



**Немецкая экономическая группа
Исследовательский центр ИПМ**

Аналитические записки [PP/02/2014]

Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси?

Игорь Пелипась, Роберт Кирхнер, Энзо Вебер

Берлин/Минск, Июнь 2014



**ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ЦЕНТР ИПМ**
исследования • прогнозы • мониторинг

Информация об Исследовательском центре ИПМ

Исследовательский центр ИПМ был создан в 1999 г. в рамках совместного проекта Института приватизации и менеджмента (Минск, Беларусь) и CASE – Центра социальных и экономических исследований (Варшава, Польша). Центр входит в исследовательскую сеть фонда CASE. Исследовательский центр ИПМ активно сотрудничает с Немецкой экономической группой в Беларуси (GET Belarus). В рамках данного сотрудничества Центр осуществляет информационно-аналитическую поддержку Национального банка, Министерства экономики, Министерства финансов и других государственных и негосударственных организаций, вовлеченных в процесс формирования экономической политики в стране.

Миссия Исследовательского центра ИПМ – содействие повышению национальной конкурентоспособности через разработку рекомендаций для экономической политики на основе экономических исследований и продвижение профессионального диалога по актуальным проблемам экономического развития.

Исследовательский центр ИПМ

220088 Минск, Беларусь, ул. Захарова 50 б

Тел.: +375 (17) 2 100 105

Факс: +375 (17) 2 100 105

E-Mail: research@research.by

<http://www.research.by>

Информация о Немецкой экономической группе в Беларуси (GET Belarus)

Главной задачей Немецкой экономической группы в Беларуси является поддержание диалога по вопросам экономической политики с белорусским правительством, структурами гражданского общества и международными организациями. Эксперты Немецкой экономической группы имеют опыт консультирования по экономическим вопросам правительств ряда трансформационных стран, в том числе Украины, России и Молдавии. Исследовательский центр ИПМ и Немецкая экономическая группа предоставляют информационно-аналитическую поддержку Совету министров, Национальному банку, Министерству иностранных дел, Министерству экономики и другим учреждениям, вовлеченным в процесс формирования и реализации экономической политики в стране.

Немецкая экономическая группа

c/o Berlin Economics

Schillerstr. 59

D-10627 Berlin

Tel: +49 30 / 20 61 34 64 0

Fax: +49 30 / 20 61 34 64 9

E-Mail: info@get-belarus.de

<http://www.get-belarus.de>

© 2014 Немецкая экономическая группа

© 2014 Исследовательский центр ИПМ

Все права защищены.

Является ли разрыв выпуска полезным индикатором для монетарной политики в Беларуси?

Резюме

Связь между реальной экономикой и инфляцией является традиционно важной для монетарных властей. В этом контексте концепция разрыва выпуска играет важную роль в традиционной макроэкономической теории, прикладных исследованиях и анализе монетарной политики. Однако для использования в целях монетарной политики эта концепция должна быть операционализирована. Основной проблемой здесь является то, что и потенциальный выпуск, и разрыв выпуска, как производная величина от последнего – это непосредственно ненаблюдаемые переменные.

Основной вопрос данной работы – можно ли рассматривать разрыв выпуска в качестве полезного индикатора для монетарной политики в Беларуси? Мы попытались ответить на этот вопрос с эмпирической точки зрения, давая возможность данным говорить самим за себя и принимая при этом во внимание положения экономической теории. Для этого были рассмотрены два метода оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, в которых непосредственно учитывалась динамика инфляции, а именно: структурная векторная авторегрессия (SVAR) и модель с ненаблюдаемыми компонентами (UC).

Разрыв выпуска, рассчитанный на основе SVAR (без учета структурных сдвигов в рассматриваемых переменных), является очень близким к оценкам разрыва выпуска, полученным Национальным банком Республики Беларусь (НББ, 2014), по меньшей мере, для периода 2009q1–2013q4. Разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных моделей с ненаблюдаемыми компонентами, хотя и оставались в отрицательной области, но имели четкую тенденцию выхода в область положительных значений (закрывание разрыва). Согласно традиционной макроэкономической теории это означает, что **в настоящее время не существует причин для смягчения монетарной политики.**

Многомерная модель с ненаблюдаемыми компонентами, в которой реальный ВВП, инфляция и разрыв выпуска оценивались одновременно, демонстрирует положительную связь между инфляцией и разрывом выпуска. При этом коэффициент при разрыве выпуска равен 1.89. Одномерная модель инфляции подтверждает этот результат, и показывает, что разрывы выпуска, оцененные при помощи одномерных и многомерных моделей с ненаблюдаемыми компонентами, являются статистически значимыми переменными, и имеют положительный знак. Величины коэффициентов при разрыве выпуска изменяются в зависимости от выбранной длины лага в соответствующих моделях в диапазоне от 0.74 до 2.03. Оценки разрыва выпуска, полученные на основе моделей с ненаблюдаемыми компонентами, имеют определенное информационное содержание при моделировании инфляции. Эти модели превосходят по своим прогностическим способностям авторегрессионные модели, взятые в качестве базы сравнения. Полученные результаты являются новыми для экономики Беларуси, и демонстрируют практическую применимость моделей с ненаблюдаемыми компонентами при моделировании связи между инфляцией и разрывом выпуска.

Авторы

Игорь Пелипась

pelipas@research.by +375 17 / 210 01 05

Роберт Кирхнер

kirchner@berlin-economics.com +49 30 / 20 61 34 64 2

Энзо Вебер

enzo.weber@wiwi.uni-regensburg.de

Благодарность

Авторы выражают свою признательность сотрудникам Главного управления монетарной политики и анализа Национального банка республики Беларусь за плодотворную дискуссию и полезные комментарии при обсуждении первоначального варианта данной работы. При этом вся ответственность за ее содержание лежит на авторах.

Содержание

1. Введение.....	5
2. Краткий обзор концепции разрыва выпуска и основных методов его оценки	6
3. Аналитические основы.....	8
3.1. Структурная векторная авторегрессионная модель	9
3.2. Модели с ненаблюдаемыми компонентами	10
4. Используемые данные и их динамические характеристики	12
5. Результаты эконометрического анализа	16
5.1. Структурная векторная авторегрессионная модель	16
5.2. Модели с ненаблюдаемыми компонентами	18
5.3. Сравнение методов	20
5.4. Разрыв выпуска как индикаторная переменная для инфляции.....	21
6. Выводы и рекомендации для экономической политики	25
Литература.....	27
Приложение. Данные и тесты на сезонный единичный корень и множественные структурные сдвиги.....	29

1. Введение

Существующая связь между реальной экономикой и инфляцией традиционно является важной для денежных властей. В этом контексте концепция разрыва выпуска играет важную роль в традиционной макроэкономической теории, прикладных исследованиях и анализе монетарной политики. Теоретически разрыв выпуска представляет собой разность между фактическим и потенциальным выпуском, где под потенциальным выпуском подразумевается максимальный уровень выпуска, который может произвести экономика, используя все имеющиеся факторы производства без оказания на нее инфляционного давления. В случае, когда фактический выпуск превышает потенциальный, и разрыв выпуска становится положительным, имеет место давление на экономику со стороны спроса и рост уровня инфляции. Такая ситуация сигнализирует денежным властям о том, что денежная политика нуждается в ужесточении. Напротив, отрицательный разрыв выпуска, возникающей в результате того, что фактический выпуск оказывается ниже потенциального, подразумевает необходимость смягчения монетарной политики.

Для использования в целях монетарной политики, концепция разрыва выпуска должна быть операционализована. Основной проблемой здесь является то, что и потенциальный выпуск, и разрыв выпуска как производная величина от последнего – это непосредственно ненаблюдаемые переменные. По образному выражению Биллмейера (Billmeier, 2009), разрыв выпуска является привидением, которое должно быть поймано посредством статистических и эконометрических методов. Таким образом, чтобы быть полезным для практического использования, потенциальный выпуск и разрыв выпуска должны быть соответствующим образом оценены. В литературе предлагаются различные подходы и методы оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска. При этом хорошо известно, что все эти методы характеризуются существенной неопределенностью. Поэтому выбор метода для определения разрыва выпуска является нетривиальной задачей для аналитиков в области монетарной политики.

В Беларуси использовались различные методы при оценке потенциального выпуска и разрыва выпуска. Важные работы по данной проблематике были подготовлены в Национальном банке Республики Беларусь (НББ). Например, Мирончик (2006) предложила оценку разрыва выпуска в рамках калиброванной небольшой макроэкономической модели с использованием многомерного фильтра Калмана. В работе Демиденко и Кузнецова (2012) для оценки потенциального выпуска в Беларуси и его основных факторов использовались многомерные фильтры Ходрика-Прескотта (HP) и Калмана. Следует отметить, что в первой из отмеченных работ положительная причинно-следственная связь между разрывом выпуска и инфляцией является предопределенной в калиброванной модели, а во второй работе потенциальный выпуск и разрыв выпуска вообще не рассматриваются в контексте монетарной политики, поскольку предметом исследования авторов выступали только равновесные темпы роста белорусской экономики.

Оценки разрыва выпуска наряду с другими разрывами регулярно публикуются в аналитических обзорах НББ, однако, вне какой-либо количественной связи с инфляцией (см., например, НББ (2014)). Кроме того, оценки разрыва выпуска для экономики Беларуси традиционно публикуются в страновых отчетах Международного валютного фонда (МВФ). Согласно данным публикациям разрыв выпуска определялся на основе одномерных фильтров, таких как HP-фильтр, фильтр Кристиано-Фицджеральда (CF), а также при помощи SVAR моделей (IMF, 2013; 2014). Какие-либо комментарии относительно связи между разрывом выпуска и инфляцией в этих публикациях отсутствуют.

Надо признать, что количество исследований, где авторы пытаются рассмотреть связь между разрывом выпуска и инфляцией, чрезвычайно невелико. Насколько нам известно, Крук (2008) является одним из немногих авторов, кто попытался проанализировать влияние разрыва выпуска на инфляцию. Основной эконометрический результат этой работы может быть обобщен следующим образом: во всех спецификациях коэффициенты при разрыве выпуска с длиной лага от 0 до 3 являются либо статистически незначимыми, либо значимыми, но имеющими «неправильный» отрицательный знак (т.е. увеличение разрыва выпуска ведет к уменьшению инфляции). Автор приходит к выводу, что в целом предсказательная способность разрыва выпуска применительно к инфляции является крайне сомнительной в Беларуси.

В связи с этим возникают естественные вопросы: почему же тогда концепция разрыва выпуска является весьма популярной в белорусском контексте? В чем полезность этого индикатора, особенно для монетарной политики, если не существует эмпирического подтверждения содержательной связи между разрывом выпуска и инфляцией на основе белорусских данных? В данной работе мы попытались рассмотреть данные вопросы с эмпирической точки зрения, позволяя данным говорить самим за себя и при этом учитывая положения экономической теории. С этой целью были рассмотрены два метода оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, где в соответствующих расчетах принимается во внимание динамика инфляции. На этой основе было оценено информационное содержание разрыва выпуска как переменной, оказывающей влияние на динамику инфляции, и определена его полезность для целей монетарной политики.

Остальная часть работы организована следующим образом. Во втором разделе кратко рассматривается концепция разрыва выпуска и основные подходы и методы его оценки. В третьем разделе представлены аналитические основы для оценки разрыва выпуска, используемые в работе. Применяются два подхода: первый – основан на методологии SVAR, в основе второго подхода лежат модели с ненаблюдаемыми компонентами (UC), или так называемые структурные модели временных рядов. Эти подходы позволяют при оценке разрыва выпуска учесть динамику инфляции. В четвертом разделе анализируются динамические характеристики используемых данных. В пятом разделе представлены результаты оценки разрыва выпуска при помощи указанных выше методов, и дан их сравнительный анализ. Кроме того, здесь осуществляется эконометрическая оценка разрыва выпуска как фактора инфляции. В шестом разделе подводятся итоги, и рассматриваются их значение для монетарной политики.

2. Краткий обзор концепции разрыва выпуска и основных методов его оценки

Потенциальный выпуск и разрыв выпуска традиционно играет важную роль в монетарной политике, помогая предсказать динамику инфляции и удерживать ее на стабильно низком уровне. В целом потенциальный выпуск может быть определен как максимальный уровень выпуска, который может быть получен в экономике *без увеличения инфляции*.¹ Согласно традиционной экономической теории потенциальный выпуск обуславливается факторами производства и технологическим уровнем, и представляет собой потенциальную возможность национальной экономики производить товары и услуги для потребителей.

В рамках данной концепции разность между фактическим выпуском (реальным ВВП) и потенциальным выпуском рассматривается как один из основных факторов инфляционного давления в экономике. Эта разность представляет собой разрыв выпуска. В таком контексте положительный разрыв выпуска означает, что агрегированный спрос превышает потенциальный выпуск, и инфляция имеет тенденцию к росту. В свою очередь, отрицательный разрыв выпуска подразумевает недоиспользование экономического потенциала и уменьшение инфляционного давления в экономике. Их сказанного следует, что разрыв выпуска является важным индикатором для моделирования динамики инфляции и полезным инструментом для проведения монетарной политики.

Эта элегантная теоретическая концепция сталкивается с практической необходимостью получения оценок потенциального выпуска и разрыва выпуска. Проблема состоит в том, что потенциальный выпуск, также как и другие переменные, характеризующие равновесные состояния экономики, прямо не наблюдаемы, и должны быть получены на основе наблюдаемых макроэкономических данных при помощи соответствующих методов и моделей. Однако расчет потенциального выпуска – это нелегкая задача. Он может быть получен при помощи различных методов, начиная от чисто статистических фильтров и кончая всецело основанных на экономической теории динамических стохастических моделей общего равновесия (DSGE).

