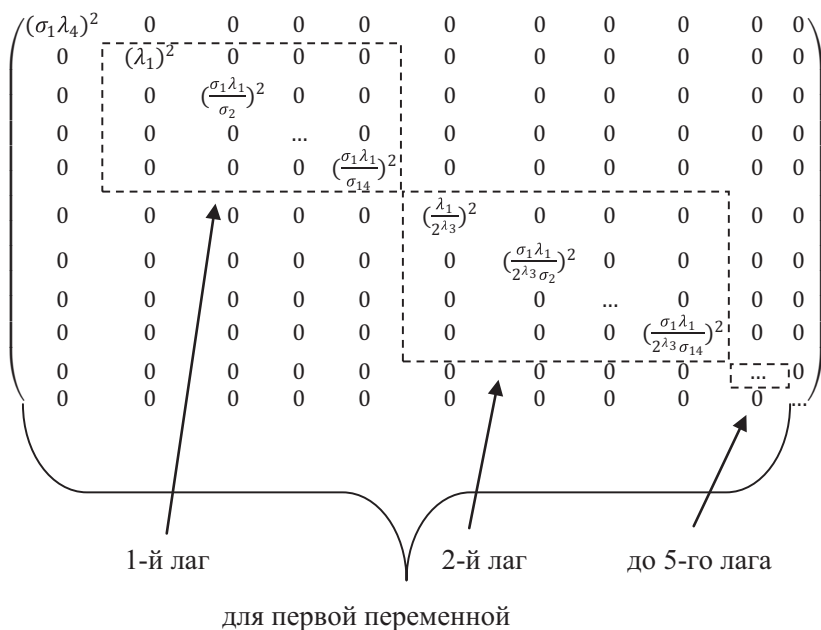
Шкалирующая матрица $\underline{\Omega}$ является квадратной и имеет диагональный вид: элементы на главной диагонали равны $\left(\frac{\sigma_i}{\lambda_0}\right)^2$, где $i = 1, \dots, 14$.

Размерность этой матрицы определяется числом переменных, т.е. 14×14 . Матрица $\bar{H}$ также является квадратной и имеет диагональный вид: ее элемент на главной диагонали для константы равен $(\lambda_0 \lambda_4)^2$

и $\left(\frac{\lambda_0 \lambda_1}{l^{\lambda_3} \sigma_i}\right)^2$ (где $i = 1, \dots, 14$ и $l(\text{лаг}) = 1, \dots, 5$) в остальных случаях. Та-

ким образом, размерность этой матрицы зависит от числа переменных и лагов модели, т.е. 71×71 .

Наполнение матрицы H коэффициентов модели для первой переменной выглядит следующим образом:



Необходимо продолжить перемножение матриц Кронекером до 14-й переменной. Можно заметить, что размер ковариационной матрицы H равен 994×994 : в модели будет происходить оценка 994 диагональных элементов по 55 наблюдениям. Это наглядно демонстрирует то, как байесовская регуляризация позволяет решить проблему излишней параметризации модели.

Оценка чувствительности показателей реального сектора российской экономики к шокам монетарной политики

Выводы о направлении и степени влияния монетарной политики на динамику показателей реального сектора экономики в России формулируются на основе анализа графиков функций импульсного отклика. Вначале необходимо проверить модель на ее соответствие устойчивым теоретическим представлениям о динамике экономических показателей в ответ на шоки, интерес к которым находится за пределами данного исследования.

Положительный шок волатильности фондового рынка VIX указывает на рост пессимистических настроений со стороны инвесторов на мировых рынках, что говорит о снижении объема мирового спроса на углеводороды (приводит к падению российского экспорта нефти) и ее

цены (рис. 3, см. Приложение). Сокращение мировых цен на нефть обуславливает снижение валютной экспортной выручки России, что приводит к изменению соотношения между спросом и предложением валюты на рынке. Это ведет к изменению курса рубля: доллар дорожает, а рубль обесценивается. Рост цены доллара делает импортные товары относительно более дорогими, что в условиях высокой доли потребления российскими гражданами товаров зарубежного производства приводит к скачку инфляции. Происходит падение основных экономических показателей — ВВП, потребления, инвестиций и заработных плат в реальном выражении. Для поддержания курса рубля Банк России выходит на валютный рынок с интервенциями, осуществляя продажу валюты за рубли. Происходит сокращение международных резервов ЦБ РФ и рублевой денежной базы в экономике.

Абсолютно противоположная ситуация наблюдается в случае положительного шока Brent: рост цен на нефть оказывает положительное воздействие на показатели реального сектора (ВВП, потребление, накопление основного капитала, заработную плату, укрепление национальной валюты) российской экономики, которая зависит от рентных доходов (рис. 4).

Инфляция является серьезной проблемой российской экономики. Влияние темпа инфляции на динамику выпуска или экономический рост представляет собой дискуссионную проблему, поскольку нет однозначного ответа на вопрос о том, является оно отрицательным или незначимым для различных стран. Тем не менее в России рост цен приводит к спаду со стороны основных показателей реального сектора (ВВП, потребления, ВНОК) и ведет к обесценению национальной валюты (рис. 5).

