

Прикладная эконометрика, 2022, т. 66, с. 39–67.

Applied Econometrics, 2022, v. 66, pp. 39–67.

DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-39-67

Д. Р. Сугаипов¹

Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику

В работе исследуется влияние новостных шоков условий торговли на динамику выпуска, потребления, инвестиций, торгового баланса и обменного курса в России. Под новостями в работе понимается появление информации о будущих изменениях в экономике. Для выявления ожидаемых шоков используется метод максимизации доли дисперсии прогнозной ошибки временного ряда условий торговли на конечном горизонте в несколько кварталов. Полученные результаты свидетельствуют о том, что новостные шоки оказывают значимое влияние на российскую экономику и объясняют до 60% вариации основных показателей.

Ключевые слова: новостные шоки; условия торговли; деловые циклы; максимум доли дисперсии ошибки прогноза.

JEL classification: E32; F41; D84.

1. Введение

Важным направлением исследований в макроэкономической теории является анализ причин экономических колебаний (Rebelo, 2005; Григорьев, Иващенко, 2010). В поисках ответов ученые проводят множество исследований, в центре внимания которых оказываются нефтяные, монетарные, фискальные, технологические и иные типы шоков. Однако чаще всего речь идет именно о неожиданных изменениях — появлении новых технологий, уменьшении предложения нефти, внезапном увеличении госрасходов или процентной ставки. Лишь со временем пришло понимание, что эти структурные шоки не приводят к флуктуациям, наблюдаемым в данных (Cochrane, 1994). Шоки производительности не генерируют однонаправленных откликов макропоказателей, монетарные шоки не могут объяснить существенную долю наблюдаемой вариации переменных, а некоторые другие в принципе сложно идентифицировать, не прибегая к DSGE-моделям (Barsky et al., 2015).

В качестве альтернативы некоторые исследователи стали изучать влияние ожидаемых шоков² на экономику. Основная идея состояла в том, что экономические агенты способны предсказывать будущий спрос, опираясь на доступную им информацию. Например, если индивиды предсказывают, что потребность в каком-то товаре в будущем возрастет, они могут

¹ Сугаипов Дени Ризванович — РАНХиГС, Москва; sugaipov-dr@ranepa.ru.

² В рамках данного исследования словосочетания «ожидаемый шок» и «новостной шок» синонимичны.

начать инвестировать в производство этого блага еще до того, как спрос на него сформируется. И если индивидов, получивших одинаковые прогнозы, будет очень много, тогда такая ситуация может привести к экономическому буму.

И наоборот, если прогнозы экономических агентов окажутся ошибочными, а предсказанный спрос выше реального, то экономика может быть переполнена инвестициями, что в итоге приведет к рецессии. Таким образом, ожидания агентов, построенные на новостях о будущих изменениях в экономике, могут стать факторами, приводящими к экономическим колебаниям. При этом важны не только простота и изящество идеи, но и то, какие проблемы она может решить. Так, к примеру, новостные технологические шоки способны объяснить возникновение рецессий, не опираясь на технологический регресс. Рецессия может возникнуть в случае, если новость о будущем росте производительности в момент реализации окажется недостоверной.

Пессимистичные и оптимистичные настроения индивидов могут оказаться важными и во многих других контекстах — говорится ли об ожиданиях по санкциям, внешнему спросу или прогнозах цен на нефть. Все эти внешнеэкономические факторы принимают особую значимость, когда рассматриваются малые открытые экономики, в том числе и Россия.

Цель настоящего исследования состоит в том, чтобы оценить влияние новостных шоков условий торговли на динамику российских макроэкономических показателей. Для достижения поставленной цели будем использовать два больших пласта научных работ. С одной стороны — это литература, посвященная анализу влияния новостных шоков производительности на экономику. В том числе одни из самых первых работ по новостным шокам, использовавшие векторные модели коррекции ошибок (Beaudry, Portier, 2006; Beaudry, Lucke, 2010). Также можно выделить статью (Barsky, Sims, 2011), в которой впервые был использован метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза (maximum forecast error variance share approach). В дальнейшем он стал основным для идентификации новостных технологических шоков. И отдельно стоит упомянуть последующую литературу, в которой этот метод модифицировался (Zeev, Khan, 2015; Kurmann, Sims, 2021).

С другой стороны, стоит обратить внимание на работы, рассматривающие влияние условий торговли на циклические колебания. Важность неожиданных шоков условий торговли для развивающихся стран была определена еще в исследованиях (Mendoza, 1995; Kose, 2002), но более современные работы (Schmitt-Grohé, Uribe, 2018) не смогли подтвердить выводов ранних статей. Используя метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза, (Zeev et al., 2017) выяснили, что для развивающихся стран более важными могут оказаться ожидаемые шоки условий торговли, а не неожиданные.

Данная работа также будет основана на модифицированном методе максимизации доли дисперсии ошибки прогноза (Zeev et al., 2017). В большей части литературы, использующей данную методологию для идентификации новостных технологических шоков, предполагается, что появление новостей о будущем увеличении производительности не может мгновенно повлиять на текущий уровень производительности. Но новости о будущих изменениях в условиях торговли могут оказывать влияние на сами условия торговли в тот же период, когда появилась новость. Это становится возможным через канал изменения запасов. Для того чтобы учесть возможность мгновенного влияния новостей на экономику, Zeev et al. (2017) используют модификацию подхода (Barsky, Sims, 2011), представленную в (Kurmann, Sims, 2021). Однако этот метод не дает возможности однозначно определить выявленный

шок как новостной, поскольку он включает как ожидаемую, так и неожиданную компоненты. По этой причине Zeev et al. (2017) называют такой шок «шоком, дополненным новостями»³.

Что касается метода оценивания, то будет использоваться байесовская векторная авторегрессия (BVAR) с неинформативным априорным распределением. Байесовский подход полезен тем, что позволяет решать проблему «проклятия размерности». Таким образом, сначала оцениваем VAR-модель в приведенной форме, где текущие значения всех переменных будут зависеть от своих лагов. А затем используем полученные остатки из модели в приведенной форме для поиска структурных шоков с помощью максимизации доли дисперсии ошибки прогноза.

Настоящая работа дополняет существующие отечественные исследования, рассматривающие влияние цен на нефть на макропоказатели в России. Известно, что нефтяные цены играют важную роль в динамике выпуска, потребления, инвестиций и обменного курса (Пестова, Мамонов, 2016; Шоломицкая, 2017; Дробышевский и др., 2018; Ломоносов и др., 2020; Зубарев, Рыбак, 2020), однако роль ожиданий экономических агентов остается под вопросом. Одной из наиболее близких к данному исследованию является статья (Ломоносов и др., 2021), где среди прочего идентифицируется спекулятивный шок цен на нефть. Этот шок отражается в изменениях запасов нефти, что перекликается с новостным шоком условий торговли. Стоит также отметить, что зачастую именно ценами на нефть аппроксимируют условия торговли, поскольку именно цены на нефть являются основной движущей компонентой этого показателя в России.

Дальнейшее изложение построено следующим образом. Во втором разделе представлен обзор литературы по теме исследования. В третьем разделе описаны используемые данные и модель. Четвертый раздел посвящен результатам эконометрической оценки, а в пятом представлена проверка устойчивости полученных результатов.

2. Обзор литературы

На протяжении длительного периода времени вопрос о том, могут ли неожиданные изменения условий торговли являться причиной экономических колебаний в развивающихся странах, не вызывал серьезных споров. Работы (Mendoza, 1995; Kose, 2002) однозначно определяли важность этих шоков. В них для ответа на поднятый вопрос были построены динамические стохастические модели общего равновесия малых открытых экономик. В первой из этих статей было обнаружено, что неожиданный положительный шок условий торговли приводит к росту инвестиций, выпуска, потребления и торгового баланса в краткосрочном периоде. Важность выявленного шока подчеркивалась тем, что он объясняет около половины вариации выпуска. Kose (2002) в своей работе модифицировал модель Mendoza (1995), чтобы учесть эмпирически значимые характеристики развивающихся стран. Так, он обнаружил, что шоками мировых цен⁴ можно объяснить 88% вариации выпуска и 90% вариации инвестиций в развивающихся экономиках.

³ В дальнейшем в тексте для краткости выявленный шок будет называться и как «новостной», и как «ожидаемый», хотя корректнее было бы писать «шок, дополненный новостями».

⁴ Kose (2002) концентрировался на шоках относительных цен товаров промышленного назначения и промежуточных товаров по сырью, а не на шоках условий торговли по той причине, что условия торговли не в полной мере отражают изменения сильно волатильных относительных цен экспортных и импортных товаров.

Позже появилось исследование (Schmitt-Grohé, Uribe, 2018), в котором важность шоков условий торговли для бедных и развивающихся стран была поставлена под сомнение. Авторы на основе SVAR-модели с краткосрочными ограничениями обнаружили, что вышеупомянутые шоки объясняют всего около 10% колебаний деловой активности. Разрыв в предсказаниях между теоретическими моделями более ранних исследований и своей работой авторы объяснили с помощью различий в используемых статистических показателях при калибровках. Корректировка расчетов реального выпуска как раз и привела к уменьшению важности идентифицированных шоков, что, на первый взгляд, согласовывалось с выводами из их SVAR-модели. Однако результаты оценивания модели векторной авторегрессии и результаты калибровки теоретической модели на уровне отдельных стран оказались противоречивыми. Исследователи не смогли найти объяснения обнаруженному факту и оставили этот вопрос открытым.

Ответ на выявленное эмпирическое несоответствие попытались дать Zeev et al. (2017), которые предположили, что выводы исследования (Schmitt-Grohé, Uribe, 2018)⁵ могли оказаться неверными вследствие игнорирования новостной составляющей шоков условий торговли. Как считали авторы, экономические агенты способны легко предсказывать будущие изменения условий торговли, т. к. могут распознавать причины, лежащие в основе будущих изменений. А значит, индивиды способны подстраивать свои экономические решения под меняющуюся конъюнктуру.

Строго говоря, работы, рассматривающие ожидания как причину экономических колебаний, появились не так давно. Одно из самых ранних упоминаний термина «новостной шок» можно найти в статье (Cochrane, 1994). Автор не обнаружил подтверждения тому, что технологические, монетарные или нефтяные шоки могут являться причиной экономических колебаний в США. И в качестве альтернативного варианта он предлагает рассматривать то, какую роль в деловой активности может играть информация, получаемая экономическими агентами. Как считает исследователь, если индивиды получают плохие новости о будущем, они могут снизить свое потребление, что в итоге может привести к рецессии.

Сама же идея о том, что экономические колебания могут возникать вследствие ожиданий экономических агентов, далеко не нова и своими корнями уходит к (Pigou, 1927). Согласно этой точке зрения, причина колебаний заключается в «метаниях умов» всего делового мира между оптимистичными и пессимистичными ожиданиями, что проявляется в виде соответствующих ошибок — какие-то ожидания оказываются чересчур оптимистичными, другие, наоборот, слишком пессимистичными. Это очень близко к (Keynes, 1936, 383–384) с его «animal spirits», который также подчеркивал важность волн пессимизма и оптимизма как движущих сил, стоящих за экономическими колебаниями. Таким образом, изменения ожиданий экономических агентов могут являться серьезным драйвером флуктуаций.

