

## **Моделирование влияния новостных шоков на экономику в динамических стохастических моделях общего равновесия**

Сугаипов Д. Р. – Центр математического моделирования экономических процессов РАНХиГС, Москва

Аннотация: В настоящей работе систематизируется опыт эмпирических исследований по новостным шокам, в частности по моделям векторных авторегрессий, а также динамическим стохастическим моделям общего равновесия. В обзоре рассмотрены работы с различными типами шоков, представлены основные недостатки разных классов моделей, используемых для анализа влияния новостных шоков на развитые и развивающиеся экономики. Выделены основные предпосылки, которые необходимо включать в DSGE модели для того, чтобы эти модели могли продемонстрировать сонаправленное изменение основных макроэкономических показателей в ответ на новостной шок. Также продемонстрировано, что VAR модели и DSGE модели используют много схожих идей – в каждую из этих моделей полезно включать прогнозные индикаторы. В ходе исследования было обнаружено, что доля объяснённой вариации в работах с DSGE моделями сильно отличается от доли объяснённой вариации в работах с VAR моделями. Возможной причиной может являться то, что для VAR моделей характерна проблема нефундаментальности.

Ключевые слова: новостные шоки; совокупная факторная производительность; условия торговли; деловые циклы; динамические стохастические модели общего равновесия.

### **Введение**

Новости о будущих изменениях в экономике могут оказывать существенное влияние на поведение экономических агентов. Так, получение индивидами соответствующей информации может заставлять их подстраивать своё поведение под новую действительность и принимать решения заблаговременно. Например, появление новостей о том, что в будущем какое-то благо станет дефицитным, может привести к тому, что экономические агенты либо решат начать инвестировать в производство этого блага, либо увеличат спрос на это благо в текущем периоде в ожидании более высоких цен в будущем. Таким образом, само появление новостей может приводить к экономическим колебаниям в следующих периодах.

Яркими примерами такого рода новостей могут служить объявления санкций за несколько кварталов до их введения или же появление новостей о том, что страны ОПЕК+ собираются сократить добычу нефти начиная с определённого квартала в будущем.

Изучению этого эффекта на уровне макроэкономики посвящено большое количество как теоретической, так и эмпирической литературы. Учёные используют современные методы экономического анализа, такие как векторные авторегрессионные модели (VAR модели) или динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE модели) для определения роли новостных шоков в динамике макроэкономических показателей. При этом авторы рассматривают широкий спектр различных новостных шоков. Для развитых стран зачастую исследуют влияние новостных технологических шоков на экономику, как это сделано в работах (Beaudry, Portier, 2006; Barsky, Sims, 2011). Для развивающихся стран в фокусе внимания оказываются новостные шоки условий торговли (Zeev et al., 2017; Сугаипов, 2022), которые представляют собой отношение цен экспортных товаров к ценам импортных товаров, и зачастую в российских исследованиях аппроксимируются ценами на нефть.

Тем не менее, исследования показывают, что разные классы моделей по-разному справляются с поставленной задачей. И отличие между результатами эмпирических исследований, использующих VAR модели (Kurmman, Sims, 2021), и результатами исследований, использующих DSGE модели (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012, Miyamoto, Nguyen, 2014), является существенным. Таким образом, актуальной становится задача выбора корректной модели для проведения эмпирических исследований.

Кроме того, даже в рамках одного класса моделей результаты варьируются в зависимости от используемых предпосылок, данных, показателей, а также рассматриваемых типов шоков, что подчёркивает важность систематизации опыта построения моделей для анализа влияния новостных шоков на экономику.

Дальнейшая работа организована следующим образом. Второй раздел посвящён систематизации эмпирических работ на основе VAR моделей и выделению достоинств и недостатков этого подхода по сравнению с DSGE моделями. В третьем разделе представлены подходы к моделированию влияния новостных шоков на экономику в рамках динамических стохастических моделей общего равновесия. Затем следует заключение.

### **1. Идентификация новостных шоков с помощью VAR моделей**

Использование векторных авторегрессионных моделей для анализа влияния различных типов новостных шоков на развитие и развивающиеся экономики приобрело особую популярность с появлением исследования (Beaudry, Portier, 2006). В нём авторы с помощью векторной модели коррекции ошибок обнаружили, что новостные шоки совокупной факторной производительности или же иначе новостные технологические шоки могут являться причиной флуктуаций в США. Так, выпуск, потребление, инвестиции и отработанные часы изменялись сонаправленно в ответ на новостной шок.

Однако в дальнейших работах по теме предложенный авторами метод встречался не так часто (Beaudry et al. 2008; Beaudry, Lucke, 2010). Основной причиной являлось то, что исследователи быстро обнаружили недостатки используемого метода и от него решили отказаться в пользу новых модификаций VAR моделей (Barsky, Sims, 2011).