Можно отметить ряд подходов, применяемых для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска (см., например, Lim Choon Seng, 2007): методы прямой оценки, одномерные, многомерные и структурные методы. В данной работе не ставилась задача рассмотреть все возможные методы оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска. заинтере-

¹ Более подробно об истории концепции потенциального выпуска и разрыва выпуска и соответствующей дискуссии по данной проблеме см. Hauptmeier et al. (2009).

ресованный читатель может обратиться к обширной литературе по данной проблеме. Мы же, напротив, сфокусируемся на наиболее широко используемых методах в рамках указанных выше подходов.

Прямые методы оценки потенциального выпуска основываются на опросах предприятий, которые дают полезную информацию об уровне использования производственных мощностей предприятий. Однако в соответствующих опросных листах достаточно сложно операционализировать концепцию потенциального выпуска. Полученные данные представляют собой скорее важную первичную информацию относительно оценки загрузки производственных мощностей, чем уровня производственного потенциала. Следовательно, прямые методы оценки главным образом ориентированы на определения поворотных точек в бизнес-цикле. Субъективность ответов респондентов здесь также должна быть принята во внимание.

При оценке потенциального выпуска и разрыва выпуска широко используются одномерные статистические методы. Эти методы используют только информацию, содержащуюся в отдельном временном ряду. Одномерный фильтр Ходрика-Прескотта (Hodrick, Prescott, 1997), несомненно, является одним из самых популярных. Основная идея HP-фильтра заключается в разложении временного ряда на ненаблюдаемые компоненты, а именно, тренд и цикл, посредством использования двухстороннего метода скользящего среднего. Явным достоинством данного метода выступает его простота и доступность практически во всех эконометрических пакетах. Тренд, полученный на основе HP-фильтра, рассматривается как потенциальный выпуск, в то время как цикл представляет собой разрыв выпуска. Гибкость в использовании данного фильтра достигается посредством установления специального параметра сглаживания λ (для квартальных данных этот параметр обычно выбирается равным 1600). Основные недостатки данного метода хорошо известны: произвольность в выборе параметра сглаживания и искажения на концах выборки (уровень потенциального выпуска более зависит от вариации фактического выпуска в начале и в конце выборки), возможность получения ложной цикличности при применении HP-фильтра к интегрированный и почти интегрированным временным рядам, а также чрезмерное сглаживание структурных сдвигов.

Существуют и другие одномерные методы оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска: разложение Бевериджа-Нельсона (Beveridge-Nelson), фильтры Бакстера-Кинга (Baxter-King) и Кристиано-Фицджеральда (Cristiano-Fitzgerald) и др. Все эти методы доступны в популярных эконометрических пакетах. Следует отметить одну особенность всех рассмотренных выше методов: они являются чисто статистическими, не основываются на каких-либо соображениях экономической теории, и дают в итоге тренд в динамике реального выпуска. В результате разрыв выпуска представляет собой отклонение от этого тренда.

Многомерные и структурные методы позволяют учесть экономическую теорию при оценке потенциального выпуска и разрыва выпуска. Среди этих методов можно отметить многомерный HP-фильтр, многомерные модели с ненаблюдаемыми компонентами, SVAR модели, метод производственной функции и DSGE модели. Все многомерные модели позволяют включать дополнительные переменные, которые могут быть релевантными с точки зрения экономической теории. Более подробно с обсуждением различных методов оценки потенциального выпуска и использования этих оценок для анализа экономической политики можно ознакомиться в Cotis, Elmeskov, Mourougane (2004).

Отдельно следует отметить оценки потенциального выпуска в рамках различных DSGE² моделей, которые стали в последнее десятилетие весьма популярными. В работе Vetlov, et al. (2011) понятие потенциального выпуска в контексте DSGE моделей рассматривается как концептуально, так и эмпирически. Касательно темы данной работы, авторы делают некоторые интересные выводы: (1) сравнение оценок разрыва выпуска, полученных на основе DSGE моделей и при помощи традиционных методов, показывает, что они могут иметь существенные различия. При этом подобно традиционным оценкам, полученные на основе DSGE моделей оценки также подвержены большой неопределенности, отражающей неопределенность в режиме реального времени, неопределенность параметров, а также неопределенность, вытекающую из важных допущений, лежащих в основе иденти-

² Критика DSGE моделей представлена в Morley (2010).

фикации структурных шоков модели; (2) отсутствуют убедительные свидетельства, что эмпирические оценки разрыва выпуска, полученные на основе более больших и реалистичных DSGE моделей, дают более лучшие оценки инфляционного давления, чем традиционные методы; (3) влияние разрыва выпуска на инфляцию и соотношение между выпуском и стабилизацией инфляции зависит от типа шоков и других структурных особенностей анализируемой экономики.

Существующее многообразие методов, которые могут быть использованы для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, ведет к существенному расхождению в оценках разрыва выпуска, которые предлагаются лицам, принимающим экономические решения. Выбор методов для наилучшей оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска превращается в охоту за привидением (Billmeier, 2004; 2009) в экономическом анализе. Не наблюдаемая сущность этих переменных делает практически невозможным нахождение наилучшей оценки, поскольку точная статистическая ошибка потенциального выпуска никогда не будет известна. В такой ситуации различные методы могут вести к различным рекомендациям в области экономической политики. Какому же методу следует отдать предпочтение на практике, если такой вообще существует?

На наш взгляд ответ очевиден. Чтобы оценки разрыва выпуска были полезны для монетарной политики, они должны иметь значимое влияние на инфляцию с теоретически ожидаемым знаком (положительный разрыв выпуска должен вести к увеличению инфляции, а отрицательный – к уменьшению). Без соблюдения этого требования разрыв выпуска становится бесполезным индикатором для осуществления монетарной политики, и может быть использован только как мера отклонения фактического выпуска от потенциального при анализе бизнес цикла без какого-либо отношения к проблеме инфляции. Конечно, здесь надо сделать некоторые замечания. Если мы имеем дело с низкокачественной статистикой или искажениями в данных, или сталкиваемся с такой монетарной политикой, которая искажает естественные связи между макроэкономическими переменными, в таких специфических условиях реально полезный индикатор может стать бесполезным.

Важно также отметить, в динамике инфляции могут наблюдаться различные структурные сдвиги, характеризующие разные режимы экономической политики, внутренние и внешние шоки. Эти структурные сдвиги могут затушевывать реальную связь между разрывом выпуска и инфляцией. Следовательно, такие структурные сдвиги должны быть учтены при оценке разрыва выпуска и моделировании его связи с инфляцией.

Важной предпосылкой при выборе метода оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска является доступность надежных данных. Поэтому в условиях ограниченности макроэкономических данных более простой метод может оказаться предпочтительнее более сложного, основанного на более крепкой теоретической базе.

Таким образом, выбирая из многообразия подходов и методов для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, мы исходили из следующего: (1) в модели должны быть явным образом учтены соображения теоретического характера (по меньшей мере, в модели должна быть учтена динамика инфляции. Следовательно, необходимы многомерные подходы); (2) данные, используемые для расчетов должны быть непосредственно наблюдаемыми, доступными и надежными. Два из рассмотренных выше метода отвечают данным условиям, а именно метод, основанный на SVAR модели, и метод, основанный на одномерных и многомерных моделях с ненаблюдаемыми компонентами.

3. Аналитические основы

В данной работе мы использовали два метода оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска. Первый метод основывается на широко известной и часто цитируемой статье Blanchard, Quah (1989), в которой для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска используется SVAR модель с долгосрочными идентификационными ограничениями, основанными на экономической теории. Второй метод базируется на достаточно новой работе Harvey (2011), где связь между инфляцией и разрывом выпуска (кривая Филлипса) анализируется посредством одномерной и многомерной модели с ненаблюдаемыми компонентами. Модели, используемые в работе для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска, рассматриваются ниже.

3.1. Структурная векторная авторегрессионная модель

В Blanchard, Quah (1989) была предложена макроэкономическая модель только с двумя переменными (реальный ВВП и уровень безработицы), в которой реальный выпуск испытывает влияние двух шоков: спроса и предложения. Согласно гипотезе о естественном уровне безработицы, шоки со стороны спроса не имеют долгосрочного эффекта на уровень реального ВВП (шоки со стороны спроса могут оказать влияние на реальный ВВП только в краткосрочном периоде). Напротив, шоки со стороны предложения или шоки производительности предположительно должны оказывать перманентное влияние на реальный выпуск. Указанные авторы оценивают векторную авторегрессионную модель с двумя переменными, и определяют структурные шоки, накладывая долгосрочное ограничение, согласно которому шоки со стороны спроса имеют только временный эффект на реальный выпуск.

Таким образом, основная идея такой двухфакторной SVAR модели – это разложение реального выпуска на три компонента, а именно: (1) детерминистический тренд, (2) компонент, обусловленный шоками, имеющими перманентный эффект на экономику со стороны предложения, (3) компонент, обусловленный шоками, влияющими на спрос в краткосрочном периоде. Первые два компонента представляют собой потенциальный выпуск, в то время как последний может трактоваться как разрыв выпуска. Следует отметить, что в рамках данной модели потенциальный выпуск и разрыв выпуска определяется одновременно.

В нашей работе мы применили данный метод, используя уровень инфляции вместо уровня безработицы. При этом была использована двухфакторная SVAR модель, включающая реальный ВВП (с корректировкой на сезонность) – $\Delta r g d p_t^{sa}$ и уровень инфляции (с корректировкой на сезонность) – $\Delta c p i_t^{sa}$.³ Соответствующая система уравнений может быть представлена как вектор коварианто стационарных переменных с нулевыми ожидаемыми средними – $x_t = [\Delta r g d p_t^{sa}, \Delta c p i_t^{sa}]'$. SVAR модель может быть выражена в виде бесконечно-скользящего среднего для реального ВВП и инфляции:

$$x_t = A(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i}, \quad (1)$$

где $A(L)$ – лаговый полином размерности 2×2 ; $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d]'$ – вектор экзогенных, ненаблюдаемых структурных шоков (шоки со стороны предложения и спроса соответственно), удовлетворяющих условиям $E[\varepsilon_t] = 0$ и $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$.

Для идентификации структурной модели, необходимо оценить следующую векторную авторегрессионную модель (VAR) приведенной формы:

$$x_t = \Phi(L)x_t + e_t = \sum_{i=0}^p \Phi_i x_{t-i} + e_t, \quad (2)$$

где $\Phi(L)$ – лаговый полином порядка p и размерности 2×2 ; e_t – вектор оцененных остатков векторной авторегрессионной модели приведенной формы с $E[e_t] = 0$ и $E[e_t e_t'] = \Sigma$.

Приведенная форма может быть инвертирована при помощи разложения Вольда, что дает в результате приведенную форму скользящего среднего:

$$x_t = C(L)e_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i}, \quad (3)$$

где $C(L)$ – лаговый полином, которой может быть выражен как $\Phi(L)$ следующим образом: $C(L) = [1 - \Phi(L)L]^{-1}$.

Из (1) and (2) следует, что инновации приведенной формы e являются линейными относительно структурных инноваций ε :

³ Описание используемых переменных представлено в табл. 1.

$$e_t = A_0 \varepsilon_t, \quad (4)$$

где A_0 – матрица одновременных эффектов структурных инноваций размерности 2×2 . При этом

$$E[e_t e_t'] = A_0 E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A_0'. \quad (5)$$

Поскольку $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$, тогда

$$A_0 A_0' = \Sigma. \quad (6)$$

Для того, чтобы извлечь структурные инновации, необходимо наложить достаточное количество ограничений идентификации для определения элементов матрицы A_0 . Три элемента ограничений получаются из симметричной матрицы $\Sigma = A_0 A_0'$ размерности 2×2 . Следовательно, одно ограничение идентификации должно быть наложено для получения четырех неизвестных элементов матрицы A_0 . Такое ограничение основывается на экономической теории и предполагает, что шоки со стороны спроса не оказывают долгосрочного влияния на реальный ВВП:⁴

$$\sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) = 0. \quad (7)$$

где $A_i(i, j)$ – элементы строки i и столбца j матрицы A_i .

Остатки VAR модели без ограничений и оцененные параметры A_0 могут быть использованы для построения вектора экзогенных структурных шоков. Так как потенциальный ВВП относится к перманентному компоненту ВВП в системе уравнений, то уравнение, характеризующее темпы роста потенциального ВВП может быть получено при помощи вектора шоков со стороны предложения:

$$\Delta \text{rgdp}_t^{sa, potential} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,1) \varepsilon_t^s. \quad (8)$$

Аналогично темпы роста разрыва выпуска могут быть получены следующим образом:

$$\Delta \text{rgdp}_t^{sa, gap} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i(1,2) \varepsilon_t^d. \quad (9)$$

В свою очередь, легко могут быть получены и уровни потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Для оценки потенциального выпуска и разрыва выпуска при помощи рассмотренной выше методологии, мы использовали встроенную процедуру (HDecomp) для эконометрического пакета Eviews, которая позволяет осуществить разложение временного ряда в рамках VAR модели в зависимости от влияния различных шоков (*historical decomposition*).⁵

3.2. Модели с ненаблюдаемыми компонентами

В Harvey (2011) взаимосвязь между инфляцией и разрывом выпуска моделируется при помощи моделей с ненаблюдаемыми компонентами. При этом рассматриваются как одномерные, так и многомерные модели. В первом случае разрыв выпуска оценивается на основе одномерной модели с ненаблюдаемыми компонентами для реального выпуска. Затем полученный разрыв выпуска включается в одномерную модель с ненаблюдаемыми компонентами для инфляции. В многомерном случае выпуск, инфляция и разрыв выпуска моделируются одновременно.

В рамках одномерной модели разрыв выпуска может быть оценен на основе модели с ненаблюдаемыми компонентами для реального выпуска. Модель для тренда-цикла можно

⁴ Роль инерционности при использовании долгосрочных ограничений идентификации рассматривается в Tschernig et al. (2013, 2014).

