

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА И ГОСУДАРСТВЕННОЙ  
СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

*Казакова М.В.*

**ОБЗОР ОСНОВНЫХ ПОДХОДОВ К ИСПОЛЬЗОВАНИЮ МОДЕЛЕЙ С  
МЕНЯЮЩИМИСЯ ВО ВРЕМЕНИ ПАРАМЕТРАМИ В МАКРОЭКОНОМИЧЕСКОМ  
МОДЕЛИРОВАНИИ**

Препринт WP.../2021/...

Серия WP...

[Название серии]

Казакова М.В.: [kazakova@ranepa.ru](mailto:kazakova@ranepa.ru)

Москва  
2021

Оценка моделей с изменяющимися во времени параметрами нашла широкое распространение в макроэкономических исследованиях, реализуемых в течение последних 20 лет. Вслед за основополагающими в этой области работами, различные авторы начали применять такие модели для анализа изменяющегося во времени поведения таких макроэкономических параметров, как волатильность, долгосрочный экономический рост, трендовая инфляция, инерционность инфляции и цен на нефть, а также зависимость основных макроэкономических переменных от цен на нефть. Настоящий обзор представляет методологическую основу для использования моделей с изменяющимися во времени параметрами в качестве одного из важных инструментов макроэкономического моделирования и прогнозирования, который позволяет учесть временные изменения в зависимостях между разными переменными.

*Казакова Мария Владимировна* – старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований РАНХиГС; ведущий научный сотрудник научного направления «Макроэкономика и финансы» Института экономической политики имени Е.Т.Гайдара; заведующая научной редакцией «Экономическая наука» НОБ Экономика, АНО «Национальный научно-образовательный центр «Большая российская энциклопедия»; к.э.н.

## Содержание

Введение .....	4
Глава 1. Направления использования моделей с меняющимися во времени параметрами: что говорит литература .....	9
1.1 Исследование волатильности макроэкономических параметров .....	9
1.2 Анализ траектории долгосрочного роста экономики .....	12
1.3 Подходы к исследованию трендовой инфляции .....	19
1.4 Изучение устойчивости инфляции .....	26
1.5 Исследование устойчивости цен на нефть .....	31
1.6 Подходы к анализу зависимости основных макроэкономических переменных от цен на нефть .....	35
1.7 Другие направления применения моделей с изменяющимися во времени параметрами .....	44
Заключение .....	53
Список использованных источников .....	54

## Введение

За последние два десятилетия оценка моделей с изменяющимися во времени параметрами приобрела большую популярность в макроэкономике. Основополагающими в рассматриваемой области работами являются [1], [2], [3], [4].

В статье [1] исследуются потенциальные причины неблагоприятных экономических показателей, в частности, высокой безработицы и инфляции, в США в 1970-х и начале 1980-х гг. и выясняется, в какой степени денежно-кредитная политика сыграла важную роль в этих эпизодах. Цель исследования - разработка гибкой модели для оценки и интерпретации изменений во времени в систематической и несистематической части денежно-кредитной политики и их влияния на остальную экономику. Денежно-кредитная политика и поведение частного сектора в экономике США в рамках данной работы моделируются как изменяющаяся во времени структурная векторная авторегрессия, где источниками изменений являются как коэффициенты, так и ковариационная матрица дисперсии инноваций.

Две основные характеристики, необходимые для эконометрической модели, способной решить эту проблему, включают: во-первых изменяющиеся во времени параметры для измерения изменений политики и предполагаемых сдвигов в поведении частного сектора; во-вторых, модель экономики с множеством уравнений для понимания, как изменения в политике повлияли на остальную экономику. С этой целью в данной статье оценивается изменяющаяся во времени структурная векторная авторегрессия (VAR), где изменение во времени происходит как из коэффициентов, так и из ковариационной матрицы дисперсии инноваций в модели. Автор замечает, что любая попытка смоделировать изменения в политике, структуре и их взаимодействии должна подразумевать изменение во времени ковариационной матрицы инноваций. Другими словами, модель должна учитывать как изменение во времени одновременных взаимосвязей между переменными модели, так и гетероскедастичность инноваций. Это делается путем разработки простой многомерной стратегии моделирования стохастической волатильности для закона движения ковариационной матрицы дисперсии. Оценка этой модели с дрейфующими коэффициентами и многомерной стохастической волатильностью требует численных методов. Для этих целей в работе используется эффективный алгоритм Монте-Карло с цепью Маркова для численной оценки апостериорной части интересующих параметров. В свою очередь, в работе [2] исправлена ошибка в алгоритме оценки изменяющейся во времени модели структурной векторной авторегрессии, разработанной [1], и показано, как правильно применить

процедуру [5] к оценке моделей VAR, DSGE, факторной модели и модели ненаблюдаемых компонент со стохастической волатильностью. Основным отличием нового алгоритма по сравнению с [1] является порядок различных шагов Монте-Карло цепи Маркова, при этом каждый отдельный шаг остается неизменным.

Таким образом, в статье [1] разрабатывается простой подход к моделированию закона движения ковариационной матрицы дисперсии и предлагается эффективный алгоритм Монте-Карло с цепью Маркова для вероятностной/апостериорной численной оценки модели. Разработанная методология используется для оценки небольшой модели экономики США. В результате моделирования автор формулирует следующие основные эмпирические выводы. Прежде всего, по его мнению, имеются свидетельства изменений как в несистематической, так и в систематической денежно-кредитной политике США за последние сорок лет (с учетом времени публикации статьи). Относительная важность несистематической политики была значительно выше в первой части выборки, что свидетельствует о том, что правило наподобие правила Тейлора в гораздо меньшей степени репрезентативно для денежно-кредитной политики США в 1960-1970-х гг., чем в последние пятнадцать лет. Более того, реакция частного сектора на несистематическую политику (шоки денежно-кредитной политики) оказывается линейной в зависимости от амплитуды несистематических мер политики. В отношении систематической части политики обнаруживаются некоторые свидетельства реакции более высоких процентных ставок на инфляцию и безработицу в период Гринспена. Однако экспериментальное моделирование показывает, что эти изменения не сыграли важной роли в эпизодах высокой инфляции и безработицы в экономической истории США 1970-начала 1980 гг. По мнению автора, большая часть всплесков инфляции и безработицы в течение указанного периода объясняется высокой волатильностью внешних шоков, не связанных с политикой. Другими словами, роль таких шоков в объяснении неблагоприятных макроэкономических показателей США в эти годы представляется автору более важной, чем политика процентных ставок [1].

Авторы статьи [3] описывают динамику инфляции и безработицы в США после Второй мировой войны с помощью нелинейной стохастической модели. Эта модель имеет форму векторной авторегрессии с коэффициентами, которые представляют собой случайные блуждания с отражающими барьерами, которые поддерживают стабильность VAR. Инновации в этих коэффициентах произвольно соотносятся друг с другом и с инновациями в наблюдаемых переменных.

Данная модель оценивается на данных по инфляции, безработице и краткосрочной номинальной процентной ставке. Инфляция измеряется на базе ИПЦ для всех городских

потребителей, безработица - это уровень безработицы среди гражданского населения, а номинальная процентная ставка - доходность трехмесячных казначейских векселей. Данные по инфляции и безработице представлены в квартальном выражении и скорректированы сезонно, а данные по казначейским векселям - это средние дневные ставки в первый месяц каждого квартала. Выборка включает период с первого квартала 1948 г. по четвертый квартал 2000 г. Авторы оценивают спецификацию VAR(2) для инфляции, логарифма безработицы и ex post реальной процентной ставки.

[3] строят модель для описания дрейфа перечисленных выше параметров, опираясь на теоретические представления, описанные в работах [6] и [7], в соответствии с которыми, по мнению авторов, эволюция мировоззрения политиков, ответственных за реализацию денежно-кредитной политики, будет составлять систематическую часть дрейфа векторной авторегрессии. Представленная модель описывает четыре источника неопределенности в отношении будущего, для чего в работе применяются байесовские методы. Авторы используют эту модель для разработки ряда стилизованных фактов об эволюции послевоенной инфляции в США и соотносят их с важными вопросами, касающимися способов обнаружения гипотезы естественной нормы с помощью несовершенных тестов, а также того, как результаты этих тестов были связаны с эволюцией в описании правила денежно-кредитной политики (правило Тейлора).

Модель позволяет исследователям выявлять аспекты, которые обсуждались в рамках теоретического анализа динамики инфляции и безработицы. В частности, [3] обнаруживают, что: 1) среднее значение и инерционность инфляции сильно коррелируют между собой; 2) инерционность инфляции положительно связана со статистикой, которая использовалась для проверки принятия гипотезы естественного уровня; 3) политика борьбы с инфляцией в целом характеризуется более высокой активностью с некоторым запаздыванием после того, как статистические данные тестов начали принимать гипотезу естественной нормы; 4) в последнее время степень инерционности инфляции снижается, поскольку инфляция находится под контролем.

В статье также изучается предупреждение Джона Тейлора о рецидиве политики в пользу рабочего компромисса между инфляцией и безработицей. Представленная в [3] статистическая модель подтверждает эти опасения и предсказывает, что по мере накопления наблюдений за более низкой, более стабильной инфляцией, вероятно, появятся эконометрические свидетельства против гипотезы естественного уровня.

Обсуждая в более поздней статье [4] взгляды на денежно кредитную политику, те же авторы замечают, что одна из достойных уважения точек зрения состоит в том, что либо ошибочная модель, либо недостаточное терпение, либо неспособность

придерживаться лучшей политики заставили Артура Бернса отреагировать на конец Бреттон-Вудса, проведя денежно-кредитную политику, которая привела к самой высокой инфляции мирного времени в истории США. В свою очередь, Полу Волкеру удалось с помощью денежно-кредитной политики снизить американскую инфляцию благодаря улучшенной модели, большому терпению или дисциплине. Другая уважаемая точка зрения состоит в том, что Бернса и Волкера отличали не их модели или политика, а их удача. Авторы [4] и предшествующего ему исследования [3] предлагают модели временных рядов, которые позволяют различать эти взгляды.

Статья также является ответом на критику [8] и [9] относительно дрейфующих систематических частей векторной авторегрессии в [3] путем изменения спецификации и введения предпосылки о стохастической волатильности.

Исследователи представляют апостериорные плотности для нескольких параметров, пригодных для разработки и оценки денежно-кредитной политики, в рамках VAR с дрейфующими коэффициентами и стохастической волатильностью. К таким параметрам относятся показатели инерционности инфляции, естественный уровень безработицы, базовый уровень инфляции и «коэффициенты активности» для правил денежно-кредитной политики. Апостериорные значения предполагают существенное изменение всех этих параметров для данных США после Второй мировой войны. После корректировки на изменения волатильности инерционность инфляции увеличивается в течение 1970-х гг., а затем падает в 1980-х и 1990-х гг. Различия в инновациях систематически меняются, причем в конце 1970-х гг. они значительно больше, чем в другие времена. Показатели неопределенности относительно базовой инфляции и степени инерционности характеризуются положительной зависимостью. Авторы используют апостериорные распределения для оценки мощности нескольких тестов, которые применялись для проверки нулевой гипотезы о временной инвариантности коэффициентов авторегрессии VAR по сравнению с альтернативной модели с изменяющимися во времени коэффициентами. [4] обнаруживают, что эти тесты, за исключением одного, имеют низкую мощность по сравнению с формой изменения во времени, зафиксированной предложенной ими моделью.

Кроме того, авторы показывают, что дисперсия шока, как и коэффициенты авторегрессии VAR систематически менялись с течением времени. Один из основных выводов состоит в том, что большая часть более ранних доказательств дрейфующих коэффициентов сохраняется и после включения в модель предпосылки о стохастической волатильности. По причинам, которые обсуждались в работах [3] и [10], наличие дрейфующих коэффициентов дает ключ к пониманию того, менялись ли модели или

предпочтения политиков с течением времени. На основе данных о дрейфе и стохастической волатильности, авторы делают вывод об изменении правил денежно-кредитной политики и инерционности самой инфляции со временем.

При этом, как полагают исследователи, при интерпретации свидетельств за или против дрейфующих коэффициентов следует проявлять осторожность. По причинам, которые наиболее очевидны для непрерывного времени (см. [11]), гораздо труднее обнаружить свидетельства движений в систематической части векторной авторегрессии, чем обнаружить стохастическую волатильность. Эта ситуация отражена в результатах проведенных авторами экспериментов, которые реализуют тесты Бернанке и Михова (Bernanke and Mihov's tests) в рамках искусственной экономики с дрейфующими коэффициентами.

В релевантной академической литературе можно обнаружить убедительные доказательства изменяющегося во времени поведения таких параметров, как волатильность, долгосрочный экономический рост, трендовая инфляция, инерционность инфляции и цен на нефть, а также зависимость основных макроэкономических переменных от цен на нефть. Изучим их чуть подробнее.



# **Глава 1. Направления использования моделей с меняющимися во времени параметрами: что говорит литература**

## **1.1 Исследование волатильности макроэкономических параметров**

Статья [5] посвящена исследованию источников существенных сдвигов в волатильности макроэкономических переменных США в послевоенный период. Как отмечают авторы, в литературе имеется большое число свидетельств того, что волатильность объема производства, инфляции и некоторых других макроэкономических переменных экономики США демонстрировала очень высокую степень колебаний во времени за последние 50 лет (см., например, [6] или [7]). Возможно, самым печально известным эпизодом значительного изменения волатильности в недавней экономической истории США является «Великая умеренность» («Great Moderation»), которая соответствует резкому снижению стандартного отклонения ВВП, а также других макроэкономических и финансовых переменных с середины 1980-х гг.

В статье [5] этот вопрос исследуется посредством оценивания модели DSGE, в которой дисперсия структурных инноваций может изменяться с течением времени. Во-первых, авторы описывают алгоритм, который позволяет одновременно делать выводы как о параметрах модели, так и о стохастической волатильности. Затем разработанная стратегия оценивания применяется к крупномасштабной модели бизнес-цикла экономики США по образцу [8] и [9]. Данная модель демонстрирует ряд реальных и номинальных трений и различные шоки со структурной интерпретацией. Новизна модели заключается в том, что все эти шоки имеют отклонения, которые могут колебаться во времени.

По мнению авторов, эта инновация позволяет определить источники изменений волатильности основных макропеременных в послевоенный период США и дает возможность пролить свет на природу основных причин нарушений в изменчивости делового цикла в США и, в частности, на Великую умеренность.

Основные выводы, к которым приходят авторы исследования [5], заключаются в следующем. Во-первых, экзогенные структурные шоки, повлиявшие на экономику США, демонстрируют значительную стохастическую волатильность. Тем не менее, степень вариации дисперсий во времени значительно различается в зависимости от шоков, будучи более выраженной для технологических шоков и, в частности, шоков денежно-кредитной

политики. Следовательно, несмотря на присутствие стохастической волатильности во всех наблюдаемых эндогенных переменных модели, разные ряды демонстрируют контрастирующие формы колебаний их дисперсий. Таким образом, предложенный подход обеспечивает значительно лучшее соответствие данных по сравнению не только с гомоскедастической моделью, но и со спецификацией, допускающей единственный скачок волатильности.

Во-вторых, снижение волатильности объема производства, инвестиций, рабочего времени и потребления в начале 1980-х гг. в значительной степени обусловлено изменением дисперсии шока, характерного для условия равновесия инвестиций. Этот результат устойчив к различным модификациям базовой модели, включая те, в которых допускается скачок всех параметров модели и, в частности, переход от пассивной денежно-кредитной политики к активной.

