



Банк России



ДЕКАБРЬ 2019

РОЛЬ ИЗМЕНЕНИЙ МИРОВЫХ ЦЕН В СОНАПРАВЛЕННОСТИ ИНФЛЯЦИИ МЕЖДУ СТРАНАМИ

Серия докладов об экономических исследованиях, № 53

А. Живайкина
А. Киселев

Александра Живайкина, Банк России

Вопросы, комментарии и предложения можно присылать на адрес: Zhivaykinaad@cbr.ru

Алексей Киселев, Банк России

Электронный адрес: Alkiselev@nes.ru

Авторы благодарят участников семинаров в Банке России и Институте переходных экономик Банка Финляндии (BOFIT), а также участников XX Апрельской международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества за полезные комментарии и предложения. Часть данного исследования была выполнена, когда Александра Живайкина была приглашенным исследователем в BOFIT в Хельсинки. Авторы благодарны BOFIT за оказанное гостеприимство. А также хотели бы выразить свою признательность Владиславу Абрамову за неоценимую помощь в ходе проведения исследования. Любые ошибки являются ответственностью авторов.

Серия докладов об экономических исследованиях Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования членами Консультативного совета Банка России и внешними рецензентами.

Настоящий материал опубликован в рецензируемом научном журнале:

[Kiselev A., Zhivaykina A. The role of global relative price changes in international comovement of inflation // The Journal of Economic Asymmetries. 2020. Vol. 22.](#)

Все права защищены. Настоящий доклад выражает личную позицию авторов, которая может не совпадать с официальной позицией Банка России. Банк России не несет ответственности за содержание доклада. Любое воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

Адрес: 107016, г. Москва, ул. Неглинная, 12

Телефон: +7 (495) 771-91-00, +7 (495) 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

© Центральный банк Российской Федерации, 2019

РЕЗЮМЕ

В работе исследуется влияние изменений мировых относительных цен на внутреннюю инфляцию. Мы используем динамическую иерархическую факторную модель (Dynamic Hierarchical Factor Model, DHFM) для декомпозиции инфляции товаров, входящих в потребительскую корзину, для панели из нескольких стран на (I) глобальный фактор, общий для всех ценовых рядов и всех стран, (II) шок изменения цен на уровне продуктовой группы, (III) шок изменения цен на уровне продуктовой подгруппы и (IV) специфическую компоненту. Используя месячные данные по 29 странам за период с 2003 по 2018 г., мы приходим к выводу, что темпы роста потребительских цен для отдельных товаров демонстрируют разную чувствительность к общим ценовым шокам. По энергоносителям, некоторым продуктам питания и товарам промышленного производства изменения мировых относительных цен могут объяснять до 49% общей дисперсии инфляции, что довольно много для такой частоты и уровня агрегации данных. Помимо этого, общие факторы, выявленные с помощью модели DHFM, имеют достаточно высокую объясняющую способность в отношении общего индекса потребительских цен (ИПЦ) и его отдельных компонент в различных странах.

Ключевые слова: динамическая иерархическая факторная модель, глобальная инфляция, относительные цены, Россия

JEL-классификация: C38, E31, F42

1. ВВЕДЕНИЕ

Недавние исследования показали, что глобальные, общие для всех стран факторы играют важную роль в объяснении динамики национальной инфляции, и эта роль постоянно растет. Согласно Ciccarelli and Mojon [5], 70% дисперсии инфляции в 22 странах – членах ОЭСР может быть объяснено влиянием одного общего фактора. Авторы называют этот феномен «глобальная инфляция» и утверждают, что при анализе динамики национальной инфляции необходимо наряду с внутренними факторами рассматривать также и внешние. К примеру, сонаправленная динамика инфляции одновременно в нескольких странах может быть обусловлена общемировым движением цен на сырьевые товары, стадией глобального бизнес-цикла или динамикой доллара США как международной валюты. Таким образом, «глобальная инфляция» определяется как общий фактор динамики внутренних инфляционных процессов в различных странах. В то же время исследование Reis and Watson [18] показало, что динамика внутренней инфляции в США может объясняться изменениями относительных цен на уровне отраслей. В настоящей работе мы попытались с использованием международных данных выявить подобные изменения мировых относительных цен. Это позволило бы лучше понять, какие факторы влияют на внутреннюю инфляцию, что имеет важное значение для денежно-кредитной политики, целью которой является обеспечение ценовой стабильности.

Существует целый ряд подходов к определению глобальной компоненты инфляции в зависимости от используемой методологии, охвата стран и данных, инфляционных метрик и степени агрегации данных (краткое описание таких исследований см. в работе Ha et al. [10]). Основной вклад данной работы состоит в оценивании глобальной компоненты инфляции с использованием модели, которая хорошо подходит для анализа агрегированных на низком уровне данных. Иначе говоря, мы пытаемся дать дополнительное представление о том, в какой степени глобальная динамика цен на продуктовом уровне влияет на ИПЦ отдельной страны. Для этого мы используем динамическую иерархическую факторную модель (Moench et al. [13]), с помощью которой оцениваем относительные ценовые факторы, влияющие на динамику инфляции, по 29 странам (в основном входящим в ОЭСР) за период с начала 2000-х годов. Благодаря иерархической структуре модели мы можем учесть взаимосвязанные изменения, которые недостаточно выражены, чтобы их можно было считать общими факторами в стандартных моделях. Следовательно, мы можем отделить влияние изменения цен на различных отраслевых уровнях. Помимо этого, мы создали базу для дезагрегированных данных по потребительским ценам для России, США и Бразилии и сопоставили ее с гармонизированным индексом потребительских цен для стран – членов ОЭСР.

Полученные нами результаты подтверждают более ранние выводы о важности глобальных цен на энергоносители и продовольствие для краткосрочной динамики инфляции в отдельных странах. Мы также пришли к выводу, что глобальные факторы могут быть сосредоточены не только на рынках энергетических товаров и продовольствия. Влиянием общих факторов в значительной степени также объясняются колебания цен на товары промышленного производства. Кроме того, мы обнаружили хорошую интерпретацию для глобального фактора, который отслеживает поворотные точки бизнес-цикла в еврозоне, а также для глобального фактора из подгруппы «энергоносители», очень хорошо коррелирующего с ценами на нефть.

В дополнение к вышесказанному мы проанализировали роль доллара США в глобальной инфляции. Для однородной группы стран в еврозоне мы обнаружили положительную корреляцию между долей импортных товаров, счета за которые были

выставлены в долларах США, и долей объясненной вариации глобальной компонентой инфляции в ИПЦ, за исключением энергетических товаров. Этот факт косвенно подтверждает доминирование доллара США в мировой торговле и его важность для динамики инфляции (Boz et al. [4], Egorov and Mukhin [7]).