⁵ Данная встроенная процедура разработана Eren Ocakverdi; см. <http://www.eviews.com/Addins/addins.shtml>.

представить следующим образом:

$$rgdp_t^{sa} = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

где μ_t – интегрированный процесс случайного блуждания,

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t = 1, \dots, T, \end{aligned} \quad (11)$$

ψ_t – стохастический цикл, β_t – угол наклона тренда, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$, и $\xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$.

Стохастический цикл представляет собой

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (12)$$

где λ_c – частота в радианах, ρ – коэффициент затухания, принимающий значения $0 \leq \rho \leq 1$, и κ_t, κ_t^* – два взаимно независимых ряда остатков, представляющих собой белый шум и имеющих нулевое среднее и общую дисперсию σ_k^2 . Остатки $\varepsilon_t, \xi_t, \kappa_t, \kappa_t^*$ являются последовательно и взаимно некоррелированными, случайный компонент и угол наклона имеют дисперсию σ_ε^2 и σ_ξ^2 .

В данной модели сглаженные оценки цикла могут рассматриваться как разрыв выпуска. Следует отметить, что НР-фильтр является особым случаем рассмотренной модели с ненаблюдаемыми компонентами. Однако модель с ненаблюдаемыми компонентами не имеет «проблемы концов выборки», а также может быть использована для прогнозирования потенциального выпуска и разрыва выпуска.

Поскольку трендовая инфляция хорошо аппроксимируется процессом случайного блуждания без смещения, она может быть смоделирована как случайное блуждание плюс белый шум или как модель с локальным уровнем:

$$\Delta cpi_t^{sa} = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T, \quad (13)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad t = 1, \dots, T. \quad (14)$$

Остатки ε_t и η_t являются последовательно и взаимно некоррелированными, нормально и независимо распределенными с нулевым средним и дисперсией σ^2 .

Фактически μ_t в (11) представляет собой базовую (трендовую) инфляцию. По аналогии с моделью для выпуска стохастический цикл ψ_t также может быть включен и в модель инфляции. Чтобы протестировать наличие связи между инфляцией и разрывом выпуска в рамках одномерной модели, в модель инфляции следует включить разрыв выпуска с определенным лагом:

$$\Delta cpi_t^{sa} = \mu_t + \psi_t + a_1 x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (15)$$

где x_{t-j} – разрыв выпуска из модели (11–12) и $j = 0, 1, 2$ в нашем случае.⁶

В многомерной модели инфляция и выпуск моделируются одновременно следующим образом:

⁶ Одновременно в модели (15) используется только один лаг.

$$\begin{bmatrix} \Delta cpi_t^{sa} \\ rgdp_t^{sa} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_t^{\Delta cpi} \\ \mu_t^{rgdp} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_t^{\Delta cpi} \\ \psi_t^{rgdp} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\Delta cpi} \\ \varepsilon_t^{rgdp} \end{bmatrix}, \quad (16)$$

где $\mu_t^{\Delta cpi}$ – процесс случайного блуждания как в (14) и μ_t^{rgdp} – интегрированный процесс случайного блуждания как в (11).

Стохастические циклы моделируется как «однородные циклы», таким образом, что если $\psi_t = (\psi_t^{\Delta cpi}, \psi_t^{rgdp})'$, то

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \otimes \mathbf{I}_2 \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (17)$$

где κ_t и κ_t^* – вектор остатков размерности 2×1 так, что $E(\kappa_t \kappa_t') = E(\kappa_t^* \kappa_t^{*'}) = \Sigma_k$, где Σ_k – ковариационная матрица размерности 2×2 и $E(\kappa_t \kappa_t^{*'}) = 0$.

Цикл инфляции может быть разложен на две независимые составляющие, одна из которых зависит от цикла реального ВВП, т.е. $\psi_t^{\Delta cpi} = \beta \psi_t^{rgdp} + \psi_t^{\Delta cpi \dagger}$, где

$$\beta = Cov(\psi_t^{\Delta cpi}, \psi_t^{rgdp}) / Var(\psi_t^{rgdp}) = Cov(\kappa_t^{\Delta cpi}, \kappa_t^{rgdp}) / Var(\kappa_t^{rgdp}), \quad (18)$$

и $\psi_t^{\Delta cpi \dagger}$ – циклический компонент, относящийся к инфляции.

Соответствующая подстановка в уравнение инфляции в (16) дает

$$\Delta cpi_t^{sa} = \mu_t^{\Delta cpi} + \beta \psi_t^{rgdp} + \psi_t^{\Delta cpi \dagger} + \varepsilon_t^{\Delta cpi}. \quad (19)$$

Если остатки циклов $\kappa_t^{\Delta cpi}$ и κ_t^{rgdp} являются совершенно коррелированными, тогда выражение (19) соответствует взаимосвязи между инфляцией и разрывом выпуска с нулевым лагом.

Оценка одномерных и многомерных моделей с ненаблюдаемыми компонентами осуществлялась при помощи модуля Stamp 8.3 в эконометрическом пакете OxMetrics 7.0.⁷ Следует отметить, что для отражения должным образом динамики исследуемых переменных, должны быть учтены возможные структурные сдвиги при использовании УС моделей. В следующем разделе мы определяем множественные структурные сдвиги в рассматриваемых переменных, и затем используем их в последующих расчетах. Кроме того, в программе Stamp 8.3 реализована процедура автоматического определения выбросов, сдвигов среднего и изломов тренда. Программа задает набор потенциальных выбросов, сдвигов среднего и изломов тренда для одномерных и многомерных моделей при помощи двухшаговой процедуры основанной на сопутствующих остатках. При этом сначала оценивается заданная модель, и изучаются ее диагностические характеристики, а затем выбирается первоначальный набор потенциальных выбросов, сдвигов среднего и изломов тренда на основе сопутствующих остатков. После переоценки модели остаются только те фиктивные переменные, которые оказываются достаточно значимыми (см. Koopman et al. (2009)). Указанная процедура также использовалась в дальнейшем анализе.

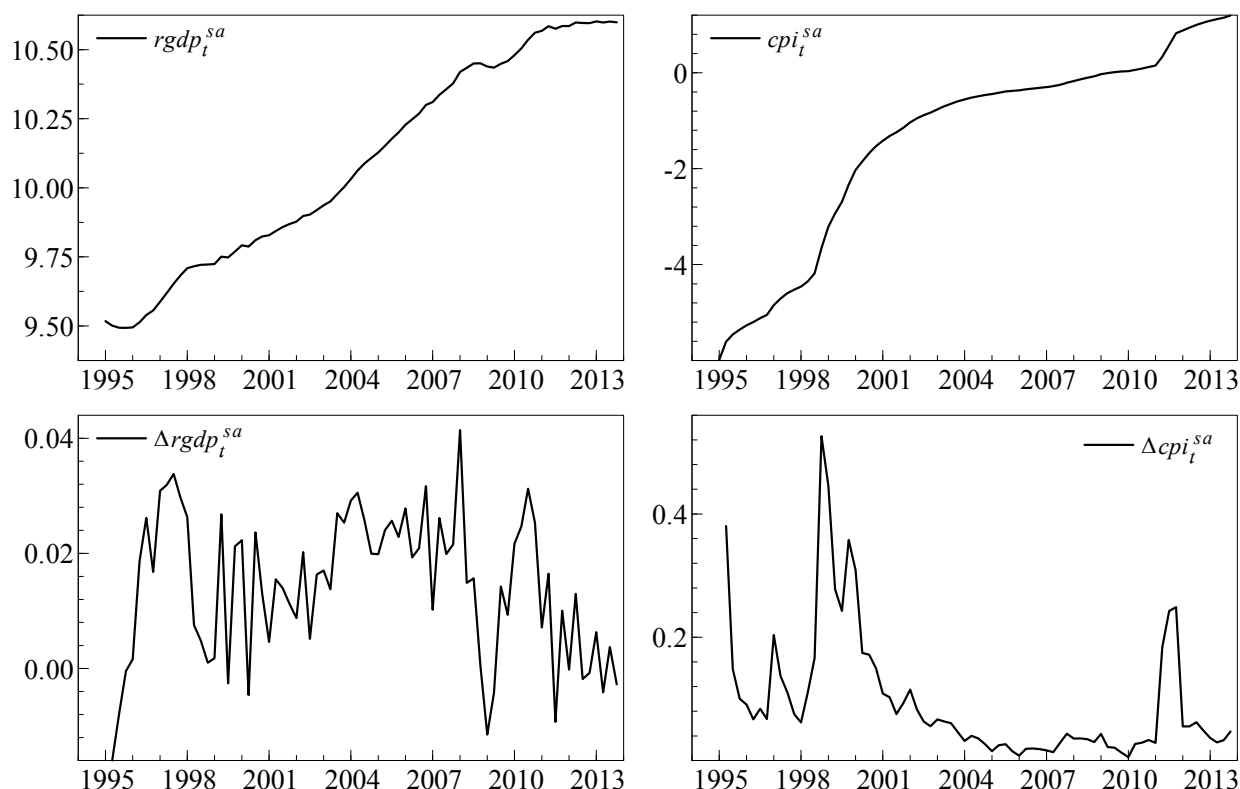
4. Используемые данные и их динамические характеристики

Для эконометрического моделирования мы использовали квартальные данные о реальном ВВП в ценах (средних) 2009 г. за период 1995q1–2013q4. Официальная статистика не представляет данные за весь рассматриваемый период о реальном ВВП в средних ценах 2009 г. Поэтому реальный ВВП за ряд лет в ценах 1995, 2000 и 2005 гг. был пересчитан в цены 2009 г. посредством имеющихся квартальных темпов роста реального ВВП. Квартальные данные по индексу потребительских цен (CPI) были получены путем усреднения помесечных данных.

⁷ См. Koopman, Harvey, Doornik, Shephard (2009).

Затем исходные данные тестировались на наличие сезонности, и при необходимости осуществлялась соответствующая корректировка. Для корректировки на сезонность использовалась процедура X-13ARIMA-SEATS.⁸ Для получения данных, скорректированных на сезонность, необходимо правильно специфицировать модель ARIMA(p, d, q)(P, D, Q). В рамках процедуры 13ARIMA-SEATS выбор параметров d и D, характеризующих порядок интегрированности данных, может быть осуществлен автоматически. Однако порядок интегрированности данных, определенный в автоматическом режиме иногда дает результаты, несоответствующие реальным динамическим характеристикам временных рядов. Поэтому для определения порядка интегрированности переменных было проведено их тестирование на наличие сезонного единичного корня при помощи HEGY-теста (Hylleberg, Engle, Granger, Yoo, 1990)⁹. Визуализация данных и формальный эконометрический анализ показывают, что реальный ВВП и индекс потребительских цен являются нестационарными переменными, содержащими обычный и сезонный единичный корень. Сезонные разности не приводят к стационарности временных рядов. Для обеспечения стационарности необходимо использовать также и первые разности. Основываясь на этих результатах, мы применили процедуру корректировки на сезонность с выбором ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) в полуавтоматическом режиме при фиксации параметров d=1 и D=1. Данные, скорректированные на сезонность, в натуральных логарифмах представлены на рис. 1. Первые разности этих временных рядов являются аппроксимациями темпов роста реального ВВП и индекса потребительских цен.

**Рис. 1. Используемые данные
(логарифмическая шкала, корректировка на сезонность)**



Источник: расчеты авторов.

Традиционные тесты на единичный корень дают неоднозначные в чем-то противоречивые результаты для переменных в первых разностях. В частности, для Δcpi_t^{sa} стандартный (расширенный) ADF-тест явно отвергает нулевую гипотезу о единичном корне, в то время как ADFGLS-тест (Elliot, et al., 1996) не отвергает нулевую гипотезу. В то же время KPSS-тест (Kwiatkowski, et al., 1992) отвергает нулевую гипотезу о стационарности на 5%

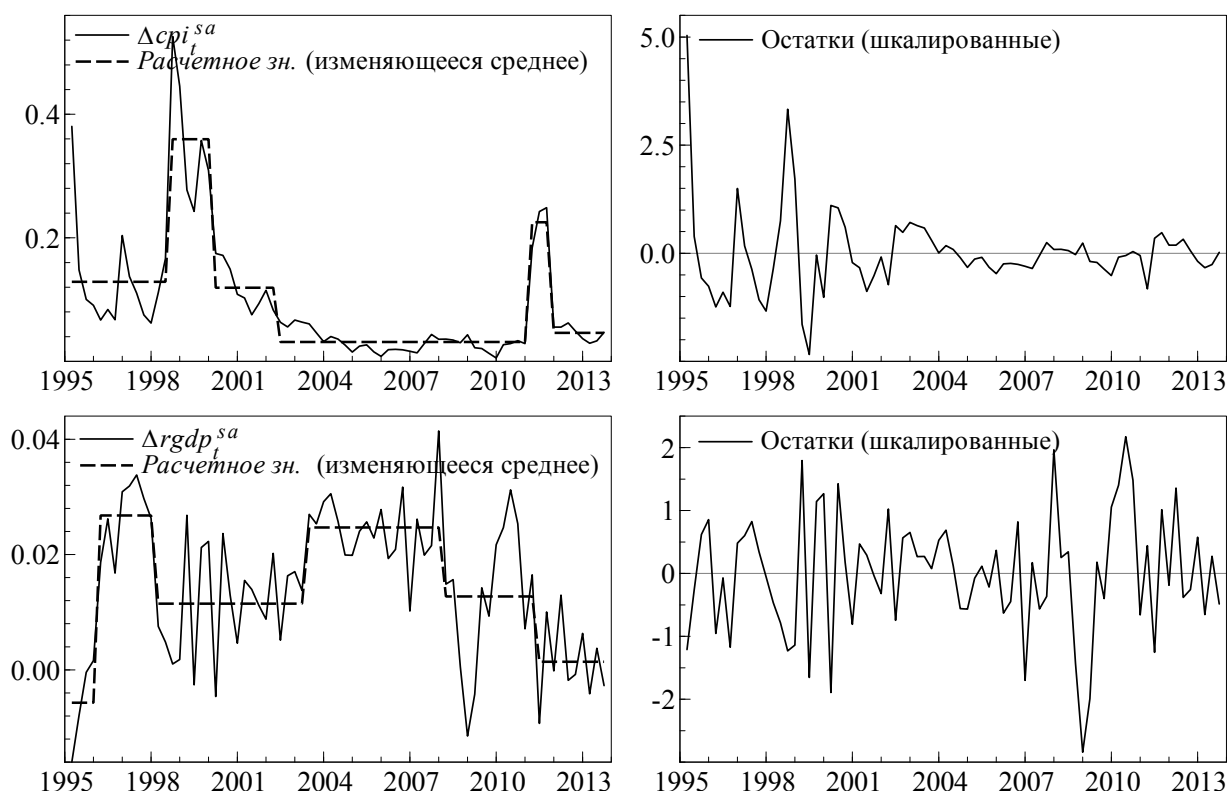
⁸ Более подробно см. <http://www.census.gov/srd/www/x13as>.

