

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего профессионального образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

Ващелюк Н.В., Зубарев А.В., Трунин П.В

**Определение разрыва выпуска для российской
экономики**

Москва 2016

Аннотация. Данное исследование посвящено определению разрыва выпуска в российской экономике. Первая часть работы посвящена обзору методик, используемых для определения разрыва выпуска, к которым относятся одномерные статистические процедуры, структурные и полуструктурные модели. Во второй части работы осуществляется оценка разрыва выпуска при помощи фильтра Ходрика-Прескотта, а также модели ненаблюдаемых компонент.

This study focuses on the estimation of the output gap in the Russian economy. The first part is devoted to the review of the methods used to determine the output gap, which include one-dimensional statistical procedures, structural and semi-structural models. In the second part we provide estimates of the output gap using the Hodrick-Prescott filter, as well as models of unobservable components.

Ващелюк Н.В., Старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Зубарев А.В., Старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Трунин П.В. Ведущий научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2015 год.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
1 ОСНОВНЫЕ ПОДХОДЫ К ОЦЕНИВАНИЮ ПОТЕНЦИАЛЬНОГО ВЫПУСКА	5
1.1 СПЕЦИФИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОТЕНЦИАЛЬНОГО ВЫПУСКА И РАЗРЫВА ВЫПУСКА В ОБЛАСТИ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ	7
1.2 МЕТОДЫ ОЦЕНКИ ПОТЕНЦИАЛЬНОГО ВЫПУСКА И РАЗРЫВА ВЫПУСКА	8
1.2.1 Одномерные статистические процедуры (методы одномерной фильтрации)	10
1.2.2 Смешанные подходы (полуструктурные методик)	19
1.2.3 Структурные подходы	27
1.3 ВЫВОДЫ	35
2 ОПИСАНИЕ ИСПОЛЬЗУЕМЫХ ДАННЫХ	38
3 ОЦЕНКА РАЗРЫВА ВЫПУСКА	40
3.1 ОЦЕНКА РАЗРЫВА ВЫПУСКА С ПОМОЩЬЮ ОДНОМЕРНОГО ФИЛЬТРА ХОДРИКА- ПРЕСКОТТА.	40
3.2 ОЦЕНКА РАЗРЫВА ВЫПУСКА С ПОМОЩЬЮ МНОГОМЕРНОГО ФИЛЬТРА ХОДРИКА- ПРЕСКОТТА.	50
3.3 ОЦЕНКА РАЗРЫВА ВЫПУСКА С ПОМОЩЬЮ ФИЛЬТРА КАЛМАНА	59
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	78
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	81

ВВЕДЕНИЕ

В процессе принятия решений в области денежно-кредитной политики (ДКП) важным показателем является величина разрыва выпуска, рассчитываемая на основе оценок потенциального выпуска. В настоящее время существует большое количество подходов к определению потенциального выпуска, и не достигнут консенсус по поводу того, какой способ является оптимальным. Это обуславливает необходимость проведения сравнительного анализа методик, применяемых для расчета потенциального выпуска, выявления их преимуществ и недостатков и определения способов оценки величины разрыва выпуска, наиболее соответствующих особенностям экономики России.

Целью настоящего исследования является разработка и апробация методики оценки величины разрыва выпуска, учитывающей различные аспекты функционирования российской экономики.

Для достижения поставленной цели производится последовательное решение следующих задач:

- выявить основные подходы к определению понятия потенциального выпуска;
- проанализировать особенности определения потенциального выпуска в сфере денежно-кредитной политики;
- выделить подходы к расчету потенциального выпуска;
- выявить особенности, преимущества, недостатки и ограничения применения существующих способов расчета потенциального выпуска;
- на основе обзора методик, применяемых для оценки разрыва выпуска и потенциального выпуска различными международными организациями и центральными банками, определить подходы к расчету разрыва выпуска, в наибольшей степени соответствующие особенностям российской экономики и статистики;
- применить выбранные методики для расчета величины разрыва выпуска в российской экономике, сравнить полученные результаты.

Эмпирический анализ производится на основе данных об основных макроэкономических показателях (валовом внутреннем продукте, инфляции, безработице и др.). В работе реализуется применение одномерных неструктурных

подходов (в том числе, различных фильтров и способов детрендинга), многомерных неструктурных подходов, структурных моделей.

Научно-исследовательская работа состоит из трех основных частей. В первом разделе приведена общая характеристика подходов к определению и расчету потенциального выпуска и разрыва выпуска. Второй раздел углубляет анализ существующих методов расчета разрыва выпуска за счет более подробного рассмотрения моделей, применяемых ведущими международными организациями и центральными банками ключевых развитых и развивающихся стран мира. Третий раздел содержит описание и результаты применения методов, использованных для оценки разрыва выпуска для российской экономики. Четвертый раздел включает в себя непосредственно оценки разрыва выпуска в российской экономике.

1 Основные подходы к оцениванию потенциального выпуска

Разрыв выпуска представляет собой разницу между фактическим выпуском и его потенциальным уровнем.

Существует несколько подходов к определению понятия «потенциальный выпуск»¹, при этом для целей применения конкретных методик более важным является анализ соотношений между теоретическими представлениями и концепциями, положенными в основу существующих методик эмпирической оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Можно выделить три основных подхода к определению понятия «потенциальный выпуск» [1]:

- 1) Содержательный подход, в соответствии с которым потенциальный выпуск представляет собой уровень выпуска, который наблюдался бы в экономике при некотором «нормальном» (или «естественном») уровне загрузки факторов производства и технологии.

¹ Обзор основных теоретических подходов к определению понятия «потенциальный выпуск» см., например, в работе [57].

Данный подход достаточно сложно напрямую использовать для осуществления оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска. Реализация методик, основанных на применении производственных функций и оценке «нормального» уровня загрузки факторов производства, обычно связана с большим количеством трудностей (подробнее см. раздел 1.2.3.1) и часто подвергается критике. Однако следует отметить, что и другие подходы не лишены недостатков, тем не менее на практике производится оценка потенциального выпуска на основе разных подходов с последующим сопоставлением полученных результатов.

- 2) Статистический подход основывается на теоретическом представлении о том, что потенциальный выпуск является достаточно инерционной переменной, поэтому временной ряд такого показателя должен быть сглаженным. Таким образом, обычно под потенциальным выпуском в рамках данного подхода понимается некоторый сглаженный уровень выпуска. Кроме того, иногда используются дополнительные предпосылки о статистических свойствах, которыми должны обладать ряды потенциального выпуска и разрыва выпуска (диапазон частоты колебаний, постоянство среднего значения и пр.). Подобный подход позволяет получить адекватные оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска только в том случае, если заложенные в методику расчета статистические свойства действительно являются верными.
- 3) Функциональному подходу соответствует определение потенциального выпуска как уровня выпуска, при котором в экономике отсутствует инфляционное давление. Таким образом, данный подход к определению понятия «потенциальный выпуск» основывается на теоретическом представлении о том, что наличие положительного разрыва выпуска приводит к повышательному давлению на уровень цен в экономике, а отрицательного – к понижательному. Кроме того, данный подход также использует теоретическую взаимосвязь между уровнем загрузки факторов производства и разрывом выпуска. Иногда, по аналогии с NAIRU (“*non-accelerating-inflation rate of unemployment*”, уровнем безработицы, не приводящим к ускорению инфляции), такой уровень выпуска называют NAILO (“*non-accelerating-inflation level of output*”, уровнем выпуска, не вызывающим ускорение инфляции) [2]. Также в рамках функционального подхода устанавливается взаимосвязь между

потенциальным выпуском и уровнем загрузки производственных мощностей: отклонение этого уровня от устойчивого (трендового) значения интерпретируется как отклонение фактического выпуска от потенциального.

На содержательном определении основывается метод оценки потенциального выпуска, базирующийся на использовании производственной функции; на статистическом понимании – методы одномерной фильтрации; на функциональном определении – многомерные статистические фильтры и модель ненаблюдаемых компонент.

Определение величины потенциального выпуска и разрыва выпуска является важным для различных сфер экономического анализа. С одной стороны, оценки разрыва выпуска значимы сами по себе, так как позволяют получить выводы о фазе бизнес-цикла. С другой стороны – они способны объяснять динамику некоторых важных с точки зрения экономической политики переменных, в частности, уровня цен и номинальной заработной платы.

Потенциальный выпуск является ненаблюдаемой величиной, поэтому его оценка может быть получена только на основе специфических предпосылок о структуре фактических данных о динамике ВВП и/или взаимосвязи выпуска с другими экономическими показателями.

В настоящее время существует большое количество подходов к определению величины разрыва выпуска, основанных на различных предпосылках. В связи с этим данный раздел посвящен описанию особенностей определения разрыва выпуска в области денежно-кредитной политики, а также характеристике основных методов, применяемых для оценки данной переменной.

1.1 Специфика определения потенциального выпуска и разрыва выпуска в области денежно-кредитной политики

Оценка разрыва выпуска представляет собой важный показатель, применяемый в процессе решений в области денежно-кредитной политики, особенно в странах, центральные банки которых придерживаются режима таргетирования инфляции. Разрыв выпуска используется в качестве индикатора наличия дисбаланса между совокупным спросом и совокупным предложением, а следовательно – существования инфляционного (дефляционного) давления в экономике. В связи с этим важным также

является прогноз значений потенциального выпуска и разрыва выпуска на ближайшую перспективу.

При принятии решений в области экономической политики центральные банки ориентируются и на другие индикаторы состояния экономической конъюнктуры, не только на разрыв выпуска. Особенностью показателя разрыва выпуска является то, что он является в достаточной степени понятным и наглядным, в связи с чем данную переменную активно используют в качестве инструмента коммуникации с экономическими агентами и разъяснения им действий регулятора.

Кроме того, использование показателя разрыва выпуска для анализа инфляционных процессов позволяет улучшить качество моделей и прогнозов [3].

1.2 Методы оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска

Первоначально уровень потенциального выпуска оценивался на основе простейших моделей, предполагающих выделение линейных трендов, и производственных функций. Однако данные подходы не позволяли адекватно учитывать значительные шоки совокупного предложения, кроме того, некоторые авторы склонны объяснять чрезмерно мягкую экономическую политику в период 1970-1980-х гг., в том числе, неправильными (завышенными) оценками потенциального выпуска, полученными на основе одномерных статистических процедур [4].

В настоящее время существует большое количество подходов к оцениванию уровня потенциального выпуска, отличающихся объемом используемой информации, применяемыми методами, предпосылками о структуре взаимосвязей между показателями. Для каждого способа характерны свои особенности, достоинства и недостатки, в связи с чем нельзя сказать, что существует некий универсальный или оптимальный подход.

В зависимости от количества используемых показателей выделяют одномерные (основанные только на данных об уровне выпуска) и многомерные (учитывающие и другие переменные, например, безработицу, инфляцию и т.д.) процедуры оценки разрыва выпуска.

Одномерные процедуры опираются исключительно на предпосылки о статистических свойствах ряда выпуска и представляют собой различные способы фильтрации и детрендрования временных рядов. Для реализации многомерных подходов требуются дополнительные предпосылки, накладывающие определенную структуру на взаимосвязи между используемыми показателями.

В связи с этим обычно используется следующая (достаточно условная) классификация процедур оценки потенциального выпуска (например, см. [5,6,7,4] и др.): различают статистические (неструктурные), структурные и смешанные (полуструктурные) подходы (рисунок 1).



Рисунок 1 – Классификация подходов к оценке величины разрыва выпуска

Источник: составлено авторами.

Неструктурные методики основываются только на данных об уровне выпуска и используют предпосылки исключительно о статистических свойствах временного ряда ВВП. Полуструктурные подходы являются многомерными и построены на комбинации структурных и статистических предпосылок. Структурные подходы основаны преимущественно на содержательных экономических предпосылках, при этом, однако, часто связаны с применением статистических процедур (фильтров), в связи с чем обычно подчеркивается условность такой классификации.

Как правило, для более полного анализа текущей экономической ситуации и прогноза будущих тенденций центральные банки ориентируются на оценки потенциального выпуска, полученные на основе разных подходов. В связи с этим далее будут рассмотрены особенности, преимущества и недостатки наиболее распространенных способов определения потенциального выпуска.

1.2.1 Одномерные статистические процедуры (методы одномерной фильтрации)

Одномерные подходы используют только одну переменную – фактические данные об уровне выпуска в экономике. Для оценивания потенциального выпуска с помощью этих методов формулируются определенные предпосылки о статистических свойствах итогового ряда. В настоящее время существуют разнообразные одномерные фильтры, отличающиеся гипотезами о статистических свойствах оценок потенциального выпуска. Рассмотрим более подробно основные характеристики наиболее распространенных одномерных статистических процедур.

1.2.1.1 Фильтр Ходрика-Прескотта

Оценка потенциального выпуска, осуществляемая на основе фильтра Ходрика-Прескотта [8], производится на основе решения следующей оптимизационной задачи:

$$\min_{\{\tau_t^y\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 \quad (1)$$

$$\sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 \leq e, \quad (2)$$

где y_t – фактический выпуск, τ_t^y – потенциальный выпуск, e – некоторое небольшое число, значение которого определяется произвольно, T – размер выборки.

В системе (1) – (2) первое уравнение означает, что ряд, полученный в результате реализации процедуры, должен быть в достаточной степени близок к фактическим данным, для чего производится минимизация суммы квадратов отклонений расчетных значений от исходных.

Второе уравнение отражает стремление получить сглаженный ряд, то есть меняющийся как можно менее резко. Для этого минимизируется сумма квадратов

разностей приростов ряда $\bar{\mu}_t$ (неравенство (2) можно переписать в виде $\sum_{t=2}^{T-1} [\Delta\tau_{t+1}^y - \Delta\tau_t^y]^2 = \sum_{t=2}^{T-1} [\Delta^2\tau_{t+1}^y]^2 \leq e$).

Функция Лагранжа, составленная для задачи (1) – (2), имеет вид:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 \quad (3)$$

При этом параметр λ определяет степень гладкости ряда, полученного в результате реализации данной статистической процедуры: если $\lambda = 0$, то новый ряд будет в точности совпадать с исходными данными ($y_t = \tau_t^y$); при $\lambda \rightarrow \infty$ итогом расчетов станет линейный тренд. Выбор меньшего значения λ приводит к получению более кратких по продолжительности и менее глубоких по интенсивности циклов.

Выбор значения λ влияет на то, компоненты с какой частотой колебаний сформируют циклическую составляющую. Так, если при анализе ежегодных данных было выбрано значение $\lambda = 100$, то в циклическую компоненту будут входить циклы продолжительностью менее 15 лет; значимость более длительных циклов будет снижаться, при этом циклы, составляющие более 20 лет, не будут учитываться вовсе.

Значение λ задается исследователем, что часто относят к одному из недостатков фильтра Ходрика-Прескотта ввиду чувствительности результатов расчетов к выбору λ (например, см. [7]). Существующие рекомендации для данных разной частоты² сформулированы для американской экономики и носят достаточно условный характер [9].

Другая интерпретация параметра λ основывается на рассмотрении определенных классов временных рядов. В качестве иллюстрации проведем анализ временного ряда, трендовая компонента τ_t^y которого является интегрированной второго порядка I(2) (4), а циклическая составляющая δ_t^y представляет собой конечный МА-процесс (подробнее см. [10]):

$$(1 - L)^2 \tau_t^y = A(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

² Для годовых данных обычно используется значение $\lambda = 100$, для квартальных – $\lambda = 1600$, для месячных – $\lambda = 14400$ [68].

$$\delta_t^y = A(L)u_t, \quad (5)$$

где $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j L^j$, $\sum_{j=0}^{\infty} a_j < \infty$, а ε_t и u_t – не коррелированные случайные ошибки ($E(\varepsilon_t u_s) = 0 \forall t, s$), представляющие собой «белый шум». Тогда оптимальная с точки зрения минимизации суммы квадратов отклонений оценок циклической компоненты выпуска от истинных значений величина параметра λ представляет собой отношение дисперсий данных случайных ошибок:

$$\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_\varepsilon^2 \quad (6)$$

На основе данного представления становится более понятной другая интерпретация параметра λ и подхода к определению его величины. Значение параметра λ должно формироваться на основе оценки дисперсии шоков постоянной (τ_t^y) и циклической (δ_t^y) компоненты ряда выпуска, которые иногда интерпретируют как шоки совокупного предложения и совокупного спроса соответственно [7].

Ряды потенциального выпуска и разрыва выпуска, получаемые в результате применения фильтра Ходрика-Прескотта, имеют ряд особенностей, которые некоторыми исследователями считаются достоинствами, а другими – недостатками.

В частности, ряд разрыва выпуска, оцененный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, будет стационарным со средним значением отклонения фактического выпуска от потенциального, равным нулю. Следовательно, если рассматриваемый временной интервал состоял, например, из длительного периода подъема и кратковременной фазы спада, то ряд разрыва выпуска, полученный в результате применения фильтра Ходрика-Прескотта, не будет отражать фактическую динамику экономической конъюнктуры.

Стоит еще раз подчеркнуть механистичность определения величины потенциального выпуска с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, которая представляет собой лишь некую меру среднего уровня ВВП, не имеющую нормативного содержания.

С применением фильтра Ходрика-Прескотта также связана проблема смещения оценок в последних точках выборки (так называемая «проблема конечной точки», “*end-point bias problem*”). Проблема конечной точки проявляется в том, что оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска в последних точках выборки крайне чувствительны к добавлению новых наблюдений.

На основе представления временных рядов в форме (4) – (5) можно показать, что оценка циклической компоненты фильтром Ходрика-Прескотта соответствует симметричному двустороннему фильтру [10,11,3]:

$$\delta_t^y = H(L)y_t; H(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} b_j L^j \quad (7)$$

При этом асимптотически лаговый оператор L и веса b_j удовлетворяют следующим условиям: симметричности ($b_j = b_{-j}$) и равенства суммы коэффициентов b_j нулю ($\sum_{j=-\infty}^{\infty} b_j = 0$).

Однако вследствие применения симметричных фильтров на конечных выборках возникает проблема смещения оценок в конечных точках. Ближе к концу выборки фильтр Ходрика-Прескотта перестает быть симметричным, так как последним наблюдениям присваивается больший вес. Наибольшее смещение (для ежегодных данных) наблюдается для оценок, полученных для 3-4 конечных точек [12,3].

Один из основных подходов к учету данной проблемы предполагает расширение выборки за счет добавления к ней прогнозных значений уровня выпуска. Используются как официальные прогнозы, разрабатываемые министерствами и ведомствами, так и результаты собственных расчетов, полученные, например, на основе ARIMA-моделей. В то же время следует помнить, что при реализации данного подхода в оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска будет входить ошибка прогноза.

Таким образом, стандартный фильтр Ходрика-Прескотта является одномерной двусторонней симметричной процедурой, основанной на компромиссном выборе между гладкостью ряда трендовой компоненты выпуска и его близости к фактическим данным. Циклическая составляющая, получаемая в результате применения фильтра Ходрика-Прескотта, представляет собой стационарный временной ряд с нулевым средним значением.

Фильтр Ходрика-Прескотта не способен учитывать структурные сдвиги, поэтому его следует применять только для относительно стабильных экономик, не подвергающихся существенным шокам. Кроме того, при его применении следует учитывать чувствительность метода к выбору параметра λ и возможность смещения оценок в последних точках выборки.

1.2.1.2 Полосовой фильтр Бакстера-Кинга

Фильтр Бакстера и Кинга [12] представляет собой линейный двусторонний фильтр и, как и фильтр Ходрика-Прескотта, является частным случаем скользящего среднего.

Данный фильтр основывается на «статистическом» определении бизнес-цикла: предполагается, что в рамках бизнес-цикла частота колебаний исследуемого показателя должна находиться в определенном диапазоне (полосе). Тогда циклическая составляющая представляет собой ряд фактических данных, очищенных от компонент, частота колебаний которых выходит за рамки полосы, соответствующей определению бизнес-цикла.

Таким образом, фильтр Бакстера-Кинга основан на выделении в фактических данных компоненты, частота колебаний которых находится в определенном диапазоне. Применение данного фильтра приводит к тому, что из данных устраняются составляющие, частота колебаний которых является слишком низкой (трендовые компоненты) или чрезмерно высокой (нерегулярные – “*irregular*” – компоненты), в результате чего остается часть ряда, характеризующая бизнес-цикл.

Использование фильтра Бакстера-Кинга также связано со смещением оценок в последних точках выборки, поэтому рекомендуется расширять базу данных за счет включения в нее прогнозных значений анализируемой переменной на 6 периодов вперед [3].

1.2.1.3 Декомпозиция Бевериджа-Нельсона

Беверидж и Нельсон [13] предложили несколько иную процедуру выделения трендовой и циклической составляющих.

Процедура основана на следующих предпосылках. Предполагается, что фактические данные можно представить в виде суммы трендовой составляющей, являющейся случайным блужданием со сдвигом (μ), и циклической компоненты, представляющей собой стационарный процесс. Тогда справедливо следующее равенство:

$$\Delta y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (8)$$

Для расчета разрыва выпуска фактические данные о реальном ВВП приводят к стационарному виду, после чего на их основе оцениваются параметры ARMA-модели.

Данная модель используется для построения прогноза на k периодов вперед. Тогда разрыв выпуска определяется следующим образом:

$$\delta_t^y = \lim_{k \rightarrow \infty} (E_t (\Delta y_{t+k} + \Delta y_{t+k-1} + \dots + \Delta y_{t+1} | \dots, \Delta y_{t-1}, \Delta y_t) - k\hat{\mu}), \quad (9)$$

где $\hat{\mu}$ – оценка константы в построенной на предыдущем шаге ARMA-модели³.

Таким образом, трендовая компонента определяется на основе прогноза в рамках оцененной для разностей исходного ряда данных ARMA-модели. Как можно заметить, в основе построения этой процедуры лежит предпосылка о том, что динамика и потенциального выпуска, и разрыва выпуска определяется одним и тем же шоком.

Разрыв выпуска в такой постановке интерпретируется как приросты выпуска, превысившие некий «нормальный» (соответствующий оцененной ARMA-модели) уровень.

Особенностью данной процедуры является то, что при расчете текущей величины разрыва выпуска не используются данные о будущих значениях y_t или Δy_t , поэтому при применении такой оценки не возникает проблема конечной точки. Однако в литературе часто подчеркивается, что в результате применения декомпозиции Бевериджа-Нельсона большая часть дисперсии приходится на трендовую компоненту, а циклическая составляющая является относительно незначительной и зашумленной [14].

1.2.1.4 Фильтр Калмана и модель ненаблюдаемых компонент (“unobserved components model”)

Часто оценка потенциального выпуска осуществляется на основе модели ненаблюдаемых компонент (другое название – структурная модель временных рядов), представляющей собой частный случай моделей в пространстве состояний (“state-space models”)⁴.

³ Например, пусть $\Delta y_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$, тогда циклическая составляющая ряда y_t будет иметь вид $-\theta \varepsilon_t$, трендовая компонента будет описываться выражением $(1 + \theta)z_t$ (z_t – процесс, для которого выполняется свойство $\Delta z_t = \varepsilon_t$). Следовательно, $y_t = -\theta \varepsilon_t + (1 + \theta)z_t$.

⁴ Многие другие модели также являются частными случаями моделей в пространстве состояний, например, модель ARMA, регрессия с меняющимися коэффициентами и пр.

Структурные модели временных рядов основаны на представлении временного ряда как суммы ненаблюдаемых компонент с определенной содержательной интерпретацией (например, тренд, сезонность и пр., подробнее см. [9]).

Одним из наиболее распространенных подходов к оценке параметров моделей в пространстве состояний является использование фильтра Калмана. Стоит отметить, что так как фильтр Калмана тесно связан с данным классом моделей, то его часто считают самостоятельной статистической моделью данных. Однако это не является верным, так как фильтр Калмана представляет собой лишь один из алгоритмов оценки моделей в пространстве состояний, пусть и наиболее популярный [9]5.

Основой для оценки разрыва выпуска является частный случай структурных моделей временных рядов – модель локального линейного тренда.

