

М.Е. Мамонов

ИМИ МГИМО МИД России; CERGE-EI, Charles University, Чехия

А.А. Пестова

ИМИ МГИМО МИД России; CERGE-EI, Charles University, Чехия

## Трансмиссия монетарных шоков в странах с малой открытой экономикой<sup>1</sup>

**Аннотация.** В статье проводится сравнительный анализ трансмиссии шоков денежно-кредитной политики на поквартальных данных 13 стран с формирующимся рынком в периоды инфляционного таргетирования (с конца 1990-х годов). Сравнение проводится относительно Великобритании, выбранной в качестве страны-эталона. Чтобы оценить трансмиссию монетарных шоков в реальную экономику и финансовый сектор, мы применяем стандартную монетарную VAR-модель и дополняем ее переменной условий торговли сырьевыми товарами. Шоки выделяются с помощью наложения ограничений на знаки функций отклика в рамках VAR: ограничительный шок задается как реализация тройного события – неожиданного повышения процентной ставки, сокращения инфляции (индекса потребительских цен, ИПЦ) и спроса на деньги (M2). Мы применяем байесовский подход к оценке VAR-моделей, чтобы ослабить проблему «проклятия размерности». Анализ показал, что денежно-кредитная политика в странах с развивающимися рынками характеризуется не меньшей эффективностью, чем в Великобритании: монетарные шоки сдерживают инфляционные процессы, сглаживают колебания бизнес-цикла, но сопровождаются оттоком средств с фондовых рынков. Так, монетарный шок, при котором ставка растет на 1 п.п., ведет к сокращению годовых темпов ВВП на 2,5 п.п. в странах с формирующимися рынками и на 2,8 п.п. – в Великобритании. Сделанные на основании анализа выводы добавляют новые эмпирические свидетельства о том, как устроена трансмиссия монетарных шоков в реальную экономику и финансовый сектор стран с формирующимися рынками и, таким образом, поддерживают дискуссию о реальных последствиях шоков денежно-кредитной политики.

**Ключевые слова:** шоки денежно-кредитной политики, малые открытые экономики, страны с формирующимися рынками, байесовские VAR-модели, ограничения на знаки функций откликов.

Классификация JEL: C34, G21, G33.

DOI: 10.31737/2221-2264-2021-52-4-2

### 1. Введение

Количественная оценка макроэкономических последствий денежно-кредитной политики, в частности изменения процентных ставок, является одной из наиболее интенсивно исследуемых тем в прикладной макроэкономике, начиная с работы (Bernanke, Blinder, 1992). Тем не менее дебаты об эмпирических результатах все еще продолжаются, и не только в отношении менее развитых стран (Jarocinski, 2010), но и для ключевой мировой экономики – США (Uhlig, 2005; Gertler, Karadi, 2015).

<sup>1</sup> Авторы выражают благодарность анонимному рецензенту и участникам Российского экономического конгресса (РЭК-2020) за обсуждение идей и конструктивную критику, а также экспертам ЦМАКП Илье Медведеву, Алексею Рыбалка, Артему Дешко за помощь в организации данных.

Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект 18-310-20015).

Какова эффективность центральных банков в сглаживании колебаний бизнес-циклов, и может ли внезапное ужесточение денежно-кредитной политики привести к рецессии? Содержат ли объявления монетарных властей информационную составляющую? Существует ли негативная реакция цен на неожиданное повышение процентных ставок, и как разрешить так называемую загадку цен? На некоторые из этих вопросов до сих пор нет четких ответов.

Как отмечается в обзоре (Ramey, 2016), к настоящему времени значительные усилия исследователей были посвящены изучению трансмиссии денежно-кредитной политики в реальную экономику и финансовые рынки в странах с развитой экономикой. Ориентацию на такие страны можно объяснить не только их системным значением для мировой экономики, но и доступностью высококачественных данных и наличием большого сообщества высококвалифицированных ученых в этих странах. С нашей точки зрения, в международной дискуссии о влиянии денежно-кредитной политики существует важный упущенный аспект. В какой степени результаты, полученные для стран с развитой экономикой, могут быть распространены на более широкий круг стран, в частности на страны с формирующимися рынками? Учитывая, что такие страны характеризуются большей торговой и финансовой открытостью и более высокой макроэкономической волатильностью по сравнению с развитыми странами (Uribe, Schmitt-Grohe, 2017), можно предположить, что передача шоков в развивающейся экономике может отличаться от той, которая наблюдается в развитых странах. В данной статье мы пытаемся решить эту проблему и проводим сравнительный анализ передачи шоков денежно-кредитной политики в странах с формирующимися рынками. Кроме того, мы анализируем, насколько отличаются макроэкономические реакции на шоки денежно-кредитной политики в эталонной развитой открытой экономике. В качестве эталона была принята Великобритания. Чтобы преодолеть проблемы с данными, которые зачастую характерны для стран с развивающимися рынками, анализ проводится на данных из стандартизированных международных баз – IMF и BIS.

В анализе мы ориентируемся исключительно на периоды таргетирования инфляции (Inflation targeting, IT) во всех рассматриваемых странах. Для определения режимов IT будем опираться на официальные источники (“Bank of England’s Handbook on the state-of-the-art of inflation targeting” в (Hammond, 2012), классификацию режимов монетарной политики в (Cobham, 2019)) и на наш анализ управления процентными ставками и изменений обменных курсов валют средствами центральных банков. Чтобы изучить влияние шоков денежно-кредитной политики, мы идентифицируем инновации в процентных ставках, используя популярный подход – ограничения на знаки функций отклика в моделях векторной авторегрессии (VAR). В частности, будем применять три схемы ограничений знаков, разработанных в исследо-

ваниях (Uhlig, 2005; Jarocinski, 2010; Jarocinski, Karadi, 2020). При этом, с нашей точки зрения, ни одна из них не может считаться предпочтительной, потому что из литературы априори неясно, какая из них лучше справляется с возложенной на нее задачей, особенно в случае стран с формирующимся рынком (EMEs). Результаты каждого метода идентификации будут сравниваться между собой и с более простым рекурсивным методом идентификации (упорядочивание по Холецкому, см. каноническую реализацию в (Christiano, Eichenbaum, Evans, 1999)). В дополнение будут сопоставлены базовые результаты с теми, которые получаются при наложении дополнительных ограничений, идентифицирующих шоки агрегированного спроса и предложения *одновременно* с монетарным. Как было показано в (Wolf, 2020), это позволит избежать смещения в оценках монетарных эффектов. Полагаем, что наш сравнительный анализ обладает добавленной стоимостью с точки зрения дискуссии о макроэкономических эффектах денежно-кредитной политики, поскольку осуществляется перекрестная проверка (потенциально очень разных) подходов к идентификации монетарных шоков в наборе стран EMEs и ее результаты сравниваются с результатами для эталонной развитой открытой экономики (Великобритании).

Поскольку данные, доступные для VAR-анализа в странах EMEs, довольно короткие, известная проблема «проклятия размерности» становится еще более острой, чем для развитых стран. Для ее преодоления применяется байесовский подход, разработанный (Doan, Litterman, Sims, 1984), который эффективно сокращает волатильность оцененных коэффициентов и матрицы дисперсий-ковариаций к выбранному априорному распределению. Спецификация несопряженного априорного распределения заимствована из (Kadiyala, Karlsson, 1997). Причиной, по которой мы не используем стандартных сопряженных априорных распределений, является их симметричная природа: каждая переменная в рамках таких априорных распределений влияет на все остальные переменные, включенные в VAR, и подвергается их ответному влиянию. Это было бы оправдано при спецификации VAR для больших закрытых экономик, что часто и делается для анализа крупнейших развитых стран. Однако при рассмотрении стран EMEs важно учитывать их уязвимость к внешним шокам и исключать при этом любую возможность влияния внутренних переменных этих стран на такие глобальные показатели, как условия торговли или глобальная финансовая волатильность. Априорные распределения, разработанные в (Kadiyala, Karlsson, 1997), позволяют устанавливать подобные ограничения для малых открытых экономик в VAR-анализе.

При формализации регрессионного анализа для стран EMEs мы следуем стандартным монетарным VAR-моделям, рассмотренным в литературе по открытым экономикам: ключевая ставка, ВВП, M2, инфляция (ИПЦ), реальный эффективный валютный курс и индекс фондового рынка (см. (Mallick, Sousa, 2012)). К ним мы добавляем

еще одну переменную, определяющую внешние условия, например торговля сырьевыми товарами. Поскольку в набор из 13 стран вошли страны очень разного размера, с различными макроэкономическими и институциональными структурами, мы не будем строить панельные VAR-модели, а оценим серию из 13 VAR для каждой страны и отдельно — для Великобритании. Набор эндогенных переменных остается одинаковым во всех оцениваемых VAR. Таким образом, мы не рассматриваем каких-то потенциальных пространственных эффектов между этими экономиками, что само по себе интересно, но выходит за рамки поставленной нами задачи.

Наш ключевой эмпирический вывод показывает, что денежно-кредитная политика в странах EMEs оказывается не менее эффективной по сравнению с Великобританией. В работе (Jagocinski, 2010) был сделан такой же вывод при сравнении трансмиссии денежно-кредитной политики в экономику стран Восточной и Западной Европы. Мы рассматриваем эффекты денежно-кредитной политики для более широкого круга стран.

В соответствии с одной из трех рассмотренных нами схем идентификации традиционным подходом (Uhlig, 2005), в котором предполагается, что ужесточение денежно-кредитной политики — тройное событие, которое состоит в повышении процентной ставки и сокращении M2 и инфляции, нами получены следующие выводы. В ответ на подобное тройное событие:

- 1) ВВП имеет тенденцию сокращаться не только в Великобритании, но и в 11 из 13 странах EMEs, масштаб сокращения ВВП на пике реакции оказывается сопоставимым (–2,5 п.п. в странах EMEs и –2,8 п.п. в Великобритании);
- 2) реальный эффективный валютный курс реагирует на соответствующий монетарный шок положительно, но только в трех странах EMEs (Венгрия, Таиланд и ЮАР, в среднем +5 п.п. в пике). В остальных странах EMEs медианная реакция хотя и является положительной, но содержит нулевое значение в доверительном интервале;
- 3) реакция реального эффективного валютного курса в Великобритании оказывается отрицательной и достигает –5 п.п. на пике. Фондовый рынок реагирует на монетарный шок отрицательно в 7 странах EMEs (–15 п.п. на пике), в то время как для других стран этой группы медианная реакция близка к нулю. Для Великобритании мы получили отрицательную реакцию фондового рынка на рестриктивный монетарный шок;
- 4) в странах с формирующимися рынками реакция фондового рынка и реального эффективного валютного курса менее продолжительная во времени, чем реакция ВВП на тот же шок, примерно в два раза (2,5–3 года против пяти лет соответственно);
- 5) во время глобального экономического кризиса 2007–2009 гг.