Таким образом, модель удовлетворяет современным представлениям о характере взаимосвязи между макроэкономическими переменными, и ее выводам можно доверять. В результате положительного шока ставки межбанковского кредитования $MIACR$ в размере 1 п.п. наблюдается значимое падение реальных ВВП (на 0,03–0,1%) и заработной платы (на 0,1–0,3%) (рис. 6). Положительный шок международных резервов ЦБ РФ в размере 1% приводит к значимому росту реальных экспорта (на 0,01–0,08%), ВВП (на 0,01–0,04%), конечного потребления домохозяйств (на 0,03–0,19%), валового накопления основного капитала (на 0,03–0,2%) и заработной платы (на 0,03–0,2%) (рис. 7). Увеличение денежной базы на 1% приводит к значимому росту реальных ВВП (на 0,01–0,07%), потребления (на 0,01–0,11%), инвестиций (на 0,03–0,15%) и численности занятых (на 0,01–0,03%) (рис. 8). В результате увеличения рефинансирования коммерческих банков наблюдаются статистически значимые слабopоложительные отклики со стороны конечного потребления домашних хозяйств и ВНОК (рис. 9). Девальва-

ция рубля в размере 1% приводит к падению потребления домашних хозяйств на 0,02–0,1% (рис. 10).

Итоговые результаты анализа чувствительности переменных реального сектора экономики в ответ на изменение мер кредитно-денежной политики, а также денежной базы и обменного курса рубля представлены в табл. 1.

Таблица 1

**Чувствительность (медианный отклик) показателей
реального сектора экономики к изменению инструментов
монетарной политики, денежной базы и обменного курса рубля**

Шоковая переменная		Ставка МІАСR	Между- народные резервы	Денежная база	Чистая ликвидная позиция ЦБ	Валютный курс
Оценка шока		1 п.п.	1%	1%	1000 млрд руб.	1%
Отклик экспорта	Направление	нет	+	нет	нет	нет
	Оценка		0,03%			
	Значимость		да			
	Лаг		0–4			
Отклик ВВП	Направление	-	+	+	нет	нет
	Оценка	0,05%	0,03%	0,04%		
	Значимость	да	да	да		
	Лаг	1–3	0–8	2–7		
Отклик КП д/х	Направление	нет	+	+	+	-
	Оценка		0,10%	0,05%	0,005%	0,05%
	Значимость		да	да	да	нет
	Лаг		0–10	2–10	2–9	0–4
Отклик ВНОК	Направление	нет	+	+	+	нет
	Оценка		0,10%	0,08%	0,01%	
	Значимость		да	да	да	
	Лаг		0–10	0–8	2–8	
Отклик занятости	Направление	нет	нет	+	нет	нет
	Оценка			0,02%		
	Значимость			да		
	Лаг			0–7		
Отклик зарботной платы	Направление	-	+	нет	нет	нет
	Оценка	0,20%	0,10%			
	Значимость	да	да			
	Лаг	1–4	0–10			

Источник: расчеты автора.

Выводы

Монетарная политика оказывает влияние на реальный сектор экономики: было получено подтверждение наличия статистически значимых устойчивых взаимосвязей между изменением инструментов монетарной политики и динамикой реальных переменных.

Основными инструментами денежно-кредитной политики Центрального банка РФ на историческом промежутке времени 2003–2016 гг. являлись операции ЦБ по покупке или продаже иностранной валюты (валютные интервенции), операции Центрального банка по рефинансированию коммерческих банков и процентные ставки.

Наибольшее влияние на изменение реальных показателей, характеризующих динамику макроэкономической конъюнктуры в России, оказал такой инструмент Центрального банка, как валютные интервенции: на шок международных резервов (их изменение является косвенной оценкой величины валютных интервенций) отреагировало наибольшее число переменных реального сектора — экспорт, ВВП, конечное потребление домохозяйств, валовое накопление основного капитала и реальные доходы населения. Это удовлетворяет представлениям о том, что в течение длительного времени основным инструментом воздействия Центрального банка на экономику Российской Федерации были операции на открытом рынке.

Влияние политики валютных интервенций на реальный сектор экономики осуществляется через изменение денежной массы и канал валютного курса. Канал предоставления ликвидности продемонстрировал свою работоспособность: положительный шок международных резервов (покупка иностранной валюты за счет эмиссии рублей) приводит к расширению рублевой денежной базы. В свою очередь, рост денежной базы оказывает положительное воздействие на экономическую динамику: в результате шока происходит значимое увеличение ВВП, потребления и инвестиций в сопоставимых ценах и рост численности занятых. Девальвация рубля приводит к падению потребления, что объясняется высокой долей импорта в потреблении домохозяйств в России. Значимого влияния шока обменного курса рубля на ВВП обнаружено не было, что может быть объяснено разнонаправленностью эффектов ослабления национальной валюты для различных отраслей производства.