Модель локального линейного тренда представляет собой обобщение линейного тренда:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + g_{t-1} + \xi_t \quad (11)$$

$$g_t = g_{t-1} + \zeta_t \quad (12)$$

В уравнениях (10) – (12) компонента μ_t , называемая переменной состояния (“*state variable*”), характеризует тренд (ненаблюдаемую переменную), g_t – наклон тренда; ε_t , ξ_t , ζ_t – случайные ошибки, распределенные независимо друг от друга и представляющие собой белый шум; y_t – наблюдаемая переменная.

Стоит отметить, что одним из частных случаев модели локального линейного тренда является рассмотренный выше фильтр Ходрика-Прескотта (например, см. [15]). Для того чтобы это показать, необходимо ввести предпосылку о том, что дисперсия случайной ошибки в уравнении (11) равна 0 ($\sigma_\xi^2 = 0$). Тогда множитель Лагранжа в уравнении (3) будет равен отношению дисперсий двух других случайных ошибок: $\lambda = \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\zeta^2$. Кроме того, если применить к такой модели не фильтрацию, а сглаживание по Калману, можно получить односторонний фильтр Ходрика-Прескотта, который уже не будет приводить к смещению оценок в последних точках выборки.

5 Более подробно процесс оценки параметров модели с ненаблюдаемыми компонентами с помощью фильтра Калмана описан в подпункте 1.2.2.3.

В работе [14] показано, что декомпозицию Бевриджа-Нельсона также можно записать в виде модели в пространстве состояний и при некоторых дополнительных предположениях получить разложение ряда на трендовую и циклическую компоненты такое же, как при применении фильтра Калмана к модели ненаблюдаемых компонент. Таким образом, следует еще раз подчеркнуть условность существующих классификаций методов оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Для оценки потенциального выпуска производится некоторая модификация модели, описываемой уравнениями (10) – (12). Одними из первых в этом направлении были работы Кларка [16] и Вотсона [17].

При оценке потенциального выпуска уравнение (10) интерпретируют следующим образом: y_t представляет собой фактические данные о динамике выпуска, μ_t – потенциальный выпуск (в прежних обозначениях – τ_t^y), ε_t – разрыв выпуска (δ_t^y). Вводится дополнительная предположение о том, что разрыв выпуска представляет собой процесс авторегрессии второго порядка AR(2):

$$\delta_t^y = \varphi_1 \delta_{t-1}^y + \varphi_2 \delta_{t-2}^y + \varepsilon_t^{y,\delta}, \quad (13)$$

где $\varepsilon_t^{y,\delta}$ – случайная величина (белый шум), распределенная независимо от случайных величин ξ_t и ζ_t . Таким образом, итоговая модель, подлежащая оценке, имеет вид:

$$y_t = \tau_t^y + \delta_t^y \quad (14)$$

$$\tau_t^y = \tau_{t-1}^y + g_{t-1} + \varepsilon_t^{y,\tau} \quad (15)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (16)$$

$$\delta_t^y = \varphi_1 \delta_{t-1}^y + \varphi_2 \delta_{t-2}^y + \varepsilon_t^{y,\delta}, \quad (13)$$

где для удобства были введены следующие обозначения для случайных ошибок: $\varepsilon_t^g = \zeta_t$, $\varepsilon_t^{y,\tau} = \xi_t$.

Для разложения выпуска на трендовую и циклическую составляющие модель (13) – (16) записывается в особой форме (в виде модели в пространстве состояний) и оценивается с помощью специально разработанных алгоритмов, наиболее распространенным из которых, как уже упоминалось, является фильтр Калмана.

Преимуществом использования структурных моделей временных рядов и фильтра Калмана является возможность получения доверительных интервалов для оценок разрыва выпуска и потенциального выпуска⁶.

1.2.1.5 Преимущества и недостатки применения одномерных статистических процедур для расчета оценок потенциального выпуска

Основным достоинством одномерных статистических процедур является простота применения данных методов. Исследователю не нужно искать информацию о каких-либо специфических показателях, а также формулировать предпосылки о взаимосвязях между несколькими переменными.

Недостатком всего класса процедур, основывающихся на статистических предпосылках о структуре временных рядов и свойствах их отдельных компонентов, является то, что данные предпосылки не всегда соответствуют действительности. Например, как правило, предполагается наличие в фактических данных трендовой составляющей (или компоненты, характеризующейся низкой изменчивостью), что не всегда верно. В то же время, даже если временной ряд действительно содержит подобную компоненту, результаты ее оценки во многом определяются параметрами, которые задает исследователь. Рекомендации, разработанные для определения значений данных параметров, нельзя считать универсальными, поэтому при применении одномерных статистических процедур существует опасность получения некорректных оценок потенциального выпуска вследствие использования неверных предпосылок [5].

Важным также является то, что одномерные статистические процедуры не позволяют разделить шоки совокупного спроса и совокупного предложения, что затрудняет содержательную интерпретацию оценок разрыва выпуска.

В настоящее время многие исследователи подчеркивают необходимость использования данных не только об уровне выпуска, но и о других показателях, характеризующих стадию бизнес-цикла [4,18,19]. Дополнительные переменные позволяют улучшить качество используемых моделей, а также облегчают содержательную интерпретацию результатов расчетов. Поэтому на современном этапе определение разрыва выпуска, как правило, производится на основе моделей, которые

⁶ При этом следует учитывать замечание о том, что фильтр Ходрика-Прескотта представляет собой частный случай модели ненаблюдаемых компонент, поэтому, на самом деле, при его применении также возможно построение доверительных интервалов.

опираются на предпосылки о структурных взаимосвязях между различными переменными, характеризующими экономическую конъюнктуру.

1.2.2 Смешанные подходы (полуструктурные методики)

Для выделения трендовой и циклической составляющих в данных о выпуске в смешанных (полуструктурных) подходах используются предпосылки как о статистических свойствах временных рядов, так и о структурных взаимосвязях между ними и их компонентами.

Данный класс подходов включает различные многомерные фильтры, наиболее часто используемыми из которых являются многомерный фильтр Ходрика-Прескотта и многомерный фильтр Калмана.

1.2.2.1 Многомерный фильтр Ходрика-Прескотта

Одна из первых попыток использования информации о нескольких макроэкономических показателях для оценки потенциального выпуска в рамках статистических процедур была предпринята сотрудниками Банка Канады [20]. Их целью было создание такого фильтра, который мог бы учитывать шоки совокупного спроса и совокупного предложения, в результате чего был разработан многомерный фильтр Ходрика-Прескотта.

Для учета информации о дополнительных показателях в стандартную оптимизационную задачу (1) – (2), решаемую при применении фильтра Ходрика-Прескотта, добавляются ограничения, сформированные на основе предпосылок о структурных взаимосвязях между различными показателями.

Рассмотрим простейшую модификацию одномерного фильтра Ходрика-Прескотта [21], полученную в результате включения дополнительного ограничения:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda_g \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 + \lambda_\varepsilon \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2, \quad (17)$$

в котором $\varepsilon_t = z_t - f(\tau_t^y, x_t)$, где z_t – некоторый дополнительный макроэкономический показатель, связанный с разрывом выпуска (или потенциальным выпуском), функция $f(\cdot)$ устанавливает взаимосвязь между переменной z_t и факторами, оказывающими на нее влияние и формирующими вектор x_t , а также уровнем потенциального выпуска τ_t^y (или разрыва выпуска).

Таким образом, в ходе реализации процедуры тренд (потенциальный выпуск) подбирается таким образом, чтобы минимизировать отклонения выпуска от тренда (для обеспечения определенной степени соответствия расчетных данных исходным), минимизировать изменения в темпах роста тренда (для получения итогового ряда с определенной степенью гладкости) и максимизировать соответствие выделяемого тренда некоторой структурной зависимости $f(\cdot)$. Относительная значимость данных целей определяется величиной параметров λ_g и λ_ε , выбираемых исследователем.

Одним из основных этапов реализации процедуры оценки разрыва выпуска с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта является спецификация зависимости дополнительной переменной z_t от других факторов и потенциального выпуска (или отклонения от него фактического ВВП). Например, часто для оценки потенциального выпуска используется кривая Филлипса; тогда переменная z_t – это темп инфляции, а аргументами функции $f(\cdot)$ являются инфляционные ожидания, разрыв выпуска и, возможно, некоторые другие переменные (например, цена нефти). Тогда ε_t – это остатки из уравнения кривой Филлипса, и значения потенциального выпуска будут подбираться в том числе таким образом, чтобы повысить объясняющую способность переменной разрыва выпуска для темпа инфляции.

Кроме кривой Филлипса, для оценки потенциального выпуска часто используется закон Оукена, связывающий уровень безработицы с разрывом выпуска и различными структурными переменными, определяющими уровень безработицы, не приводящий к ускорению инфляции (NAIRU). Тогда на процесс определения потенциального выпуска будет влиять динамика уровня безработицы и ее факторы.

Для оценки потенциального выпуска с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта можно использовать не одно, а несколько структурных уравнений. В общем случае соответствующая оптимизационная задача может включать n дополнительных ограничений:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda_g \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 + \sum_{i=1}^n (\lambda_{\varepsilon_i} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2), \quad (18)$$

где $\varepsilon_{it} = z_{it} - f_i(\tau_t^y, x_t)$.

В работе [20], в которой многомерный фильтр Ходрика-Прескотта был впервые применен для оценки потенциального выпуска, использовались как кривая Филлипса, так и закон Оукена [21].

Многомерный фильтр Ходрика-Прескотта имеет преимущество перед одномерной версией в том случае, если дополнительные уравнения действительно согласуются с данными. Эксперименты Монте-Карло показали, что учет структурных взаимосвязей между переменными позволяет получить более эффективные оценки потенциального выпуска [22]. Однако разработчики данного подхода [20] указывают на то, что в последних точках выборки доверительные интервалы для разрыва выпуска становятся слишком широкими, в связи с чем оценка величины разрыва выпуска практически никогда не будет значимо отличаться от нуля. Таким образом, «проблема конечной точки» является актуальной и для многомерного фильтра Ходрика-Прескотта.

Кроме того, стоит отметить, что при применении многомерного фильтра Ходрика-Прескотта возникают дополнительные проблемы. Во-первых, исследователю необходимо самостоятельно определить значения для еще большего количества параметров (не только для λ_g , но и для $\lambda_{\varepsilon_i}, i = 1 \dots n$). При этом, в отличие от одномерного фильтра Ходрика-Прескотта, ориентиры для этих параметров не определены, в связи с чем возрастает степень субъективности получаемых оценок.

Во-вторых, для реализации процедуры требуется оценить параметры используемых структурных зависимостей. Если попытаться определить вид функциональной зависимости $f_i(\cdot)$ до расчета величины потенциального выпуска τ_t^y (например, на основе эконометрических методов), то можно получить оценки параметров этой функции, не согласующиеся со значениями τ_t^y . Теоретические модели также могут быть недостаточно надежной основой для определения данных параметров. В связи с этим в первых работах [20,22] использовались разные значения коэффициентов и производился отбор тех процедур, которые не приводили к получению некорректных результатов, а также осуществлялся анализ чувствительности оценок потенциального выпуска к выбору данных параметров.

Впоследствии для оценки потенциального выпуска на основе многомерного фильтра Ходрика-Прескотта стала применяться итеративная процедура [7], на первом шаге которой производилась оценка потенциального выпуска на основе одномерного фильтра Ходрика-Прескотта. Полученная оценка затем включалась в качестве независимой переменной в эконометрические модели, соответствующие дополнительным компонентам ε_{it} в уравнении (18). На втором шаге эконометрические оценки коэффициентов используются для повторного определения потенциального выпуска, основанного уже на многомерном фильтре Ходрика-Прескотта. Новая оценка

потенциального выпуска опять включается в эконометрические модели, оценки коэффициентов которой на следующем шаге снова используются для уточнения значения потенциального выпуска. Описанная процедура продолжается до тех пор, пока не будет достигнута сходимости оценки разрыва выпуска к некоторой конечной величине.

Второй подход к преодолению данного недостатка состоял в применении метода максимального правдоподобия для оценки параметров структурных соотношений $f_i(\cdot)$ и весовых коэффициентов [15].

1.2.2.2 Многомерная процедура декомпозиции Бевеиджа-Нельсона

Напомним, что в стандартной постановке реализация процедуры декомпозиции Бевеиджа и Нельсона состоит из двух этапов: вначале производится оценка ARMA-модели для первых разностей ряда выпуска, а затем на ее основе осуществляется прогноз значений потенциального выпуска. При этом предполагается, что трендовая составляющая представляет собой процесс случайного блуждания и подвергается действию тех же шоков, что и разрыв выпуска.

В многомерном варианте потенциальный выпуск по-прежнему моделируется как процесс случайного блуждания, однако, кроме этого, вводится предпосылка о том, что на него влияют шоки других макроэкономических показателей, связанных с долгосрочным уровнем выпуска.

Реализация многомерной декомпозиции по Бевеиджу и Нельсону также связана с оценкой эконометрической модели. Однако в данном случае на первом этапе оценивается не одномерная ARMA-модель, а модель векторной авторегрессии, содержащая данные о приростах выпуска и другие переменные, характеризующие шоки совокупного спроса и предложения. Далее осуществляется построение оценки потенциального выпуска как прогноза, сформированного на основе данных о всех показателях, входящих в модель [23].

Включение дополнительных показателей позволяет преодолеть один из недостатков базовой версии процедуры Бевеиджа и Нельсона: циклическая составляющая становится более значимой. При этом увеличение количества переменных в модели приводит к росту доли дисперсии фактического выпуска, приходящейся на разрыв выпуска, что уже является свидетельством неустойчивости данного метода. Кроме того, отмечается, что свойства результирующего ряда

потенциального выпуска крайне чувствительны к изменению набора переменных, используемых для его расчета [4].

1.2.2.3 Модель ненаблюдаемых компонент и многомерный фильтр Калмана

Модель ненаблюдаемых компонент, рассмотренная в подпункте 1.2.1.4, может быть обобщена для расчета трендовой и циклической составляющих выпуска с использованием нескольких переменных. При этом предполагается, что дополнительные показатели также могут быть разложены на две компоненты (трендовую и циклическую). Кроме того, вводятся предпосылки о взаимосвязях между рассматриваемыми показателями, а также их составляющими. Как правило, это производится с помощью определения параметров кривой Филлипса и закона Оукена.

Для иллюстрации подхода к оценке потенциального выпуска, основанного на модели ненаблюдаемых компонент, рассмотрим простой пример [5].

Определение разрыва выпуска и уровня потенциального выпуска основывается на модели, включающей фактические данные о четырех показателях: реальном ВВП (y); инфляции (π); темпе прироста номинальной заработной платы (w), измеряемом как изменение оплаты труда в расчете на одного работника; уровне безработицы (u). Для обозначения трендовой и циклической составляющих каждого показателя, как и ранее, используются греческие буквы τ и δ соответственно с верхними индексами, совпадающими с обозначением самой переменной. Также в дальнейшем все случайные ошибки обозначаются как ε_t с верхним индексом, обозначающим зависимую переменную в уравнении. Предполагается, что все случайные ошибки представляют собой независимые одинаково распределенные случайные величины.

Уравнения перехода (“*transition equations*”) для разрыва выпуска и потенциального выпуска имеют вид:

$$\delta_t^y = \alpha_1 \delta_{t-1}^y + \alpha_2 \delta_{t-2}^y + \varepsilon_t^{y,\delta} \quad (19)$$

$$\tau_t^y = \tau_{t-1}^y + g_{t-1} + \varepsilon_t^{y,\tau} \quad (20)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (21)$$

Таким образом, динамика потенциального выпуска строится на основе модели локального линейного тренда, при этом за тренд отвечает компонента $\bar{\mu}_t$, а переменная g_t характеризует наклон этого тренда [9].

Система (19) – (21) также дополняется уравнениями, описывающими закон Оукена. В рамках рассматриваемой модели закон Оукена формулируется как соотношение, связывающее отклонение фактической величины безработицы от ее структурного уровня и разрыв выпуска:

$$\delta_t^u = \gamma_1 \delta_{t-1}^u + \gamma_2 \delta_t^y + \varepsilon_t^{u,\delta} \quad (22)$$

$$\tau_t^u = \tau_{t-1}^u + \varepsilon_t^{u,\tau} \quad (23)$$

Кроме того, добавлены уравнения, соответствующие кривой Филлипа, построенной для темпа прироста как общего уровня цен (уравнения (24) – (25)), так и номинальной заработной платы (уравнения (26) – (27)):

$$\delta_t^\pi = \beta_1 \delta_{t-1}^\pi + \beta_2 \delta_{t-1}^y + \varepsilon_t^{\pi,\delta} \quad (24)$$

$$\tau_t^\pi = \tau_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^{\pi,\tau} \quad (25)$$

$$\delta_t^w = \beta_3 \delta_{t-1}^w + \beta_4 \delta_{t-1}^u + \varepsilon_t^{w,\delta} \quad (26)$$

$$\tau_t^w = \tau_{t-1}^w + \varepsilon_t^{w,\tau} \quad (27)$$

Уравнения измерения (“*measurement equations*”) для перечисленных переменных формулируются следующим образом:

$$y_t = \tau_t^y + \delta_t^y \quad (28)$$

$$\pi_t = \tau_t^\pi + \delta_t^\pi \quad (29)$$

$$w_t = \tau_t^w + \delta_t^w \quad (30)$$

$$u_t = \tau_t^u + \delta_t^u \quad (31)$$

Таким образом, каждое наблюдение по используемым показателям представляется в виде суммы трендовой составляющей и отклонения от нее фактических данных.

Наиболее распространенным способом оценивания параметров моделей ненаблюдаемых компонент является фильтр Калмана, который представляет собой оптимальный рекурсивный алгоритм обработки данных для расчета ненаблюдаемых переменных (переменных состояния).

Фильтр Калмана использует как фактические данные, так и априорную информацию о траектории ненаблюдаемых переменных (уравнения состояния), и на основе минимизации статистической ошибки позволяет получить оценки переменных состояния. По мере обработки фильтром большего количества данных из выборки увеличивается объем используемой информации и меньший вес присваивается наблюдениям с большей дисперсией ошибки.

Для формального описания оценки потенциального выпуска на основе модели ненаблюдаемых компонент с несколькими переменными с помощью фильтра Калмана рассмотрим задачу определения трендовой и циклической составляющих в общем виде.

Как уже было указано в подпункте 1.2.1.4, модель ненаблюдаемых компонент является частным случаем моделей в пространстве состояний (“*state-space models*”). Запишем модель ненаблюдаемых компонент в общем виде, соответствующем представлению модели в пространстве состояний:

$$z_{t+1} = Fz_t + \omega_{t+1} \quad (32)$$

$$y_t = Ax_t + Hz_t + v_t, \quad (33)$$

где z_t – это вектор ненаблюдаемых переменных состояния; y_t – вектор наблюдаемых переменных; x_t – вектор predetermined переменных, которые определяют значение y_t ; ω_t и v_t – векторы случайных ошибок, которые в соответствии с предпосылками модели являются «белым шумом» с нулевым математическим ожиданием и ковариационными матрицами Ω и Φ соответственно; $t = 1, \dots, T$. Также предполагается, что случайные ошибки являются взаимно некоррелированными для всех лагов.

Выражение (32) – это уравнение состояния, (33) – уравнение измерения. Представление модели ненаблюдаемых компонент в виде модели в пространстве состояний позволяет получить рекурсивный алгоритм для определения прогнозных значений переменных состояния в следующем периоде $\hat{z}_{t+1|t}$ на основе текущих и прошлых значений переменных y_t и x_t с помощью метода наименьших квадратов (фильтр Калмана). Для осуществления расчетов необходимо задать начальные условия: значения $\hat{z}_{1|0}$, а также соответствующие им средние квадратичные ошибки (MSE), обозначаемые как $P_{1|0}$. Начальное приближение $\hat{z}_{1|0}$ и $P_{1|0}$ обычно представляет собой безусловное математическое ожидание и дисперсию z_1 . Тогда далее прогноз значений

$\hat{z}_{t+1|t}$ и соответствующих средних квадратичных ошибок прогноза будет производиться итеративно:

$$\hat{z}_{t+1|t} = F\hat{z}_{t|t-1} + FP_{t|t-1}H(H'P_{t|t-1}H + \Phi)^{-1}(y_t - Ax_t - H\hat{z}_{t|t-1}) \quad (34)$$

$$P_{t+1|t} = F\left(P_{t|t-1} - P_{t|t-1}H(H'P_{t|t-1}H + \Phi)^{-1}H'P_{t|t-1}\right)F' + \Omega \quad (35)$$

В уравнении (34) второе слагаемое в правой части представляет собой оценку шока ω_{t+1} на основе информации, доступной по период t включительно. Стоит отметить, что она обратно зависит от ошибки прогноза для предыдущего периода.

Описанная процедура представляет собой односторонний фильтр Калмана. Для оценки потенциального выпуска (как и во всех случаях, когда ненаблюдаемые компоненты имеют содержательную интерпретацию) применяется сглаживание по Калману (двусторонний фильтр Калмана). Для этого значения $\hat{z}_{t+1|t}$ и $P_{t+1|t}$, полученные на основе уравнений (34) и (35) используются для построения $\hat{z}_{t|T}$, таким образом, для инференции относительно значений z_t задействуются все наблюдения в выборке, а не только те значения, которые предшествовали моменту прогноза.

Оценка параметров модели ненаблюдаемых компонент может производиться либо с помощью байесовских методов, либо на основе метода максимального правдоподобия.

Как было отмечено выше, при применении фильтра Калмана также осуществляется оценка квадратичных ошибок прогноза, которые позволяют строить доверительные интервалы для расчетных значений потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Дополнительным преимуществом применения многомерного фильтра Калмана является возможность декомпозиции оцененного значения ненаблюдаемой компоненты z_t в зависимости от вклада в ее уровень наблюдаемых переменных x_t и y_t . Следовательно, можно определить вклад каждой новой переменной в модели ненаблюдаемых компонент в формирование значения z_t [18].

Таким образом, модель ненаблюдаемых компонент, включающая несколько переменных, представляет собой достаточно гибкий алгоритм, позволяющий получить оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска. Однако следует помнить, что метод является чувствительным к выбору начальных условий. Кроме того, успешность

применения данного подхода в значительной мере зависит от правильности спецификации уравнений, входящих в модель.

Действительно, модель ненаблюдаемых компонент содержит уравнения, которые либо задают определенные статистические свойства ряда (например, уравнение (19), в соответствии с которым разрыв выпуска представляет собой процесс авторегрессии второго порядка), либо устанавливают соотношения между переменными, однако эти взаимосвязи не имеют строгого обоснования. Поэтому в настоящее время оценка потенциального выпуска часто производится на основе DSGE-моделей, имеющих явное микроэкономическое обоснование.

1.2.3 Структурные подходы

Среди существующих процедур оценки потенциального выпуска можно выделить группу так называемых «структурных» подходов. Традиционно к ним относят подходы, связанные с использованием производственной функции для моделирования вклада различных факторов производства в формирование потенциального выпуска. Однако оценка разрыва выпуска, полученная на основе данного подхода, не позволяет определить, что привело к его формированию – шоки совокупного спроса или краткосрочного совокупного предложения. Следовательно, при применении подобных процедур для разработки мер экономической политики требуется проведение дополнительного анализа. Несмотря на это в научной литературе данные подходы относят к «структурным», имея в виду, что производится моделирование структуры совокупного предложения. Кроме того, часто для определения «естественного» уровня использования факторов производства применяются различные способы фильтрации и сглаживания данных (в связи с чем, например, возникает проблема конечной точки, рассмотренная выше), поэтому отнесение метода, основанного на применении производственных функций, к группе «структурных» имеет достаточно условный характер.

В настоящее время для расчета величины потенциального выпуска часто применяются DSGE-модели, позволяющие дать содержательную интерпретацию оценки разрыва выпуска и определить вклад различных факторов в его уровень. В то же время данный подход является наиболее трудоемким с точки зрения грамотного определения предпосылок и параметров DSGE-модели для конкретной экономики. Кроме того, в некоторых работах авторы приходят к выводу о наличии высокой корреляции между оценками потенциального выпуска, полученными с помощью

DSGE-моделей и других подходов. Поэтому небольшое расхождение результатов позволяет сделать выбор в пользу более простых методов.