⁹ См. приложение, Таблица A1.

уровне значимости. Для $\Delta r_{gdp}_t^{sa}$ единичный корень отвергается ADF-тестом и стационарность не может быть отвергнута KPSS-тестом, тогда как ADFGLS-тест не отвергает нулевую гипотезу о единичном корне. Графики соответствующих временных рядов указывают на наличие множественных структурных сдвигов (сдвигов среднего) в первых разностях анализируемых данных (рис. 1). Принимая во внимание то, что структурные сдвиги оказывают сильное влияние на стандартные тесты на единичный корень и стационарность, мы в первую очередь осуществили формальное определение таких сдвигов.

Для идентификации этих структурных сдвигов был использован тест Баи-Перрона на наличие множественных структурных сдвигов (Bai, Perron, 1998; 2003) применительно к первым разностям исследуемых переменных. В рамках данного подхода минимизируется сумма квадратов остатков с целью выявления точек для k структурных сдвигов во временном ряду Δy_t и определения, таким образом, $k+1$ режимов в динамике изучаемой переменной на основе следующей модели: $\Delta y_t = \gamma_{k+1} + \tau_t$, где Δy_t – исследуемая переменная; γ_{k+1} – набор из $k+1$ констант, которые характеризуют средние значения переменной для каждого из режимов $k+1$ regimes; τ_t – остатки регрессии. При этом осуществляется корректировка на автокорреляцию посредством резервирования определенной части выборки, что соответствует минимальной протяженности режима (в нашем случае используется тримминг-фактор, равный 0.05 от всей выборки). Окончательная модель выбиралась на основе байесовского информационного критерия (BIC).

Рис. 2. Тест Баи-Перрона на множественные структурные сдвиги



Источник: расчеты авторов.

На рис. 2 представлены результаты данных тестов в графическом виде.¹⁰ Как видим, для показателя инфляции была выявлено пять структурных сдвигов (1998q4, 2000q2, 2002q3, 2011q2, 2012q1) и такое же количество для темпов роста реального ВВП (1996q2, 1998q2, 2003q3, 2008q2, 2011q3). Когда эти структурные сдвиги принимаются во внимание, можно сделать вывод, что рассматриваемые переменные, в конечном счете, являются стационар-

¹⁰ Результаты формального тестирования на множественные структурные сдвиги представлены в Приложении, Таблица А2.

ными. Формальные тесты на единичный корень с учетом множественных структурных сдвигов явным образом отвергают нулевую гипотезу о единичном корне как для Δcpi_t^{sa} , так и для $\Delta rgdp_t^{sa}$ (t -ADF равна -10.22 и -7.52 соответственно, что превышает критическое значение на 1% уровне значимости).¹¹

Это обстоятельство играет важную роль при анализе связи между инфляцией и разрывом выпуска, и соответствующие ступенчатые фиктивные переменные (если они оказываются значимыми) должны быть включены в эконометрические модели для адекватного отражения динамики инфляции.

В табл. 1 представлено подробное описание используемых данных и все трансформации временных рядов, используемые в работе.

Таблица 1. Используемые данные

Обозначение	Переменная	Описание	Источник
$RGDP_t$	Реальный валовой внутренний продукт (ВВП) в средних ценах 2009 г., квартальные данные, млрд BYR	-	Собственные расчеты на основе данных Белстата
CPI_t	Индекс потребительских цен (CPI), квартальные данные, 2009=1	Среднее из помесечных данных	Собственные расчеты на основе данных Белстата
$RGDP_t^{sa}$	Сезонно скорректированный реальный ВВП	X-13ARIMA-SEATS: автоматическая процедура TRAMO-SEATS с фиксированными $d=1$, $D=1$ и итоговой спецификацией ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0); контаминированные данные для 2013q1 были скорректированы; идентифицирована существенная сезонность	Собственные расчеты
CPI_t^{sa}	Сезонно скорректированный CPI	X-13ARIMA-SEATS: автоматическая процедура TRAMO-SEATS с фиксированными $d=1$, $D=1$ и итоговой спецификацией ARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 1); идентифицирована существенная сезонность	Собственные расчеты
$rgdp_t$	Натуральный логарифм (ln) реального ВВП	$rgdp_t = \ln RGDP_t$	Собственные расчеты
cpi_t	Натуральный логарифм (ln) CPI	$cpi_t = \ln CPI_t$	Собственные расчеты
$\Delta rgdp_t$	Логарифмические первые разно-	$\Delta rgdp_t = rgdp_t - rgdp_{t-1}$	Собственные

¹¹ В Пелипась (2011, 2012) показывается, что расширенный тест Дики-Фуллера по своей сути является одномерным случаем векторной авторегрессионной модели с механизмом корректировки равновесия. Если интересующая нас переменная является стационарной, тогда она коинтегрирована сама с собой. Это означает, что любое отклонение переменной от ее равновесного уровня после соответствующего шока будет скорректировано. Фактически это аналогично коэффициентам обратной связи в многомерной коинтегрированной модели Йохансена (Johansen), которые характеризуют скорость корректировки равновесия в системе уравнений. В этом контексте представляется возможным переформулировать тест на единичный корень Дики-Фуллера, рассматривая множественные структурные сдвиги в среднем, определенные эндогенно, так же, как и в векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия в случае, когда константа включена в коинтеграционное пространство. Соответствующий коэффициент в тесте Дики-Фуллера может трактоваться, как механизм корректировки равновесия и его значимость может быть определена при помощи критических значений для теста на коинтеграцию в рамках условной модели с корректировкой равновесия (см. Ericsson, MacKinnon (2002)). Ступенчатые фиктивные переменные в тесте Дики-Фуллера могут рассматриваться, как дополнительные переменные в коинтеграционном векторе, а используемые критические значения будут соответствовать общему количеству таких переменных. Если определены точки структурных сдвигов, предлагаемый подход позволяет осуществлять тестирование на единичный корень при любом количестве структурных сдвигов.

Обозначение	Переменная	Описание	Источник
	сти реального ВВП		расчеты
Δcpi_t	Логарифмические первые разности CPI	$\Delta cpi_t = cpi_t - cpi_{t-1}$	Собственные расчеты
$\Delta_4 rgdp_t$	Логарифмические четвертые разности (сезонные) реального ВВП	$\Delta_4 rgdp_t = rgdp_t - rgdp_{t-4}$	Собственные расчеты
$\Delta_4 cpi_t$	Логарифмические четвертые разности (сезонные) CPI	$\Delta_4 cpi_t = cpi_t - cpi_{t-4}$	Собственные расчеты
$rgdp_t^{sa}$	Натуральный логарифм (ln) реального ВВП, скорректированного на сезонность	$rgdp_t^{sa} = \ln RGP_t^{sa}$	Собственные расчеты
cpi_t^{sa}	Натуральный логарифм (ln) CPI, скорректированного на сезонность	$cpi_t^{sa} = \ln CPI_t^{sa}$	Собственные расчеты
$\Delta rgdp_t^{sa}$	Логарифмические первые разности реального ВВП, скорректированного на сезонность	$\Delta rgdp_t^{sa} = rgdp_t^{sa} - rgdp_{t-1}^{sa}$	Собственные расчеты
Δcpi_t^{sa}	Логарифмические первые разности CPI, скорректированного на сезонность	$\Delta cpi_t^{sa} = cpi_t^{sa} - cpi_{t-1}^{sa}$	Собственные расчеты
GAP_{t-j}	Различные показатели разрыва выпуска в логарифмах	Рассчитано на основе HP-фильтра, SVAR моделей, UC моделей	Собственные расчеты

5. Результаты эконометрического анализа

5.1. Структурная векторная авторегрессионная модель

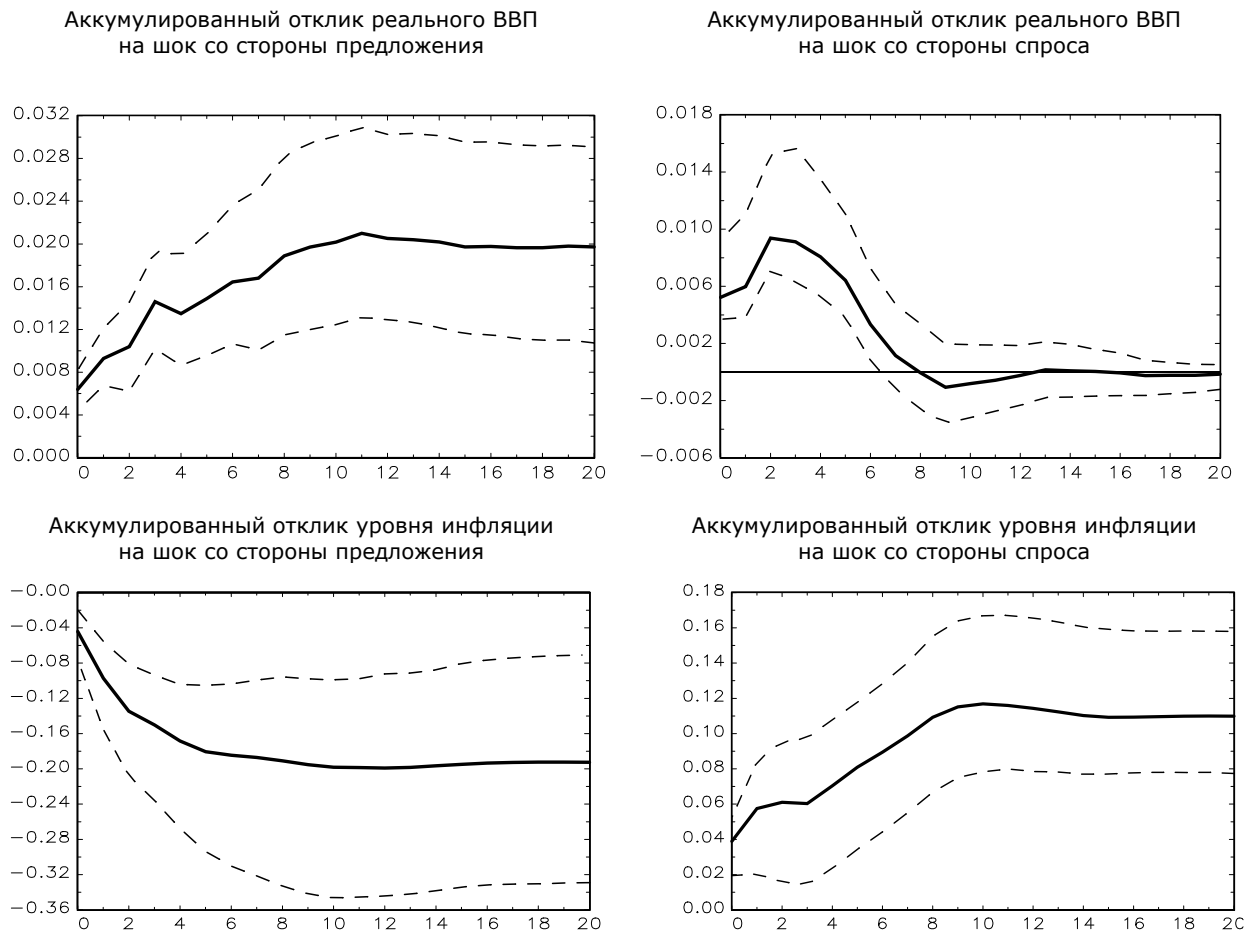
Для оценки разрыва выпуска при помощи SVAR модели была специфицирована VAR с лагом, равным 5, константой и трендом. Такая спецификация согласуется с используемыми данными. Порядок VAR выбирался на основе LR-теста (последовательный модифицированный LR-тест) и целого набора различных критериев, а именно FPE (финальная ошибка предсказания), AIC (информационный критерий Акайка) и HQ (информационный критерий Ханнана-Куинна). Причисленные критерии показывают, что порядок VAR модели с лагом, равным 5, является оптимальным (только информационный критерий Шварца предлагает лаг, равный 1, что явно не отражает реальную динамику временных рядов). В целом модель с 5 лагами проходит тесты спецификации. Нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков до 5 лагов включительно и гетероскедастичности остатков не отвергается на общепринятых уровнях значимости. В уравнении для Δcpi_t^{sa} остатки не являются нормально распределенными, а уравнение для $\Delta rgdp_t^{sa}$ проходит тест на нормальность остатков. Детерминистические члены (константа и тренд) являются статистически значимыми в выбранной спецификации.

Далее было наложено долгосрочное ограничение согласно выражению (7) и оценена SVAR модель. Функции импульсного отклика вследствие шоков со стороны спроса и предложения представлены на рис. 3. Динамические эффекты шоков спроса и предложения соответствуют теоретическим соображениям.

