



НАЦИОНАЛЬНЫЙ БАНК КАЗАХСТАНА

# **ИНФЛЯЦИОННЫЕ ПРОЦЕССЫ В РЕГИОНАХ КАЗАХСТАНА:**

**АНАЛИЗ НЕОДНОРОДНОСТИ  
ИНФЛЯЦИОННЫХ ФАКТОРОВ И  
МОДЕЛЬ ДЕЗАГРЕГИРОВАННОГО  
ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИНФЛЯЦИИ НА  
ОСНОВЕ VAR-ПОДХОДА**

**Департамент исследований и статистики  
Экономическое исследование №2017-3**

Тулеуов Олжас

Сейдахметова Баян

Экономические исследования и аналитические записки Национального Банка Республики Казахстан (далее – НБРК) предназначены для распространения результатов исследований НБРК, а также другие научно-исследовательские работы сотрудников НБРК. Экономические исследования распространяются для стимулирования дискуссий. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию автора и могут не совпадать с официальной позицией НБРК.

Инфляционные процессы в регионах Казахстана: анализ неоднородности инфляционных факторов и модель дезагрегированного прогнозирования инфляции на основе BVAR-подхода

Май 2017 года

**NBRK – WP – 2017 – 3**

## Инфляционные процессы в регионах Казахстана: анализ неоднородности инфляционных факторов и модель дезагрегированного прогнозирования инфляции на основе VAR-подхода

Тулеев Олжас<sup>1</sup> и Сейдахметова Баян<sup>2</sup>

### Аннотация

Переход на режим инфляционного таргетирования, осуществленный Национальным Банком Республики Казахстан в августе 2015 года, обусловил необходимость более углубленного изучения инфляционных процессов в Казахстане, в том числе исследование факторов изменения уровня потребительских цен в разрезе регионов страны. Так, существует большая вероятность отсутствия однородности в формировании инфляционных процессов в региональном разрезе. Это означает, что различие в ценообразовании в регионах может быть связано как с проявлением неодинаковых факторов, так и со степенью воздействия этих факторов. Наличие подобной ситуации может негативно влиять на результаты прогноза инфляции, полученные на основе агрегированных общих страновых показателей.

В этой связи, в данной работе представлены результаты оценки степени региональной неоднородности причин формирования инфляционных процессов на основе применения нелинейных степенных моделей, оцененных по методу наименьших квадратов как многофакторные логарифмические регрессионные уравнения, позволяющие определить коэффициент эластичности изменения ИПЦ в регионе к относительному изменению выбранного фактора. Вместе с тем в работе показаны итоги по построению модели краткосрочного дезагрегированного по регионами и субкомпонентам ИПЦ прогноза инфляции в Казахстане на базе VAR-подхода (модель DIF).

**Ключевые слова:** краткосрочный прогноз инфляции, региональные инфляционные процессы, факторы инфляции, дезагрегирование инфляции, логарифмическая регрессия, байесовская авторегрессионная модель, Казахстан.

**Классификация JEL:** E52; E58; C32.

---

<sup>1</sup> Тулеев Олжас – ведущий специалист-аналитик, Управление макроэкономического прогнозирования и мониторинга, Департамент исследований и статистики, Национальный Банк Республики Казахстан. E-mail: [Olzhas.Tuleuov@nationalbank.kz](mailto:Olzhas.Tuleuov@nationalbank.kz)

<sup>2</sup> Сейдахметова Баян – ведущий специалист-аналитик, Управление монетарных исследований, Департамент исследований и статистики, Национальный Банк Республики Казахстан. E-mail: [Bayan.Seidakhmetova@nationalbank.kz](mailto:Bayan.Seidakhmetova@nationalbank.kz)

## Содержание

Введение.....	3
Обзор литературы.....	4
Методология исследования и исходные данные.....	7
Обсуждение полученных результатов.....	10
Заключение.....	15
Список литературы.....	16
Приложение.....	17

## 1. Введение

Переход на режим инфляционного таргетирования, осуществленный Национальным Банком Республики Казахстан (далее - НБРК) в августе 2015 года, обусловил необходимость более углубленного изучения инфляционных процессов в Казахстане, в том числе исследование факторов изменения уровня потребительских цен в разрезе регионов страны.

В настоящее время регионы Казахстана различаются между собой особенностями экономической специализации производства, уровнем доходов и структурой потребления населения, степенью развитости инфраструктуры, природно-климатическими условиями, численностью населения, уровнем урбанизации и многими другими показателями. Наличие подобных различий в региональном социально-экономическом развитии является причиной неоднородности протекания макроэкономических процессов в областях и городах республиканского значения в Казахстане. В этой связи, существует большая вероятность отсутствия гомогенности формирования региональных инфляционных процессов в Казахстане, то есть разнородность воздействия на изменение уровня цен в разных регионах одних и тех же факторов.

В свою очередь неоднородность факторов региональных инфляционных процессов требует применения более развитых и дезагрегированных методов и техник для прогнозирования общей инфляции в целом по Казахстану.

Необходимо отметить, что практика прогнозирования инфляции включает различные методы и подходы. При этом в настоящее время значительно увеличилось исследование в области применимости дезагрегированного подхода (*bottom up approach*) прогнозирования инфляции. Важно учесть, что определение эффективности данного подхода возможно лишь эмпирическим путем. При реализации «*bottom up approach*» для прогноза инфляции исследователи большинства стран рассматривают дезагрегирование инфляции, как на уровне регионов страны, так и на уровне субкомпонентов индекса потребительских цен (далее – ИПЦ). Известно, что необходимость в дезагрегации инфляции при ее прогнозировании согласно «*bottom up approach*» обусловлена попыткой учета максимально возможных факторов, оказывающих влияние на изменение среднего уровня цен в экономике.