Более подробно механизм влияния и проблема измерения новостных шоков разбираются в обзорной статье (Beaudry, Portier, 2014). Как пишут авторы, если индивиды прогнозируют высокую потребность в каких-то благах в будущем, то они могут начать больше инвестировать, чтобы удовлетворить этот будущий спрос. При этом у индивидов есть два варианта. Они могут инвестировать как в сектор, в котором непосредственно произойдет изменение, так и в комплементарные секторы, которые также выиграют от изменений. С учетом того,

⁵ Более ранний вариант этой работы вышел в 2015 г. в виде препринта NBER (https://www.nber.org/system/files/working_papers/w21253/visions/w21253.rev0.pdf).

что этой деятельностью будет заниматься большое число экономических агентов, такая стратегия приведет к экономическому буму. Если же эти прогнозы окажутся ошибочными и предсказанный спрос будет выше реального, экономика будет переполнена инвестициями, и в результате произойдет рецессия.

Несмотря на общую простоту идеи, оценить влияние новостных шоков на экономику сложно по двум основным причинам. Первая причина — это сложность измерения силы, которая является причиной колебаний (эта сила — предсказания агентов о будущих потребностях экономики). Вторая причина — сложность создания простой модели, которая учитывает, что причиной циклических колебаний могут являться ожидания агентов. Так, исследователи сталкиваются с рядом трудностей в попытках продемонстрировать, как новостные технологические шоки могут приводить к сопоставленным изменениям выпуска, инвестиций, потребления и отработанных часов (Barsky et al., 2015). Проблема возникает в стандартных неоклассических моделях — согласно рассуждениям (Barro, King, 1984), потребление и предложение труда (наряду с инвестициями) будут двигаться в противоположных направлениях, если не произойдет увеличения предельного продукта труда. Решению этой задачи посвящено несколько теоретических работ (Beaudry, Portier, 2007; Jaimovich, Rebelo, 2009).

Для получения требуемого результата (Beaudry, Portier, 2007) приходится строить трехсекторную модель экономики, состоящую из секторов товаров конечного потребления, а также товаров краткосрочного и длительного пользования. В такой модели можно добиться роста как инвестиций, так и потребления, поскольку решения о текущих инвестициях будут приниматься обособленно от решений по потреблению. Этот эффект достигается за счет того, что новости о будущих изменениях касаются именно сектора товаров краткосрочного пользования (или же промежуточных товаров), а они, в свою очередь, комплементарны капиталу, используемому для производства в секторе товаров конечного потребления. Таким образом, индивидам становится выгодно начинать инвестировать сразу после появления новостей. Согласно модели, если новости о будущем увеличении производительности будут возникать в каких-то других секторах, они не будут приводить к деловым циклам. Вместо этого экономическим агентам окажется выгоднее дожидаться реализации технологического шока и затем начинать инвестировать.

Другой подход применен в работе (Jaimovich, Rebelo, 2009). Авторы вводят в свою теоретическую модель три элемента — переменное использование капитала, издержки изменения инвестиций и особые предпочтения работников, которые позволяют варьировать силу влияния эффекта дохода на предложение труда. Они играют ключевую роль в достижении сопоставленных изменений макропоказателей.

Если использование основного капитала будет постоянным, то в ответ на ожидаемый технологический шок инвестиции будут падать, занятость и выпуск не будут меняться и лишь потребление вырастет. Издержки изменения инвестиций необходимы для того, чтобы экономические агенты реагировали на новости заранее, а не ждали реализации технологий. Что же касается предпочтений работников, то введенная авторами предпосылка позволяет варьировать эффект дохода во времени — так, чтобы в краткосрочном периоде наблюдалось увеличение отработанных часов в ответ на шок, а в долгосрочном периоде они возвращались к устойчивому состоянию.

В таком случае будущее увеличение производительности будет означать, что в какой-то момент придется наращивать и инвестиции. Но если существуют издержки изменения капитала, то фирмам станет выгодно сглаживать инвестиции во времени, поэтому они начнут

расти уже после появления новостей. Увеличение инвестиций приведет к снижению стоимости установленного капитала в единицах потребления. Поскольку капитал теперь менее ценный, и его дешевле заменить, то из-за этого становится выгодным повысить загрузку мощностей. Это, в свою очередь, приводит к росту предельного продукта труда. Если эффект дохода мал, то будет наблюдаться одновременно и увеличение количества отработанных часов, и увеличение потребления.

Если же обратиться к шокам условий торговли, то, согласно (Schmitt-Grohé, Uribe, 2018), неожиданный положительный шок условий торговли приводит к укреплению реального обменного курса из-за притока валюты в страну. Вместе с тем возникает эффект дохода от увеличения цены экспортных товаров — за продажу того же объема экспортных товаров, что и раньше, экономические агенты могут выручить больше денег, что способствует увеличению спроса на все группы товаров. Таким образом, в результате шока происходит увеличение экспорта и импорта и улучшение торгового баланса (в стоимостном выражении). Можно ожидать положительного влияния на торговый баланс в силу некоторой инерционности изменения спроса на импортные товары в условиях быстрого роста стоимостных объемов экспорта при улучшении условий торговли. Кроме того, условия торговли будут положительно влиять на выпуск в долгосрочном периоде через накопление капитала (Полбин, 2017).

Схожую реакцию можно проследить и в ответ на новостной шок условий торговли. Новости об изменениях условий торговли в будущем могут влиять на текущие условия торговли через канал запасов, например, вынуждая экономических агентов увеличивать запасы сырья в ожидании будущего роста цен на это сырье. Увеличение спроса на запасы приведет к росту относительной цены экспорта, что и будет улучшением условий торговли. Таким образом, в дальнейшем будет наблюдаться такое же влияние новостного шока на основные макроэкономические показатели, как и при неожиданном положительном шоке условий торговли. Если экономические агенты будут ожидать роста доходов в будущем, то они могут начать потреблять больше уже в текущем периоде, сглаживая свое потребление во времени. Будущее улучшение условий торговли сделает выгодными инвестиции в экспортные сектора, т. к. экономические агенты захотят продать больше товаров по более высокой цене, но также вырастут инвестиции и во внутренние сектора, поскольку увеличится потребительский спрос. Таким образом, ожидаемые улучшения условий торговли способны привести к увеличению как расходов домашних хозяйств, так и инвестиций.

В соответствии с этим, довольно часто можно наблюдать примерно одинаковую реакцию переменных в ответ на неожиданные и ожидаемые события, происходящие в экономике. Например, в работе (Gomes et al., 2017) анализируется, какой эффект на экономику оказывает новостной шок монетарной политики. Так, если экономические агенты ожидают отклонения в правилах установки процентных ставок регулятором, отличающихся от его обычного поведения (к примеру, если центральный банк решил провести в будущем сдерживающую монетарную политику, и из-за этого агенты ожидают более высоких процентных ставок), то индивиды станут сокращать текущее потребление и инвестиции. Падение спроса снизит инфляционное давление. Кроме того, снизится заработная плата, а вслед за ней и отработанные часы. Мгновенное снижение инфляции и разрыва выпуска приведет к первоначальному снижению процентной ставки, которая затем повысится после реализации сдерживающей монетарной политики. Это является самым существенным отличием от случая неожиданного шока сдерживающей монетарной политики, при котором процентная ставка начинает увеличиваться моментально. Для остальных переменных исследователи

обнаруживают, что новостной шок оказывает более сильный и продолжительный эффект, чем неожиданный шок.

Кроме того, не стоит забывать, что изменения фискальной политики также вполне могут быть ожидаемыми. Часто внедрение новой налоговой политики занимает существенное время, так что экономические агенты обладают возможностью отреагировать на предстоящие перемены еще до их реализации. Согласно исследованию (Mertens, Ravn, 2012), ожидаемое снижение налогов, например, на доходы физических лиц, стимулирует фирмы откладывать закупки капитала и создает эффект межвременного замещения труда. В результате снижаются инвестиции, падает количество отработанных часов, а вместе с тем снижается и выпуск. Неожиданным является то, что новостной шок никак не влияет на потребление до реализации. Mertens, Ravn (2011) демонстрируют, что влияние ожидаемого фискального шока на потребление зависит от эффекта дохода. За счет этого эффекта должно происходить увеличение потребления товаров кратковременного пользования. Но падение выпуска приводит к увеличению реальной процентной ставки, что снижает потребление товаров длительного пользования. И так как эти две категории товаров комплементарны, а влияние на них разнонаправленно, то это может являться причиной отсутствия существенного влияния новостей о налоговых изменениях на потребление.

Как видим, современные исследования по новостям о будущих изменениях охватывают множество различных направлений. Можно говорить о новостных технологических, фискальных, монетарных или нефтяных шоках. Но более значимой выглядит классификация исследований по новостным шокам на основе природы самих новостей. Определим всего два различных направления. К первому можно отнести все статьи, в которых новостные шоки выявляются за счет наблюдаемых в данных специфических сигналах, получаемых агентами. Это могут быть изменения налоговой политики, которые становятся известными за 90 дней до их введения (Mertens, Ravn, 2012), открытие новых месторождений газа и нефти (Arezki et al., 2017) или же такие новости, как появление информации об участии в Олимпийских Играх (Brückner, Pappa, 2015).

Для данного исследования более важным является другое направление, в котором новостные шоки не выявляются напрямую за счет новостей. К нему можно отнести работы, в которых в качестве возможной причины экономических флуктуаций рассматриваются новостные технологические шоки. Эти исследования в основном базируются на SVAR- и DSGE-моделях, но имеют ряд особенностей, о которых нужно упомянуть.

В первую очередь стоит сказать о проблеме нефундаментальности (non-fundamentality problem), которая является актуальной для SVAR-моделей с новостными шоками (Kilian, 2013; Beaudry, Portier, 2014). Эта проблема возникает тогда, когда у эконометриста, оценивающего какую-то модель, меньше информации о происходящем в экономике, чем у экономических агентов. Как указывают (Beaudry et al., 2019), в таком случае исследователь не будет способен идентифицировать структурные шоки, основываясь только на данных о прошлом и настоящем.

Тем не менее, Beaudry и Portier (2014) подчеркивают два важных момента. Первый заключается в том, что проблема нефундаментальности возникает не всегда. Второй, более важный — SVAR-модели даже с учетом проблемы нефундаментальности могут давать корректные результаты. Для этого необходимо включать в модель переменные, содержащие информацию об изменениях в тех показателях, которые подвержены проблеме нефундаментальности. Эти переменные не обязательно должны быть теми сигналами, на основании

которых индивиды строят свои прогнозы и принимают решения. Но они должны отражать то, что экономические агенты получили какую-то информацию.

Таких «прогнозных» переменных существует довольно много. В литературе по новостным шокам производительности зачастую используют цены акций, индексы потребительской уверенности и даже такие макроэкономические показатели, как инфляцию и потребление (Barsky et al., 2015).

В целом, для идентификации новостных шоков мало подходят стандартные методы, широко применяемые в эмпирической литературе для нахождения неожиданных шоков. В одном из первых исследований по этой тематике (Beaudry, Portier, 2006) использовалась векторная модель коррекции ошибок с краткосрочными и долгосрочными идентификационными ограничениями для того, чтобы выяснить, могут ли новостные технологические шоки быть причиной циклических колебаний. Авторы считали, что ожидаемые изменения совокупной факторной производительности не будут моментально влиять на уровень технологий, но окажут мгновенное воздействие на цены акций крупных технологических компаний.

Позже это исследование подверглось серьезной критике со стороны научного сообщества. Одной из основных проблем использованного подхода являлось то, что эконометрическая модель давала интерпретируемые результаты, только если в системе оказывалось не больше двух переменных (Kurmman, Mertens, 2014).