Шок со стороны предложения ведет к увеличению реального ВВП в долгосрочном периоде, который после 10 кварталов стабилизируется. В свою очередь, уровень инфляции сначала снижается после шока предложения, а затем стабилизируется после 10 кварталов, фактически зеркально отражая отклик реального ВВП с обратным знаком. Импульсные отклики, характеризующие влияние шока предложения на реальный выпуск и инфляцию являются статистически значимыми согласно 95% доверительным интервалам, полученным при помощи бутстрэп-метода.

Шок со стороны спроса оказывает краткосрочное влияние на реальный ВВП. Он ведет к увеличению реального выпуска вплоть до 2 кварталов, а затем этот эффект стремится к нулевой отметке приблизительно через 6 кварталов (далее значения функции импульсного отклика становятся статистически незначимыми). Уровень инфляции возрастает после шока со стороны предложения, а затем после 10–12 кварталов стабилизируется. Импульсный отклик, характеризующий влияние на инфляцию шока со стороны спроса, является статистически значимым на 95% уровне значимости.

Рис. 3. Функции импульсного отклика



Примечание: пунктирные линии представляют собой 95% доверительные интервалы, полученные при помощи бутстрэп-метода (использовались проценти Холла; количество псевдо-выборок при бутстрэпировании было равно 2000).

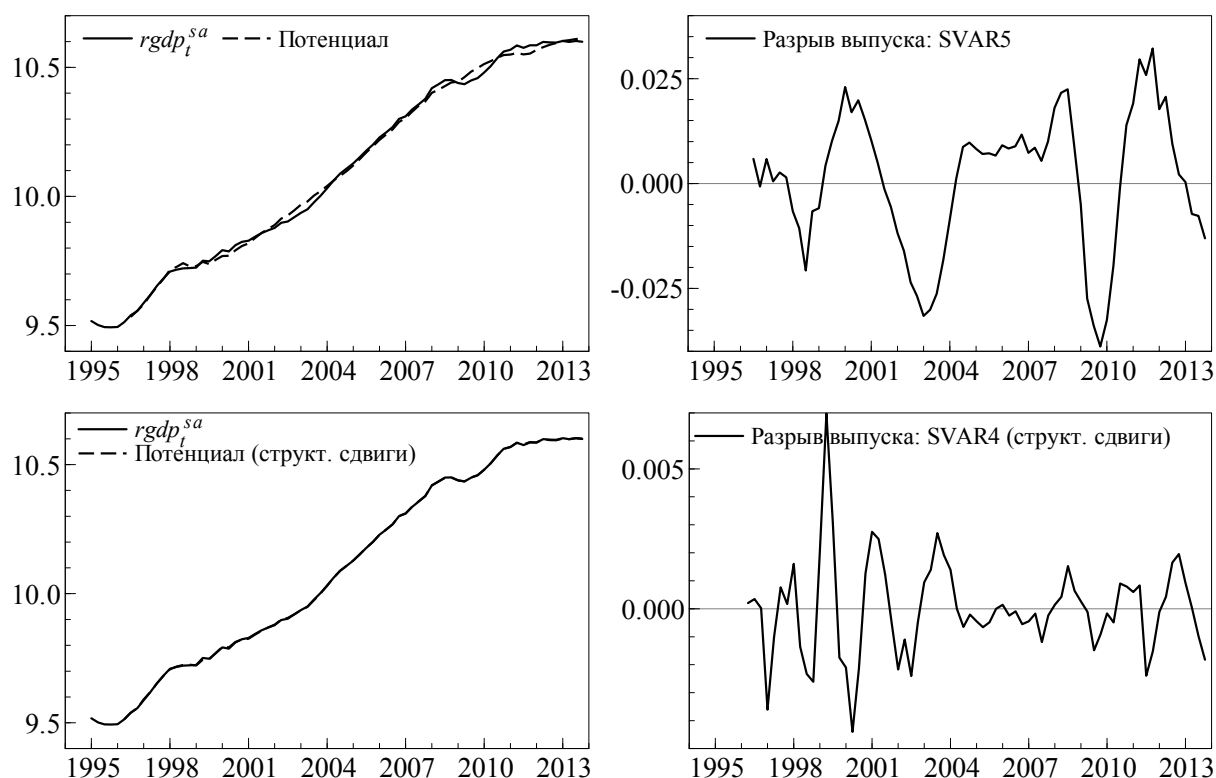
Источник: расчеты авторов.

На основе SVAR модели оценивался потенциальный выпуск и разрыв выпуска. Следует отметить, что поскольку VAR модель содержит 5 лагов, пять наблюдений в начале выборки теряются. Кроме этого, мы рассчитали SVAR модель, в которой $\Delta rgdp_t^{sa}$ и Δcpi_t^{sa} были скорректированы на структурные сдвиги, отображенные на рис. 2 (до оценки SVAR модели из временных рядов устранялись средние, а при расчете потенциального выпуска эти средние возвращались обратно). Согласно набору тестов была выбрана модель с 4 лагами без временного тренда. Нулевая гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков вплоть до 4 лага и гетероскедастичности остатков не отвергается на общепринятых уровнях значимости. Как и в предыдущей модели, наблюдается ненормальность распределения остатков в уравнении для Δcpi_t^{sa} , а остатки в уравнении для $\Delta rgdp_t^{sa}$ являются нормально распределенными. Полученные результаты представлены на рис. 4.

Как следует из рис. 4, разрывы выпуска, полученные на основе SVAR моделей, являются весьма чувствительными к спецификации модели и, поэтому существенно различаются. Однако, надо отметить, что разрыв выпуска, полученный при помощи модели SVAR5, очень близок к оценкам разрыва выпуска, представленным Национальным банком Республики Беларусь (НББ, 2014),¹² по меньшей мере, для периода 2009q1–2013q4 как с точки зрения поворотных точек, так и по величинам самого разрыва. В то же время он существенно отличается от разрыва выпуска, представленного МБФ в страновом докладе по Беларуси (IMF, 2013).

¹² Разрыв выпуска, представленный в НББ (2014) получен при помощи DSGE модели.

Рис. 4. Потенциальный выпуск и разрыв выпуска: SVAR (логарифмическая шкала)



Источник: расчеты авторов.

5.2. Модели с ненаблюдаемыми компонентами

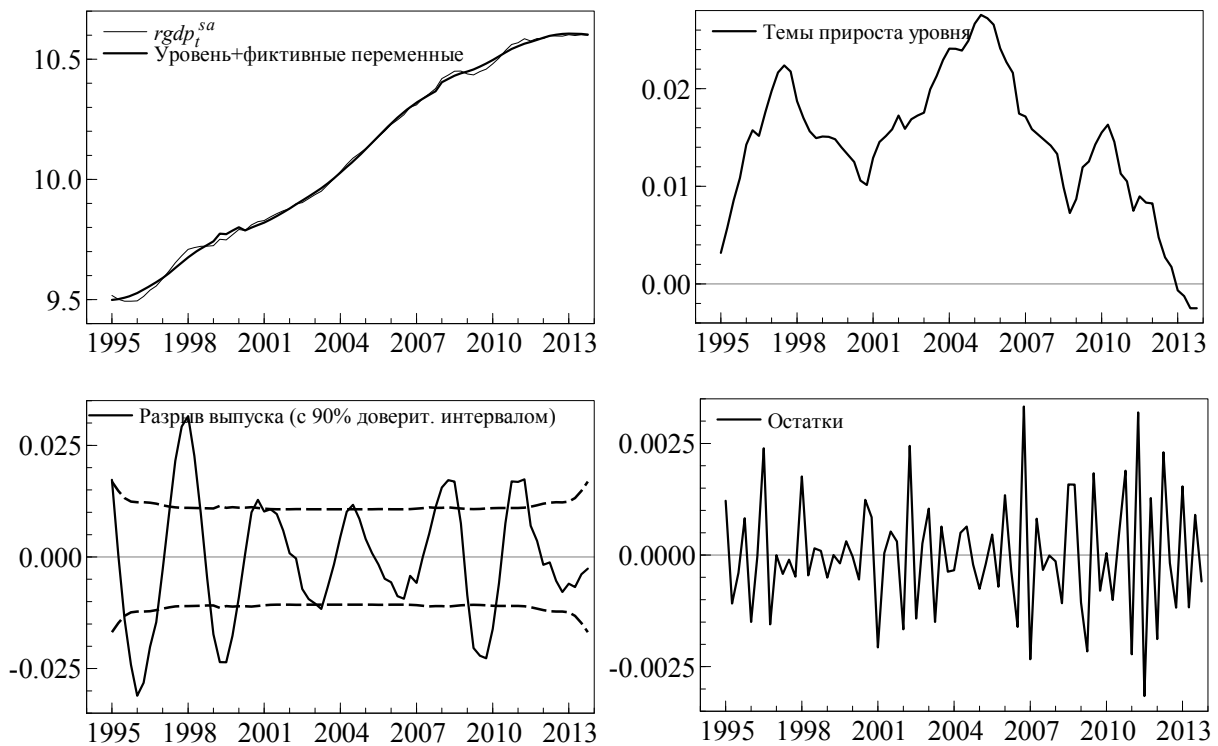
Для получения потенциального выпуска и разрыва выпуска на основе УС модели мы сначала использовали одномерную модель с ненаблюдаемыми компонентами аналогично Harvey (2011). Существует ряд возможных спецификаций такой модели, и нами была выбрана так называемая модель сглаженного тренда, в которой уровень (тренд) является фиксированным, а угол наклона (темп роста тренда) – стохастическим. Поскольку использовались данные, скорректированные на сезонность, сезонный компонент был исключен из модели. Кроме того, модель включала стохастический цикл первого порядка и случайный компонент.¹³ Модель корректировалась на возможные структурные сдвиги при помощи автоматической процедуры их определения, реализованной в программе Stamp 8.3 (см. подраздел 3.2). Полученные результаты представлены на рис. 5.

Разрыв выпуска изображен на рис. 5 вместе с 90% доверительным интервалом, что позволяет оценить его значимость на различных пиках. Как видно из графика, за последний период разрыв выпуска, полученный на основе одномерной УС модели, был отрицательным, но статистически незначимым. Более того, в 2013 г. он имел тенденцию к закрытию. Угол наклона, отражающий темпы прироста потенциального выпуска, имеют четкую тенденцию к снижению, становясь даже отрицательными в самом конце выборки (2013 г.).

Затем мы включили уровень инфляции в качестве переменной в УС модель (наподобие SVAR модели) и оценили потенциальный выпуск и разрыв выпуска в двухмерном контексте. По своей сути двухмерная УС модель, включающая в себя уровень инфляции и реальный ВВП, может рассматриваться как особый случай модели кривой Филлипса. Эта модель позволяет не только получить разрыв выпуска, учитывая динамику инфляции, но также проверить наличие связи между разрывом выпуска и инфляцией (в соответствии с (18–19)).

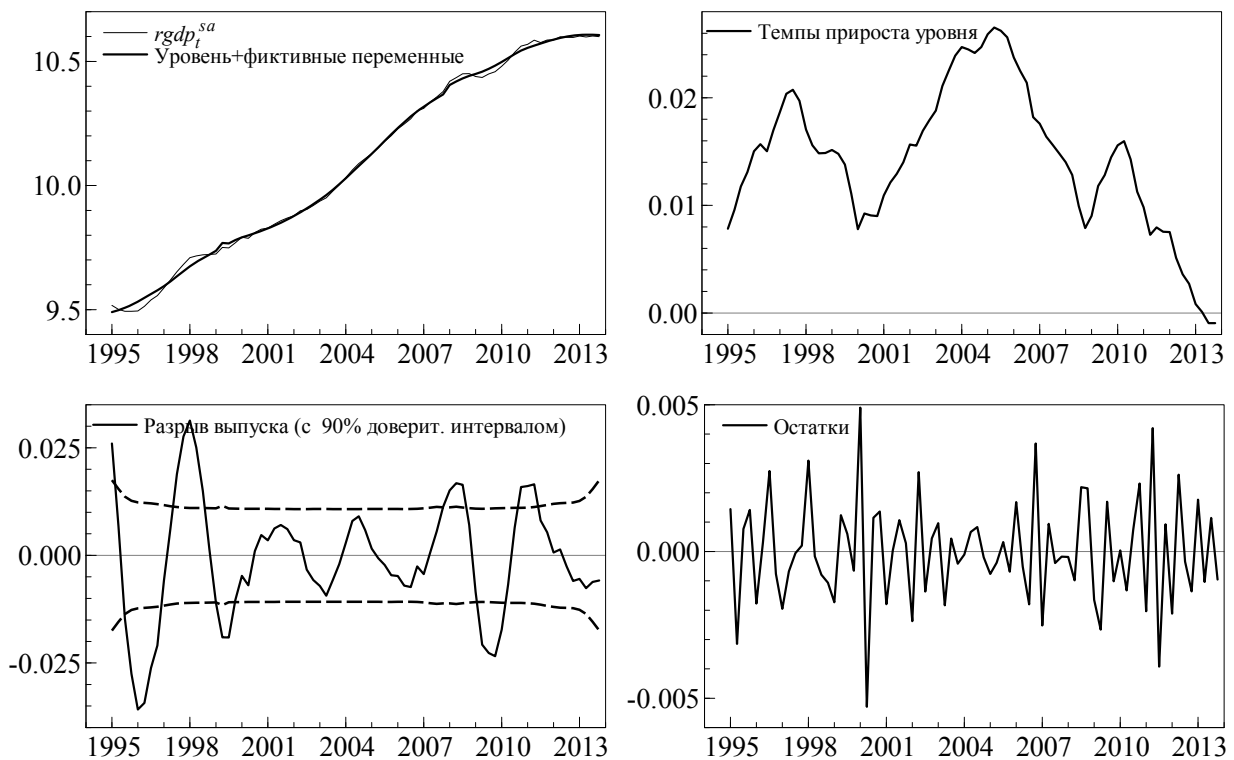
¹³ Может быть использован и более высокий порядок цикла, что приведет к более сглаженным оценкам цикла (см. Harvey, Trimbur, 2003).