Такой инструмент Центрального банка РФ, как операции Банка России по абсорбированию и предоставлению ликвидности, показал ограниченные возможности воздействия на макроэкономические показатели: в ответ на шок чистой ликвидной позиции ЦБ РФ по отношению к банковскому сектору значимый отклик наблюдается со стороны конечного потребления домашних хозяйств и валового накопления

основного капитала, однако оценки этого отклика являются довольно низкими по абсолютной величине и не имеют экономической значимости. Это может быть связано с тем, что предоставление ликвидности экономическим агентам в течение длительного времени осуществлялось в результате политики валютных интервенций Банка России и спрос на кредитные ресурсы со стороны экономических агентов оставался недостаточно высоким с учетом неразвитости фондового рынка в России.

В настоящее время основным инструментом монетарной политики ЦБ РФ является ключевая ставка процента, оказывающая влияние на все краткосрочные ставки в экономике. Было получено подтверждение тому, что положительный шок ставки межбанковского кредитования оказывает негативное воздействие на динамику реальных макроэкономических переменных — ВВП и заработную плату.

В то же время, несмотря на статистическую значимость функций импульсных откликов переменных реального сектора экономики в ответ на шок ставки процента, можно говорить об отсутствии экономической значимости наблюдаемых взаимосвязей, поскольку оценки шоков являются низкими по абсолютной величине и сохраняются значимыми непродолжительное время. Таким образом, текущая ожидаемая сдерживающая денежно-кредитная политика Банка России имеет ограниченное воздействие на динамику реального сектора экономики в России.

Литература

1. *Арефьев Н. Г., Кузнецов С. А., Пономарев К. А.* Как из наблюдаемых корреляций оценить причинно-следственные связи? Сравнение подходов, используемых в экономике и компьютерных науках // *Экономический журнал ВШЭ*. — 2015. — Т. 19. — № 3. — С. 457–496.
2. *Бадасен П. В., Картаев Ф. С., Хазанов А. А.* Эконометрическая оценка влияния валютного курса рубля на динамику выпуска // *Деньги и кредит*. — 2015. — № 7. — С. 41–49.
3. *Ващелюк Н. В., Полбин А. В., Трунин П. В.* Оценка макроэкономических эффектов шока ДКП для российской экономики // *Экономический журнал ВШЭ*. — 2015. — Т. 19. — № 2. — С. 169–198.
4. *Демешев Е. Б., Малаховская О. А.* Картографирование BVAR // *Прикладная эконометрика*. — 2016. — № 3 (43). — С. 118–141.
5. *Ломиворотов Р. В.* Влияние внешних шоков и денежно-кредитной политики на экономику России // *Вопросы экономики*. — 2014. — № 11. — С. 122–139.
6. *Ломиворотов Р. В.* Использование байесовских методов для анализа денежно-кредитной политики в России // *Прикладная эконометрика*. — 2015. — № 2 (38). — С. 41–63.
7. *Нуреев Р. М., Чусовянов Д. С.* Свет и тени политики Банка России в условиях экономических санкций // *Тезисы к Третьему Российскому экономическому конгрессу*. Москва, 19–23 декабря 2016 г.

8. *Пестова А., Мамонов М.* Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики // Экономическая политика. — 2016. — Т. 11. — № 4. — С. 56–92.
9. *Чернядьев Д. Н., Власов С. А.* Умеренно жесткая денежно-кредитная политика необходима для достижения целевого уровня инфляции в 2017 году // Деньги и кредит. — 2016. — № 10. — С. 8–15.
10. *Шульгин А. Г.* Механизм денежной трансмиссии в оцененной DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики // XVI Апрельская международная научная конференция по проблемам развития экономики и общества. В 4 книгах. — М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2016. — С. 362–374.
11. *Bańbura M., Giannone D., and Reichlin L.* Large Bayesian vector autoregressions // Journal of Applied Econometrics. — 2010. — Vol. 25. — Issue 1. — P. 71–92.
12. *Bermanke B. S., 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. — No. 1. — P. 387–422.
13. *Bhuiyan R.* Monetary transmission mechanisms in a small open economy: a Bayesian structural VAR approach // Canadian Journal of Economics. — 2012. — Vol. 45. — No. 3. — P. 1037–1061.
14. *Blake A., Mumtaz H.* Applied Bayesian econometrics for central bankers. Technical Handbook № 4. — London. Centre for Central Banking Studies Technical Handbook, Bank of England. — 2012. — No. 4. — P. 37–41.
15. *Bloor C., Matheson T.* Analyzing shock transmission in a data-rich environment: a large BVAR for New Zealand // Empirical Economics. — 2010. — Vol. 39. — No. 2. — P. 537–558.
16. *Carriero A., Clark T. E., Marcellino, M.* Bayesian VARs: specification choices and forecast accuracy // Journal of Applied Econometrics. — 2015. — Vol. 30. — Issue 1. — P. 46–73.
17. *Cloyne J., Hürtgen P.* The Macroeconomic effects of monetary policy: a new measure for the United Kingdom // American Economic Journal: Macroeconomics. — 2016. — Vol. 8. — No. 4. — P. 75–102.
18. *Gertler M., Karadi P.* Monetary policy surprises, credit costs and economic activity // American Economic Journal: Macroeconomics. — 2015. — Vol. 7. — No. 1. — P. 44–76.
19. *Uhlig H.* What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedures // Journal of Monetary Economics. — 2005. — Vol. 52. — Issue 2. — P. 381–419.