Новый метод был предложен в работе (Barsky, Sims, 2011). Здесь использовался подход максимизации доли дисперсии ошибки прогноза на конечном горизонте времени для нахождения новостного технологического шока. Дальнейшие исследования в этой области базируются именно на таком подходе, обычно ссылаясь на него как на метод среднесрочных ограничений (Barsky et al., 2015; Zeev, Khan, 2015). Описание этого метода также можно найти во многих работах, например, в (Kilian, 2013; Kurmman, Sims, 2021), хотя корнями он уходит к работе (Uhlig, 2003).

Для начала опишем процесс генерации данных для производительности. Представим себе, что задан логарифм совокупной производительности a_t как стохастический процесс с двумя структурными шоками: неожиданным технологическим шоком и новостным шоком, который содержит информацию о будущих изменениях. Эти два шока суммарно отвечают за всю вариацию показателя a_t :

$$a_t = (G_{11}(L), G_{12}(L)) \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix}, \quad (1)$$

где $G(L)$ — полином коэффициентов скользящего среднего, w_{it} — структурные шоки. При этом $G_{12}(0) = 0$, так что только w_{1t} влияет моментально на текущую производительность. Таким образом, w_{2t} — это и есть будущий технологический шок.

Получается, что w_{2t} идентифицируется как шок, объясняющий будущие изменения в $a_{t+1}, a_{t+2}, \dots, a_{t+H}$, не учитываемые неожиданными шоками, где H — это какой-то конечный горизонт. В литературе он известен под названием горизонт усечения (truncation horizon)⁶.

⁶ Этот горизонт определяется на основе ожиданий. В случае новостных технологических шоков принято выбирать горизонт в 5–15 лет, т. к. примерно столько времени проходит между появлением информации о технологии и внедрением этой технологии в эксплуатацию. Для новостных шоков условий торговли (Zeev et al.,

Теперь опишем саму модель. Есть вектор переменных y_t размерности $k \times 1$, где уровень производительности a_t является первой переменной. Тогда можно записать VMA модель в форме

$$y_t = B(L)u_t, \tag{2}$$

где u_t — вектор $k \times 1$ изменений с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей $\Sigma_u = E(u_t u_t')$, а $B(L) = I + B_1L + B_2L^2 + \dots$ — лаговый полином.

Также представим, что есть линейное соответствие между инновациями и структурными шоками, записанное в виде

$$u_t = A_t \xi_t, \tag{3}$$

где ξ_t — вектор $k \times 1$ структурных шоков, A — матрица $k \times k$, $\Sigma_u = AA'$.

Таким образом, идентификация структурных шоков подразумевает поиск такой матрицы A , которая инновациям u_t приводит в соответствие структурные шоки ξ_t . Например, матрица \tilde{A} , получаемая из разложения Холецкого, может быть одним из вариантов решения. В таком случае все возможные варианты записи матрицы A , удовлетворяющие условию $\Sigma_u = AA'$, можно представить в виде произведения матрицы \tilde{A} из разложения Холецкого на ортогональную матрицу D ($DD' = I$), т. е. $\tilde{A}D = A$. В таком случае идентификация структурных шоков сводится к выбору ортогональной матрицы D .

Теперь запишем VMA модель в структурной форме:

$$y_t = C(L)\xi_t, \tag{4}$$

где $C(L) = B(L)\tilde{A}D$.

Тогда ошибка прогноза y_t на h шагов вперед будет равняться

$$y_{t+h} - E_{t-1}y_{t+h} = \sum_{\tau=0}^h B_{t,\tau} \tilde{A}D \xi_{t+h-\tau}. \tag{5}$$

Способность шока объяснять будущие изменения переменных оценивается с помощью декомпозиции дисперсии ошибки прогноза (FEVD). Тогда доля дисперсии ошибки прогноза переменной i , относящейся к шоку j на горизонте h , равна

$$\Omega_{ij}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h B_{i,\tau} \tilde{A} \gamma_j \gamma_j' \tilde{A}' B'_{i,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h B_{i,\tau} \Sigma_u B'_{i,\tau}}, \tag{6}$$

где $B_{i,\tau}$ — i -я строка лагового полинома, вычисленная при L в степени τ , γ_j — j -й столбец матрицы D .

2017) в базовой постановке модели берут промежутков в 5 кварталов, хотя, согласно имеющейся литературе, оптимальный горизонт прогнозирования цен на сырье составляет 1–2 года.

Теперь, согласно методу Barsky и Sims (2011), идентификация новостного шока состоит в выборе такого γ , который максимизирует сумму долей дисперсий ошибок прогноза производительности (она идет первой в модели) на каком-то конечном горизонте H с учетом ограничения, что новостной шок ортогонален текущей производительности. Это позволяет сформулировать оптимизационную задачу следующего вида:

$$\gamma^* = \operatorname{argmax}_{\gamma} \sum_{h=0}^H \Omega_{12}(h). \quad (7)$$

При этом первый элемент вектора $\gamma = \gamma_2$ равен 0, что и означает отсутствие моментального влияния новостного шока на уровень производительности, а $\gamma' \gamma = 1$. Второе условие гарантирует, что вектор γ принадлежит ортогональной матрице. Индекс $i = 1$, поскольку производительность является первой переменной в модели, а $j = 2$, т. к. новостной шок является, без потери общности, вторым шоком в ξ_t .

Zeev et al. (2017) использовали модификацию описанного выше метода для идентификации новостных шоков условий торговли. В большинстве работ по ожидаемым технологическим шокам обычно предполагается, что новости о будущем уровне производительности не могут оказывать мгновенного эффекта на текущую производительность, однако эта предпосылка не выполняется, если говорить об условиях торговли. Существует несколько работ, которые описывают, как запасы сырья могут влиять на его ценообразование (Pindyck, 2001; Roache, Erbil, 2010). Так, Pindyck (2001) указывает, что запасы могут использоваться для снижения издержек изменения производства в ответ на предсказываемые колебания спроса, а также помогают обеспечить своевременные поставки и избежать дефицита товаров. Таким образом, производителям важно учитывать ожидаемые величины запасов при определении уровня текущего производства. Например, если экономические агенты будут ожидать роста цен на нефть вследствие сокращения предложения сырья, они могут начать увеличивать запасы нефти уже сейчас, чтобы предупредить возникновение дефицита. Такая ситуация может привести к незамедлительному повышению нефтяных цен вследствие неожиданного увеличения спроса на рынке. Это предположение является реалистичным в том смысле, что движения запасов в отдельные исторические периоды опережали изменения цен на мировом рынке нефти (Baumeister, Kilian, 2016).

Отказ от предпосылки об отсутствии мгновенного эффекта имеет свой недостаток, который уже упоминался раньше. Выбранный метод идентификации не позволяет выделить отдельно новостной шок, как это проделывалось в литературе по ожидаемым технологическим шокам. Тем не менее, выявленный в (Zeev et al., 2017) «шок условий торговли сырьем, дополненный новостями», объясняет в среднем около 50% циклических колебаний в странах Латинской Америки и приводит к мгновенному увеличению выпуска, потребления, инвестиций и торгового баланса, а также к снижению спредов по гособлигациям. Полученные результаты свидетельствуют о важности шоков условий торговли для развивающихся экономик.

Эта корректировка довольно просто представима в рамках описанной выше модели. Единственное, что требуется для этого — не налагать дополнительного ограничения на вектор γ , т. е. первый элемент этого вектора не должен равняться нулю.

Кроме того, Zeev et al. (2017) вносят изменения в оптимизационную задачу (7). Вместо максимизации суммы долей дисперсий ошибок прогноза они ищут шок, который объяснял бы максимальную долю дисперсии в конце горизонта H . Эта идея взята из работы

(Kurzmann, Sims, 2021)⁷. Как указывают (Kurzmann, Sims, 2021), применение такого подхода оказывается устойчивым к возможным ошибкам измерения циклической компоненты временного ряда⁸. В таком случае формулу (7) следует переписать в виде

$$\gamma^* = \operatorname{argmax}_{\gamma} \Omega_{12}(H). \quad (8)$$

Горизонт H принимается равным 5 кварталам. Такое число было выбрано на основе оптимальных горизонтов прогнозирования цен на сырье, которые, согласно работам (Bowman, Nusain, 2004; Chinn, Coibion, 2014), варьируются между 1 и 2 годами. Однако стоит отметить, что в первой из этих работ хорошие прогнозы на период до 2 лет удалось получить лишь для цен на металлы и сельскохозяйственное сырье, а во второй было продемонстрировано, что годовые прогнозы цен на нефть получаются немного лучше полугодовых. В пользу точности прогнозов нефтяных цен на 4 квартала говорят также и результаты (Alquist et al., 2013). В этой статье указывается, что исследователи в своих предсказаниях нефтяных цен зачастую ориентируются на нефтяные фьючерсы, и включение данных по фьючерсам приводит к улучшению прогнозов нефтяных цен на интервале в 1 год. При этом включение в модель фьючерсов не приводит к значимому улучшению точности прогнозов на более коротких или длинных временных промежутках.

Другая проблема касается основного результата работы (Zeev et al., 2017). Исследователи делают вывод о значимости новостного шока на основе средней оценки по группе стран Латинской Америки, не контролируя структурные сдвиги, которые могли происходить в этих экономиках в разные периоды времени. А результаты на уровне отдельных стран показывают, что доля объясненной дисперсии переменных может существенным образом меняться. Например, в Аргентине новостной шок объяснял в среднем 35% вариации выпуска, тогда как в Колумбии — 64%.

В целом же исследование (Zeev et al., 2017) хорошо соотносится с другими работами, изучавшими влияние шоков сырьевых цен на экономику. Например, в (Shousha, 2016; Fernández et al., 2017, 2018) было продемонстрировано, что шоки цен на сырьевые товары оказывают значительный эффект на развивающиеся страны и объясняют 20–50% вариации основных макроэкономических показателей, хотя в этих статьях речь шла только о неожиданных изменениях.

Что же касается исследований по оценке влияния изменений условий торговли на российскую экономику, то здесь также можно выделить несколько работ. Например, в (Полбин, 2017; Ломоносов и др., 2020) условия торговли аппроксимировались с помощью цен на нефть. В этих статьях было продемонстрировано, что изменение цен на нефть оказывалось наиболее важным фактором, влияющим на российскую экономику, среди прочих рассматриваемых шоков. При этом увеличение цен на нефть оказывало как положительное влияние на темпы роста выпуска в краткосрочном периоде, так и отрицательное в среднесрочном. Учитывая

⁷ Более ранняя версия работы была доступна в 2016 г. (см. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w23142/w23142.pdf).

⁸ Для многих работ по новостным технологическим шокам актуальна проблема правильного расчета совокупной факторной производительности (СФП). Результаты исследований могут различаться в зависимости от выбранного способа корректировки этого временного ряда на загрузку мощностей. Подход (Kurzmann, Sims, 2021) как раз и позволял добиваться примерно одинаковых результатов для различных вариантов расчета показателя.

это, необходимо проанализировать, как ожидания агентов по условиям торговли могут влиять на макроэкономические показатели в России.