По мнению авторов, эти шоки условия равновесия инвестиций включают инновации, специфичные для рентабельности капитала или предельной эффективности инвестиционных технологий. В статье предлагаются две частные интерпретации этих шоков, позволяющие пролить свет на Великую умеренность. Во-первых, в модели эти шоки соответствуют либо технологическим шокам, связанным с инвестициями, либо, что эквивалентно, шокам относительной цены инвестиций с точки зрения потребительских товаров. Однако поскольку относительная цена инвестиций должна включать финансовые затраты на заимствование средств для покупки инвестиционных товаров, авторы предлагают второй, более широкий взгляд на эти шоки как на прокси для немоделированных инвестиционных финансовых трений (см. [10] и [11]).

Для аргументации правдоподобия обеих интерпретаций авторы полагаются на доказательства за пределами разработанной ими DSGE-модели. В частности, в поддержку первой точки зрения, строго основанной на моделировании, они демонстрируют снижение стандартного отклонения относительной цены инвестиций, а также технологических шоков, связанных с инвестициями. Что касается второй точки зрения, авторы отмечают, что финансовые трения уменьшились в начале 1980-х гг. после дерегулирования рынка и финансовых инноваций, которые расширили доступ фирм и домашних хозяйств к кредитным рынкам.

В более общем смысле полученные в работе [5] результаты указывают на резкие изменения в состоянии инвестиционного равновесия, которые сыграли важную роль в Великой умеренности.

Авторы статьи [12] документируют структурный сдвиг в волатильности роста ВВП США в первом квартале 1984 г., который имеет важные последствия для широко

применяемых теоретических и эмпирических методов, примеры которых включают калибровку модели и оценку моделей флуктуаций экономического цикла в пространстве состояний. В первую очередь, они показывают, что модель роста выпуска с переключением режимов не может улавливать сигнал экономического цикла, когда модель допускает переключение как среднего значения, так и дисперсии выпуска между состояниями. Для объяснения отсутствия сигнала экономического цикла, авторы обращаются к доминирующему эффекту одновременного снижения дисперсии роста ВВП в начале 1980-х гг. и подкрепляют это утверждение путем эндогенного оценивания структурного разрыва в дисперсии остатков в рамках AR-спецификации для роста производства в первом квартале 1984 г.

Для понимания причин упомянутого резкого снижения волатильности выпуска в США, авторы сначала исследуют ряды выпуска каждой из остальных стран G7 на предмет наличия разрыва, совпадающего с тем, который произошел в США, и показывают, что ни в одной другой стране G7 одновременного разрыва в производстве не было. Затем они проводят декомпозицию темпа роста выпуска и приводят доказательства того, что этот разрыв был вызван снижением нестабильности производства товаров длительного пользования. В работе также показывается, что разрыв в производстве товаров длительного пользования примерно совпадает с разрывом в доле товаров длительного пользования, учитываемых запасами.

[12] отмечают, что прерывание волатильности выпуска влияет на реализацию ряда симуляционных методов эконометрических подходов. Например, один из распространенных методов сопоставления теории с данными - это сравнение моментов данных, сгенерированных из откалиброванных моделей, с моментами фактических данных. Наличие одновременного снижения волатильности выпуска в начале 1980-х гг. явно влияет на временной горизонт, на котором следует рассчитывать второй и более высокие моменты темпа роста выпуска.

На эмпирическом уровне разрыв волатильности означает, что линейные модели роста выпуска на периодах, охватывающих разрыв, определены неверно. Кроме того, соотношения сигнал/шум в характеристиках флуктуаций делового цикла в пространстве состояний, таких как динамические факторные модели или модели с марковским переключением, уменьшаются, если дисперсия моделируется как константа, и в статье приводится соответствующий пример. Наконец, по мнению [12], сокращение дисперсии колебаний объема производства должно изменить интерпретацию политиками конкретной реализации квартального роста ВВП: в частности, то, что до разрыва могло считаться умеренным снижением активности, теперь может считаться серьезным.

## 1.2 Анализ траектории долгосрочного роста экономики

В литературе проблема послевоенной стабилизации экономики США по сравнению с довоенным периодом в основном затрагивалась в контексте стабилизации волатильности или стабилизации продолжительности. Результаты, полученные в этих и других статьях, а именно послевоенная стабилизация, рядом авторов (например, [13] и [14]) ставятся под сомнение на основании несоответствия данных между двумя периодами и ненадежности довоенных контрольных дат относительно их послевоенных аналогов. Таким образом, полагают авторы, сравнение двух периодов затрудняют относительный дефицит и низкое качество довоенных данных, а также ненадежность довоенных эталонных циклов.

[15] отвечают на три вопроса: 1) произошел ли структурный сдвиг в послевоенном росте реального ВВП США в сторону стабилизации; 2) если да, то когда; 3) какова природа этого структурного разрыва. Рассматриваемая статья отличается от существующей литературы по проблеме стабилизации, по крайней мере, в трех отношениях. Во-первых, авторы ориентируются на послевоенный период и избегают проблемы несогласованности данных, выявленной в довоенный период. В этой связи возникает вопрос: произошел ли структурный сдвиг в послевоенной экономике США в сторону большей стабилизации? Во-вторых, в отличие от сравнения довоенного и послевоенного периодов, дата потенциального структурного разрыва не предполагается известной. Поэтому авторы задают следующий вопрос: если бы в послевоенной экономике США произошел структурный сдвиг, то когда бы он был? В-третьих, в отличие от существующей литературы, при анализе авторы в явном виде учитывают асимметричный характер бизнес-цикла. Другими словами, хотя [12] и документируют структурное снижение волатильности роста реального ВВП в первом квартале 1984 г. в рамках линейной модели, [15] дополнительно исследуют возможность структурного разрыва реального ВВП, который приводит к сокращению разрыва между темпами роста во время бума и рецессии.

Изменения параметров, которые считаются повторяющимися и эндогенными, были смоделированы как процессы марковского переключения в таких работах, как [16], [17] и [18]. [16] представили модели с марковским переключением для серийно некоррелированных данных, а [17] - для серийно коррелированных данных. [18] применяет общие модели пространства состояний. В [15] представлена более общая трактовка моделей с марковским переключением. [17] моделирует спады и подъемы как

переключатели темпа роста реального выпуска между высокими и низкими состояниями, регулируемые марковским процессом. Однако, по мнению авторов, целесообразно также иметь возможность обнаруживать неперiodические изменения, которые можно рассматривать как сдвиги в гиперпараметрах этих моделей, которые в противном случае считаются фиксированными. Такие изменения они называют структурными. В статье [15] рассматриваются вопросы, связанные со стабилизацией экономики США в начале 1984 г. в контексте модели экономического цикла с марковским переключением по [17], причем особое внимание уделяется возможности одновременного структурного сдвига в средних темпах роста реального объема производства и дисперсии условий нарушения - между двумя ненаблюдаемыми режимами, подъемом и спадом.

Авторы используют байесовский подход для выявления структурного разрыва в неизвестной точке изменения в модели бизнес-цикла с марковским переключением. Процедура сравнения рассматриваемых моделей, применяемая в статье, опирается на идеи, изложенные в [19], [20]. Предложенные модели и процедура отбора моделей применяются к данным о послевоенном реальном ВВП США для определения того, стала ли экономика более стабильной в послевоенный период. Используемые данные - это квартальный рост реального ВВП США, охватывающий период со второго квартала 1953 г. по первый квартал 1997 г. Для учета «значительного снижения производительности» после 1973 г., подвыборка до 1973 г. и подвыборка после 1973 г. рассматривались отдельно. При этом в работе отмечается, что полученные эмпирические результаты качественно не отличались от случая, в котором не принималось во внимание снижение производительности после 1973 г.

Как отмечается в [15], в контексте модели с марковским переключением можно выделить два важных источника стабилизации роста реального ВВП: снижение дисперсии шоков и сокращение разрыва между темпами роста во время подъемов и спадов. В свою очередь, в контексте линейной модели отделить эти два источника невозможно, и сокращение разрыва между темпами роста проявится как снижение волатильности.

Согласно полученным результатам, оба источника стабилизации следует принимать во внимание, даже несмотря на обнаружение более убедительных доказательств в выборке в пользу сокращения разрыва между темпами роста во время бума и спада. Кроме того, апостериорной формой даты разрыва стал первый квартал 1984 г. Это согласуется с [12], которые документально подтверждают структурное снижение волатильности роста реального ВВП США в контексте линейной модели и в рамках классического подхода.

Как подчеркивает [21], есть много свидетельств растущей стабильности экономики США, однако, свидетельств того, может ли экономика расти более быстрыми темпами, меньше. [22] и [23] определяют технический прогресс в секторе информационных технологий как движущую силу роста в конце 1990-х гг., но полученные в этих работах результаты оставляют открытым вопрос, идет ли речь о постоянном или временном повышении производительности. На этот вопрос ответить сложно, учитывая статический характер учета роста. В действительности, скептическая оценка Гордона [22] отличается от более оптимистической интерпретации [23], прежде всего потому, что Гордон предполагает, что большая часть роста производительности труда носит временный характер.

Спекуляции на тему роста имеют значение для различных решений государственной политики. Например, «расчетный день» для системы социального обеспечения США зависит от трендового роста ВВП. Оценки трендового роста также имеют значение для денежно-кредитной политики.

В статье [21] рассматривается возможность изменения трендового темпа экономического роста во времени, а также способы его оценки в этом случае. Если бы темпы экономического роста были постоянными, их можно было бы оценить, взяв выборочное среднее всех исторических данных, обновляя его по мере накопления новых данных. Однако если трендовый рост меняется, оптимальной стратегией является присвоение большего веса новым данным по сравнению с данными из далекого прошлого в силу их большей информативности для текущего состояния. Вместе с тем, возникает вопрос, насколько сильно следует сбрасывать со счетов прошлое. Обновление правил с высокими ставками дисконтирования позволяет быстро адаптироваться к изменениям в трендовом росте, но при этом растет вероятность ошибочного принятия обычных движений цикла за изменения тренда. В идеале ставка дисконтирования должна зависеть от того, насколько быстро развивается система, а это свойство можно оценить.

В [21] разрабатывается байесовская стратегия фильтрации для оценки трендового роста ВВП и приводит доказательства его эволюции. Применяемый автором подход включает три составляющих. Во-первых, данные о потреблении используются для разделения постоянных и временных изменений ВВП. Дрейфующие параметры вводятся для моделирования изменения динамики трендового роста и других характеристик данных, а байесовские методы используются для оценки скорости дрейфа параметров.

Первый компонент следует за работой [24], в которой продемонстрировано, что данные о потреблении очень информативны в отношении сдвигов в уровне трендового ВВП. Поскольку потребление зависит от ожидаемой приведенной стоимости дохода, оно

должно увеличиваться в ответ на постоянное изменение уровня дохода, но должно оставаться более или менее постоянным в ответ на временные шоки. Та же логика применима и к изменению трендовых темпов роста. Если домохозяйства считают, что более высокий рост производительности будет сохраняться и дальше, также должно произойти увеличение трендового темпа роста потребления.

Кроме того, есть ряд причин, по которым изменение трендового роста легче обнаружить в потреблении, чем в ВВП. Во-первых, потребление более гладкое, чем ВВП, с меньшими циклическими колебаниями, накладываемыми поверх изменений тренда. В этом контексте циклическое изменение представляет собой шум. Поскольку показатель потребления содержит меньше шума, для диагностики ускорения требуется меньше данных, что позволит быстрее узнать, произошло ли это ускорение. То же самое относится и к производительности, поскольку потребление также менее циклично, чем остатки Солоу или производительность на человеко-час. Обсуждаемая работа дополняет исследование [25], которое оценивает тесно связанную с ней модель изменяющихся во времени параметров тренда производительности.

Кроме того, решения о потреблении ориентированы на будущее и отражают информацию о будущем, которой обладают домохозяйства. Использование данных о потреблении представляет собой экономный способ расширить набор информации, косвенно включающий знания многих домашних хозяйств о множестве других экономических переменных. Это также способ заглянуть вперед во времени, используя тот факт, что потребители могут заранее знать о будущих изменениях в их обстоятельствах. Это особенно актуально для новых технологий, которые обычно распространяются по s-образным диффузионным путям. Такая модель распространения означает, что те, кто создает новые технологии, а также те, кто изначально их использует, могут ожидать более высоких доходов и роста доходов в будущем. В этом случае увеличение потребления должно происходить до реализации более высокого дохода.

Второй ключевой ингредиент - это дрейфующие параметры. Эмпирические модели Cochrane, Harvey и Stock учитывают сдвиги в уровне трендового ВВП, но не изменения трендовых темпов роста. Представление случайных коэффициентов позволяет также изменять рост тренда. Инвариантные во времени модели исключают новую экономику на основании предположений.

Третий компонент включает использование байесовских методов, представляющих собой расширение применяемых [3] методов, для обобщения эволюции закона движения. Расширение допускает дрейф в дисперсиях инноваций VAR, а также в параметрах VAR, чтобы соответствовать обеим чертам мышления новой экономики. По причинам,

описанным [26], моделирование дрейфа условных дисперсий важно, даже если они являются мешающими параметрами, потому что абстрагирование от этой особенности может исказить выводы о дрейфе в параметрах условного среднего. Например, одной из особенностей новой экономики является то, что более редкие и менее глубокие рецессии. Поскольку рецессия определяется как абсолютное снижение активности, это может произойти либо потому, что трендовый рост выше, либо потому, что дисперсия инноваций меньше. Модель с постоянной дисперсией инноваций позволит согласовывать эту особенность с более высокими оценками трендового роста. Таким образом, предположение о постоянных отклонениях в инновациях может исказить выводы об изменениях в трендовом росте.

Одним из достоинств используемых [21] методов является то, что они позволяют оценивать скорость отклонения параметров от данных. Другие методы фильтрации, такие как методы [27] или [28], требуют априорной калибровки параметра, который управляет скоростью дрейфа. Второе достоинство применяемых в работе методов заключается в том, что они позволяют развиваться всему закону движения. Методы фильтрации [27] или [28] допускают изменение трендового темпа роста, но предполагают, что вторые моменты постоянны, что, с учетом свидетельств растущей стабильности экономики, может оказаться сильным ограничением. Третье достоинство состоит в том, что процедура оценивания позволяет получить апостериорное распределение для трендового роста, и, таким образом, охарактеризовать диапазон вероятных темпов этого роста.

[21] использует данные о реальном ВВП и реальном потреблении товаров и услуг краткосрочного пользования. Последний ряд был построен в соответствии с инструкциями [29] по работе с взвешенными цепными данными. По сути, речь идет об агрегировании реальных товаров краткосрочного пользования и услуг путем построения идеального индекса Фишера на основе двух компонентов. Данные представлены в квартальном выражении, сезонно сглажены и охватывают период с первого квартала 1948 г. по четвертый квартал 2002 г.

Приведенные в статье оценки свидетельствуют об умеренном увеличении трендовых темпов роста в 1990-х гг. С учетом данных за четвертый квартал 2002 г. средний долгосрочный прогноз роста реального ВВП составляет 2,95% с межквартальным диапазоном 2,4–3,6%. Имеющиеся данные указывают на частичное восстановление после спада производительности в 1970-х гг., но, по мнению автора, в расчете на душу населения вряд ли экономика будет расти так же быстро, как в послевоенный период. При этом ключевой особенностью данных, указывающих на этот результат, является поведение потребления. По сравнению с его средним значением, в конце 1990-х гг.



произошло значительное увеличение отношения ВВП к потреблению, и изменения этого отношения статистически связаны с временными колебаниями в росте ВВП.

Медленные темпы восстановления после Великой рецессии 2007–2009 гг. поставили вопрос, действительно ли долгосрочные темпы роста ВВП в странах с развитой экономикой в 2010-2015 гг. оказываются ниже, чем в среднем за последние десятилетия. [30] иллюстрируют значительное снижение роста долгосрочного выпуска в США, используя динамическую факторную модель, которая учитывает изменения как долгосрочных темпов роста ВВП, так и волатильности бизнес-циклов (стохастической волатильности).