денежно-кредитная политика в странах с формирующимися рынками сначала характеризовалась положительными шоками (сериями неожиданных для участников рынка смягчений процентной политики), за которыми последовали отрицательные шоки (ужесточение процентной политики), тогда как в Великобритании наблюдалась противоположная картина.

При анализе мы опирались на два направления исследований:

- 1) исследования, направленные на выявление шоков денежно-кредитной политики, с использованием VAR, с ограничениями на знаки функций отклика (Uhlig, 2005; Jarocinski, 2010; Jarocinski, Karadi, 2020). Мы в значительной степени полагаемся на исходные предположения этих работ;
- 2) работы, в которых авторы проводят сравнительный анализ монетарной трансмиссии между странами (Jarocinski, 2010; Rafiq, Mallick, 2008; Mallick, Sousa, 2012). Среди этих работ только (Mallick, Sousa, 2012) посвящена сравнению монетарной трансмиссии в странах EMEs (она рассматривает экономики стран БРИКС).

Наш анализ дополняет работу (Mallick, Sousa, 2012) по следующим направлениям:

- 1) был расширен набор рассматриваемых экономик до всех стран с формирующимися рынками и таргетирующих инфляцию, для которых доступны данные приемлемой длины;
- 2) была учтена критика (Wolf, 2020) и расширено пространство одновременно моделируемых шоков за счет выделения AD и AS шоков в SVAR-модели;
- 3) были добавлены альтернативные схемы идентификации шоков, предложенные в работах (Jarocinski, 2010; Jarocinski, Karadi, 2020); сравнили результаты, полученные для EMEs, с результатами для эталонной развитой открытой экономики;
- 4) были проверены, а при необходимости пересмотрены, датировки ИТ-режимов, представленные в (Hammond, 2012; Cobham, 2019).

Работа построена следующим образом. В разд. 2 описывается эмпирическая стратегия; в разд. 3 представлены исходные данные, а также обсуждается уточнение датировок ИТ-режимов для каждой страны с формирующимися рынками, включенной в нашу выборку. В разд. 4 приведены результаты VAR-анализа трансмиссии монетарных шоков в экономику, а в разд. 5 обсуждается чувствительность результатов к различным изменениям. В разд. 6 подводятся итоги исследования.

## **2. Эмпирическая стратегия: ограничения на знаки функций отклика в байесовской VAR-модели**

### **2.1. Байесовская VAR-модель**

Рассмотрим стандартную VAR-модель в приведенной форме с  $N$  эндогенными переменными и  $P$  лагами:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_P y_{t-P} + u_t, \quad (1)$$

где  $y_t$  – вектор эндогенных переменных размерности  $N \times 1$ ;  $u_t$  – вектор остатков приведенной формы размерности  $N \times 1$  с нулевой средней и ковариационной матрицей  $\Sigma_u$ ;  $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$  (по предположению). Матрицы  $A_k$  содержат все неизвестные коэффициенты всех эндогенных переменных в  $y_t$ , взятых с лагом  $k$  ( $k = 1, \dots, P$ ), и имеют размерность  $N \times N$ . Следовательно, каждое из  $N$  уравнений имеет  $1 + NP$  неизвестных коэффициентов для оценивания.

Коэффициенты модели оцениваются с помощью байесовских методов (Doan et al., 1984; Кооп, Korobilis, 2010), с использованием несопряженной формы априорного распределения из (Kadiyala, Karlsson, 1997) (независимое нормальное-обратное распределение Уишарта), параметры которого определяются с помощью правила Миннесоты (модифицированное распределение Миннесоты). Детальное описание алгоритма байесовской оценки в таких условиях приведено в (Пестова, Мамонов, 2016), в которой строится VAR-модель для российской экономики. Теперь мы применим этот же подход к 13 странам с формирующимися рынками и для выбранной эталонной экономики (Великобритании). Учитывая, что рассматриваются квартальные временные ряды (см. описание формата данных ниже, в разд. 3), установим лаг  $P = 4$  для всех наших оценок.

## 2.2. Структурная идентификация шоков: ограничения на знаки функций отклика

Перепишем VAR-модель (1) в структурной форме:

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_P y_{t-P} + w_t, \quad (2)$$

где  $w_t$  – структурные шоки, ортогональные друг другу,  $E(w_t w_t') = \Sigma_w = I_k$ . Связь между приведенными и структурными шоками задается формулой  $u_t = B_0^{-1} w_t$ . Процедура структурной идентификации включает нахождение матрицы  $B_0^{-1}$  такой, что структурные шоки  $w_t$  будут иметь экономическую интерпретацию.

С этой целью мы применяем хорошо зарекомендовавший себя метод ограничений на знаки функций отклика, предложенный в работе (Uhlig, 2005). Следуя (Kilian, Lütkepohl, 2017), предположим, что имеется соответствие между остатками приведенной формы  $u_t$  и взаимно некоррелированными шоками  $\eta_t$ :

$$u_t = P \eta_t, \quad (3)$$

где  $P$  – нижняя треугольная декомпозиция по Холецкому ковариационной матрицы  $u_t$ ,  $P = chol(\Sigma_u)$ . Предположим, у нас есть подходящее решение для искомым структурных шоков  $w_t^*$ , которые имеют экономическую интерпретацию

$$w_t^* = Q' \eta_t, \quad (4)$$

такую, что  $Q'Q = QQ' = I_k$ , где  $Q$  – ортогональная матрица. При заданных

свойствах матрицы  $Q$  связь между остатками приведенной формы  $u_t$  и интересующими нас структурными шоками  $w^*$  определяется формулой

$$u_t = P\eta_t = PQw_t^*, \quad (5)$$

где  $w^*$  – искомые структурные шоки. Основываясь на ранее установленной связи между приведенной формой и структурными представлениями VAR, произведение матриц  $P$  и  $Q$  является желаемой матрицей  $B_0^{-1} : B_0^{-1} = P Q$ .

Чтобы реализовать процедуру наложения ограничений на знаки функций отклика, необходимо создать достаточное число комбинаций  $\eta_t$  и  $Q$ . Для этого можно использовать случайные извлечения ортогональных матриц в стандартном программном обеспечении. Применим подход, получивший название *Householder Transformation* в среде Matlab. Каждое вращение матрицы  $Q$  соответствует возможному решению  $w^*$ , которое считается допустимым решением для структурного шока  $w_t$ , если матрица  $PQ$  удовлетворяет заранее наложенным знаковым ограничениям. Успешные извлечения сохраняются и применяются далее для характеристики выявленных шоков, а также для расчета структурных импульсных реакций на выявленные шоки для каждой страны в выборке.

### 2.3. Идентификация шоков в монетарных VAR-моделях

В этой статье мы используем три подхода к выявлению шоков денежно-кредитной политики.

1. Вслед за (Uhlig, 2005; Mallick, Sousa, 2012) применяем традиционный подход и определяем шоки денежно-кредитной политики через следующие ограничения на знаки: во время и после неожиданного повышения процентной ставки снижаются денежные агрегаты и цены. Эти ограничения соответствуют стандартным неокейнсианским макроэкономическим моделям.

2. Вслед за (Jagocinski, 2010) мы разделяем эндогенную реакцию центрального банка на шоки валютного курса и реакцию валютного курса на шоки денежно-кредитной политики. Если в экономике происходит отрицательный монетарный шок (неожиданное повышение ставки), должна наблюдаться положительная реакция (рост) реального валютного курса. Напротив, если экономика подвергается отрицательному шоку валютного курса (обесценение национальной валюты), то центральный банк может отреагировать на это повышением процентной ставки. Такой подход позволяет отделить шоки монетарные от шоков валютного курса, которые особенно важны в рамках открытой экономики.

3. Вслед за (Jagocinski, Karadi, 2020), которые подчеркивают важность компоненты коммуникации центрального банка с экспертным сообществом через объявления об изменениях в тех или иных параметрах денежно-кредитной политики (в первую очередь об изменениях регулируемой процентной ставки), мы рассматриваем *монетарный шок*

как отрицательное соотношение в динамике процентной ставки и цен на фондовом рынке, а *коммуникационный шок* – как их положительное соотношение. В первом случае инвесторы будут сокращать свои позиции на фондовых рынках, потому что коэффициент дисконтирования возрастает с ростом ставки, что приводит к снижению чистой приведенной стоимости будущих дивидендов. Во втором случае – инвесторы реагируют противоположным образом (наращивают свои позиции на фондовом рынке), полагая, что экономика растет выше ожиданий и центральный банк, повышая ставку, пытается сократить вероятность появления пузырей.

Выявив шоки денежно-кредитной политики в наших байесовских VAR-моделях с различными типами знаковых ограничений, мы рассчитываем функции импульсных откликов (impulse response functions, IRF) остальных эндогенных переменных для каждой страны в группе EMEs и для эталонной экономики. Для каждой реагирующей эндогенной переменной разделим развивающиеся страны на две группы: на страны, которые реагируют на выявленный шок, и на нереагирующие. Вслед за (Jagocinski, 2010) мы усредняем полученные IRF и сравниваем их с соответствующими IRF для Великобритании. Для развивающихся стран вычисляем три средних: 1) только для реагирующих развивающихся стран, 2) только для нереагирующих развивающихся стран, 3) по всем развивающимся странам.

### 3. Описание данных и режимов таргетирования инфляции

Мы используем квартальные данные по большим развивающимся экономикам, придерживающимся политики таргетирования инфляции. Вслед за работами по развивающимся странам с открытой экономикой (Aguilar, Gorinath, 2007; Passari, Rey, 2015) мы рассматриваем набор из 13 стран: Бразилия, Чили, Колумбия, Чехия, Венгрия, Индонезия, Южная Корея, Мексика, Польша, Россия, ЮАР, Таиланд и Турция. Израиль и Филиппины были исключены вследствие недостатка квартальных данных. Не были включены в нашу выборку также и те развивающиеся страны, валюта которых привязана к валюте других стран. В частности, валюты Хорватии, Румынии и Сербии привязаны к евро, а валюта Коста-Рики – к доллару США. В качестве эталонной открытой развитой экономики нами была использована Великобритания.

Мы определяем шоки денежно-кредитной политики как инновации в правиле процентной ставки. Можно указать на действие правила процентной ставки, если центральный банк придерживается политики таргетирования инфляции (IT). Поэтому для каждой страны оцениваются структурные VAR только на тех периодах, на которых страна классифицируется как придерживающаяся IT-режима. Если брать более длительные периоды, когда центральные банки не имели полного контроля над рыночными процентными ставками, мы получили бы



смещенные оценки коэффициентов и несостоятельные оценки шоков процентных ставок.