1.2.3.1 Использование производственных функций для оценки разрыва выпуска

Одним из наиболее распространенных и разработанных способов оценки потенциального выпуска является подход, основанный на моделировании производственной функции. Многие международные организации и центральные банки при расчете разрыва выпуска предпочитают использовать модели, основанные на экономической теории и напрямую связывающие уровень потенциального выпуска с нормальным уровнем загрузки факторов производства. Кроме того, производственные функции используются в качестве основного инструмента оценки потенциального выпуска многими центральными банками (см. раздел 0).

Рассмотрим основные этапы оценки потенциального выпуска, осуществляемой с помощью производственной функции.

Одним из наиболее важных вопросов является определение вида производственной функции. Производственная функция устанавливает зависимость потенциального выпуска от уровня развития технологии и факторов производства (как правило, труда и капитала). Обычно для моделирования совокупного выпуска используется производственная функция Кобба-Дугласа, несколько реже – функция CES с постоянной эластичностью замены факторов производства.

В качестве примера рассмотрим производственную функцию Кобба-Дугласа с постоянной отдачей от масштаба следующего вида:

$$Y = (U_L L E_L)^\alpha (U_K K E_K)^{1-\alpha} = TFP \cdot L^\alpha K^{1-\alpha}, \quad (36)$$

где Y – уровень выпуска, L – количество труда, K – количество капитала, U_L , U_K – коэффициенты, характеризующие наличие избыточных мощностей, E_L , E_K – уровень эффективности, $TFP = (E_L^\alpha E_K^{1-\alpha})(U_L^\alpha U_K^{1-\alpha})$ – совокупная производительность факторов производства.

Для того чтобы оценить потенциальный выпуск на основе модели (36), необходимо определить величину нормального уровня загрузки факторов производства. Для этого иногда применяются одномерные статистические процедуры, на основе которых производится оценка трендовой составляющей в данных об уровне занятости и оценке совокупной факторной производительности.

Нормальный уровень загрузки капитала (\bar{K}) обычно полагается равным фактическому запасу капитала. Расчет запаса капитала осуществляется на основе уравнения накопления капитала:

$$K_t = I_t + (1 - \delta_t)K_{t-1}, \quad (37)$$

где I_t – валовые инвестиции, δ_t – норма амортизации в период t .

Существует несколько модификаций базового подхода, основанных на расширении понятия капитала (за счет включения в производственную функцию не только физического, но и человеческого капитала) или на выделении особых компонент физического капитала (например, стоимости жилого фонда). Учет жилого фонда в производственной функции может оказаться важным для определения потенциального выпуска в странах, в которых наблюдается перегрев или спад на рынке жилья.

Следует отметить, что данные о запасе капитала, как правило, фиксируются не чаще, чем один раз в год. В то же время для принятия решений в области экономической политики нужна информация о разрыве выпуска, получаемая, по крайней мере, на ежеквартальной основе. Поэтому ежеквартальные данные о запасе капитала представляют собой результат расчетов, основанных на ежегодных данных.

Для оценки естественного уровня занятости, как правило, используется следующее уравнение:

$$\bar{L} = \overline{POPWT} \cdot \overline{PR} \cdot (1 - \overline{NAWRU}) \cdot \bar{H}, \quad (38)$$

где $POPWT$ – численность населения в трудоспособном возрасте; PR – доля рабочей силы в численности населения в трудоспособном возрасте (“*participation ratio*”); $NAWRU$ – уровень безработицы, не ускоряющий рост номинальной заработной платы; H – количество отработанных часов; символ $\bar{}$ над переменной означает трендовую составляющую данного показателя.

Для расчета показателей \overline{POPWT} , \overline{PR} и \bar{H} к фактическим данным обычно применяется тот или иной способ фильтрации.

Определение уровня безработицы, не ускоряющего темп прироста номинальной заработной платы, может производиться на основе одного из следующих способов (подробнее см. [24]). Во-первых, для оценки $NAWRU$ можно использовать структурные

эконометрические модели. Во-вторых – одномерные статистические процедуры (например, фильтр Ходрика-Прескотта или Бакстера-Кинга). Третий подход является «полуструктурным» и предполагает применение многомерных статистических процедур, использующих кривую Филлипса.

Оценки потенциального выпуска на основе производственных функций подвергаются критике по разным причинам. Прежде всего, часто подчеркивается невысокое качество данных о запасе капитала в экономике [4,7]. Кроме того, все недостатки, характерные для одномерного фильтра Ходрика-Прескотта, автоматически присущи и методу, основанному на использовании производственных функций, так как данный фильтр часто применяется для оценки всех трендовых составляющих, входящих в производственную функцию. Также особого внимания заслуживает вопрос о выборе спецификации производственной функции, мониторинге изменений, происходящих в производственной сфере экономики, и их учете в модели.

В то же время определение разрыва выпуска на основе производственных функций базируется на экономической теории, что обеспечивает ему существенное преимущество перед другими, достаточно механистическими, методами. В связи с этим, несмотря на критику, данный подход широко применяется различными международными организациями и центральными банками.

1.2.3.2 Оценка потенциального выпуска и разрыва выпуска в рамках DSGE-моделей

В последнее время все более распространенными становятся методы оценки потенциального выпуска, основанные на использовании неокейнсианских динамических стохастических моделей общего экономического равновесия (DSGE-моделей). Данные модели позволяют более реалистично описывать структуру экономики и взаимосвязи между основными макроэкономическими показателями. Кроме того, в рамках DSGE-моделей становится возможной оценка потенциального выпуска на основе различных подходов к его определению.

Можно выделить три основных определения потенциального выпуска, применяемых в рамках DSGE-моделей [25]:

- потенциальный выпуск как трендовая компонента в фактических данных об уровне выпуска (“*trend level of output*”);
- потенциальный выпуск как эффективный уровень выпуска (“*efficient level of output*”);

- потенциальный выпуск как естественный уровень выпуска (“*natural level of output*”).

Потенциальный выпуск, понимаемый как трендовая компонента, в рамках DSGE-моделей представляет собой последовательность постоянных (нестационарных) стохастических технологических шоков, соответствующая стохастической траектории сбалансированного роста модели. Разрыв выпуска, рассчитанный на основе потенциального выпуска, определяемого как тренд, является циклической составляющей и наиболее близок по содержательному смыслу к тому определению, которое явно или неявно заложено в других процедурах оценки потенциального выпуска.

Потенциальный выпуск как трендовая составляющая характеризует экономику в долгосрочном периоде, так как определяется только постоянными технологическими шоками. Как правило, результаты расчета потенциального выпуска на основе первого определения достаточно близки к оценкам, получаемым при применении стандартных (статистических процедур), например, фильтра Ходрика-Прескотта [25].

Второе и третье определения основаны на понимании потенциального выпуска как уровня производства в экономике, характеризующейся полной гибкостью номинальных показателей. Более жестким является понятие эффективного потенциального выпуска, который в рамках DSGE-моделей оценивается как уровень выпуска, который наблюдался бы в условиях совершенной конкуренции на рынках товаров и услуг и факторов производства (рынке труда). Таким образом, эффективный выпуск рассчитывается в условиях полной гибкости номинальных показателей и нулевых надбавок к ценам в устойчивом состоянии. Тогда разрыв выпуска, соответствующий данному определению потенциального выпуска, учитывает влияние несовершенной конкуренции и жесткости номинальных показателей. Именно это определение, как правило, используется в качестве операционного при оценке потенциального уровня выпуска. Однако оно представляет, скорее, теоретический интерес, так как предполагает расчет уровня выпуска в некой «идеальной» экономике, функционирующей в условиях совершенной конкуренции на всех рынках.

В соответствии с третьим определением потенциальный выпуск понимается как естественный уровень выпуска, наблюдающийся в экономике с совершенно гибкими номинальными показателями. При этом рынки могут не быть совершенно конкурентными (а значит, и надбавки к ценам и шоки этих надбавок в устойчивом состоянии могут отличаться от нуля).

Таким образом, потенциальный выпуск, рассчитанный в соответствии с последними двумя определениями, учитывает не только постоянные, но и временные шоки. Следовательно, эффективный и естественный уровни выпуска частично улавливают краткосрочные колебания выпуска, соответствующие различным фазам бизнес-цикла и временным отклонениям экономики от траектории сбалансированного роста.

Концепции эффективного и естественного уровня выпуска, разработанные в рамках DSGE-моделей, напрямую связаны с процессом принятия решений в области монетарной политики (например, см. [26]). В частности, при некоторых упрощающих предпосылках отклонение фактического выпуска от естественного уровня пропорционально реальным предельным издержкам, представляющим собой один из ключевых факторов инфляции в неокейнсианской кривой Филлипса. Следовательно, в рамках DSGE-моделей естественный уровень выпуска является одним из важных факторов уровня инфляции в DSGE-моделях. Эффективный уровень выпуска может отличаться от естественного на постоянную величину, и тогда цель по стабилизации инфляции, предполагающая подстройку уровня выпуска в соответствии с изменением естественного уровня, согласуется с максимизацией функции общественного благосостояния центральным банком, производимой с учетом эффективного (а не естественного) уровня выпуска. Однако при наличии экзогенных шоков, влияющих на уровень наценки, присутствующей в условиях несовершенной конкуренции, эффективный и естественный уровни выпуска не будут пропорциональны, и тогда возникнет необходимость осуществлять компромиссный выбор между целями по стабилизации инфляции и максимизации общественного благосостояния⁷.

Одно из преимуществ использования DSGE-моделей для определения разрыва выпуска состоит в том, что полученные оценки имеют теоретическое обоснование. Кроме того, в рамках DSGE-моделей возможна оценка вклада различных факторов в формирование разрыва выпуска. К числу недостатков применения DSGE-моделей для оценки потенциального выпуска относят возможность неправильной спецификации взаимосвязей между макроэкономическими показателями в модели и, как следствие, несоответствие между моделью и структурой и функционированием реальной экономики. Кроме того, подход к определению потенциального выпуска как

⁷ Подробнее см., например, [25].

эффективного уровня выпуска является достаточно абстрактным и поэтому редко используется в практической деятельности международных и национальных организаций, занимающихся оценкой потенциального выпуска для решения прикладных задач в области экономической политики.

1.2.3.3 Модели SVAR

Модели структурной векторной авторегрессии, используемые в целях расчета потенциального выпуска, основаны на оценке взаимосвязей между темпом роста реального ВВП и другими макроэкономическими переменными, применяемых впоследствии для идентификации постоянных и временных шоков, которым подвергалась экономика. Как правило, подобные расчеты основываются на подходе, предложенном в работе [27] и ставшем стандартным для исследований в различных областях.

Процесс оценки потенциального выпуска в рамках структурных векторных авторегрессий состоит из трех основных этапов. Во-первых, производится оценка модели векторной авторегрессии в приведенной форме: $A(L)x_t = u_t$, где $A(L)$ – лаговый оператор; x_t – вектор переменных, используемых для определения разрыва выпуска; u_t – вектор независимых одинаково распределенных случайных величин с нулевым математическим ожиданием и ковариационной матрицей $E(u_t u_t') = \Omega$. В качестве примера рассмотрим ситуацию, когда вектор x_t включает две стационарные переменные – темп прироста реального ВВП (g_t) и темп инфляции (π_t).

Используя теорему Вольда, можно записать следующее выражение для вектора x_t :

$$x_t = C(L)u_t, \quad (39)$$

где $C(L)$ – лаговый оператор.

Предполагается, что случайные ошибки u_t представляют собой линейную комбинацию структурных шоков, обозначаемых как ε_t : $u_t = S\varepsilon_t$ (предполагается, что структурные шоки не коррелированы между собой в один и тот же период времени). Тогда, обозначив $D(L) = C(L) \cdot S$, можно записать:

$$x_t = D(L)\varepsilon_t, \quad (40)$$

где $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^S, \varepsilon_t^D)'$ – вектор структурных шоков, которые интерпретируются как шоки совокупного предложения (ε_t^S) и совокупного спроса (ε_t^D). Тогда темпы прироста совокупного выпуска можно представить в следующем виде:

$$g_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{1j} \varepsilon_t^S + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{2j} \varepsilon_t^D, \quad (41)$$

где β_{1j} и β_{2j} – коэффициенты лагового оператора.

Для идентификации структурных шоков необходимо сформулировать дополнительные ограничения. При оценке потенциального выпуска используется ограничение, в соответствии с которым шоки совокупного спроса не влияют на выпуск в долгосрочном периоде, а шоки совокупного предложения, наоборот, влияют. Тогда в уравнении (41) вводится следующее ограничение:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{2j} = 0 \quad (42)$$

Потенциальный выпуск рассчитывается как сумма накопленных шоков совокупного предложения ($\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{1j} \varepsilon_t^S$), а разрыв выпуска – как доля прироста совокупного выпуска в период t , объясняемая шоком совокупного спроса [28].

Подход к оценке потенциального выпуска и разрыва выпуска, предполагающий оценку модели SVAR, так же, как и другие структурные методы, позволяет давать содержательную интерпретацию полученным результатам. Кроме того, стоит отметить, что данный подход предполагает эконометрическую оценку модели и не требует произвольного выбора значений тех или иных параметров. Однако применение эконометрических методов связано с некоторыми ограничениями, наиболее существенным из которых является необходимость использования достаточно большого количества наблюдений. Также существует риск того, что расчетные значения потенциального выпуска, полученные в рамках данного подхода, будут очень близки к фактическим данным о ВВП в том случае, если корреляция между ВВП и другими переменными в модели будет достаточно слабой [29].

1.3 Выводы

В данной главе был произведен обзор базовых подходов к оценке потенциального выпуска и разрыва выпуска. На основе анализа предпосылок, заложенных в различных подходах определения разрыва выпуска, существующие методики были разделены на три основные группы.

В первую группу вошли подходы, представляющие собой одномерные статистические процедуры. Для расчета разрыва выпуска используется единственный показатель – данные о совокупном выпуске. Данные методики основаны исключительно на предпосылках о статистических свойствах временных рядов и представляют собой различные способы фильтрации и сглаживания. Наиболее известной и распространенной одномерной статистической процедурой является одномерный фильтр Ходрика-Прескотта. Кроме этого, иногда применяются полосовой фильтр Бакстера-Кинга, декомпозиция Бевеиджа-Нельсона, фильтр Калмана и др.

Одномерные статистические процедуры относительно просты в применении и не предполагают формулирования содержательных экономических предпосылок для определения разрыва выпуска. Также, если оценки потенциального выпуска, полученные на основе одномерных процедур и других методик, являются достаточно близкими, то, возможно, более простые в техническом плане методы фильтрации и сглаживания являются более предпочтительными.

В то же время отсутствие связи получаемых оценок с экономической теорией чаще относят к недостаткам одномерных статистических процедур, так как они не позволяют разграничить шоки совокупного спроса и совокупного предложения.

К недостаткам одномерных статистических процедур также можно отнести проблему смещения оценок в последних точках выборки (проблема «конечной точки»). Одним из последствий данной проблемы является значительное изменение оценок потенциального выпуска в последних точках выборки при поступлении новых данных. Кроме того, для реализации большинства методов фильтрации и сглаживания исследователю необходимо самостоятельно определять значения некоторых параметров, для выбора которых нет универсальных рекомендаций.

Проблема отсутствия содержательной интерпретации оценок разрыва выпуска, полученных на основе одномерных статистических процедур, частично решается при применении их многомерных вариантов (многомерного фильтра Ходрика-Прескотта, модели ненаблюдаемых компонент и фильтра Калмана и пр.). В многомерных статистических процедурах используются предпосылки не только о статистических

свойствах исходных и расчетных временных рядов, но и о взаимосвязи потенциального и фактического уровней выпуска с другими макроэкономическими показателями (поэтому методики, входящие в рассматриваемую группу подходов, иногда называют полуструктурными). Данные взаимосвязи основываются на теоретических концепциях и выявленных эмпирических закономерностях (кривой Филлипса, законе Оукена и т.д.) и позволяют построить оценки разрыва выпуска, учитывающие их.

Кроме того, использование нескольких переменных для оценки разрыва выпуска с применением многомерных фильтров позволяет снизить остроту проблемы смещения оценок потенциального выпуска в последних точках выборки.

Наиболее обоснованными с точки зрения экономической теории являются так называемые структурные подходы, к которым обычно относят методы, основанные на применении производственной функции, расчеты потенциального выпуска в рамках DSGE-моделей и иногда – модели структурных векторных авторегрессий.

Модели DSGE представляют собой модели общего экономического равновесия и позволяют строить оценки потенциального выпуска, основанные на различных подходах к определению данного понятия. Полученные оценки имеют наиболее тесную связь с экономической теорией. Однако процедура определения разрыва выпуска является технически сложной, а результаты в существенной степени зависят от предпосылок, используемых для построения модели. Кроме того, некоторые определения, используемые для расчета потенциального выпуска в рамках DSGE-моделей, являются достаточно абстрактными и предполагают учет не только производственных возможностей экономики, но и степени конкурентности рынков благ и рынков факторов производства.

Оценка потенциального выпуска на основе производственной функции базируется на теоретических представлениях о факторах, влияющих на уровень выпуска в долгосрочном периоде, и характере этого воздействия. Несмотря на широкое применение данного подхода различными международными организациями и центральными банками, он также не лишен недостатков. Наиболее сложным является процесс определения «естественного» объема использования различных факторов производства. Например, информация о запасе капитала в экономике обычно является неточной, а данные о «нормальном» уровне занятости трудовых ресурсов, как правило, представляют собой результат применения одномерных процедур фильтрации или сглаживания, которым также присуща проблема смещения оценок в последних точках

выборки. Кроме того, важным является вопрос о выборе типа производственной функции и определении значений ее параметров.

Для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска применяют также структурные модели векторной авторегрессии. Данный подход имеет ряд ограничений, основным из которых является требование к наличию большого количества наблюдений для оценки модели, включающей полный набор факторов. Кроме того, часто отмечается, что оценки потенциального выпуска, полученные на основе данной методологии, существенно отличаются от результатов применения других подходов. В связи с этим высказываются сомнения в адекватности использования структурных моделей векторной авторегрессии для расчета потенциального выпуска.

В данном разделе было приведено описание существующих подходов общих чертах. В то же время при реализации на практике, как правило, производится модификация методов, направленная на их приспособление к решению специфических проблем, возникающих перед исследователем или организацией при анализе потенциального выпуска и разрыва выпуска для конкретных стран и их групп. В связи с этим в следующем разделе производится характеристика методов, применяемых различными международными организациями, центральными банками и отдельными исследователями для оценки потенциального выпуска в различных странах.

2 Описание используемых данных

Данный раздел посвящен описанию использованных данных. Основной переменной, которая будет использована во всех расчётах, является ВВП. Квартальные данные реального ВВП России в ценах 2008 года взяты с официального сайта Росстата. Имеющийся в наличии ряд начинается с 1 квартала 1995 года и заканчивается 1 кварталом 2015 года. Однако мы будем использовать в основном данные лишь по части имеющегося периода (с 1999 года), так как экономика претерпела значительные структурные изменения в предшествующий период. График ВВП можно наблюдать на рисунке 2. Из графика видно, что динамика российского ВВП имеет характерную сезонную компоненту. Росстат публикует также ряд выпуска с сезонной корректировкой, однако он рассчитан на более коротком временном интервале, поэтому его использование не столь удобно.

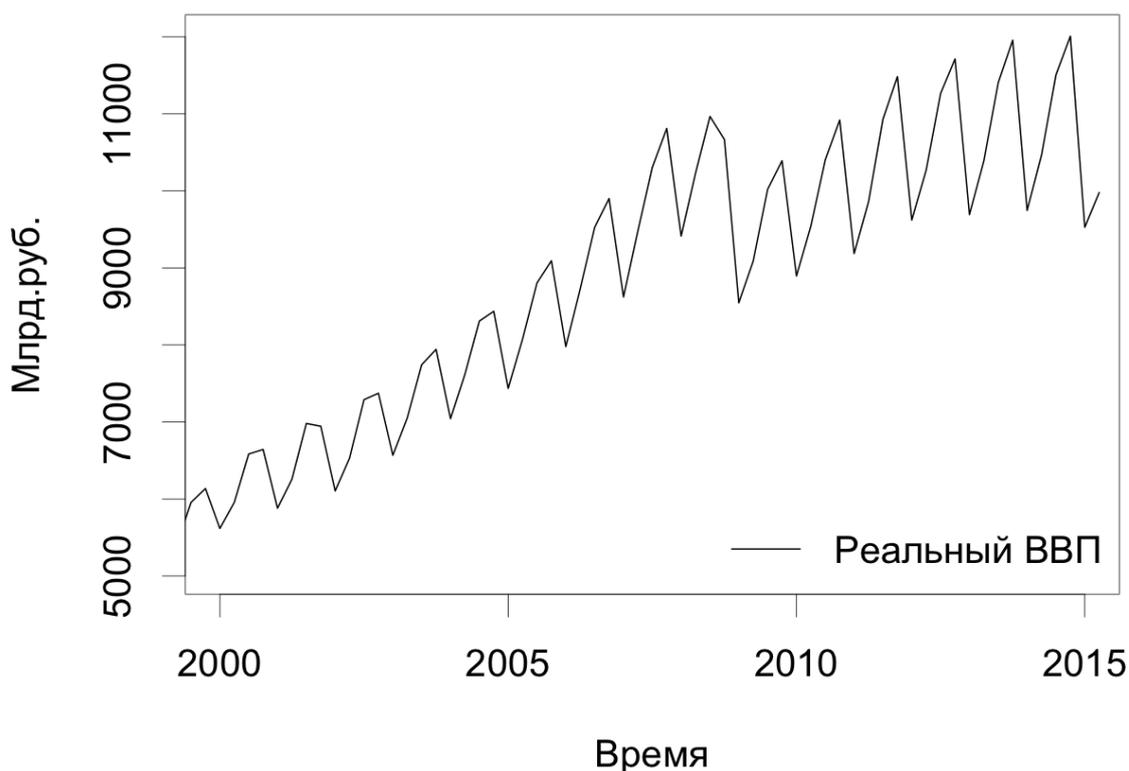


Рисунок 2 – Реальный ВВП России

Источник: Росстат.

Помимо выпуска, в работе также будет использоваться ряд инфляции. Из рисунка 3 видно, что данный ряд также имеет ярко выраженную сезонную составляющую. Данные по инфляции также взяты с официального сайта Росстата.

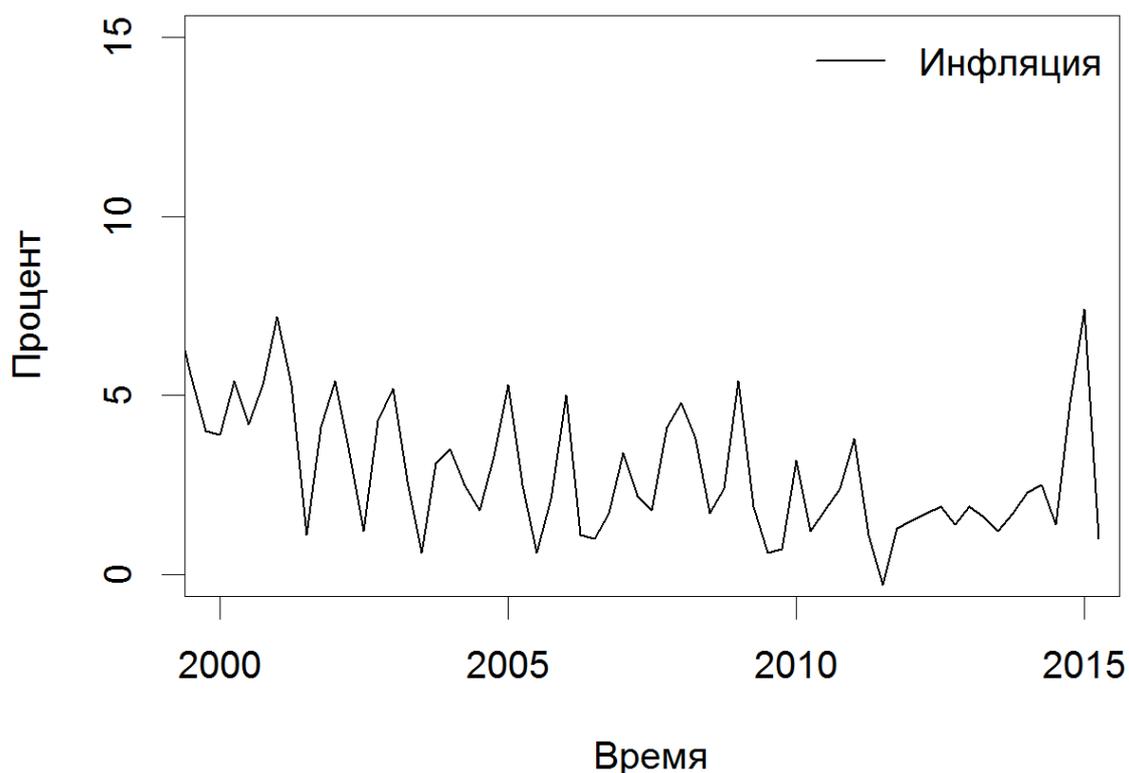


Рисунок 3 – Инфляция

Источник: Росстат.