Таким образом, целью данной работы является оценка степени гетерогенности региональных факторов инфляции в Казахстане, а также разработка инструмента, дезагрегированного на уровне регионов и субкомпонентов ИПЦ, для построения прогноза общей инфляции. При этом для определения степени региональной неоднородности факторов инфляции применялись нелинейные степенные модели, оцениваемые как многофакторные логарифмические регрессионные уравнения, позволяющие оценить коэффициент эластичности изменения ИПЦ в регионе к

относительному изменению выбранного фактора. В свою очередь, построение дезагрегированной модели прогноза инфляции (DIF) осуществлялось путем применения подхода BVAR (Bayesian Vector Autoregression approach) – байесовской векторной авторегрессии. Отметим, что BVAR-модели по сравнению с другими классами эконометрических моделей обладают таким значимым преимуществом, как возможность получения несмещенных и точных оценок модельных коэффициентов на коротких или ограниченных временных рядах на основе применения априорных вероятностных распределений к случайным переменным, используемым в модели в качестве входных параметров.

Дальнейшая структура данной работы представлена: 2. Обзором литературы; 3. Методологией исследования; 4. Используемыми данными; 5. Обсуждением полученных результатов; и 6. Заключением.

## **2. Обзор литературы**

Изучение региональной инфляции в рамках одной страны или союзных государственных объединений с целью выявления локальных закономерностей формирования общих инфляционных процессов является одной из актуальных тем в современных исследованиях, касающихся теоретических и практических аспектов инфляции.

Одной из первых таких работ является исследование Beck и др. (2006), где использовались специфичные факторы, присущие каждому региону, для определения причин дисперсии инфляции в регионах Европейского Союза. При этом было обнаружено, что существует весомая компонента, влияющая на весь Союз, связанная с общей денежно-кредитной политикой в еврозоне и влиянием внешних событий, в частности, колебаниями обменного курса и изменениями цен на нефть. Вместе с тем, основным результатом исследования является то, что дезагрегированные региональные данные об инфляции играют важную роль в объяснении агрегированного показателя инфляции в США и ЕС.

В работе Ailenei и Cristescu (2010) по изучению динамики инфляции на региональном уровне Румынии авторы концентрировались на основных продовольственных ценах, ввиду отсутствия покомпонентных данных на региональном уровне. С учетом того, что доля продовольственных товаров в расходах Румынии в 2,5 раза больше, чем в среднем по странам ЕС и в 3-4 раза больше, чем в развитых странах ЕС, авторы предполагали, что выбранные данные будут являться лучшим прокси-индикатором инфляционных процессов. В результате, авторы пришли к выводу, что цены на основные продовольственные товары подвержены значительному влиянию динамики доходов и предыдущей динамике цен по каждому округу в стране.

Как показывает практика, изучение динамики инфляции в региональном разрезе не ограничивается лишь ее идентификацией, а имеет

практическое применение при прогнозировании инфляции. Так, например, Тена и др. (2008) посредством различных стратегий протестировали дезагрегированный прогноз инфляции в Испании, как на уровне региона, так и на уровне компонентов ИПЦ (18 регионов, 57 продуктов). При этом использовались такие классы эконометрических моделей, как одномерная ARIMA и VecC (vector equilibrium correction) модели. Результаты показали, что прогноз на основе разбивки по регионам и продуктам значительно улучшил прогноз, который учитывает коинтеграцию между региональными и национальными ценами.

Другой вопрос, требующий предварительного изучения в данной работе, касается дезагрегированного подхода в прогнозировании инфляции. Так, в теоретической литературе нет однозначного утверждения в отношении эффективности применения дезагрегированного подхода. Споры об эффективности применения дезагрегированного подхода берут начало в научных трудах Theil (1954), Grunfeld и Griliches (1960). Theil (1954) отмечал, что дезагрегация позволяет использовать больший объем информации в случае неоднородности данных. По утверждению же Grunfeld и Griliches (1960), прогноз, основанный на разбивке ИПЦ, может быть «перегружен» моделями и неопределённостью оценки.

Но несмотря на это, основным преимуществом дезагрегированного подхода является то, что отдельные компоненты лучше поддаются прогнозированию и, следовательно, позволяют учесть наибольший набор информации. В этой связи, спецификации моделей могут меняться в зависимости от характеристик отдельных переменных. Более того, на интуитивном уровне можно предположить, что при прогнозировании на основе дезагрегированного подхода ошибки прогноза отдельных компонентов могут быть частично нивелированы. Таким образом, возникает возможность повышения точности прогноза при объединении их в целый индекс. Аргументом против использования дезагрегированного подхода выступает сложность подбора на практике наилучшей спецификации модели для каждой компоненты (Hubrich, 2002).

Исследования в области эффективности дезагрегированного подхода проводились Hubrich (2002), Duarte и Rua (2005), Ibarra-Ramírez (2010), Ögünç и др. (2012), Huwiler и Kaufmann (2013), Carrera и Ledesma (2015), Abdih и др. (2016) посредством применения различных методов и подходов.

Покомпонентный прогноз для изучения динамики инфляции в Еврозоне использовала Hubrich (2005) посредством AR (autoregression) и VAR (vector autoregression) моделей. Результаты исследования показали, что применение дезагрегированных данных не улучшают прогноз агрегированного показателя, в частности в долгосрочном периоде. Прогнозная сила покомпонентного подхода нивелируется неопределённостью оценки, сложностью подбора модели и немоделируемыми разрывами. Включение в модель иных макропоказателей улучшает прогноз в краткосрочном периоде.

Duarte и Rua (2005) изучали эффективность применения дезагрегированного подхода на основе данных ИПЦ Португалии, посредством применения одномерных и многомерных SARIMA (seasonal autoregressive integrated moving average) и SARIMAX моделей с общими динамическими факторами. Авторы рассматривали три уровня дезагрегирования ИПЦ: общий (агрегированный) уровень инфляции, по 5 компонентам и по 60 субкомпонентам. Результат предполагает, что для краткосрочных прогнозов наилучшим является использование подхода «снизу-вверх» (bottom up approach) с высоким уровнем дезагрегирования, в то время как, в долгосрочном периоде простые модели показывают лучший результат.