Наши расчеты показывают, что внутренние цены некоторых продовольственных и непродовольственных товаров в России могут быть подвержены воздействию со стороны глобальных факторов. Тем не менее их доля в общем ИПЦ невысока. Мы также приходим к выводу, что глобальные факторы не имеют высокой ценности для краткосрочного прогнозирования ИПЦ для России. Это может быть связано с более высокой скоростью переноса общих изменений цен на локальную инфляцию.

Литература по данной тематике

В работе Cicarelli and Mojon [5] показано, что глобальные факторы играют важную роль в определении динамики темпов роста внутренних цен. Авторы проанализировали годовые темпы роста ИПЦ для 22 стран – членов ОЭСР и выявили, что на влияние общего фактора пришлось почти 70% от общей дисперсии. Столь впечатляющие результаты вызвали дискуссию о важности феномена «глобальной инфляции» и ее источниках (см., например, Altansukh et al. [1], Auer et al. [2], Mumtaz and Surico [15], Neely and Rapach [16]). В статье Monacelli and Sala [14] исследуются более дезагрегированные, месячные данные: динамика ИПЦ по 948 товарам для четырех крупнейших стран – членов ОЭСР (США, Германии, Франции и Великобритании). Авторы обнаружили, что один общий фактор объясняет от 15 до 30% дисперсии цен потребительских товаров. Полученные ими результаты демонстрируют важность периодичности данных и особенно степени их дезагрегации. Авторы предлагают рассматривать полученные оценки в качестве нижней границы для вклада глобального фактора в национальную инфляцию. В указанных работах анализируются данные только по странам – членам ОЭСР. В нашем исследовании мы добавляем в анализ некоторые страны, не входящие в ОЭСР, и подтверждаем робастность феномена «глобальной инфляции», поскольку наши глобальные факторы объясняют до 49% дисперсии инфляции.

Некоторые авторы уже применяли динамическую иерархическую факторную модель, разработанную Moench et al. [13], для анализа инфляции в различных странах и регионах. Forster and Tillmann [9] используют квартальные данные по трем основным товарным категориям ИПЦ (энергонасосители, продукты питания и остальные товары) для 22 стран – членов ОЭСР и демонстрируют, что для корзины товаров без энергетических товаров и продуктов питания на глобальный и специфический для данной корзины факторы приходится менее 20% объясненной дисперсии инфляции. Они показывают, что общий фактор может объяснить только инфляцию цен на энергонасосители. Наши результаты соответствуют выводам, к которым пришли авторы данной статьи. Мы демонстрируем, что дисперсия инфляции в значительной мере объясняется общими факторами для энергонасосителей (35%).

В статье Parker [17] анализируется выборка из более чем 200 стран (автор включает в анализ цены на жилье). Данное исследование показывает, что общие факторы объясняют значительную долю дисперсии инфляции цен на энергонасосители. Причем в меньшей мере это относится к продуктам питания и практически совсем не касается цен на жилье и иные товары. Используя дезагрегированные данные по различным категориям товаров, мы определяем долю дисперсии более точно. Мы также приходим к выводу, что глобальная инфляция может оказывать влияние на цены не только энергетических товаров и продуктов питания, но и некоторых других промышленных товаров.

Наконец, в статье Deryugina et al. [6] применяется модифицированная версия модели DHFM для анализа важности региональных и отраслевых факторов на данных об инфляции по почти 40 категориям товаров для 79 регионов России. Авторы приходят к выводу, что, в то время как региональные факторы практически не значимы, продуктовые объясняют порядка 20% общей дисперсии. В иерархической структуре нашей модели мы отдельно не выделяем страновой фактор. Мы анализируем сонаправленность динамики цен товаров по всем странам в пределах выборки.

Понимание глобальных факторов, стоящих за колебаниями цен, может прояснить динамику макроэкономических параметров – например, компромисс между инфляцией и уровнем выпуска. В статье Voivin et al. [3] показано, что дезагрегированные цены в меньшей степени реагируют на макроэкономические флуктуации, чем на отраслевые шоки. В работе Maskowiak et al. [12] авторы используют факторный анализ на дезагрегированных данных для выбора различных моделей ценообразования. Наконец, в статье Reis and Watson [18] анализируются дезагрегированные ценовые данные по США для понимания важности монетарных шоков и шоков относительных цен для инфляции. Используя динамическую факторную модель, авторы выделяют в составе инфляции три компонента: «чистая инфляция», инфляция относительных цен и специфическая компонента. Они приходят к выводу, что специфическая компонента объясняет примерно 70% вариации инфляции, в то время как на общую дисперсию инфляции в большей степени влияют изменения относительных цен на уровне отрасли.

Данная работа имеет следующую структуру. В разделе 2 описывается используемый набор данных. В разделе 3 приведены описание и спецификация иерархической модели. В разделе 4 проанализированы полученные эмпирические результаты. В разделе 5 изложены основные выводы.

2. ДАННЫЕ

Мы использовали данные по различным отраслям на основе ежемесячного гармонизированного индекса потребительских цен (Harmonised Index of Consumer Prices, HICP) для 26 стран – членов ОЭСР из экономической базы данных Федеральной резервной системы (Federal Reserve Economic Database, FRED) за период с января 2003 г. по июнь 2018 года. Кроме того, мы добавили данные по национальному ИПЦ для России, США и Бразилии, сопоставленные с Классификацией индивидуального потребления по целям (Classification of Individual Consumption by Purpose, COICOP). Набор данных включает в себя 47 рядов цен по продуктовым категориям, которые соответствуют 4-значному цифровому коду COICOP. Пример типичного ряда в нашем наборе данных: COICOP 01.1.7 «Овощи» для Великобритании или COICOP 12.3.1 «Ювелирные украшения и часы» для Турции.

Мы применяем несколько методик фильтрации и преобразования данных. Мы исключаем страны с населением менее 1 млн человек: наша модель не содержит какой-либо схемы взвешивания для ценовых рядов «страна – продукт», поэтому мы стараемся избегать потенциальных статистических аномалий, более вероятных для статистических данных по малым экономикам. Затем мы исключаем некоторые продуктовые категории ряда стран, по которым данные за период с января 2003 г. по июнь 2018 г. отсутствуют. Таким образом, каждая группа и подгруппа могут содержать данные по немного различному набору стран. Мы преобразуем данные в месячные темпы роста и нормализуем их для получения нулевого среднего значения и стандартного отклонения, равного единице для каждого ряда. Все временные ряды

корректируются на сезонность с использованием процедуры X-13 ARIMA-SEATS. Основные описательные статистики приведены в Таблице 5 Приложения.

В связи с тем что DHFM-модель требует использования стационарных временных рядов, мы проверяем наличие единичных корней с помощью расширенного критерия Дики – Фуллера (далее – ADF-тест). Согласно полученным результатам (Таблица 6 Приложения), большинство временных рядов являются стационарными для продуктовых категорий среди различных стран на уровне значимости в 5 и 1%. Трендовая динамика приростов характерна только для ограниченного количества рядов.