Таким образом, существует не так много отечественных исследований, посвященных влиянию ожиданий экономических агентов на динамику макроэкономических показателей, хотя в зарубежных исследованиях эта тема раскрыта достаточно широко, и с теоретической точки зрения определены каналы влияния новостных шоков на экономику. Однако существующие зарубежные исследования по новостным шокам условий торговли не акцентируют внимания на структурных изменениях, а игнорирование этого факта может оказывать существенное влияние на получаемые оценки. На основании проведенного обзора литературы можно сделать вывод, что при использовании метода максимизации доли дисперсии ошибки прогноза важно корректно определять горизонт усечения. А поскольку основной компонентой, влияющей на условия торговли в России, являются цены на нефть, то в качестве оптимального прогнозного периода в настоящей работе выбран 1 год.

3. Описание используемых данных и эконометрической модели

Для настоящего исследования используются ежеквартальные данные по российской статистике с 1 квартала 2000 г. по 4 квартал 2019 г. Оценивается модель с 7 переменными, и используются различные методы идентификации для обнаружения ожидаемого и неожиданного шоков. Основной экзогенной переменной в модели являются условия торговли⁹, представляющие собой отношение дефлятора экспорта к дефлятору импорта. Дефляторы были рассчитаны как индексы Пааше. В качестве эндогенных переменных используются ВВП, расходы на потребление домашних хозяйств и валовое накопление основного капитала (в постоянных ценах 2016 г.), а также реальный эффективный обменный курс, торговый баланс, представляющий собой разность между экспортом и импортом в текущих ценах как долю от ВВП в текущих ценах, и индекс цен на недвижимость в России. Условия торговли, выпуск, потребление, инвестиции и торговый баланс очищены от сезонности с помощью процедуры X-13 ARIMA в Gretl, затем взяты логарифмы реальных переменных. Обменный курс представлен таким образом, чтобы увеличение этого показателя обозначало укрепление национальной валюты. Чтобы оценить влияние новостного шока условий торговли на цены недвижимости, используется индекс цен на первичном рынке жилья на конец квартала к концу предыдущего квартала. Затем темпы роста аккумулируются для получения ряда в уровнях. Более подробная и систематизированная информация о наборе переменных, источниках данных и преобразованиях над показателями представлена в табл. П1¹⁰.

Согласно (Zeev et al., 2017), реальный эффективный обменный курс может содержать информацию о будущих изменениях условий торговли. В данной работе именно эта переменная выступает в качестве индикатора того, что экономические агенты получили какие-то сигналы о будущем.

В базовую спецификацию модели все перечисленные показатели входят в уравнения. Конечно, проведенные статистические тесты указывают, что большая часть рядов

⁹ Обычно предполагается, что развивающиеся страны не являются крупными игроками на мировом рынке, а потому принимают условия торговли как экзогенно заданные.

¹⁰ Таблицы и рисунки с литерой «П» находятся в Приложении.

нестационарна, однако оценивание модели в уровнях дает устойчивые результаты с учетом возможного наличия коинтеграционных соотношений неизвестной формы (Barsky, Sims, 2011; Sims et al., 1990).

Таким образом, VAR-модель, которая оценивается в настоящей работе, можно представить в следующем виде:

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^l B_i x_{t-i} + dz_t + e_t + fz_t t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

где y_t — вектор переменных, в котором на первом месте стоят условия торговли, C — вектор констант, x_t — вектор экзогенных переменных, z_t — фиктивная переменная, используемая для учета структурного сдвига в российской экономике, кроме того, в модель включается тренд с изломом, p и l обозначают число лагов эндогенных и экзогенных показателей соответственно. Включение в модель структурного сдвига обосновывается тем, что в определенный период времени фаза высоких темпов роста экономики России сменилась фазой низких темпов роста. В качестве даты сдвига выбран 3 квартал 2007 г. в соответствии с исследованием (Полбин, Скроботов, 2016).

Модель оценивалась с помощью байесовского подхода с неинформативным априорным распределением. Были проведены симуляции размером 10000 выборок из апостериорного распределения параметров VAR-модели в приведенной форме, после чего для каждого семпла была решена оптимизационная задача (8) с учетом возможности мгновенного влияния новостного шока условий торговли на условия торговли в текущем периоде. Полученные результаты были использованы при построении доверительных интервалов для функций импульсных откликов, а в качестве точечных оценок было решено взять медианные значения.

В базовой постановке модели используется по два лага эндогенных переменных, а максимизация доли дисперсии ошибки прогноза происходит на горизонте в 4 квартала. Число лагов было выбрано на основе критериев Акаике и Шварца. Критерий Акаике указывал на то, что в модель необходимо включить по 4 лага каждой переменной, тогда как байесовский информационный критерий (Шварца) рекомендовал использовать всего по одному лагу. В соответствии с этим было решено взять промежуточное число между этими двумя значениями. Горизонт усечения в 4 квартала был выбран исходя из оптимальных горизонтов для прогнозирования цен на нефть. Все расчеты осуществлялись с помощью программного обеспечения MATLAB.

Также было решено сравнить новостной шок с неожиданным шоком условий торговли. Идентификация неожиданного шока происходит с помощью разложения Холецкого, которое часто используют в эмпирической литературе для обнаружения структурных шоков. К тому же, как указывают Schmitt-Grohé, Uribe (2018), если анализ полностью сосредоточен на шоках условий торговли, и это есть единственный неожиданный шок, который будет идентифицироваться, то порядок остальных переменных в модели не так важен.

4. Результаты оценивания модели

Перед построением функций импульсных откликов было решено провести проверку адекватности модели. Для этого был проведен тест множителей Лагранжа на автокорреляцию остатков с тестовой статистикой (Doornik, 1996), как описано в (Lütkepohl, 2005). Результаты теста представлены в табл. П2. Было обнаружено, что гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков не отвергается на 10%-ном уровне значимости.

На рисунке 1 представлены функции импульсных откликов, полученные в ответ на положительный шок условий торговли, дополненный новостями. Как видно, в ответ на ожидаемый шок мгновенно растут показатели условий торговли, инвестиций и потребления, укрепляется обменный курс. Реакция торгового баланса статистически незначима практически на всем рассматриваемом временном промежутке. Небольшой положительный отклик можно наблюдать только через 4 квартала. Выпуск реагирует на шок положительно с небольшим лагом. Что касается индекса цен на первичном рынке жилья, то он сначала мгновенно падает в ответ на шок, но уже спустя 6 кварталов его реакция становится положительной. В целом выявленные эффекты почти для всех переменных оказываются значимыми в среднесрочном периоде, достигая пика к 5 кварталу. При этом отклики постепенно затухают примерно через 2–3 года после шока. Можно сказать, что реакция макропоказателей соответствует предсказаниям теории. Влияние новостного шока на индекс цен на жилье также понятно — такая реакция является характерной для нефтеэкспортирующих стран (Kilian, Zhou, 2018). Улучшение условий торговли приводит к увеличению реальных доходов

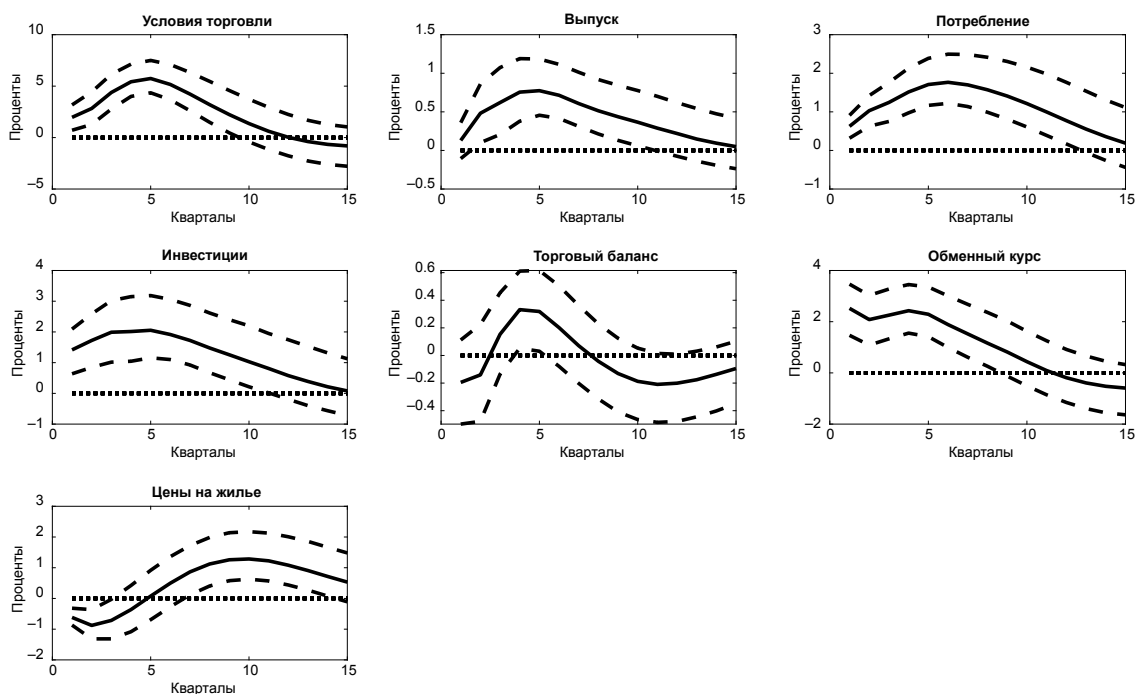


Рис. 1. Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли.
Штриховые линии — 68%-ный доверительный интервал

населения, а следовательно, и к увеличению спроса на недвижимость в долгосрочном периоде, в результате чего растут и цены. Небольшое падение в первые кварталы может быть связано с тем, что исторически цены на недвижимость частично номинировались в долларах, а укрепление обменного курса привело к удешевлению жилья в рублях.

Рассмотрим теперь влияние неожиданного шока условий торговли на экономику. На рис. 2 представлены функции импульсных откликов в модели с неожиданным шоком. В данном случае почти все переменные реагируют мгновенно — условия торговли, выпуск, потребление, инвестиции и торговый баланс растут, курс укрепляется. Только индекс цен на рынке жилья реагирует на шок с лагом. Основные отличия от случая ожидаемого шока условий торговли заключаются в том, что показатели немного раньше достигают пиковых значений — всего через 3 квартала, а также намного раньше затухает эффект от неожиданного шока — уже через 4–6 кварталов для большей части показателей отклики становятся незначимыми.

Также стоит обратить внимание на доли дисперсий ошибок прогноза макропоказателей, которые объясняют ожидаемый и неожиданный шоки. Их значения на пяти различных периодах времени отражены в табл. 1. Как видим, на горизонте в 10 кварталов ожидаемый шок объясняет около 57–62% вариации условий торговли и потребления, около 30–45% вариации выпуска, инвестиций, обменного курса и индекса цен на недвижимость, и всего 16% вариации торгового баланса. Следует подчеркнуть, что новостной шок объясняет довольно маленькую долю вариации переменных в краткосрочном периоде, но на более длинных горизонтах объясняемая им доля растет.