Действительно, в литературе, посвященной экономическому росту, имеется немало свидетельств снижения долгосрочного экономического роста в США. Lawrence Summers и Robert Gordon сформулировали довольно пессимистичный взгляд на долгосрочный рост, контрастирующий с оптимизмом, преобладавшим до Великой рецессии (см. [31]). Чтобы дополнить эти данные, авторы работы [30] начинают свой анализ с представления результатов двух популярных тестов на структурный разрыв, предложенных [32] и [33]. Оба теста предполагают существование сдвига в средних темпах роста реального ВВП США, причем последний подход указывает на то, что разрыв, вероятно, произошел в начале 2000-х гг. Однако последовательное тестирование с использованием данных в реальном времени показывает, что разрыв не мог быть обнаружен на обычных уровнях значимости до середины 2012 г., что подчеркивает проблемы обычных тестов на разрыв для анализа в реальном времени. Чтобы решить эту проблему, [30] вводят две новые функции в стандартную динамическую факторную модель (dynamic factor model, DFM) реальных данных об экономической активности. Первое новшество заключается в постепенном изменении во времени среднего значения реального темпа роста ВВП и, возможно, других рядов. Как подчеркивал [21], если долгосрочные темпы роста выпуска непостоянны, при оценке их текущего состояния оптимально придать больший вес последним данным. Применяя байесовский подход, авторы объединяют свои предыдущие убеждения о скорости дисконтирования прошлой информации, с информацией, содержащейся в данных. Они также характеризуют неопределенность оценок долгосрочного роста, принимая во внимание как фильтры, так и неопределенность параметров. Второе допущение состоит в стохастической волатильности (stochastic volatility, SV) в инновациях как по факторам, так и по идиосинкразическим компонентам. С учетом интереса авторов к изучению всего послевоенного периода, включение SV важно для отражения существенных изменений в волатильности выпуска, которые произошли в этой выборке, таких как Великая

умеренность, о которой впервые сообщили [12], а также цикличность макроэкономической волатильности, описанная в [34].

Выборка данных [30] включает четыре ключевых переменных бизнес-цикла, измеряемых ежеквартально (объем производства, потребление, инвестиции и совокупное количество отработанных часов), а также набор из 24 ежемесячных показателей, которые предназначены для своевременного предоставления дополнительной информации о циклических изменениях (в том числе, репрезентативные ряды расходов и доходов, рынок труда, производство и продажи, внешняя торговля, жилье, а также деловая активность и доверие потребителей). Панель данных охватывает период с января 1947 г. по март 2015 г. Начало выборки совпадает с годом, за который квартальные данные национальных счетов доступны в Бюро экономического анализа США, что позволяет изучить эволюцию долгосрочного роста на протяжении всего послевоенного периода.

Применительно к данным по США описанная выше модель показывает, что долгосрочный рост ВВП значительно снизился в течение 2000-х гг. и в настоящее время составляет около 2%, что более чем на один процентный пункт ниже среднего показателя за послевоенный период, что свидетельствует о постепенном снижении темпов роста американской экономики, а не о дискретном разрыве. Поскольку результаты оценивания на выборке, полученные с использованием пересмотренных данных, часто недооценивают неопределенность, с которой политики сталкиваются в реальном времени, авторы повторяют это упражнение, используя образцы данных в реальном времени (*real-time vintages*). В этом случае модель выявляет падение темпов роста американского ВВП с начала 2000-х гг. и к лету 2010 г. показывает, что за медленным восстановлением стоит снижение долгосрочного роста.

Авторы [30] также исследуют эффективность модели DFM в краткосрочных изменениях ВВП, как это было сделано в основополагающей работе [35]. По результатам этого анализа, стандартные прогнозы DFM очень быстро возвращаются к безусловному среднему значению ВВП, поэтому учет вариаций в долгосрочном росте ВВП существенно улучшает прогнозы точечного и плотностного ВВП даже на очень коротких горизонтах.

Наконец, [30] расширяют свою модель для выявления движущих сил долгосрочных колебаний роста ВВП и раскладывают долгосрочный рост производства на тренды производительности и затрат труда. Результаты этой декомпозиции указывают на замедление производительности труда как на главную движущую силу слабости роста ВВП. Проводя оценивание на данных как по США, так и по другим странам с развитой экономикой, авторы указывают на глобальное замедление роста производительности

труда как на главную движущую силу слабого роста в последние годы, распространяя нарратив [36] на другие страны.

Кроме того, как отмечают [30], применительно к данным в реальном времени предлагаемая ими модель позволяет своевременно и достоверно выявлять сдвиги в долгосрочном росте.

### **1.3 Подходы к исследованию трендовой инфляции**

Как подчеркивают в своей статье [37], в настоящее время считается, что концепция трендовой инфляции играет важную роль в прогнозировании инфляции, в частности, потому, что по мере увеличения горизонта прогнозы модели будут сближаться с трендом, зафиксированным моделью. Авторы [38], показали, что концепция тренда, заложенная в модели инфляции, играет ключевую роль в долгосрочных прогнозах инфляции. [39] утверждают, что точность прогнозов инфляции в решающей степени зависит от точности оценки основного тренда (в этих исследованиях речь идет о точечных прогнозах).

Однако, по мнению авторов, способы моделирования тренда инфляции не вполне ясны. Соответственно, в статье [37] сравнивается точность точечных прогнозов и прогнозов плотности, полученных при помощи альтернативных моделей трендовой инфляции, а также исследуется стабильность относительных характеристик прогноза во времени. Принимая во внимание типы моделей, которые являются общими для моделирования и прогнозирования инфляции в сокращенной форме, авторы определяют ряд моделей инфляции. Частично основываясь на результатах прошлых исследований, [37], в первую очередь, но не исключительно, ориентируются на одномерные модели инфляции. Такие исследования, как [40], [41], [42] показали, что для данных США, по крайней мере, с середины 1980-х гг. одномерные модели инфляции обычно прогнозируют лучше (с точки зрения точности точечных прогнозов), чем многомерные модели. Набор одномерных моделей [37] характеризуется существенными различиями в спецификации тренда: AR с постоянным трендом; AR с трендом, равным уровню инфляции за последний период; модель местного уровня (local level model); AR с трендом в виде случайного блуждания и со стационарным постоянным трендом; AR с трендом, равным долгосрочным ожиданиям, полученным на основе опросов; AR с экспоненциально сглаженным трендом; и AR с изменяющимися во времени параметрами. Авторы также рассматривают двумерные модели, которые включают доходность казначейских облигаций, уровень безработицы или разрыв безработицы с

различными спецификациями тренда. Во всех случаях, в свете наличия доказательств существенного изменения волатильности во времени (например, [4], [42]), модели учитывают стохастическую волатильность.

Анализ, проводимый [37], расширяет исследования [39], [42] и [43] по нескольким направлениям. Во-первых, авторы рассматривают более широкий спектр моделей трендов, чем любое из перечисленных выше исследований. Во-вторых, они анализируют точность моделей как при точечном прогнозе, так и при прогнозировании плотности, тогда как [39] и [42] рассматривают только точечные прогнозы. В-третьих, авторы приводят результаты как для дефлятора ВВП, так и для базового (core) ценового индекса расходов на личное потребление (Personal Consumption Expenditures, PCE), в то время как [43] учитывают только ИПЦ. [37] учитывают базовый индекс PCE, чтобы охватить ряды, которые обычно считаются показателем, на который ориентируется ФРС, и дефлятор ВВП, чтобы охватить более широкий показатель цен, который обычно используется в других исследованиях, а также для проверки надежности длинной выборки результатов в реальном времени. Наконец, если другие статьи рассматривают только среднюю точность прогнозов по выборкам с 1975 г. или 1985 г. по 2012 г., авторы применяют разработанный [44] тест на колебания для формального исследования стабильности относительной точности прогнозов конкурирующих моделей трендовой инфляции. Другие свидетельства нестабильности прогнозных характеристик некоторых распространенных моделей инфляции свидетельствуют о важности проверки стабильности прогнозов альтернативных моделей трендовой инфляции.

Базовый ценовой индекс PCE представляет собой индекс цен на личные потребительские расходы, за исключением продуктов питания и энергии. Ценовой индекс (дефлятор) ВВП представляет собой более широкий, но более изменчивый показатель инфляции (охватывающий не только потребление, но и другие компоненты ВВП), и часто используется при оценке динамики инфляции и сравнении прогнозов.

Для оценивания модели и прогнозирования в работе используется выборка с первого квартала 1960 г. до середины 2012 г. Для получения оценок обучающей выборки, которые используются при постановке некоторых аспектов априорных значений, также используются данные до 1947 г. Данные по дефлятору ВВП публикуются с 1947 г. В случае базового показателя PCE, для которого публикация данных начинается с первого квартала 1959 г., авторы объединяют опубликованный уровень базовой инфляции PCE с построенным показателем базовой инфляции за период со второго квартала 1947 г. по первый квартал 1959 г., исключая цены

товары сектора энергетики (данные относятся к 1947 г.), но не услуги этого сектора (данные по которым относятся только к 1959 г.).

Для моделей, базирующихся на прогнозах долгосрочной инфляции как показателе трендовой инфляции, [37] используют основанные на опросах долгосрочные (на 5–10 лет вперед) показатели инфляционных ожиданий PCE, оцененные в рамках эконометрической модели Совета управляющих ФРС (Federal Reserve Board of Governors' FRB/US econometric model, или FRB/US). Эти показатели объединяют эконометрические оценки инфляционных ожиданий из работы [45] в начале выборки - с показателями обследований на 5–10 лет вперед, составленного Richard Hovey; а в конце выборки - с прогнозами на 10 лет вперед из обзора профессиональных прогнозистов Федерального резервного банка Филадельфии (Philadelphia's Survey of Professional Forecasters).

Полученные [37] результаты показывают, что выбрать одну модель трендовой инфляции, которая обладала бы наилучшими с точки зрения прогнозирования будущей инфляции характеристиками, трудно. Среди альтернативных моделей тренда базовой (core) инфляции примерно одинаково хороши спецификация локального уровня [42] и спецификация, базирующаяся на опросах. Статистически нельзя отрицать одинаковую точность точечных прогнозов и прогнозов плотности, полученных по этим моделям. В отношении дефлятора ВВП, некоторые характеристики тренда считаются авторами примерно одинаково хорошими. Более того, тест на колебания указывает на некоторую нестабильность с течением времени в относительной точности прогнозов, в большей степени характерную для базовой инфляции PCE, чем для инфляции ВВП. Эта нестабильность также не позволяет сделать вывод о том, что одна модель является лучшей. Соответственно, авторы полагают, что для прогнозирования инфляции целесообразно рассматривать прогнозы, построенные при помощи нескольких моделей с изменяющимися во времени трендами, которые работают относительно хорошо, в том числе: спецификация локального уровня [42]; модель AR, специфицирующая тренд на основе опросов; и модель AR с изменяющимися во времени параметрами.

Рассуждая о высокой степени устойчивости инфляции, [46] отмечают, что эта устойчивость во многом объясняется изменением трендовой инфляции. Инфляционный разрыв, то есть разница между фактической и трендовой инфляцией, менее устойчив, чем сама инфляция. Во многих статьях, посвященных новой кейнсианской кривой Филлипса (New Keynesian Phillips curve, НКРС), вариации трендовой инфляции не учитывались, и устойчивость инфляции полностью объяснялась инфляционным разрывом. По мнению авторов, оценивание исключительно прогнозных (вперед

смотрящих от англ. forward-looking) версий НКРС приводит к слишком низким оценкам устойчивости инфляции. И если для устранения этого недостатка некоторые авторы включают в уравнение специальные (ad hoc) ретроспективные (назад смотрящие от англ. backwardlooking) параметры, то авторы указанной выше работы предполагают, что устойчивость инфляции является результатом изменения долгосрочной трендовой инфляции, который они связывают с изменениями в денежно-кредитной политике. [46] выводят версию НКРС, которая включает изменяющийся во времени тренд инфляции, и исследуют, объясняет ли он динамику инфляции.

В частности, в статье [46] рассматривается степень, в которой модель жесткости номинальных цен по Calvo может объяснить динамику инфляции, не полагаясь на произвольные ретроспективные термины. Авторы представляют альтернативную интерпретацию очевидной потребности в параметре структурной устойчивости. Они подчеркивают, что для понимания устойчивости инфляции важно смоделировать изменение трендовой инфляции. Применительно к экономике США ряд авторов моделирует трендовую инфляцию тренда случайное блуждание без дрейфа (см., например, [4], [42]). Таким образом, трендовая инфляция вносит очень устойчивый компонент в фактическую инфляцию. Но эта устойчивость проистекает из источника, весьма отличного от любой внутренней устойчивости, поддерживающейся за счет динамики корректировки цен. [46] фактически предполагают, что очевидная структурная устойчивость является предметом взаимодействия между дрейфом трендовой инфляции и нелинейностями в модели корректировки цен Calvo. Это взаимодействие вызывает автокорреляцию инфляции, которую можно ошибочно приписать внутренней инфляционной устойчивости.

В контексте общего равновесия трендовая инфляция определяется долгосрочным целевым показателем в правилах политики центрального банка, и дрейф трендовой инфляции в конечном итоге следует отнести на счет сдвигов в этом целевом показателе. Многие существующие версии НКРС абстрагируются от этого источника вариаций и пытаются смоделировать устойчивость инфляции исключительно как следствие внутренней динамики.

Для учета изменения трендовой инфляции исследователи [46] расширяют модель Calvo. В частности, они логлинеаризуют условия равновесия модели вокруг смещающегося устойчивого состояния, связанного с изменяющимся во времени трендом инфляции. Итоговая версия модели представляет собой лог-линейную НКРС с изменяющимися во времени коэффициентами. Для оценки параметров модели ценообразования в рамках применяемого авторами эконометрического подхода вводятся

ограничения на перекрестные уравнения (cross-equation restrictions), которые накладываются на векторную авторегрессию (VAR) для инфляции, затрат на единицу рабочей силы (unit labor cost) и других переменных. Следуя [47], авторы применяют двухэтапную процедуру оценивания. На первом этапе ими оценивается VAR в приведенной форме с дрейфующими параметрами и стохастической волатильностью, как у [4]. Затем оцениваются структурные параметры модели ценообразования для соответствия ограничениям перекрестных уравнений, подразумеваемым теоретической моделью.

Описанный выше алгоритм оценивания применяется авторами к следующим данным. Инфляция измеряется с помощью имплицитного дефлятора ВВП из Счета национального дохода и продукта (National Income and Product Account, NIPA). Рост производства рассчитывается на основе цепного взвешенного реального ВВП из NIPA, выраженного в долларах 2000 г. и скорректированного с учетом сезонных колебаний. Номинальный коэффициент дисконтирования рассчитывается путем выражения ставки по федеральным фондам в дисконтированном виде. Данные по федеральным фондам представляют собой среднемесячные значения, полученные на основе ежедневных цифр, и преобразованные в квартальные значения путем точечного сэмплирования в середине месяца каждого квартала.

Предельные издержки примерно равны издержкам на единицу рабочей силы, что соответствует гипотезе о технологии Кобба-Дугласа, поскольку в этом случае предельный продукт труда пропорционален среднему продукту, а реальные предельные издержки пропорциональны издержкам на единицу рабочей силы.

Выборка охватывает период с первого квартала 1954 г. по четвертый квартал 2003 г. Данные с первого квартала 1954 г. по четвертый квартал 1959 г. используются для инициализации априорной модели, а модель оценивается на данных с первого квартала 1960 г. по четвертый квартал 2003 г.

Полученные результаты позволяют [46] сформулировать четыре вывода. Во-первых, оценки ретроспективного параметра индексации сходятся к нулю. Другими словами, учет сдвигов в трендовой инфляции лишает необходимости введения в модель параметра индексации. Во-вторых, модель хорошо согласуется с инфляционным разрывом, и существует мало свидетельств против ограничений, накладываемых моделью на перекрестные уравнения. В-третьих, оценки частоты корректировок цен в целом согласуются с оценками, полученными в результате исследований на микроуровне. Наконец, изменение трендовой инфляции изменяет относительные веса текущих и будущих предельных издержек в НКРС. В частности, по мере увеличения

трендовой инфляции вес прогнозных параметров возрастает, тогда как вес текущих предельных издержек снижается.