В таблице представлены описательные статистики для используемых переменных.

Таблица 1 – Описательные статистики для используемых переменных

Название	Наблюдения	Среднее	Дисперсия	Минимум	Максимум
ВВП	82	8156.45	2130.6	5041.72	12007.5
Безработица	82	8.13	2.18	4.9	13.9
Инфляция	82	4.92	7.49	-0.3	43.8

Источник: Росстат.

3 Оценка разрыва выпуска

Текущий раздел посвящен непосредственно оценке разрыва выпуска в российской экономике. Для достижения этой цели будут использованы различные методы, такие как одномерный фильтр Ходрика-Прескотта, многомерный фильтр Ходрика-Прескотта, а также ряд других процедур. В результате на основании полученных оценок будут сформулированы рекомендации по корректировке денежно-кредитной и фискальной политики.

3.1 Оценка разрыва выпуска с помощью одномерного фильтра Ходрика-Прескотта.

Базовым методом для определения разрыва выпуска является фильтр Ходрика-Прескотта. Он позволяет выделить долгосрочный тренд, а также циклическую составляющую, которая и трактуется как разрыв выпуска. Для нахождения долгосрочного тренда минимизируется следующий функционал

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 \quad (43)$$

где y_t – фактический выпуск, τ_t^y – потенциальный выпуск, параметр λ определяет степень гладкости ряда, полученного в результате реализации данной статистической процедуры, T – размер выборки. Для квартальных данных в литературе принято использовать показатель $\lambda = 1600$, однако данное правило не является прописной истиной и допускается варьировать этот параметр.

Несмотря на то, что в нашем распоряжении есть ряды, начинающиеся с 1995 года, мы в своих оценках будем рассматривать ряды только с 2000 года, так как предполагаем, что перед кризисом 1998 года в российской экономике произошёл структурный сдвиг. Нам же интересно выделить разрыв выпуска в российской экономике после завершения этого процесса структурного сдвига.

Как мы отмечали ранее, ряд выпуска имеет ярко выраженную сезонную составляющую. В связи с этим разумным шагом является проведение сезонного сглаживания ряда. Одной из наиболее продвинутых методик в данной области является методика сглаживания Х-13.

Теоретические модели экономического роста предполагают некоторый стационарный уровень роста выпуска. Таким образом, выпуск растет экспоненциально. Для выделения же тренда, близкого к линейному, следует прологарифмировать ряд ВВП. В таком случае разница между фактическим рядом и его трендом будет представлять собой не что иное, как разрыв выпуска, выраженный в процентах.

На рисунке 4 представлены графики логарифма выпуска и его очищенный от сезонной компоненты аналог. В дальнейшем мы будем работать с очищенным рядом, поэтому будем именовать его просто выпуском.

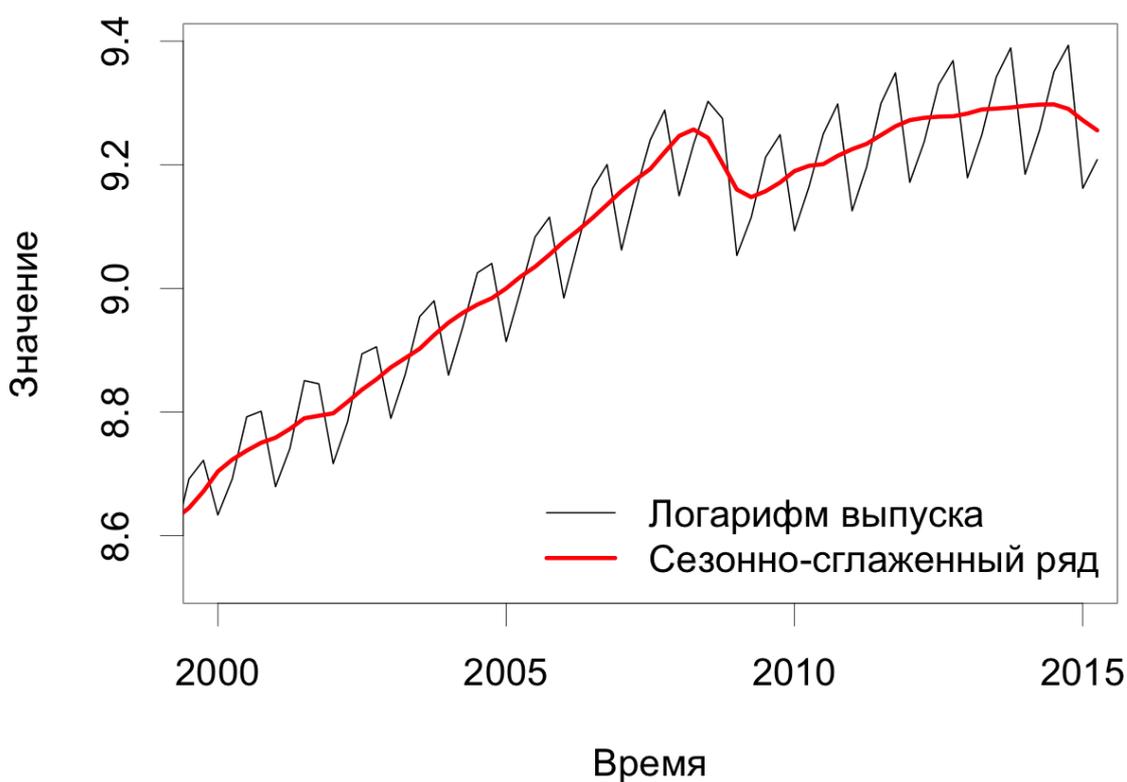


Рисунок 4 – Сезонно-сглаженный ВВП

Источник: Расчеты авторов.

Как мы видели ранее, ряд инфляции также следует очистить от сезонных компонент. Результат приведён на рисунке 5. Заметим, что динамика инфляции включает в себе не столь явный шок в момент мирового финансового кризиса 2008 года, однако демонстрирует значительные подъём в кризисную фазу 2014-2015 годов.



Рисунок 5 – Сезонно-сглаженный ряд инфляции

Источник: Расчеты авторов.

Следует заметить, что по определению фильтр Ходрика-Прескотта разделяет ряд на трендовую и циклическую составляющие. Мы трактуем тренд как потенциальный выпуск, а циклическую составляющую – как его разрыв. Поэтому слова тренд и потенциальный выпуск могут полноценно заменять друг друга на протяжении всего текста.

Попробуем теперь провести процедуру фильтрации Ходрика-Прескотта на сезонно-очищенном ряде. При этом мы будем использовать принятое в литературе значение параметра сглаживания для квартальных данных $\lambda = 1600$. Результаты

изображены на рисунке 6. Видно, что достаточно высокие темпы восстановительного роста в 2000-е годы сменили умеренным ростом после мирового финансового кризиса 2008-2009 годов.

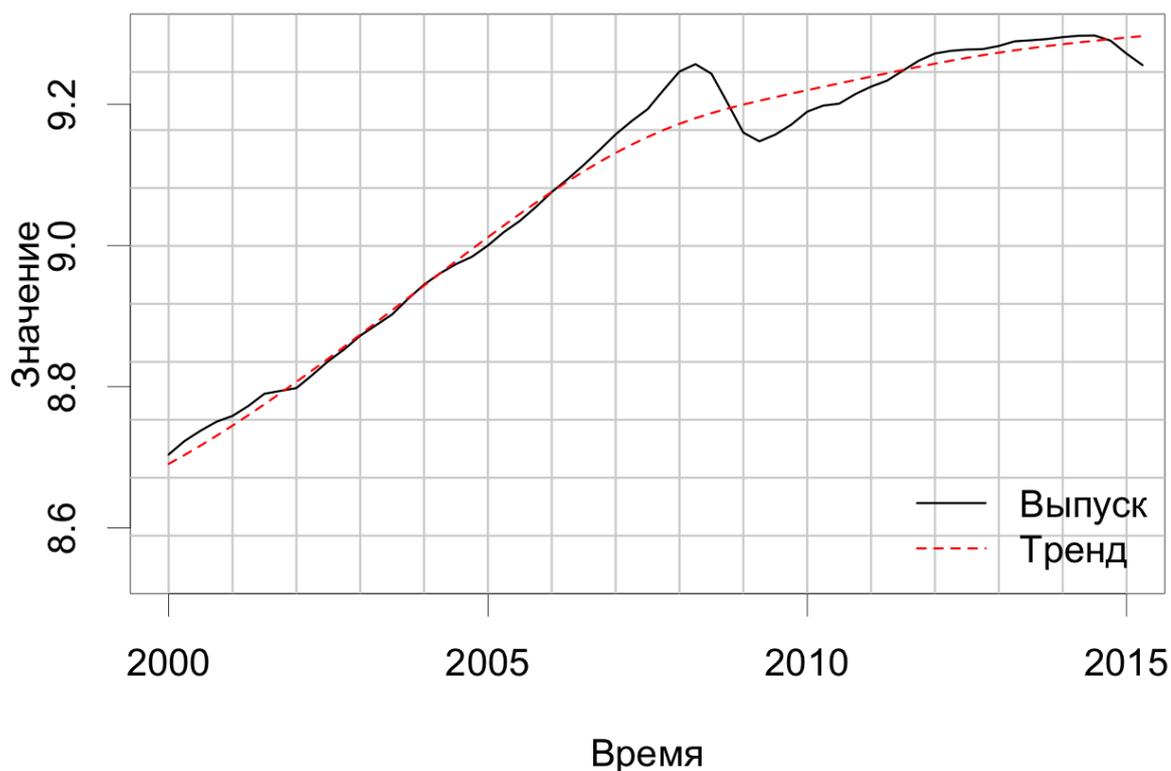


Рисунок 6 – Тренд выпуска, рассчитанный стандартным фильтром Ходрика-Прескотта
Источник: Расчеты авторов.

График разрыва выпуска, соответствующий посчитанному тренду, изображен на рисунке 7. На графике мы можем наблюдать вполне ожидаемую картину: положительный разрыв выпуска более 7% соответствует значительному перегреву экономики непосредственно перед мировым финансовым кризисом 2008-2009 год, который затем сменяется отрицательным разрывом выпуска более 5% в посткризисный период. После некоторого восстановления к 2012 году можно наблюдать отрицательную динамику в 2014 году: разрыв выпуска стал отрицательным и достиг значения -4%.

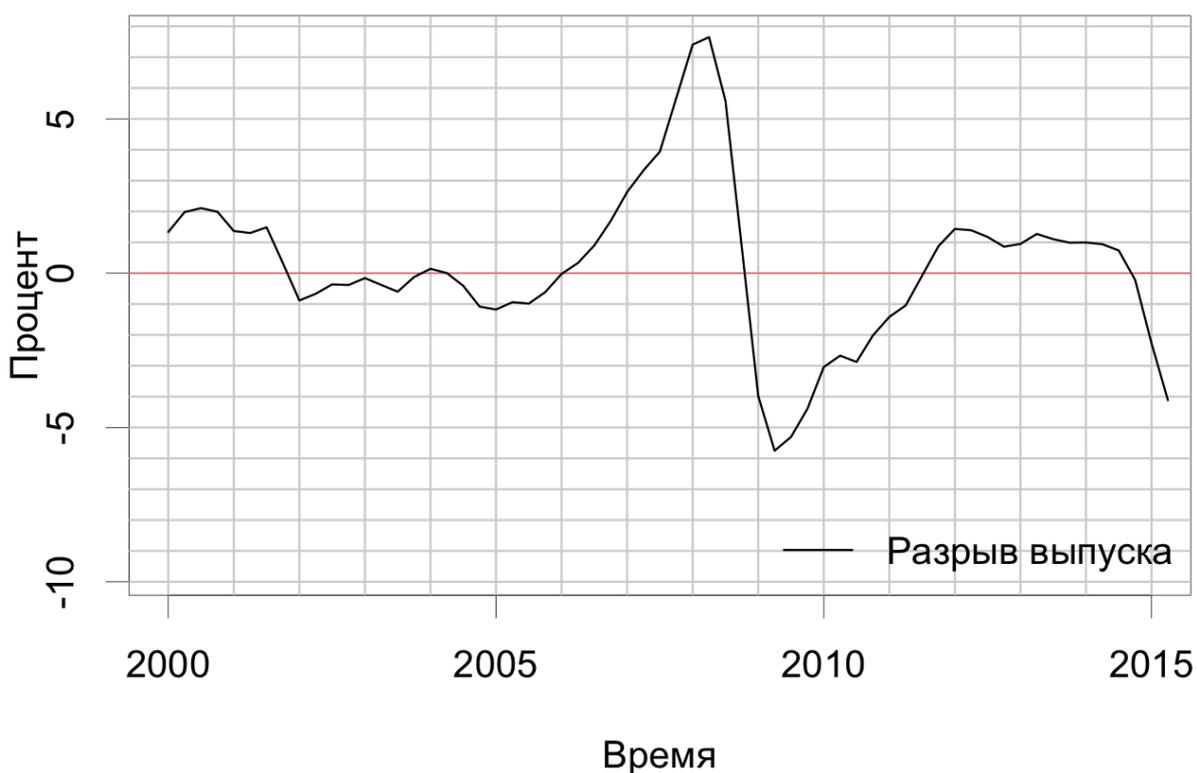


Рисунок 7 – Разрыв выпуска, рассчитанный стандартным фильтром Ходрика-Прескотта
 Источник: Расчеты авторов.

Использованное значение параметра гладкости при выделении тренда не является абсолютной истиной, поэтому попробуем протестировать поведение тренда и соответствующего ему разрыва выпуска при изменении данного параметра. На рисунке 8 дополнительно представлены варианты выделения тренда при параметре сглаживания равном 160 и 16000. Видно, что при более низком значении параметра сглаживания (в данном случае 160 на квартальных данных), тренд меняется достаточно резко, что кажется неправдоподобным. Так, во время мирового финансового кризиса 2008–2009 годов тренд резко меняет наклон до нулевого и даже отрицательного, однако после 2010 года снова становится положительным. При высоком же значении параметра, равном 16000, потенциальный выпуск

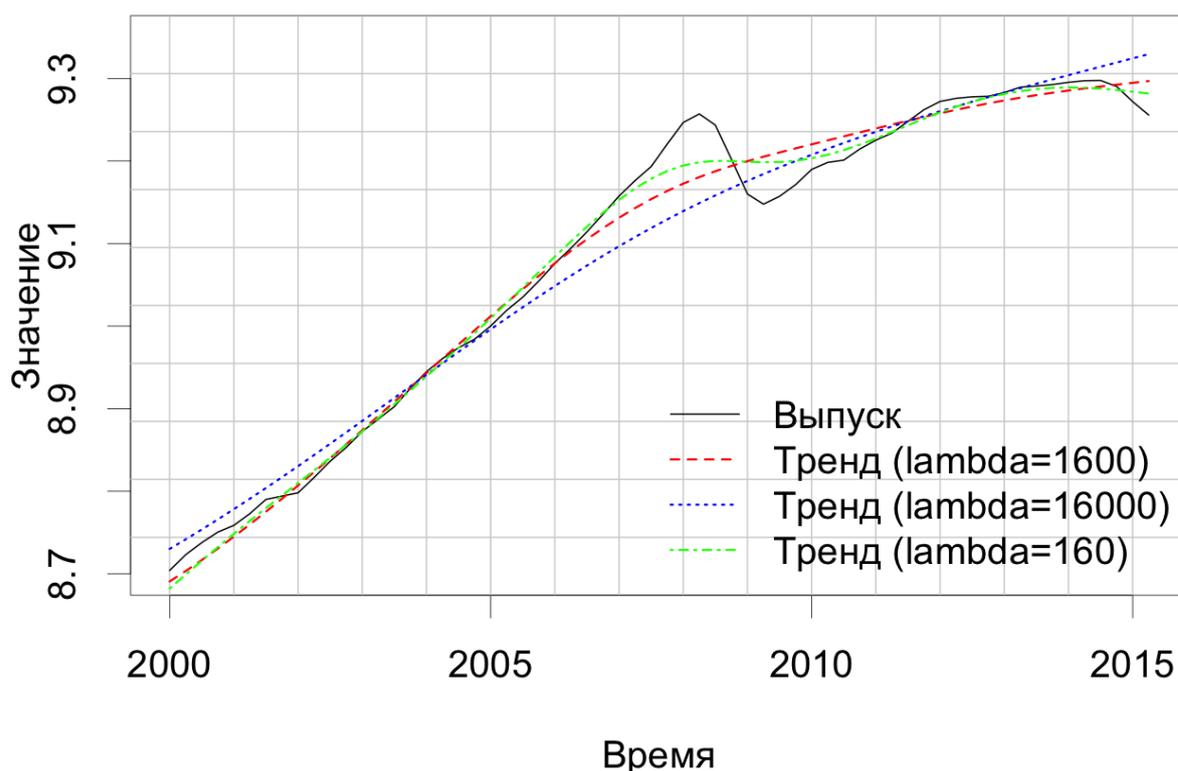


Рисунок 8 – Тренд выпуска, рассчитанные при различных параметрах сглаживания фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Посмотрим теперь непосредственно на графики разрыва выпуска при разных значениях λ , представленные на рисунке 9. Как и ожидалось, высокое значение параметра дает нам сильные колебания амплитуды разрыва выпуска. Так, перед кризисом 2008 года согласно графику выпуск был выше потенциального примерно на 11%. Столь большое число выглядит не совсем реалистично. Также важное отличие разрыва выпуска при большом значении параметра сглаживания состоит в отрицательном разрыве выпуска вплоть до 2004 года и переходе разрыва выпуска в отрицательную область уже в 2013 году. При маленьком же значении параметра сглаживания разрыв выпуска демонстрирует наоборот чуть меньшие по амплитуде значения на пиках. Таким образом, в дальнейшем кажется разумным использовать принятый в литературе параметр $\lambda = 1600$.

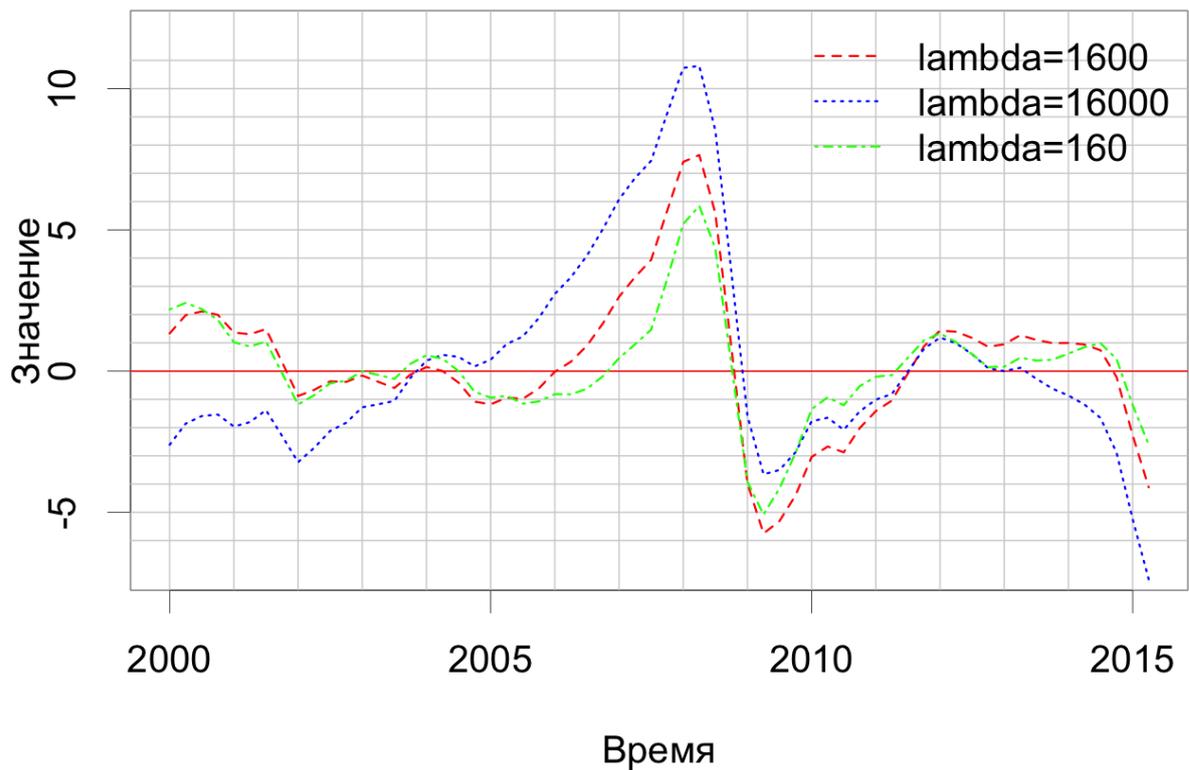


Рисунок 9 – Разрыв выпуска при различных параметрах сглаживания

Источник: Расчеты авторов.

Помимо вопроса выбора параметра сглаживания в фильтре Ходрика-Прескотта важной его проблемой является смещение точек на концах выборки. Это происходит из-за того, что в минимизируемый функционал невозможно включить будущие (в случае правого края выборки) или прошлые (для левого края) точки, так как они ненаблюдаемы. Возможным решением такой проблемы является введение в функционал дополнительных ограничений на изменение разрыва выпуска в крайних точках либо изменение весов разрыва в этих точках в функционале. Это достигается с помощью добавления к минимизируемому функционалу дополнительных членов:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 + \omega((y_T - \tau_T^y)^2 + (y_{T-1} - \tau_{T-1}^y)^2) \quad (44)$$

Два новых члена меняют веса последней и предпоследней точек в разрыве выпуска, определяемым функционалом выше. Параметр W определяет вес новых членов в функционале. На рисунке 10 помимо самого ряда выпуска и тренда, выделенного стандартным НР фильтром, представлены два варианта тренда с коррекцией на правом конце при различных значениях весового параметра ($W = 2$ и $W = 10$). Видно, что чем сильнее корректирующий вес, тем ближе последние точки тренда к самому ряду выпуска. Однако заметное отклонение тренда происходит не только для последних двух точек, но и примерно для 10 ближайших к ним.