Для определения IT-режимов мы опираемся на:

- даты установления IT-режима из “The Handbook on the-state-of-the-art of inflation” Банка Англии (Hammond, 2012).
- классификацию режимов денежно-кредитной политики (Cobham, 2019)<sup>2</sup>,
- проверку соответствия данных о процентных ставках и валютных курсах датам введения политики таргетирования инфляции, указанным в вышеупомянутых источниках. Для этого мы анализируем следование процентных ставок на межбанковском рынке за процентной ставкой, которая регулируется центральным банком, и относительно свободно движется ли обменный курс.

Итоговые результаты датировки IT-режимов представлены в таблице. Для большинства стран перекрестная проверка на основе наших данных соответствует используемым классификациям из двух указанных источников. Тем не менее возникает несколько исключений. Согласно нашим расчетам в Чили полный контроль над рыночными процентными ставками начинается в сентябре 2001 г., тогда как (Hammond, 2012; Cobham, 2019) сообщают о сентябре 1999 г. как о дате начала таргетирования инфляции. Аналогичная ситуация наблюдается в Индонезии, в которой, согласно нашему уточнению, таргетирование инфляции было запущено в апреле 2008 г., а не в июле 2005 г. — дате, указанной в двух источниках выше, и в Колумбии, где оно началось в июле 2001 г., а не в октябре 1999 г. Основываясь на этих наблюдениях, мы изменяем дату начала введения IT-режимов в Чили, Индонезии и Колумбии.

Для сбора межстрановых данных для VAR-анализа по 13 странам с развивающимися рынками и Великобритании мы написали программу, которая подключается к API-протоколам баз IMF International Financial Statistics (IFS), IMF Commodity Terms of Trade database, Bank for International Settlements (BIS) (см. Приложение, п. А, табл. А1).

В базовой спецификации VAR-модели мы используем шесть переменных из (Mallick, Sousa, 2012) и добавляем переменную, отражающую условия торговли сырьевыми товарами:

- 1) реальные условия торговли сырьевыми товарами, рассчитанные как номинальные условия, дефлированные с помощью индекса потребительских цен (ИПЦ) в США;
- 2) индекс реального объема ВВП, сезонно скорректированный (процедура X13);
- 3) инфляция (индекс, сезонно скорректированный процедурой X13);
- 4) процентная ставка центрального банка;
- 5) M2 в реальном выражении (номинальный M2, сезонно скор-

<sup>2</sup> Опубликовано на сайте <https://monetaryframeworks.org/>

- ректированный процедурой Х13 и дефлированный с помощью ИПЦ в данной стране);
- 6) реальный эффективный валютный курс (REER), индекс;
- 7) фондовый индекс в реальном выражении (дефлированный с помощью ИПЦ в данной стране).

**Таблица**

Даты введения ИТ-режимов в различных странах

| Страна                                    | Источник      |              | Данные     | Начало (конец) ИТ |
|---|---------------|--------------|------------|-------------------|
|   | Hammond, 2012 | Cobham, 2019 |            |                   |
| Панель 1: страны с формирующимися рынками |               |              |            |                   |
| Бразилия                                  | 2,1999        | 1999         | +          | 3,1999            |
| Чили                                      | 3,1999        | 3,1999       | 3,2001     | 3,2001            |
| Колумбия                                  | 3,1999        | н.д.         | +          | 3,1999            |
| Чехия                                     | 4,1997        | 1998         | +          | 1,1998            |
| Венгрия                                   | 3,2001        | 2,2001       | –          | 3,2001            |
| Индонезия                                 | 3,2005        | 3,2005       | 2,2008     | 2,2008            |
| Южная Корея                               | 2,1998        | 1998         | –          | 2,1998            |
| Мексика                                   | 2001          | 2001         | –          | 1,2001            |
| Польша                                    | 1998          | 1998         | +          | 1,1998            |
| Россия                                    | н.д.          | 2017         | 1,2015     | 1,2015            |
| ЮАР                                       | 1,2000        | 2002         | 1,2002     | 1,2002            |
| Таиланд                                   | 2,2000        | 2000         | 1,2001     | 1,2001            |
| Турция                                    | 1,2006        | 2009–2013    | ...–4,2013 | 1,2006 (4,2013)   |
| Панель 2: эталонная экономика             |               |              |            |                   |
| Великобритания                            | 3,1992        | 3,1993       | –          | 1,1993            |

**Примечание.** В столбце «Данные» приведен анализ совместной динамики рыночных процентных ставок, ставок центральных банков и динамики обменных курсов валют, проведенный авторами статьи. Знак «+» означает, что оба типа процентных ставок скоррелированы на всем доступном периоде работы ИТ-режима, идентифицированного в (Hammond, 2012; Cobham, 2019); «–» – отсутствие информации; «... –4.2013» – ИТ-режим был прекращен (судя по поведению процентных ставок); н.д. – нет данных.

Поскольку мы используем процедуру упорядочивания по Холецкому, на первое место в наших страновых VAR-моделях ставим переменную реальных условий торговли, потому что они предполагаются экзогенными по отношению к экономике любой из рассматриваемых стран с развивающимися рынками.

#### 4. Результаты сравнительного межстранового VAR-анализа

В этом разделе представлены базовые результаты, полученные нами по внутристрановым VAR-моделям со схемой идентификации монетарных шоков, предложенной в (Uhlig, 2005) (см. п. 4.1), внутри выборки, т.е. на полном горизонте доступных наблюдений. Две другие

схемы ограничений на знаки функции отклика, обсуждаемые в разделе методологии (Jarocinski, 2010; Jarocinski, Karadi, 2020), оставлены для анализа чувствительности результатов, они представлены в разд. 5. В п. 4.2, выделив монетарные шоки, мы анализируем их динамику во времени на уровне стран.

#### 4.1. Базовая идентификация монетарных шоков и функции импульсных откликов

##### 4.1.1. Оптимизация гиперпараметров априорного распределения

Поскольку мы используем байесовский подход к оценке VAR-моделей, наши результаты могут существенно зависеть от выбранных параметров, регулирующих жесткость априорного распределения Миннесота (гиперпараметров). Поэтому прежде чем переходить к выделению монетарных шоков, проведем процедуру вневыборочной калибровки гиперпараметров на обучающей выборке (out-of-sample forecast). Для каждой страны в выборке мы отступаем на 12 кварталов назад, ограничивая таким образом соответствующую выборку, и запускаем расчеты VAR-модели на стандартной сетке значений гиперпараметров  $\lambda_1 = [0,05; 0,10; \dots; 0,2]$  (общая жесткость априорного распределения)<sup>3</sup>,  $\lambda_2 = [0,1; 0,5]$  (жесткость априорного распределения относительно влияния первого лага прочих эндогенных переменных на текущие значения каждой эндогенной переменной),  $\lambda_3 = [1; 2]$  (жесткость влияния более глубоких лагов, начиная со второго, всех эндогенных переменных друг на друга). Для каждой из 13 стран с формирующимися рынками и каждой итерации расчета на троичной сетке мы вычисляем среднеквадратичные ошибки прогнозов (RMSFE, root mean squablack forecasts errors) на 12 кварталов вперед, сравнивая фактические значения с прогнозными каждой из семи эндогенных переменных, кроме показателя условий торговли сырьевыми товарами (на которую, напомним, мы накладываем ограничение малой открытой экономики). В рамках сэмплирования по Гиббсу (выбранная нами разновидность MCMC-методов, Markov chain Monte Carlo, позволяющих аппроксимировать эмпирические распределения) устанавливаем 1 тыс. извлечений из эмпирического апостериорного распределения для каждой комбинации гиперпараметров и выбрасываем первые 500, чтобы уменьшить потенциальное смещение. В итоге для каждой страны мы выбираем ту комбинацию, которая обеспечивает наименьшие значения RMSFE. Поскольку вероятность существования такой комбинации гиперпараметров, которая бы обеспечивала наименьшие значения RMSFE сразу по всем переменным, крайне мала, мы фокусируемся на переменной ВВП. Этот подход соответствует тому факту, что многие исследователи в первую очередь заинтересованы в реакции ВВП на шоки денежно-кредитной политики.

<sup>3</sup> Чем выше значения параметра  $\lambda_1$ , тем менее жесткими являются наши априорные представления о распределении оцениваемых параметров и тем больше мы позволяем данным корректировать наши представления при формировании апостериорного распределения.

Результаты оптимизации гиперпараметров на вневыборочном горизонте указывают на большую межстрановую неоднородность в откалиброванных значениях гиперпараметров, а применение единой комбинации значений для всех стран привело бы к большим ошибкам прогноза, которые далее могли бы сказаться на анализе трансмиссии монетарных шоков. Так, для некоторых стран оптимальное значение гиперпараметра  $\lambda_1$  принимает наименьшее значение на сетке 0,05 (т.е. в четыре раза меньше того, что обычно используется в литературе; например, для Бразилии и Чили), в то время как для некоторых других оно соответствует значению, наиболее часто используемому в литературе,  $-0,2$  (например, для Венгрии и Южной Кореи). Для Великобритании этот параметр был откалиброван на уровне 0,15. Аналогичные результаты появляются для других гиперпараметров<sup>4</sup>.

#### 4.1.2. Функции импульсных откликов на монетарные шоки

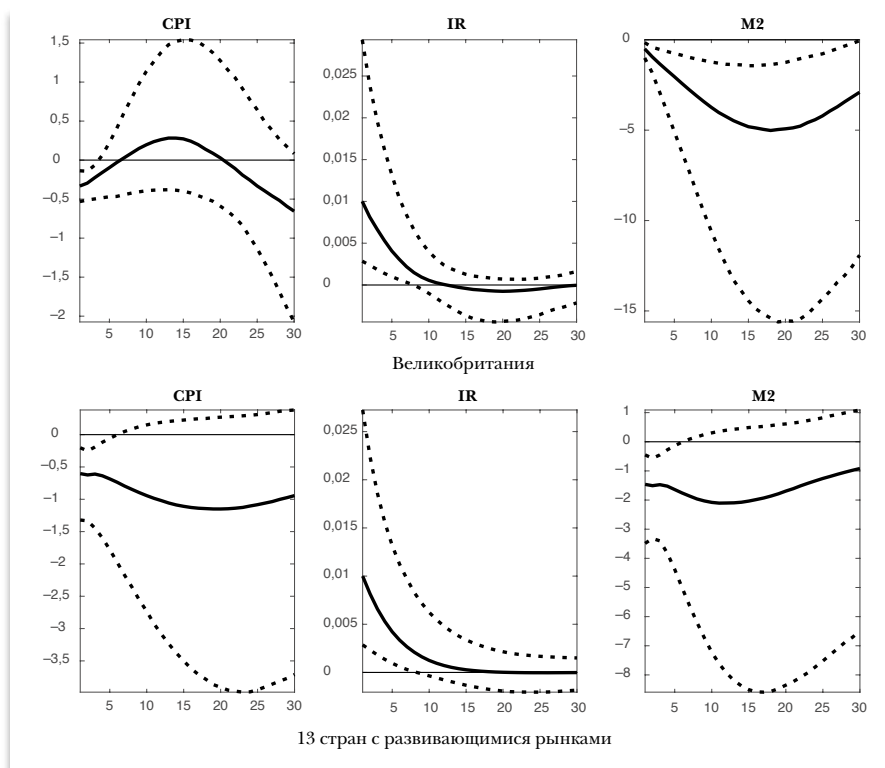
Оптимизировав значения гиперпараметров априорного распределения параметров VAR-модели для каждой из 13 стран и Великобритании, мы запускаем финальный цикл расчетов для получения байесовских оценок VAR-моделей на полном горизонте времени. Используя эти оценки, идентифицируем шоки денежно-кредитной политики в каждой стране и вычислим функции импульсных откликов IRFs эндогенных переменных на эти шоки. Напомним, базовая схема идентификации (Uhlig, 2005) предполагает наложение таких ограничений на знаки IRFs, при которых в экономике одновременно наблюдаются неожиданный рост процентной ставки центрального банка, сокращение инфляции (ИПЦ) и спроса на деньги (денежного агрегата M2). Априори неизвестно, наблюдалось ли в реальности такое тройное событие в той или иной стране из нашего списка стран EMEs в период, начиная с введения IT-режима. Это может быть связано с тем, что опыт работы центральных банков в таких странах в условиях IT-режима зачастую пока еще ограничен во времени, поэтому экономические агенты также могут иметь ограниченную, хотя и растущую во времени, реакцию на политику центрального банка в отношении процентных ставок. Наш байесовский алгоритм оценки VAR-моделей способен выявить эти ситуации или показать их отсутствие.