Прогнозы темпов инфляции цен играют центральную роль в формулировании денежно-кредитной политики, а прогнозирование инфляции - ключевая работа экономистов в Совете Федеральной резервной системы, подчеркивают [42]. Их статья посвящена исследованию того, стала ли эта работа тяжелее и в какой степени, а также того, какие изменения в процессе инфляции к этому привели.

Объектом исследования является инфляция индекса цен ВВП. В качестве анализа чувствительности также представлены результаты для дефлятора личных потребительских расходов по основным статьям, дефлятора личных потребительских расходов по всем статьям и индекса потребительских цен. Авторы используют ряд показателей экономической активности, в том числе, уровень безработицы, логарифм реального ВВП, коэффициент использования производственных мощностей, число разрешений на строительство и индекс национальной активности ФРС Чикаго.

Поскольку во всех эмпирических исследованиях используются квартальные данные, квартальные значения для рядов в месячном выражении были рассчитаны путем усреднения ежемесячных значений за три месяца квартала; в случае логарифмов, используются логарифмы средних значений ежемесячных индексов. Полная выборка включает данные за период с первого квартала 1960 г. по четвертый квартал 2004 г.; более ранние данные использовались для инициализации регрессий с запаздыванием.

В рассматриваемой работе предлагается компактная модель изменений в одномерном процессе послевоенной квартальной инфляции в США, в которой инфляция представлена как сумма двух компонентов: постоянный стохастический тренд и последовательно некоррелированный переходный компонент.

Модель изменяющегося во времени тренда и цикла эквивалентна изменяющемуся во времени интегрированному скользящему среднему первого порядка (integrated moving average, IMA(1,1)) для инфляции, в которой величина коэффициента МА изменяется обратно пропорционально отношению дисперсий перманентного и временного шоков. Соответственно, коэффициент МА для инфляции был небольшим (примерно 0,25) в течение 1970-х гг., но впоследствии увеличился (примерно до 0,65 в период 1984–2004 гг.).

Изменяющаяся во времени модель одномерного инфляционного процесса лаконично объясняет основные особенности исторической эффективности одномерных прогнозов инфляции. В течение 1970-х гг. процесс инфляции хорошо аппроксимировался авторегрессией низкого порядка (autoregression, AR), но в середине 1980-х гг.



коэффициенты этой авторегрессии изменились, и даже с учетом этих изменений с 1984 г. авторегрессия низкого порядка стала менее точным приближением к процессу инфляции. Изменяющиеся коэффициенты AR и ухудшение аппроксимации AR низкого порядка объясняют относительно низкое качество рекурсивных и скользящих AR-прогнозов в выборке 1984-2004 гг. Более того, оказывается, что годовой прогноз [40], представленный как линейная комбинация прошлых данных по инфляции, близок к оптимальной линейной комбинации, подразумеваемой моделью IMA после 1984 г. на горизонте четырех кварталов, хотя в действительности это не так на более коротких горизонтах прогноза для периода после 1984 г. и на любом горизонте для периода до 1984 г., когда качество прогнозов [40] относительно низкое.

Модель изменяющегося во времени цикла тренда [42] также объясняет опубликованные [48] результаты прогнозирования с помощью модели IMA, которую они оценили с использованием данных с 1953 по 1971 гг. В 1970-х и начале 1980-х гг. дисперсия постоянной компоненты инфляции была на порядок выше, чем в 1950-х и 1960-х гг., тогда как модель [48] в конце 1970-х и начале 1980-х гг. не позволяла получить хорошие прогнозы. Однако в конце 1980-х и 1990-х гг. размер постоянной компоненты вернулся к своим прежним уровням, и модель [48] снова оказалась хорошим приближением.

Модель [42] обеспечивает стратегию одномерного прогнозирования в реальном времени. По мнению авторов, процесс инфляции уже изменился в прошлом и он может измениться снова, и если это произойдет, производительность моделей с фиксированными параметрами, таких как [40] и [48], ухудшится. Поэтому исследователи считают нецелесообразным принимать модель прогнозирования инфляции с фиксированными параметрами в качестве ориентира или для прогнозирования в реальном времени. Вместо этого они предлагают два подхода к моделям изменяющегося во времени цикла тренда, которые могут быть эффективными при изменениях в инфляционном процессе: модель ненаблюдаемых компонентов со стохастической волатильностью, реализованная с использованием негауссовского фильтра, и модель IMA(1,1) с коэффициентом скользящего среднего, оцененным на основе десятилетнего скользящего окна прошлых наблюдений. Скользящая модель IMA(1,1) проще, но к изменению параметров адаптируется медленнее, чем модель ненаблюдаемых компонент/стохастической волатильности.

Изменяющаяся одномерная динамика инфляции также позволяет объяснить резкое нарушение рекурсивных и скользящих прогнозов инфляции с авторегрессионным распределенным лагом (autoregressive distributed lag, ADL), основанных на показателях

активности. Одна из причин ухудшения относительной эффективности прогнозов активности на основе модели ADL заключается в уменьшении дисперсии показателей активности с середины 1980-х гг. (речь идет о так называемой «Великой умеренности»), поэтому в смысле суммы квадратов их прогностическое содержание, при условии отсутствия изменений коэффициентов, снизилось. Но коэффициенты моделей ADL также изменились. Поскольку прогнозы ADL обобщают одномерную авторегрессию, они наследуют недостатки одномерных прогнозов AR во втором периоде. Данные о стабильности и статистической значимости коэффициентов для переменных с запаздыванием активности в ADL неоднозначны, а изменчивость выборки не позволяет делать резкие заявления о стабильности кривой Филлипса после учета изменений коэффициентов при переменной запаздывающей инфляции. В качестве иллюстрации [42] описывают некоторые последствия применения одномерных моделей для многомерного анализа и показывают, как их модель объясняет множество трудностей, возникающих при прогнозировании инфляции с помощью одномерных моделей.

#### **1.4 Изучение устойчивости инфляции**

В статье [49] изучается, как устойчивость инфляции изменилась после Великой инфляции. Авторы различают устойчивость инфляции и ее компонента, называемого инфляционным разрывом, и используют байесовские методы для оценки двух моделей темпов инфляции в США после Второй мировой войны с дрейфующей стохастической волатильностью и изменяющимися коэффициентами. Одна модель является одномерной, другая - многомерной авторегрессией. Инфляционный разрыв определяется в работе как отклонение инфляции от случайного компонента инфляции; обе модели используются авторами для изучения изменений с течением времени в устойчивости инфляционного разрыва, которые измеряются с точки зрения краткосрочной и среднесрочной предсказуемости.

В работе проводится декомпозиция инфляции на два компонента: стохастический тренд  $\tau_t$ , который (в приближении первого порядка) представляет собой случайное блуждание без дрейфа, и инфляционный разрыв  $g_t = \pi_t - \tau_t$ , описывающий временные различия между фактической и трендовой инфляцией. В моделях общего равновесия трендовая инфляция обычно ограничивается целевым показателем центрального банка, при этом движения трендовой инфляции связываются со сдвигами в целевом показателе ФРС. Поскольку трендовая инфляция - это случайное блуждание без дрейфа, фактическая инфляция имеет единичный авторегрессионный корень и является очень устойчивой. По

мнению [49], целевая инфляция не перестала смещаться, хотя ее условная дисперсия снизилась (доказательства этого приведены в работе [42]).

Переходные изменения инфляционного разрыва накладываются поверх  $\tau$ . Данные об устойчивости этого разрыва противоречивы. Так, [3] и [21] приводят слабые доказательства снижения его устойчивости. Однако некоторые авторы оспаривают статистическую значимость этих доказательств (например, см. [26], [50] и [51]). В обсуждаемой работе [49] приводятся более убедительные свидетельства снижения устойчивости инфляционного разрыва и утверждается, что она уменьшилась после Великой инфляции.

Анализ в работе начинается с модели ненаблюдаемых компонент [42], которая и связывается с моделями VAR для параметров дрейфа [1] и [4]. Эти статистические модели используются для определения трендовой инфляции и исследования инфляционного разрыва.

Затем показатель устойчивости определяется с точки зрения предсказуемости инфляционного разрыва, в частности, он выражается как доля общего изменения инфляционного разрыва на  $j$  кварталов вперед, которая вызвана шоками, унаследованными от прошлого. Авторы утверждают, что инфляционный разрыв является слабо устойчивым, когда эффекты от шоков быстро ослабевают, и что он очень устойчив, когда эти эффекты уменьшаются медленно. Когда последствия шоков, произошедших в прошлом, быстро исчезают, будущие шоки составляют большую часть дисперсии  $g_{t+j}$ , приближая тем самым показатель устойчивости к нулю. Но когда влияние прошлых шоков на  $g_{t+j}$  ослабевает медленно, на них приходится более высокая доля краткосрочных изменений, что приближает показатель устойчивости к единице. Таким образом, значительная доля дисперсии на коротких и средних горизонтах, вызванная прошлыми шоками, свидетельствует о сильной устойчивости инфляционного разрыва, а небольшая доля дисперсии указывает на его слабую устойчивость.

В удобном приближении мерой устойчивости является статистика  $R^2$  для прогнозов инфляционного разрыва на  $j$ -шагов вперед. Эвристически связь между предсказуемостью и устойчивостью возникает потому, что прошлые шоки приводят к прогнозируемым изменениям  $g_{t+j}$ , а будущие шоки вносят вклад в ошибку прогноза. Следовательно, продолжающееся влияние прошлых шоков можно измерить пропорцией предсказуемого изменения  $g_{t+j}$ .

Показатели устойчивости выводятся из апостериорного распределения дрейфующего параметра VAR, после чего авторы изучают, как они изменились после Великой инфляции. Ключевой вывод, полученный [49], заключается в том, что примерно

в 1980 г. поведение инфляционного разрыва было вполне предсказуемым, в отличие от 2000-х гг. Более того, свидетельства снижения его устойчивости статистически значимы на общепринятых уровнях. Таким образом, заключают авторы, статистические результаты также свидетельствуют в пользу снижения устойчивости инфляционного разрыва.

Наконец, авторы используют простую динамическую новую кейнсианскую модель для исследования причин изменения закона движения инфляции. В разработанной [49] модели DSGE, которая рассматривает целевой показатель инфляции как экзогенный случайный процесс, усовершенствование денежно-кредитной политики является единственным наиболее важным фактором, объясняющим снижение волатильности и устойчивости инфляции. При этом ключевым аспектом политики является снижение скорости изменения целевого показателя ФРС. Тем не менее, как показано в работе, на устойчивость инфляции влияют и неполитические факторы. В частности, авторы обнаружили, что резкие изменения наценки (mark-up) стали менее волатильными и устойчивыми, и это также повышает устойчивость инфляции. Другими словами, в модели [49] важную роль играют как более эффективная политика, так и изменения в частном секторе.

По результатам расчетов авторы формулируют ряд основных выводов. В первую очередь, они говорят о том, что, несмотря на сохраняющуюся высокую устойчивость инфляции, показатель устойчивости инфляционного разрыва увеличивался до тех пор, пока политика Волкера не привела к снижению среднего уровня инфляции в начале 1980-х гг., а затем во время председательства Волкера и Гринспена он снизился. Далее отмечается, что многомерные данные позволяют обнаруживать изменения в сохранении инфляционного разрыва. В работе показано, что более веские доказательства изменений в устойчивости инфляционного разрыва дает модель VAR, а не одномерная модель. Наконец [49] заявляют, что снижение устойчивости инфляционного разрыва, главным образом, связано с меньшей вариативностью изменений долгосрочного целевого показателя инфляции, устанавливаемого ФРС. Эти изменения интерпретируются в терминах простой динамической новой кейнсианской модели, которая позволяет различать измененные правила денежно-кредитной политики и измененные параметры частного сектора.

Исследователи [52] подчеркивают, что с теоретической точки зрения устойчивость инфляции является основным фактором, определяющим экономические издержки дезинфляции. Более того, как утверждают [3], изменения в устойчивости инфляции могут объяснить политические ошибки, которые приводят к высокой инфляции в первую

очередь. В целом устойчивость инфляции важна для определения релевантности широко используемой новой кейнсианской кривой Филлипса, подразумевающей устойчивость цен. Несмотря на (или, возможно, из-за) важности этого параметра для макроэкономики, степень устойчивости инфляции и ее изменение остается спорным и нерешенным эмпирическим вопросом. Между тем, даже когда утверждается, что устойчивость изменилась, выводы о сроках и природе таких изменений оказываются совершенно разными, что часто объясняется ограничительными предпосылками эконометрического анализа. Таким образом, основная цель статьи [52] заключается в исследовании существования и характера изменений устойчивости инфляции в США с использованием структуры моделирования временных рядов, которая допускает широкий спектр возможностей.

В работах [42] и [51] утверждается, что устойчивость инфляции в США остается неизменной на протяжении многих десятилетий. В частности, [42] измеряют устойчивость как наибольший авторегрессионный корень в уровне инфляции, для которого 90%-й доверительный интервал содержит единичный корень для обеих подвыборок 1970–1983 гг. и 1984–2004 гг. Аналогично, оценивая байесовскую модель с изменяющимися во времени параметрами, [51] обнаружили, что наибольший авторегрессионный корень был близок к единице и практически постоянен на протяжении всего периода выборки 1947–2001 гг. Однако эти результаты контрастируют с более ранними исследованиями, которые также рассматривают самый большой авторегрессионный корень. Например, [53] на данных за 1948–1994 гг. показывает, что уровень инфляции в США в 1973 г. перешел от стационарного к процессу единичного корня, в то время как [54], используя данные за 1959–2000 гг., приходят к выводу, что в 1982 г. инфляция в США превратилась из процесса с единичным корнем в стационарный процесс. Между тем, утверждают [52], даже если эти исследования верны в отношении существования структурных изменений в устойчивости инфляции, они содержат важнейшее ограничение, заключающееся в допущении лишь одной неизвестной даты разрыва. Таким образом, столь различные результаты прямо указывают на возможность многократных смен режимов в инфляционном процессе.

Авторы [52] разрабатывают модель инфляции с ненаблюдаемыми компонентами и параметрами марковского переключения, которая допускает множественные смены режимов и не требует нахождения смен режимов в границах стационарности и единичного корня. Важно отметить, что в рамках этой модели смена режима может оказывать постоянное или временное влияние на параметры, связанные с размером и

распространением шоков, таким образом, принимая во внимание гетероскедастичность и допуская изменение устойчивости инфляции при разных режимах.

Как и большая часть предыдущих работ (например, [42] и [51]), в расчетах авторы используют данные по дефлятору ВВП США за период с первого квартала 1959 г. по второй квартал 2006 г.; уровень инфляции рассчитывается как квартальное процентное изменение индекса цен в годовом исчислении.

Измеряя устойчивость с помощью функций импульсной характеристики, авторы обнаруживают, что в течение 1959-2006 гг. в устойчивости американской инфляции произошло два постоянных изменения. По оценкам [52], структурные изменения произошли в третьем квартале 1970 г. и четвертом квартале 1984 г. (эти даты являются контрольными точками) и были значительными по величине. Так, устойчивость инфляции увеличивалась с крахом Бреттон-Вудской системы в 1970-х гг. и уменьшалась после дезинфляции Волкера в середине 1980-х гг. Вместе с тем, авторы обнаружили, что разрыв между инфляцией и ее долгосрочным трендом практически не сохранялся на протяжении всего периода выборки, что согласуется с новой кейнсианской кривой Филлипса.