The List of References in Cyrillic Transliterated into Latin Alphabet

1. *Aref'ev N. G., Kuznecov S. A., Ponomarev K. A.* Kak iz nabljudаемых корреляций ocenit' prichinno-sledstvennyye svyazi? Svravnenie podhodov, ispol'зуемых v jekonomike i komp'juternyh naukah // Jekonomicheskij zhurnal VShJe. — 2015. — Т. 19. — № 3. — С. 457–496.

2. *Badasen P. V., Kartaev F. S., Hazanov A. A.* Jekonometrisheskaja ocenka vlijanija valjutnogo kursa rublja na dinamiku vypuska // Den'gi i kredit. — 2015. — № 7. — S. 41–49.
3. *Vashheljuk N. V., Polbin A. V., Trunin P. V.* Ocenka makroekonomicheskikh jeffektov shoka DKP dlja rossijskoj jekonomiki // Jekonomicheskij zhurnal VShJe. — 2015. — T. 19. — № 2. — S. 169–198.
4. *Demeshev B. B., Malahovskaja O. A.* Kartografirovanie BVAR // Prikladnaja jekonometrika. — 2016. — № 3 (43). — S. 118–141.
5. *Lomivorotov R. V.* Vlijanie vneshnih shokov i denezhno-kreditnoj politiki na jekonomiku Rossii // Voprosy jekonomiki. — 2014. — № 11. — S. 122–139.
6. *Lomivorotov R. V.* Ispol'zovanie bajesovskih metodov dlja analiza denezhno-kreditnoj politiki v Rossii // Prikladnaja jekonometrika. — 2015. — № 2 (38). — S. 41–63.
7. *Nureev R. M., Chusovljanov D. S.* Svet i teni politiki Banka Rossii v uslovijah jekonomicheskikh sankcij // Tezisy k Tret'emu Rossijskomu jekonomicheskomu kongressu. Moskva, 19–23 dekabnja 2016 g.
8. *Pestova A., Mamonov M.* Ocenka vlijanija razlichnyh shokov na dinamiku makroekonomicheskikh pokazatelej v Rossii i razrabotka uslovnyh prognozov na osnove BVAR-modeli rossijskoj jekonomiki // Jekonomicheskaja politika. — 2016. — T. 11. — № 4. — S. 56–92.
9. *Chernjad'ev D. N., Vlasov S. A.* Umerenno zhestkaja denezhno-kreditnaja politika neobhodima dlja dostizhenija celevogo urovnja infljacji v 2017 godu // Den'gi i kredit. — 2016. — № 10. — S. 8–15.
10. *Shul'gin A. G.* Mehanizm denezhnoj transmissii v ocenennoj DSGE-modeli s dvumja pravilami monetarnoj politiki // XVI Aprel'skaja mezhdunarodnaja nauchnaja konferencija po problemam razvitija jekonomiki i obshhestva: V 4 knigah. — M.: Izdatel'skij dom NIU VShJe, 2016. — S. 362–374.