После этого популярность приобрёл новый метод – метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза (Maximum forecast error variance share, MFEVS), который начали зачастую использовать при анализе влияния новостных шоков на экономику. При этом данный метод применяли и в работах по новостным шокам условий торговли. Более подробный обзор эмпирической литературы по новостным шокам с VAR моделями и описанием используемых методов представлен в работе (Сугаипов, 2022).

Что же касается работы (Barsky, Sims, 2011), то авторам не удалось подтвердить, что новостной технологический шок является причиной флуктуаций в экономике США. В краткосрочном периоде ожидаемый шок приводил к росту потребления и падению инвестиций, отработанных часов и выпуска. Но поскольку новый метод оказался лучше предыдущего, то в дальнейших исследованиях использовали именно его.

Также и в работах (Barsky et al., 2015; Kurmann, Sims, 2021) авторы хоть и обнаруживают, что новостной технологический шок объясняет высокую долю вариации макроэкономических показателей, но им не удаётся доказать, что именно он является причиной экономических колебаний.

При этом стоит отметить, что новые исследования дополняли проблемную область в двух направлениях. В первую очередь с помощью корректировки временного ряда совокупной факторной производительности.

Известно, что большинство исследователей в качестве прокси для уровня технологий использовали ряд совокупной факторной производительности (total factor productivity, TFP). При этом почти все учёные не сами рассчитывали ряды показателей, а брали данные из работы (Fernald, 2014). Проблема заключалась в том, что представленные ряды часто подвергаются корректировкам. В результате может меняться загрузка факторов, что оказывает влияние на циклические свойства ряда. Этой проблеме была посвящена работа (Kurmann, Sims, 2021).

Вторым недостатком, над которым работали учёные, являлось модифицирование метода MFEVS. Этому исследователи добились, предоставив возможность модели генерировать мгновенное влияние новостного шока на макроэкономические показатели в то же периоде, когда новостной шок возникал. В изначальной постановке (Barsky, Sims, 2011) такой возможности не было.

Стоит также отметить ещё один недостаток VAR моделей, используемых для оценки влияния новостных технологических шоков на макроэкономические показатели. Проблема заключается в том, что они требуют очень длинных временных рядов показателей, и из-за этого такие исследования чаще всего проводят на данных по развитым странам. Всё дело в так называемом горизонте усечения (Сугаипов, 2022).

Новостной шок предполагает, что в экономике появляется информация о каком-то будущем изменении. В случае новостного технологического шока – это информация о появлении новой технологии, например. Как указывают многие исследователи (Barsky et al., 2015), такая информация появляется за 5–10 лет до ввода этой технологии в эксплуатацию. Таким образом, временной ряд должен быть в несколько раз больше, чем этот горизонт. А для развивающихся стран таких длинных рядов совокупной факторной производительности попросту нет.

В том числе и по этой причине при изучении новостных шоков в развивающихся экономиках, учёные смотрят на другие типы шоков. Для России, как и для других экспортно-ориентированных экономик гораздо более важную роль могут играть новостные шоки условий торговли. Так, если цена на сырьё в будущем вырастет, и информация об этом появится заранее, то основные потребители сырья могут решить закупить больше материала в текущем периоде, чтобы избежать дефицита в дальнейшем. Таким образом, влияние новостных шоков условий торговли на макроэкономические показатели развивающихся стран может идти через канал запасов.

Рассмотрению влияния новостных шоков условий торговли на развивающиеся экономики посвящено несколько работ (Zeev et al, 2017; Сугаипов, 2022). (Zeev et al, 2017) обнаружили, что новостные шоки условий торговли играют ключевую роль в экономических флуктуациях развивающихся стран. Однако в своём исследовании они рассматривали среднее влияние шока по группе стран, тогда как в разных странах эффект мог отличаться.

В работе (Сугаипов, 2022) оценивается влияние новостного шока условий торговли на российскую экономику, поскольку она тоже может быть подвержена флуктуациям вследствие ожидаемого изменения цен на нефть. Автор на основе VAR модели российской экономики обнаруживает, что новостные шоки могут являться причиной сонаправленных изменений потребления, инвестиций и выпуска в кратко и среднесрочном периодах. Кроме того, шок объясняет высокую долю вариации макропоказателей.

Систематизация работ, использующих векторные авторегрессионные модели для идентификации новостных шоков, представлена в таблице 1.

Таблица 1 Систематизация работ по новостным шокам, использующих VAR модели.