По мнению [52], выбор времени для описанных выше изменений режима наводит на мысль о связи между режимами денежно-кредитной политики и устойчивостью инфляции. В частности, первая смена режима сохранения инфляции совпала с крахом Бреттон-Вудской системы в начале 1970-х гг., когда устойчивость возросла из-за увеличения дисперсии перманентных шоков по отношению к инфляции. Это время соответствует представлению о том, что денежно-кредитная политика США в 1970-е гг. проводилась без соблюдения принципа Тейлора. Это подразумевает отсутствие стабильной долгосрочной привязки для уровня инфляции. Между тем, вторая смена режима в отношении устойчивости инфляции совпала с успешным укрощением Полом Волкером инфляционных ожиданий к середине 1980-х гг., когда устойчивость снизилась из-за уменьшения дисперсии перманентных шоков по отношению к инфляции. Это время соответствует представлению о том, что денежно-кредитная политика в эпоху Волкера-Гринспена соответствовала принципу Тейлора, подразумевая относительно стабильный уровень инфляции в долгосрочной перспективе. [52] отмечают, что в отличие от демографических изменений, которые также могли вызвать аналогичную общую картину уровня инфляции из-за проблем с согласованностью во времени, изменения в режимах денежно-кредитной политики носили довольно дискретный характер. Таким образом, вывод о внезапных изменениях режима при сохранении инфляции поддерживает идею о том, что степень устойчивости инфляции во многом

зависит от наличия или отсутствия четко определенного номинального якоря денежно-кредитной политики. Между тем, отсутствие устойчивости разрыва между инфляцией и ее долгосрочным трендом обеспечивает некоторую поддержку перспективной версии Новой кейнсианской кривой Филлипса, в которой цены устойчивы, а инфляционный разрыв - нет. [52] заключают, что относительная важность изменений трендовой инфляции за последние полвека означает, что новая кейнсианская кривая Филлипса дает теоретическое объяснение относительно небольшой части общих изменений инфляции.

## **1.5 Исследование устойчивости цен на нефть**

Авторы [55] приводят эмпирические данные о явном изменении устойчивости реальных цен на нефть во времени. Рост цен на нефть в период с 2003 по 2008 гг. привлек внимание средств массовой информации, политиков, а также ученых, замечают авторы. Популярное мнение состоит в том, что этому росту в значительной степени способствовала финансиализация (то есть увеличение размера и влияния финансовых институтов, рынков и т.д.) рынков нефтяных фьючерсов, имевшая место в это время.

Эта так называемая «Masters Hypothesis» пытается объяснить всплеск фьючерсных цен на энергоносители в 2007–2008 гг. в результате увеличения размера долгосрочных инвестиций в индексы. Если большинство исследований не нашло поддержки гипотезы о том, что спекуляции были основным двигателем цен в период между 2003 и 2008 гг., существуют некоторые исследования, содержащие косвенные статистические данные в пользу наличия рационального пузыря цен на сырую нефть, который рухнул в 2008 г. (см., например, [56]). Эти выводы двух направлений литературы - с одной стороны, эмпирические доказательства против «гипотезы Мастера» и с другой стороны, эмпирические данные, подтверждающие рациональные пузыри, - противоречивы, поскольку рациональный пузырь характеризуется спекулятивной активностью инвесторов. Концепция «рациональных пузырей» относится к ситуации, в которой инвесторы готовы платить более высокую цену за актив по сравнению с ценой, которая, как они знают, оправдана его фундаментальной стоимостью, поскольку они ожидают еще более высокой цены в будущем. В этом смысле рациональные пузыри связаны со спекулятивным поведением [55].

Одной из первых работ, посвященных рациональным пузырям цен на сырую нефть, является исследование [56]. Авторы используют последовательный правосторонний тест на единичный корень, который основан на оценке изменяющейся во времени устойчивости. Помимо других переменных, [56] применяют эту

методологию к ценам на сырую нефть, нормализованным по запасам сырой нефти в качестве фундаментальной стоимости (аналогично соотношению цена-дивиденд или соотношение цена-рента в литературе по фондовому рынку или рынку жилья). Такая стратегия, по мнению [55], может вызвать проблемы, поскольку 1) запасы могут не отражать фундаментальную ценность сырой нефти и 2) это накладывает нереалистичные ограничения на вектор линейной коинтеграции между ценами на сырую нефть и запасами, которые могут быть нестабильными с течением времени. Более того, взрывное поведение цен могло быть связано с существованием рационального пузыря, но возможны и другие объяснения. Одного доказательства взрывных цен недостаточно для того, чтобы делать выводы в пользу рационального пузыря. Действительно, цены должны быть отделены от своей (невзрывной) фундаментальной составляющей. В литературе по данной тематике относительно мало внимания уделяется возможным фундаментальным факторам, лежащим в основе изменяющейся во времени устойчивости, включая резкий рост цен, отраженный временным взрывным поведением.

Исследователи [55] вносят вклад в литературу, повторно исследуя динамическую устойчивость цен на нефть - потенциально характеризующуюся периодами взрывного, случайного и стационарного поведения - по отношению к фундаментальным факторам и показателям, связанным со спекуляциями. При изучении потенциального источника (источников) изменяющейся во времени устойчивости авторы не полагаются на запасы или любую другую конкретную переменную как на потенциальную фундаментальную ценность. Напротив, они оценивают изменяющуюся во времени устойчивость реальных цен на нефть марки Brent и WTI и делают вывод о ее связи более чем со 150 потенциальными детерминантами, такими как, например, спреды спотовых фьючерсов, мировая добыча нефти, ведущие цены на сырьевые товары или реальная экономическая активность. Преимущество подхода [55] по сравнению с более ранними исследованиями (в том числе, [56]) заключается в отсутствии необходимости предварительной спецификации определенной переменной, которая отражает фундаментальную часть цены на нефть. Анализ в работе проводится с помощью методов усреднения модели ввиду большого количества потенциальных переменных. Достоинство такого подхода состоит в явном учете неопределенности в модели. По мнению [55], пренебрежение поиском модели может серьезно повлиять на последующие результаты. Используемый авторам подход устойчив по отношению к этой неопределенности, а также к ошибкам оценки на первом этапе, возникающим при оценке динамической устойчивости.



Авторы используют данные из архива журнала «Journal of Applied Econometrics», составленного для широко известной статьи [57]. Этот исчерпывающий набор данных включает множество важных переменных, касающихся нефтяного рынка. К ним относятся мировая добыча нефти, совокупное промышленное производство, запасы нефти и спот-спреды на будущее. Кроме того, архивом охватываются двадцать ведущих реальных цен на сырьевые товары (включая металлы, продукты питания и непродовольственные товары). В анализ включены и ключевые макроэкономические ряды для стран G7, в том числе: реальный ВВП, личное потребление, промышленное производство, уровни занятости/безработицы, индексы заработной платы сотрудников, индексы потребительских цен и цен производителей, однодневные и 10-летние процентные ставки, денежная масса (M1 и M2), торговые балансы, индексы фондовых рынков, (реальные эффективные) обменные курсы и спреды процентных ставок (трехмесячная/десятилетняя ставка за вычетом ставки овернайт). [55] также используют индекс глобальной реальной экономической активности [58], полученный на основе ставок морских перевозок насыпных грузов. В отличие от конкурирующих показателей, этот индекс специально разработан для учета изменений спроса на промышленные товары, связанных с колебаниями глобального делового цикла. Основными источниками являются база данных International Financial Statistics Международного валютного фонда и Организации экономического сотрудничества и развития.

В дополнение к набору данных [57] исследователи [55] используют еще две переменные. Первая переменная - глобальный фактор [59], рассматриваемый в качестве альтернативы индексу Килиана (Kilian's index, KI; подробнее см. далее). Он рассчитывается из динамической факторной модели с блочной структурой в двух различных версиях: 1) исходные нескорректированные и 2) совокупные изменения глобального фактора. Как и индекс Килиана, этот индекс агрегирован с квартальной периодичностью с использованием конца периода для каждого квартала. Вторая переменная – показатель спекулятивной интенсивности для нефти, предложенный [60] на основе данных, предоставленных Комиссией по торговле товарными фьючерсами. Их подход основан на работе [61], который строит индекс направленности спекулятивной активности на фьючерсном рынке как разность между количеством длинных некоммерческих контрактов и количеством коротких некоммерческих контрактов, масштабируемых по общему открытому интересу во фьючерсах на интересующий актив.

Данные по цене на нефть WTI (Brent) берутся авторами из базы данных Федерального резервного банка Сент-Луиса (FRED), номинирована в логарифмах и

дефлирована индексом потребительских цен США за вычетом продуктов питания и энергии. Набор данных [55] дополняют статистикой по Индикатору рецессий для США на базе NBER, также взятой из FRED. Итоговая выборка включает 151 переменную и охватывает период с первого квартала 1980 г. по четвертый квартал 2009 г., то есть всего 120 ежеквартальных наблюдений. Выбор этой выборки обоснован стремлением авторов сфокусироваться на потенциально взрывоопасных режимах во время роста нефтяных цен в период с 2003 по 2008 гг. Первые 50 наблюдений (с первого квартала 1980 г. по второй квартал 1992 г.) используются [55] для оценки устойчивости, а остальные 70 - для модели усреднения (с третьего квартала 1992 г. по четвертый квартал 2009 г.).

Полученные в работе результаты показывают, что увеличение или уменьшение глобального спроса на энергию объясняет стационарное, случайное и взрывное поведение цен на нефть.

Взрывные режимы идентифицируются авторами путем анализа предполагаемой устойчивости цен на нефть в период с 2005 по 2008 гг., что согласуется с большинством исследований, использующих методологию устойчивости. По оценкам исследователей, взрывной режим между 2005 и 2008 гг. сопровождается резким увеличением мирового спроса на промышленные товары, и его падение совпадает с уменьшением устойчивости.

По мнению [55], если бы взрывоопасная составляющая цены на нефть отделилась бы от ее (невзрывоопасной) фундаментальной стоимости, на рынке нефти образовался бы рациональный пузырь. Спекулятивная покупка сырой нефти трейдерами может подтолкнуть цену за пределы ее истинной стоимости, поскольку покупатели ожидают роста цен на нефть. Следовательно, рациональный пузырь характерен для инвесторов, спекулирующих на росте цен.

Авторы обнаружили, что взрывное поведение цен на нефть не объясняется переменными, связанными со спекуляциями, такими как спот-фьючерсный спред или мера спекулятивной интенсивности, как было предложено [60]. Этот вывод не подтверждает существование рационального пузыря на рынке нефти (характеризующегося отделением спекулятивной цены от ее фундаментальной составляющей). Напротив, динамическую устойчивость можно объяснить переменной, связанной с фундаментальными показателями. Это приводит к выводу, что движущими факторами резкого роста цен на нефть в середине 2000-х гг. были фундаментальные факторы, а не спекуляции.

По сравнению с другими исследованиями, такими как, например, [56], достоинство подхода [55], как отмечалось выше, заключается в отсутствии

необходимости предварительной спецификации фундаментальных значений цен на сырую нефть для понимания того, связан ли взрывной режим с рациональным пузырем или нет. То же самое верно и для анализа, проведенного [62]. Несмотря на методологические различия с этой работой, авторы приходят к аналогичному выводу, что спекулятивное давление не является ключевым фактором, оказавшим влияние на реальную цену на нефть в 2003–2008 гг., что согласуется с ранее полученными выводами.

Таким образом, главный вывод работы [55] состоит в том, что индекс глобальной реальной экономической активности [58] является единственной движущей силой устойчивости реальных цен на нефть. Изменения в устойчивости реальной цены на нефть отражают кумулятивные эффекты глобального шока спроса на нефть, а все остальные рассматриваемые переменные из набора данных [57] оказываются незначимыми, причем эти результаты устойчивы по нескольким параметрам.

## **1.6 Подходы к анализу зависимости основных макроэкономических переменных от цен на нефть**

В статье [63] исследуется взаимосвязь между ценами на нефть и макроэкономическими показателями США за период с 1974 по 2010 гг. Действительно, имеется немало свидетельств нестабильности этой зависимости во времени (см., например, [64]). В частности, некоторые исследователи отметили существенное снижение макроэкономических последствий шоков цен на нефть.

Общей чертой всех эмпирических исследований по данной тематике является то, что они полагаются на инвариантные во времени регрессии. Неявно предполагается, что влияние шоков предложения нефти на реальную цену на нефть и на макроэкономические агрегаты не изменилось с течением времени. Это наблюдение поднимает вопрос о том, насколько надежны существующие оценки последствий шоков поставок нефти.

Исследователи [63] используют структурную модель VAR с изменяющимся во времени параметрами для изучения того, как с течением времени менялись последствия шоков поставок нефти на экономику США. Проводимый авторами анализ включает несколько нововведений по сравнению с предыдущей литературой. Во-первых, вместо того, чтобы вводить произвольное разделение выборки, как это делалось в некоторых предыдущих исследованиях, в работе допускается непрерывное изменение коэффициентов модели, чтобы из данных понять, когда и как могли произойти какие-либо изменения. Во-вторых, шоки предложения нефти идентифицируются не на основе

одновременных ограничений исключения, а исходя из того, что шок предложения нефти изменяет цены на нефть и добычу нефти в противоположных направлениях. Авторы впервые применяют этот идентификационный подход в контексте мирового нефтяного рынка. В-третьих, модель допускает изменяющуюся во времени гетероскедастичность инноваций VAR, которая учитывает изменения в величине структурных шоков и их непосредственное воздействие. Эта особенность играет принципиальную роль в условиях роста волатильности цен на нефть и снижения макроэкономической волатильности во время Великой умеренности. В-четвертых, проводимый анализ не только проливает свет на изменение во времени реакции реального ВВП и потребительских цен США на шоки предложения нефти. Он также позволяет получить оценки изменений во времени краткосрочной ценовой эластичности спроса на нефть, дополняя таким образом существующую литературу по этой теме. По построению, эластичность спроса соответствует отношению реакции воздействия мировой добычи нефти и реальной цены на нефть, обусловленной непредвиденным сдвигом кривой мирового предложения нефти вдоль данной кривой спроса на нефть в каждый момент времени.

Ежемесячные данные о мировой добыче нефти, измеряемые в тысячах баррелей нефти в день, были получены из Ежемесячного обзора энергетики США (U.S. Energy Information Administration's Monthly Energy Review EIA), начиная с января 1973 г. Ежемесячные данные о мировой добыче сырой нефти за период с апреля 1953 г. по декабрь 1972 г. были взяты из еженедельника Oil & Gas Journal (выпуск первой недели каждого месяца). Ежемесячные данные за период с января 1974 г. по март 1953 г. были построены путем интерполяции годовых данных по мировой добыче нефти с использованием данных о ежемесячной добыче нефти в США из EIA в качестве индикаторной переменной. Данные о годовой добыче нефти были получены из World Petroleum (1947-1954 гг.), Oil & Gas Journal (выпуски на конец года, 1954-1960 гг.) и Ежегодного обзора энергетики EIA (1960-2010 гг.). Согласованность между этими разными источниками данных проверялась в каждом из перекрывающихся периодов. Квартальные данные представляют собой средние значения ежемесячных наблюдений.

Номинальная стоимость импорта сырой нефти американскими нефтеперерабатывающими предприятиями была взята из Monthly Energy Review. Поскольку этот ряд доступен только с января 1974 г., был получен его ретроспективный прогноз до первого квартала 1947 г. с использованием квартальных темпов роста индекса цен производителей сырой нефти, взятых из базы данных Бюро статистики труда (Bureau of Labor Statistics, BLS). Перед ретроспективным прогнозом данные были преобразованы в квартальную периодичность путем усреднения за несколько месяцев. Для проверки

устойчивости в отношении выбора переменной цены на нефть использовалась средняя квартальная спотовая цена на нефть West Texas Intermediate (WTI), полученная из базы данных экономических данных Федеральной резервной системы (Federal Reserve Economic Data, FRED), а также средняя квартальная номинальная стоимость приобретения нефтеперерабатывающими предприятиями США комбинированной сырой нефти из Monthly Energy Review. Последний ряд был скорректирован с учетом контроля над ценами на внутреннюю добычу нефти в период с третьего квартала 1971 г. по первый квартал 1974 г. и реконструирован в обратном направлении до первого квартала 1947 г. таким же образом, как и ряды затрат импортных нефтепереработчиков на приобретение нефти.