Приложение

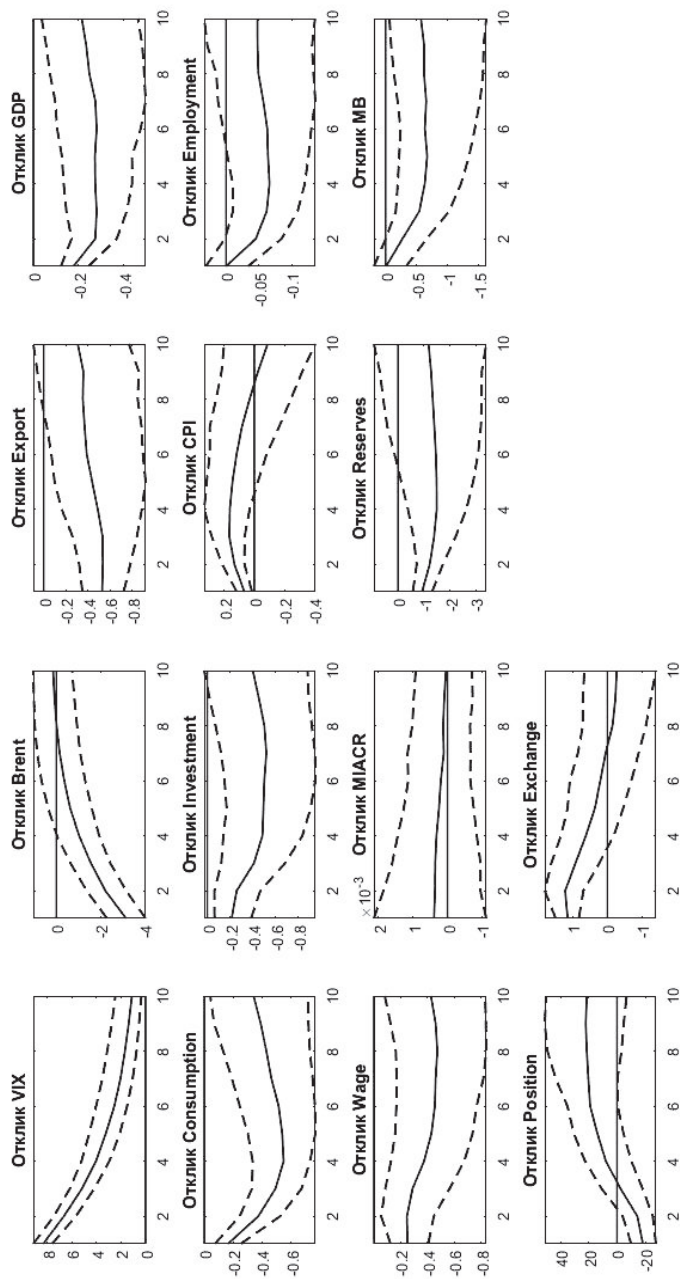


Рис. 3. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок индекса волатильности фондового рынка VIX

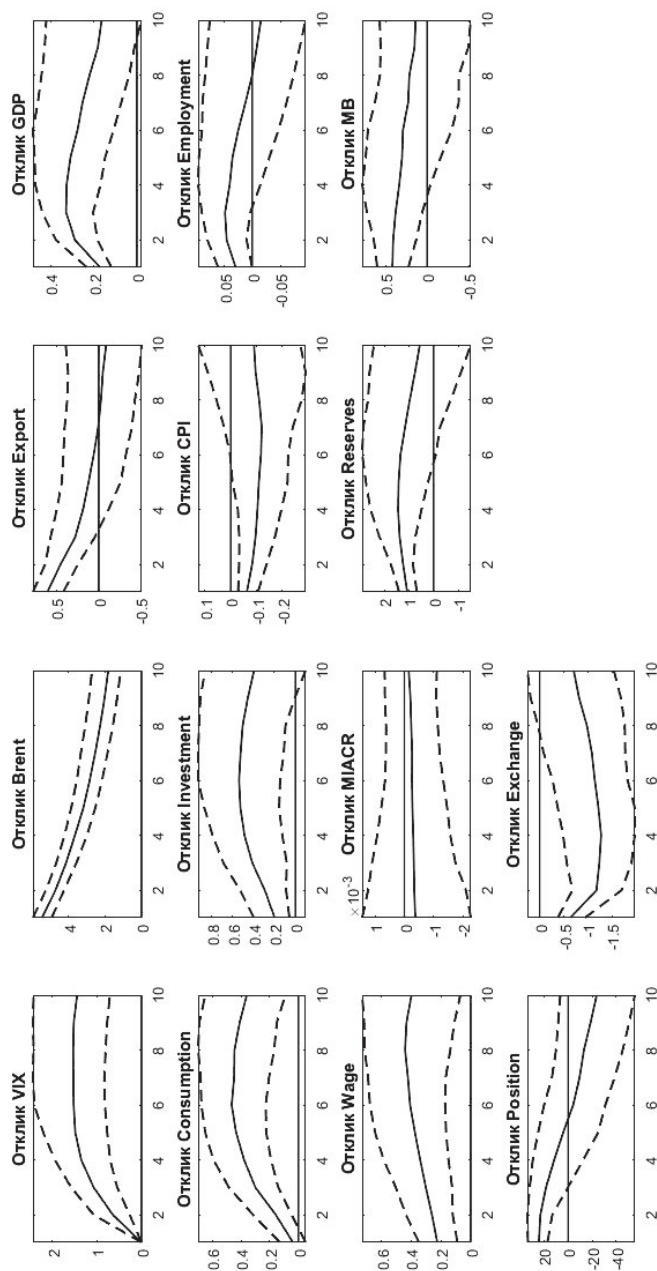


Рис. 4. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок цены нефти марки Brent