Опишем полученные результаты. Их первая серия будет касаться IRFs процентных ставок, инфляции и M2 на монетарные шоки, что покажет, наблюдаются ли такие тройные события в данных, и если да, то каков масштаб и длительность откликов. Вторая серия будет представлять IRFs прочих эндогенных переменных на монетарные шоки, в случае если таковые были ранее выявлены. В обоих случаях мы представляем соответствующие IRFs для Великобритании как принятой за эталон экономики и средние значения по 13 странам EMEs.

*Первая серия результатов* приведена на рис. 1. Чтобы получить трактуемые и сопоставимые между странами оценки IRFs, мы норми-

<sup>4</sup> Полные результаты оптимизации гиперпараметров априорного распределения при байесовском оценивании VAR-моделей для каждой страны не приводятся для экономии места и доступны по запросу читателей.

ровали отклики всех переменных так, чтобы IRF процентной ставки стартовал со значения, равного +1 п.п.



**Рис. 1**

*Сравнительная идентификация шоков денежно-кредитной политики через ограничения на знаки IRFs процентной ставки (IR), инфляции (ИПЦ) (CPI) и спроса на деньги (M2)*

**Примечание.** Здесь и далее в алгоритме сэмплинга по Гиббсу мы делаем 10 тыс. извлечений из апостериорного распределения и выбрасываем первые 5 тыс. из них. Сплошная черная линия отражает медианный отклик. Нижняя и верхняя пунктирные линии обозначают 16-й и 84-й перцентили соответственно.

Результаты идентификации монетарных шоков подтверждают, что на анализируемых горизонтах тройное событие (неожиданное повышение процентной ставки, сокращение ИПЦ и M2) действительно наблюдалось в экономике Великобритании и в 13 странах EMEs. Оцененные формы и длительности откликов процентной ставки оказываются похожи для Великобритании и стран с развивающимися рынками: начиная с +1.0 п.п. (нормирующее значение) отклики монотонно снижаются до нуля примерно за 10 кварталов. Однако можно выделить и несколько заметных различий.

В странах с развивающимися рынками средний отклик M2 на монетарный шок длится только 5–6 кварталов, тогда как в Великобри-

тании — значительно дольше и составляет примерно 30 кварталов (за указанными горизонтами доверительные интервалы начинают пересекать нулевые значения). Глубина реакций также значительно различается: в странах с развивающимися рынками М2 сокращается в среднем не более чем на 2,5 п.п. на пике, в Великобритании — максимальный отрицательный отклик достигает 5,0 п.п. на пике.

В странах с развивающимися рынками реакция ИПЦ стартует с  $-0,6$  п.п. и угасает в течение 5–6 кварталов, в Великобритании — реакция начинается с  $-0,3$  п.п. и становится нулевой к третьему кварталу. В целом инфляция реагирует более резко на шок денежно-кредитной политики в странах EMEs по сравнению с Великобританией, а спрос на деньги — менее резко.

Определив наличие монетарного шока в рамках выбранной схемы идентификации, мы можем перейти теперь к анализу второй серии результатов, а именно проследить трансмиссию выявленного шока в реальную экономику и финансовый сектор (соответствующие IRF представлены по строкам на рис. 2). Мы не приводим оценки IRF для переменной условий торговли сырьевыми товарами, поскольку ее отклики на шок были сжаты к нулю за счет наложения ограничения малой открытой экономики при байесовском оценивании.

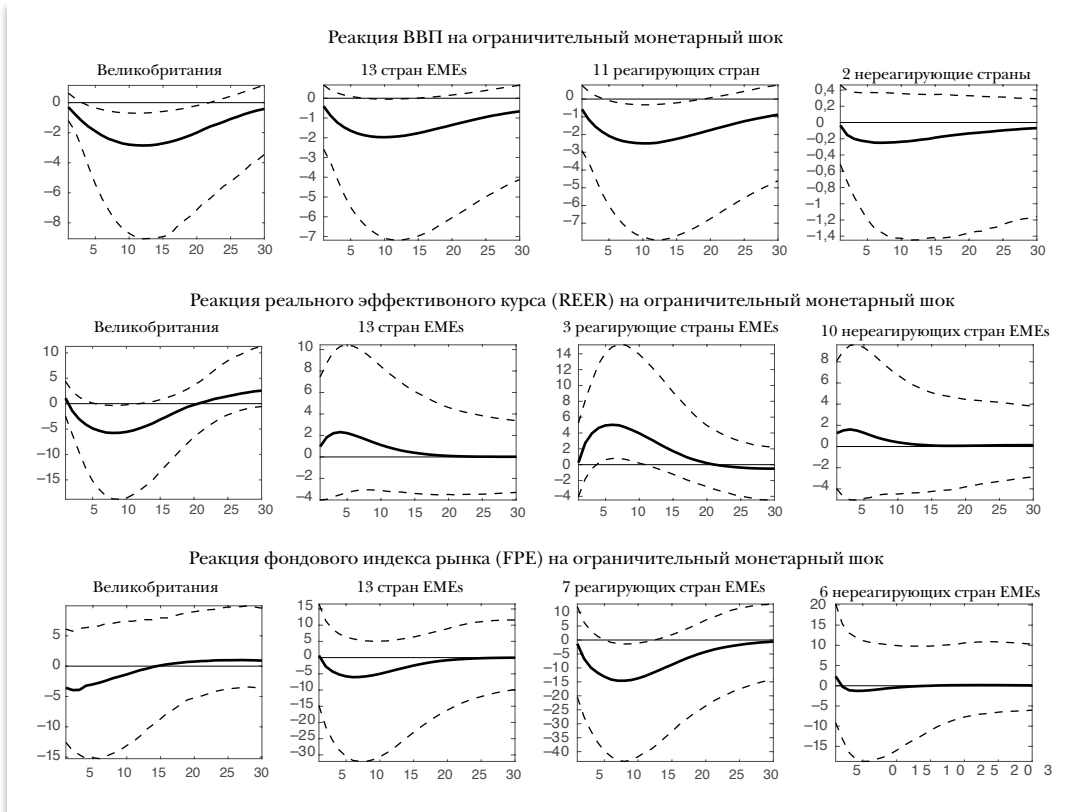


Рис. 2

Функции импульсных откликов IRF показателей ВВП, реального эффективного валютного курса и фондового индекса на выявленный монетарный шок

Сравнительный анализ представленных IRF позволяет сформулировать ряд выводов.

1. ВВП реагирует на монетарные шоки похожим образом в странах ЕМЕs и Великобритании как с точки зрения длительности, так и величины пиковых реакций. В частности, наши результаты показывают, что в 11 реагирующих странах ЕМЕs медианный отклик показателя ВВП на монетарный шок является отрицательным и доверительный интервал реакции ВВП не включает ноль с 5 до 18 кварталов после возникновения шока<sup>5</sup>. В Великобритании реакция ВВП также отрицательная и доверительный интервал не включает ноль в немногим более широком промежутке, чем в странах с развивающимися рынками: со 2 по 21 квартал после начала шока. Далее, пиковая реакция оценивается в  $-2,5$  п.п. ВВП в странах с развивающимися рынками (достигается около 10 квартала) и в  $-2,8$  п.п. в Великобритании (около 12 квартала). Что касается Великобритании, то наша оценка хорошо согласуется с предшествующими исследованиями, хотя и подразумевает более сильную реакцию ВВП на монетарный шок. Так, в (Gerko, Rey, 2017) авторы оценивают пиковую реакцию на уровне  $-1,8$  п.п. (получено с использованием метода проху-SVAR). (Cesa-Bianchi, Thwaites, Vicondoa, 2019) приходят к заключению, что такая реакция может достигать  $-2,0$  п.п. (подход прокси-SVAR). В целом можно заключить, что ВВП в странах ЕМЕs негативно и весьма эластично реагирует на ограничительные шоки денежно-кредитной политики и эта реакция не менее сильная, чем в эталонной экономике. Как минимум, это указывает на не меньшую эффективность такой политики в странах с развивающимися рынками с точки зрения способности центральных банков сглаживать колебания бизнес-циклов.

2. В ряде стран с развивающимися рынками была выявлена сильная положительная реакция показателя реального эффективного валютного курса на шок денежно-кредитной политики<sup>6</sup>, в то время как в Великобритании прослеживается обратная реакция. Расчеты показывают, что в реагирующих странах с развивающимися рынками показатель REER откликается на монетарный шок примерно с того же момента, что и показатель ВВП, рассмотренный выше, а именно с 5 квартала после возникновения шока, и угасает к 10-му, т.е. намного раньше, чем в случае ВВП. Пик положительной реакции в реагирующих странах ЕМЕs составляет примерно  $+5$  п.п. и возникает в 7 квартале после шока. В Великобритании, напротив, реакция оценивается как отрицательная, равная  $-5$  п.п. на пике, достигаемом примерно в 8 квартале после шока. Примечательно, что положительный эффект монетарного шока на REER, полученный нами для части стран с развивающимися рынками, согласуется со схемой ограничений на знаки, которая была предло-

<sup>5</sup> С точки зрения реакции ВВП на монетарные шоки список реагирующих стран с развивающимися рынками включает: Бразилию, Чили, Колумбию, Чехию, Венгрию, Южную Корею, Малайзию, Польшу, ЮАР, Таиланд и Турцию. Что касается двух оставшихся развивающихся стран, Индонезии и России, мы обнаруживаем, что реакция ВВП на выявленный шок денежно-кредитной политики также отрицательная, но доверительный интервал такой реакции включает ноль в любом квартале после шока.