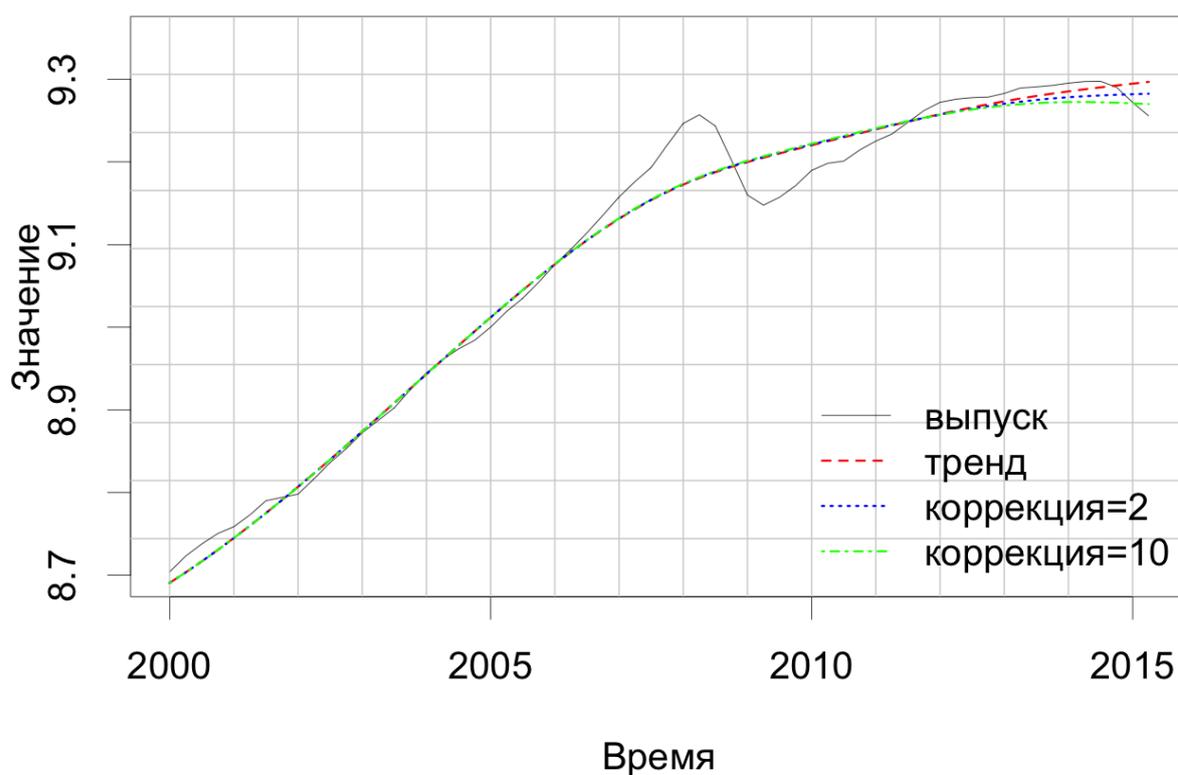


Рисунок 10 – Тренд выпуска с коррекцией на крайних точках

Источник: Расчеты авторов.

Можно посмотреть непосредственно на поведение разрыва выпуска. На рисунке 11 показаны разрывы выпуска в случае применения обычного фильтра Ходрика-Прескотта и двух его вариантов с коррекцией в конце ряда. Видно, что введение новых членов в минимизируемый функционал позволило сделать отрицательный разрыв

выпуска в последних точка не столь сильным, – произошло уменьшение на 1-2% по абсолютной величине. Однако это сказалось и на предшествующих точках вплоть до 10 кварталов, где положительный разрыв выпуска незначительно вырос. На более длинном расстоянии от последнего наблюдения уже не чувствуется влияния данной коррекции и получившиеся разрывы выпуска неотличимы.



Рисунок 11 – Разрыв выпуска с коррекцией на крайних точках

Источник: Расчеты авторов.

Разумеется, мы не знаем наверняка какой из представленных разрывов наиболее точно отражает наблюдаемую в экономике ситуацию, однако такая коррекция может быть осмысленной ввиду очевидной смещённости разрыва выпуска на крайних наблюдениях. Важно понимать, что в крайних точках несколько смещён основной ряд, очищенный от сезонности. Это происходит из-за специфики удаления сезонной компоненты в крайних точках.

Несмотря на различные способы определения разрыва выпуска с помощью одномерного фильтра Ходрика-Прескотта, будь то корректировка крайних точек или

изменение параметра сглаживания, можно выделить его основные характеристики. В период с 2000 года по 2006 год во время восстановительного роста российской экономики наблюдались незначительные по абсолютной величине значения разрыва выпуска. Период с 2006 по 2008 год можно охарактеризовать как усиливавшийся перегрев экономики, что соответствовало нарастающему вплоть до 7-11% разрыву выпуска. Окончание кризиса в 2009 году характеризуется отрицательным разрывом выпуска около 4-6%.

3.2 Оценка разрыва выпуска с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта.

В спецификацию стандартного фильтра Ходрика-Прескотта можно добавлять другие ряды. В таком случае фильтра называется многомерным. Основным таким вариантом является включение уравнения кривой Филлипса. Также интерес может представлять включение связи разрыва выпуска с безработицей и загрузкой производственных мощностей, однако первую использовать не совсем правильно ввиду уменьшения в последние годы численности рабочей силы, касательно второй же связи приходится констатировать отсутствие адекватных длинных квартальных данных по загрузке производственных мощностей в российской статистике.

Ранее в обзоре литературы описаны возможные спецификации уравнений кривой Филлипса, однако они плохо подходят для российских реалий, в которых отсутствуют качественные ряды прогноза инфляции (как из опросов, так и из моделей). В связи с этим в качестве основной спецификации кривой Филлипса было решено использовать вариант, оцененный в работе [30]:

$$\pi_t = c + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+1} + \beta_3 \text{ugap}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (45)$$

где π_t – инфляция, а ugap_t – разрыв выпуска. Здесь в качестве ожидаемых темпов инфляции используются будущие её значения. Уравнение оценивалось автором инструментальными методами с различными наборами инструментов и насчитывает множество спецификаций. Основные оцененные спецификации можно наблюдать в таблицах 2 и 3.

Таблица 2 – Оценки уравнения кривой Филлипса из работы [30]

	1	2	3	4	5	6
Константа	0,28*	0,28*	0,28*	0,28*	0,21	0,16
Инфляция(-1)	0,48***	0,48***	0,48***	0,49***	0,48***	0,51***
Инфляция(+1)	0,29***	0,28***	0,29***	0,28***	0,34***	0,37***
Разрыв выпуска	8,36**	8,31**	8,08**	8,01**	7,84**	6,22*

Источник: работа [66].

Таблица 3 – Оценки уравнения кривой Филлипса из работы [30]

	7	8	9	10	11	12
Константа	0,54**	0,47**	0,56**	0,48**	0,45**	0,33*
Инфляция(-1)	0,2*	0,32***	0,22**	0,32***	0,23**	0,27***
Инфляция(+1)	0,36***	0,29***	0,34***	0,28***	0,43***	0,46***
Разрыв выпуска	17,05**	11,52**	17,3**	12,51**	16,54**	16,77**

Источник: работа [66].

Автор оценивала уравнение на месячных данных. Мы же располагаем квартальными данными, поэтому будем умножать константу и коэффициент при разрыве выпуска на 3 (количество месяцев в квартале).

Многомерный фильтр Ходрика-Прескотта с кривой Филлипса определяется добавлением в минимизируемый функционал дополнительного члена и выглядит следующим образом:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t^y)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1}^y - \tau_t^y) - (\tau_t^y - \tau_{t-1}^y)]^2 + \sum_{t=1}^T \lambda_t^\pi (\varepsilon_t^\pi)^2 \quad (46)$$

Результаты оценок разрыва выпуска с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта с 12 различными спецификациями кривой Филлипса представлены в таблицах 4 и 5. Все модели рассчитаны при значении весового параметра $\lambda^\pi = 20$.

Таблица 4 – Оценки разрыва выпуска многомерным фильтром Ходрика-Прескотта

Время	1	2	3	4	5	6	Минимум	Максимум
2000Q1	0.68	0.82	0.72	0.68	0.91	0.44	0.44	0.91
2000Q2	1.32	1.48	1.37	1.33	1.56	1.09	1.09	1.56
2000Q3	1.45	1.62	1.50	1.46	1.69	1.22	1.22	1.69
2000Q4	1.34	1.52	1.39	1.34	1.58	1.11	1.11	1.58
2001Q1	0.72	0.91	0.77	0.72	0.95	0.49	0.49	0.95
2001Q2	0.66	0.85	0.71	0.66	0.89	0.44	0.44	0.89
2001Q3	0.85	1.05	0.91	0.85	1.08	0.64	0.64	1.08
2001Q4	-0.31	-0.11	-0.26	-0.31	-0.09	-0.52	-0.52	-0.09
2002Q1	-1.50	-1.31	-1.46	-1.51	-1.29	-1.71	-1.71	-1.29
2002Q2	-1.28	-1.09	-1.24	-1.29	-1.07	-1.48	-1.48	-1.07
2002Q3	-0.97	-0.78	-0.93	-0.98	-0.76	-1.17	-1.17	-0.76
2002Q4	-0.98	-0.80	-0.95	-1.00	-0.78	-1.18	-1.18	-0.78
2003Q1	-0.75	-0.58	-0.73	-0.77	-0.55	-0.95	-0.95	-0.55
2003Q2	-0.97	-0.80	-0.96	-0.99	-0.77	-1.17	-1.17	-0.77
2003Q3	-1.18	-1.01	-1.18	-1.21	-0.99	-1.38	-1.38	-0.99
2003Q4	-0.71	-0.54	-0.71	-0.73	-0.51	-0.90	-0.90	-0.51
2004Q1	-0.44	-0.28	-0.45	-0.46	-0.24	-0.63	-0.63	-0.24
2004Q2	-0.58	-0.42	-0.60	-0.60	-0.38	-0.77	-0.77	-0.38
2004Q3	-0.99	-0.84	-1.02	-1.02	-0.80	-1.18	-1.18	-0.80
2004Q4	-1.66	-1.52	-1.71	-1.70	-1.47	-1.86	-1.86	-1.47
2005Q1	-1.76	-1.63	-1.81	-1.80	-1.57	-1.95	-1.95	-1.57
2005Q2	-1.52	-1.40	-1.59	-1.57	-1.34	-1.72	-1.72	-1.34
2005Q3	-1.57	-1.46	-1.65	-1.63	-1.40	-1.77	-1.77	-1.40
2005Q4	-1.20	-1.10	-1.29	-1.27	-1.04	-1.41	-1.41	-1.04
2006Q1	-0.62	-0.52	-0.71	-0.69	-0.46	-0.82	-0.82	-0.46
2006Q2	-0.27	-0.18	-0.37	-0.35	-0.11	-0.47	-0.47	-0.11
2006Q3	0.30	0.38	0.20	0.21	0.44	0.09	0.09	0.44
2006Q4	1.08	1.16	0.98	0.99	1.23	0.88	0.88	1.23
2007Q1	2.01	2.09	1.91	1.91	2.16	1.80	1.80	2.16
2007Q2	2.71	2.78	2.61	2.60	2.85	2.50	2.50	2.85
2007Q3	3.31	3.39	3.22	3.20	3.46	3.10	3.10	3.46
2007Q4	5.04	5.12	4.95	4.93	5.19	4.83	4.83	5.19
2008Q1	6.77	6.85	6.68	6.66	6.92	6.56	6.56	6.92
2008Q2	7.01	7.09	6.92	6.90	7.16	6.79	6.79	7.16
2008Q3	4.94	5.03	4.86	4.84	5.10	4.73	4.73	5.10
2008Q4	0.18	0.28	0.11	0.09	0.34	-0.04	-0.04	0.34
2009Q1	-4.63	-4.53	-4.69	-4.71	-4.46	-4.85	-4.85	-4.46
2009Q2	-6.41	-6.30	-6.47	-6.48	-6.23	-6.63	-6.63	-6.23
2009Q3	-5.97	-5.85	-6.02	-6.03	-5.79	-6.19	-6.19	-5.79
2009Q4	-5.06	-4.94	-5.10	-5.11	-4.88	-5.28	-5.28	-4.88

Продолжение таблицы 4

2010Q1	-3.70	-3.58	-3.74	-3.75	-3.52	-3.92	-3.92	-3.52
2010Q2	-3.33	-3.20	-3.36	-3.37	-3.15	-3.55	-3.55	-3.15
2010Q3	-3.53	-3.40	-3.56	-3.56	-3.35	-3.75	-3.75	-3.35
2010Q4	-2.66	-2.54	-2.69	-2.69	-2.48	-2.88	-2.88	-2.48
2011Q1	-2.05	-1.93	-2.08	-2.09	-1.88	-2.28	-2.28	-1.88
2011Q2	-1.67	-1.55	-1.69	-1.71	-1.49	-1.90	-1.90	-1.49
2011Q3	-0.70	-0.58	-0.72	-0.74	-0.53	-0.93	-0.93	-0.53
2011Q4	0.27	0.39	0.26	0.23	0.44	0.04	0.04	0.44
2012Q1	0.84	0.95	0.83	0.80	1.01	0.61	0.61	1.01
2012Q2	0.81	0.92	0.80	0.77	0.99	0.58	0.58	0.99
2012Q3	0.60	0.71	0.60	0.56	0.78	0.37	0.37	0.78
2012Q4	0.30	0.41	0.30	0.26	0.48	0.07	0.07	0.48
2013Q1	0.40	0.51	0.41	0.36	0.59	0.18	0.18	0.59
2013Q2	0.73	0.85	0.74	0.69	0.92	0.52	0.52	0.92
2013Q3	0.57	0.70	0.59	0.54	0.77	0.37	0.37	0.77
2013Q4	0.47	0.60	0.49	0.44	0.67	0.28	0.28	0.67
2014Q1	0.49	0.62	0.51	0.47	0.68	0.30	0.30	0.68
2014Q2	0.45	0.59	0.46	0.43	0.64	0.27	0.27	0.64
2014Q3	0.26	0.41	0.28	0.25	0.44	0.09	0.09	0.44
2014Q4	-0.67	-0.52	-0.66	-0.68	-0.50	-0.84	-0.84	-0.50
2015Q1	-2.71	-2.55	-2.70	-2.71	-2.55	-2.87	-2.87	-2.55
2015Q2	-4.54	-4.37	-4.54	-4.52	-4.38	-4.69	-4.69	-4.37

Примечание: в данных спецификациях многомерного фильтра Ходрика-Прескотта ошибки уравнения кривой Филлипса входят в функционал с весом $\lambda^x = 20$. Основной параметр сглаживания $\lambda = 1600$.

Источник: Расчеты авторов.

Видно, что все спецификации лишь незначительно отличаются друг от друга, однако разница всё же доходит до 1%.

Таблица 5 – Оценки разрыва выпуска многомерным фильтром Ходрика-Прескотта

Время	7	8	9	10	11	12	Минимум	Максимум
2000Q1	1.11	0.93	1.02	0.96	1.20	1.42	0.93	1.42
2000Q2	1.77	1.58	1.67	1.62	1.88	2.07	1.58	2.07
2000Q3	1.90	1.70	1.81	1.76	2.04	2.20	1.70	2.20
2000Q4	1.79	1.59	1.70	1.65	1.94	2.08	1.59	2.08
2001Q1	1.17	0.96	1.08	1.03	1.32	1.45	0.96	1.45
2001Q2	1.11	0.90	1.02	0.97	1.25	1.38	0.90	1.38
2001Q3	1.31	1.08	1.21	1.15	1.43	1.55	1.08	1.55
2001Q4	0.15	-0.08	0.04	-0.01	0.24	0.37	-0.08	0.37
2002Q1	-1.06	-1.29	-1.17	-1.21	-1.00	-0.86	-1.29	-0.86
2002Q2	-0.84	-1.07	-0.96	-0.99	-0.82	-0.67	-1.07	-0.67
2002Q3	-0.54	-0.77	-0.66	-0.69	-0.57	-0.40	-0.77	-0.40
2002Q4	-0.56	-0.79	-0.69	-0.71	-0.64	-0.46	-0.79	-0.46
2003Q1	-0.35	-0.56	-0.47	-0.48	-0.47	-0.27	-0.56	-0.27
2003Q2	-0.58	-0.79	-0.70	-0.71	-0.76	-0.52	-0.79	-0.52
2003Q3	-0.81	-1.01	-0.94	-0.93	-1.03	-0.78	-1.03	-0.78
2003Q4	-0.36	-0.54	-0.48	-0.46	-0.62	-0.33	-0.62	-0.33
2004Q1	-0.11	-0.27	-0.23	-0.20	-0.40	-0.09	-0.40	-0.09
2004Q2	-0.27	-0.41	-0.39	-0.35	-0.59	-0.26	-0.59	-0.26
2004Q3	-0.70	-0.83	-0.83	-0.77	-1.04	-0.70	-1.04	-0.70
2004Q4	-1.39	-1.51	-1.53	-1.46	-1.75	-1.39	-1.75	-1.39
2005Q1	-1.51	-1.61	-1.65	-1.56	-1.86	-1.51	-1.86	-1.51
2005Q2	-1.29	-1.37	-1.44	-1.34	-1.64	-1.29	-1.64	-1.29
2005Q3	-1.35	-1.42	-1.51	-1.39	-1.69	-1.36	-1.69	-1.35
2005Q4	-1.00	-1.06	-1.16	-1.04	-1.32	-1.01	-1.32	-1.00
2006Q1	-0.42	-0.47	-0.59	-0.45	-0.71	-0.43	-0.71	-0.42
2006Q2	-0.07	-0.12	-0.25	-0.10	-0.34	-0.08	-0.34	-0.07
2006Q3	0.49	0.45	0.32	0.46	0.25	0.49	0.25	0.49
2006Q4	1.28	1.24	1.11	1.25	1.07	1.29	1.07	1.29
2007Q1	2.21	2.17	2.05	2.19	2.03	2.23	2.03	2.23
2007Q2	2.91	2.87	2.76	2.89	2.75	2.94	2.75	2.94
2007Q3	3.52	3.47	3.38	3.49	3.38	3.56	3.38	3.56
2007Q4	5.26	5.21	5.13	5.23	5.13	5.31	5.13	5.31
2008Q1	6.99	6.94	6.87	6.96	6.87	7.05	6.87	7.05
2008Q2	7.24	7.18	7.12	7.19	7.12	7.31	7.12	7.31
2008Q3	5.19	5.11	5.06	5.13	5.06	5.26	5.06	5.26
2008Q4	0.44	0.36	0.31	0.37	0.30	0.52	0.30	0.52
2009Q1	-4.35	-4.45	-4.48	-4.44	-4.50	-4.27	-4.50	-4.27
2009Q2	-6.11	-6.23	-6.25	-6.22	-6.28	-6.03	-6.28	-6.03
2009Q3	-5.66	-5.78	-5.79	-5.78	-5.84	-5.56	-5.84	-5.56
2009Q4	-4.74	-4.87	-4.87	-4.87	-4.94	-4.64	-4.94	-4.64

Продолжение таблицы 5

2010Q1	-3.37	-3.51	-3.50	-3.51	-3.58	-3.26	-3.58	-3.26
2010Q2	-2.99	-3.14	-3.11	-3.13	-3.20	-2.88	-3.20	-2.88
2010Q3	-3.19	-3.34	-3.31	-3.32	-3.40	-3.07	-3.40	-3.07
2010Q4	-2.32	-2.47	-2.44	-2.45	-2.52	-2.19	-2.52	-2.19
2011Q1	-1.71	-1.86	-1.84	-1.84	-1.91	-1.57	-1.91	-1.57
2011Q2	-1.34	-1.48	-1.46	-1.45	-1.51	-1.18	-1.51	-1.18
2011Q3	-0.37	-0.51	-0.50	-0.48	-0.52	-0.21	-0.52	-0.21
2011Q4	0.59	0.46	0.46	0.49	0.47	0.77	0.46	0.77
2012Q1	1.15	1.03	1.02	1.06	1.06	1.34	1.02	1.34
2012Q2	1.12	0.99	0.98	1.03	1.05	1.30	0.98	1.30
2012Q3	0.91	0.79	0.77	0.83	0.86	1.09	0.77	1.09
2012Q4	0.60	0.48	0.46	0.52	0.57	0.78	0.46	0.78
2013Q1	0.70	0.58	0.57	0.63	0.69	0.88	0.57	0.88
2013Q2	1.04	0.91	0.91	0.96	1.03	1.20	0.91	1.20
2013Q3	0.89	0.75	0.76	0.81	0.87	1.03	0.75	1.03
2013Q4	0.79	0.65	0.67	0.70	0.77	0.92	0.65	0.92
2014Q1	0.82	0.67	0.70	0.72	0.77	0.93	0.67	0.93
2014Q2	0.78	0.62	0.67	0.68	0.72	0.88	0.62	0.88
2014Q3	0.60	0.43	0.50	0.49	0.51	0.69	0.43	0.69
2014Q4	-0.33	-0.51	-0.42	-0.45	-0.45	-0.24	-0.51	-0.24
2015Q1	-2.36	-2.55	-2.44	-2.49	-2.52	-2.28	-2.55	-2.28
2015Q2	-4.18	-4.38	-4.26	-4.32	-4.37	-4.10	-4.38	-4.10

Примечание: в данных спецификациях многомерного фильтра Ходрика-Прескотта ошибки уравнения кривой Филлипса входят в функционал с весом $\lambda^x = 20$. Основной параметр сглаживания $\lambda = 1600$.

Источник: Расчеты авторов.

Для более подробного рассмотрения разницы между максимальным и минимальным значением разрыва выпуска в каждый момент времени среди всех 12 спецификаций кривой Филлипса, включенных в многомерный фильтр Ходрика-Прескотта, рассмотрим гистограмму, изображенную на рисунке 12.

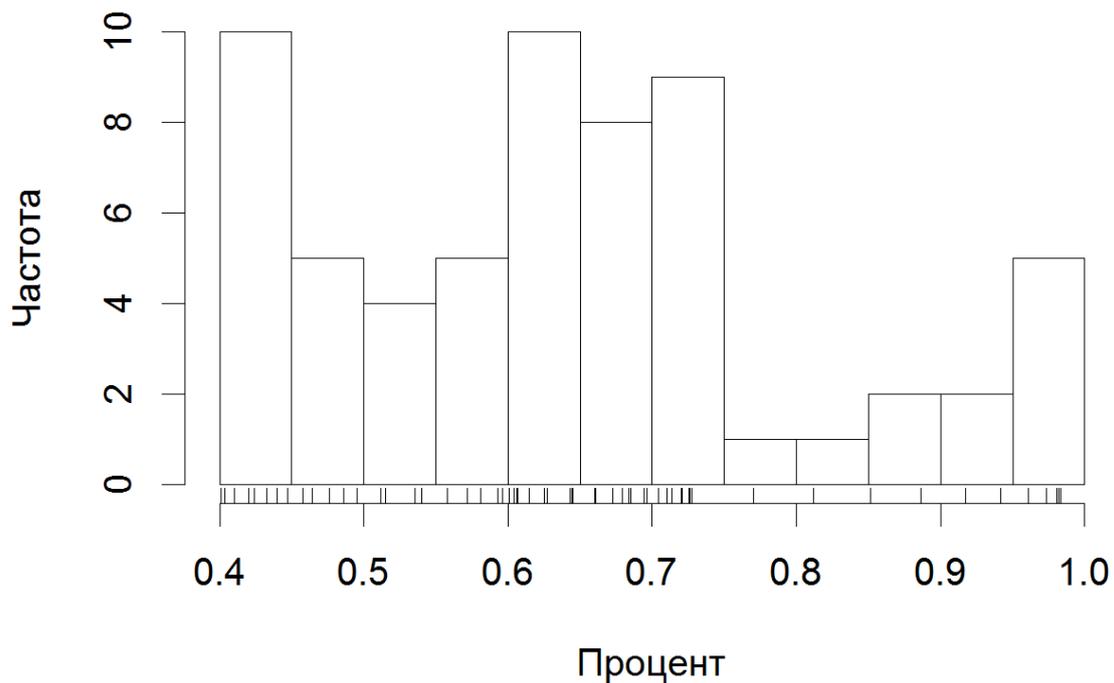


Рисунок 12 – Распределение вариации разрыва выпуска в различные моменты времени
 Источник: Расчеты авторов.

Действительно, из рисунка 12 видно, что максимальная разница в разрывах выпуска составляет около 1%, при этом основная масса наблюдений сосредоточена между значениями 0.4% и 0.75%.

На рисунке 13 приведены графики нижней и верхней огибающей всех 12 траекторий потенциального выпуска, соответствующих 12 спецификациям включенного уравнения кривой Филлипса в многомерный фильтр Ходрика-Прескотта. Также на рисунке изображен тренд, выделенный базовым вариантом одномерного фильтра. То есть точки графиков в каждый момент времени соответствуют минимальному и максимальному значению среди 12 спецификаций в данный момент. Как видно из графиков, спецификации незначительно различаются между собой. В общем потенциальный выпуск с учетом коррекции на кривую Филлипса оценивается перманентно выше (либо на том же уровне), чем его базовый вариант, полученный из обычного фильтра Ходрика-Прескотта.