Ibarra-Ramírez (2010) изучал эффективность дезагрегированного подхода посредством общей динамической факторной модели для Мексики. Используемые данные состояли из 243 компонент ИПЦ и 54 макроэкономических показателей. Результаты свидетельствуют о том, что факторная модель опережает эталонную авторегрессионную модель (AR), и общая компонента, извлекаемая из дезагрегированных данных ИПЦ, имеет хорошую прогнозную силу, особенно, в среднесрочной перспективе.

Öğünç и др. (2012) обнаружили, что Bayesian VAR (BVAR) превосходит другие классы моделей прогнозирования инфляции с точки зрения относительно малой ошибки прогноза в случае Турции. Результаты предполагают, что модели, которые содержат больший набор информации, превосходят эталонное случайное блуждание на два квартала вперед.

Результаты исследования Nuwiler и Kaufmann (2013) посредством применения ARIMA для субиндексов ИПЦ Швейцарии показали лучшие результаты на краткосрочном горизонте, чем прогнозирование общего индекса инфляции. В целом, посредством дезагрегированного подхода динамика цен и сезонная структура поддается лучшему моделированию и прогнозированию. Причиной служит разность спецификаций моделей каждой компоненты.

Подход Carrera и Ledesma (2015) при прогнозировании инфляции основывался на дезагрегации ИПЦ на 18 составных групп, посредством применения Bayesian VAR (BVAR). В результате, наилучший прогноз был получен посредством применения подхода «снизу-вверх», так как данный подход позволяет учесть наилучшим образом индивидуальную динамику составляющих.

Abdih et al. (2016) сравнили эффективность подхода «снизу-вверх», подразумевающего построение индивидуальных моделей на компоненты индекса PCE (базовый ценовой индекс расходов на личное потребление США), объединенные в общий индекс, и агрегированный подход на основе кривой Филипса. В результате, оба подхода показывают хороший результат, однако подход «снизу-вверх» имеет относительно меньшее среднеквадратическое отклонение. К тому же подход «снизу-вверх» является

более информативным для отслеживания последствий различных шоков и понимания каналов, через которые они влияют на общий уровень инфляции.

Таким образом, применение дезагрегированного подхода для прогнозирования изменения общего уровня цен в стране на основе динамики региональных показателей инфляции необходимо в случае наличия гетерогенности данных и правильной спецификации отдельных моделей на компоненты.

### 3. Методология исследования и использованные данные

Для достижения цели исследования в ходе проведения данной работы применялись два основных методологических подхода.

Суть первого подхода заключалась в выборе метода и модели оценки степени региональной гетерогенности факторов инфляции в Казахстане, а также в поиске, обработке и подборе необходимых для этого эмпирических данных. Было принято решение, что для получения оценки влияния на инфляцию одних и тех же факторов в разных регионах Казахстана, позволяющей сравнить региональные особенности формирования инфляционных процессов и сделать вывод о гетерогенности соответствующих связей, необходимо применить степенную функцию вида:

$$CPI_t = a_t \cdot x_{1t}^{b_{1t}} \cdot x_{2t}^{b_{2t}} \cdot \dots \cdot x_{kt}^{b_{kt}} \cdot \varepsilon, \quad (1)$$

где  $CPI_t$  – инфляция в регионе  $t$ ,  $x_{kt}$  –  $k$ -тый фактор инфляции в регионе  $t$ ,  $b_{kt}$  – степень влияния  $k$ -того фактора инфляции в регионе  $t$  ( $x_{kt}$ ) на инфляцию в регионе  $t$  ( $CPI_t$ ).

Выбор данной спецификации модели для определения степени региональной гетерогенности факторов инфляции объясняется тем, что параметр  $b_{kt}$  в уравнении (1) нелинейной степенной функции имеет четкое экономическое толкование, то есть он является **коэффициентом эластичности**. Это значит, что величина коэффициента  $b_{kt}$  показывает, на сколько процентов изменится в среднем инфляция в регионе  $t$ , если  $k$ -тый фактор инфляции в данном регионе изменится на 1%. При этом для оценки параметров степенной функции (1) применяется метод наименьших квадратов к уравнению, преобразованному в линейный вид (2), или к многофакторной логарифмической регрессионной модели:

$$\ln(CPI_t) = \ln(a_t) + b_{1t} \cdot \ln(x_{1t}) + b_{2t} \cdot \ln(x_{2t}) + \dots + b_{kt} \cdot \ln(x_{kt}) + \ln(\varepsilon), \quad (2)$$

где  $\ln(CPI_t)$  – натуральный логарифм инфляция в регионе  $t$ ,  $\ln(x_{kt})$  – натуральный логарифм  $k$ -того фактора инфляции в регионе  $t$ ,  $b_{kt}$  – степень влияния (эластичность)  $k$ -того фактора инфляции в регионе  $t$  ( $x_{kt}$ ) на инфляцию в регионе  $t$  ( $CPI_t$ ).

Уравнение (2) в данной работе оценивалось для всех 14 областей Казахстана и двух городов республиканского значения (Алматы, Астана). При этом в качестве показателя инфляции использовались данные базисного месячного ИПЦ для каждого региона, представленные на сайте Комитета по статистике Министерства национальной экономики Казахстана (далее – КС МНЭ). В свою очередь, для аппроксимации факторов инфляции, характеризующих инфляцию спроса, инфляцию предложения и импорт инфляции, применялись общие для всех и индивидуальные для каждого региона показатели, представленные в таблице 1. Необходимо отметить, что при конечной оценке уравнения (2) использовались **первые разности логарифмов временных рядов показателей**, указанных в таблице 1. Это осуществлялось с целью приведения входных данных уравнения (2) в стационарный вид, что позволяет избежать проблемы «мнимой регрессии» и получить несмещенные оценки модельных параметров.