<sup>6</sup> С точки зрения реакции REER список реагирующих стран с развивающимися рынками включает Венгрию, ЮАР и Таиланд.

жена в (Jagocinski, 2010), и описывает инновацию процентной ставки, а отрицательный эффект для Великобритании соответствует схеме идентификации шоков валютного курса.

3. Что касается фондового рынка, мы находим очень сильную отрицательную реакцию на шок денежно-кредитной политики в некоторых странах с развивающимися рынками<sup>7</sup>; для Великобритании – отрицательные эффекты в три раза слабее и включают ноль в границы доверительного интервала. Для реагирующих стран с развивающимися рынками доверительный интервал реакции фондового рынка не включает нуля в пределах с 5 по 14 квартал после монетарного шока. Пиковая реакция значительная и составляет –15 п.п. (достигается около 8 квартала после шока). Обнаруженная отрицательная реакция хорошо согласуется со схемой знаковых ограничений, разработанной для высокочастотной идентификации в (Jagocinski, Karadi, 2020).

В целом можно сделать вывод, что денежно-кредитная политика в странах с развивающимися рынками оказывается не менее эффективной по сравнению с эталонной экономикой, Великобританией. Аналогичный вывод сделан ранее в (Jagocinski, 2010) в отношении денежно-кредитной политики для стран Восточной Европы по сравнению со странами Западной Европы. Наши оценки для стран с развивающимися рынками также указывают на то, что монетарные шоки влияют на финансовые показатели (в первую очередь, на валютный курс и фондовый рынок) на менее длительном горизонте, чем на реальные (динамику выпуска в экономике).

#### 4.2. Анализ динамики монетарных шоков во времени

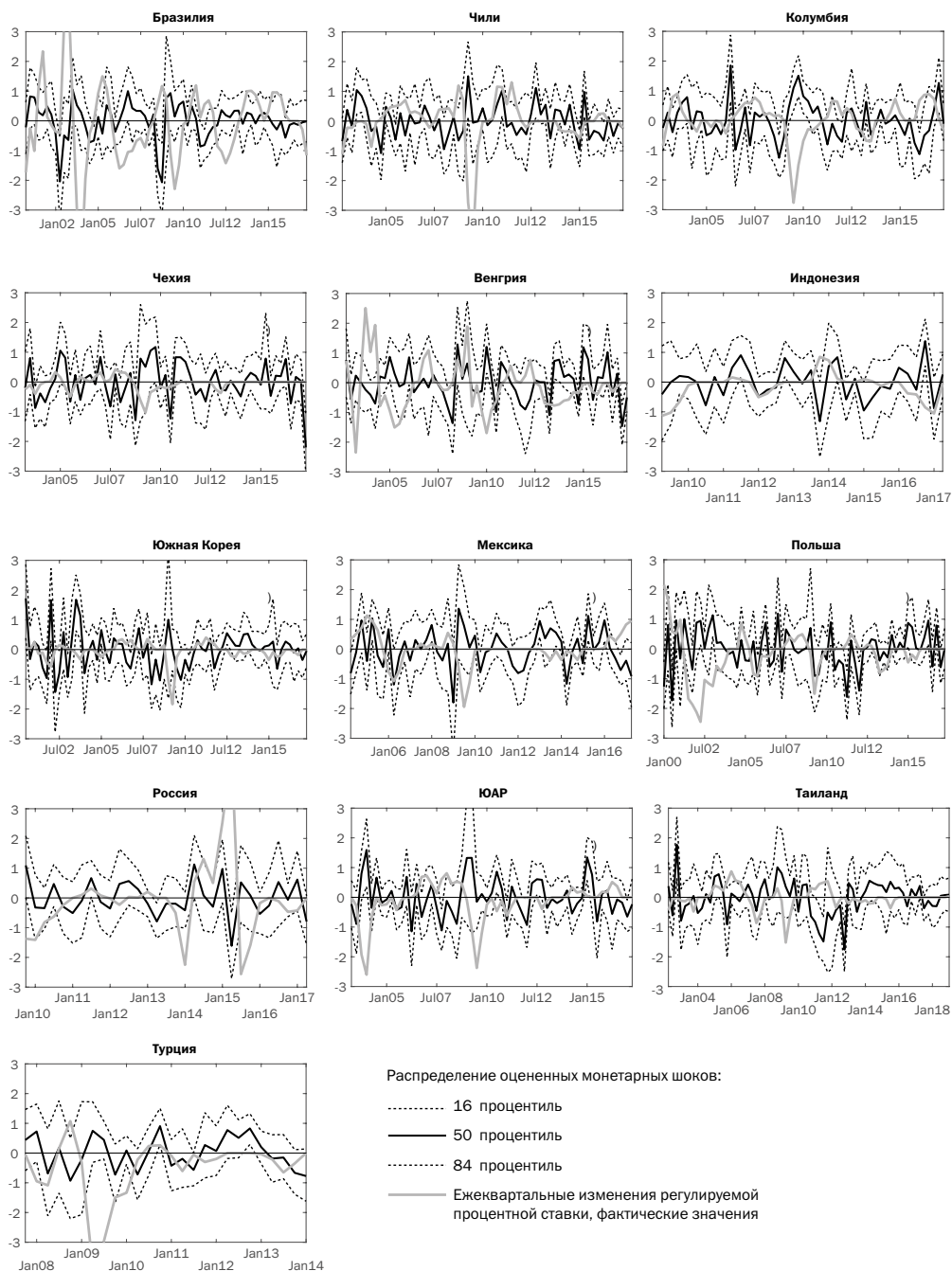
С помощью оцененных VAR-моделей мы построили временные ряды идентифицированных шоков денежно-кредитной политики для каждой из списка стран с развивающимися рынками. За счет использования байесовских методов оценки эти временные ряды содержат не только медианные значения шоков, но и всю их эмпирическую плотность. Как и в анализе импульсных функций отклика IRF, мы будем использовать 16-й и 84-й процентиля распределения шоков в качестве соответствующих границ доверительного интервала. Последнее позволит определить, в какие моменты времени шок был отличен от нулевых значений. Это расширяет анализ (Jagocinski, 2010), который сообщает только о средней динамике монетарных шоков в восточно- и западноевропейских странах.

Результаты оценивания представлены на рис. 3 для стран с развивающимися рынками и рис. 4 – для Великобритании.

Можно заметить, что для каждой страны у нас есть несколько эпизодов, отличных от нуля шоков денежно-кредитной политики, либо ограничительных (положительная область на графиках), либо стимулирующих (отрицательная область). Кроме того, почти во всех случаях период с 2007 по 2010 г., охватывающий недавний глобальный эконо-

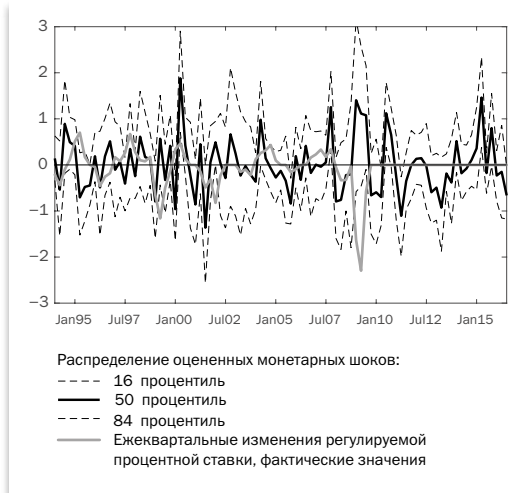
<sup>7</sup> Что касается реакции фондового рынка, список реагирующих стран с развивающимися рынками состоит из шести: Чили, Венгрии, Южной Кореи, Польши, ЮАР и Таиланда.



**Рис. 3**

*Идентифицированные шоки денежно-кредитной политики на выборке стран EMEs*

**Примечание.** 16, 50 и 84-й процентили распределения оцененных монетарных шоков отражают инновации в квартальной динамике процентных ставок.

**Рис. 4**

*Идентифицированные шоки денежно-кредитной политики в Великобритании (эталонная экономика)*

годов (после ограничительного), затем в конце 2007 г. (также вскоре после ограничительного) и в 2011 г. (вновь после ограничительного шока 2010 г.).

В целом в странах с развивающимися рынками ограничительные шоки денежно-кредитной политики следуют вскоре после стимулирующих, тогда как в Великобритании ситуация обратная. На основе этого можно предположить, что центральные банки в странах с развивающимися рынками могли сначала стимулировать экономическую активность путем снижения процентных ставок сильнее, чем ожидалось, а затем, возможно, столкнувшись с избыточным инфляционным давлением, могли проводить ограничительную политику.

### 5. Анализ чувствительности базовых результатов

В этом разделе мы проанализируем, насколько чувствительны наши основные выводы к выбору схемы идентификации, определению процентных ставок, подходу к оцениванию.

Схемы идентификации: упорядочивание по Холецкому. Давайте представим, что мы все еще находимся в 1990-х годах: метод наложения ограничений на знаки функций отклика IRFs нам пока еще не доступен и мы применяем простое упорядочивание по Холецкому для выделения шока процентной ставки, как и в (Christiano et al., 1999). С базовыми значениями откалиброванных гиперпараметров  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ,  $\lambda_3$  мы затем запускаем байесовские расчеты по VAR-моделям для каждой страны и повторяем сравнительный анализ. Результаты оценивания представ-

мический кризис, содержит эпизоды существенных монетарных шоков. В случае стран с развивающимися рынками внутри этого периода обнаруженные монетарные шоки оказываются сначала стимулирующими, а ближе к концу периода — ограничительными (см., например, динамику шоков в Чили, Колумбии и ЮАР). Заметным исключением является Польша, в которой за этот период не наблюдалось снижения ВВП.

Для эталонной экономики (Великобритании) мы также наблюдаем несколько заметных шоков на всем горизонте наблюдений: ограничительные в начале 2000-х годов, во второй половине 2007 г., в 2010 г. и в начале 2015 г.; стимулирующие — в начале 2000-х

лены в Приложении, п. Б, рис. Б1 для процентной ставки (идентифицирующая переменная, нормирована к +1 п.п. в период возникновения шока) и в Приложении, п. Б, рис. Б2 и Б3 – для остальных реагирующих эндогенных переменных.

Результаты таких расчетов показывают, что многие результаты сохраняются на качественно том же уровне, хотя появляются и некоторые различия.

1. ВВП продолжает негативно реагировать на выделенный шок процентной ставки, но гораздо раньше, чем в базовом случае. Пиковая реакция будет снижаться до –1 п.п. в некоторых странах с развивающимися рынками<sup>8</sup> (от –2,5 в базовом случае) и до –2,4 п.п. в Великобритании (от –2,8 в базовом случае).