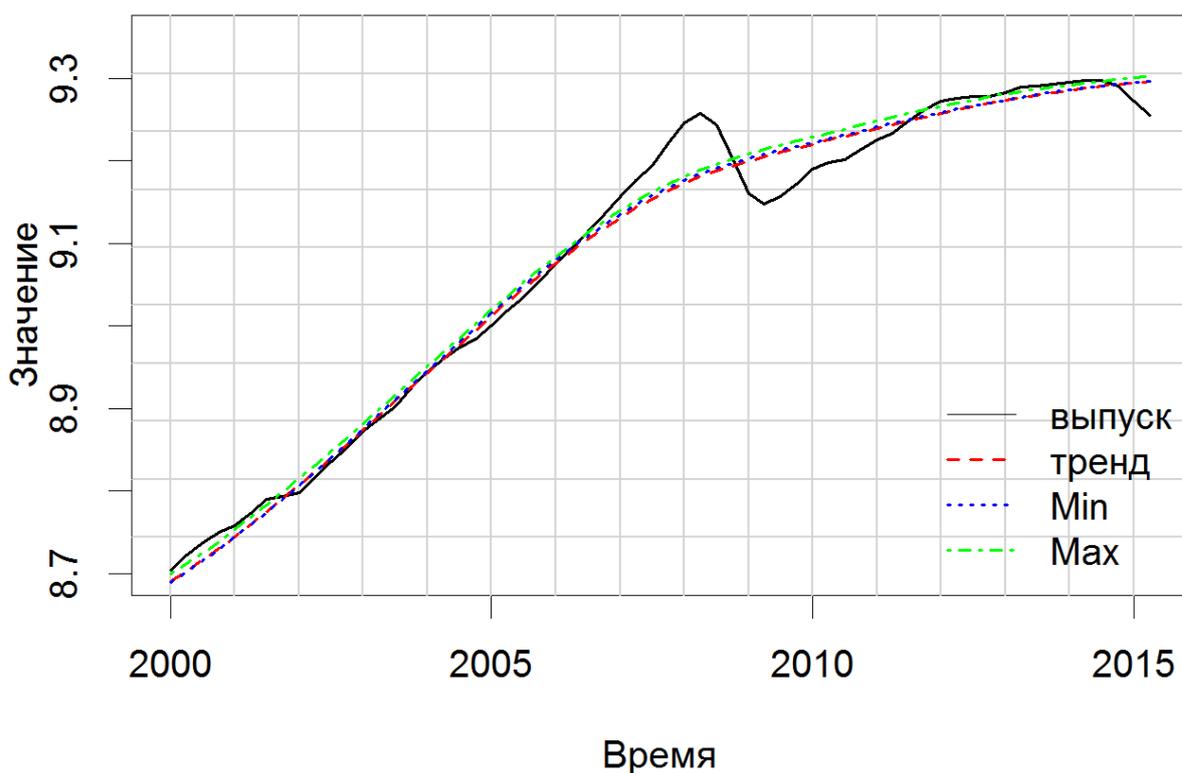


Рисунок 13 – Потенциальный выпуск, полученный с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Min и Max соответствуют минимальным и максимальным значениям многомерного фильтра Ходрика-Прескотта.

Посмотрим теперь непосредственно на разрыв выпуска, траектории которого изображены на рисунке 14. Видно, что все траектории разрывов выпуска, полученные с использованием уравнения кривой Филлипса лежат в полосе шириной до 1%. При этом все траектории почти всегда ниже или на том же уровне по сравнению с базовым вариантом фильтра.

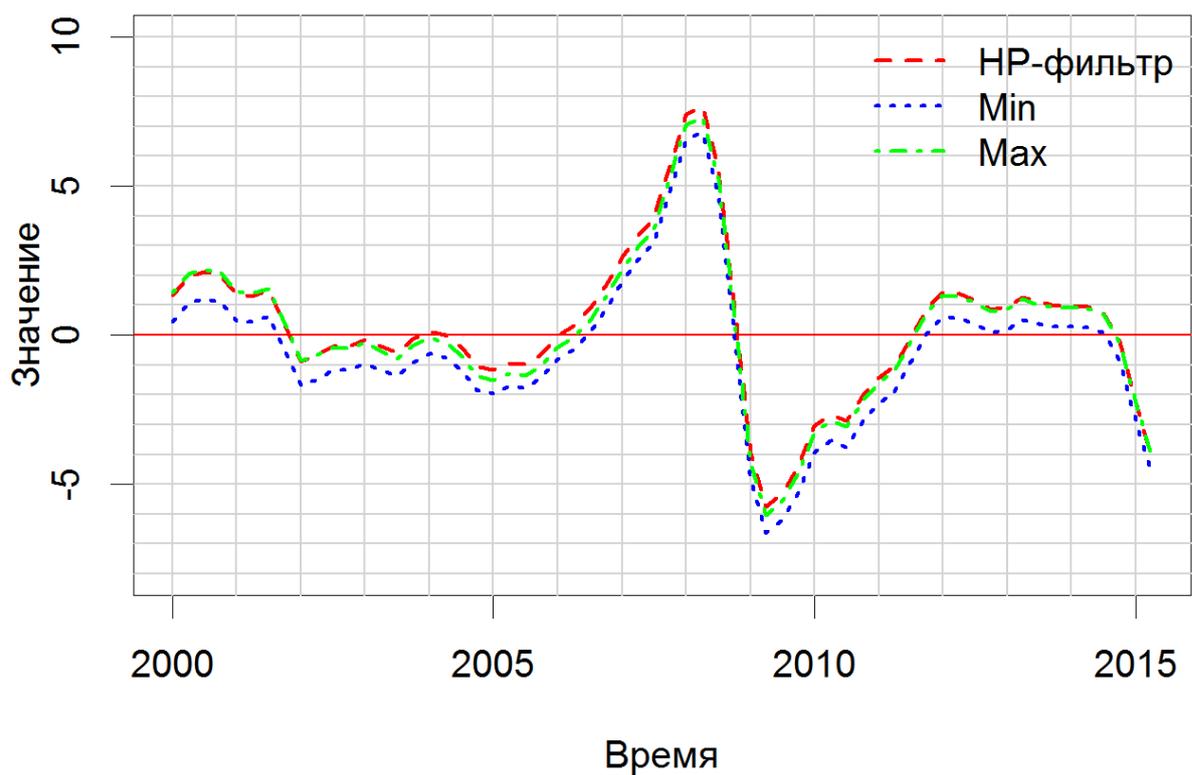


Рисунок 14 – Разрыв выпуска, полученный с помощью многомерного фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Min и Max соответствуют минимальным и максимальным значениям многомерного фильтра Ходрика-Прескотта.

3.3 Оценка разрыва выпуска с помощью фильтра Калмана

Данный раздел работы посвящен оценке разрыва выпуска с помощью фильтра Калмана, который также носит название метода ненаблюдаемых компонент. В качестве входящих данных для этого фильтра выступают всё те же сезонно-сглаженные ряды выпуска (в логарифмах), инфляции и безработицы.

Все варианты модели ненаблюдаемых компонент в данной работе оцениваются при помощи надстройки Dynare в программном пакете Matlab. Оценивание происходит байесовским методом.

Рассмотрим первую модель (наиболее простую), оцениваемую с помощью фильтра Калмана.

$$y_t = y_t^p + z_t \quad (47)$$

$$y_t^p = \mu_t + y_{t-1}^p \quad (48)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (49)$$

$$z_t = \alpha_1 * z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (50)$$

где первое уравнение представляет собой разложение реального выпуска y_t на потенциальный выпуск y_t^p и разрыв выпуска z_t ; μ_t является случайным блужданием и соответствует темпу роста потенциального выпуска; ε_t^μ ε_t^z – ошибки. Таким образом темп роста потенциального выпуска μ_t есть случайное блуждание, а разрыв выпуска z_t представляет собой AR(1) процесс.

На рисунке 15 помимо выпуска и потенциального выпуска, полученного с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, изображен потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Калмана из модели, описанной выше.

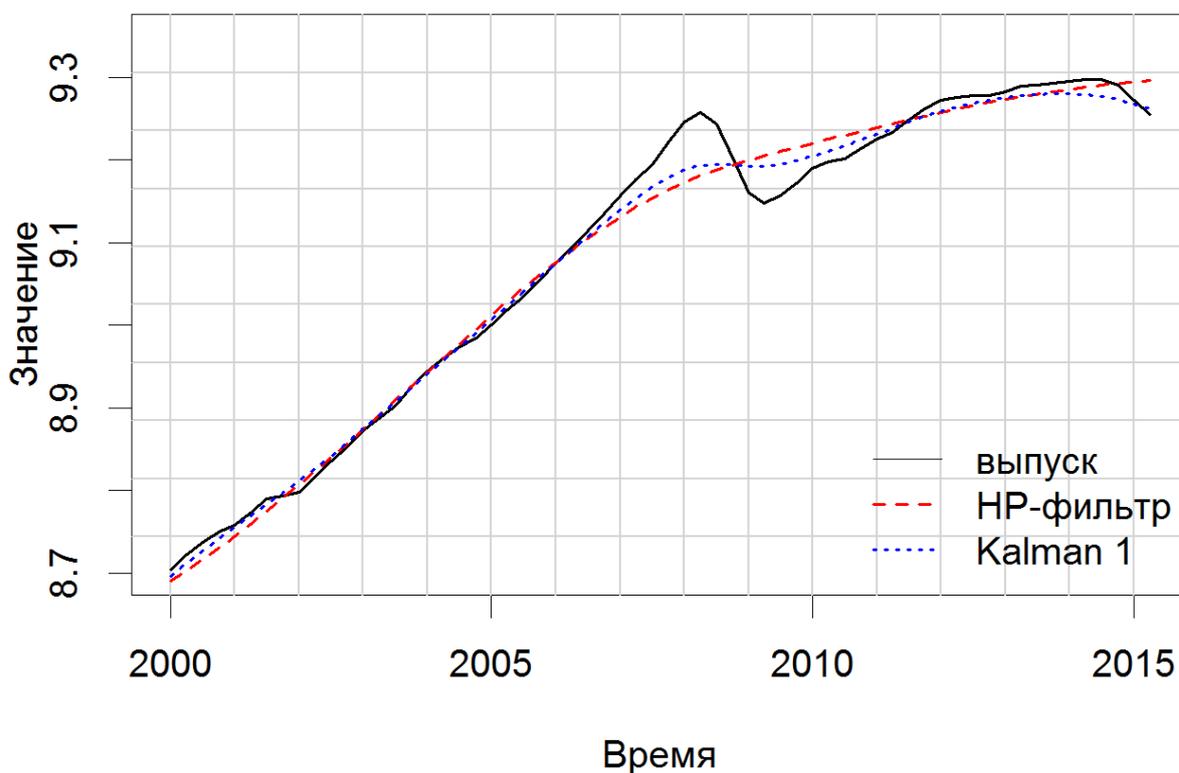


Рисунок 15 – Потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 1 соответствуют первой спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Как мы видим, модель ненаблюдаемых компонент в данной спецификации допускает более гибкий потенциальный выпуск. Это видно также и из графика разрыва выпуска, изображенного на рисунке 16. Во время мирового финансового кризиса 2008-2009 годов колебания разрыва выпуска, полученного из фильтра Калмана, не столь сильны по сравнению с базовым вариантом фильтра Ходрика-Прескотта.

Также мы видим, что в крайнем периоде, соответствующем кризисной фазе 2014-2015 годов разрыв выпуска не столь негативен. Это согласуется с логикой о том, что потенциальный выпуск в российской экономике в данный период снизился ввиду падения цен на нефть, доходы от которой являются важным двигателем спроса в российской экономике.

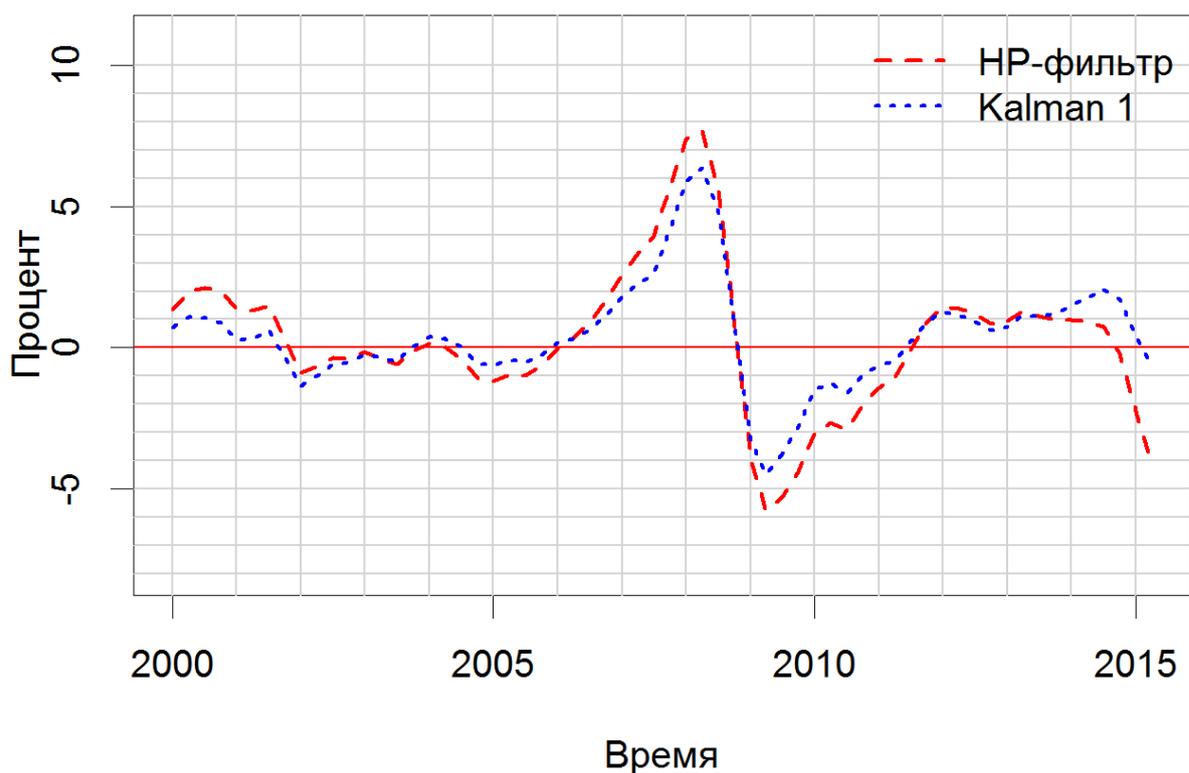


Рисунок 16 – Разрыв выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 1 соответствуют первой спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Динамика роста выпуска, полученная из фильтра Калмана, изображена на рисунке 17. Это непосредственно траектория процесса μ_t . После 2014 года наблюдаются негативные значения этого процесса. Также незначительные отрицательные значения можно видеть в острую фазу кризиса 2008-2009 годов.

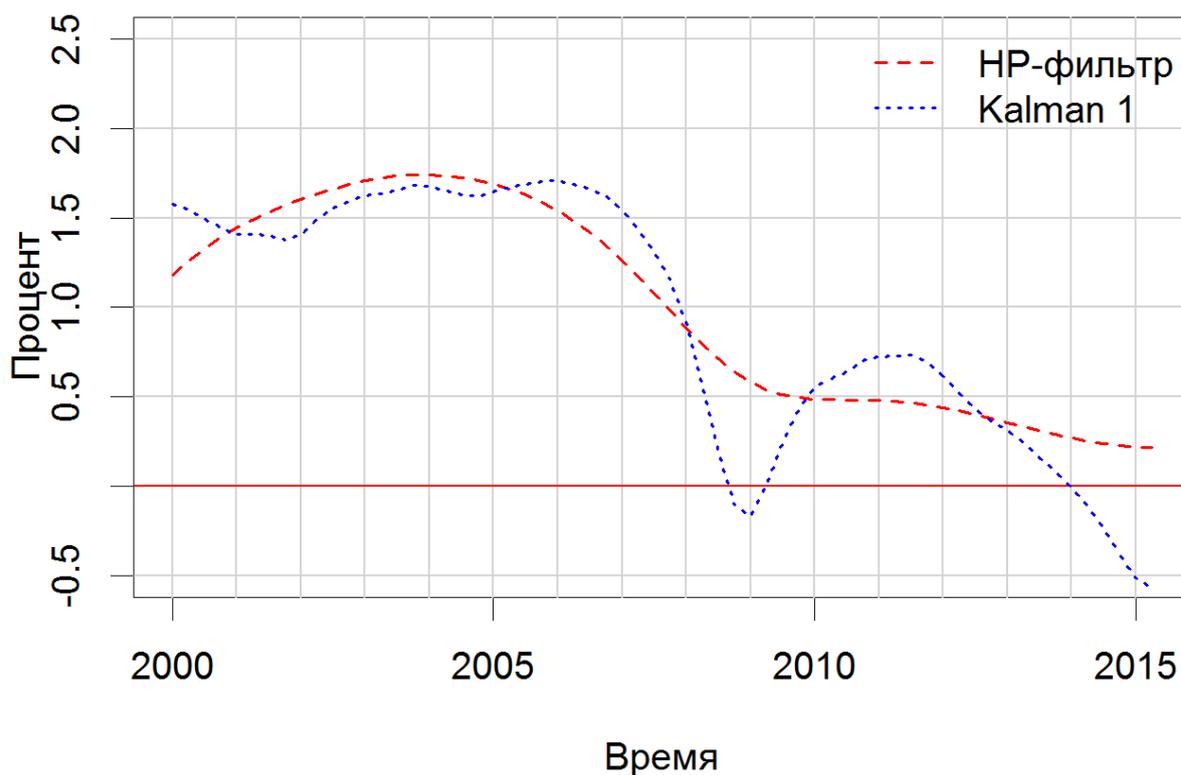


Рисунок 17 – Темп роста потенциального выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана и фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 1 соответствуют первой спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Рассмотрим теперь спецификацию модели ненаблюдаемых компонент, где в уравнение для потенциального выпуска добавлена ошибка наблюдения и также изменена временная структура смещения в этом уравнении. Система выглядит следующим образом:

$$y_t = y_t^p + z_t \quad (51)$$

$$y_t^p = \mu_{t-1} + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad (52)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (53)$$

$$z_t = \alpha_1 * z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (54)$$

где первое уравнение представляет собой разложение реального выпуска y_t на потенциальный выпуск y_t^p и разрыв выпуска z_t ; μ_t является случайным блужданием и соответствует темпу роста потенциального выпуска; ε_t^μ , ε_t^z , ε_t^p – ошибки. Таким образом темп роста потенциального выпуска μ_t есть случайное блуждание, а разрыв выпуска z_t представляет собой AR(1) процесс.

На рисунке 18 изображен потенциальный выпуск. В новой спецификации он стал менее гибким, однако в конце все же снижается.

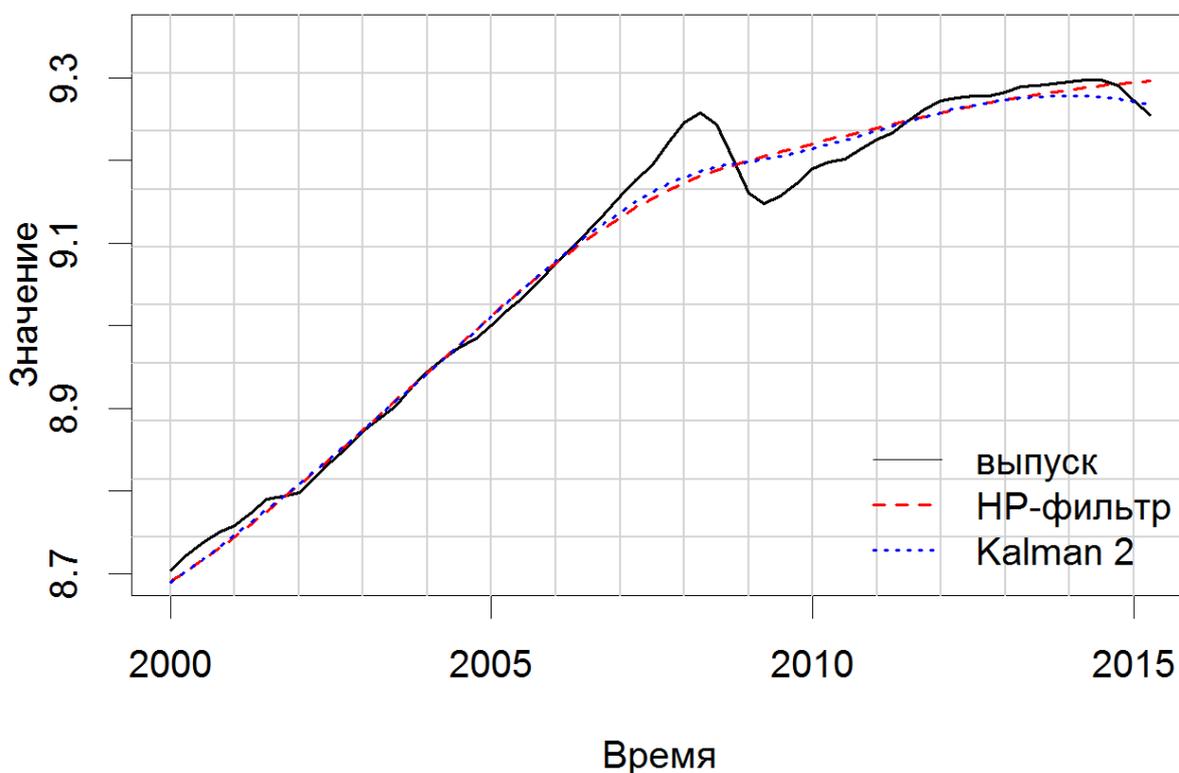


Рисунок 18 – Потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 2 соответствуют второй спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Из рисунка видно, что в данной спецификации фильтра Калмана потенциальный выпуск также начинает значительно отличаться от варианта фильтра Ходрика-Прескотта после 2014 года.

Разрыв выпуска, изображенный на рисунке 19, демонстрирует значительную схожесть с разрывом выпуска, полученным из базового варианта фильтра Ходрика-Прескотта, за исключением последних 8 кварталов, где базовый вариант фильтра Ходрика-Прескотта дает перманентно более низкие значения разрыва выпуска.

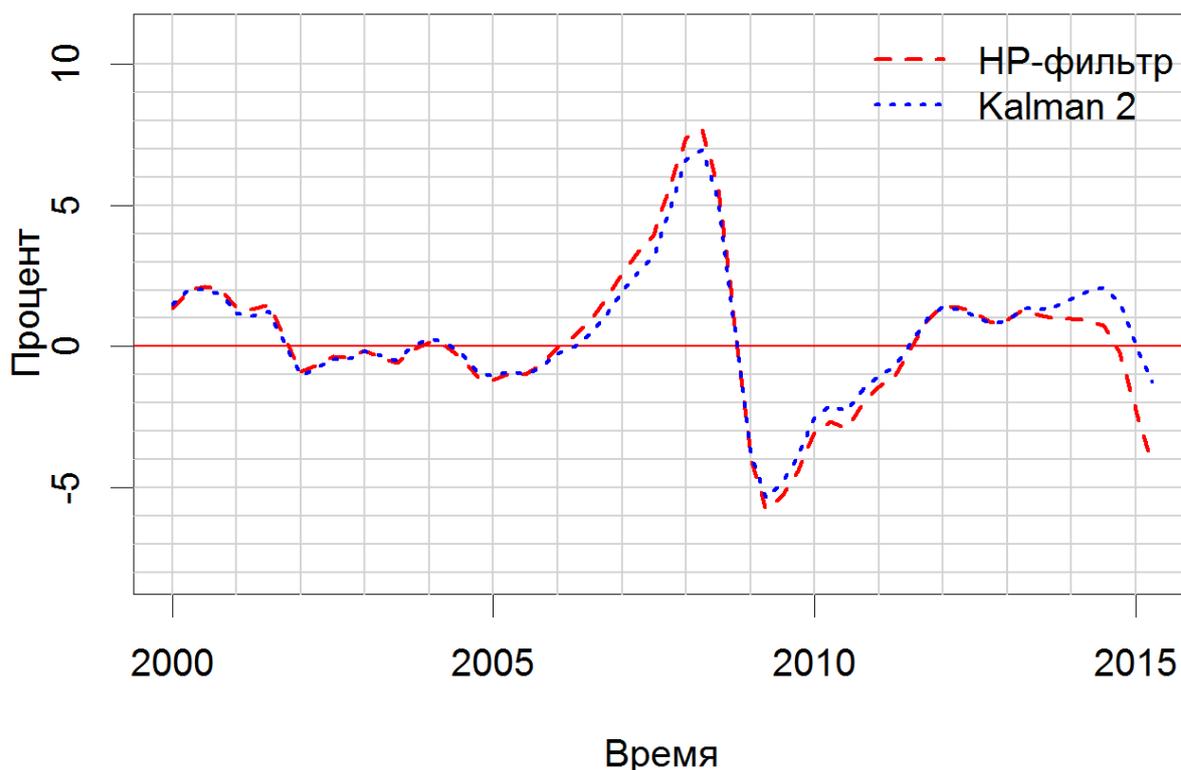


Рисунок 19 – Разрыв выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 2 соответствуют второй спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Из рисунка 20 можно увидеть, процесс μ_t , представляющий темп роста потенциального выпуска в модели ненаблюдаемых компонент, демонстрирует не столь сильные отличия от темпа роста потенциального выпуска, полученного при помощи

фильтра Ходрика-Прескотта. В данной спецификации во время кризиса 2008–2009 годов он уже не уходит в отрицательную область, однако после 2014 года демонстрирует негативные значения.