Квартальные сезонно скорректированные ряды для реального ВВП США (реальный валовой внутренний продукт, миллиарды цепных долларов 2005 г.) и для дефлятора ВВП США (неявный дефлятор цен валового внутреннего продукта) были получены из базы данных FRED. Ежемесячные сезонно скорректированные данные для промышленного производства США (индекс промышленного производства, индекс 2007 = 100), для индекса потребительских цен в США (индекс потребительских цен для всех городских потребителей: все товары, индекс 1982-1984 = 100), для уровня безработицы среди гражданского населения в возрасте 16 лет и старше, скорректированного с учетом сезонных колебаний, а также эффективная ставка по федеральным фондам были взяты из базы данных FRED. Последние три показателя были преобразованы в квартальную периодичность путем усреднения.

Данные о годовом потреблении энергии по секторам, измеряемые в миллиардах британских тепловых единиц (British Thermal Units, BTU), были получены из Annual Energy Review за период с 1974 по 2010 гг. Для получения оценки общего потребления нефти в производственном процессе были объединены данные о первичном и вторичном использовании нефти в промышленности, торговле и части транспортного сектора (автобусы и тяжелые грузовики). Данные об энергопотреблении автомобильным транспортом по видам транспорта (1970–2009 гг.) были взяты из «Книги данных по транспортной энергии» (Transportation Energy Data Book).

Годовые данные о мировых резервных мощностях по добыче нефти за период 1974–2010 гг. были взяты из «Перспектив развития мировой экономики» МВФ (IMF World Economic Outlook) и обновлены с учетом краткосрочного прогноза энергетики EIA. Резервные мощности представляют собой производственные мощности, которые могут быть введены в эксплуатацию в течение 30 дней и поддерживаются в течение 90 дней. Глобальные коэффициенты использования производственных мощностей рассчитываются как процент от общей потенциальной годовой мировой добычи нефти, которая

представляет собой сумму имеющихся резервных мощностей и фактической добычи нефти, взятых из Annual Energy Review.

Анализ, проведенный в статье [63], позволяет сформулировать несколько интригующих выводов. Во-первых, авторы обнаруживают, что даже несмотря на то, что влияние перебоя с поставками нефти, связанного со снижением мировой добычи нефти на 1%, на экономические показатели со временем увеличилось, влияние на реальный ВВП США перерыва в поставках нефти, обусловленного 10%-ным ростом реальной цены на нефть, со временем снизилось. В работе показано, что это свидетельство не может быть связано только с изменением дисперсии шоков поставок нефти. Это скорее может объясняться снижением эластичности спроса на нефть по цене с течением времени, которое наблюдалось с середины 1980-х гг. Эластичность снижается до тех пор, пока данное уменьшение количества поставляемой нефти при шоке не будет связано с сильным ростом реальной цены на нефть при шоке и/или изменениями во времени динамических реакций всех переменных модели на шок предложения нефти. Этот вывод наряду с изменяющейся во времени динамикой позволяет понять, почему такой же масштабный дефицит добычи нефти связан с более сильной реакцией цен на нефть и более серьезными макроэкономическими последствиями, в то время как рост цен на нефть того же масштаба связан с меньшим снижением добычи нефти и меньшими потерями добычи в США в 2000-х гг.

Во-вторых, вклад шоков предложения нефти в изменчивость реальной цены на нефть умеренно снизился с течением времени, что указывает на большую роль шоков спроса на нефть. Несмотря на это изменение во времени, общий кумулятивный эффект перебоев в поставках нефти на экономику США был скромным. В-третьих, шоки с поставками нефти в определенной степени способствовали спаду 1991 г. и замедлили экономический бум 1999-2000 гг., но они не объясняют другие эпизоды рецессий в США, а также «Великую инфляцию» 1970-х и начала 1980-х гг.

В статье [65] используются данные по 19 промышленно развитым странам для исследования влияния цен на нефть на инфляцию в разрезе стран и времени. Автор оценивает изменяющийся во времени коэффициент переноса и изучает факторы, определяющие снижающееся влияние нефтяных шоков на инфляцию. По результатам исследования, автор приходит к выводу, что сокращение эффекта переноса цен на нефть объясняется повышением курса национальной валюты, более активной денежно-кредитной политикой в ответ на инфляцию и более высокой степенью открытости торговли.

Авторы [66] используют класс изменяющихся во времени моделей байесовской векторной авторегрессии (Bayesian vector autoregressive model, BVAR) на новом стандартном наборе данных о ВВП Китая, построенном Чангом и др. для изучения взаимосвязи между экономическим ростом Китая и колебаниями мирового рынка нефти в период с первого квартала 1992 г. по третий квартал 2015 г.

В 1978 г. Коммунистическая партия Китая, возглавляемая Дэн Сяопином, инициировала серию экономических реформ, в результате которых Китай поднялся с девятой по величине экономики по доле в мировом ВВП до второй по величине экономики в 2015 г. Этот рост привел к тому, что с 2013 г. страна превратилась в крупнейший в мире чистый импортер нефти и другого жидкого топлива. При этом, как замечают [66], существует мало исследований, изучающих взаимосвязь между макроэкономическим ростом Китая и мировыми нефтяными рынками. Их статья является первой, в которой интегрирован набор стандартных макроэкономических данных с классом изменяющихся во времени параметров BVAR для изучения возможности и значимости изменяющейся во времени взаимосвязи между макроэкономическим ростом Китая и колебаниями мирового рынка нефти.

Эконометрическая методология [66] включает широкий класс изменяющихся во времени байесовских моделей VAR в целях выявления источников временных вариаций, возникающих из-за независимой волатильности как китайского макроэкономического роста, так и в колебаний мирового рынка нефти, и любых временных вариаций процесса распространения шоков. В частности, чтобы оценить статистическую значимость учета вариаций во времени в каждом из этих источников, авторы реализуют формальное упражнение по сравнению байесовских моделей, в котором используется алгоритм на основе адаптивной выборки по важности для эффективного вычисления предельного правдоподобия, из следующих моделей: традиционная модель VAR с постоянными параметрами (CVAR), модель VAR с изменяющимися во времени параметрами и с постоянной ковариационной матрицей ошибок (TVP-VAR), модель VAR с изменяющимися во времени параметрами и со стохастической волатильностью в ковариационной матрице ошибок (TVP-VAR-SV) и модель VAR с постоянными параметрами и стохастической волатильностью в матрице ковариации ошибок (VAR-SV).

Выбрав лучшую модель для изучения взаимосвязи между Китаем и мировыми нефтяными рынками, в дальнейшем [66] исследуют как влияние шоков нефтяного рынка на Китай, так и влияние экономического роста Китая на мировые нефтяные рынки. Идентификация структурной модели VAR из оцененной модели сокращенной формы

традиционно осуществляется с помощью ограничений исключения, которые предполагают вертикальную краткосрочную кривую предложения сырой нефти. [67] предложили применение жестких ограничений знаков, при которых шок предложения нефти сдвигает цены на нефть и добычу нефти в противоположных направлениях. В совокупности они представляют собой большой набор идентификационных ограничений, что не требует наложения дополнительных ограничений на одновременное движение макроэкономического роста и колебаний мирового рынка нефти. Это позволяет использовать данные для определения размера и направления любых эффектов перелива между рынками. Таким образом, [66] следуют ограничениям, установленным [67], однако, учитывая вышеупомянутые несоответствия в выводах, относящихся к литературе о взаимоотношениях между Китаем и мировыми нефтяными рынками, они расширяют эту идентификационную процедуру для изучения возможности, что фактор Китая не может повлиять на мировой рынок нефти, сочетая запретительные и знаковые ограничения.

Все модели оцениваются в работе на квартальных данных за период с первого квартала 1992 г. по третий квартал 2015 г. Выбор конкретного периода выборки продиктован, главным образом, доступностью данных временных рядов ВВП Китая. Авторы используют новый набор данных, в котором ряды ВВП пересмотрены в целях достижения сопоставимости их легитимности с данными, которые обычно используются в макроэкономической литературе по западным экономикам. В исследовании [66] рост реального ВВП рассчитывается путем вычисления первой разности натуральных логарифмов.

Что касается переменных рынка нефти, то, как подчеркивают авторы, в литературе широко используются два основных ряда альтернативных цен на нефть: стоимость закупки импортной сырой нефти американскими нефтеперерабатывающими предприятиями (acquisition cost for imported crude oil, IRAC) и цена на сырую нефть West Texas Intermediate (WTI). Поскольку последняя традиционно считается лучшим показателем свободного мирового рынка цен на нефть, в рассматриваемой статье она используется в качестве эталонной модели. Для получения показателя реальной цены на нефть, номинальная цена дефлируется индексом потребительских цен США. Переменная добычи нефти представляет собой мировые поставки сырой нефти. Поскольку обе эти переменные имеют месячную частоту, вслед за [63] авторы преобразуют их в квартальные темпы роста не в годовом исчислении, беря первую разность натурального логарифма. Для проверки чувствительности анализа в отношении



выбора переменной цены на нефть авторы также используют WTI и применяют к ней тот же метод преобразования ряда.

Поскольку глобальный спрос на нефть не измеряется напрямую, в литературе имеется три основных показателя, которые служат прокси для отражения динамики мирового спроса на нефть. К ним относятся глобальный индекс реальной экономической активности, рассчитанный Килианом [68], мировое промышленное производство (industrial production, IP) и индекс цен на металлы, публикуемый Международным валютным фондом (metal price index, MI). В качестве эталонной модели в статье [66] используется популярный индекс Килиана, однако авторы также приводят результаты для индексов IP и MI для проверки надежности полученных выводов. Индексы IP и MI представлены в виде логарифмических разностей, а показатель KI входит в модель в виде процентных отклонений от трендов.

Анализ приводит исследователей к нескольким интригующим результатам. Во-первых, они обнаруживают, что модель VAR с изменяющимися во времени параметрами и стохастической волатильностью наилучшим образом аппроксимирует данные по сравнению с ее аналогами, предполагающими постоянство параметров. Во-вторых, структурный анализ показывает, что влияние различных шоков мировых цен на нефть на добычу в Китае, как правило, невелико и носит временный характер. В-третьих, по результатам исторической декомпозиции, если шоки предложения нефти и удельного спроса на нефть, главным образом, вызывают отрицательные движения в росте ВВП Китая, шок спроса на нефть положительно на рост влияет в целом. И наконец, авторы обнаруживают, что шоки производства в Китае не оказывают значительного влияния на ценовые или количественные изменения на мировом рынке нефти. Другими словами, китайский фактор играет незначительную роль на мировом рынке нефти.

Все результаты, как правило, устойчивы к трем традиционно используемым показателям глобальной экономической активности (глобальный индекс реальной экономической активности Килиана, индекс цен на металлы и индекс мирового промышленного производства), а также двум альтернативным показателям цен на нефть (стоимость приобретения нефтеперерабатывающими предприятиями США импортируемой сырой нефти и цена на нефть марки WTI).

В совокупности проведенный [66] анализ предоставил новые данные об эндогенных шоках цен на нефть и их влиянии на добычу в Китае. Эти результаты не только подчеркивают важность понимания источника изменений цен на нефть и, в свою

очередь, их различного воздействия на экономику, но также демонстрируют свойство изменения во времени реакции изменения цен на нефть на структурные шоки.

В статье [69] представлены новые доказательства того, как изменилась взаимосвязь между колебаниями реальной цены на нефть и экспортом в зоне евро за последние 40 лет. Гипотеза анализа состоит в том, что более умеренное рецессионное воздействие шоков цен на нефть, подробно описанное в литературе, может частично объясняться изменениями в способах реагирования зарубежных продаж в зоне евро на структурные шоки, которые определяют реальную цену на нефть.

Действительно, развивающаяся взаимосвязь между ценой на нефть и макроэкономикой была в центре оживленных дискуссий в эмпирической литературе. Ряд исследований действительно документально подтвердили снижение важности скачков цен на энергоносители для экономической активности, утверждая, что эта взаимосвязь изменилась примерно в середине восьмидесятых годов [64].

Интересно, однако, отмечают [69], что если реакция внутреннего спроса на скачки цен на энергоносители была тщательно изучена, взаимосвязь между торговлей и колебаниями цен на нефть в значительной степени упускается из виду в литературе. Исследование [69] вносит свой вклад в восполнение этого пробела. Свой анализ авторы начинают с рассмотрения простой корреляции между экспортом из зоны евро и реальной ценой на нефть. Этот предварительный анализ иллюстрирует изменение совместного движения между этими двумя переменными. В частности, если в семидесятые годы корреляция между экспортом из зоны евро и реальной ценой на нефть была практически нулевой, то с середины восьмидесятых годов она стала положительной и значительно отличалась от нуля. Это изменение может просто отражать повышение относительной важности экспансионистских глобальных шоков (которые стимулируют как спрос на нефть, так и мировую торговлю) для учета колебаний цен на нефть в более поздние периоды. Дополнительное объяснение, которое лежит в основе рассматриваемой статьи, заключается в том, что в зависимости от каждого шока соотношение между ценой на нефть и экспортом из зоны евро со временем менялось из-за некоторых структурных изменений, которые повлияли на совместную динамику этих двух макроэкономических переменных. Авторы изучают вероятные структурные источники такого изменения, используя как теоретическую модель, так и байесовскую структурную векторную авторегрессию с изменяющимися во времени параметрами и стохастической волатильностью (time-varying parameter structural vector autoregression with stochastic volatility, TVP-VAR).

Теоретический подход используется для моделирования взаимодействия между рынком нефти и экспорта и выявления устойчивых характеристик импульсных откликов ряда эндогенных переменных на два структурных шока. Первый представляет собой скачок предложения нефти, улавливающий эффект неожиданного шока добычи нефти. Второй является зарубежным (с точки зрения зоны евро) шоком производительности, повышающим спрос на нефть. Разработка теоретической модели позволяет сформулировать ограничения на знаки реакции интересующих переменных на эти шоки. Авторы объединяют эти ограничения с правдоподобными ограничениями на эластичность предложения нефти по цене и эластичность спроса на нефть по цене, чтобы идентифицировать эти два шока в рамках TVP-VAR и эмпирически проанализировать, как их влияние на экспорт зоны евро со временем претерпевает изменения.

Структурный анализ, проведенный [69] на основе TVP-VAR, показывает, что в зависимости от каждого шока одновременное движение реальной цены на нефть и экспорта из зоны евро действительно менялось с течением времени. В частности, показывают авторы, при условии отрицательного шока предложения нефти связь между реальными ценами на нефть и экспортом стала в меньшей степени отрицательной, а после зарубежного шока производительности наблюдалось более сильное положительное совместное движение.

Наконец, [69] пытаются рационализировать эти изменения с помощью теоретической модели, ориентируясь на ряд каналов. Во-первых, более тесные торговые отношения с развивающимися странами, рост которых в последнее время привел к повышению цен на нефть. Во-вторых, падение количественной значимости нефти в мировой экономике. В-третьих, усиление конкурентного давления на товарном рынке. Моделирование предполагает, что в совокупности эти факторы потенциально могут объяснить изменения, выявленные при помощи эмпирического анализа.