	Спецификация модели	Тип новостного шока	Доля объяснённой вариации макропоказателей	Данные	Выводы
(Beaudry, Portier, 2006)	VAR модель с краткосрочными и долгосрочными ограничениями	технологический	Около 50%	США, годовые, квартальные, 1948-2000	Новостные шоки являются причиной колебаний
(Beaudry et al., 2008)	VAR модель с краткосрочными и долгосрочными ограничениями	технологический	Около 50%	США (Канада), Германия (Австрия)	Новостные шоки приводят к экономическим колебаниям в странах-торговых соседях
(Beaudry, Lucke, 2010)	VAR модель с краткосрочными и долгосрочными ограничениями	технологический	Около 50%	США, квартальные, 1955-2007	Новостные шоки являются самыми важными среди всех рассмотренных типов шоков
(Barsky, Sims, 2011)	MFEVS подход	технологический	10–40%	США, квартальные, 1960-2007	Новостные шоки плохо объясняют рецессии, происходившие в США
(Barsky et al., 2015)	MFEVS подход	технологический	30–70%	США, квартальные, годовые	Новостные шоки не являются причиной экономических колебаний

(Zeev, Khan, 2015)	MFEVS подход	технологический	60–70%	США, квартальные, 1951 - 2012	Новостные шоки инвестиционных технологий важнее, чем новостные шоки СФП
(Kurmman, Sims, 2017)	MFEVS подход	технологический	40–70%	США, квартальные, годовые, 1960-2007	Новостные шоки не объясняют рецессии в США
(Zeev et al, 2017)	MFEVS подход	условий торговли	20–70%	Развивающиеся страны, квартальные, 1994-2014	Новостные шоки являются причиной флуктуаций в развивающихся странах
(Сугаипов, 2022)	MFEVS подход	условий торговли	40–60%	Россия, квартальные, 2000-2019	Новостные шоки могут являться причиной экономических колебаний в России

Источник: составлено автором

Можно обнаружить, что выводы VAR моделей в целом противоречивы и в зависимости от используемого метода можно как подтвердить гипотезу о том, что новостные шоки являются причиной экономических колебаний в развитых и развивающихся экономиках, так и отвергнуть её. С другой стороны, во всех исследованиях демонстрируется, что новостные шоки объясняют высокую долю дисперсии макроэкономических показателей. И этот вывод устойчив к различным методам, которые применяют учёные.

Однако, если взглянуть на работы, использующие DSGE модели, то в них можно обнаружить, что новостные технологические шоки и особенно новостные шоки совокупной факторной производительности объясняют совсем незначительную долю вариации макроэкономических показателей (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012, Miyamoto, Nguyen, 2014). Всего от 3% до 7%. Такая разница в получаемых результатах может быть объяснена, если

вспомнить о проблеме нефундаментальности<sup>1</sup>, характерной для VAR моделей, использующихся для оценивания (Kilian, 2013; Beaudry, Portier, 2014; Beaudry et al., 2019). Так, для структурных векторных авторегрессий важно, чтобы решение модели, записанное в форме скользящего среднего, было обратимым. К примеру, представим себе процесс  $x_t$  в форме скользящего среднего:

$$x_t = \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \theta(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

где  $\varepsilon_t$  - белый шум, а  $\theta(L)$  – лаговый полином бесконечного порядка. Тогда  $\varepsilon_t$  будет фундаментальным шоком, если его можно определить на основе текущего и прошлых значений  $x$ . Как мы видим из уравнения (1),  $\varepsilon$  представим через  $x$  только в том случае, если полином  $\theta(L)$  может быть инвертирован:

$$\varepsilon_t = [\theta(L)]^{-1}x_t \quad (2)$$

Это возможно, если все корни  $\theta(L)$  находятся вне единичного круга. Строго говоря, из-за проблемы нефундаментальности может оказаться невозможным определить шок  $\varepsilon$  из представления Вольда, и, следовательно, нельзя будет определить импульсные отклики. Согласно (Kilian, 2013) основным аргументом в пользу рассмотрения нефундаментальных представлений процессов является то, что информация, доступная экономическим агентам сильно превышает ту, которая доступна учёному-эконометристу, обзоревающему проблему.

Авторы (Beaudry, Portier, 2014) определяют процесс генерации данных как новостной, если существует такой  $q$ , для которого  $|\theta_q| > |\theta_0|$ . Этот процесс является новостным, потому как большая доля дисперсии  $x_t$  объясняется шоком  $\varepsilon_{t-q}$ , произошедшим  $q$  периодов назад, а не шоком этого же периода  $\varepsilon_t$ . В таком случае можно ожидать возникновения проблемы нефундаментальности, поскольку экономические агенты скорее всего знают, что за новость появилась  $q$  периодов назад, тогда как наблюдатель вероятнее всего не будет иметь соответствующей информации.