Полный набор данных включает в себя 1194 временных ряда за период с января 2003 г. по июнь 2018 года. Окончательный перечень стран, данные по которым мы использовали в своем анализе, представлен в Таблице 4 Приложения.

Затем мы используем обобщенные данные по компонентам ИПЦ, взятые с сайта Евростата. Они включают в себя общий ИПЦ, ИПЦ по продуктам питания, ИПЦ по энергоносителям, ИПЦ по промышленным товарам, за исключением энергоносителей, и базовый ИПЦ по всем странам в выборке и еврозоне в целом.

3. МОДЕЛЬ

3.1. Динамическая иерархическая факторная модель

Чтобы определить вклад фактора относительных цен в динамику цен внутри отдельной страны, мы оценили динамическую иерархическую факторную модель (DHFM). Подробное описание модели приведено в статье Moench et al. [13]. При описании модели мы придерживаемся текста данной статьи и используем те же обозначения.

Мы подразумеваем, что на динамику данных Z_{bsit} (временной ряд ИПЦ i подгруппы s группы b в момент времени t) влияют 4 различные компоненты:

1. F_t – набор глобальных факторов, которые являются общими для всех групп.
2. G_{bt} – набор факторов на уровне группы, которые являются общими для всех подгрупп этой группы.
3. H_{bst} – набор факторов на уровне подгруппы, которые являются общими для всех рядов в любой подгруппе.
4. e_{Zbsit} – специфический фактор (идиосинкразическая компонента) для каждого ряда.

Так называемую четырехуровневую «пирамидальную» структуру модели DHFM можно представить следующим образом:

$$Z_{bsit} = \Lambda_{H.bsi}(L)H_{bst} + e_{Zbsit} \quad \Psi_{Z.bsi}(L)e_{Zbsit} = \epsilon_{Zbsit}$$

$$H_{bst} = \Lambda_{G.bs}(L)G_{bt} + e_{Hbst} \quad \Psi_{H.bs}(L)e_{Hbst} = \epsilon_{Hbst}$$

$$G_{bt} = \Lambda_{F.b}(L)F_t + e_{Gbt} \quad \Psi_{G.b}(L)e_{Gbt} = \epsilon_{Gbt}$$

$$\Psi_{F.k}(L)F_{kt} = \epsilon_{Fkt}$$

где $b = [1, \dots, N_b]$ – количество групп; $s = [1, \dots, N_s]$ – количество подгрупп (может различаться в зависимости от группы); $i = [1, \dots, N_i]$ – количество отдельных временных рядов; $t = [1, \dots, T]$ – индекс времени; $\Lambda_{H.bsi}$, $\Lambda_{G.bs}$, $\Lambda_{F.b}$ – соответствующий набор постоянных факторных нагрузок; $k = [1, \dots, K_F]$ – количество общих факторов.

Модель позволяет представить данные в компактной форме. В частности, любой ряд i в группе b и подгруппе s можно представить в виде специфического шока (ϵ_{Zbsit}) и общей компоненты, которая оказывает влияние на все ряды в такой подгруппе ($\Lambda_{H.bsi}(L)H_{bst}$). В свою очередь каждый фактор H_{bst} на уровне подгруппы можно представить в виде специфического для подгруппы шока (ϵ_{Hbst}) и общей компоненты ($\Lambda_{G.bs}(L)G_{bt}$). Каждый специфический для группы фактор можно представить в виде специфического для группы шока (ϵ_{Gbt}) и общего фактора ($\Lambda_{F.b}(L)F_t$). Наконец, предполагается, что глобальный фактор F_t является авторегрессионным процессом первого порядка $AR(1)$, определяющим динамическую суть модели.

Мы обращаем внимание на то, что ϵ_{Gbt} и ϵ_{Hbst} представляют собой шоки относительных цен, общие на уровне группы и подгруппы соответственно. Для соблюдения предпосылки устойчивости ошибки должны быть заданы следующим образом:

$$\begin{aligned}\epsilon_{Zbsit} &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_{Zbsi}^2) \\ \epsilon_{Hbst} &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_{Hbs}^2) \\ \epsilon_{Gbt} &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_{Gb}^2) \\ \epsilon_{Ft} &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_F^2)\end{aligned}$$

Для оценки апостериорного распределения интересующих нас параметров мы применяем итеративные методы Монте-Карло с использованием цепей Маркова (MCMC) и фильтр Калмана. Процедура оценки подробно описана в статье Moench et al. [13]. Мы ее повторили с незначительными изменениями¹.

3.2. Спецификация

Ниже мы подробно описываем структуру оцениваемой модели. Все данные были разделены на 2 группы («группы продуктов»), которые представляют собой первый уровень классификации потребления. Затем мы разделили каждую группу на 4 подгруппы («категории продуктов»), представленные в Таблице 1.

¹ Оценка модели производилась при помощи кода для MATLAB, доступного на сайте Serena Ng.

Таблица 1. Структура данных с разбивкой на группы и подгруппы

Группа	Подгруппа	Количество рядов
Продукты питания	Мясо и рыба	2
	Хлеб, молоко, масла	3
	Овощи и фрукты	2
	Прочее	4
Промышленные товары	Товары длительного пользования	10
	Товары с ограниченным сроком пользования и товары краткосрочного пользования	16
	Алкоголь и табачная продукция	4
	Энергоносители	6

Примечание. В состав каждой подгруппы входят 4-значные ряды категорий продуктов COICOP, которые были доступны для всех 29 стран, указанных в Таблице 4 Приложения.

Основная идея заключается в том, чтобы попытаться использовать различия в ценообразовании разных категорий продуктов с помощью имеющейся информации о структуре данных. Это позволит нам выделить влияние изменений мировых относительных цен на уровне не только групп продуктов, но и отдельных категорий товаров. В статье Moench et al. [13] говорится, что «если изменения [подгруппы] и [группы] не смоделированы надлежащим образом, они будут проявляться либо как слабые общие факторы, либо как специфические ошибки, которые будут взаимно коррелировать между рядами в рамках одной и той же [группы]» (стр. 1). Таким образом, моделирование вариации в рамках групп и подгрупп может позволить нам лучше понять общие шоки ценовой динамики за счет отделения их от глобальных и специфических шоков.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ

В данном разделе мы представляем две версии модели DHFM: только с группами (3 уровня – Модель В) и с группами и подгруппами (4 уровня – Модель BS). Сравнение полученных результатов позволяет нам оценить важность использования иерархического представления данных ИПЦ. Доля дисперсии, которая приходится на группы и объясняется Моделью В, отражает важность динамики относительных цен на уровне продуктовых групп. В Модели BS доля объясненной дисперсии на уровне группы и подгруппы отражает отраслевые компоненты динамики относительных цен.