2. ИПЦ начинает демонстрировать эффект «загадки цен» (price puzzle) в Великобритании, но не в странах с развивающимися рынками, в которых реакция всюду содержит нулевые значения в своем доверительном интервале. Исключение – Чили, для которой мы обнаруживаем устойчивую негативную реакцию. Интересно, что при упорядочивании по Холецкому мы не получаем загадки цен для стран с развивающимися рынками и отрицательная реакция цен согласуется с тем, что обычно ожидают центральные банки, когда они удивляют экономических агентов ужесточением политики. В то же время мы должны относиться к этой реакции с осторожностью, поскольку она не угасает даже через 30 кварталов, после того как шок достигнет –0,5 п.п. (по сравнению с –0,6 п.п. при воздействии в базовом случае).

3. M2 негативно реагирует на выделенный шок как в странах с развивающимися рынками, так и в Великобритании. В некоторых из этих стран<sup>9</sup> реакция начинается с 5 квартала и заканчивается примерно около 20 квартала после достижения –2,5 п.п. на пике (в 12 квартале). Для Великобритании реакция ИПЦ будет оценена как еще более выраженная (–5,5 п.п. на пике, достигаемом в 17 квартале) и продолжительная (начинается со 2-го и заканчивается в 29 квартале).

4. Мы снова наблюдаем положительную реакцию реального эффективного валютного курса (REER) на выделенный шок в некоторых странах с развивающимися рынками<sup>10</sup> и, в отличие от базового случая, существенно более сильную отрицательную реакцию в Великобритании. И в странах с развивающимися рынками, и в Великобритании реакция, как и в основных результатах, описанных выше, оказывается очень быстрой, достигая на пике +3 п.п. в этих странах и –5 п.п. в эталонной экономике.

5. Мы получаем сильную негативную реакцию фондовых рынков в некоторых странах с развивающимися рынками и отсутствие четкой реакции в Великобритании, как в и базовом случае. Как и раньше,

<sup>8</sup> С точки зрения реакции ВВП это – восемь стран, а не 11, как раньше: Бразилия, Чили, Колумбия, Чехия, Венгрия, Мексика, Польша и ЮАР.

<sup>9</sup> С точки зрения реакции M2 выделяются три страны: Колумбия, Венгрия и Польша. В базовом случае у нас есть все страны в списке благодаря схеме знаковых ограничений.

<sup>10</sup> С точки зрения реакции REER есть четыре страны: Чехия, Венгрия, Польша, Таиланд, – тогда как в базовом случае у нас было три страны.

для этих стран реакция достигает максимума в 7–8 квартале после шока, но пик силы (размера) реакции несколько меньше –10 п.п. (по сравнению с –15 ранее).

*Другие подходы к ограничениям знаков функций откликов.* Мы перезапустили наши расчеты с двумя альтернативными схемами идентификации монетарных шоков, предложенных в (Jagocinski, 2010; Jagocinski, Karadi, 2020), и получили качественно те же выводы, что были описаны выше<sup>11</sup>.

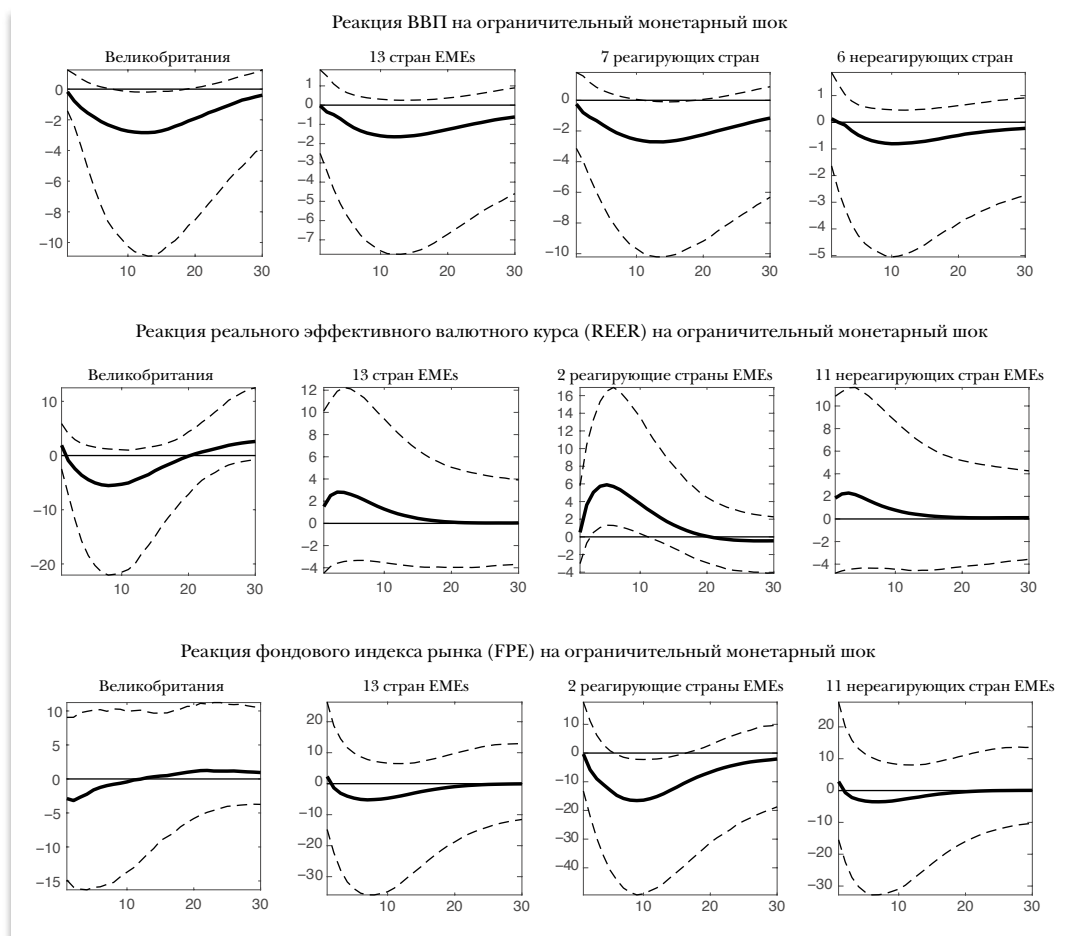
*Различные определения некоторых эндогенных переменных.* Можно предположить, что для Великобритании мы должны полагаться на другие виды процентных ставок, отличных от ставки центрального банка. Причина в том, что к концу 2009 г. – началу 2010 г. регулируемая процентная ставка достигала нулевого порога (zero lower bound, ZLB) и оставалась там примерно пять лет. Таким образом, на этом горизонте времени никакой новой информации для идентификации шоков денежно-кредитной политики у нас нет. Мы решаем эту проблему, переключаясь на альтернативную процентную ставку по государственным облигациям Великобритании, полученную из базы данных МВФ (IMF IFS). Используя этот инструмент, мы переоцениваем нашу базовую VAR для Великобритании. Результаты новой оценки представлены в Приложении, п. В, рис. В1. Как следует из оцененных IRF, наши результаты не стали лучше, чем раньше. Наоборот, даже реакция ВВП, хотя и остается негативной, теперь становится менее четкой, в том смысле, что ноль всегда находится внутри доверительного интервала. Для реакции REER картина качественно похожа. Единственное улучшение по сравнению с базовым случаем состоит в том, что теперь мы видим четкую негативную реакцию фондового рынка на шок.

*Учет шоков агрегированного спроса (AD) и предложения (AS).* Принимая во внимание критику современных SVAR-моделей о возможном смещении оценок монетарных эффектов из-за невключения в модель показателей AD- и AS-шоков (Wolf, 2020), мы проделали серию дополнительных расчетов по SVAR-модели для стран с развивающимися рынками, в которой расширили пространство идентифицируемых шоков за счет включения AD- и AS-шоков. Знаки ограничений на функции отклика эндогенных переменных на каждый из этих шоков взят из работы (Gambetti, Musso, 2017) и является стандартным. Положительный шок спроса выявляется с помощью одновременного наложения положительных знаков отклика ВВП и цен (инфляции), а также ставки процента центрального банка, пытающегося сгладить колебания бизнес-цикла. Положительный шок предложения задается как одновременное событие, при котором ВВП увеличивается, а цены (инфляция) снижаются. Таким образом, в каждой страновой SVAR-модели мы перешли от рассмотрения одного шока (монетарного) к трем. Следуя (Uhlig, 2005), мы задали горизонт в два квартала, в течение которых должны выполняться указанные ограничения на знаки функции отклика.

<sup>11</sup> Для экономии места результаты не приводятся и они доступны по запросу читателей.

Постранные результаты оценок представлены в онлайн-приложении к этой статье (см. Приложение, п. A12\$\$\$\$, где для каждой страны изображены функции отклика на ограничительный монетарный шок в условиях, когда в модели учитывается только этот шок (слева) и когда добавляются шоки AD и AS (справа)). Как следует из расчетов, набор стран, для которых отклики ВВП на монетарный шок были значимы в базовой версии результатов, остался по большей части тем же. Учет AD- и AS-шоков действительно привел к небольшому снижению пиковой величины отклика и расширению границ доверительных интервалов, что, однако, не критично с точки зрения статистической значимости. Наши базовые результаты остались неизменными на качественном уровне.

Агрегирование результатов этих расчетов на группы стран, реагирующих и не реагирующих на ограничительный монетарный шок, представлено на рис. 5.



**Рис. 5**

*Функции импульсных откликов IRFs показателей ВВП, реального эффективного валютного курса и фондового индекса на монетарный шок, отделенный от шоков агрегированного спроса AD и предложения AS*

Оценки реакции ВВП на шок означают, что для Великобритании мы наблюдаем ту же пиковую реакцию, что и в базовой версии расчетов, однако границы доверительного интервала стали заметно шире. В случае стран с развивающимися рынками мы получаем, что число реагирующих стран сокращается с 11 до 7<sup>13</sup>; пиковая реакция остается примерно на том же уровне, что и в базовой версии, а границы доверительных интервалов существенно расширяются.

Новые оценки реакции REER на ограничительный монетарный шок показывают, что теперь такая реакция для Великобритании хотя и достигает того же пика, что и раньше (–5 п.п.), но всюду включает ноль в свой доверительный интервал. Для реагирующих стран с развивающимися рынками<sup>14</sup> пиковая реакция осталась примерно той же, как и ранее, а границы доверительных интервалов расширились, как и в случае с ВВП.

С точки зрения оценок реакции фондового рынка мы получаем те же количественные выводы, что и в базовой версии для Великобритании и стран с развивающимися рынками, с тем лишь отличием, что число реагирующих стран теперь сократилось с семи всего до двух<sup>15</sup>.