В статье совместно моделируются четыре переменные: реальная цена на нефть, реальный экспорт, зарубежный ВВП и мировая добыча сырой нефти. Реальный экспорт представляет собой цепные объемы экспорта, представленные в квартальных национальных счетах зоны евро. Реальная цена на нефть рассчитывается путем конвертации в евро номинированной в долларах США цены на нефть марки Brent, а затем дефлирования полученной номинальной цены (выраженной в евро) с помощью дефлятора потребления зоны евро. Построение показателя зарубежного ВВП основано на подходе [70] и на агрегировании объемов ВВП (на уровне цен и ППС 2000 г.) из всех доступных стран, за исключением стран зоны евро. Наконец, мировая добыча нефти

измеряется с помощью показателя мировой добычи сырой нефти (среднеквартальное значение количества баррелей в день). Если информация по какой-либо переменной доступна с ежемесячной периодичностью (например, по номинальной цене на нефть и по добыче нефти), она агрегируется с ежеквартальной периодичностью на основе среднеквартальных значений. Зарубежный ВВП строится на основе годовых данных и интерполируется на кварталы при помощи методологии Chow-Lin. В расчетах используются данные за период со второго квартала 1970 г. по четвертый квартал 2013 г., переменные выражаются в логарифмах.

Проведенный [69] анализ имеет большое прикладное значение для разработки политики, поскольку к оценке воздействия колебаний цен на нефть на макроэкономику, часто ограничивающуюся каналом внутреннего спроса, он добавляет международный аспект. Например, полученные результаты показывают, что стимулы для экономики еврозоны, связанные с падением цен на нефть, наблюдаемым с лета 2014 г., скорее всего, будут умеренными. С одной стороны, поскольку это снижение отражает ослабление мировой торговли, оно будет связано со снижением внешнего спроса. Более того, для данного шока мирового производства потеря зарубежных продаж, вероятно, будет более заметной, чем в предыдущие десятилетия. С другой стороны, поскольку падение цен на энергоносители отражает также увеличение предложения нефти, положительный эффект, оказываемый на ВВП за счет увеличения экспорта, вероятно, будет незначительным. Наконец, выводы [69] поднимают интересный вопрос о том, сыграли ли наблюдаемые с 2003 г. колебания цен на нефть важную роль в увеличении межстрановых дисбалансов внутри валютного союза.

## **1.7 Другие направления применения моделей с изменяющимися во времени параметрами**

После выхода описанных выше работ [1], [2], [3], [4] байесовская модель векторной авторегрессии с изменяющимся во времени параметрами и со стохастической волатильностью (time-varying parameter vector autoregression, TVP-VAR) стала одним из основных инструментов макроэкономического моделирования, позволяющим учесть временные изменения в зависимостях между переменными. Считается, что изменяющиеся во времени параметры следуют простым случайным процессам, параметры которых оцениваются с помощью методов Монте-Карло. Как показано в [71], [72], [73], байесовские модели TVP-VAR могут использоваться также для прогнозирования.

В частности, [71] рассуждают о том, что многих последних публикациях было обнаружено, что большие VAR-модели включают десятки или даже сотни зависимых переменных, которые хорошо поддаются прогнозированию. В этой литературе исследователь обычно работает с одной большой VAR и предполагает, что она гомоскедастична, а ее коэффициенты постоянны во времени. В отличие от работ, посвященных большим VAR, интерес к малым VAR проявляется в виде расширения традиционных (с постоянными коэффициентами и гомоскедастичностью) моделей в двух направлениях. Во-первых, исследователи часто считают, что изменение параметров необходимо учитывать эмпирически. То есть они обычно работают с TVP-VAR, где коэффициенты VAR меняются со временем и присутствует многомерная стохастическая волатильность. Во-вторых, также может возникнуть необходимость в изменении модели, разрешив переключение между различными ограниченными моделями TVP и ограничить чрезмерную параметризацию, которая может возникнуть с неограниченными TVP-VAR с большим числом параметров. Возникает вопрос, можно ли реализовать эти два вида расширений с помощью больших. В статье [71] делается попытка ответить на вопрос о пригодности больших TVP-VAR с точки зрения реализации этих двух дополнений.

Авторы замечают, что существующие методы TVP-VAR, применяемые к моделям малых размеров, не могут быть легко масштабированы для обработки больших TVP-VAR с гетероскедастичными ошибками ввиду вычислительных трудностей. К моделям VAR с постоянными коэффициентами обычно применяются варианты априорных значений Миннесота. В этих условиях апостериорная и прогнозная плотности имеют аналитическую форму, что не требует использования методов MCMC. Оценивание моделей TVP-VAR требует применения методов MCMC для точного байесовского вывода. Так, даже небольшие (тривиальные) упражнения рекурсивного прогнозирования TVP-VAR, выполненные, в частности, [72], требовали огромных вычислительных ресурсов. Прогнозирование на базе больших TVP-VAR, как правило, с помощью методов MCMC на практике невозможно с вычислительной точки зрения.

Первым вкладом статьи [71] в существующую литературу по рассматриваемой проблематике является разработка приближенных методов оценки для больших TVP-VAR, которые подразумевают использование методов MCMC и являются выполнимыми с вычислительной точки зрения. Для этого авторы вводят коэффициенты забывания (forgetting factors). Такие коэффициенты (также известные как коэффициенты дисконтирования), которые долгое время использовались в рамках моделей пространства состояний, не требуют применения методов MCMC и, как было обнаружено, во многих случаях обладают желательными свойствами. Большинство авторов просто

устанавливают постоянные коэффициенты забывания, однако, авторы настоящей статьи разрабатывают методы оценивания этих коэффициентов. Это позволяет оценить степень вариации коэффициентов VAR на основе данных (без необходимости MCMC).

Второе нововведение [71] состоит в дополнении в растущей литературы по оценке априорных гиперпараметров, которые контролируют сжатие в больших байесовских VAR-моделях. Подход отличается от существующей литературы тем, что рассматривает разные априорные значения (т.е. разные значения параметра сжатия) как с позиции определения разных моделей и использования методов динамического выбора модели (dynamic model selection, DMS) с коэффициентом забывания для выбора оптимального значения параметра сжатия в разных моментах времени. Исследователи разрабатывают простую рекурсивную схему обновления для изменяющегося во времени параметра сжатия, легко реализуемую при вычислениях.

Третьим нововведением [71] является разработка эконометрических методов для выбора модели с использованием модельного пространства, включающего большую TVP-VAR модель и различные ее ограниченные версии. Авторы определяют малые (тривиальные), средние (семь переменных) и большие (25 переменных) TVP-VAR и разрабатывают методы для выбора изменяющейся во времени модели из этого набора. Статья фокусируется на прогнозировании переменных в небольшой VAR и DMS с использованием прогнозных плотностей для этих переменных (которые являются общими для всех моделей). Другими словами, алгоритм выбирает между малой, средней и большой TVP-VAR на основе прошлых прогнозных значений правдоподобия для набора переменных, которые нужно прогнозировать. Потенциально важное преимущество этого состоит в возможности переключения между моделями. Например, в случае DMS алгоритм может выбрать большую TVP-VAR в качестве модели прогнозирования в некоторые моменты времени, но в другие моменты он может переключиться на малую или среднюю TVP-VAR и т. д. Такое переключение модели не может быть выполнено в традиционных подходах и представляется полезным в приложениях одномерной регрессии. Применение этого алгоритма может способствовать улучшению прогнозных характеристик TVP-VAR различного масштаба и получению информации о том, какая модель дает лучший прогноз (и когда это происходит). Подход к выбору размеров TVP-VAR также предполагает использование коэффициента забывания, который оценивается на основе данных.

В эмпирических расчетах эти методы применяются к стандартному большому набору квартальных макроэкономических данных по США с упором на прогнозирование инфляции, реального объема производства и процентных ставок. Этот набор включает

25 основных квартальных макроэкономических переменных США и охватывает период с первого квартала 1959 г. по второй квартал 2010 г. Авторы оценивают небольшую TVP-VAR модель с тремя переменными; среднюю TVP-VAR с семью и большую TVP-VAR - с 25 переменными. Все переменные авторы приводят к стационарному виду.

Полученные в [71] результаты демонстрируют реализуемость и полезность разработанного ими подхода. В работе показано, что методы DMS применимы к любому типу модели. Авторы описывают используемые модели с точки зрения их размерности, априорных значений, и значений распада и забывания. Эти характеристики позволяют оценить: 1) желаемую степень эволюции коэффициентов VAR и волатильности, 2) параметр сжатия Миннесотского априорного значения и 3) размер TVP-VAR. Более того, все эти характеристики могут изменяться во времени и иметь только простую рекурсивную схему обновления. В ходе эмпирического исследования [71] обнаруживают, что разработанный ими подход в умеренной степени улучшает эффективность прогнозов по сравнению с другими подходами VAR или TVP-VAR. По сравнению с обычными методами VAR и TVP-VAR, эти результаты подчеркивают важность учета изменения размера TVP-VAR с течением времени и учета стохастической волатильности ошибок.

Как отмечают [72], экономика США претерпела множество структурных изменений в период после Второй мировой войны. Изменились долгосрочные тренды многих макроэкономических переменных. Средняя безработица и инфляция были особенно высокими в 1970-е гг. и низкими - в последние десятилетия. Колебания делового цикла существенно уменьшились за последние 20 лет. В частности, резко снизилась волатильность роста производства (это явление обычно называют «Великой умеренностью»); инфляция стала менее волатильной и устойчивой.

В дополнение к этим изменениям были задокументированы многие важные сдвиги в зависимостях между макроэкономическими переменными. Например, некоторые авторы утверждали, что кривая Филлипса больше не является хорошей характеристикой совместной динамики инфляции и безработицы. Такое утверждение частично основано на том, что прогностическое содержание безработицы для инфляции исчезло с середины 1980-х гг. В тот же период произошли значительные изменения в проведении макроэкономической политики. Например, по мнению многих наблюдателей, с начала 1980-х гг. денежно-кредитная политика стала намного более прозрачной и агрессивной по отношению к инфляции.

Авторы статьи отвечают на вопрос о возможности повышения точности макроэкономических прогнозов путем моделирования структурных изменений в явном виде. Ответ на этот вопрос, по их мнению, далеко не тривиален. С одной стороны,

очевидно, что если структура экономики изменилась, более подходящей с точки зрения точности прогнозов будет модель, которая может учесть такие. С другой стороны, однако, более сложная структура модели, предполагающая большее количество параметров, может увеличить ошибки в оценивании и снизить точность прогноза.

Вопрос важности моделирования изменения параметров во времени с точки зрения прогнозирования был первоначально затронут [74], тем не менее, имеется всего лишь несколько работ, направленных на систематическое изучение данной проблемы (см. [41], [42], [75]). Более того, существующие исследования имеют два ограничения. Во-первых, ни одно из них не учитывает одновременно и изменения параметров, и волатильность шоков - две особенности, которые оказались очень важными для правильной характеристики структурных изменений в экономике США. Во-вторых, ни одно из упомянутых исследований не является исключительно упражнением в реальном времени.

В статье авторы прогнозируют в реальном времени три макроэкономические переменные США: уровень безработицы, инфляцию и краткосрочную процентную ставку, используя изменяющиеся во времени коэффициенты векторной авторегрессии со стохастической волатильностью (TV-VAR), как в работе [1]. Данная модель является очень гибкой. В частности, она допускает а) изменения в предсказуемой составляющей (изменяющиеся во времени коэффициенты), которые могут быть вызваны вариациями структурных динамических взаимосвязей между макроэкономическими переменными, и б) изменения в непредсказуемой составляющей (стохастическая волатильность); то есть вариации в размере и корреляции между ошибками прогноза, которые могут быть связаны с изменениями размера экзогенных шоков или влиянием этих шоков на макроэкономические переменные.

Описанное упражнение по прогнозированию направлено на максимально точную имитацию условий, с которыми сталкивается прогнозист в режиме реального времени. Авторы используют «данные в реальном времени» для расчета прогнозов, основанных только на данных, которые были доступны на момент составления прогнозов. Прогнозирование осуществляется на три года вперед. Используя среднеквадратичные ошибки прогноза и оценки логарифмического прогноза, авторы сравнивают точность прогноза TV-VAR с прогнозами, полученными на основе других стандартных моделей прогнозирования: VAR с фиксированными коэффициентами и AR (оцениваемые рекурсивно или со скользящим окном), изменяющиеся во времени AR и наивная модель случайного блуждания.



В исследовании используются квартальные винтажные данные в режиме реального времени с четвертого квартала 1969 г. по четвертый квартал 2007 г. Винтажи могут различаться ввиду публикации новых данных за самый последний период, а также пересмотра старых данных. По традиции винтаж датируется последним кварталом, за который доступны все данные. Для каждого винтажа выборка начинается с первого квартала 1948 г.

Основные результаты работы показывают, что TV-VAR - единственная модель, которая систематически дает точные прогнозы для всех трех перечисленных выше переменных. В частности, прогнозы инфляции, полученные с помощью TV-VAR, значительно более точны, чем прогнозы, полученные с помощью любой другой модели. Для безработицы точность прогнозирования модели TV-VAR очень близка к точности прогнозирования VAR с фиксированными коэффициентами, в то время как прогнозы процентной ставки сопоставимы с прогнозами, полученными с помощью изменяющейся во времени AR. Результаты подтверждаются в течение периода Великой умеренности, в течение которого сравнение моделей прогнозирования с простыми наивными моделями часто оказывается не в пользу первых, если речь идет о прогнозировании многих макроэкономических переменных, в частности, инфляции.

Согласно этим результатам, с одной стороны, модели с изменяющимися во времени параметрами «быстрее» распознают структурные изменения в постоянных компонентах инфляции и процентной ставки; а с другой стороны, при должном учете структурных изменений краткосрочные зависимости между макроэкономическими переменными несут важную информацию.

Наконец, в статье [73] сравниваются альтернативные модели изменяющейся во времени волатильности на основе эффективности точечных прогнозов и прогнозов плотности в реальном времени для ключевых макроэкономических временных рядов по США. Авторы рассматривают модели байесовской авторегрессии и векторной авторегрессии, которые включают в себя некоторую форму изменяющейся во времени волатильности, стохастическую волатильность случайного блуждания, стохастическую волатильность в форме стационарного процесса AR, стохастическую волатильность в сочетании с толстыми хвостами, GARCH и сочетание инновационных моделей. Результаты показывают, что спецификации AR и VAR с традиционной стохастической волатильностью доминируют над другими спецификациями волатильности с точки зрения точечного прогнозирования в некоторой степени и прогнозирования плотности в большей степени.

Тем не менее, на текущий момент байесовские модели TVP-VAR пока не стали распространенным инструментом прогнозирования ввиду большого количества параметров, которые необходимо оценить.

Интересной представляется современная работа [76], авторы которой рассматривают модели с параметрами, чье изменение во времени обусловлено изменением режимов экономической политики. Предложенная в работе методология может быть использована для широкого практического применения как альтернатива модели VARX, например, при моделировании открытой экономики. Данный подход адаптирован к экономическим системам, в которых изменения взаимных корреляционных соотношений происходят из-за изменений в денежно-кредитной политике и режимах обменного курса в соответствии с гипотезой долгосрочной нейтральности денег. В современных новокейнсианских моделях конкретное правило денежно-кредитной политики влияет на формы траектории перехода от одного долгосрочного равновесия к другому. Однако обычно правило денежно-кредитной политики на долгосрочное равновесие не влияет.

Согласно критике Лукаса, рациональные экономические агенты при принятии решений принимают во внимание структурные изменения в экономике. Таким образом, изменения в экономической политике должны приводить к изменению параметров таких неструктурных моделей, как, например, большие макроэконометрические модели, состоящие из одновременных уравнений, или модели векторной авторегрессии. В ряде статей высокая волатильность макроэкономических показателей США объясняется низкой эффективностью денежно-кредитной политики, проводимой в период, когда Пол Волкер занял должность председателя ФРС [77]. Однако эмпирические доказательства этой гипотезы, полученные на основе оценивания моделей с изменяющимися во времени параметрами противоречивы. Упомянутый ранее [1] предложил модель TVP-VAR и разработал байесовский метод для оценки параметров этой модели. Однако пример TVP-VAR-моделирования экономики США не продемонстрировал изменений трансмиссии денежно-кредитной политики. Наряду с этим для эмпирического доказательства заметных изменений в механизме трансмиссии денежно-кредитной политики [3], [4] использовали модели TVP-VAR, а [7] - VAR с марковским переключением.