Затем мы проводим ряд проверок устойчивости результатов с использованием различного набора стран, включенных в выборку. Это позволяет нам учесть возможное влияние валютного курса на оценки факторов.

4.1. Декомпозиция дисперсии

Оценка Модели В² иллюстрирует важность компоненты относительных цен на уровне группы для продуктов питания и промышленных товаров (Таблица 2). Мы не выявили существенных различий между данными группами в отношении общего фактора относительных цен. Кроме того, в обоих случаях имеется тенденция к преобладанию влияния специфической компоненты. В то же время цены на продукты

² В каждой модели используется только один общий фактор на глобальном и групповом уровне.

питания (в отличие от промышленных товаров) демонстрируют более выраженную сопоставленную динамику относительно глобальных цен.

Несколько «низкая» доля дисперсии, которая объясняется на уровне группы, не должна смущать читателя. В статье по DHFM Moench et al. [13] применяется модель для факторного анализа показателей реальной экономической активности в США. Как и мы, авторы используют месячные данные. Извлеченный общий фактор достаточно хорошо отражает фазы делового цикла США, которые публикует Национальное бюро экономических исследований (National Bureau of Economic Research, NBER; стр. 9), но при этом объясняет всего лишь от 1 (!) до 16% дисперсии первоначальных рядов с медианой, приближающейся к 3% (стр. 14). Это верно также и для шоков на уровне группы и подгруппы, так как средняя доля объясненной вариации идиосинкразической (специфической) компонентой составляет порядка 65–90%. Этот результат верен для данных, которые априори тесно связаны (различные секторы экономики одной страны), поэтому сомнительно, что можно получить более высокую долю объясненной дисперсии на таком уровне разбивки, как у нас.

Таблица 2. Декомпозиция дисперсии модели DHFM с группами, медианная доля объясненной дисперсии (%)

Группа	Глобальный фактор	Продуктовая группа	Специфический фактор
Продукты питания	15,8 [14,7; 17,0]	15,6 [14,5; 16,7]	68,6 [66,3; 70,6]
Промышленные товары	0,1 [0,0; 0,3]	15,3 [14,2; 16,7]	84,6 [83,3; 85,6]

Примечание. В состав каждой подгруппы входят 4-значные ряды категорий продуктов COICOP, которые были доступны для 29 стран, указанных в Таблице 4 Приложения (в зависимости от наличия данных). Числа в квадратных скобках обозначают 10-й и 90-й процентиля распределения доли, которую объясняет данный фактор, для конкретной группы в разных категориях продуктов для различных стран.

Оценка модели с иерархией на уровне подгрупп (Модель BS) позволяет нам еще глубже проанализировать факторы, влияющие на ценовую динамику. Прежде всего теперь мы можем разделить факторы на уровне группы и подгруппы, которые имеют различную степень воздействия в зависимости от категории продукта (Таблица 3). Доля объясненной дисперсии, приходящаяся на подгруппу энергоносителей (35%), подтверждает важность глобальной компоненты в динамике цен на энергетические товары внутри страны. Категории продуктов питания демонстрируют различную чувствительность к общим шокам относительных цен (см. строки 1–4 в Таблице 3). Интересно отметить, что, согласно нашей модели, значительная доля дисперсии у нескольких подгрупп объясняется глобальной компонентой («Хлеб, молоко, масла» – 36%, «Овощи и фрукты» – 22%). Значение медианной доли объясненной дисперсии в первой подгруппе приближается к значению для энергоносителей, однако ее оценка является менее точной.

Парадоксально, но для товаров длительного пользования и прочих промышленных товаров (строки 5–6 в Таблице 3) характерна высокая доля дисперсии, которая объясняется общими факторами. Она оценивается не так точно, как для других продуктовых групп (мера разброса оценок – в квадратных скобках), однако ее величина показывает наличие сильной связи между динамикой цен не только для продуктов питания и энергетических товаров, но и для других промышленных товаров. Что касается алкоголя и табачной продукции, здесь доля дисперсии, объясненная

глобальной компонентой, не так высока, видимо, из-за страновых особенностей налогообложения и ценовой политики.

Таким образом, введение дополнительного уровня иерархии позволяет нам оценить общие факторы более точно. Специфическая компонента на уровне подгрупп (последняя колонка в Таблице 3) существенно снижается для некоторых продуктовых категорий по сравнению с соответствующей долей в Модели В (последняя колонка в Таблице 2). Таким образом, явное моделирование дисперсии на уровне подгруппы предположительно позволяет нам не перепутать шоки на этом уровне с шоками на уровне группы или со специфическими шоками.

Таблица 3. Декомпозиция дисперсии модели DHFM с группами и подгруппами, медианная доля объясненной дисперсии (%)

Группа	Подгруппа	Глобальный фактор	Продуктовая группа	Продуктовая категория	Специфический фактор	
Продукты питания	Мясо и рыба	7,4 [6,1; 8,8]	1,9 [1,6; 2,2]	1,7 [1,5; 2,0]	89,0 [87,6; 90,4]	
	Хлеб, молоко, масла	0,8 [0,1; 2,0]	0,2 [0,0; 0,5]	35,5 [30,3; 41,0]	63,4 [58,7; 67,9]	
	Овощи и фрукты	0,4 [0,0; 0,8]	0,1 [0,0; 0,2]	21,8 [20,2; 23,3]	77,8 [76,2; 79,3]	
	Прочее		0,7 [0,1; 1,5]	0,2 [0,0; 0,4]	8,7 [7,0; 10,7]	90,4 [88,9; 91,8]
		Товары длительного пользования	0,3 [0,0; 0,7]	6,2 [4,7; 7,8]	25,8 [21,8; 30,2]	67,8 [63,5; 71,6]
Промышленные товары	Товары с ограниченным сроком пользования и товары краткосрочного пользования	0,0 [0,0; 0,0]	0,1 [0,0; 0,3]	49,1 [42,1; 57,4]	50,8 [42,6; 57,7]	
	Алкоголь и табачная продукция	0,0 [0,0; 0,0]	0,2 [0,0; 0,6]	6,5 [5,5; 7,4]	93,3 [92,4; 94,2]	
	Энергоносители	0,0 [0,0; 0,1]	0,8 [0,1; 2,0]	34,5 [32,9; 35,9]	64,7 [63,6; 65,9]	

Примечание. В состав каждой подгруппы входят 4-значные ряды категорий продуктов СОICOP, которые были доступны для 29 стран, указанных в Таблице 4 Приложения (в зависимости от наличия данных). Числа в квадратных скобках обозначают 10-й и 90-й процентиля распределения доли, которую объясняет данный фактор, для конкретной подгруппы в разных категориях продуктов для различных стран. Существенные изменения по сравнению с Таблицей 2 выделены жирным шрифтом.