Таблица 1. Данные, использованные для аппроксимации факторов инфляции при оценке уравнения (2)

Фактор инфляции	Показатель	Уровень	Условное обозначение
Инфляция спроса	Базисный месячный индекс реальных денежных доходов населения	Региональный	REAL_INC
	Депозиты населения в национальной валюте (прокси-показатель денежной массы на региональном уровне)	Региональный	DEPO
Инфляция предложения	Базисный месячный индекс цен предприятий-производителей промышленной продукции	Региональный	PPI
	Базисный месячный индекс цен на сельскохозяйственную продукцию	Региональный	APPI
Импорт инфляции	Среднемесячный номинальный обменный курс доллара США к тенге	Общий для всех регионов	USD_KZT
	Базисный месячный ИПЦ России	Общий для всех регионов	CPI_RU
	Среднемесячный номинальный обменный курс рубля к тенге	Общий для всех регионов	RUB_KZT

\*Источники фактических данных: Комитет по статистике Министерства национальной экономики Казахстана, Национальный Банк Республики Казахстан, Федеральная служба государственной статистики России.

Вместе с тем для оценки уравнения (2) применялись месячные эмпирические наблюдения входных данных за период с января 2010 года по

декабрь 2015 года. При этом причина ограниченности исследуемого периода 2015 годом заключается в том, что статистика по реальным денежным доходам в региональном разрезе, аппроксимирующая инфляцию спроса, с 2016 ведется КС МНЭ лишь на ежеквартальной основе, тем самым не позволяя получить оценку уравнения (2) на основе месячной динамики показателей.

Второй методологический подход, использованный в данном исследовании, применялся для создания инструмента дезагрегированного по регионам и субкомпонентам ИПЦ краткосрочного прогнозирования инфляции в Казахстане, или модели **DIF (disaggregated inflation forecast)**. Учитывая, что временные ряды по показателям региональных инфляционных процессов в Казахстане имеют ограниченное число эмпирических наблюдений, для построения прогнозного инструмента использовалась модель байесовской авторегрессии, или BVAR. Так BVAR-модели по сравнению с другими классами эконометрических моделей обладают таким значимым преимуществом, как возможность получения несмещенных и точных оценок модельных коэффициентов на коротких или ограниченных временных рядах на основе применения априорных вероятностных распределений к случайным переменным, используемым в модели в качестве входных параметров. При этом в качестве входных эндогенных переменных BVAR модели, характеризующие региональные инфляционные процессы и отражающие динамику цен на основные укрупненные группы товаров и услуг, стали 72 субкомпонента ИПЦ (см. таблицу 1 Приложения) по каждому региону (23 субиндекса продовольственного ИПЦ, 23 субиндекса непродовольственного ИПЦ, 26 субиндексов сервисного ИПЦ). Вместе с тем для объяснения динамики показателей инфляционных процессов использовались такие *экзогенные переменные, как номинальные обменные курсы USD/KZT, RUB/KZT, USD/RUB в среднем за месяц, месячная продовольственная и непродовольственная инфляция в России, месячный прирост реальных денежных доходов в целом по Казахстану, региональные индексы цен предприятий-производителей промышленной продукции, банковские депозиты населения и юридических лиц в национальной валюте в разрезе регионов (прокси показатели региональной денежной массы)*. В итоге, для построения прогнозных BVAR-моделей использовалась выборка по 1190 показателям за период с января 2011 года по сентябрь 2016 года, или всего 82110 наблюдений.

Необходимо отметить, что для каждого региона (14 областей, города Астана и Алматы) оценивалось десять BVAR-моделей, позволяющих прогнозировать изменение цены определенного товара или услуги в рамках укрупненной группы. То есть каждая BVAR-модель (см. таблицу 1 Приложения) в качестве эндогенных переменных включала индексы цен определенного набора товаров или услуг, которые в рамках данной группы являются друг для друга товарами-субститутами или компонентами. Подобный подход позволяет лучше улавливать связи и зависимости не

только между факторами инфляции (обменный курс, реальные денежные доходы и др.) и ИПЦ, но и непосредственно между субкомпонентами самой инфляции. Таким образом, в рамках модели **DIF** было построено 160 BVAR-моделей, позволяющих прогнозировать на 6 месяцев вперед агрегированное изменение цен на 72 наименований товаров и услуг в разрезе 14 областей и 2 городов республиканского значения.

После получения прогнозных оценок изменения цен по каждому наименованию товаров и услуг осуществляется два этапа агрегирования в общереспубликанский показатель инфляции. На первом этапе прогнозы индексов цен на 72 товара и услуги в рамках каждого региона агрегируются в общую инфляцию региона согласно весам КС МНЭ. На втором этапе происходит агрегирование региональных ИПЦ в общую республиканскую инфляцию также согласно соответствующим весам КС МНЭ.

#### **4. Обсуждение полученных результатов**

В таблице 2 Приложения представлены результаты оценок уравнения (2) для 14 областей и 2 городов республиканского значения в Казахстане. Результаты демонстрируют существенную значимость влияния во всех регионах таких факторов инфляции, как российская инфляция, номинальные обменные курсы RUB/KZT и USD/KZT. Однако степень влияния варьируется в зависимости от региона.

Наиболее значимый фактор для всех регионов – инфляция в России. Максимальное влияние данного фактора на региональную инфляцию наблюдается в городе Алматы (см. в таблице 2 Приложения DLOG(CPI\_RU)), а минимальное – в Южно-Казахстанской области (см. в таблице 2 Приложения DLOG(CPI\_RU)). Причина различного влияния данного фактора на инфляцию в регионах Казахстана заключается в объемах и составе импорта из России в тот или иной регион. Так, по данным КС МНЭ за 2015 год объем импорта из России в город Алматы в 6,5 раза превысил импорт в Южно-Казахстанскую область (с января по ноябрь 2016 года - в 9,5 раза). Более того, состав импорта также различается наличием более обширного перечня товарной номенклатуры импорта в г. Алматы из России по сравнению с Южно-Казахстанской областью.