*Различные определения экзогенных переменных.* В базовой версии расчетов мы предполагаем, что ключевой экзогенной переменной для стран с формирующимися рынками являются условия торговли сырьевыми товарами. Однако центральные банки этих стран могут также реагировать на монетарные условия в глобальных экономиках (например, США и/или Еврозоне), уровень неопределенности на мировых финансовых рынках, новости об экономической активности в мировой экономике. Поскольку подобная информация лишь частично учитывается в обменных курсах или динамике фондового рынка, шестой и седьмой переменных (см. разд. 3), включенных в модель, мы провели три дополнительные серии расчетов, заменяя условия торговли сырьевыми товарами каждой из трех новых характеристик:

- процентной ставкой ФРС США (результаты отражены в онлайн-приложении, п. 2);
- опережающим показателем роста выпуска стран ОЭСР (результаты оценок – в онлайн-приложении, п. 3);
- глобальной финансовой волатильностью (VIX-индексом) (результаты – в онлайн-приложении, п. 4).

В целом мы получили качественно те же выводы, что и в базовой версии расчетов.

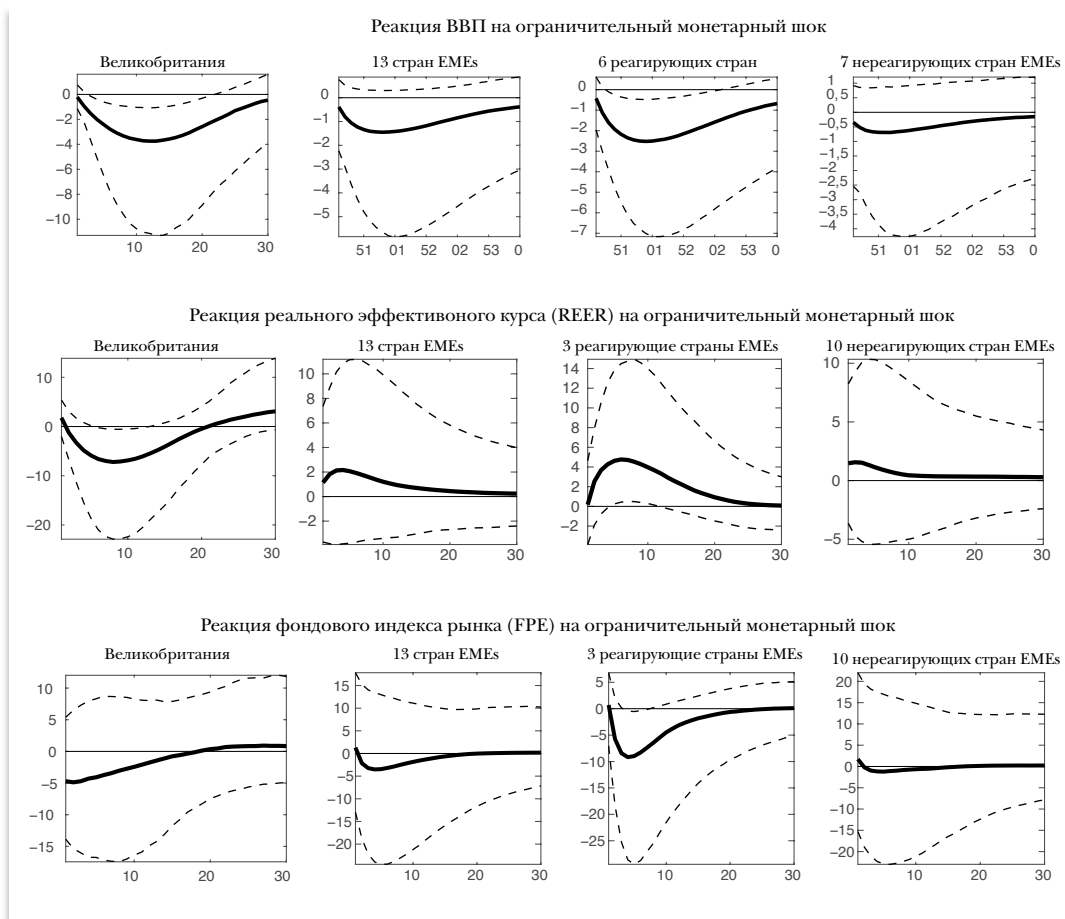
Для экономии места представим здесь только агрегированные результаты расчетов функций отклика, и только для SVAR-модели с VIX индексом<sup>16</sup> (рис. 6). Анализ показывает, что мы получили не только качественно, но и количественно очень близкие результаты реакции

<sup>13</sup> В их состав входят: Чили, Чехия, Южная Корея, Польша, ЮАР, Таиланд, Турция.

<sup>14</sup> Их число сократилось с трех до двух: Венгрия и Таиланд.

<sup>15</sup> Польша и Таиланд.

<sup>16</sup> Остальные две версии расчетов доступны по запросу читателей.

**Рис. 6**

*Функции импульсных откликов IRFs показателей ВВП, реального эффективного валютного курса и фондового индекса рынка на монетарный шок, отделенный от влияния глобальной финансовой волатильности*

экономик на ограничительный монетарный шок (сравни с рис. 2). Единственное отличие состоит в том, что в текущем случае число стран с развивающимися рынками, для которых доверительный интервал оценки реакций не включает нуля, сокращается с 11 до 6-ти в случае ВВП и с 6 до 3-х — в случае фондового индекса.

## 6. Выводы

Мы сравнили трансмиссию шоков денежно-кредитной политики в экономику в 13 странах с развивающимися рынками с тем, как она происходит в Великобритании (эталонная экономика).

Мы ориентируемся исключительно на периоды таргетирования инфляции, в которые регулируемые процентные ставки служат оперативным инструментом денежно-кредитной политики для всех рассма-

триваемых стран. Чтобы оценить трансмиссию в конкретной стране, мы описываем стандартную монетарную VAR-модель, рассматриваемую в литературе, и включаем одну дополнительную переменную, отражающую внешние условия. В качестве прокси-переменной для этих условий, учитывая их важность для стран с развивающимися рынками, был выбран показатель условий торговли сырьевыми товарами. В рамках VAR монетарные шоки выявляются применением популярного подхода ограничений на знаки функций отклика (Uhlig, 2005). Иными словами, положительная реакция (рост) процентной ставки и отрицательные реакции (сокращения) инфляции (ИПЦ) и спроса накладываются на деньги (M2). Мы применяем байесовский подход к оценке VAR-моделей, чтобы уменьшить «проклятие размерности». В отличие от предыдущих исследований мы не ограничиваем анализ использованием сопряженных форм априорных распределений параметров VAR-моделей при байесовском оценивании, которые ввиду симметричности приводят к ненулевым реакциям внешних условий на внутренние шоки. Вместо этого мы используем несопряженное, несимметричное априорное распределение, разработанное в (Kadiyala, Karlsson, 1997). Оно позволяет устранять такие побочные эффекты наложением ограничений малой открытой экономики.

Полученные нами результаты свидетельствуют о том, что денежно-кредитная политика в странах с развивающимися рынками характеризуется не меньшей эффективностью, чем в Великобритании: монетарные шоки сдерживают инфляционные процессы, но имеют ряд негативных эффектов в виде замедления темпов роста ВВП и оттока средств с фондовых рынков. Эти результаты дополняют анализ в работе (Jagocinski, 2010), где автор пришел к очень схожему выводу о трансмиссии денежно-кредитной политики в экономики стран Восточной Европы по сравнению со странами Западной Европы. В целом наши выводы добавляют новые эмпирические свидетельства трансмиссии монетарных шоков в экономику и финансовые рынки стран с формирующимися рынками и, таким образом, поддерживают дискуссию о реальных последствиях изменений денежно-кредитной политики.



## ПРИЛОЖЕНИЕ

## А. Данные

Таблица А1

Описание данных: источники и коды

| Номер переменной | Название показателя в базе данных  | Код               | Единицы измерения   | Источник данных |
|------------------|--|-------------------|---------------------|-----------------|
| 1                | Commodity Net Export Price Index, individual commodities weighted by ratio of net exports to GDP, rolling weights, Index | CTOT              | Index               | IMF             |
| 2                | Gross Domestic Product, Volume   | NGDP_R_K_IX       | Индекс              | IFS             |
| 3                | Prices, Consumer Price Index, All items, Index   | PCPI_IX           | Индекс              | IFS             |
| 4                | Central bank policy rate   | CBRPOL            | %                   | BIS             |
| 5                | Monetary, M2, Domestic Currency  | FM2_XDC           | Национальная валюта | IFS             |
| 6                | Real effective exchange rate, broad (60 economies) indices CPI-based; period averages; 2010 = 100                        | EER_REAL_2010_100 | Индекс              | BIS             |
| 7                | Financial Market Prices, Equities, Index   | FPE_IX            | Индекс              | IFS             |

## Б. Альтернативная схема идентификации монетарных шоков: упорядочивание по Холецкому

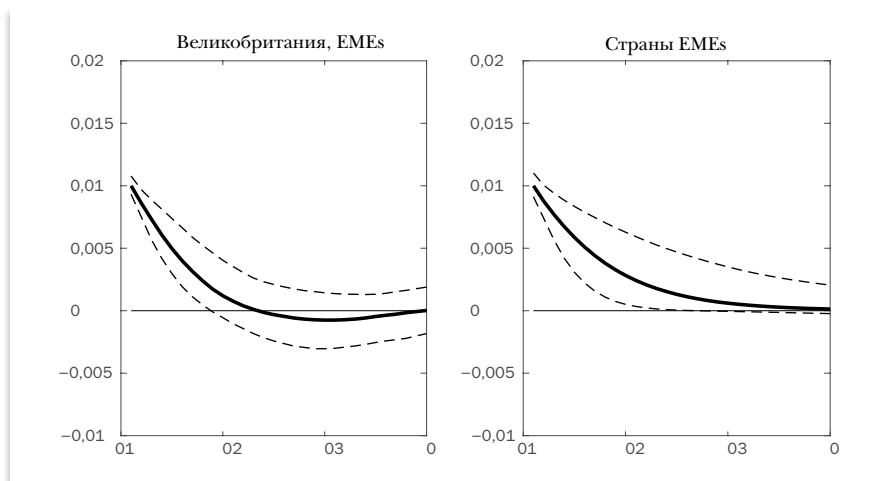
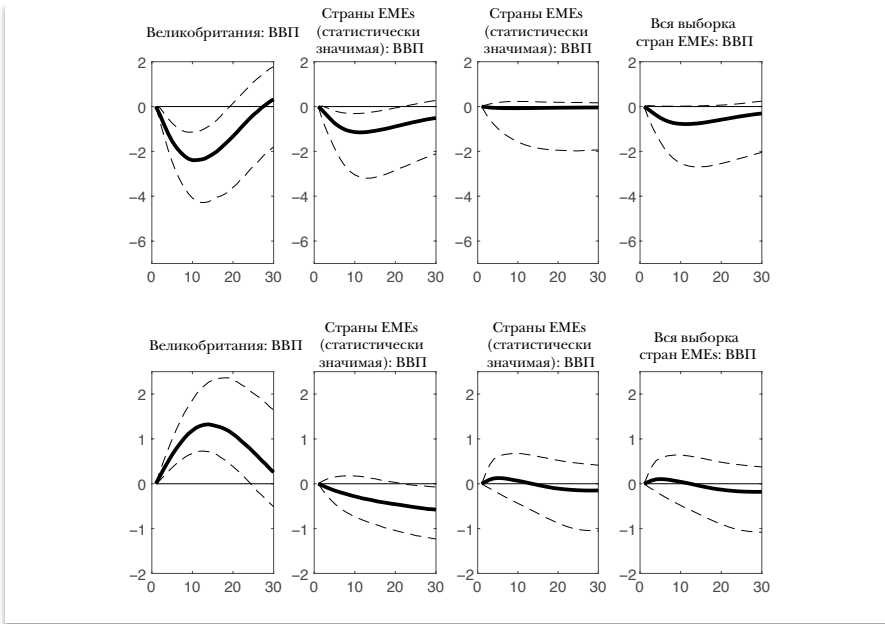