В целом данные результаты показывают, что динамика инфляции по отдельным продуктовым категориям и, следовательно, общая инфляция в различных странах могут быть подвержены воздействию шоков относительных цен на отраслевом уровне. Мы обнаружили, что объясняющая способность факторов в модели DHFM сравнима с соответствующими значениями индикаторов реальной экономической активности (см. выше). В дисперсии ценовой динамики по продуктам по-прежнему присутствует высокая доля специфической компоненты, однако это можно объяснить влиянием внутрирегиональных различий в экономической конъюнктуре, влиянием распродаж и рекламных акций или ошибками измерения.

Декомпозиция ценовой динамики может иметь важное значение для объяснения и

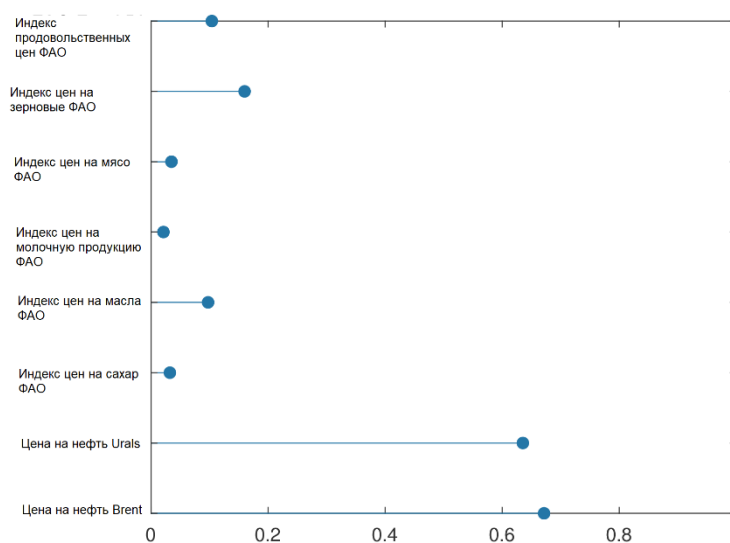
прогнозирования внутренней инфляции. Продуктовая группа СОICOP 01 «Продукты питания и безалкогольные напитки» составляет значительную долю в потребительской корзине. Даже в странах со средним уровнем дохода, таких как Россия, Испания и Турция, доля продуктов питания в общем ИПЦ колеблется в пределах 20–30%, в то время как на энергоносители приходится еще 10% (Евростат). Объяснение дисперсии, специфичной для продуктов, на которые приходится такая высокая доля потребительской корзины, может помочь принимать более своевременные и правильные решения в области экономической политики. В условиях, когда инфляция близка к нулю, эта возможность кажется еще более привлекательной.

4.2. Интерпретация факторов

В данном подразделе мы показываем, что некоторые факторы, влияющие на ценовую динамику, могут иметь интересную интерпретацию. Для этого мы сравниваем их динамику с динамикой различных индексов рыночных цен, таких как индексы цен на продовольственные товары Продовольственной и сельскохозяйственной организации ООН (ФАО; Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO) и цены на нефть (Brent и Urals).

Мы пришли к выводу, что некоторые динамические факторы в модели DHFM (с подгруппами) тесно связаны с ценами на нефть, в то время как интерпретировать динамику других факторов несколько сложнее. Индекс продовольственных цен ФАО и его компоненты (крупы, мясо, молочные продукты, масла и сахар) демонстрируют довольно низкую корреляцию с факторами из соответствующих подгрупп ($R^2 < 0,2$). В то же время цены на нефть очень хорошо коррелируют с динамикой факторов из подгруппы «Энергоносители». В этом случае R^2 немного превышает 0,6 (Рисунок 1).

Рисунок 1. R^2 для регрессий с рыночными ценами в качестве объясняемой переменной и факторами H на уровне подгруппы в качестве независимых переменных



Мы также наблюдаем схожие результаты в сопоставленной динамике полученных факторов и данных о ценах сырьевых товаров, публикуемых Международным валютным фондом (МВФ; International Monetary Fund, IMF) (Рисунок 7 в Приложении). Помимо этого, мы построили 12-месячное скользящее среднее для оцененных факторов по продуктам питания и энергоносителям и сравнили этот показатель с

индексами рыночных цен, публикуемыми МВФ (Рисунки 2 и 3). Наши глобальные факторы для энергетических товаров и продуктов питания очень хорошо отслеживают цены на международном рынке с небольшим временным лагом.

Далее, мы пришли к выводу, что у глобальных факторов и факторов на уровне группы (кроме группы «Продукты питания») такая интерпретация отсутствует. На самом деле корреляцию с рыночными ценами или с общими компонентами ИПЦ демонстрируют именно факторы H на уровне подгруппы. Статистически включение глобальных факторов F или факторов G на уровне группы не приводит к значительному улучшению результатов и усложняет интерпретацию наблюдаемых экономических переменных.

Рисунок 2. 12-месячное скользящее среднее для апостериорного среднего значения фактора ИПЦ продуктов питания G из Модели BS и индексов продовольственных цен МВФ и ФАО