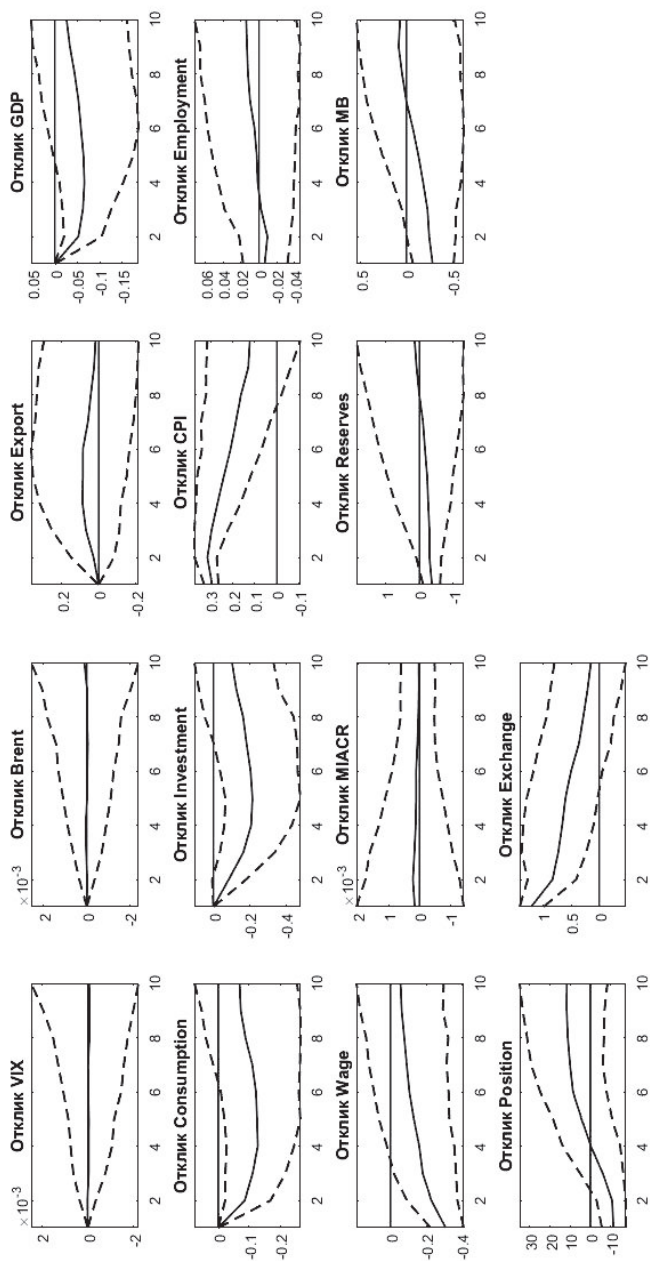


Рис. 5. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок инфляции

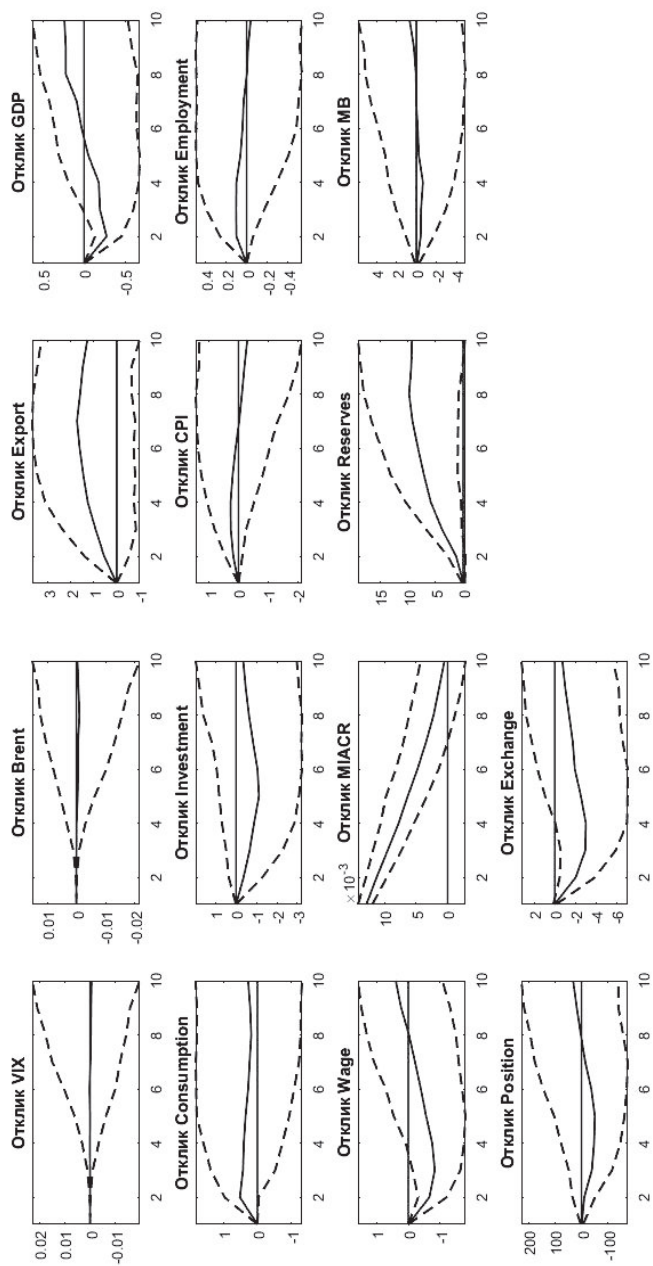


Рис. 6. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок ставки межбанковского кредитования MIACR