Таким образом, кажется предпочтительным использовать вместо VAR моделей – DSGE модели, поскольку они не страдают от проблемы нефундаментальности. Кроме того, в настоящей работе было обнаружено, что векторные авторегрессионные модели часто модифицируются, конечного варианта модели нет. Также они имеют проблемы с используемыми данными, которые не всегда оказываются точными и требуют пересчётов и доработок.

---

<sup>1</sup> От англ. non-fundamentalness problem

## 2. Идентификация новостных шоков с помощью DGSE-моделей

Динамические стохастические модели общего равновесия (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) являются важным инструментом экономического анализа. Они зачастую используются центральными банками и учёными-исследователями для построения прогнозов и тенденций развития различных экономик. Возможность точно варьировать параметры и рассматривать различные сценария макроэкономической политики являются основными преимуществами данного класса моделей.

Основной вклад в развитие этого класса моделей с использованием новостных шоков внесли авторы исследования (Jaimovich, Rebelo, 2009). Учёные отметили, что в стандартных моделях реальных деловых циклов хорошие новости будут приводить к увеличению доходов экономических агентов в будущем. В этом случае будет возникать эффект дохода. Так как индивиды становятся богаче, то они начинают увеличивать свой уровень потребления заранее, ещё до того, как новости реализуются. Кроме того, они также увеличат свой уровень досуга. Следовательно, снизится предложение труда, а за ним упадёт и выпуск. В результате будет наблюдаться разнонаправленная реакция макроэкономических показателей в ответ на хорошую новость в экономике.

Из-за этого учёные строят модель, в которой к деловым циклам могут приводить как новостные технологические шоки совокупной факторной производительности, так и шоки инвестиционных технологий. Достигается результат за счёт трёх важных предпосылок – издержек изменения инвестиций, возможности изменения использования капитала и особенных предпочтения индивидов. Последнее необходимо для того, чтобы можно было варьировать силу влияния эффекта дохода на предложение труда. Именно благодаря этой предпосылке новостной технологический шок оказывается способен приводить к росту отработанных часов в краткосрочном периоде.

Авторы рассматривают односекторную модель, в которой индивиды максимизируют свою функцию полезности по потреблению и отработанным часам:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t - \mu N_t^\theta X_t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad (3)$$

$$X_t = C_t^\gamma X_{t-1}^{1-\gamma}, \quad (4)$$

где  $C_t$  – это потребление,  $N_t$  – отработанные часы,  $X_t$  – геометрическое среднее текущего и прошлого уровней потребления,  $\beta$  – коэффициент дисконтирования, и при этом  $0 < \beta < 1$ ,  $\theta$  – эластичность предложения труда,  $\theta > 1$ ,  $\mu$  – нормировочный параметр,  $\mu > 0$ ,  $\gamma$  – это параметр, отвечающий за предпочтения индивидов, и  $\sigma$  – обратная межвременной эластичности замещения,  $\sigma > 0$ .



Уравнение (4) нужно для того, чтобы задать особые предпочтения индивидов. Так, параметр  $\gamma$  позволяет уменьшить влияние эффекта дохода на предложение труда в краткосрочном периоде.

Также в модели представлена производственная функция в форме Кобба-Дугласа:

$$Y_t = A_t(u_t K_t)^{1-\alpha} N_t^\alpha, \quad (5)$$

где  $A_t$  – это уровень совокупной факторной производительности,  $K_t$  – капитал, а  $u_t$  – это коэффициент использования основного капитала.

$$Y_t = C_t + I_t/z_t, \quad (6)$$

где  $I_t$  – инвестиции,  $z_t$  – текущий уровень технологий для производства капитала (IST). При этом изменение  $z_t$  трактуется как технологический прогресс, связанный с инвестиционной деятельностью.

Процесс накопления капитала описывается следующей формулой:

$$K_{t+1} = I_t \left( 1 - \varphi \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) + (1 - \delta(u_t)) K_t, \quad (7)$$

где  $\varphi(\cdot)$  – издержки изменения инвестиций,  $\delta(u_t)$  – норма амортизации.

Такая модель способна демонстрировать сонаправленное изменение фундаментальных макроэкономических показателей как в ответ на ожидаемый шок СФП ( $A_t$ ), так и в ответ на ожидаемый шок инвестиционных технологий ( $z_t$ ). Авторы указывают, что в изначальный момент времени  $t = 0$  экономика находится в устойчивом состоянии. Затем в следующем периоде  $t = 1$  индивиды получают новость о том, что через два периода произойдут изменения в  $A_t$  или  $z_t$ . После этого, начиная уже с периода 1, модель будет демонстрировать рост потребления, выпуска, инвестиций и отработанных часов в ответ на шок.