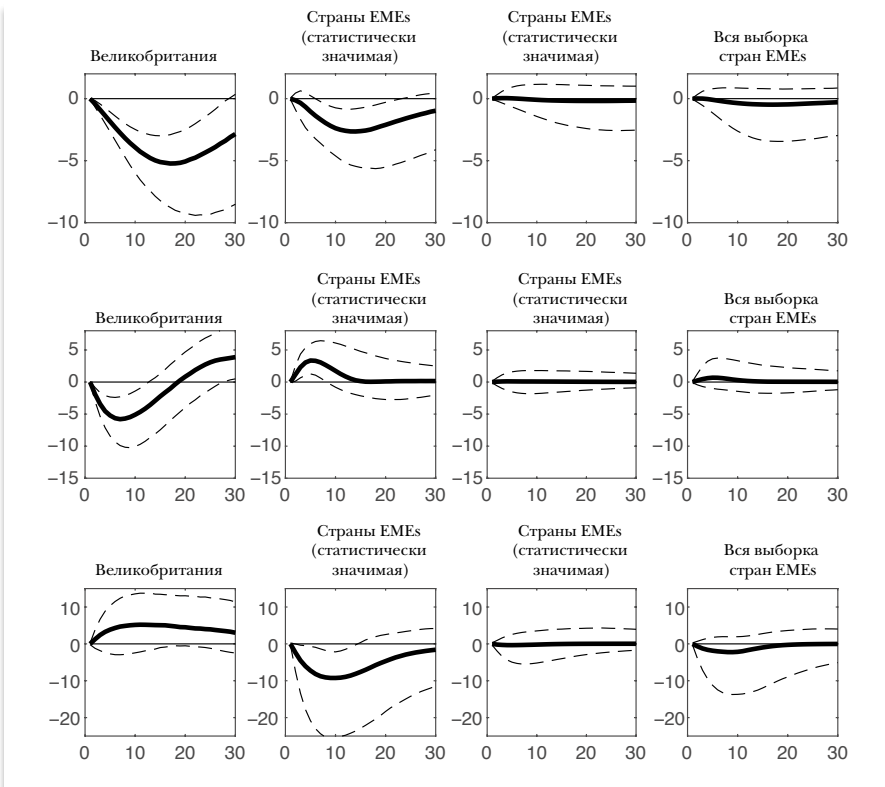
Рис. Б1

Сравнительная идентификация шоков денежно-кредитной политики: выделение шока процентной ставки с помощью упорядочивания по Холецкому



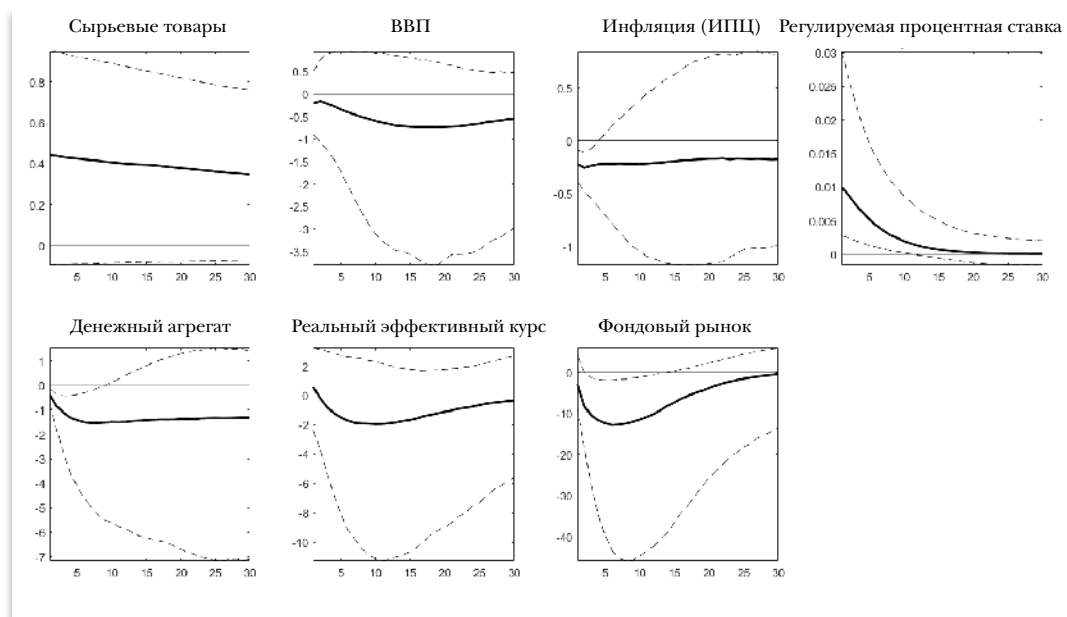
**Рис. Б2**

Функции импульсных откликов IRFs показателей ВВП и инфляции (ИПЦ)



**Рис. Б3**

Функции импульсных откликов IRFs показателей: денежного агрегата (M2), реального эффективного курса (REER) и фондового рынка (Stock Index)

**В. Базовая схема идентификации шоков: процентные ставки по облигациям вместо ставки центрального банка****Рис. В1**

Функции импульсных откликов IRFs эндогенных переменных на шоки доходностей облигаций в Великобритании (эталонная экономика)

## ЛИТЕРАТУРА / REFERENCES

- Пестова А., Мамонов М.** (2016). Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики // *Экономическая политика*. № 4. С. 56–92. [**Pestova A., Mamonov M.** (2016). Estimating the influence of different shocks on macroeconomic indicators and developing conditional forecasts on the basis of BVAR model for the Russian economy. *Economic Policy*, 4, 56–92 (in Russian).]
- Aguiar M., Gopinath G.** (2007). Emerging market business cycles: The cycle is the trend, *Journal of Political Economy*, 115, 1, 69–102.
- Bernanke B.S., Blinder A.S.** (1992). The federal funds rate, the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82, 4, 901–921.
- Cesa-Bianchi A., Thwaites G., Vicendoa A.** (2019). Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach. *Working paper*.
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C.L.** (1999). Monetary policy shocks: What have we learned, to what end? In: J.B. Taylor, M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1, Ch. 2, 65–148.
- Cobham D.** (2019). A comprehensive classification of monetary policy frameworks in advanced, emerging economies. *Oxford Economic Papers*. Forthcoming.

- Doan T., Litterman R., Sims C.A.** (1984). Forecasting, conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3, 1–100.
- Gambetti L., Musso A.** (2017). Loan supply shocks and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 32, 4, 764–782.
- Gerko E., Rey H.** (2017). Monetary policy in the capitals of capital. *Journal of the European Economic Association*, 15, 4, 721–745.
- Gertler M., Karadi P.** (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, 1, 44–76.
- Hammond G.** (2012). *State of the art of inflation targeting*. Centre for Central Banking Studies Handbook No. 29.
- Jarocinski M.** (2010). Responses to monetary policy shocks in the east, the West of Europe: A comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 25, 833–868.
- Jarocinski M., Karadi P.** (2020). Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12, 2, 1–43.
- Kadiyala K.R., Karlsson S.** (1997). Numerical methods for estimation, inference in Bayesian VAR models. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 2, 99–132.
- Kilian L., Lütkepohl H.** (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Koop G., Korobilis D.** (2010). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Foundations, Trends in Econometrics*, 4, 3, 267–358.
- Mallick S., Sousa R.** (2012). Real effects of monetary policy in large emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, 16, 2, 190–212.
- Passari E., Rey H.** (2015). Financial flows, the international monetary system. *Economic Journal*, 185, 584, 675–698.
- Rafiq M., Mallick S.** (2008). The effect of monetary policy on output in EMU3: A sign restriction approach. *Journal of Macroeconomics*, 30, 1756–1791.
- Ramey V.** (2016). Macroeconomic shocks, their propagation. In: J.B. Taylor, H. Uhlig (Eds.). *Handbook of Macroeconomics*, 2A, 71–162.
- Uhlig H.** (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, 2, 381–419.
- Uribe M., Schmitt-Grohe S.** (2017). *Open Economy Macroeconomics*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Wolf C.K.** (2020). SVAR (mis-)identification and the real effects of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Forthcoming.

Поступила в редакцию 01.02.2020

Received 01.02.2020

**M.Ye. Mamonov**

Institute for International Studies (IIS), MGIMO-University, Moscow, Russia; CERGE-EI, Charles University and the Economics Institute of the Czech Academy of Sciences, Czech Republic

**A.A. Pestova**

Institute for International Studies (IIS), MGIMO-University, Moscow, Russia; CERGE-EI, Charles University and the Economics Institute of the Czech Academy of Sciences, Czech Republic

## **Transmission of monetary policy shocks in small open emerging market economies**

**Abstract.** In this paper, we compare the transmission of monetary policy shocks using quarterly data for 13 emerging market economies (EMEs) with that in a benchmark advanced open economy, the United Kingdom, in the periods of inflation targeting (from 1990s onward). To estimate the transmission within a given country, we specify a monetary VAR-model and we extend it with a variable reflecting commodities terms of trade. We identify monetary policy shocks using a sign restriction scheme: a restrictive shock is determined as an unexpected rise of policy rate and reduction of inflation (CPI) and money demand (M2). We apply the Bayesian approach to estimating VARs to address the curse of dimensionality. Our results indicate that monetary policy in EMEs is not less efficient comparable to the U.K.: restrictive monetary shocks decrease inflation but also lead to a slowdown of GDP and stock market outflows. Overall, our findings add to the debate on the real effects of monetary policy surprises with a special attention to a large set of EMEs.

**Keywords:** *monetary policy shocks, small open economies, emerging market economies, Bayesian VAR-models, sign restrictions.*

JEL Classification: C34, G21, G33.

DOI: 10.31737/2221-2264-2021-52-4-2