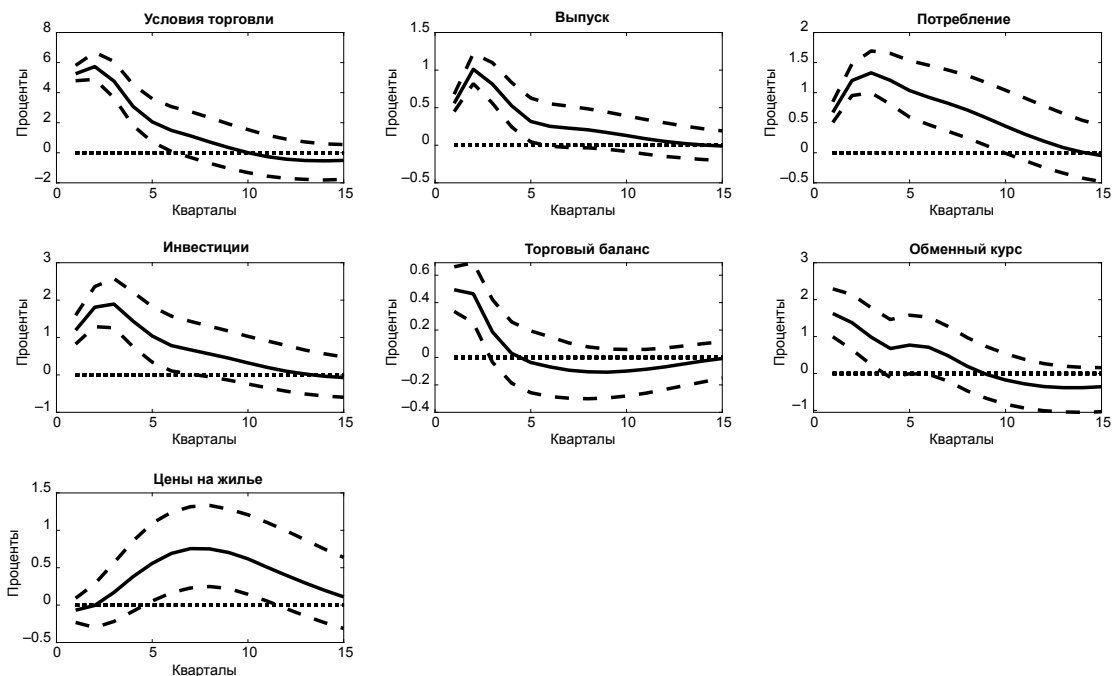


Рис. 2. Функции импульсного отклика на неожиданный шок условий торговли.
Штриховые линии — 68%-ный доверительный интервал

Таблица 1. Доли объясненной дисперсии новостным и неожиданным шоками

Переменные	Доля объясненной дисперсии по кварталам (в %)				
	1	5	10	15	20
<i>Ожидаемый шок</i>					
Условия торговли	14.3	54.7	56.5	52.3	52.1
Выпуск	4	26.9	36.8	36.6	36.9
Потребление	21.6	48.7	61.7	56.7	55.1
Инвестиции	24.1	38.2	45.7	44.1	44
Торговый баланс	4.4	12.1	15.6	18.9	20.1
Обменный курс	27.4	45	44	42.8	44
Цены на жилье	27.7	13.3	28.3	34.8	35.1
<i>Неожиданный шок</i>					
Условия торговли	100	56.8	37.9	34.2	32.9
Выпуск	35	33.6	28.4	26.4	25.8
Потребление	24.8	36.4	28	24.2	23.3
Инвестиции	16.9	25.1	21.8	20.6	20.3
Торговый баланс	16.6	12.6	12.8	13	13.1
Обменный курс	11.4	12.1	11.6	12.3	12.6
Цены на жилье	1	4	10.5	11.2	11.4

Если взглянуть на доли дисперсии ошибки прогноза, объясненные неожиданным шоком, то обнаружится, что он, наоборот, отвечает за большую долю дисперсии макропоказателей в краткосрочном периоде. Но на горизонте в 10 кварталов шок отвечает примерно за 20–40% вариации выпуска, потребления, инвестиций и условий торговли и всего примерно за 10% вариации торгового баланса, обменного курса и индекса цен на рынке жилья. Эти значения для большей части переменных ниже, чем для шока, дополненного новостями.

Поскольку неправильные предположения о дате структурного сдвига могут приводить к ошибочным результатам, было решено проверить устойчивость полученных оценок, варьируя дату сдвига между 3-м кварталом 2007 г. и 2-м кварталом 2008 г. Полученные результаты оказались устойчивыми к небольшому изменению даты структурного сдвига.

Также представляется важным сравнить вклады неожиданного и ожидаемого шоков условий торговли в динамику условий торговли, выпуска и других макропоказателей в ретроспективе¹¹. На рис. 3 представлена историческая декомпозиция условий торговли на неожиданный и новостной шоки. График демонстрирует, что в основном шоки оказывали сопоставимое воздействие на переменную, однако наибольший вклад вносил шок, дополненный новостями.

В самом начале двадцать первого века оба шока влияли на динамику условий торговли положительно. Наблюдаемый отрицательный вклад неожиданных шоков в конце 2001 г. мог являться следствием сокращения спроса на нефть, начавшегося после террористической атаки на США. При этом ожидалось, что цены на нефть будут снижаться в ближайшие

¹¹ Для краткости изложения здесь не приводятся исторические декомпозиции всех макропоказателей по идентифицированным шокам. Их можно получить по запросу у автора.

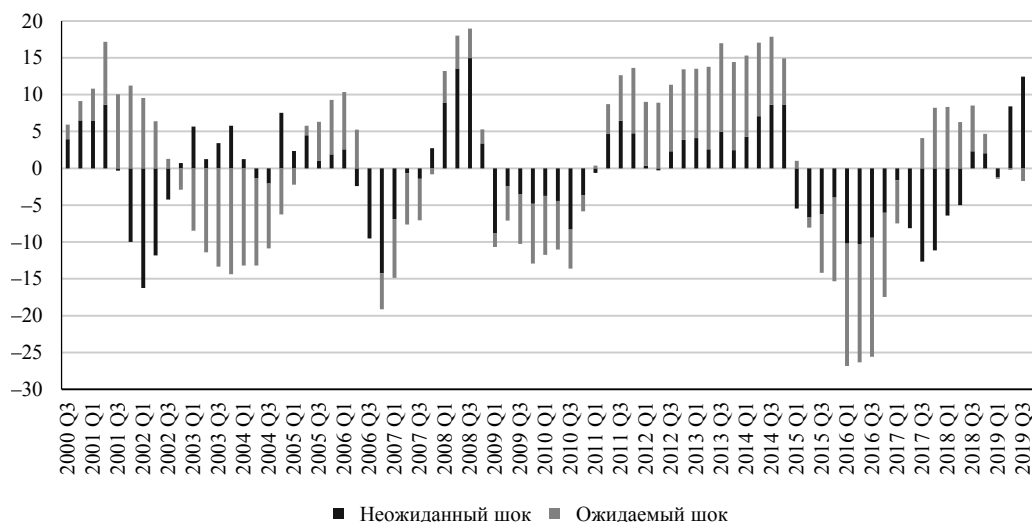


Рис. 3. Историческая декомпозиция условий торговли

годы, перед тем как вновь начать расти¹². А постепенный рост цен на нефть, начавшийся в 2002 г., на деле происходил из-за роста глобальной деловой активности, а не из-за специфических шоков спроса или предложения нефти (Kilian, 2009).

Что касается 2003–2008 гг., то в этот период улучшение условий торговли происходило из-за неожиданного роста цен на нефть, который был вызван не перебоями в поставках сырья, а небольшими увеличениями спроса на сырую нефть в отдельные моменты времени (Baumeister, Kilian, 2016). Это же наблюдается на графике — разрозненные участки с положительными вкладами неожиданных шоков.

Тот же период времени (конец 2002 — начало 2005 г.) характеризуется отрицательным вкладом новостных шоков. Это могло быть связано с появлением большого количества новостей о том, что ОПЕК собирается увеличить поставки сырья, чтобы препятствовать росту мировых цен на нефть. Так, например, в 2004 г. картель опасался возникновения избытка нефти на мировом рынке, в результате которого произошло бы резкое падение цен. В соответствии с этим предполагалось сократить квоты по добыче сырья¹³. Тем не менее, даже снижение добычи нефти, согласно прогнозам, не позволило бы предотвратить ее избыток на рынке.

Затем произошел мировой финансовый кризис, который отобразился на графике мгновенным ухудшением условий торговли и отрицательным вкладом неожиданного шока. Новостной шок не сыграл здесь большой роли по той причине, что политические и экономические кризисы обычно сложно предсказывать, и экономические агенты не учитывают их в своих прогнозах, а значит, не могут ожидать настолько внезапных изменений цен нефти.

Негативное влияние шоков в 2009–2010 гг. объясняется ожиданием глобального спада и, вместе с тем, увеличением поставок нефти — все это приводит к снижению цен, что наблюдается и на рисунке. В 2011–2014 гг. происходили отдельные неожиданные потрясения,

¹² Согласно отчету Energy Information Administration (International Energy Outlook 2002: <https://www.hsdl.org/?view&did=15901>).

¹³ См. <https://www.rbc.ru/economics/26/03/2004/5703c0d19a7947dde8e07a7d>.

которые вызвали рост цен на нефть (например, ливийский кризис, ухудшение отношений с Ираном), что объясняет положительный вклад неожиданного шока условий торговли. При этом такое же положительное влияние оказывали и ожидания. Оптимистичные взгляды экономических агентов были связаны с предположениями о росте спроса на нефть в ближайшие годы¹⁴.

Но уже в 2014–2015 гг. происходит падение из-за избыточного предложения на рынке нефти, устойчивого роста добычи сланцевой нефти в Северной Америке и низких темпов роста спроса на нефть, что отображается соответствующим отрицательным вкладом неожиданных шоков.

Дальнейшие пессимистические ожидания были связаны с обеспокоенностью темпами экономического роста на развивающихся рынках, продолжающимся (хотя и замедляющимся) ростом предложения нефти, увеличением мировых запасов жидких углеводородов и возможностью увеличения объемов сырой нефти, поступающей на рынок, что, в конце концов, и привело к снижению прогнозных цен.

Полностью аналогичную картину можно наблюдать на рис. П1, отображающем вклад новостных шоков в динамику выпуска. Можно заметить, что по большей части неожиданные и ожидаемые шоки дополняют друг друга за редкими исключениями, когда во время неожиданных спадов и подъемов ожидания агентов не имеют практически никакого влияния на динамику показателя, либо не успевают перестроиться и оказывают противоположное неожиданному шоку воздействие.

5. Проверка устойчивости результатов

С 2000 по 2019 г. в российской экономике произошло множество структурных изменений, игнорирование которых может оказывать существенное влияние на получаемые в настоящей работе оценки. В том числе это касается изменений денежно-кредитной политики, произошедших в стране (Пестова, 2017). Учитывать влияние монетарной политики важно и по той причине, что ее проведение может влиять на распространение новостных шоков (Christiano et al., 2010). Так, монетарная политика может приводить к ожиданиям экономических агентов, близким к целевым значениям показателей. В связи с этим представляется необходимым провести оценку робастности полученных результатов.

В таблице 2 представлены различные спецификации модели, сравнение которых с базовой позволит говорить об устойчивости полученных оценок. Кроме варьирования даты начала выборки, также проверялось, как изменятся результаты оценивания при включении в модель дополнительных переменных, при исключении структурного сдвига из модели, при корректировке горизонта усечения и при изменении числа лагов. Также была построена векторная модель коррекции ошибок, как альтернатива стандартному подходу с VAR в уровнях.

Дополнительной эндогенной переменной, включаемой в модель, является ИПЦ, а экзогенной — спред корпоративных облигаций США, который используется, согласно работе (Zeev et al., 2017), как индикатор глобальных финансовых условий для развивающихся стран. В качестве максимального горизонта усечения использовались 5 кварталов,

¹⁴ Согласно отчету Energy Information Administration (Annual Energy Outlook 2012: https://digital.library.unt.edu/ark:/67531/metadc949403/m2/1/high_res_d/0383_2012.pdf).