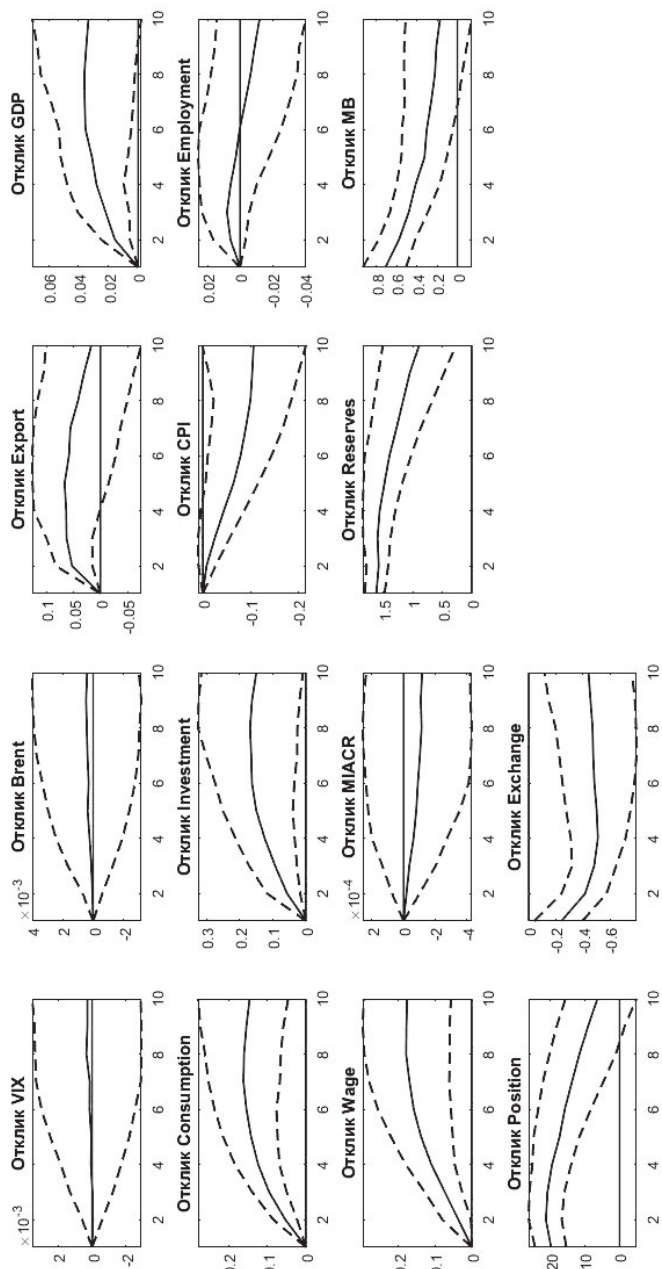


Рис. 7. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок международных резервов