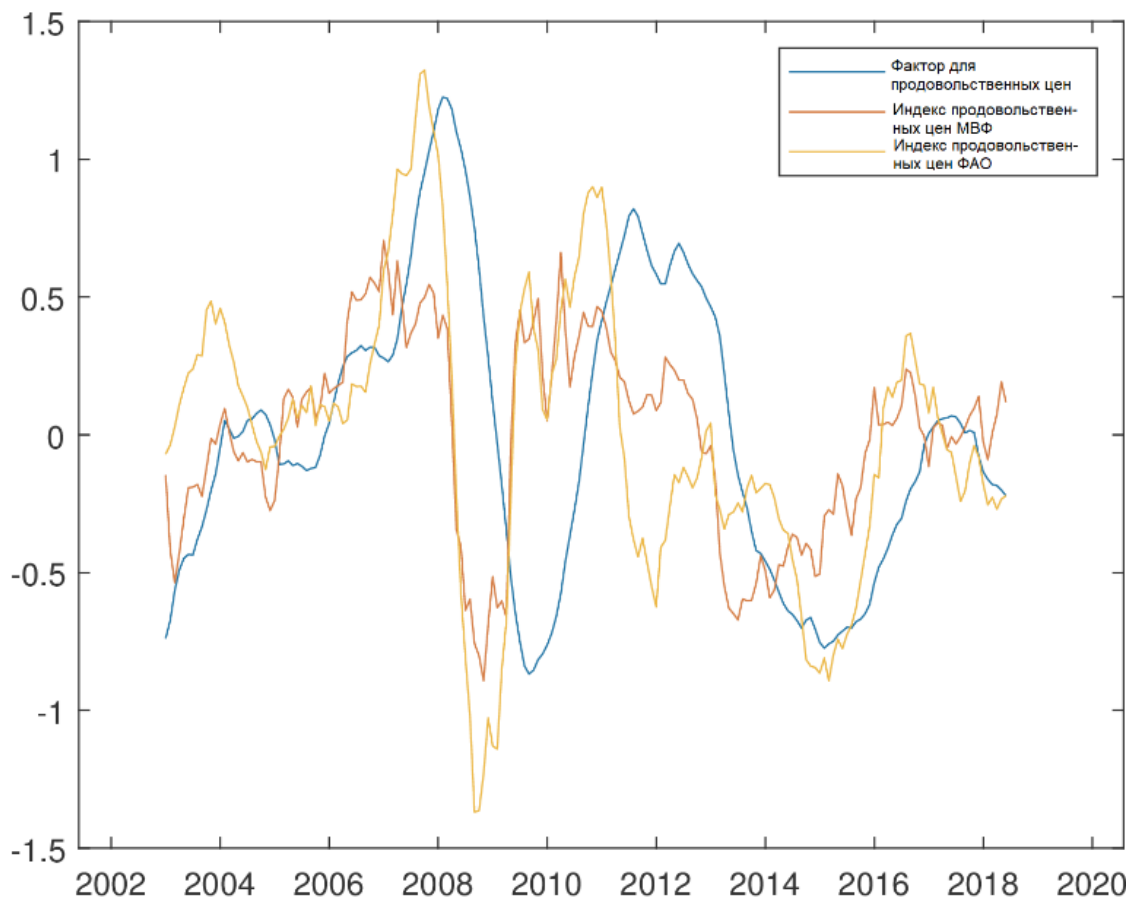
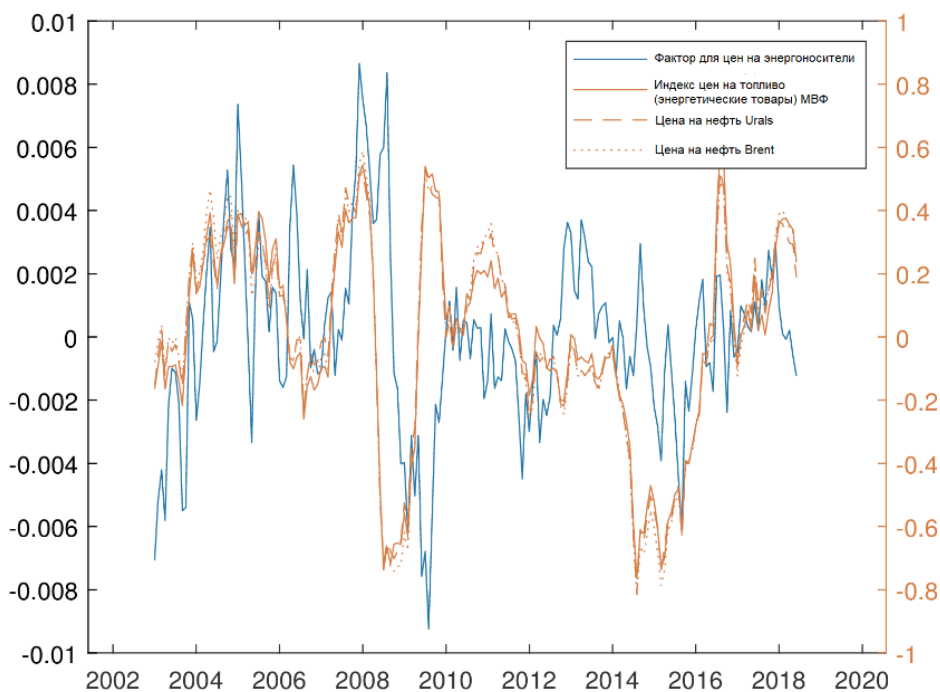
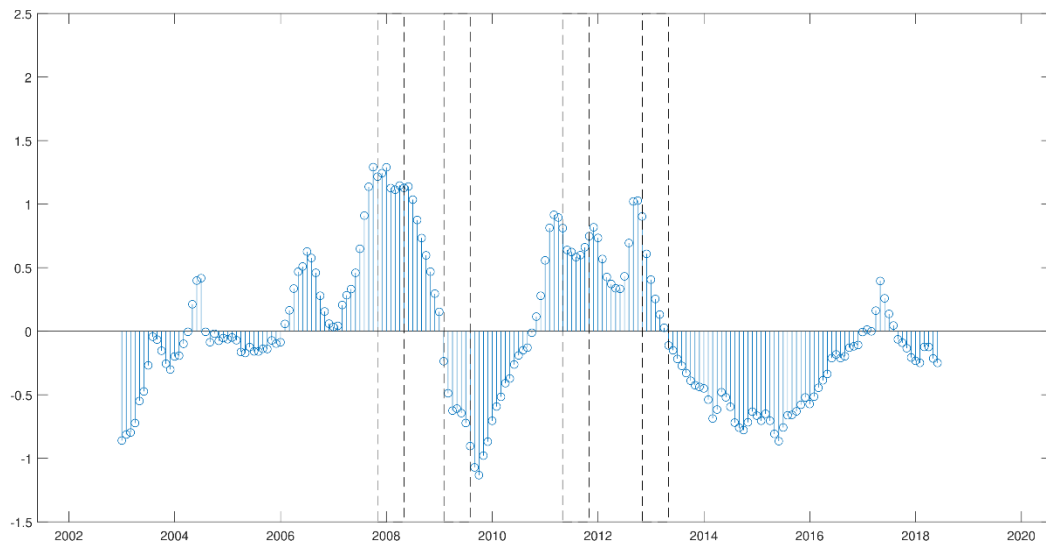


Рисунок 3. 12-месячное скользящее среднее для апостериорного среднего значения фактора ИПЦ энергоносителей H из Модели BS, цен на нефть и индекса цен МВФ на энергетические товары



Важным исключением является тот факт, что глобальный фактор хорошо отражает поворотные точки бизнес-цикла еврозоны (Рисунок 4). Глобальные факторы, оцененные на месячных данных, достигают пика в октябре 2007 г. и в апреле 2011 г., что в целом соответствует пикам в экономике еврозоны (методология Центра исследований экономической политики, ЦИЭП³). Локальные минимумы были достигнуты в октябре 2009 г. и в июне 2015 г. (только первый из них совпадает с циклом). Таким образом, в некоторой степени глобальный фактор может служить мерой глобального инфляционного давления для стран, включенных в выборку.

³ Информация о хронологии бизнес-циклов в еврозоне доступна на [сайте ЦИЭП](#) (Centre for Economic Policy Research, CEPR).

Рисунок 4. Апостериорное среднее значение глобального фактора F из Модели BS*

* Области внутри штриховых линий обозначают максимумы (1 и 3 слева) и минимумы (2 и 4) бизнес-циклов в еврозоне.