В то же время существуют убедительные эмпирические данные в пользу влияния режима номинального обменного курса на показатели делового цикла в развивающихся странах. Плавающий обменный курс оказывает стабилизирующее влияние на объем производства под влиянием шоков условий торговли. Кроме того, режимы обменного

курса в развивающихся странах демонстрируют изменчивое поведение. Вышесказанное свидетельствует в пользу того, что модели TVP-VAR могут использоваться для моделирования экономики при смене режима обменного курса.

[76] используют эконометрические модели с изменяющимися во времени краткосрочными и инвариантными долгосрочными зависимостями для описания экономической системы, в которой взаимные корреляции меняются из-за сдвигов монетарной политики и режимов обменного курса. Долгосрочные предпосылки указанного исследования вытекают из классической гипотезы нейтральности долгосрочных денег. В свою очередь, эмпирическая поддержка этой гипотезы исчерпывающе описана в релевантной литературе. Более того, в ряде работ показано, что долгосрочная нейтральность шоков денежно-кредитной политики является типичным допущением при оценке моделей SVAR.

Авторы также предлагают методологию оценки моделей TVP-VAR с неизменной во времени долгосрочной зависимостью эндогенных переменных от изменений экзогенных переменных. Модель VAR с экзогенными переменными (VARX) является одним из основных методов описания динамики малых открытых экономик. Естественными кандидатами на роль экзогенных переменных в моделях VARX являются цены на нефть, условия торговли, мировые процентные ставки, внешний спрос и многие другие. Таким образом, предложенная авторами методика может найти применение во многих практических примерах.

Таким образом, основной целью работы [76] является разработка методологии для оценки моделей векторной авторегрессии с изменяющимися во времени параметрами (TVP-VAR) и не зависящими от времени долгосрочными соотношениями между эндогенными переменными и изменениями экзогенных переменных. В работе применяется байесовский метод оценки параметров и мультипликаторов TVP-VAR. В качестве базы для данной методологии выступает модель TVP-VAR [1], включающая ненулевое долгосрочное ограничение (временную инвариантность долгосрочных мультипликаторов). Для оценки параметров модели, а также постоянных во времени параметров долгосрочных мультипликаторов авторами используется схема сэмплирования Гиббса (Gibbs sampling scheme).

Применимость предложенного метода [76] демонстрируют на частных примерах экономики Норвегии и России на основе эндогенных данных о реальном ВВП и реальном обменном курсе и экзогенной переменной реальной цены на нефть для страны-экспортера нефти. Полученные ими результаты демонстрируют, что включение ограничения временной инвариантности для долгосрочных мультипликаторов в модели

TVP-VAR значительно повышает эффективность прогнозирования (по сравнению с классической моделью VARX и модификацией TVP-VAR с экзогенными переменными). Импульсные отклики являются интерпретируемыми. Так, в работе показано, что рост цен на нефть приводит к статистически значимому укреплению реального обменного курса и увеличению ВВП в долгосрочной перспективе. В периоды постепенной реакции реального обменного курса на шоки цен на нефть реальный ВВП сильно реагировал на шок. В периоды резкой реакции реального обменного курса реальный ВВП демонстрирует постепенный рост. Таким образом, полученные результаты соответствуют классическому представлению, что гибкие обменные курсы амортизируют шоки в рамках малых открытых экономик, а режим плавающего обменного курса денежно-кредитной политики снижает волатильность роста ВВП.

## Заключение

Оценка моделей с изменяющимися во времени параметрами получила широкое распространение в макроэкономических исследованиях, реализуемых в течение последних 20 лет. Вслед за основополагающими в этой области работами (в первую очередь, [1], [2], [3] и [4]), различные авторы начали применять такие модели для анализа изменяющегося во времени поведения таких макроэкономических параметров, как волатильность, долгосрочный экономический рост, трендовая инфляция, инерционность инфляции и цен на нефть, а также зависимость основных макроэкономических переменных от цен на нефть. К основным инструментам, используемым при моделировании, относятся:

- Динамические стохастические модели общего равновесия (DSGE-модели, от англ. Dynamic Stochastic General Equilibrium);
- Модели векторной авторегрессии (VAR-модели, от англ. Vector Autoregression Models), в том числе:
  - 1) байесовская векторная авторегрессия (BVAR-модель, от англ. Bayesian Vector Autoregressive Model),
  - 2) байесовская модель векторной авторегрессии с изменяющимся во времени параметрами и со стохастической волатильностью (TVP-VAR, от англ. Time-Varying Parameter Vector Autoregression),
  - 3) модель векторной авторегрессии со стохастической волатильностью (TV-VAR) и др.;
- Различные версии авторегрессионной модели (AR-модели, от англ. Autoregression);
- Модели ненаблюдаемых компонент со стохастической волатильностью;
- Динамическая факторная модель (DFM, от англ. Dynamic Factor Model) с изменяющимися во времени параметрами и со стохастической волатильностью (SV, от англ. Stochastic Volatility);
- Модели с марковским переключением;
- И другие.

Следует подчеркнуть, что на сегодняшний день именно байесовская модель TVP-VAR стала одним из основных инструментов макроэкономического моделирования и прогнозирования, который позволяет учесть временные изменения в зависимостях между разными переменными.

## СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Primiceri G.E., "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy," *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, 2005. pp. 821-852.
2. Del Negro M., Primiceri G.E., "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum," *The Review of Economic Studies*, Vol. 82, 2015. pp. 1342-1345.
3. Cogley T., Sargent T.J., "Evolving post-world war II US inflation dynamics," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, 2001. pp. 331-373.
4. Cogley T., Sargent T.J., "Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US," *Review of Economic Dynamics*, No. 8, 2005. pp. 262-302.
5. Justiniano A., Primiceri G.E., "The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 98, 2008. pp. 604-641.
6. Stock J.H., Watson M.W., "Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations," *Unpublished*, 2003b.
7. Sims C.A., Zha T., "Were The Regime Switches in U.S. Monetary Policy?," *American Economic Review*, Vol. 96(1), 2006. pp. 54-81.
8. Smets F., Wouters R., "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1(5), 2003. pp. 1123-1175.
9. Christiano L., Eichenbaum M.M., and Ch.L. A.E., "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of POLitical Economy*, Vol. 113(1), 2005. pp. 1-45.
10. Bernanke B.S., Gertler M., "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 79(1), 1989. pp. 14-31.
11. Bernanke B.S., Gertler M., and Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework // In: *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland, 1999. pp. 1341-1393.
12. McConnell M.M., Perez-Quiros G., "Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980's?," *American Economic Review*, Vol. 90, 2000. pp. 1464-1476.
13. Romer C.D., "The Cyclical Behavior of Individual Productions Series, 1889-1894," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(1), 1991. pp. 1-32.
14. Watson M.W., "Business-Cycle Durations and Postwar Stabilization of the U.S. Economy," *American Economic Review*, Vol. 84(1), 1994. pp. 24-46.
15. Kim C.J., Nelson C.R. State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-

Sampling Approaches with Applications. Cambridge, MA: MIT Press, 1999b.

16. Goldfeld S.M., Quandt R.E., "A Markov Model for Switching Regressions," *Journal of Econometrics*, Vol. 1, 1973. pp. 3-16.
17. Hamilton J., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol. 57(2), 1989. pp. 357-384.
18. Kim C.J., "Dynamic Linear Models with Markov-Switching," *Journal of Econometrics*, Vol. 60, 1994. pp. 1-22.
19. Chib S., "Marginal Likelihood from the Gibbs Output," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, 1995. pp. 1313-1321.
20. Chib S., "Estimation and Comparison of Multiple Change-Point Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 86, 1998. pp. 221-241.
21. Cogley T., "How Fast Can the New Economy Grow? A Bayesian Analysis of the Evolution of Trend Growth," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 27, 2005. pp. 179-207.
22. Gordon R.J., "Does the new economy measure up to the great innovations of the past?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, 2000. pp. 49-74.
23. Oliner S.D., Sichel D.E., "The resurgence of growth in the late 1990s: Is information technology a story?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, 2000. pp. 3-22.
24. Cochrane J.H., "Permanent and transitory components of GNP and stock prices," *Quarterly Journal Economics*, Vol. 109, 1994. pp. 241-265.
25. Robert C.P. *The Bayesian Choice*. New York: Springer.
26. Stock J.H., "Discussion of Cogley and Sargent Evolving post World War II US inflation dynamics," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, 2001. pp. 379-387.
27. Hodrick R., Prescott E.C., "Post-war US business cycles: A descriptive empirical investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, 1997. pp. 1-16.
28. Cogley T., "A simple adaptive measure of core inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 34, 2002. pp. 94-113.
29. Whelan K. A guide to the use of chain-weighted NIPA data // Federal Reserve Board of Governors, FED's Working Paper. 2000. No. 2000-35.
30. Antolin-Diaz J., Drechsel T., and Petrella I., "Tracking the slowdown in long-run GDP growth," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 99, 2017. pp. 343-356.
31. Jorgenson D.W., Ho M.S., and Stiroh K.J., "Potential Growth of the U.S. Economy: Will the Productivity Resurgence Continue?," *Business Economics*, Vol. 41, 2006. pp. 7-16.
32. Nyblom J., "Testing for the Constancy of Parameters over Time," *Journal of the*

*American Statistical Association*, Vol. 84, 1989. pp. 223-230.

33. Bai J., Perron P., "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998. pp. 47-68.
34. Jurado K., Ludvigson S.C., and and Ng S., "Measuring Uncertainty," *American Economic Review*, Vol. 105, 2015. pp. 1177-1216.
35. Giannone D., Reichlin L., and and Small D., "Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, 2008. pp. 665-676.
36. Fernald J. Productivity and Potential Output before, during, and after the Great Recession // In: NBER Macroeconomics Annual. Chicago: University of Chicago Press, 2014.
37. Clark T.E., Doh T., "Evaluating alternative models of trend inflation," *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, 2014. pp. 426-448.
38. Kozicki S., Tinsley P.A., "Moving endpoints and the internal consistency of agents' ex ante forecasts," *Computational Economics*, Vol. 11, 1998. pp. 21-40.
39. Faust J., Wright J. Forecasting inflation // In: Handbook of Economic Forecasting. Amsterdam: North Holland, 2013.
40. Atkeson A., Ohanian L.E. Are Phillips curves useful for forecasting inflation? // Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. 2001. Vol. 25. pp. 2-11.
41. Clark T.E., McCracken M.W., "Averaging forecasts from VARs with uncertain instabilities," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, 2010. pp. 5-29.
42. Stock J.H., Watson M.W., "Why Has the U.S. Inflation Become Harder to Forecast?," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 39, 2007. pp. 3-34.
43. Chan J.C.C., Koop G., and and Potter S.M., "A new model of trend inflation," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 31, 2013. pp. 94-106.
44. Giacomini R., Rossi B., "Forecast comparisons in unstable environments," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, 2010. pp. 595-620.
45. Kozicki S., Tinsley P.A., "Shifting endpoints in the term structure of interest rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, 2001. pp. 613-652.
46. Cogley T., A.M. S., "Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new Keynesian Phillips Curve," *American Economic Review*, Vol. 98, 2008. pp. 2101-2126.
47. Sbordone A.M., "Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49(2), 2002. pp. 265-292.
48. Nelson C.R., Schwert G.W., "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest Is Constant," *American Economic*



*Review*, Vol. 67, 1997. pp. 478-486.

49. Cogley T., Primiceri G.E., and Sargent T.J., "Inflation-gap persistence in the US," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, 2010. pp. 43-69.
50. Sims C.A., "Comment on Sargent and Cogley's Evolving post World War II US inflation dynamics," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, 2001. pp. 373-379.
51. Pivetta F., Reis R., "The Persistence of Inflation in the United States," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31, 2007. pp. 1326-1358.
52. Kang K.H., Kim C.J., and Morley J., "Changes in the US inflation persistence.," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2009. P. 13.
53. Kim J.Y., "Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series," *Journal of Econometrics*, Vol. 95, 2000. pp. 97-116.
54. Leybourne S., Kim T.H., Smith V., and Newbold P., "Test for a Change in Persistence against the Null of Difference Stationarity," *Econometric Journal*, Vol. 6, 2003. pp. 290-310.
55. Kruse R., Wegener C., "Time-varying persistence in real oil prices and its determinant," *Energy economics*, 2019. P. Forthcoming.
56. Phillips P.C., Wu Y., and Yu J., "Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset prices?," *International Economic Review*, Vol. 52, 2011. pp. 201-226.
57. Juvenal L., Petrella I., "Speculation in the oil market," *Journal of Applied Economics*, Vol. 30, 2015. pp. 621-649.
58. Kilian L., Park C., "The impact of oil price shocks on the US stock market," *International Economic Review*, Vol. 50, 2009. pp. 1267-1287.
59. Delle Chiaie S., Ferrara L., and Giannone D. Common Factors of Commodity Prices // Banque de France Working Paper. 2017. No. 645.
60. Le Pen Y., Sévi B., "Futures trading and the excess of co-movement of commodity prices," *Review of Finance*, Vol. 22, 2017. pp. 381-418.
61. Han B., "Investor sentiment and option prices," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2007. pp. 387-414.
62. Pavlidis E., Paya I., and Peel D.A., "Testing for speculative bubbles using spot and forward prices," *International Economic Review*, Vol. 58, 2017. pp. 1191-1226.
63. Baumeister C., Peersman G., "Time-varying effects of oil supply shocks on the US economy," *American economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5(4), 2013. pp. 1-28.
64. Blanchard O.J., Gali J. The macroeconomic effects of oil shocks: why are the 2000s so different from the 1970s? // In: *International Dimensions of Monetary Policy*. National

- Bureau of Economic Research, Inc., 2010. pp. 373-421.
65. Chen S.S., "Oil price pass-through into inflation," *Energy Economics*, Vol. 31, 2009. pp. 126-133.
  66. Cross J., Nguyen B.N., "The relationship between global oil price shocks and China's output: A time-varying analysis," *Energy Economics*, Vol. 62, 2017. pp. 79-91.
  67. Baumeister C., Peersman G., Van Robays I., and al. E. The Economic Consequences of Oil Shocks: Differences Across Countries and Time. Inflation in an Era of Relative Price Shocks // Reserve bank of Australia. 2010. pp. 91-128.
  68. Kilian L. Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market // *American Economic Review*. 2009. Vol. 99(3). pp. 1053-1069.
  69. Riggi M., Venditti F., "The time varying effect of oil price shocks on euroarea exports," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 59, 2015. pp. 75-94.
  70. Hahn E., Mestre R. The role of oil prices in the euro area economy since the 1970s // European Central Bank Working Paper series. 2011. P. 1356.
  71. Kopp G., Korobilis D., "Large time-varying parameter VARs," *Journal of Econometrics*, Vol. 177, 2013. pp. 185-198.
  72. D'Agostino A., Gambetti L., and Giannone D., "Macroeconomic forecasting and structural change," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 28, 2013. pp. 82-101.
  73. Clark T.E., Ravazzolo F., "Macroeconomic forecasting performance under alternative specifications of time-varying volatility," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, 2015. pp. 551-575.
  74. Doan T., Litterman R., and Sims C.A., "Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions," *Econometric Reviews*, Vol. 3. pp. 1-100.
  75. Canova F., "G-7 inflation forecasting: random walk, Phillips curve or what else?," *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 11(1), 2007. pp. 1-30.
  76. Belomestny D., Krymova E., and Polbin A., "A Bayesian TVP-VARX models with time invariant long-run multipliers," *Economic Modelling*, Vol. 101, 2021. P. 105531.
  77. Clarida R., Gali J., and Gertler M., "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, 2000. pp. 157-180.