т. к. экономические агенты плохо справляются с прогнозированием цен на нефть на больших временных периодах. Поскольку критерий Акаике говорил в пользу включения в модель 4 лагов переменных, проверялась устойчивость результатов в спецификации с большим количеством лагов. Число лагов было изменено и в моделях с сокращенной выборкой. Для них этот показатель уменьшался до 1, чтобы избежать проблем перепараметризации. Выбор такого числа оказался оптимальным и в соответствии с критерием Шварца.

Таблица 2. Спецификации моделей

Характеристика	Спецификации						
	1	2	3	4	5	6	7
Год начала выборки	2000	2000	2000	2000	2010	2000	2010
VECM	–	–	–	–	–	+	+
Наличие дополнительных переменных	–	–	–	–	+	–	–
Наличие структурного сдвига	+	+	–	+	–	+	–
Горизонт усечения	3	5	4	4	4	4	4
Число лагов	2	2	2	4	1	1	1

Что касается VECM модели, то для ее построения сначала было определено число коинтеграционных соотношений с помощью теста Йохансена. Результаты теста для модели со свободным членом и трендом в коинтеграционном соотношении, но без тренда в VAR-уравнении и с одним лагом эндогенных переменных¹⁵ представлены в табл. ПЗ. Тест на основе критерия со следом говорит об одном коинтеграционном соотношении на 5%-ном уровне значимости, тогда как тест на основе критерия с собственным значением не отвергает гипотезу об отсутствии коинтеграции в модели (на 5%-ном уровне). Несмотря на неоднозначные результаты тестирования, была построена VECM модель с одним коинтеграционным соотношением. Фиктивная переменная структурного сдвига включалась в модель в качестве экзогенной переменной. Для построения доверительных интервалов в этом случае вместо семплирования по Гиббсу использовалось бутстрапирование.

Стоит подчеркнуть, что, как и в работе (Barsky, Sims, 2011), более предпочтительной считается модель в уровнях, поскольку неправильные предположения о наличии структурных сдвигов или тренда могут приводить к ошибочным результатам. К тому же модель подвержена «проклятию размерности» из-за большого числа включаемых в модель параметров при малой доступной выборке.

Таблица 3 содержит информацию о средней доле объясненной дисперсии ошибки прогноза макроэкономических показателей ожидаемым шоком условий торговли для различных спецификаций за 15 кварталов. Во-первых, стоит отметить, что базовая спецификация модели со структурным сдвигом дает такой же результат, как и модель с большим числом лагов (модель 4). Они обе демонстрируют примерно одинаковую долю объясненной дисперсии для макропоказателей (не более 10% отличия). Во-вторых, варьирование горизонта усечения может оказывать существенное влияние на оценки средней доли объясненной дисперсии (модели 1 и 2). Стоит обратить внимание и на то, как увеличение горизонта усечения

¹⁵ Один лаг в модели VECM соответствует двум лагам при записи модели в уровнях.

сказывается на импульсных откликах — в модели с 5 кварталами ожидаемый шок не оказывает мгновенного влияния ни на один из показателей, кроме обменного курса и цен на жилье. Но, тем не менее, импульсные отклики для этих моделей все еще очень похожи на импульсные отклики, полученные в базовой спецификации¹⁶.

Таблица 3. Средние значения долей дисперсии ошибки прогноза, объясненные новостным шоком условий торговли за 15 кварталов (в %)

Переменные	Модель							
	Базовая	1	2	3	4	5	6	7
Условия торговли	48.3	55.9	41.4	69.2	51.8	65.4	94.5	96.8
Выпуск	28.9	44.7	21.6	57.8	32.1	50.4	71.2	53.9
Потребление	51.3	58.4	39	74.1	47.1	57.4	53.3	54.4
Инвестиции	40.1	58.5	25.5	64.2	36.8	53.6	55	46.9
Торговый баланс	13.2	10.9	14.8	15.7	12.4	23.8	41	20.8
Обменный курс	41.5	33.8	40.6	65.7	33.0	51.4	23.1	35.2
Цены на жилье	24.9	20.6	33.4	39.2	23.5	40.8	1.4	11.5
ИПЦ						48.3		

В-третьих, необходимо подчеркнуть, что игнорирование структурного сдвига, произошедшего в российской экономике, может приводить к переоценке важности ожидаемых шоков. Это можно заметить на примере модели 3. Так, новостной шок в этой спецификации объясняет намного большую долю вариации макропоказателей по сравнению с базовой моделью.

Что касается модели 5, то она также демонстрирует важность новостных шоков условий торговли. Ее результаты сопоставимы с другими моделями. Интересным является тот факт, что инфляция реагирует мгновенно и отрицательно в ответ на новостной шок. Возможное объяснение состоит в том, что в ответ на новостной шок укрепляется обменный курс, в результате чего происходит удешевление импортных товаров, и в итоге падает инфляция.

Более серьезные отличия можно наблюдать в оценках, полученных на основе VECM моделей 6 и 7. Результаты свидетельствуют о том, что шок объясняет намного большую вариацию выпуска и условий торговли, и меньшую вариацию обменного курса и цен на жилье по сравнению с остальными представленными моделями. Что касается импульсных откликов по этим спецификациям, то они демонстрируют значимую и мгновенную реакцию на новостной шок практически всех макропоказателей, кроме цен на жилье. Индекс цен на недвижимость растет с небольшим лагом. Однако, в отличие от базовой модели, импульсные отклики не затухают в долгосрочном периоде. В целом эти результаты также свидетельствуют в пользу важности шоков, дополненных новостями.

Таким образом, на основе проведенного анализа можно сделать вывод о том, что полученные в настоящей работе оценки влияния ожидаемого шока условий торговли на динамику макроэкономических показателей в России являются устойчивыми.

¹⁶ Графики функций импульсных откликов для моделей 5 и 6 представлены на рисунках П2 и П3 соответственно. Графики для других спецификаций доступны по запросу у автора.

6. Заключение

В настоящей работе проведена оценка вклада ожидаемых и неожиданных шоков условий торговли в динамику макропоказателей российской экономики. Для этого использовалась BVAR-модель с неинформативным априорным распределением. Для идентификации новостного шока был применен метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза с учетом возможности мгновенного влияния шока на условия торговли. Для идентификации неожиданного шока было использовано разложение Холецкого.

Обнаружено, что шоки условий торговли оказывают значимое влияние на реальные показатели и приводят к сопоставленным изменениям выпуска, потребления, инвестиций и обменного курса. Благодаря декомпозиции дисперсии ошибки прогноза для ожидаемого и неожиданного шоков стало понятно, что в среднем новостной шок объясняет на 20% больше вариации переменных. А из исторической декомпозиции выпуска и условий торговли выяснено, что шоки в целом ведут себя похожим образом, хоть и имеют ряд отличительных черт. Так, новостные шоки в начале кризисных периодов влияли на макроэкономические показатели намного слабее неожиданных шоков.

Рассмотрение альтернативных спецификаций, в том числе разбиение выборки на подпериоды, использование дополнительных переменных, а также построение VECM моделей, дало результаты, близкие к полученным в базовом варианте, что в целом позволяет говорить об их устойчивости. Кроме того, было обнаружено, что невключение структурного сдвига может приводить к переоценке важности новостных шоков условий торговли.

Таким образом, можно сделать вывод, что новостные шоки условий торговли являются важными для российской экономики, а действия индивидов, основанные на ожиданиях, действительно могут приводить к циклическим колебаниям.

Благодарности. Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС.

Список литературы

Григорьев Л., Иващенко А. (2010). Теория цикла под ударом кризиса. *Вопросы экономики*, 10, 31–55. DOI: 10.32609/0042-8736-2010-10-31-55.

Дробышевский С. М., Идрисов Г. И., Каукин А. С., Павлов П. Н., Синельников-Мурылев С. Г. (2018). Декомпозиция темпов роста российской экономики в 2007–2017 гг. и прогноз на 2018–2020 гг. *Вопросы экономики*, 9, 5–31. DOI: 10.32609/0042-8736-2018-9-5-31.

Зубарев А. В., Рыбак К. С. (2020). Влияние премии за риск на российские макроэкономические показатели. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 24 (3), 391–414. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-391-414.

Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. (2020). Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями). *Вопросы экономики*, 10, 83–104. DOI: 10.32609/0042-8736-2020-10-83-104.

Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. (2021). Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 25 (2), 227–262. DOI: 10.17323/1813-8691-2021-25-2-227-262.

Пестова А. А., Мамонов М. Е. (2016). Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики. *Экономическая политика*, 11 (4), 56–92. DOI: 10.18288/1994-5124-2016-4-03.

Пестова А. А. (2017). Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований. *Вопросы экономики*, 4, 38–60. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-4-38-60.

Полбин А. В. (2017). Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок. *Вопросы экономики*, 10, 27–49. DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.

Полбин А. В., Скроботов А. А. (2016). Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 20 (4), 588–623.

Шоломицкая Е. В. (2017). Влияние ключевых макроэкономических шоков на инвестиции в России. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 21 (1), 89–113.

Alquist R., Kilian L., Vigfusson R. J. (2013). Forecasting the price of oil. *Handbook of Economic Forecasting*, 2, 427–507. DOI: 10.1016/B978-0-444-53683-9.00008-6.

Arezki R., Ramey V. A., Sheng L. (2017). News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. *The Quarterly Journal of Economics*, 132 (1), 103–155. DOI: 10.1093/qje/qjw030.

Barro R. J., King R. G. (1984). Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (4), 817–839. DOI: 10.2307/1883127.

Barsky R. B., Basu S., Lee K. (2015). Whither news shocks? *NBER Macroeconomics Annual*, 29 (1), 225–264. DOI: 10.1086/680625.

Barsky R. B., Sims E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 58 (3), 273–289. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2011.03.001.

Baumeister C., Kilian L. (2016). Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us. *Journal of Economic Perspectives*, 30 (1), 139–160. DOI: 10.1257/jep.30.1.139.

Beaudry P., Lucke B. (2010). Letting different views about business cycles compete. *NBER Macroeconomics Annual*, 24 (1), 413–456. DOI: 10.1086/648305.

Beaudry P., Portier F. (2014). News-driven business cycles: Insights and challenges. *Journal of Economic Literature*, 52 (4), 993–1074. DOI: 10.1257/jel.52.4.993.

Beaudry P., Portier F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96 (4), 1293–1307. DOI: 10.1257/aer.96.4.1293.

Beaudry P., Portier F. (2007). When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neoclassical settings? *Journal of Economic Theory*, 135 (1), 458–477. DOI: 10.1016/j.jet.2006.06.009.

Beaudry P., Feve P., Guay A., Portier F. (2019). When is nonfundamentalness in SVARs a real problem? *Review of Economic Dynamics*, 34, 221–243. DOI: 10.1016/j.red.2019.03.011.

Bowman C., Husain A. (2004). Forecasting commodity prices: Futures versus judgment. *IMF Working Paper* No. 04/41. DOI: 10.5089/9781451846133.001.

Brückner M., Pappa E. (2015). News shocks in the data: Olympic Games and their macroeconomic effects. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47 (7), 1339–1367. DOI: 10.1111/jmcb.12247.