4.3. Использование факторов для объяснения динамики национальной инфляции

Для понимания того, можно ли использовать общие факторы с целью объяснения динамики ИПЦ на уровне отдельной страны, мы рассматриваем корреляцию между оценками факторов, полученных из 4-уровневой модели, и агрегированными компонентами ИПЦ. Мы используем общий ИПЦ товаров и услуг, ИПЦ продовольственных товаров и ИПЦ непродовольственных товаров, за исключением энергоносителей, в качестве переменных в левой части уравнения регрессии на динамические факторы. Мы также сравниваем результаты данного анализа с регрессиями цен сырьевых товаров в качестве объясняющих переменных.

Наши результаты показывают, что общие факторы оказывают существенное влияние на динамику национальной инфляции. Во-первых, динамика общего ИПЦ отчасти объясняется несколькими факторами, включая глобальный фактор F , два фактора G на уровне группы (по одному на каждую группу) и два фактора H на уровне подгруппы, которые соответствуют общим факторам применительно к энергоносителям, таким как нефть. Кроме того, при добавлении дополнительных факторов H на уровне подгруппы для продовольственных и промышленных товаров объясняющая способность этих факторов повышается. В среднем все глобальные факторы объясняют около 42% дисперсии ИПЦ с частотностью данных в один месяц (Рисунок 5, сверху слева).

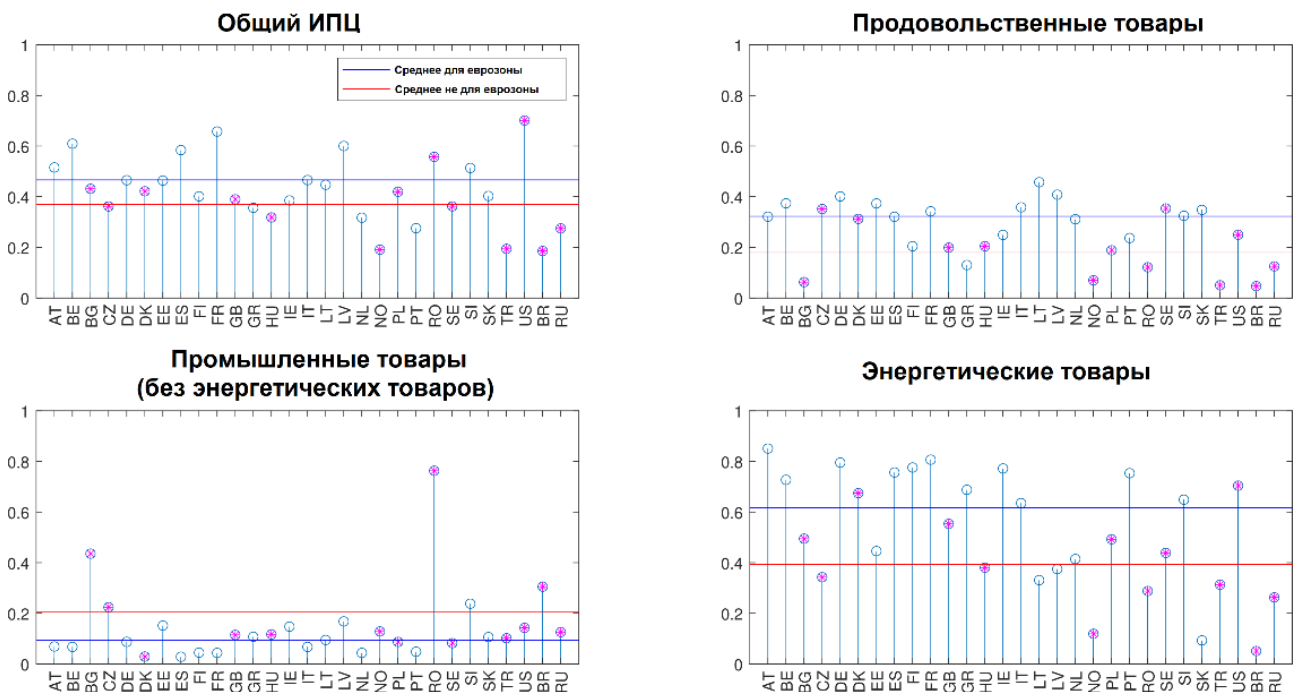
Во-вторых, дальнейшая декомпозиция ИПЦ показывает, что данный результат в основном объясняется динамикой цен на энергоносители и продукты питания. Так, для стран еврозоны цены на энергетические товары хорошо коррелированы с общими факторами H (средний R^2 составляет 0,6). Для остальных стран в выборке корреляция немного ниже — 0,4 (Рисунок 5, внизу справа). Продовольственные товары демонстрируют менее выраженную корреляцию (R^2 равен 0,3), однако этот результат не стоит списывать со счетов (Рисунок 5, сверху справа). Мы также анализируем, как факторы объясняют базовую инфляцию. В отношении еврозоны и остальных стран существенных улучшений R^2 не наблюдается. При этом результаты по России улучшаются, если вместо базовой инфляции, публикуемой Росстатом, использовать

модифицированный индикатор базовой инфляции без наиболее волатильных компонент.

И наконец, общие факторы практически не влияют на динамику индексов цен других промышленных товаров (Рисунок 5, внизу слева), несмотря на высокую долю объясненной дисперсии инфляции на уровне 4-значных категорий COICOP. Это может быть вызвано зашумленностью данных – например, для Румынии, где наблюдается аномальный пик R^2 на этом агрегированном уровне.

Упомянутые выше рыночные цены хуже, чем оцененные нами общие факторы, выступают в качестве регрессоров: их динамика объясняет лишь небольшую долю дисперсии агрегированных компонент ИПЦ.

Рисунок 5. R^2 для регрессий с агрегированными компонентами ИПЦ в качестве объясняемой переменной и соответствующими факторами в качестве независимых переменных



Можно выделить несколько причин, стоящих за разницей в объясняющей способности глобальных факторов для локальных ИПЦ. Во-первых, мы подтвердили результаты более ранних исследований, которые заключаются в том, что в странах с единой валютой и общей монетарной политикой (еврозона) глобальные факторы объясняют большую долю дисперсии по сравнению со странами – членами ОЭСР с более низким уровнем дохода. Во-вторых, на Рисунке 5 (внизу справа) показана различная степень сонаправленности в динамике между темпами роста цен на энергоносители и глобальными факторами в данной категории. Разумно ожидать, что цены на энергоносители будут иметь высокую корреляцию с глобальной инфляцией в странах – экспортерах нефти со свободным розничным рынком топлива, например в США. В отличие, допустим, от России и Бразилии, где рынок энергетических товаров сильнее регулируется государством, поэтому в этих странах внутренние цены менее привязаны к глобальным. Интересно, что в Норвегии наблюдается невысокая связь цен на энергоносители с глобальными факторами, хотя розничная цена бензина сильно коррелирует с мировыми ценами на нефть. Невысокая роль глобальной инфляции для Норвегии также была выявлена в работе Kearns [11].