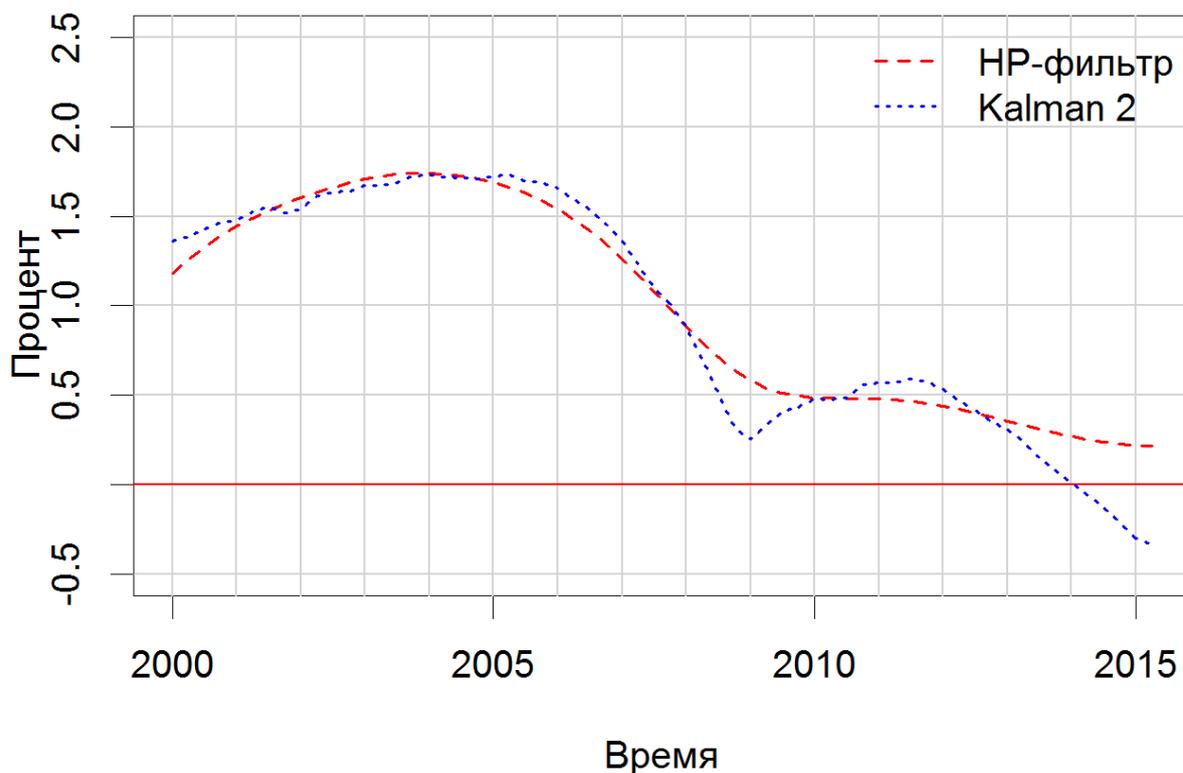


Рисунок 20 – Темп роста потенциального выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана и фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 2 соответствуют второй спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Расширим теперь спецификацию модели ненаблюдаемых компонент, добавив к разрыву выпуска AR(2)-компоненту. Спецификация в данном случае выглядит следующим образом:

$$y_t = y_t^p + z_t \quad (55)$$

$$y_t^p = \mu_{t-1} + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad (56)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (57)$$

$$z_t = \alpha_1 * z_{t-1} + \alpha_2 * z_{t-2} + \varepsilon_t^z \quad (58)$$

где первое уравнение представляет собой разложение реального выпуска y_t на потенциальный выпуск y_t^p и разрыв выпуска z_t ; μ_t является случайным блужданием и соответствует темпу роста потенциального выпуска; ε_t^μ , ε_t^z , ε_t^p – ошибки. Таким образом темп роста потенциального выпуска μ_t есть случайное блуждание, а разрыв выпуска z_t представляет собой AR(2) процесс.

На рисунке 21 изображен потенциальный выпуск. Он практически не изменился по сравнению со спецификацией, где разрыв выпуска был представлен AR(1)-процессом.

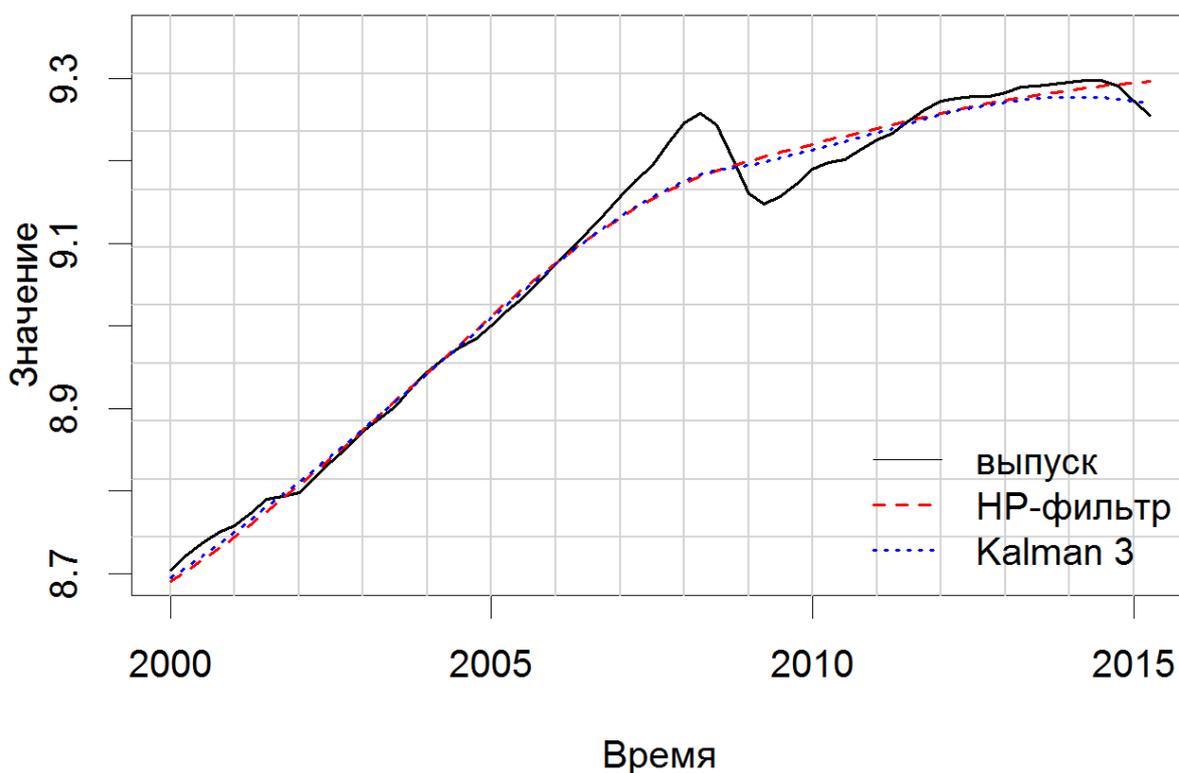


Рисунок 21 – Потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 3 соответствуют третьей спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Разрыв выпуска, изображенный на рисунке 22, как и ранее, демонстрирует схожесть с разрывом выпуска, полученным из базового варианта одномерного фильтра Ходрика-Прескотта. Как и в спецификации с AR(1)-процессом фильтр Калмана даёт более высокие значения разрыва выпуска после 2013 года. Однако следует заметить, что в период с 2000 года по 2003 год разрыв выпуска, определенный при помощи фильтра Калмана, ниже (до 0.5%), а в период с 2009 года по 2011 год (во время восстановления после кризиса) выше, чем тот, что получен при помощи фильтра Ходрика-Прескотта.

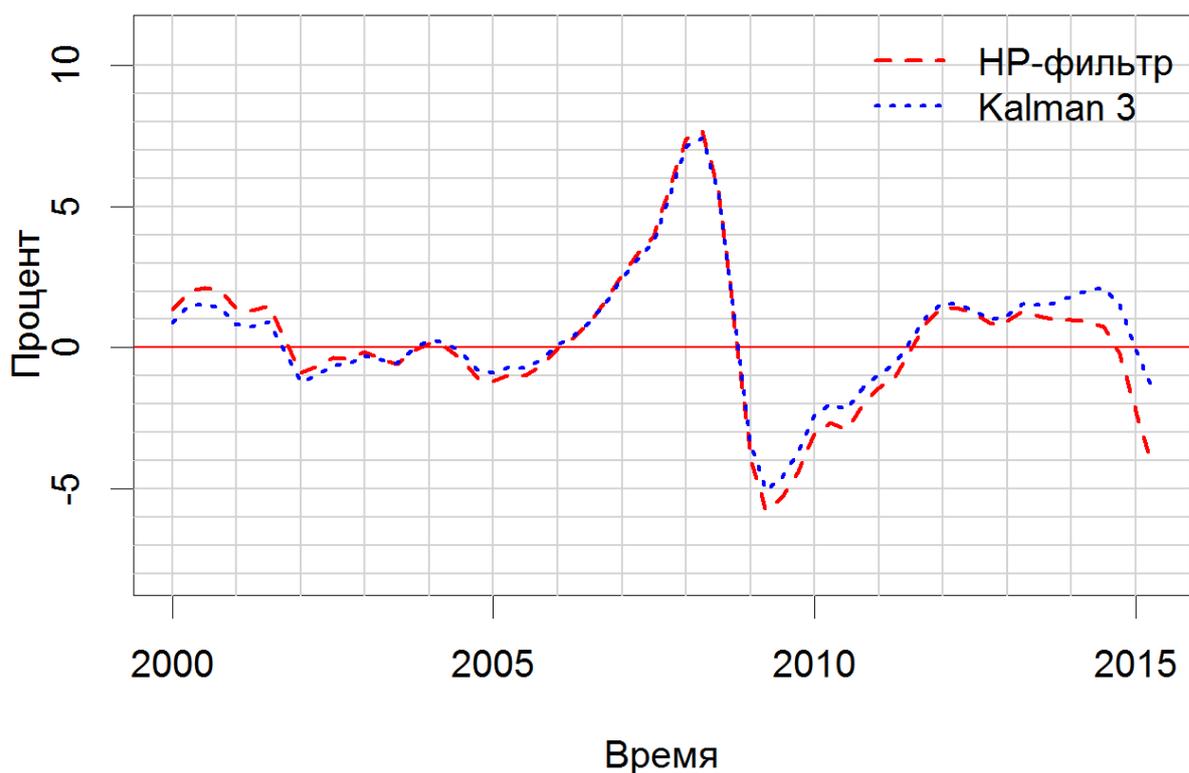


Рисунок 22 – Разрыв выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 3 соответствуют третьей спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

На рисунке 23 изображен процесс μ_t , представляющий темп роста потенциального выпуска в модели ненаблюдаемых компонент. Как и в предыдущей спецификации, он демонстрирует не столь сильные отличия от темпа роста потенциального выпуска, полученного при помощи фильтра Ходрика-Прескотта. Во время кризиса 2008–2009 годов он не уходит в отрицательную область, однако после 2014 года демонстрирует негативные значения.

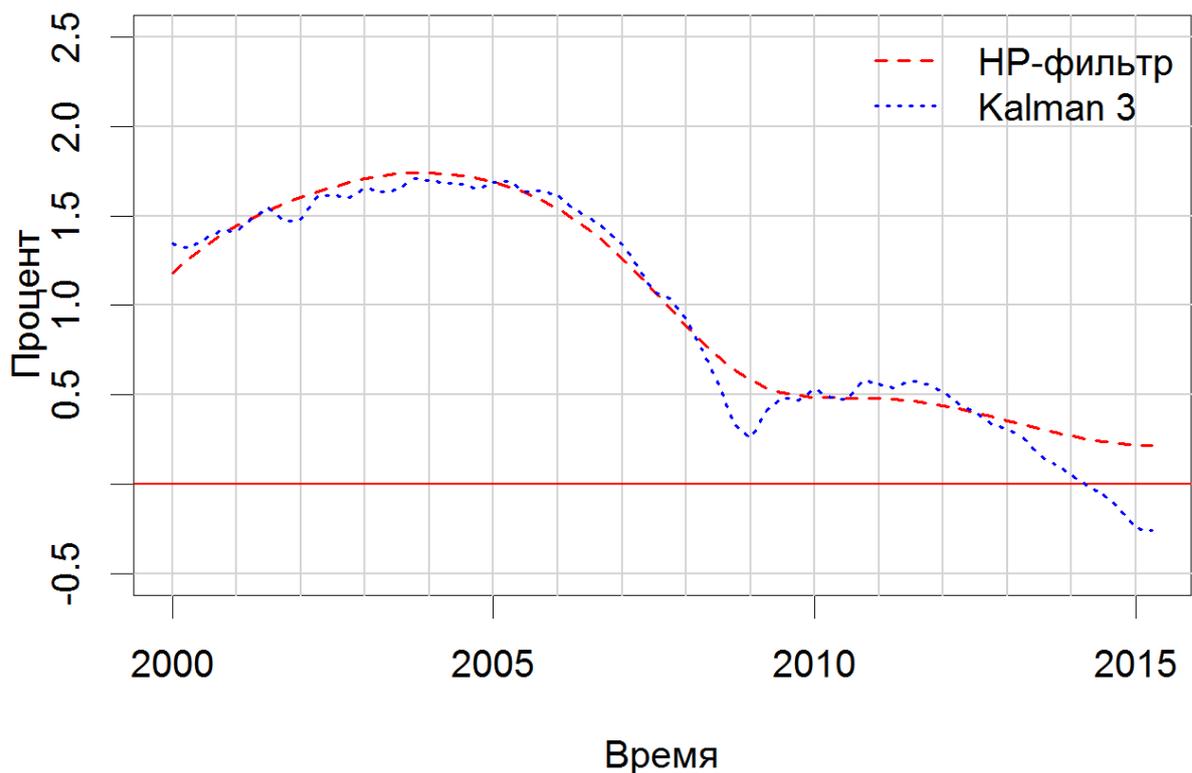


Рисунок 23 – Темп роста потенциального выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана и фильтра Ходрика-Прескотта

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 3 соответствуют третьей спецификации модели ненаблюдаемых компонент.

Мы рассмотрели 3 спецификации модели ненаблюдаемых компонент лишь с одним наблюдаемым рядом. Расширим спецификацию модели ненаблюдаемых компонент, включив в неё уравнение кривой Филлипса. Спецификация в данном случае выглядит следующим образом.

$$y_t = y_t^p + z_t \quad (59)$$

$$y_t^p = \mu_{t-1} + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad (60)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (61)$$

$$z_t = \alpha_1 * z_{t-1} + \alpha_2 * z_{t-2} + \varepsilon_t^z \quad (62)$$

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+1} + \beta_3 z_t + \varepsilon_t^\pi \quad (63)$$

где первое уравнение представляет собой разложение реального выпуска y_t на потенциальный выпуск y_t^p и разрыв выпуска z_t ; π_t – инфляция, μ_t – случайное блуждание, которое соответствует темпу роста потенциального выпуска; ε_t^μ , ε_t^z , ε_t^p , ε_t^π – ошибки. Таким образом темп роста потенциального выпуска μ_t есть случайное блуждание, а разрыв выпуска z_t представляет собой AR(2) процесс.

На рисунке 24 изображен потенциальный выпуск. Как и в предыдущей спецификации он достаточно близок к потенциальному выпуску, .

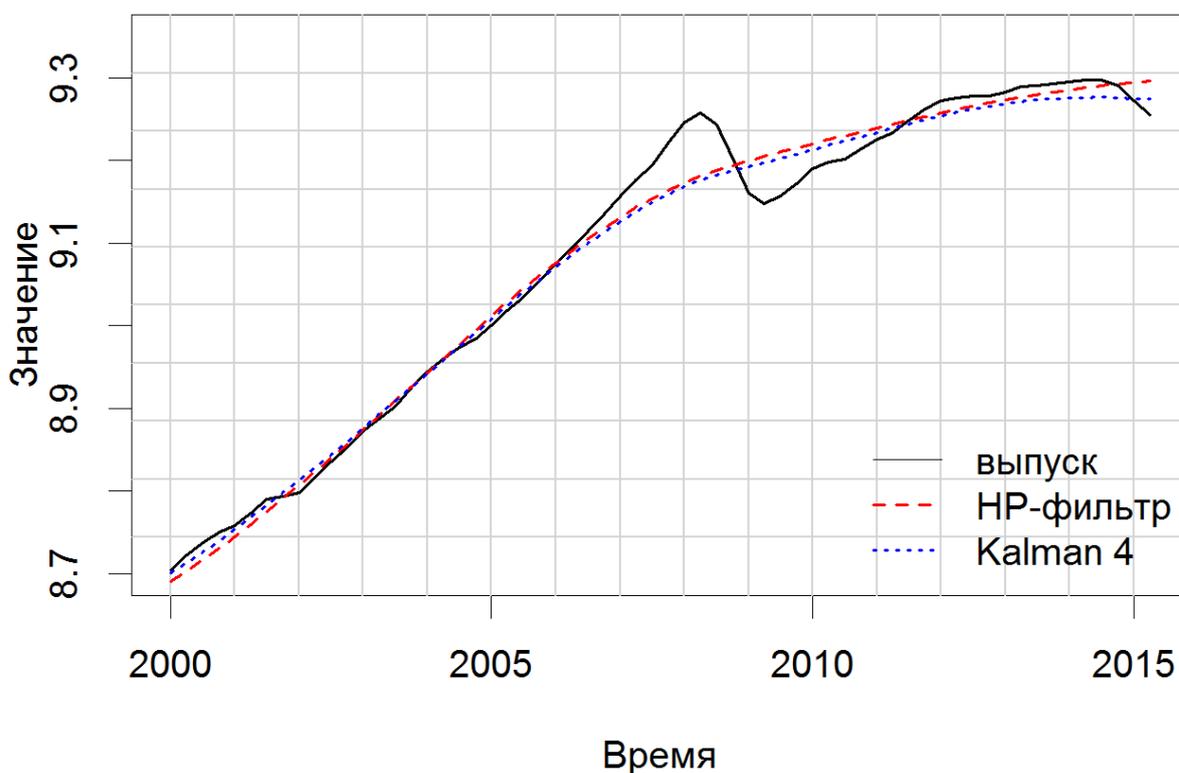


Рисунок 24 – Потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Калмана

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 4 соответствуют четвертой спецификации модели ненаблюдаемых компонент с добавлением кривой Филлипса.

Разрыв выпуска, изображенный на рисунке 25, в данном случае очень схож с предыдущей спецификацией. До 2003 года он несколько ниже, чем его аналог из фильтра Ходрика-Прескотта. Однако в дальнейшем разрыв выпуска из фильтра Ходрика-Прескотта несколько ниже, особенно ярко эта разница выражена после 2013 года. В итоге значение разрыва для фильтра Калмана в 2015 году составляет -2%, тогда как фильтр Ходрика-Прескотта демонстрирует разрыв на уровне -4%.

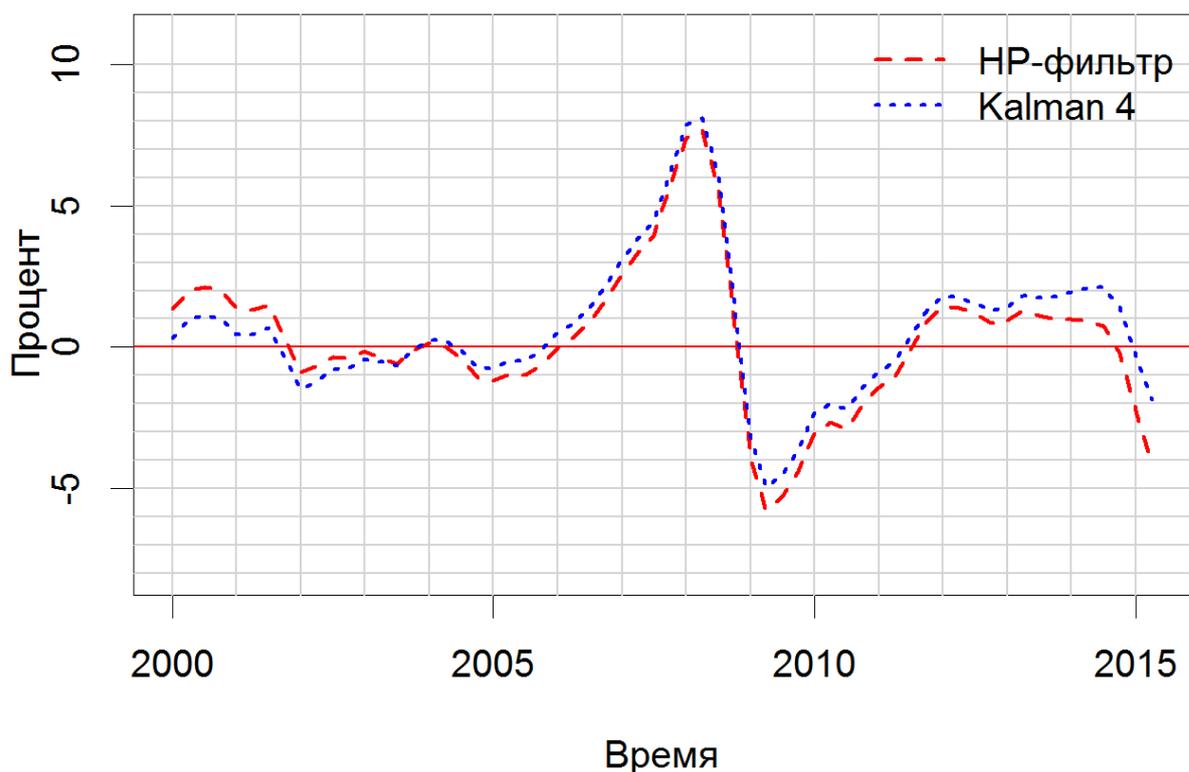


Рисунок 25 – Разрыв выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана.

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 4 соответствуют четвёртой спецификации модели ненаблюдаемых компонент с добавлением кривой Филлипса.

На рисунке 26 изображен процесс μ_t , представляющий темп роста потенциального выпуска в модели ненаблюдаемых компонент. Видно, что в данной спецификации он наименее сильно (по сравнению с другими спецификациями) уходит в отрицательную область.