Номинальный обменный курс RUB/KZT имеет относительно схожую с российской инфляцией динамику влияния на инфляцию в регионах Казахстана (см. в таблице 2 Приложения DLOG(RUB\_KZT)). Важно учесть, что данный фактор при оценке уравнения (2) в большей степени был использован для моделирования влияния на инфляцию в регионах Казахстана «реальной» российской инфляции. Отметим, что «реальная» российская инфляция рассчитывается путем корректировки месячного ИПЦ России на месячное изменение номинального курса RUB/KZT. Другими словами, «реальная» российская инфляция – это динамика ИПЦ России, выраженная в тенговом эквиваленте.

Касательно другого не менее важного фактора инфляции - номинального обменного курса доллара США к тенге стоит отметить следующее. В связи с тем, что на большей части исследуемого периода в Казахстане применялся фиксированный режим валютного курса, анализируемый фактор оказывает менее значимое влияние на инфляцию в регионах по сравнению с российской инфляцией (см. в таблице 2 Приложения DLOG(USD\_KZT)). При этом его влияние также различается в разрезе регионов, что объясняется разной степенью долларизации и неоднородной зависимостью от импорта потребительских товаров.

Далее перейдем к обсуждению результатов оценки влияния на инфляцию в регионах Казахстана таких «внутрирегиональных» факторов, как цены в промышленности, цены в сельском хозяйстве, реальные денежные доходы и банковские вклады в тенге.

Максимальное влияние цен в промышленности на инфляцию в разрезе регионов демонстрирует город Алматы (см. в таблице 2 Приложения DLOG(PPI)). Данный результат объясняется относительно высоким уровнем производства продуктов питания в Алматы. Так, по данным КС МНЭ в 2015 году доля города Алматы в общереспубликанском производстве продуктов питания составила 10%. Стоит отметить, что наряду с этим ожидалось получить такой же значимый результат влияния цен в промышленности на ИПЦ в Южно-Казахстанской области, так как по данным КС МНЭ за 2015 год на долю данного региона пришлось 30% выпуска легкой промышленности и 8% производства продуктов питания от общестранового объема. Но данные таблицы 2 Приложения демонстрируют статистическую незначимость влияния промышленных цен на инфляцию в анализируемом регионе. Возможными причинами подобного результата могли послужить высокая концентрация населения и относительно высокий уровень конкуренции среди производителей и продавцов в Южно-Казахстанской области, что способствует формированию динамики потребительских цен в большей степени в зависимости от инфляции спроса, чем от инфляции предложения.

Значимость влияния цен в промышленности на потребительскую инфляцию в Атырауской, Мангыстауской и Западно-Казахстанской областях, характеризующихся высокой концентрацией добычи топливных ресурсов, подтвердилась результатами данного исследования. Так, по данным КС МНЭ, в 2015 году на долю названных областей приходилось, соответственно, 50%, 19% и 18% от всего объема добычи нефти и газа в Казахстане.

Индекс цен реализации на продукцию сельского хозяйства отражает динамику цен на товары, произведенные и реализованные сельскохозяйственными производителями – в большей степени в растениеводстве (выращивание зерновых культур). В этой связи, цены в сельском хозяйстве оказывают влияние на ИПЦ в основном через динамику цен на хлеб, хлебобулочные и крупяные изделия. На протяжении большей части исследуемого периода наблюдалось государственное субсидирование

цен на хлеб, хлебобулочные и крупяные изделия, что означало реализацию данных товаров по нерыночным ценам сельского хозяйства. По этой причине оценки уравнения (2) демонстрируют статистическую незначимость влияния анализируемого фактора на ИПЦ во всех регионах Казахстана (см. в таблице 2 Приложения DLOG(APPI)).

Показатель тенговых депозитов, или банковских вкладов в тенге, при оценке уравнения (2) был выбран в качестве прокси индикатора денежной массы для учета влияния монетарного фактора на инфляцию в регионах. Отметим, что статистика по денежной массе в разрезе регионов не ведется. Как известно, на данный момент касательно влияния монетарных факторов на формирование инфляционных процессов в мировой практике отсутствует однозначное мнение. Результаты оценки уравнения (2) также не позволяют говорить об однозначном влиянии анализируемого фактора на инфляцию в регионах Казахстана (см. в таблице 2 Приложения DLOG(DEPO)). При этом наблюдается разная по степени и статистической значимости реакция региональной инфляции в Казахстане на прокси показатель денежной массы.

Несмотря на теоретическую и практическую значимость влияния реальных денежных доходов на формирование динамики потребительских цен, данный фактор не показал априорно ожидаемого результата, за исключением Акмолинской, Алматинской, Западно-Казахстанской, Костанайской, Южно-Казахстанской областей и города Алматы (см. в таблице 2 Приложения DLOG(REAL\_INC)). Изначально в рамках данного исследования предполагалось, что инфляция в регионах, для которых характерны высокая доля торговли в валовом региональном продукте, большое число торгующих предприятий и самозанятого населения, преимущественно формируется в зависимости от спроса населения. Так, высокий уровень конкуренции среди продавцов товаров и услуг увеличивает зависимость уровня цен от динамики и объема спроса, который преимущественно определяется денежными доходами. Другими словами, чем выше доля торговли, торгующих предприятий и самозанятого населения в регионе, тем выше конкуренция на товарном рынке и рынке услуг, и соответственно высока чувствительность изменения уровня цен в этом регионе к денежным доходам. Однако результаты исследования подтвердили вышеуказанное утверждение лишь частично в отношении только некоторых регионов, что говорит о необходимости более углубленного исследования данного вопроса с применением более широкого набора подходов.

Резюмируя итоги моделирования динамики инфляции в регионах Казахстана, отметим, что гипотеза о наличии неоднородности влияния одних и тех же факторов на инфляцию в разных регионах подтверждается.