Рис 5. Потенциальный выпуск и разрыв выпуска: одномерная УС модель (логарифмическая шкала)



Источник: расчеты авторов.

Рис. 6. Потенциальный выпуск и разрыв выпуска: многомерная УС модель (логарифмическая шкала)



Источник: расчеты авторов.

При оценке системы уравнений для уравнения реального ВВП была использована спецификация, аналогичная той, что была рассмотрена выше для одномерного случая (фиксированный уровень и стохастический угол наклона) и включающая в себя фиктивные переменные, характеризующие влияние структурных сдвигов. Уравнение инфляции представляло собой, так называемую модель с локальным уровнем (стохастический уровень без угла наклона). Оно также включало фиктивные переменные, отражающие сдвиги среднего.

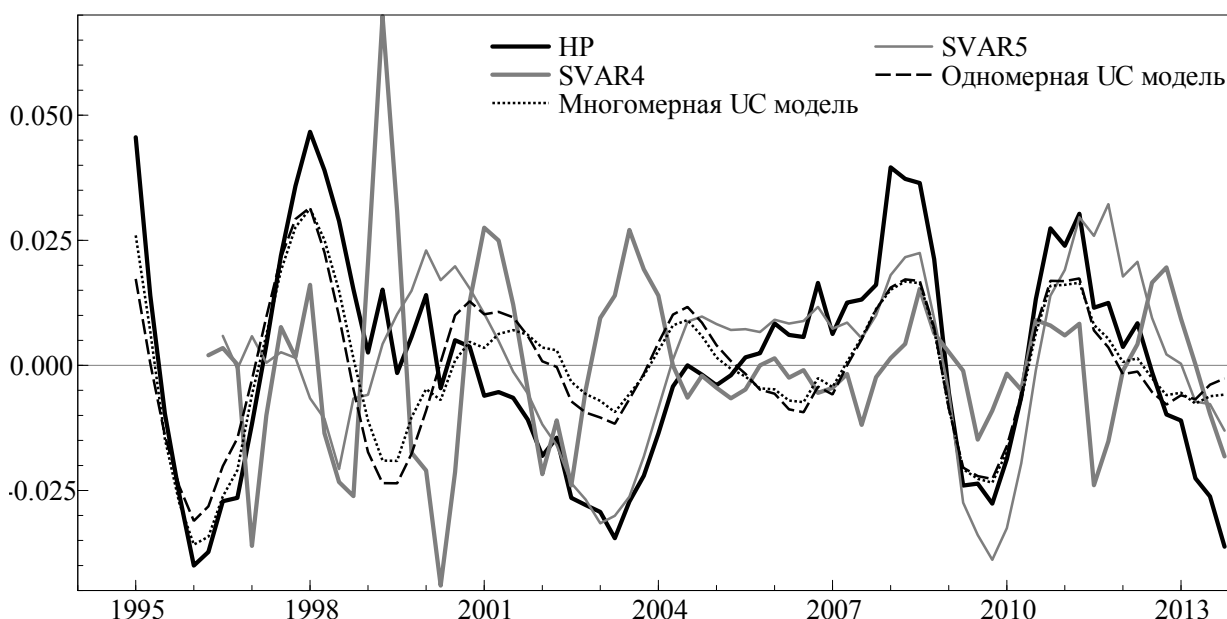
Потенциальный выпуск и разрыв выпуска, полученный на основе многомерной УС модели, показан на рис. 6. Имеют место некоторые незначительные различия по сравнению с разрывом выпуска, оцененного при помощи одномерной УС модели, однако в целом разрывы выпуска на рис. 5 и 6 выглядят похожими. Важно отметить, что в многомерном случае мы можем оценить коэффициент β при разрыве выпуска в уравнении инфляции (19).¹⁴ Если корреляция между циклами реального ВВП и инфляции близка к совершенной (в нашем случае коэффициент корреляции равен 1), можно использовать выражение (18) матрицу дисперсий циклов, полученную из многомерной УС модели, для расчета значения этого коэффициента, который оказался равным 1.89. Статистическая значимость этого коэффициента будет определена позже в рамках одномерной УС модели инфляции, где разрыв выпуска включен в качестве объясняющей переменной. Многомерная УС модель в данном случае просто подтверждает наличие в Беларуси связи между инфляцией и разрывом выпуска подобной кривой Филлипса. Такая связь может быть обнаружена только в случае, если приняты во внимание структурные сдвиги в динамике инфляции. В противном случае положительная связь между инфляцией и разрывом выпуска в рамках многомерной УС модели не идентифицируется.

В дальнейшем разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных УС моделей, используются для оценки их информационного содержания при прогнозировании инфляции в Беларуси.

5.3. Сравнение методов

Чтобы сравнить разрывы выпуска, полученные на основе различных подходов, мы представили их вместе на рис. 7. Разрыв выпуска, основанный на HP-фильтре, добавлен в качестве базы для сравнения. Кроме того, была рассчитана корреляционная матрица для различных разрывов выпуска, которая дана в табл. 2.

Рис. 7. Различные оценки разрыва выпуска (логарифмическая шкала)



Источник: расчеты авторов.

¹⁴ Метод идентификации одновременных эффектов в УС моделях рассматривается в Weber (2011).

Как следует из рис. 7 и табл. 2, разрывы выпуска, полученные на основе различных методов, существенно различаются как с точки зрения их профилей, так и коррелированности друг с другом. Сразу же следует отметить, что разрыв выпуска, оцененный на основе SVAR с корректировкой на структурные сдвиги (SVAR4), кардинально отличается от других оценок разрыва выпуска, и фактически не коррелирован с ними. Коэффициенты его корреляции с другими оценками разрыва выпуска являются близкими к нулю. Разрыв выпуска на основе HP-фильтра, взятый в качестве базы сравнения, достаточно сильно коррелирован с разрывами выпуска, рассчитанными на основе SVAR5, одномерной и многомерной UC модели (0.61–0.74). Разрыв выпуска, оцененный на базе SVAR5, имеет весьма слабую связь с разрывами, полученными на основе одномерной и многомерной UC модели (коэффициенты корреляции равны 0.4 и 0.37 соответственно). Напротив, разрывы выпуска из UC моделей сильно коррелированы между собой (0.97) и имеют похожие профили.

Таблица 2. Различные оценки разрыва выпуска: корреляционная матрица

Разрыв выпуска	HP	SVAR5	SVAR4	Одномерная UC	Многомерная UC
HP	1				
SVAR5	0.608	1			
SVAR4	0.064	0.001	1		
Одномерная UC	0.663	0.399	-0.051	1	
Многомерная UC	0.735	0.373	-0.038	0.965	1

Примечание: чтобы различные оценки разрыва выпуска были сопоставимыми, была использована выборка для периода 1996q3–2013q4.

Источник: расчеты авторов.

Таким образом, различные методы оценки разрыва выпуска приводят к достаточно разным результатам. Три из них (HP, SVAR4, SVAR5) являются явно отрицательными в конце выборочного периода без какой-либо тенденции к закрытию. Разрыв выпуска, полученный при помощи SVAR5, представляется очень сходным с разрывом выпуска, полученным НББ, по крайней мере, для периода 2009q1–2013q4. Разрывы выпуска, оцененные на основе UC моделей, также являются отрицательным в конце рассматриваемого периода, однако при этом демонстрируют четкую тенденцию к закрытию.

5.4. Разрыв выпуска как индикаторная переменная для инфляции

В данном разделе мы оценили полезность различных оценок разрыва выпуска, полученных ранее, для прогнозирования инфляции. Необходимо подчеркнуть, что мы не ставили задачу получить хорошо специфицированные модели инфляции, учитывая все возможные факторы. Напротив, мы использовали очень простые модели инфляции, в которых разрыв выпуска выступает единственной объясняющей переменной с целью определения знака коэффициента при разрыве выпуска, значимости коэффициента и проверки информационного содержания этой переменной в объяснении динамики инфляции. В основе такого анализа лежало следующее соображение: если разрыв выпуска является явно незначимым или имеет неправильный знак в простой модели инфляции, маловероятно, что ситуация изменится существенным образом в более сложной модели.

При моделировании использовалась следующая стратегия: (1) для всех оценок разрыва выпуска (HP, SVAR5, SVAR4, одномерной UC, многомерной UC) применялись модели инфляции с разрывом выпуска, уровнем инфляции с лагом 1 (для учета инерционности инфляции) и константой. Дополнительно в модели также включались ступенчатые фиктивные переменные, характеризующие сдвиги среднего в показателе инфляции.¹⁵ Модели оценивались при помощи МНК; (2) для разрыва выпуска, полученного на основе одномерной и многомерной UC модели, использовались одномерные модели инфляции с фиксированным уровнем и без угла наклона. Как и в предыдущем случае, соответствующие сту-

¹⁵ В моделях использовались одни и те же ступенчатые фиктивные переменные. Были включены следующие ступенчатые фиктивные переменные, характеризующие сдвиги среднего: s1998q4, s2000q2, s2002q3, s2011q2, s2012q1 (см. раздел 2); все фиктивные переменные являются значимыми в соответствующих регрессиях.

пенчатые фиктивные переменные также были включены в модели.¹⁶ Модели оценивались с использованием фильтра Калмана

Таблица 3. Тестирование коэффициентов при разрыве выпуска: AR(1) модель инфляции

Лаг	Разрыв выпуска (HP)		Разрыв выпуска (SVAR5)		Разрыв выпуска (SVAR4)		Разрыв выпуска (одномерная UC)		Разрыв выпуска (многомерная UC)	
	коэф-фици-ент	р-зна-чение	коэф-фици-ент	р-зна-чение	коэф-фици-ент	р-зна-чение	коэф-фици-ент	р-зна-чение	коэф-фици-ент	р-зна-чение
	Без учета структурных сдвигов									
0	0.521	0.153	0.180	0.707	-1.262	0.004	0.271	0.636	0.624	0.276
1	0.536	0.154	-0.412	0.392	-0.096	0.833	0.495	0.379	0.547	0.332
2	0.643	0.089	-0.180	0.725	0.877	0.054	0.637	0.248	0.563	0.310
	С учетом структурными сдвигами									
0	0.023	0.920	-0.292	0.360	-1.094	0.000	0.423	0.250	0.466	0.190
1	0.167	0.474	-0.397	0.224	-1.127	0.000	0.641	0.073	0.651	0.062
2	0.320	0.173	-0.238	0.477	-0.560	0.079	0.652	0.058	0.689	0.043

Источник: расчеты авторов.

Разрывы выпуска включались в модели с лагами, равными 0, 1 и 2. Полученные результаты представлены в табл. 3 и 4. Как следует из табл. 3, доказательства в пользу наличия связи между разрывом выпуска и инфляцией весьма слабы, если рассматривать разрывы выпуска, оцененные на основе HP, SVAR5 и SVAR4. В большинстве случаев полученные коэффициенты при разрывах выпуска являются незначимыми или же имеют неверный знак. Только разрыв выпуска, полученный при помощи HP-фильтра, и SVAR4 с лагом 2 являются значимыми на 10% уровне, и демонстрируют положительную связь с инфляцией. В целом можно сделать вывод, что данные разрывы выпуска не являются надежными индикаторными переменными для инфляции.

Таблица 4. Тестирование коэффициентов при разрыве выпуска: UC модель инфляции

Лаг	Одномерная UC		Многомерная UC	
	Без учета структурных сдвигов			
	коэффициент	р-значение	коэффициент	р-значение
0	0.078	0.954	2.313	0.104
1	0.820	0.527	1.438	0.232
2	1.100	0.319	0.958	0.235
	С учетом структурными сдвигами			
	коэффициент	р-значение	коэффициент	р-значение
0	1.290	0.032	2.025	0.001
1	1.762	0.029	1.574	0.000
2	0.824	0.021	0.740	0.039

Источник: расчеты авторов.

Для разрыва выпуска, полученного на основе одномерной и многомерной UC модели ситуация в определенной степени отличается. Хотя в AR(1) модели без учета структурных сдвигов все эти разрывы выпуска являются незначимыми, в моделях с учетом структурных сдвигов наблюдается положительная и значимая связь между инфляцией и разрывом выпуска с лагом 1 и 2 (на 10% и 5% уровне значимости соответственно). Для разрыва выпуска, оцененного при помощи одномерной UC модели рассматриваемые коэффициенты

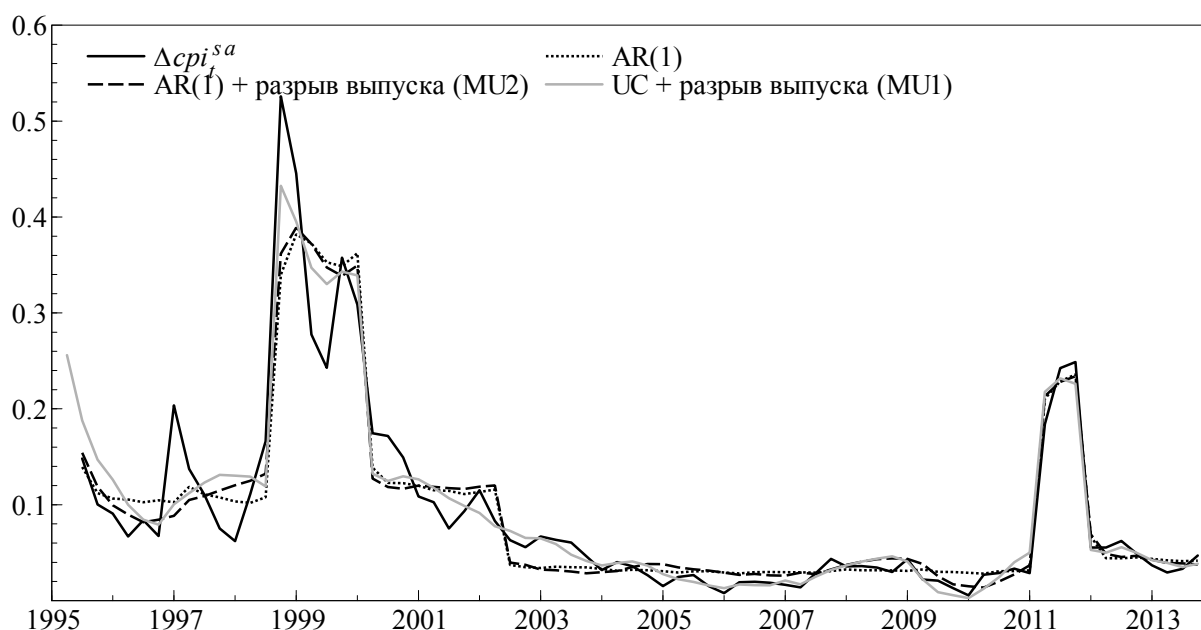
¹⁶ В моделях оставались только значимые ступенчатые фиктивные переменные, таким образом, s2002q3 была исключена.