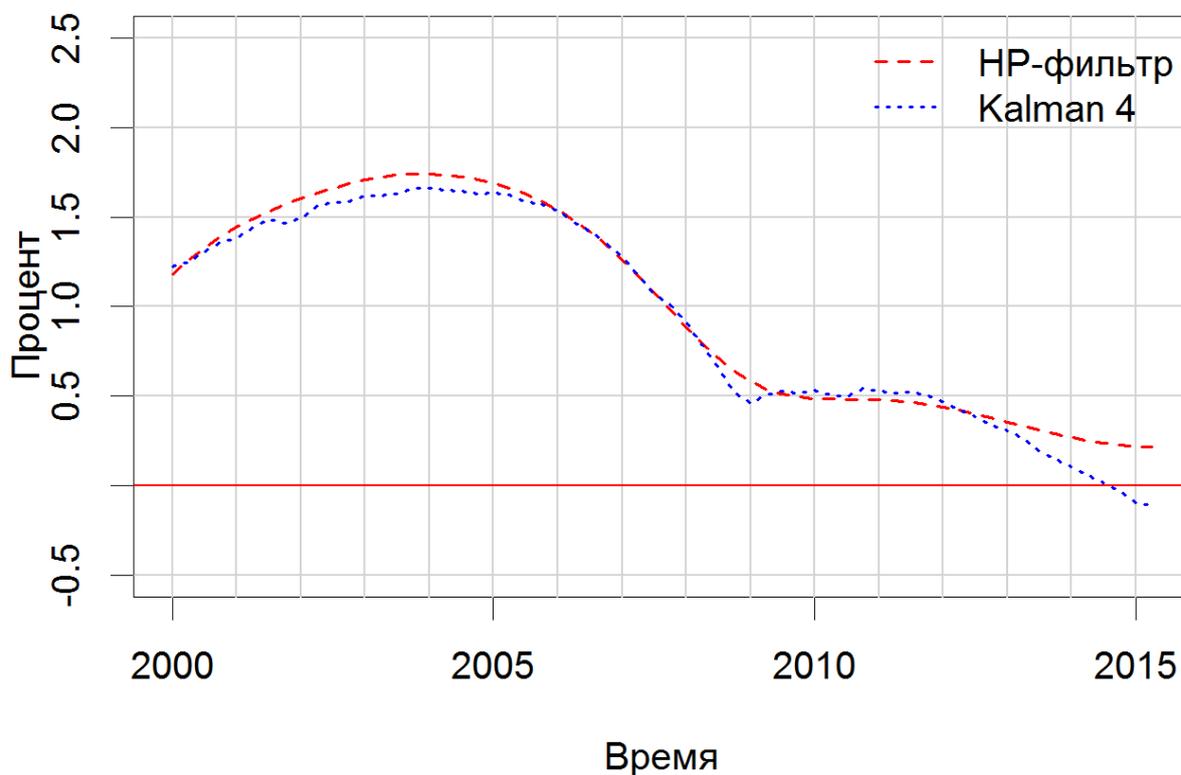


Рисунок 26 – Темп роста потенциального выпуска, полученный с помощью фильтра Калмана и фильтра Ходрика-Прескотта.

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 4 соответствуют четвёртой спецификации модели ненаблюдаемых компонент с добавлением кривой Филлипса.

Рассмотрев несколько спецификаций фильтра Ходрика-Прескотта и фильтра Калмана можно выделять главное различие в результатах: в последнюю кризисную фазу, начавшуюся в 2014 году, темп роста потенциального выпуска из фильтра Ходрика-Прескотта практически не изменяется по сравнению с предыдущим периодом, в то время как фильтр Калмана демонстрирует значительное снижение темпов роста потенциального выпуска в этом периоде вплоть до перехода их в отрицательную область. В соответствии с этим наблюдается и существенная разница в полученных разрывах выпуска.

Как обсуждалось ранее, фильтр Ходрика-Прескотта допускает некоторое смещение на краевых интервалах из-за недостатка точек. То есть можно предположить,

что при изменении темпов роста экономики фильтр Ходрика-Прескотта изменит потенциальный выпуск тогда, когда будет достаточно наблюдений с новым темпом роста. Попробуем, в связи с этим, сделать наивный прогноз относительно реального выпуска на год вперед и посмотрит, как это повлияет на потенциальный выпуск, полученный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта. Наивный прогноз, в данном случае, определяется как неизменный уровень выпуска в течение года после последнего имеющего наблюдения. Данная прогноз выглядит вполне реалистично, учитывая санкционные ограничения, наложенные на российскую экономику.

На рисунке 27 изображены следующие ряды: выпуск, потенциальный выпуск из базового варианта фильтра Ходрика-Прескотта, потенциальный выпуск из третьей спецификации фильтра Калмана, а также вариант потенциального выпуска, полученный при помощи фильтра Ходрика-Прескотта из удлиненного с помощью наивного прогноза ряда выпуска. Из рисунка отчетливо видно, что при добавлении точек наивного прогноза потенциальный выпуск, полученный при помощи фильтра Ходрика-Прескотта, становится ниже после 2013 года по сравнению с базовым вариантом того же фильтра, оцененном лишь на имеющихся данных. Таким образом, на имеющихся точка фильтр Ходрик-Прескотта на удлиненном ряде даёт потенциальный выпуск значительно приближенный к варианту, полученному из фильтра Калмана.

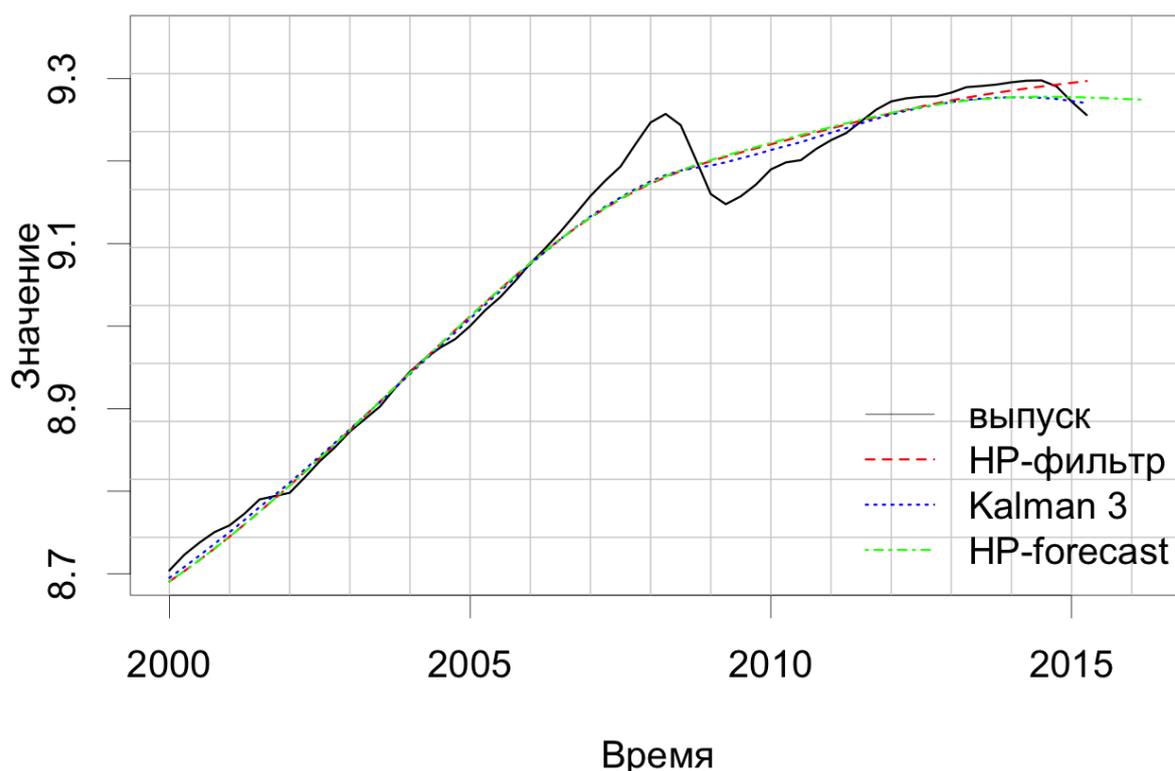


Рисунок 27 – Потенциальный выпуск, полученный из фильтра Ходрика-прескотта для ряда прогноза выпуска

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 3 соответствуют третьей спецификации модели ненаблюдаемых компонент с добавлением кривой Филлипса; HP-forecats соответствует потенциальному выпуску, полученному при помощи фильтра Ходрика-Прескотта из продолженного с помощью наивного прогноза ряда.

На рисунке 28 представлены следующие ряды: разрыв выпуска из базового варианта фильтра Ходрика-Прескотта, разрыв выпуска из третьей спецификации фильтра Калмана, а также вариант разрыв выпуска, полученный при помощи фильтра Ходрика-Прескотта из продолженного с помощью наивного прогноза ряда выпуска. Из графика видно, что при добавлении новых точек оценка разрыва выпуска фильтром Ходрика-Прескотта практически совпадает с оценкой фильтра Калмана после 2012 года. Это свидетельствует в пользу нашей гипотезы о том, что разница между базовым вариантом фильтра Ходрика-Прескотта и фильтром Калмана была вызвана смещением первого на краевом промежутке времени из-за недостатка наблюдений.



Рисунок 28 – Разрыв выпуска, полученный из фильтра Ходрика-прескотта для ряда прогноза выпуска

Источник: Расчеты авторов.

Примечание: Kalman 3 соответствуют третьей спецификации модели ненаблюдаемых компонент; HP-forecasts соответствует потенциальному выпуску, полученному при помощи фильтра Ходрика-Прескотта из продолженного с помощью наивного прогноза ряда.

Финальный график, изображенный на рисунке 29, демонстрирует основные и наиболее интересные варианты разрыва выпуска, полученные в данном исследовании.

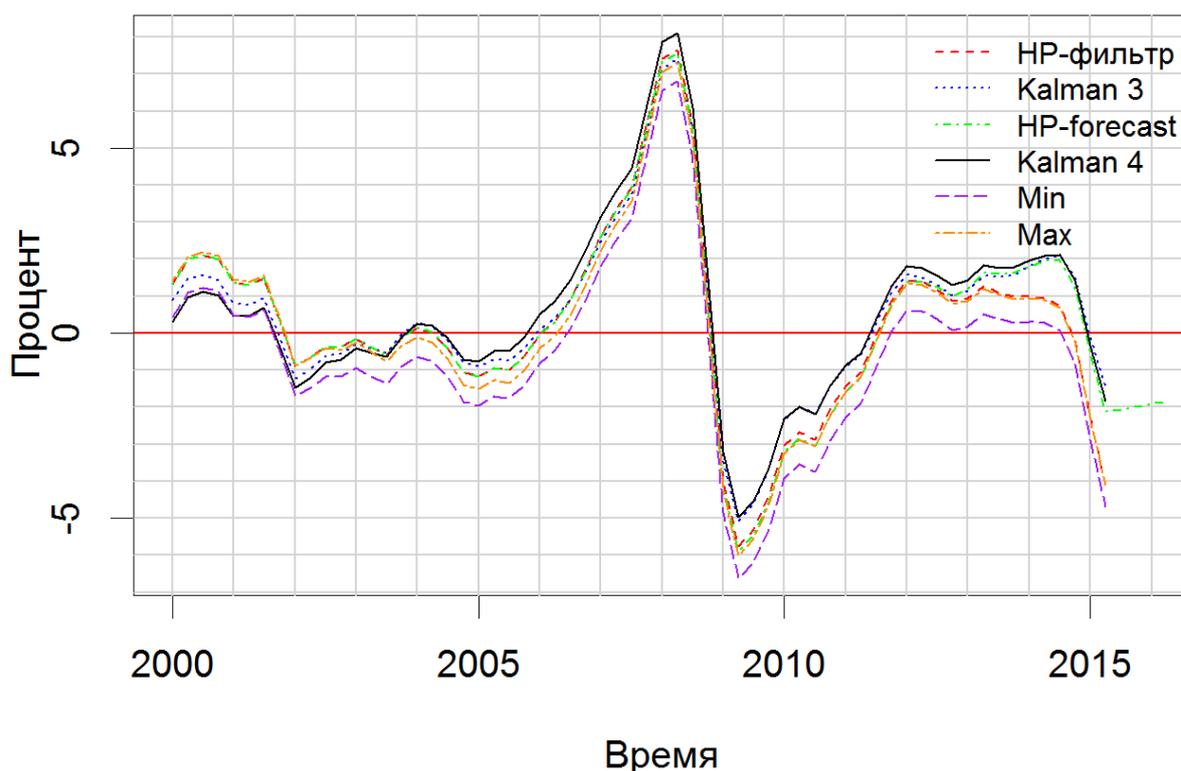


Рисунок 29 – Основные варианты разрыва выпуска, полученные в данном исследовании

Примечание: HP-фильтра есть базовый вариант фильтра Ходрика-Прескотта; Kalman 3 и Kalman 4 соответствуют третьей и четвертой (с добавлением кривой Филлипса) спецификациям модели ненаблюдаемых компонент; HP-forecasts соответствует потенциальному выпуску, полученному при помощи фильтра Ходрика-Прескотта из продолженного с помощью наивного прогноза ряда; Min и Max соответствуют минимальным и максимальным значениям многомерного фильтра Ходрика-Прескотта с включенным уравнением кривой Филлипса.

В итоге, после проведения различных процедур фильтрации ряда выпуска ВВП для российской экономики, можно сформулировать несколько важных выводов, касающихся темпов роста экономики и динамики делового цикла. В период начального этапа восстановительного роста российской экономики с 2000 года по 2002 год наблюдался положительный разрыв выпуска до 2%, то есть реальный выпуск был выше потенциального уровня. При этом учет инфляции в виде уравнения кривой Филлипса указывал на более низкие значения разрыва выпуска, вплоть до его снижения на 1%.

Это может свидетельствовать в пользу того, что борьба с инфляцией в данном периоде стоила экономике незначительной потери в выпуске вплоть до 1% ВВП.

В период дальнейшего восстановительного роста с 2002 по 2006 год в экономике наблюдался нулевой либо незначительный отрицательный разрыв выпуска (до 1%). При этом учет уравнения кривой Филлипса практически не изменял результат на этом периоде согласно модели ненаблюдаемых компонент.

После этого в экономике последовал значительный перегрев, достигший по разным оценкам 7-8% разрыва выпуска в 2008 году. Однако после этого вследствие мирового финансового кризиса в российской экономике произошёл резкий спад, характеризовавшийся снижением темпов роста потенциального выпуска и значительным негативным разрывом выпуска, который достигал по разным оценкам от -5% до -6%.

К середине 2011 года разрыв выпуска стал примерно нулевым, однако оценки фильтра Калмана и Многомерного фильтра Ходрика-Прескотта дают смещение в противоположные стороны, в следствие чего нельзя однозначно сказать, оказывала ли борьба с инфляцией негативное влияние на выпуск, либо же было допустимо оказывать на нее еще более сильное понижающее давление.

После наблюдаемых положительных значений разрыва выпуска около 1%-2% в 2012 и 2013 года, в российской экономике началась кризисная фаза ввиду значительного падения нефтяных цен. По нашему мнению именно модель ненаблюдаемых компонент, не характеризующаяся смещением в крайних точках, даёт наиболее грамотные оценки разрыва выпуска на этом этапе. Согласно рассмотренным спецификациям, в 2014 году наблюдалось снижение разрыва выпуска, который достиг -2% по итогам 2-го полугодия 2015 года. Разрыв выпуска в этот момент оказался не столь значительным по абсолютной величине, так как длительное падение нефтяных цен, определяющих структуру российской экономики, негативно сказалось на потенциальном выпуске, который в с конца 2014 года демонстрирует негативные темпы роста.

Заключение

Показатель разрыва выпуска имеет важное значение в процессе принятия решений в области денежно-кредитной политики, особенно в странах, таргетирующих инфляцию. Разрыв выпуска является важным индикатором наличия инфляционного давления в экономике, а также инструментом коммуникации центрального банка с экономическими агентами. Методы оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска можно условно разделить на одномерные статистические процедуры, полуструктурные и структурные подходы.

Одна из важнейших проблем в определении разрыва выпуска состоит в смещении оценок в последних точках выборки, что обуславливает необходимость применения различных инструментов для ее преодоления:

- расширение выборки за счет включения прогнозных значений (официальные прогнозы или расчеты, полученные на основе ARIMA-моделей);
- введение ограничений на изменение показателей в нескольких последних точках выборки;
- добавление переменных; дополнительные индикаторы способны снизить остроту проблемы «конечной точки», так как могут быть менее чувствительными к пересмотру данных и обычно позволяют уловить некий усредненный уровень отклонения ВВП от потенциального уровня.

Центральные банки в большинстве стран мира осуществляют оценку потенциального выпуска и разрыва выпуска, при этом для анализа состояния экономики, как правило, используется диапазон значений, полученных на основе различных методов.

В данном исследовании мы решили сконцентрироваться на неструктурном методе фильтрации Ходрика-Прескотта и на полуструктурной модели ненаблюдаемых компонент. Фильтр Ходрика-Прескотта использовался не только в одномерном варианте, но также в одномерном варианте с коррекцией краевых точек для учета возможного смещения и в многомерном варианте с включением уравнения кривой Филлипса. Модель ненаблюдаемых компонент оценивалась также в различных спецификациях, часть из которых включали уравнение кривой Филлипса.

Проведенные нами расчеты показали, что в период с 2002 по 2006 год разрыв выпуска находился в основном в районе нулевой отметки, то есть наблюдаемый выпуск

почти полностью соответствовал потенциальному. Иными словами, экономика в данный период времени развивалась сбалансированно.

Однако после 2006 года начался этап так называемого «перегрева» экономики, когда разрыв выпуска постоянно рос, достигнув в итоге пиковых значений на уровне 7% и 8% в 2008 году. Это означает, что в этот момент времени факторы производства, такие как капитал и труд, использовались на уровне, превышающем свой естественный уровень, что привело к превышению реального наблюдаемого ВВП в экономике над ее естественным (потенциальным) уровнем выпуска на 7-8%. Такая ситуация вызывала повышенное инфляционное давление экономики и была связана как с избыточно мягкой денежной и бюджетной политикой, так и со значительным притоком валюты в РФ из-за рубежа вследствие стремительного роста цен на нефть и сопутствующего притока капитала частного сектора в виде ссуд, займов, прямых и портфельных инвестиций. Отметим, что в силу «перегрева» экономики до кризиса 2008 г. падение ВВП более чем 10% ВВП по итогам кризиса во многом было связано именно со сдутием пузыря на ряде рынках.

С 2011 года после восстановления экономики разрыв выпуска вновь лишь незначительно (на 1-2%) превышал нулевую отметку. Однако в 2014 году с началом новой кризисной фазы в экономике РФ, связанной с падением мировых цен на нефть и введением экономических санкций в отношении России, разрыв выпуска стал снижаться.

На наш взгляд, важно подчеркнуть незначительную величину отрицательного разрыва выпуска в 2015 году⁸, что связано с уменьшением потенциального выпуска в РФ. Шок условий торговли вызывал отрицательный трансферт богатства из российской экономики, что приводит к ослаблению национальной валюты и удорожанию инвестиционного импорта. Это снижает уровень потенциального выпуска в экономике за счет более низких новых равновесных значений уровня капиталовооруженности.

⁸ Речь идет об оценке с помощью фильтра Калмана. Несмотря на то что оценки с использованием фильтра Ходрика-Прескотта показывают большие по абсолютной величине отрицательные значения разрыва выпуска, данный метод сопряжен с проблемой смещенности оценок в крайних точках, которая состоит в том, что предыдущие значения используются для сглаживания, тогда как будущими значениями мы не располагаем. Как показал наш анализ, при добавлении новых точек в выборку оценка с помощью фильтра Ходрика-Прескотта приближается к оценке, полученной с помощью фильтра Калмана.

Другим каналом снижения потенциального выпуска может быть падение совокупной факторной производительности вследствие ограничений на заимствование капитала и технологий: санкции и обесценившаяся национальная валюта ограничивают возможности заимствования средств и привлечения инвесторов из-за рубежа. Отметим, что ограничения на использование технологий могут еще сильнее сказаться на российской экономике в среднесрочной перспективе.

Таким образом, полученные нами результаты свидетельствуют в пользу того, что существенная часть падения темпов роста ВВП в 2015 г. носит структурный характер и обусловлена снижением прежде всего потенциального ВВП. Иными словами, меры стимулирования совокупного спроса в данной ситуации не позволят существенно увеличить темпы экономического роста, однако способны вызвать отток капитала и ускорение инфляции.

В заключение еще раз подчеркнем, что оценки разрыва выпуска носят во многом субъективный характер и в значительной степени зависят от заложенных в модель предпосылок и параметров оценивания. В связи с этим их можно использовать лишь как один из инструментов анализа экономической динамики.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Graff M, "Estimates of the output gap in real time: how well have we been doing?," Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series, DP2004/04, 2004.
2. Conway P and Hunt B, "Estimating Potential Output: a semi-structural approach," Reserve Bank of New Zealand, G97/9, 1997. 18 pp.
3. Mc Morrow K and Roeger W, "Potential Output : Measurement Methods, "New" Economy Influences and Scenarios for 2001-2010 - A Comparison of the EU15 and the US," 2001. 142 pp.
4. Cotis J.P., Elmeskov J., and Mourougane A. Estimates of potential output : benefits and pitfalls from a policy perspectives // In: The euro area business cycles: stylized facts and measurement issues. Centre for Economic Policy Research, 2004. pp. 35-60.
5. Anderton R et al., "Potential output from a euro area perspective," 2014.
6. Borio C et al., "Rethinking potential output: Embedding information about the financial cycle," 2013. 35 pp.
7. Brouwer G, "Estimating output gaps," 1998. 35 pp.
8. Hodrick R.J., Prescott E.C., "Post-war US business cycles: An empirical investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, 1997. pp. 1–16.
9. Цыплаков А., "Введение в моделирование в пространстве состояний," *Квантиль*, Т. 9, 2011. С. 1-24.
10. Mise E., Kim T.H., and Newbold P., "On suboptimality of the Hodrick–Prescott filter at time series endpoints," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 27, 2005. pp. 53–67.
11. King R.G., Rebelo S.T., "Low frequency filtering and real business cycles," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, 1993. pp. 207-231.
12. Baxter M., King R.G., "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, 1999. pp. 575-593.
13. Beveridge S., Nelson C.R., "A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transient components with particular attention to measurement of the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981. pp.

- 151-174.
14. Morley J.C., Nelson C.R., and Zivot E., "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP so Different?," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 2, 2003. pp. 235-243.
 15. Harvey A.C., Jaeger A., "Detrending, stylized facts and the business cycle," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, 1993. pp. 231-247.
 16. Clark P.K., "Trend reversion in real output and unemployment," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 1989. pp. 15-32.
 17. Watson M.W., "Univariate detrending methods with stochastic trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, 1986. pp. 49-75.
 18. Borio C et al., "A parsimonious approach to incorporating economic information in measures of potential output. Bank for International Settlements Working Papers, No 442," 2014. 41 pp.
 19. Gerlach S., Smets F., "Output gaps and monetary policy in the EMU area," *European Economic Review*, Vol. 43, 1999. pp. 801-812.
 20. Laxton D and Tetlow R, "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Technical Report No. 59. Ottawa: Bank of Canada," 1992.
 21. St-Amant P and Norden S, "Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. Technical Report No. 79," 1997. 75 pp.
 22. Butler L, "A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter. The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model (QPM), Part 4," 1996. 94 pp.
 23. Evans G., Reichlin L., "Information, forecasts, and measurement of the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, 1994. pp. 233-254.
 24. Gianella C et al., "What Drives the NAIRU? Evidence from a Panel of OECD Countries. OECD Economics Department Working Paper, No. 649," 2008. 51 pp.
 25. Vetlov I et al., "Potential output in DSGE models. Working paper series, no. 1351 / June 2011. European Central Bank," 2011. 49 pp.
 26. Blanchard O., Galí J., "Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 39, No. 1, 2007. pp. 35-66.
 27. Blanchard O.J., Quah D., "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989. pp. 655-673.

28. Bordoloi S., Das A., and Jangili R., "Estimation of Potential Output in India," *Reserve Bank of India Occasional Papers*, Vol. 30, No. 2, 2009. pp. 37-73.
29. Gălățescu AA et al., "Potential GDP Estimation for Romania," 2007.
30. Соколова А.В., "Инфляционные ожидания и кривая Филлипса:," *Финансы и кредит*, No. 11, 2014. pp. 61-67.
31. Backus D.K., Kehoe P.J., "International evidence on the historical properties of business cycles," *American Economic Review*, Vol. 82, 1992. pp. 864–888.
32. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М., "Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999-2014 годах," *Экономическая политика*, № 5, 2014. С. 7-37.