Chinn M. D., Coibion O. (2014). The predictive content of commodity futures. *Journal of Futures Markets*, 34 (7), 607–636. DOI: 10.1002/fut.21615.

Christiano L., Ilut C. L., Motto R., Rostagno M. (2010). Monetary policy and stock market booms. *NBER Working Paper* No. 16402. DOI: 10.3386/w16402.

Cochrane J. H. (1994). Shocks. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 295–364. DOI: 10.1016/0167-2231(94)00024-7.

Doornik J. A. (1996). Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity. <https://www.doornik.com/research/vectest.pdf>.

Fernández A., González A., Rodríguez D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics*, 111, 99–121. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.11.008.

Fernández A., Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 108, 2–14. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.01.001.

Gomes S., Iskrev N., Mendicino C. (2017). Monetary policy shocks: We got news! *Journal of Economic Dynamics and Control*, 74, 108–128. DOI: 10.1016/j.jedc.2016.10.010.

Jaimovich N., Rebelo S. (2009). Can news about the future drive the business cycle? *American Economic Review*, 99 (4), 1097–1118. DOI: 10.1257/aer.99.4.1097.

Keynes J. M. (1936). *The general theory of employment, interests and money*. Reprinted 1967, London: Mcmillan. DOI: 10.1007/978-3-319-70344-2.

Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99 (3), 1053–1069. DOI: 10.1257/aer.99.3.1053.

Kilian L. (2013). Structural vector autoregressions. *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, 515–554. DOI: 10.4337/9780857931023.00031.

Kilian L., Zhou X. (2018). The propagation of regional shocks in housing markets: Evidence from oil price shocks in Canada. *Bank of Canada Staff Working Paper 2018-56*. DOI: 10.1111/jmcb.12847.

Kose M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: ‘How much do world prices matter?’ *Journal of International Economics*, 56 (2), 299–327. DOI: 10.1016/S00221996(01)00120-9.

Kurmann A., Mertens E. (2014). Stock prices, news, and economic fluctuations: Comment. *American Economic Review*, 104 (4), 1439–1445. DOI: 10.1257/aer.104.4.1439.

Kurmann A., Sims E. (2021). Revisions in utilization-adjusted TFP and robust identification of news shocks. *Review of Economics and Statistics*, 103 (2), 216–235. DOI: 10.1162/rest_a_00896.

Lütkepohl H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media. DOI: 10.1007/978-3-540-27752-1.

Mendoza E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36 (1), 101–137. DOI: 10.2307/2527429.

Mertens K., Ravn M. O. (2012). Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (2), 145–181. DOI: 10.1257/pol.4.2.145.

Mertens K., Ravn M. O. (2011). Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks. *Review of Economic Dynamics*, 14 (1), 27–54. DOI: 10.1016/j.red.2010.07.004.

Pigou A. C. (1927). *Industrial fluctuations*. London: Macmillan. DOI: 10.4324/9781315441122.

Pindyck R. S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: A primer. *The Energy Journal*, 22 (3), 1–29. DOI: 10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol22-No3-1.

Rebelo S. (2005). Real business cycle models: Past, present, and future. *NBER Working Paper No. 11401*. DOI: 10.3386/w11401.

Roache S. K., Erbil N. (2010). How commodity price curves and inventories react to a short-run scarcity shock. *IMF Working Paper No. 10/222*. DOI: 10.5089/9781455208876.001.

Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2018). How important are terms-of-trade shocks? *International Economic Review*, 59 (1), 85–111. DOI: 10.1111/iere.12263.

Shousha S. (2016). Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions. <https://www.bcb.gov.br/content/about/eventsdocs/AITS/2016/SMETASXVIII-%20Samer%20Shousha.pdf>.

Sims C. A., Stock J. H., Watson M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58 (1), 113–144. DOI: 10.2307/2938337.

Uhlig H. (2003). What moves real GNP? <http://fmwww.bc.edu/repec/esNAWM04/up.2923.1054309431.pdf>.

Zeev N. B., Khan H. (2015). Investment-specific news shocks and US business cycles. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47 (7), 1443–1464. DOI: 10.1111/jmcb.12250.

Zeev N. B., Pappa E., Viccondoa A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108, 368–376. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.07.008.

Поступила в редакцию 18.06.2021;
принята в печать 22.03.2022.

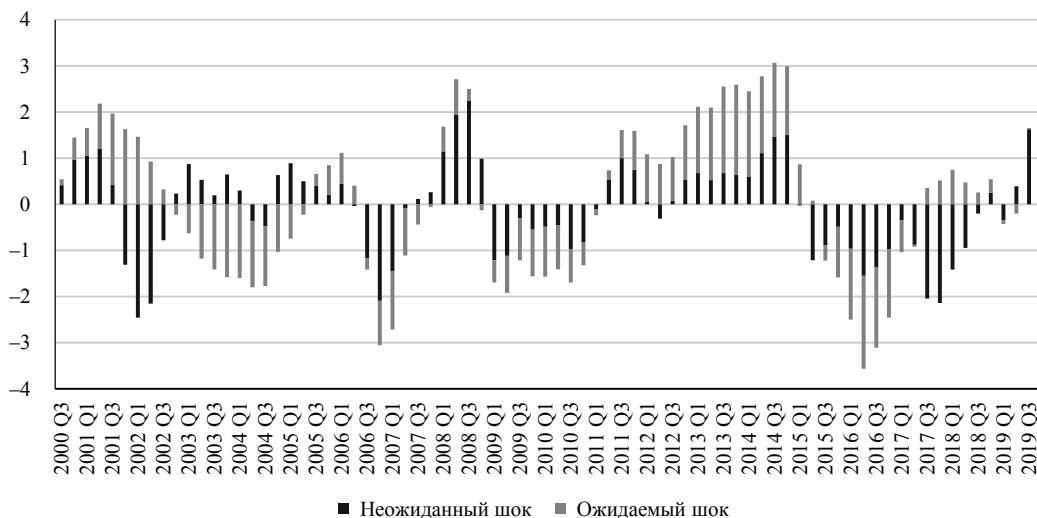
Приложение

Таблица III. Описание данных, использованных для построения моделей

Переменная	Описание	Источник	Преобразование
Условия торговли	Дефлятор экспорта (рассчитанный как отношение экспорта в текущих ценах к экспорту в постоянных ценах), деленный на дефлятор импорта (рассчитанный как импорт товаров и услуг в текущих ценах на импорт товаров и услуг в постоянных ценах).	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Выпуск	Валовой внутренний продукт в постоянных ценах 2016 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Потребление	Расходы домашних хозяйств на конечное потребление в постоянных ценах 2016 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Инвестиции	Валовое накопление основного капитала в постоянных ценах 2016 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Торговый баланс	Сальдо торгового баланса в текущих ценах как доля от ВВП в текущих ценах	Росстат	Ряд очищен от сезонности
Обменный курс	Реальный эффективный валютный курс, основанный на ИПЦ	IMF	Ряд прологарифмирован
Цены на жилье	Индекс цен на первичном рынке жилья на конец квартала к концу предыдущего квартала	ЕМИСС	Темпы роста аккумулированы, затем прологарифмированы
ИПЦ	Индекс потребительских цен на товары и услуги на конец квартала к концу предыдущего квартала	Росстат	Темпы роста аккумулированы, затем прологарифмированы
Спред	Спред корпоративных облигаций США — разность между доходностью корпоративных облигаций Moody's Baa и ставкой федеральных фондов.	Federal Reserve Economic Data	Квартальные данные получены путем усреднения показателей за три месяца

Таблица П2. Результаты теста на автокорреляцию остатков (10%-ный уровень значимости)

Число лагов ошибок в дополнительной регрессии	Расчетное значение	Критическое значение
1	0.4689	1.2267
2	0.3862	1.1853
3	0.4293	1.1943

**Рис. П1.** Историческая декомпозиция выпуска**Таблица П3.** Результаты теста Йохансена

Число соотношений	<i>P</i> -значение критерия со следом	<i>P</i> -значение критерия с собственным значением
0	0.0126	0.1888
≤ 1	0.0706	0.1977
≤ 2	0.2762	0.6411
≤ 3	0.3745	0.6919
≤ 4	0.4268	0.7135
≤ 5	0.4052	0.4925
≤ 6	0.4817	0.4829

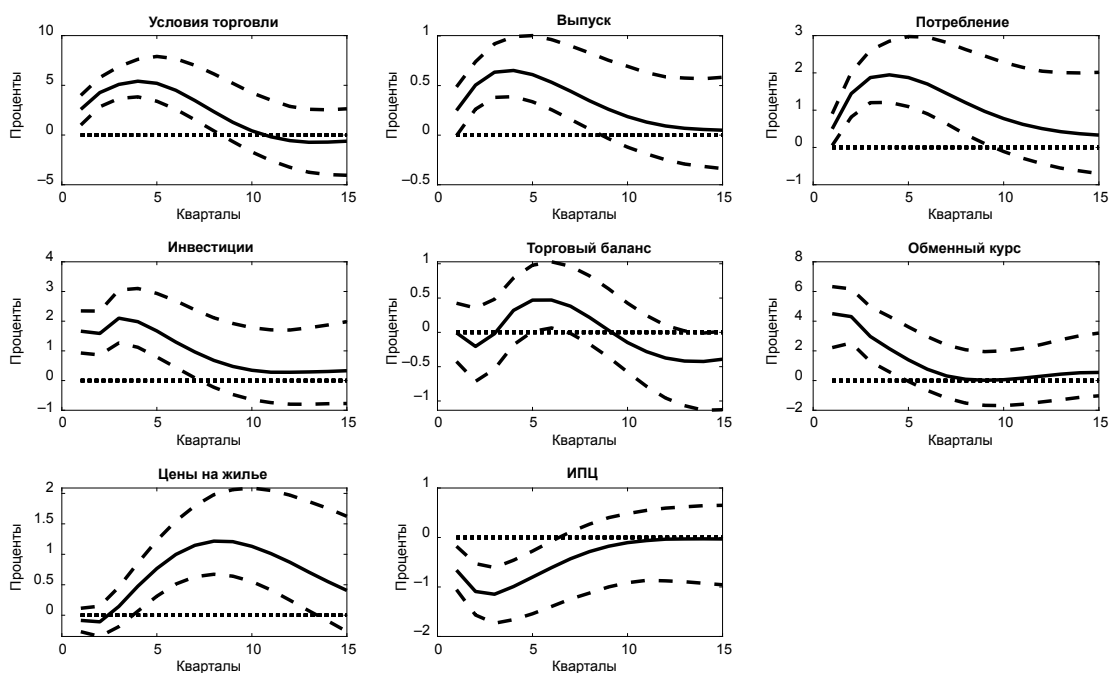


Рис. П2. Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли в модели 5.
Штриховые линии — 68%-ный доверительный интервал