Полученный результат обуславливает необходимость дальнейшего индивидуального изучения инфляционных процессов в каждом регионе.

В свою очередь, подтверждение предположения о неоднородности влияния одних и тех же факторов на инфляцию в регионах усиливает необходимость учета особенностей каждого региона при прогнозировании

инфляции в Казахстане. В этой связи, в рамках данного исследования был создан инструмент дезагрегированного по регионам и субкомпонентам ИПЦ краткосрочного прогнозирования инфляции в Казахстане, именуемого **моделью DIF**, методология оценки и построения которой описаны в предыдущей главе.

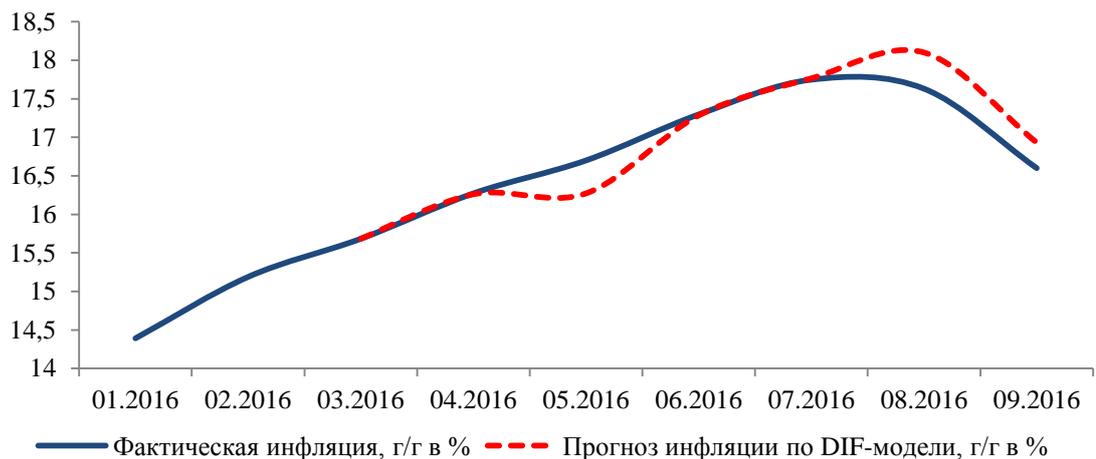
В таблице 3 и на рисунке 1 представлены результаты внутривыборочного (in-sample) прогноза месячной и годовой инфляции в Казахстане по модели **DIF** на период с апреля по сентябрь 2016 года в сравнении с фактическими данными.

Таблица 3. Фактические и прогнозные значения инфляции в Казахстане

Дата	Фактическая инфляция в Казахстане, в %		Прогноз инфляции в Казахстане по DIF-модели, в %	
	К предыдущему месяцу (м/м)	К соответствующему месяцу прошлого года (г/г)	К предыдущему месяцу (м/м)	К соответствующему месяцу прошлого года (г/г)
04.2016	0.6	16.3	0.6	16.3
05.2016	0.5	16.7	0.3	16.3
06.2016	0.4	17.3	0.4	17.3
07.2016	0.5	17.7	0.5	17.8
08.2016	0.2	17.6	0.6	18.1
09.2016	0.2	16.6	0.4	16.9

Источник: данные КС МНЭ и расчеты авторов

Рисунок 1. Фактические и прогнозные значения инфляции в Казахстане



Источник: составлено авторами

Сравнение факта инфляции и ее прогноза по модели **DIF** демонстрируют значительно близкую динамику этих показателей. При этом статистические оценки точности прогноза модели **DIF**, представленные в таблице 4, также подтверждают качество полученных прогнозных значений.

Таблица 4. Статистическая оценка точности прогнозов годовой инфляции по модели DIF

Показатель оценки точности прогноза	Значение
Средняя квадратическая ошибка (RMSE)	0.292766
Средняя абсолютная ошибка по модулю (MAE)	0.211874
Средняя относительная ошибка по модулю (MAPE)	0.012448
Коэффициент неравенства Тейла (Theil Inequality Coefficient)	0.020989

Источник: расчеты авторов

Так, значение средней абсолютной ошибки по модулю указывает на то, что в среднем прогноз годовой инфляции по модели **DIF** в среднем отклоняется от факта на 0.21 процентных пункта, а согласно значению средней относительной ошибки по модулю прогноз годовой инфляции отклоняется от факта в среднем на 1.2%. При этом значения средней квадратической ошибки и коэффициента неравенства Тейла очень близки к нулю, что также указывает на высокую точность прогнозов по модели **DIF**.

Таким образом, реализация эмпирических методов продемонстрировала необходимость, а также эффективность дезагрегированного по регионам и субкомпонентам ИПЦ краткосрочного прогнозирования инфляции в Казахстане. Применение данного инструмента позволяет получать близкую прогнозную оценку инфляции на горизонте 6 месяцев, а также осуществлять более глубокий и качественный анализ инфляционных процессов в регионах Казахстана, способствуя тем самым эффективной реализации политики инфляционного таргетирования.

## 5. Заключение

Результаты исследования подтвердили гипотезу о наличии разнородности динамики инфляционных процессов по регионам Казахстана. Другими словами, несмотря на общую зависимость инфляции от основных факторов, степень и характер влияния этих факторов на инфляцию различается в зависимости от индивидуальных характеристик каждого региона.

В результате подтверждения первоначальной гипотезы возникла необходимость учета данной разнородности в прогнозах инфляции. Для учета разнородности была построена модель **DIF (disaggregated inflation forecast)**, в рамках которой был выбран **BVAR**-подход для прогноза инфляции на уровне субкомпонент ИПЦ по каждому региону.

Прогноз по модели **DIF** осуществлялся в несколько этапов. Первый этап подразумевает построение прогнозов по каждой рассматриваемой компоненте ИПЦ, которые объединяются в региональный ИПЦ в соответствии с весами КС МНЭ. Заключительный этап состоит в агрегировании региональных ИПЦ, полученных на первом этапе, в общий индекс потребительских цен по республике также в соответствии с весами КС МНЭ.