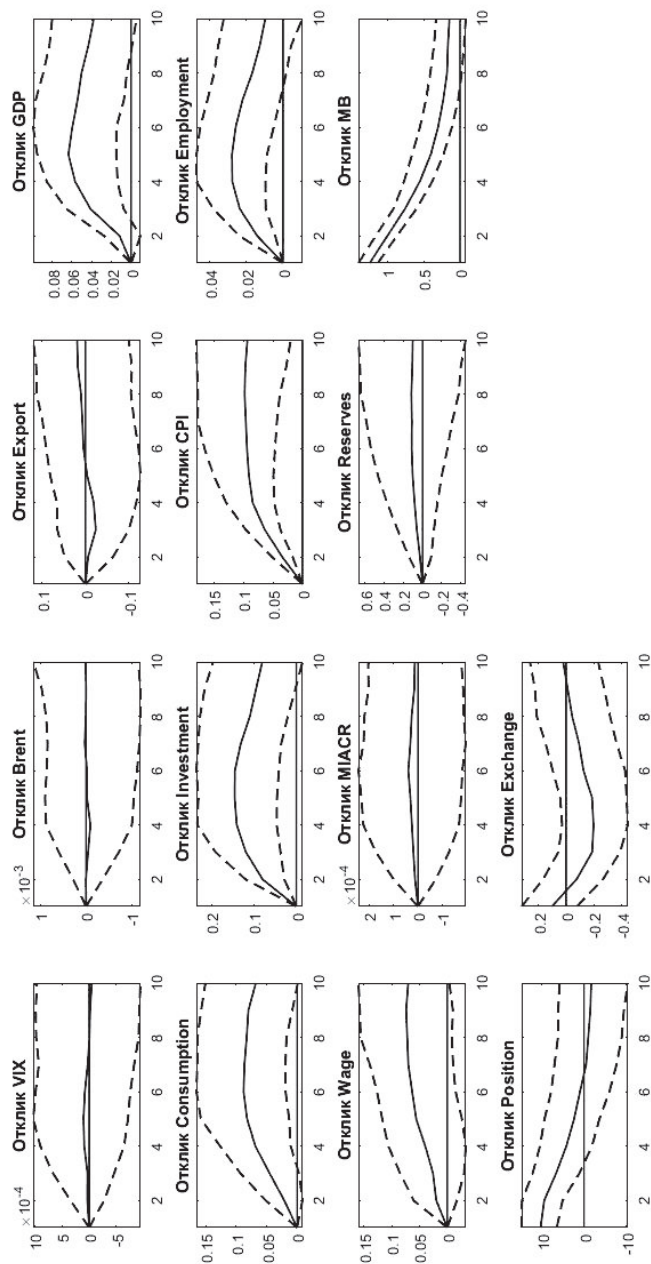


Рис. 8. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок денежной базы

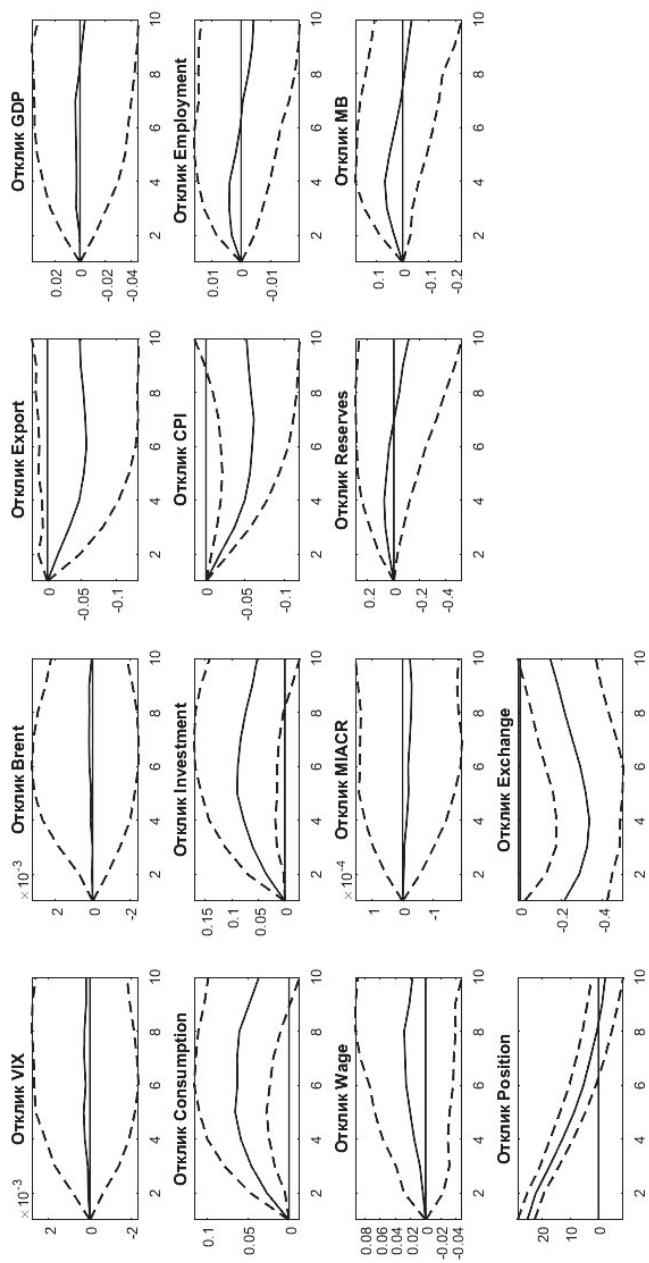


Рис. 9. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок чистой ликвидной позиции Банка России

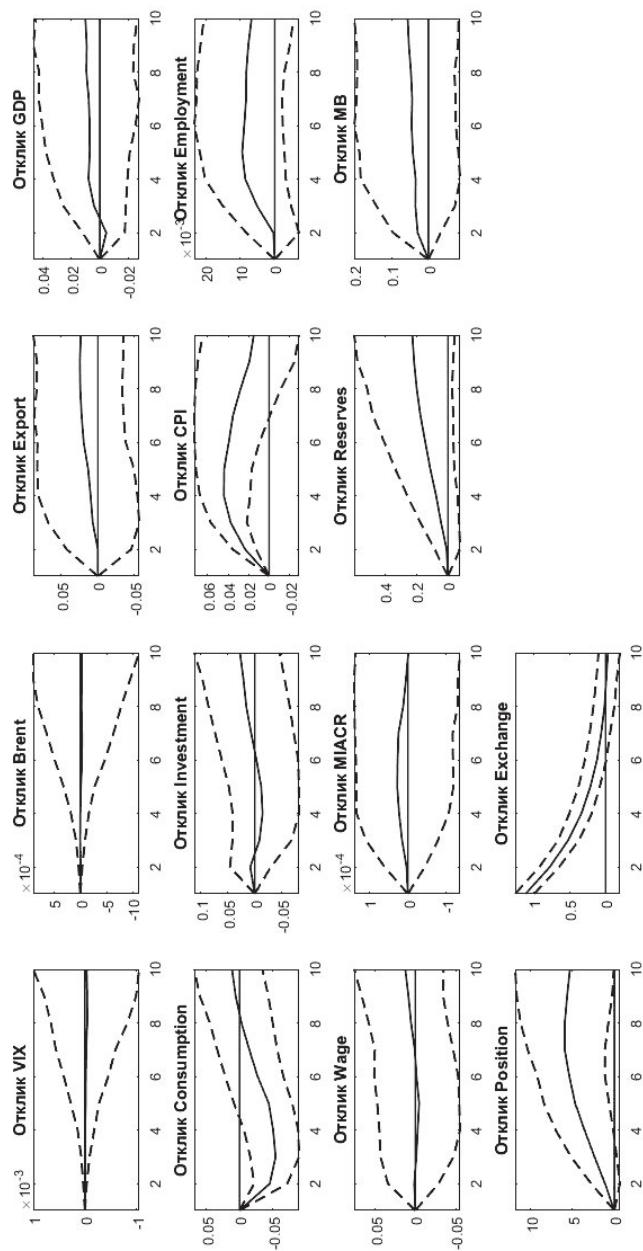


Рис. 10. Отклик всех переменных модели BSVAR на положительный шок обменного курса рубля