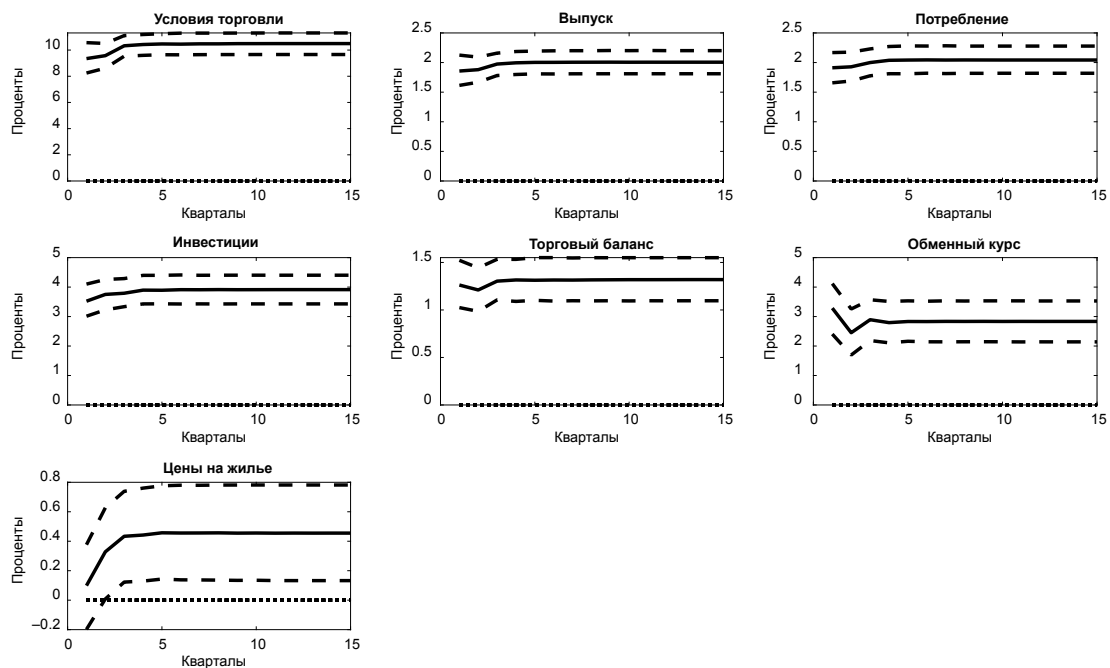


Рис. П3. Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли в модели 6.
Штриховые линии — 68%-ный доверительный интервал

Sugaipov D. Estimating the impact of terms of trade news shocks on the Russian economy. *Applied Econometrics*, 2022, v. 66, pp. 39–67.

DOI: 10.22394/1993-7601-2022-66-39-67

Deni Sugaipov

RANEPa, Moscow, Russian Federation;
sugaipov-dr@ranepa.ru

Estimating the impact of terms of trade news shocks on the Russian economy

This paper examines the impact of terms of trade news shocks on the dynamics of output, consumption, investment, trade balance and exchange rate in Russia. News in recent work are understood as the emergence of information about future changes in the economy. To identify expected shocks, we maximize the forecast error variance share of terms of trade time series over a finite horizon of several quarters. The results indicate that news shocks have a significant effect on the Russian economy and explain almost 60% of the variance of the main indicators.

Keywords: news shocks; terms of trade; business cycles; maximum forecast error variance share.

JEL classification: E32; F41; D84.

References

Drobyshevsky S. M., Idrisov G. I., Kaukin A. S., Pavlov P. N., Sinelnikov-Murylev S. G. (2018). Decomposition of Russian GDP growth rates in 2007–2017 and forecast for 2018–2020. *Voprosy Ekonomiki*, 9, 5–31 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2018-9-5-31.

Grigoriev L., Ivashchenko A. (2010). The theory of cycle under the crisis blow. *Voprosy Ekonomiki*, 10, 31–55 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2010-10-31-55.

Lomonosov D. A., Polbin A. V., Fokin N. D. (2020). Demand, supply, monetary policy, and oil price shocks in the Russian economy (Analysis based on the BVAR model with sign restrictions). *Voprosy Ekonomiki*, 10, 83–104 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2020-10-83-104.

Lomonosov D. A., Polbin A. V., Fokin N. D. (2021). The Impact of global economic activity, oil supply and speculative oil shocks on the Russian economy. *HSE Economic Journal*, 25 (2), 227–262 (in Russian). DOI: 10.18288/1994-5124-2016-4-03.

Pestova A. A., Mamonov M. E. (2016). Estimating the influence of different shocks on macroeconomic indicators and developing conditional forecasts on the basis of BVAR model for the Russian economy. *Ekonomicheskaya Politika*, 11 (4), 56–92 (in Russian). DOI: 10.18288/1994-5124-2016-4-03.

Pestova A. A. (2017). Monetary policy regimes in Russia: Guidelines for further quantitative studies. *Voprosy Ekonomiki*, (4), 38–60 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2017-4-38-60.

Polbin A. V. (2017). Econometric estimation of the impact of oil prices shock on the Russian economy in VECM model. *Voprosy Ekonomiki*, 10, 27–49 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2017-10-27-49.

Polbin A. V., Skrobotov A. A. (2016). Testing for structural breaks in the long-run growth rate of the Russian economy. *HSE Economic Journal*, 20 (4), 588–623 (in Russian).

Sholomitskaya E. V. (2017). Influence of key macroeconomic shocks on Russian investments. *HSE Economic Journal*, 21 (1), 89–113 (in Russian).

- Zubarev A. V., Rybak K. S. (2020). The impact of risk premium on Russian macroeconomic indicators. *HSE Economic Journal*, 24 (3), 391–414 (in Russian). DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-391-414.
- Alquist R., Kilian L., Vigfusson R. J. (2013). Forecasting the price of oil. *Handbook of Economic Forecasting*, 2, 427–507. DOI: 10.1016/B978-0-444-53683-9.00008-6.
- Arezki R., Ramey V. A., Sheng L. (2017). News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. *The Quarterly Journal of Economics*, 132 (1), 103–155. DOI: 10.1093/qje/qjw030.
- Barro R. J., King R. G. (1984). Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (4), 817–839. DOI: 10.2307/1883127.
- Barsky R. B., Basu S., Lee K. (2015). Whither news shocks? *NBER Macroeconomics Annual*, 29 (1), 225–264. DOI: 10.1086/680625.
- Barsky R. B., Sims E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 58 (3), 273–289. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2011.03.001.
- Baumeister C., Kilian L. (2016). Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us. *Journal of Economic Perspectives*, 30 (1), 139–160. DOI: 10.1257/jep.30.1.139.
- Beaudry P., Lucke B. (2010). Letting different views about business cycles compete. *NBER Macroeconomics Annual*, 24 (1), 413–456. DOI: 10.1086/648305.
- Beaudry P., Portier F. (2014). News-driven business cycles: Insights and challenges. *Journal of Economic Literature*, 52 (4), 993–1074. DOI: 10.1257/jel.52.4.993.
- Beaudry P., Portier F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96 (4), 1293–1307. DOI: 10.1257/aer.96.4.1293.
- Beaudry P., Portier F. (2007). When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? *Journal of Economic Theory*, 135 (1), 458–477. DOI: 10.1016/j.jet.2006.06.009.
- Beaudry P., Feve P., Guay A., Portier F. (2019). When is nonfundamentalness in SVARs a real problem? *Review of Economic Dynamics*, 34, 221–243. DOI: 10.1016/j.red.2019.03.011.
- Bowman C., Husain A. (2004). Forecasting commodity prices: Futures versus judgment. *IMF Working Paper* No. 04/41. DOI: 10.5089/9781451846133.001.
- Brückner M., Pappa E. (2015). News shocks in the data: Olympic Games and their macroeconomic effects. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47 (7), 1339–1367. DOI: 10.1111/jmcb.12247.
- Chinn M. D., Coibion O. (2014). The predictive content of commodity futures. *Journal of Futures Markets*, 34 (7), 607–636. DOI: 10.1002/fut.21615.
- Christiano L., Ilut C. L., Motto R., Rostagno M. (2010). Monetary policy and stock market booms. *NBER Working Paper* No. 16402. DOI: 10.3386/w16402.
- Cochrane J. H. (1994). Shocks. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 295–364. DOI: 10.1016/0167-2231(94)00024-7.
- Doornik J. A. (1996). Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity. <https://www.doornik.com/research/vectest.pdf>.
- Fernández A., González A., Rodríguez D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics*, 111, 99–121. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.11.008.
- Fernández A., Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 108, 2–14. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.01.001.
- Gomes S., Iskrev N., Mendicino C. (2017). Monetary policy shocks: We got news! *Journal of Economic Dynamics and Control*, 74, 108–128. DOI: 10.1016/j.jedc.2016.10.010.

Jaimovich N., Rebelo S. (2009). Can news about the future drive the business cycle? *American Economic Review*, 99 (4), 1097–1118. DOI: 10.1257/aer.99.4.1097.

Keynes J. M. (1936). The general theory of employment, interests and money. Reprinted 1967, London: Mcmillan. DOI: 10.1007/978-3-319-70344-2.

Kilian L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99 (3), 1053–1069. DOI: 10.1257/aer.99.3.1053.

Kilian L. (2013). Structural vector autoregressions. *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, 515–554. DOI: 10.4337/9780857931023.00031.

Kilian L., Zhou X. (2018). The propagation of regional shocks in housing markets: Evidence from oil price shocks in Canada. *Bank of Canada Staff Working Paper 2018-56*. DOI: 10.1111/jmcb.12847.

Kose M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: ‘How much do world prices matter?’ *Journal of International Economics*, 56 (2), 299–327. DOI: 10.1016/S0022-1996(01)00120-9.

Kurmann A., Mertens E. (2014). Stock prices, news, and economic fluctuations: Comment. *American Economic Review*, 104 (4), 1439–1445. DOI: 10.1257/aer.104.4.1439.

Kurmann A., Sims E. (2021). Revisions in utilization-adjusted TFP and robust identification of news shocks. *Review of Economics and Statistics*, 103 (2), 216–235. DOI: 10.1162/rest_a_00896.

Lütkepohl H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media. DOI: 10.1007/978-3-540-27752-1.

Mendoza E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36 (1), 101–137. DOI: 10.2307/2527429.

Mertens K., Ravn M. O. (2012). Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (2), 145–181. DOI: 10.1257/pol.4.2.145.

Mertens K., Ravn M. O. (2011). Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks. *Review of Economic Dynamics*, 14 (1), 27–54. DOI: 10.1016/j.red.2010.07.004.

Pigou A. C. (1927). *Industrial fluctuations*. London: Macmillan. DOI: 10.4324/9781315441122.

Pindyck R. S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: A primer. *The Energy Journal*, 22 (3), 1–29. DOI: 10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol22-No3-1.

Rebelo S. (2005). Real business cycle models: Past, present, and future. *NBER Working Paper No. 11401*. DOI: 10.3386/w11401.

Roache S. K., Erbil N. (2010). How commodity price curves and inventories react to a short-run scarcity shock. *IMF Working Paper No. 10/222*. DOI: 10.5089/9781455208876.001.

Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2018). How important are terms-of-trade shocks? *International Economic Review*, 59 (1), 85–111. DOI: 10.1111/iere.12263.

Shousha S. (2016). Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions. <https://www.bcb.gov.br/content/about/eventsdocs/AITS/2016/SMETASXVIII-%20Samer%20Shousha.pdf>.

Sims C. A., Stock J. H., Watson M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58 (1), 113–144. DOI: 10.2307/2938337.

Uhlig H. (2003). What moves real GNP? <http://fmwww.bc.edu/repec/esNAWM04/up.2923.1054309431.pdf>.

Zeev N. B., Khan H. (2015). Investment-specific news shocks and US business cycles. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47 (7), 1443–1464. DOI: 10.1111/jmcb.12250.

Zeev N. B., Pappa E., Vicondoa A. (2017). Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news. *Journal of International Economics*, 108, 368–376. DOI: 10.1016/j.jinteco.2017.07.008

Received 18.06.2021; accepted 22.03.2022.