В таком случае можно описать механизм влияния новостного технологического шока на экономику (Сугаипов, 2022). Появление новостей о будущем увеличении уровня производительности будет приниматься экономическими агентами за правду. Оно также будет означать, что в будущем фирмам придётся нарастить и инвестиции. Но существование издержек изменения капитала, принудит фирмы сглаживать инвестиции во времени, поэтому инвестиции начнут расти не в последний момент, а уже через какое-то время после появления новостей. Этот процесс приведёт к снижению стоимости установленного капитала в единицах потребления. Поскольку капитал становится менее ценным, то его легче заменить, а значит выгодно повысить загрузку мощностей. Если эффект дохода небольшой, чего позволяет добиться введённая авторами предпосылка, то можно будет наблюдать и увеличение потребления, и увеличение количества отработанных часов в ответ на шок.

В случае с DSGE моделями оказывается, что новостные технологические шоки совокупной факторной производительности практически незначимы. Так, к примеру, в статье (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012) построена DSGE модель с гибкими ценами и заработными платами с предпочтениями индивидов, как в исследовании (Jaimovich, Rebelo, 2009). Авторы рассматривают как различные неожиданные и ожидаемые шоки влияют на экономику. Среди прочих обнаруживаются и новостные технологические шоки совокупной факторной производительности, и инвестиционных технологий.

Теоретическая основа модели авторов базируется на модели реального делового цикла. Исследователи дополняют свою модель с помощью особенных предпочтений в потреблении, издержек на корректировку инвестиций, переменной загрузки мощностей и несовершенной конкуренции на рынке труда. Эти же идеи можно было наблюдать в работе (Jaimovich, Rebelo, 2009). Авторы также указывают, что эти предпосылки необходимы для преодоления критики (Barro, King, 1984) касательно невозможности неоклассических моделей генерировать положительное взаимодействие между фундаментальными показателями.

Всего авторы рассматривают 7 структурных шоков: стационарные и нестационарные шоки производительности и инвестиционных технологий, шоки госрасходов, шоки надбавки к заработной плате и шоки предпочтений. При этом каждый из этих шоков содержит как ожидаемую, так и неожиданную компоненту.

Стоит рассмотреть модель авторов (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012) подробнее, поскольку именно она зачастую используется и в других исследованиях по теме. Так, экономика состоит из большого количества одинаковых бесконечно живущих индивидов с функцией предпочтений вида:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \zeta_t U(V_t), \quad (8)$$

где  $\zeta_t$  – обозначает экзогенный шок предпочтений в момент времени  $t$ , параметр  $\beta \in (0,1)$  является дисконтирующим фактором,  $U$  – это функция полезности с постоянным относительным неприятием риска следующего вида:

$$U(V) = \frac{V^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}, \quad (9)$$

где  $\sigma > 0$ , а аргумент функции полезности  $V_t$  задаётся как:

$$V_t = C_t - bC_{t-1} - \psi h_t^\theta S_t, \quad (10)$$

где  $C_t$  – это потребление в момент времени  $t$ ,  $h_t$  – это отработанные часы в периоде  $t$ ,  $S_t$  – это геометрическое среднее между текущим и прошлым уровнями потребления,

скорректированными на предпочтения (привычки индивидов). А закон изменения  $S_t$  определяется следующим образом:

$$S_t = (C_t - bC_{t-1})^\gamma S_{t-1}^{1-\gamma} \quad (11)$$

где  $b \in [0,1)$  – это коэффициент, который отвечает за формирование привычки индивидов,  $\theta > 1$  – определяет эластичность предложения труда по Фришу, и  $\psi > 0$  – это масштабирующий параметром. Отличием модели авторов от предложенной в (Jaimovich, Rebelo, 2009) версии предпочтений индивидов является возможность формирования внутренних привычек в потреблении. По мере стремления этого масштабирующего параметра к нулю ( $\gamma \rightarrow 0$ ), аргумент функции полезности становится линейным по потреблению и по отработанным часам.

В таком случае предложение труда зависит от текущей реальной заработной платы, но не зависит от предельной полезности дохода. Тогда при малых  $\gamma$  и  $b$  ожидаемые изменения в доходе не повлияют на текущее предложение труда, а значит можно избежать негативного влияния труда в ответ на новостной шок. По мере увеличения  $\gamma$ , эластичность предложения труда по богатству возрастает. Если же  $\gamma$  равно единице, то  $V_t$  становится произведением потребления и функции отработанных часов.