равны 0.64 и 0.56 соответственно; для разрыва выпуска, рассчитанного на основе многомерной УС модели, эти коэффициенты составляют 0.65 и 0.69. Таким образом, разрывы выпуска, полученные при помощи одномерной и многомерной УС модели, представляются более подходящими при рассмотрении связи между разрывом выпуска и инфляцией.

В отличие от предыдущих результатов, разрывы выпуска, полученные на основе УС моделей, во всех случаях демонстрируют положительную связь с инфляцией (табл. 4). Если структурные сдвиги в среднем уровне инфляции не учитываются, эта связь все же остается статистически незначимой. Однако, если УС модель инфляции оценивается с соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, то ситуация существенным образом изменяется. Для всех лагов от 0 до 2 разрывы выпуска оказываются статистически значимыми на 1% или 5% уровне. Значения коэффициентов при разрыве выпуска варьируют от 0.74 до 2.03 в зависимости от длины лага, выбранного в модели. Таким образом, УС модель инфляции позволила нам установить положительную и значимую связь между разрывом выпуска и инфляцией в Беларуси.¹⁷ Результаты одномерной УС модели не противоречат результатам, полученным в рамках многомерной УС модели, где уровень инфляции и реальный ВВП рассматриваются совместно. В целом наши результаты соответствуют исследованию Harvey (2011), в котором при помощи одномерной и многомерной УС модели была определена положительная и статистически значимая связь между разрывом выпуска и инфляцией. Однако разрывы выпуска, оцененные на основе УС моделей, в нашем случае являются также релевантными и в AR(1) модели инфляции, в то время как в Harvey (2011), авторегрессионная модель инфляции с разрывом выпуска в качестве объясняющей переменной дает противоречивые и трудно интерпретируемые результатам.

Графическая иллюстрация адекватности авторегрессионной модели инфляции с константой и соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными по сравнению с моделями, в которых разрыв выпуска имел наиболее статистически значимые коэффициенты, (см. табл. 3 и 4) представлена на рис. 8.

Рис. 8. Фактические и расчетные значения инфляции



Источник: расчеты авторов.

Для оценки предсказательной способности моделей с разрывом выпуска и без него мы сравнили модели, имеющие существенные коэффициенты при разрыве выпуска, представленные в табл. 3, с базовой моделью инфляции, состоящей из уровня инфляции с лагом 1, константы и соответствующих ступенчатых фиктивных переменных. Затем модели из табл. 4 сравнивались с базовой моделью инфляции и с моделью, которая имеет наибо-

¹⁷ Интересно отметить, что разрыв выпуска, полученный на основе HP-фильтра, также является статистически значимым в УС моделях инфляции с лагами, равными 1 и 2, и имеет правильный знак.

лее значимый коэффициент при разрыве выпуска в табл. 3. Далее рассчитывался псевдо-вневыборочный одношаговый прогноз для периода 2009q1–2013q4 (20 кварталов).

Поскольку в первом случае все модели являются вложенными, целесообразно использовать тест на одинаковую точность прогноза, предложенный в Clark, McCracken (2001). Данная процедура генерирует псевдо-вневыборочные прогнозы, оценивает ошибку прогноза, осуществляет тест на равенство среднеквадратических ошибок (MSE) прогноза и охватывающий тест для каждой пары вложенных моделей, где первая модель является усеченной версией второй модели. Для сравнения прогнозов используется две статистики: MSE-*t* и MSE-*F*. Нулевая гипотеза отвергается, если MSE-*t* и MSE-*F* превышает соответствующие критические значения. Иными словами, тестируется нулевая гипотеза, что MSE прогноза модели без ограничений (с разрывом выпуска) равна MSE прогноза модели с ограничениями (без разрыва выпуска); в качестве альтернативной выступает односторонняя с верхним хвостом распределения гипотеза, состоящая в том что MSE прогноза модели без ограничений меньше, чем MSE прогноза модели с ограничениями.

Другими статистиками в процедуре Кларка-МакКракена являются ENC-*t* и ENC-*F*, которые относятся к концепции охватывания прогноза. В этом контексте, если прогноз модели с ограничениями (без разрыва выпуска) охватывает прогноз модели без ограничений (с разрывом выпуска), то разрыв выпуска не обладает полезной дополнительной информацией для прогнозирования инфляции. Если охватывание прогноза отвергается, тогда разрыв выпуска действительно содержит полезную информацию для прогнозирования динамики инфляции. При реализации теста Кларка-МакКракена на одинаковую точность прогнозов использовалась рекурсивная схема, где модель прогнозирования оценивается с все большим количеством данных по мере продвижения к концу выборочного периода. Полученные результаты представлены в табл. 5.

Таблица 5. Тест Кларка-МакКракена на одинаковую точность прогноза (псевдо-вневыборочный прогноз для 2009q1–2013q4)

Модель	MSE	MSE- <i>t</i>	MSE- <i>F</i>	ENC- <i>t</i>	ENC- <i>F</i>
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными (базовая модель) по сравнению с:	0.00462	-	-	-	-
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (UUC1)	0.00396	1.783	3.227	1.890	1.963
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (UUC2)	0.00388	1.855	3.787	2.025	2.135
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (MUC1)	0.00406	1.843	2.756	2.060	1.577
AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (MUC2)	0.00404	1.975	2.867	2.224	1.643
		Критические значения			
1%		1.659	2.631	2.004	1.948
5%		1.019	1.242	1.343	1.007

Примечание: мы экспериментировали с другими периодами для псевдо-вневыборочного прогноза (менее и более 20 кварталов) и общие выводы являются такими же. UUC1, UUC2, MUC1, MUC2 – разрывы выпуска, полученные на основе одномерной и многомерной UC модели соответственно с лагом 1 и 2.

Источник: расчеты авторов.

Как следует из полученных результатов, MSE для всех моделей с разрывом выпуска меньше, чем для модели инфляции, принятой в качестве базы сравнения. Формальное тестирование разности между среднеквадратическими ошибками прогноза показывает, что нулевая гипотеза о равенстве MSE для моделей с разрывом выпуска и MSE для моделей без разрыва выпуска отвергается для всех рассматриваемых моделей на 1% или 5% уровне значимости. Аналогичная ситуация имеет место для тестов охватывания прогноза. Нуле-

вая гипотеза также отвергается для всех моделей без ограничений на 1% или 5% уровне значимости. Таким образом, можно сделать вывод, что модели инфляции с разрывом выпуска превосходят модели без разрыва выпуска в псевдо-вневыборочных прогнозах.

Для оценки псевдо-вневыборочных прогнозов УС моделей, представленных в табл. 4, по сравнению с двумя моделями, взятыми в качестве базы сравнения (первая модель – это AR(1) модель с константой и соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, вторая – взята из табл. 3 и представляет собой модель с наиболее значимым коэффициентом при разрыве выпуска), был использован тест на равную точность прогноза Диболда-Мариано (Diebold, Mariano, 1995) для невложенных моделей. В данном тесте используются фактический временной ряд инфляции и пара конкурирующих прогнозов, критерий функции потерь (MSE в данном случае) и рассчитывается мера предсказательной точности, позволяющая проверить нулевую гипотезу о равной точности прогноза. Статистика $S(1)$ тестирует на равенство нулю средней разности между функцией потерь для двух прогнозов, используя долгосрочную оценку дисперсии для разности временных рядов. Если нулевая гипотеза отвергается, тогда псевдо-вневыборочный прогноз конкурирующей модели превосходит прогноз модели, принятой за базу сравнения.

Таблица 6. Тест Диболда-Мариано на равную точность прогноза (псевдо-вневыборочный прогноз для 2009q1–2013q4)

Тест Диболда-Мариано	UUC0	UUC1	UUC1	MUC0	MUC1	MUC1
	По сравнению с AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными					
MSE(тестируемая)–MSE (базовая модель)	0.00372	0.00393	0.00403	0.00356	0.00385	0.0040
$S(1)$	2.499	2.537	2.782	2.193	2.567	2.777
p-значение	0.0143	0.0112	0.0054	0.0283	0.0010	0.0055
По сравнению с AR(1) с константой и ступенчатыми фиктивными переменными + разрыв выпуска (MUC2)						
MSE(тестируемая)–MSE (базовая модель)	0.00334	0.00355	0.00365	0.00318	0.00347	0.00366
$S(1)$	2.417	2.520	2.794	2.136	2.552	2.787
p-значение	0.0156	0.0117	0.0052	0.0327	0.0107	0.0053

Примечание: максимальная длина лага, используемая в расчетах долгосрочной дисперсии для разности временных из их автоковариационных функций, определялась при помощи критерия Шверта (Schwert) как функции от размера выборки. В расчетах использовалось равномерное ядерное оценивание. UUC0, UUC1 и UUC2 – оценки разрыва выпуска, полученные на основе одномерной УС модели, с лагом 0, 1 и 2 соответственно. MUC0, MUC1 и MUC2 – оценки разрыва выпуска, полученные на основе многомерной УС модели, с лагом 0, 1 и 2 соответственно.

Источник: расчеты авторов.

Результаты теста Диболда-Мариано на равную точность прогноза представлены в табл. 6. Как видно из полученных результатов, все УС модели инфляции с разрывом выпуска, полученным на основе одномерных и многомерных УС моделей, превосходят в псевдо-вневыборочном прогнозе модели, принятые за базу сравнения на 1% или 5% уровне значимости. Эти результаты приводят к выводу о том, что разрывы выпуска, оцененные на основе УС моделей, имеют наибольшее информационное содержание при прогнозировании динамики инфляции.

6. Выводы и рекомендации для экономической политики

Существующая связь между реальной экономикой и инфляцией традиционно находится в центре внимания монетарных властей. В этом контексте концепция разрыва выпуска играет важную роль в макроэкономической теории, прикладных исследованиях и анализе монетарной политики. В данной работе мы использовали структурную векторную авторегрессионную модель и модели с ненаблюдаемыми компонентами для получения новых оценок разрыва выпуска в Беларуси, и попытались увязать их с инфляцией. Разрыв выпуска, полученный на основе НР-фильтра, рассматривался в качестве базы сравнения. Из проведенного исследования вытекают следующие выводы.

1. Оценки разрывов выпуска, произведенные при помощи различных методов, показывают достаточно разные результаты. Тем не менее, все из них имеют отрицательный знак в конце исследуемого периода. Разрыв выпуска, полученный на основе SVAR модели (без учета структурных сдвигов в динамике переменных), очень близок к оценкам НББ (2014), по меньшей мере, для периода 2009q1–2013q4. Оценки разрыва выпуска на базе SVAR моделей очень чувствительны к спецификации модели, и поэтому могут существенно различаться.

2. Разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных UC моделей, также являются отрицательными в конце выборки, но имеют четко выраженную тенденцию к закрытию. Более того, в конце выборки эти разрывы выпуска являются статистически незначимыми. Согласно традиционной экономической теории, это означает, что в настоящее время нет оснований для смягчения монетарной политики в Беларуси.

3. Если структурные сдвиги, имеющие место в динамике инфляции, не принимаются во внимание, то не удастся обнаружить статистически значимой связи между разрывом выпуска и инфляцией. Кроме того, в ряде случаев коэффициенты при разрыве выпуска имеют неверный (отрицательный) знак. При учете структурных сдвигов в моделях посредством соответствующих ступенчатых фиктивных переменных ситуация кардинальным образом меняется, если использовать UC модель инфляции. Разрывы выпуска, полученные на основе одномерных и многомерных UC моделей, являются статистически значимыми на предельном уровне в AR(1) модели инфляции с константой и соответствующими ступенчатыми фиктивными переменными, оцененной при помощи МНК. В то же время модели, оцененные при помощи МНК и включающие разрывы выпуска, полученные на основе HP-фильтра и SVAR моделей, не дают содержательных результатов, даже если в моделях учитываются структурные сдвиги.

4. Многомерная UC модель, где реальный ВВП, инфляция и разрыв выпуска оцениваются одновременно, демонстрирует положительную связь между инфляцией и разрывом выпуска. Полученный коэффициент равен 1.89. Одномерные модели инфляции подтверждают этот результат и показывают, что коэффициенты при разрывах выпуска, полученных на основе одномерных и многомерных UC моделей, являются статистически значимыми и имеют положительный знак. Значения коэффициентов при разрыве выпуска варьируют в зависимости от выбранного лага в модели, и составляют от 0.74 до 2.03. Полученные результаты являются новыми для экономики Беларуси и, по нашему мнению, демонстрируют полезность моделей с ненаблюдаемыми компонентами при моделировании связи между разрывом выпуска и инфляцией.