Применение **BVAR**-подхода в сочетании с дезагрегированием инфляции на уровне регионов и ИПЦ способствовало учету обширного объема информации. Результаты исследования подтвердили эффективность применения дезагрегированного подхода для прогнозирования общей инфляции и обуславливают ее практическую применимость. Однако этап сбора информации является трудоемким вследствие большого объема рассматриваемых данных (1190 переменных).

## Список литературы

1. Abdih Y., Balakrishnan R., Shang B. (2016). What is Keeping U.S. Core Inflation Low: Insights from a Bottom-Up Approach. *IMF WP/16/124*.
2. Ailenei D., Cristescu A. (2010). Regional Distribution of Inflationary Pressures In Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting – 4/2010*.
3. Akdoğan K., Başer S., Chadwick M. G., Ertuğ D., Hülagü T., Kösem S., Ögünç F., Özmen M. U., Tekatlı N. (2012). Short-Term Inflation Forecasting Models For Turkey and a Forecast Combination Analysis. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper No: 12/09*.
4. Carrera C., Ledesma A. (2015). Aggregate Inflation Forecast with Bayesian Vector Autoregressive Models. *Central Bank of Peru Working Paper DT. N° 2015-003*.
5. Duarte C, Rua A. (2005). Forecasting inflation through a bottom-up approach: the Portuguese case. *Banco De Portugal WP 2-05*.
6. Espasa A., Albacete R. (2003). Econometric Modelling For Short-Term Inflation Forecasting In The Emu. *UC3M Working Papers. Statistics and Econometrics, 2003-09*.
7. Grunfeld Y., Griliches Z. (1960). Is aggregation necessarily bad? *The Review of Economics and Statistics. 42(1): 1–13*.
8. Hubrich K. (2002). Forecasting euro area inflation: Does aggregating forecasts by component improve forecast accuracy? *Research Department, European Central Bank*.
9. Huwiler M., Kaufmann D. (2013). Combining disaggregate forecasts for inflation: The SNB's ARIMA model. *Swiss National Bank Economic Studies No 7*.
10. Ibarra-Ramírez R. (2010). Forecasting Inflation in Mexico Using Factor Models: Do Disaggregated CPI Data Improve Forecast Accuracy? *Banco de México Working Papers No 2010-01*.
11. Tena J. D., Espasa A., Pino G. (2008). Forecasting Spanish Inflation Using Information From Different Sectors And Geographical Areas. *Universidad Carlos III de Madrid Working Paper 08-01*.
12. Theil H. (1954). Linear aggregation of economic relations. *The American Economic Review Vol. 45, No. 4 (Sep., 1955), pp. 680-682*.
13. Weber A.A., Beck G. W. (2005). Price Stability, Inflation Convergence and Diversity in EMU: Does One Size Fit All? *CFS Working Paper No. 2005/30*.

## Приложение

Таблица 1. Эндогенные переменные региональных BVAR-моделей  
дезагрегированного прогноза инфляции в Казахстане

Субкомпонент инфляции	Месячные индексы изменения цен на товары и услуги (эндогенные переменные BVAR моделей)	BVAR-модель прогноза изменения цены товара или услуги в рамках своей укрупненной группы	Условное обозначение соответствующей модели
Продовольственная инфляция	Крупяные изделия	Хлеб, крупы, хлебобулочные и крупяные изделия	BVAR-1
	Булочные и мучные кондитерские изделия		
	Макаронные изделия		
	Хлеб		
	Мука и другие крупы		
	Рис		
	Колбасы, изделия из мяса	Мясо, рыба и мясные изделия	BVAR-2
	Мясо и птица		
	Рыба и морепродукты		
	Яйца	Молоко, молочные изделия и яйца	BVAR-3
	Молочные продукты		
	Масла и жиры		
	Фрукты	Фрукты и овощи	BVAR-4
	Овощи		
	Мороженное, шербет, пищевой лед	Сахар и кондитерские изделия	BVAR-5
	Кондитерские изделия		
	Джем, повидло, мед		
	Сахар		
	Продукты питания, не отнесенные к другим категориям		
	Кофе, чай и какао	Безалкогольные, алкогольные напитки и табачные изделия	BVAR-6
Минеральная вода, прохладительные напитки, фруктовые и овощные соки			
Алкогольные напитки			
Табачные изделия			
Непродовольственная инфляция	Материалы для изготовления одежды	Одежда и обувь	BVAR-7
	Верхняя одежда		
	Другие предметы одежды и аксессуары одежды		
	Ботинки, туфли и прочая обувь		
	Материалы для обслуживания и ремонта жилых помещений	Товары для дома, отдыха и личного пользования	BVAR-8
	Твердое топливо		
	Мебель, предметы домашнего обихода, ковры и другие покрытия для пола, их ремонт		
	Текстильные изделия, используемые в домашнем хозяйстве		
	Стеклянные изделия, столовые приборы и домашняя утварь		
	Другие крупные товары длительного пользования для организации отдыха и культурных мероприятий		
	Газеты, книги и канцелярские товары		