Закон изменения капитала в такой модели может быть представлен в следующем виде:

$$K_{t+1} = (1 - \delta(u_t))K_t + z_t^I I_t \left[ 1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right], \quad (12)$$

где  $K_t$  – это запас капитала,  $I_t$  – инвестиции,  $u_t$  – это загрузка мощностей в период  $t$ ,  $z_t^I$  – является шоком предельной эффективности инвестиций. Это основное отличие от формулы (7).  $u_t K_t$  обозначает эффективное количество капитальных услуг, которые предоставлены фирмам в периоде  $t$ . Необычным образом задана ставка дисконтирования в этой модели  $\delta(u_t)$ . Она является возрастающей и выпуклой функцией. Это сделано для того, чтобы более интенсивная загрузка мощностей приводила к более быстрой норме амортизации.

Бюджетное ограничение домохозяйства вполне стандартно и задано как:

$$C_t + A_t I_t + T_t = W_t^* h_t + r_t u_t K_t + P_t. \quad (13)$$

где в левой части находятся потребление ( $C_t$ ), инвестиции ( $I_t$ ) и налоги ( $T_t$ ), а в правой части – доход с работы ( $W_t^* h_t$ ), доход с капитала ( $r_t u_t K_t$ ), паушальная прибыль ( $P_t$ ).

Наибольший интерес представляет переменная  $A_t$ , которая является экзогенным шоком производительности. Она отвечает за скорость преобразования потребительских благ в инвестиционные блага.

Что касается непосредственно новостных шоков, то авторы работы (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012) исследуют ожидаемые шоки за 4 и 8 кварталов до реализации события. Выбор основывается на том, что это позволяет исследовать относительно длинный промежуток времени (до 2 лет), при этом не увеличивая число оцениваемых параметров. Хотя, как известно, новости о технологических изменениях могут иметь значение на длинных горизонтах.

Чтобы понять, как именно исследователи понимают новостные шоки, следует рассмотреть экзогенный шок  $x_t$ , который меняется во времени в соответствии со следующим законом:

$$\begin{aligned} \ln(x_t/x) &= \rho_x \ln(x_{t-1}/x) + \varepsilon_{x,t}, \\ \varepsilon_{x,t} &= \varepsilon_{x,t}^0 + \varepsilon_{x,t-4}^4 + \varepsilon_{x,t-8}^8, \end{aligned} \quad (14)$$

где инновация  $\varepsilon_{x,t}^j$  для  $j = 0, 4, 8$  распределена нормально с нулевым математическим ожиданием и дисперсией  $\sigma_x^j$ .

Инновация  $\varepsilon_{x,t}^j$  является ожидаемым изменением в логарифме  $x_t$  за  $j$  периодов «до». Таким образом, например,  $\varepsilon_{x,t-4}^4$  будет являться ожидаемой за 4 периода «до» инновацией в  $x_t$ . Важно, что  $\varepsilon_{x,t}^j$  некоррелированы по времени и по прогнозным горизонтам, что значит, что  $E\varepsilon_{x,t}^j \varepsilon_{x,t-m}^k = 0$  для  $k, j = 0, 4, 8, m > 0$ , и  $E\varepsilon_{x,t}^j \varepsilon_{x,t}^k = 0$  для любых  $k \neq j$ .

Как пишут авторы (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012), ключевое отличие их статьи от остальных работ по моделям реальных деловых циклов заключается в предположении о том, что индивиды обладают большим набором информации. Так, они обозревают в момент времени  $t$  текущие и предыдущие значения инноваций  $\varepsilon_{x,t}^0, \varepsilon_{x,t}^4, \varepsilon_{x,t}^8$ . Тогда прогноз будущих значений  $\varepsilon_{x,t}$ :

$$E_t \varepsilon_{x,t+k} = \begin{cases} \varepsilon_{x,t+k-4}^4 + \varepsilon_{x,t+k-8}^8, & \text{если } 1 \leq k \leq 4, \\ \varepsilon_{x,t+k-8}^8, & \text{если } 4 < k \leq 8, \\ 0, & \text{если } k > 8. \end{cases} \quad (15)$$

Таким образом, используя байесовский подход, а также метод максимального правдоподобия для оценивания некалибруемых структурных параметров модели, авторы обнаруживают, что все «новостные переменные» вместе взятые (включая нетехнологические шоки) определяют до 50% колебаний выпуска. Но отдельно взятые новостные шоки СФП объясняют малую долю дисперсии. Что касается новостных шоков инвестиционных технологий, то они оказываются более значимыми, чем шоки производительности. При этом, когда авторы убирают другие шоки из модели, то

выясняется, что новостной шок СФП играет существенную роль в экономических флуктуациях (в модели, где кроме шока СФП есть только шок государственных расходов).

Авторы исследования (Miyamoto, Nguyen, 2014) строят похожую модель, описывая предпочтения индивидов, как и (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012). Они расширяют предыдущее исследование за счёт использования данных по ожиданиям экономических агентов. Исследователи берут свои данные из опросов профессиональных прогнозистов. В них содержатся ожидаемые значения таких макроэкономических показателей, как выпуск на несколько кварталов вперёд. Несмотря на то, что это прогнозы лишь небольшого списка экспертов, авторы считают такие данные приемлемыми, поскольку они соотносятся с данными других опросов, представленных за меньшие диапазоны времени.