5. Разрывы выпуска, оцененные на основе UC моделей, обладают информационным содержанием при моделировании инфляции. Модели инфляции с ненаблюдаемыми компонентами в псевдо-вневыборочном прогнозе превосходят авторегрессионные модели инфляции, выбранные в качестве базы сравнения,

6. В то же время следует отметить, что связь между разрывом выпуска и инфляцией в Беларуси представляется не столь очевидной. Только использование специальной методологии с учетом множественных структурных сдвигов позволяет получить содержательные результаты. На наш взгляд, существуют ненаблюдаемые показатели, такие как денежный навес или реальный денежный разрыв, которые будут выступать в качестве более явно выраженной меры инфляционного давления в Беларуси. Таким образом, оценки денежного навеса или реально денежного разрыва и моделирование инфляции в рамках P^* -модели представляется интересным направлением дальнейших исследований.

Литература

- Демиденко, М. В., Кузнецов, А. С. (2012). Экономический рост в Республике Беларусь: Факторы и оценка равновесия, *Банковский вестник*, 26 (специальный выпуск), 1–60.
- Крук, Д. (2008). Прогнозирование инфляции в контексте перехода к режиму таргетирования инфляции: роль показателя разрыва выпуска, Исследовательский центр ИПМ, *Рабочие материалы WP/08/10*.
- Мирончик, Н. (2006). Монетарный анализ равновесия и циклов: применение фильтра Калмана, *Банковский вестник*, 26, 32–37.
- НББ (2014). Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь, *Аналитическое обозрение*, Национальный банк Республики Беларусь, 2013, Минск.
- Пелипась, И. (2013) Парадоксы сезонного сглаживания, *Банковский вестник*, 22, 22–31.
- Bai, J., Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica*, 66, 47–78.
- Bai, J., Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1–22.
- Billmeier, A. (2004). Ghostbusting: which output gap measures really matters? IMF Working Paper, WP/04/146.
- Billmeier, A. (2009). Ghostbusting: which output gap really matters? *International Economics and Economic Policy*, 6, 391–419.
- Blanchard, O. J., Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances, *American Economic Review*, 79, 655–673.
- Clark, T. E., Michael W. McCracken, M. W. (2001). Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models, *Journal of Econometrics*, 105, 85–110.
- Cotis, J-P., Elmeskov, J., Mourougane, A. (2004). Estimates of potential output: benefits and pitfalls from a policy perspective. In *The euro area business cycles: stylized facts and measurement issues*. London: Centre for Economic Policy Research, 35–60.
- Diebold, F., Mariano, R. (1995). Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813–836.
- Ericsson, N., MacKinnon, J. (2002) Distributions of Error Correction Tests for Cointegration, *Econometrics Journal*, 5, 285–318.
- Franses, P. H., Hobijn, B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*, 24, 25–48.
- Harvey, A. (2011). Modelling the Phillips curve with unobserved components, *Applied Financial Economics*, 21, 7–17.
- Harvey, A. C., Trimbur, T. M. (2003). General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series, *The Review of Economics and Statistics*, 85, 244–255/
- Hauptmeier, S., et al. (2009). *Projecting potential output: method and problems*. ZEW, Physica-Verlag Heidelberg.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. (1990). Seasonal integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215–238.
- IMF (2013). Republic of Belarus: 2013 Article IV Consultation and Fourth Post-Program Monitoring, *IMF Country Report*, 13/159.
- IMF (2014). Republic of Belarus: fifth post-program monitoring discussions, *IMF Country Report*, 13/18.

- Koopman, S. J., Harvey, A. C., Doornik, J. A., and Shephard, N. (2009). *STAMP 8.2: Structural time series analysis, modelling, and prediction using STAMP*. London, Timberlake Consultants Press.
- Kwiatkowski, D. Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics* 54,159–178.
- Lim Choon Seeng, V. (2007) *Estimation and use of potential GDP for monetary policy for SEASEN countries*. SEASEN Research and Training Center, Kuala Lumpur, Malaysia.
- Morley, J. (2010). The emperor has no clothes, *Macro Focus*, 5, June 24, 1–14.
- Pelipas, I. (2011). Structural Breaks and Dynamic Characteristics of Inflation and Growth Rates of Monetary Aggregates, *BEROC Working paper* 015.
- Pelipas, I. (2012). Multiple Structural Breaks and Inflation Persistence in Belarus, *BEROC Working paper* 021.
- Tschernig, R., Weber, E., Weigand, R. (2013). Long-Run Identification in a Fractionally Integrated System. *Journal of Business and Economic Statistics*, 31, 438–450.
- Tschernig, R., Weber, E., Weigand, R. (2014). Long- versus Medium-Run Identification in Fractionally Integrated VAR Models, *Economics Letters*, 122, 299–302.
- Vetlov, I., Hledik, T., Jonsson, M., Kucsera, H., Pisan, M. (2011). Potential output in DSGE models, *ECB Working Paper*, 1351.
- Weber, E. (2011). Analysing US Output and the Great Moderation by Simultaneous Unobserved Components, *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 1543–1751.

Приложение. Данные и тесты на сезонный единичный корень и множественные структурные сдвиги

Таблица А1. HEGY-тест на сезонный единичный корень

Переменная	Спецификация модели		H_0	Тест	Значение теста	Критические значения	
	Детерминистические члены	Количество лагов				1%	5%
1995q1–2013q4							
<i>rgdp</i>	Константа, тренд, Сезонные фиктивные переменные	1	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.16	-3.96	-3.39
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.19	-3.41	-2.82
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	1.29	8.79	6.55
	Константа, тренд,	1	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.28	-3.98	-3.40
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.18	-2.53	-1.93
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	0.52	4.76	3.05
Δ_4rgdp	Константа, Сезонные фиктивные переменные	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-2.93	-3.41	-2.84
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-4.43	-3.41	-2.83
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	36.87	8.79	6.57
	Константа	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-2.97	-3.42	-2.85
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-4.47	-2.53	-1.93
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	38.64	4.83	3.08
1995q1–2013q4							
<i>срi</i>	Константа, тренд, Сезонные фиктивные переменные	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.76	-3.96	-3.39
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-7.16	-3.41	-2.82
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	24.09	8.79	6.55
	Константа, тренд,	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.74	-3.98	-3.40
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-8.37	-2.53	-1.93
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	18.96	4.76	3.05
2001q1–2010q4							
<i>срi</i>	Константа, тренд, Сезонные фиктивные переменные	1	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.91	-3.96	-3.39
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.56	-3.41	-2.82
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	8.48	8.79	6.55
	Константа, тренд,	1	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-2.50	-3.98	-3.40
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.51	-2.53	-1.93
			$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	5.14	4.76	3.05
$\Delta_4срi$	Константа, Сезонные фиктивные переменные	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-2.36	-3.41	-2.84
			$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-3.53	-3.41	-2.83

		$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	12.66	8.79	6.57
Константа	0	$H_0 : \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-3.71	-3.42	-2.85
		$H_0 : \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-4.47	-2.53	-1.93
		$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$	F_{34}	13.88	4.83	3.08

Примечание: При осуществлении HEGY-теста на сезонный единичный корень использовалась следующая регрессия:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 z_{1,t-1} + \pi_2 z_{2,t-1} + \pi_3 z_{3,t-2} + \pi_4 z_{3,t-1} + \sum_{j=1}^{p-4} \alpha_j \Delta_4 y_{t-j} + \epsilon_t$$

де $\Delta_4 y = (1 - L^4)y = y_t - y_{t-4}$; $z_{1,t} = (1 + L + L^2 + L^3)y_t$; $z_{2,t} = (-1 + L + L^2 + L^3)y_t$; $z_{3,t} = (-1 - L^2)y_t$; with L — оператор лага; ϵ_t — остатки. Детерминистические члены, такие как константа, тренд и сезонные фиктивные переменные могут быть включены в модель. Число лагов в сезонных разностях определялось таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков. Нулевые гипотезы $H_0 : \pi_1 = 0$, $H_0 : \pi_2 = 0$ и $H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$ относятся к обычному, полугодовому и годовому тесту на единичный корень, соответственно. Указанная выше регрессия оценивается при помощи МНК, гипотезы проверяются при помощи соответствующего t -теста для первых двух гипотез (t_{π_1}, t_{π_2}) и F -теста для третьей (F_{34}). Критические значения представлены в Franses, Hobbijn (1997). Для расчетов использовался эконометрический пакет JMulti. Серым цветом отмечено отвержение нулевых гипотез.

Источник: расчеты авторов.

Таблица А2. Тест Баи-Перрона на множественные структурные сдвиги в уровне инфляции

Multiple breakpoint test
Compare information criteria for 0 to M globally determined breaks
Sample: 1995Q1 2013Q4
Included observations: 74
Breakpoint variables: Constant
Break test options: Trimming 0.05, Max. breaks 5

Schwarz criterion selected breaks: 5
LWZ criterion selected breaks: 5

Breaks	# of Coefs.	Sum of Sq. Resids.	Log-L	Schwarz* Criterion	LWZ* Criterion
0	1	0.825115	62.69413	-4.45215	-4.41028
1	3	0.505882	81.03987	-4.82624	-4.70006
2	5	0.315410	98.75600	-5.18354	-4.97228
3	7	0.275436	103.83790	-5.20392	-4.90677
4	9	0.227250	111.04940	-5.28110	-4.89719
5	11	0.171926	121.51130	-5.44495	-4.97336

* Minimum information criterion values displayed with shading

Estimated break dates:

1: 2001Q1

2: 1998Q4, 2000Q2

3: 1998Q4, 2000Q2, 2002Q2

4: 1998Q4, 2000Q2, 2011Q2, 2012Q1

5: 1998Q4, 2000Q2, 2002Q3, 2011Q2, 2012Q1

Источник: расчеты авторов при помощи эконометрического пакета Eviews 8.

Таблица А3. Тест Баи-Перрона на множественные структурные сдвиги в темпах роста ВВП

Multiple breakpoint tests
 Compare information criteria for 0 to M globally determined breaks
 Sample: 1995Q2 2013Q4
 Included observations: 75
 Breakpoint variables: Constant
 Break test options: Trimming 0.05, Max. breaks 5

Schwarz criterion selected breaks: 5
 LWZ criterion selected breaks: 2

Breaks	# of Coefs.	Sum of Sq. Resids.	Log-L	Schwarz* Criterion	LWZ* Criterion
0	1	0.011754	222.1199	-8.70351	-8.66163
1	3	0.009801	228.9317	-8.77002	-8.64384
2	5	0.007718	237.8928	-8.89385	-8.68260
3	7	0.006988	241.6212	-8.87814	-8.58100
4	9	0.005728	249.0776	-8.96185	-8.57794
5	11	0.005004	254.1429	-8.98179	-8.51021

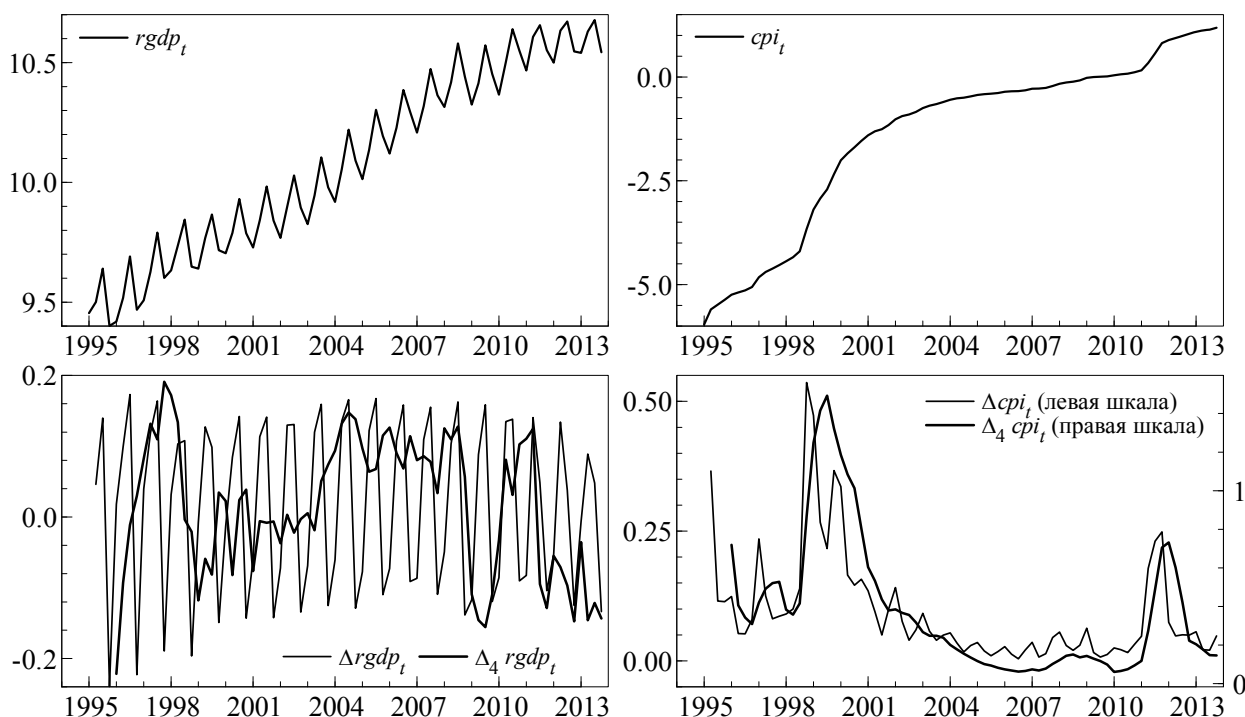
* Minimum information criterion values displayed with shading

Estimated break dates:

- 1: 2011Q3
- 2: 1996Q2, 2011Q3
- 3: 1996Q2, 1998Q2, 2011Q3
- 4: 1996Q2, 1998Q2, 2003Q3, 2008Q2
- 5: 1996Q2, 1998Q2, 2003Q3, 2008Q2, 2011Q3

Источник: расчеты авторов при помощи эконометрического пакета Eviews 8.

Рис. А1. Используемые данные (логарифмическая шкала, без корректировки на сезонность)



Источник: расчеты авторов на основе данных Белстата.