	Прочие предметы, приборы и товары личного пользования				
	Предметы личного ухода, не отнесенные к другим категориям				
	Бытовые приборы	Бытовые приборы, медикаменты, ГСМ и автотранспортные средства	BVAR-9		
	Инструменты и приспособления, используемые в быту и садоводстве				
	Товары и услуги, используемые для ведения домашнего хозяйства				
	Медикаменты, лечебное оборудование и аппаратура				
	Покупка автотранспортных средств				
	Запасные части и принадлежности для личных транспортных средств				
	Горюче-смазочные материалы для личных транспортных средств				
	Аудиовизуальное оборудование и фотоаппаратура, оборудование для обработки информации				
	Другие товары и оборудование для отдыха, спорта, садоводства и домашние животные				
	Электрические приборы личного пользования				
Сервисная инфляция	Чистка, ремонт и прокат одежды			Платные услуги	BVAR-10
	Ремонт и прокат обуви				
	Фактическая арендная плата за жилье				
	Услуги по обслуживанию и ремонту жилых помещений				
	Водоснабжение				
	Сбор мусора				
	Канализация				
	Прочие услуги, связанные с содержанием жилых помещений, не отнесенные к другим категориям				
	Электроэнергия				
	Газ				
	Тепловая энергия				
	Амбулаторные услуги				
	Услуги больниц				
	Техническое обслуживание и ремонт личных транспортных средств				
	Прочие услуги, связанные с личными транспортными средствами				
	Услуги транспорта				
	Связь				
	Услуги в области отдыха, развлечений и культуры				
	Организация комплексного отдыха				
	Образование				
	Услуги общественного питания				
	Гостиничное обслуживание				
	Услуги парикмахерских и заведений личного обслуживания				
	Страхование				
	Финансовые услуги, не отнесенные к другим категориям				
Прочие услуги, не отнесенные к другим категориям					

Таблица 2. Результаты оценки уравнения (2) многофакторной логарифмической регрессионной модели инфляции для регионов Казахстана

t	Инфляция в регионах	Первая разница логарифмов факторов инфляции																											
		DLOG(PPI)				DLOG(REAL_INC)				DLOG(APPI)				DLOG(DEPO)				DLOG(RUB_KZT)				DLOG(CPI_RU)				DLOG(USD_KZT)			
		A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
1	Акмолинская область	1	-0.03	-0.61	-	2	0.05	2.01	**	1	0.02	1.10	-	2	0.01	0.45	-	1	0.06	4.20	***	0	0.31	1.94	*	1	0.12	6.31	***
2	Актюбинская область	1	0.02	0.44	-	2	0.00	-0.10	-	1	0.04	0.79	-	2	0.00	0.06	-	1	0.07	3.76	***	0	0.40	1.99	*	1	0.07	2.72	***
3	Алматинская область	1	0.02	0.46	-	2	0.06	2.52	**	1	0.10	1.38	-	2	0.01	1.92	*	1	0.05	3.68	***	0	0.39	2.71	***	1	0.09	5.46	***
4	Атырауская область	1	0.04	2.04	**	2	0.00	0.18	-	1	-0.02	-0.24	-	2	0.00	0.39	-	1	0.03	2.18	**	1	0.48	2.28	**	1	0.09	4.13	***
5	Западно-Казахстанская область	3	0.05	3.03	***	0	0.05	2.02	**	1	-0.10	-1.23	-	2	-0.01	-0.48	-	1	0.08	4.78	***	0	0.39	2.42	**	1	0.08	4.01	***
6	Жамбылская область	1	0.10	1.67	*	1	0.05	1.46	-	1	0.03	0.439	-	3	0.03	1.94	*	1	0.06	3.22	***	0	0.42	2.01	**	1	0.08	3.02	***
7	Карагандинская область	1	-0.02	-0.53	-	2	0.02	0.98	-	1	0.01	0.326	-	2	0.02	1.16	-	1	0.05	2.97	***	0	0.29	1.83	*	1	0.10	4.99	***
8	Костанайская область	3	0.03	1.49	-	2	0.04	1.73	*	1	0.03	1.025	-	2	0.01	0.46	-	1	0.06	3.96	***	0	0.36	2.40	**	1	0.09	5.08	***
9	Кызылординская область	3	0.11	2.47	**	2	0.03	0.87	-	1	-0.08	-0.89	-	1	0.01	1.33	-	1	0.06	3.43	***	0	0.45	2.30	**	1	0.07	2.74	***
10	Мангистауская область	3	0.09	2.23	**	2	0.03	0.82	-	1	-0.12	-1.29	-	1	0.01	1.73	*	1	0.06	3.28	***	1	0.42	2.75	***	1	0.08	3.20	***
11	Южно-Казахстанская область	1	0.09	1.56	-	2	0.03	1.73	*	1	0.00	0.044	-	2	0.02	2.03	**	1	0.04	3.89	***	0	0.25	1.97	*	1	0.10	6.68	***
12	Павлодарская область	3	0.01	0.35	-	2	0.03	1.07	-	1	-0.02	-0.49	-	2	0.00	0.42	-	1	0.06	3.63	***	0	0.29	1.62	*	1	0.08	3.55	***
13	Северо-Казахстанская область	1	0.18	2.08	**	0	0.04	1.60	-	1	0.01	0.646	-	2	0.04	1.97	*	1	0.04	3.16	***	1	0.33	2.05	**	1	0.10	5.36	***
14	Восточно-Казахстанская область	1	0.01	0.70	-	2	0.03	1.55	-	1	-0.04	-1.04	-	2	0.06	3.03	***	2	0.04	3.16	***	1	0.38	2.58	**	1	0.11	6.72	***
15	г. Астана	1	0.00	0.05	-	2	0.06	1.52	-	1	0.00	0.086	-	1	-0.03	-1.70	*	1	0.11	4.27	***	0	0.50	1.94	*	1	0.10	3.29	***
16	г. Алматы	1	0.36	2.65	***	2	0.05	1.91	*	1	-0.01	-0.07	-	2	0.02	1.41	-	1	0.06	3.76	***	0	0.51	3.14	***	1	0.08	3.70	***

Примечание: столбец А - лаг влияния соответствующего фактора на инфляцию в регионе, в месяцах; В - коэффициент эластичности инфляции в регионе t к 1% -ному изменению соответствующего фактора, в %; С - значение t-статистики при соответствующем факторе инфляции; D - статистическая значимость соответствующего показателя, как фактора инфляции (Знаки \*\*\*, \*\* и \* означают статистическую значимость оцененного коэффициента, соответственно, при 1%, 5% и 10% уровнях значимости. Знак "-" указывает на статистическую незначимость фактора).