В соответствии с этим, используя байесовский метод, авторы достигают результатов схожих с (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012). Однако оказывается, что использование данных по ожиданиям значительно снижает важность новостных шоков. Для всех переменных доля объяснённой вариации значительно падает. В их случае новостные СФП шоки и шоки инвестиционных технологий объясняют 7% и 12% вариации выпуска соответственно. Так, делается вывод о том, что новостные шоки не могут являться причиной экономических колебаний.

В работе (Avdjiev, 2016) представлена модификация модели (Schmitt-Grohe, Uribe, 2012) с использованием данных по индексам цен акций. Поскольку известно, что изменения цен акций могут отражать информацию о будущих изменениях в экономике, полученную индивидами (Beaudry and Portier, 2006). Но в отличие от предыдущих работ, учёный также акцентирует внимание на различных спецификациях (долгосрочной и краткосрочной) структуры изменения шоков. Они касаются только реализации этих самых шоков.

Зачастую в литературе включение новостных шоков в модель предполагает, что новостной шок – это шок основных показателей, материализующийся с лагом в несколько периодов. Исследователь называет эту спецификацию краткосрочной. В дополнение к ней он решает рассмотреть спецификацию, в которой новостной шок – это шок в долгосрочных компонентах основных показателей, не влияющий на эти показатели мгновенно. Эту спецификацию автор называет долгосрочной.

Включение данных по ценам акций (Avdjiev, 2016) аргументирует тем, что в предыдущих исследованиях вся информация об изменениях в ожиданиях агентов бралась из макропоказателей. Если этот подход верен, то включение данных о ценах акций не приведёт к существенному изменению результатов. Однако это также значит, что в обычных макропеременных уже содержится вся информация о будущих изменениях.

В итоге учёный обнаруживают, что долгосрочная спецификация с данными по ценам акций лучше соответствует реальным данным, чем краткосрочная спецификация. Однако, что касается новостных шоков, то они не играют большой роли в объяснении вариации макроэкономических показателей (объясняют меньше четверти вариации выпуска и потребления, и меньше трети вариации отработанных часов). Основной вклад же вносят неожиданный шок совокупной факторной производительности и неожиданный шок предельной эффективности инвестиций. Исследователь также обнаруживает, что из всех новостных шоков именно шок предельной эффективности инвестиций объясняет наибольшую долю дисперсии.

DSGE модель с жёсткими ценами представлена в работе (Khan, Tsoukalas, 2012). Авторы изучают роль ожидаемых и неожиданных шоков совокупной факторной производительности, инвестиционных технологий и предельной эффективности инвестиций. Также в модель включаются нетехнологические шоки. Это исследование демонстрирует, что неожиданные шоки являются намного более важными, чем ожидаемые. При этом среди новостных шоков – технологические шоки оказываются наименее важными. Что интересно – в этой модели было обнаружено, что новостной шок инвестиционных технологий объясняет 0% вариации выпуска, потребления, инвестиций и отработанных часов. При этом новостной шок инвестиционных технологий не приводит к сопоставленному увеличению макропоказателей. Напротив, в ответ на шок все переменные падают в краткосрочном периоде, на что обращают внимание и в работе (Ben Zeev, Khan, 2015).

Несмотря на существенные различия в том, насколько значимыми новостные шоки являются в VAR моделях и DSGE моделях, некоторые сходства между двумя направлениями всё же имеются. Так, в работе (Avdjiev, 2016) продемонстрирована важная роль, которую новостные шоки играют в динамике фондового рынка. Динамику макроэкономических показателей, как и в других DSGE моделях, лучше объясняют неожиданные шоки, но вот большую долю вариации фондового рынка объясняет именно новостной шок.

Таким образом, DSGE модели имеют некоторые преимущества в идентификации новостных технологических шоков. Так, в этих моделях уже исследовано влияние технологического шока предельной эффективности инвестиций на экономику, тогда как в VAR моделях исследований с этим показателем ещё не проводилось. Также они не страдают от проблемы неидентифицируемости, как VAR-модели.

Однако, DSGE-модели имеют и ряд недостатков. Как указывают (Beaudry, Portier, 2014), с точки зрения теории сложно построить простую DSGE модель, в которой

положительный технологический шок оказывал бы влияние на желание агентов инвестировать в том же периоде, когда появляется новость. И даже в случае, если эта предпосылка реализуется, то увеличение спроса на инвестиции должно приводить к буму в потреблении и инвестициях, но как считают авторы, многие модели не способны это учесть. Несколько более существенных недостатков выделено в работе (Пестова, Мамонов, 2016). Учёные подчёркивают, что для DSGE моделей высоки риски неверной спецификации, существует большой разброс между оценками структурных параметров, используемых для расчётов, а также в принципе отсутствует «каноническая версия» модели для таких развивающихся экономик, как Россия. Тем не менее, сами DSGE модели российской экономики существуют (Дробышевский, Полбин, 2015) и постоянно развиваются (Полбин, 2023).

Таким образом, в эмпирических исследованиях по новостным технологическим шокам нет единого мнения о том, какую роль новости играют в экономике. Векторные модели коррекции ошибок, как оказалось, имеют проблему с неединственностью решения (Сугаипов, 2022). Модели, построенные на VAR со среднесрочными ограничениями, не могут продемонстрировать сонаправленного изменения макропоказателей в ответ на новостной шок СФП и имеют проблемы корректной идентификации. А большая часть исследований, использующих DSGE модели отдают предпочтение новостным шокам предельной эффективности инвестиций. Тем не менее, DSGE модели являются более предпочтительными, поскольку обладают большей гибкостью и дают более корректные результаты.

### **Заключение**

В настоящей работе были рассмотрены основные эмпирические исследования по новостным шокам, использующие векторные модели авторегрессии и динамические стохастические модели общего равновесия. Большое количество работ посвящено тому, чтобы выяснить, являются ли новостные шоки причиной экономических колебаний в развитых и развивающихся странах. Несмотря на то, что большая часть исследований отвергает эту возможность, VAR модели и DSGE модели дают очень сильно различающиеся результаты. Если новостные шоки в VAR моделях объясняют до 70% вариации макроэкономических показателей, то в DSGE моделях новостные технологические шоки объясняют меньше 10%.

Такая существенная разница может быть объяснена проблемой нефундаментальности векторных авторегрессионных моделей. Однако возникает закономерный вопрос, являются ли новостные шоки условий торговли причиной экономических флуктуаций в России. Для ответа на поставленный вопрос необходимо

построить DSGE модель российской экономики с новостными шоками, что является важной задачей для будущих исследований.

### Список литературы

3. Дробышевский С., Полбин А. (2015). Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели. *Экономическая политика*, 10(2), 20-42.
4. Пестова А. А., Мамонов М. Е. (2016). Обзор методов макроэкономического прогнозирования: в поисках перспективных направлений для России. *Вопросы экономики*, 6, 45-75.
5. Полбин А. В. (2023). Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии.
6. Сугаипов Д. Р. (2022). Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику. *Прикладная эконометрика*, 2, 39–67.
7. Avdjiev S. (2016). News Driven Business Cycles and data on asset prices in estimated DSGE models. *Review of Economic Dynamics*, 20, 181-197.
8. 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.
9. Barsky R. B., Basu S., Lee K. (2015). Whither news shocks? *NBER Macroeconomics Annual*, 29 (1), 225–264.
10. Barsky R. B., Sims E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of monetary Economics*, 58 (3), 273-289.
11. Beaudry P., Dupaigne M., Portier F. (2008) The international propagation of news shocks. *Center for Economic Policy and Research Discussion Papers*.
12. Beaudry P., Lucke B. (2010). Letting different views about business cycles compete. *NBER Macroeconomics Annual*, 24 (1), 413–456.
13. Beaudry P., Portier F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96 (4), 1293–1307.
14. Beaudry P., Portier F. (2014). News-driven business cycles: Insights and challenges. *Journal of Economic Literature*, 52 (4), 993–1074.
15. Beaudry, P., Feve, P., Guay, A., & Portier, F. (2019). When is nonfundamentalness in SVARs a real problem?. *Review of Economic Dynamics*, 34, 221–243.
16. Fernald J. (2014). A quarterly, utilization-adjusted series on total factor productivity. *Federal Reserve Bank of San Francisco*.
17. Jaimovich N., Rebelo S. (2009). Can news about the future drive the business cycle? *American Economic Review*, 99 (4), 1097–1118.



18. Khan H., Tsoukalas J. (2012). The quantitative importance of news shocks in estimated DSGE models. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(8), 1535-1561.
19. Kilian L. (2013). Structural vector autoregressions. *Handbook of research methods and applications in empirical macroeconomics*, Edward Elgar Publishing, 515–554.
20. 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.
21. Miyamoto W., Nguyen T. L. News shocks and Business cycles: Evidence from forecast data //Columbia University. – 2014.
22. Schmitt-Grohé S., Uribe M. (2012). What's news in business cycles. *Econometrica*, 80(6), 2733-2764.
23. Zeev N. B., Khan H. (2015). Investment-specific news shocks and US business cycles. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(7), 1443–1464.
24. 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.