Мы также рассматриваем корреляцию между оценками факторов из 4-уровневой модели и дезагрегированными компонентами ИПЦ для России (Рисунок 8 в Приложении). Была выявлена невысокая зависимость внутренних цен на продукты питания в России от глобальных факторов, за исключением таких категорий, как «Молоко, сыр и яйца» и «Масла и жиры» (R^2 около 0,5–0,6, общий вес в потребительской корзине – 6%). Некоторые категории промышленных товаров, в том числе «Верхняя одежда и белье», «Домашняя утварь» и «Прочие предметы личного обихода», демонстрируют несколько менее выраженную корреляцию (R^2 около 0,4, общий вес в потребительской корзине – 7%). Однако наши общие факторы не позволяют достаточно точно предсказывать инфляцию в России на дезагрегированном уровне и пока не дают хороших результатов в прогнозировании. В сравнении с простыми AR-моделями добавление общих факторов в модель незначительно улучшает результаты прогноза.

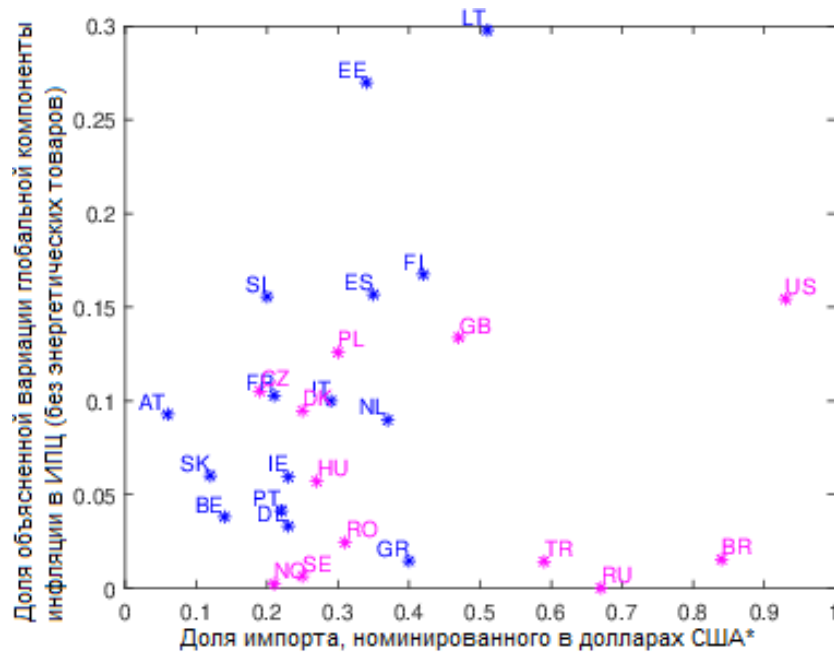
Мы дополнительно проанализировали роль доллара США в глобальной инфляции. Доллар США играет доминирующую роль в мировой торговле. Большинство цен на международном рынке являются неизменными в этой валюте (см., например, Egorov and Mukhin [7]). Укрепление доллара США ведет к росту цен импортируемых товаров в местной валюте. Это может привести к росту инфляции напрямую или через рост издержек для всех компаний, которые используют импортные товары в своем производстве. Таким образом, курс доллара США должен тесно коррелировать с мировыми ценами.

Для подтверждения этого тезиса мы используем долю объясненной дисперсии глобальной компонентой F инфляции в общем ИПЦ, за исключением энергоносителей, для большинства стран в выборке, а также долю импорта, номинированного в долларах США. Источник данных по импорту – Voz et al. [4]⁴.

Мы выявили положительную корреляцию между значениями индикаторов для однородной группы стран в еврозоне: R^2 равен 0,6 (Рисунок 6). Этот факт косвенно подтверждает доминирующую роль доллара США в мировой торговле и его важность для инфляции. Однако данная связь менее выражена для стран, не входящих в еврозону. Это может свидетельствовать о том, что большая зависимость импорта от доллара не транслируется в сильную зависимость инфляции, что возможно объяснить, например, большей важностью для таких стран внутреннего рынка, чем импорта.

⁴ Данные для России взяты с [сайта Банка России](#). Необходимо принимать во внимание, что они включают в себя не только импортируемые товары, но и услуги, что влияет на оценку.

Рисунок 6. Косвенный тест на доминирующую роль доллара*



* Страны еврозоны обозначены синим цветом, остальные страны – пурпурным.

Источники: Bоз et al. [4], Банк России.

4.4. Проверка робастности

При некоторых условиях предпосылки спецификации нашей модели могут быть нарушены. Во-первых, при использовании международных данных возникает проблема, связанная с колебаниями валютного курса и его переносом на внутренние цены. В модели DHFM изменения, происходящие по причине колебаний курса национальной валюты, не связаны с каким-либо из факторов в структуре групп и, следовательно, должны рассматриваться как специфическая компонента. Однако такие изменения могут привести к ухудшению качества модели. Во-вторых, на оценку факторов может повлиять состав выборки. В нашем случае страны, не входящие в ЕС (например, Россия), могут иметь отдельную, ненаблюдаемую факторную динамику, которая не связана с общими факторами, действующими в ЕС.

Для проверки устойчивости наших результатов к подобным потенциальным проблемам мы переоценили модель на выборке, в которую включили только 14 стран – членов ЕС⁵, три из которых использовали местную валюту, а остальные – евро в качестве национальной валюты по меньшей мере с января 2003 г. (дата начала нашей выборки). Полученные результаты показывают, что оценки основных общих факторов робастны: единый глобальный фактор, один фактор на уровне продуктовой группы и факторы, соответствующие подгруппам «Мясо и рыба», «Хлеб, молоко, масла», «Прочее» и «Энергоносители», демонстрируют очень высокую корреляцию (~0,9) с факторами, оцененными на полной выборке. Эти факторы демонстрируют высокую объясняющую способность в отношении общего ИПЦ и его агрегированных компонент. В то же время другие общие факторы (в основном промышленные товары без энергоносителей) имеют немного иную динамику и низкую корреляцию с оценками, проведенными на полной выборке. Можно сделать вывод, что, возможно, лучше не

⁵ Мы рассматриваем Бельгию, Францию, Германию, Италию, Нидерланды, Данию, Ирландию, Великобританию, Грецию, Португалию, Испанию, Австрию, Финляндию и Швецию.

включать некоторые страны, поскольку это делает выборку неоднородной.

Мы также переоценили модель, добавив в выборку данные по Китаю с января 2005 года. Добавление новой страны повлияло на результаты оценок незначительно из-за одинаковых весов каждой страны в выборке⁶. Тем не менее мы получили практически одинаковые результаты в отношении медианной доли объясненной дисперсии инфляции по всем подгруппам продуктов, кроме подгруппы «Хлеб, молоко, масла»: доля выросла с 36 до 49% (Таблица 7 в Приложении). Кроме того, наши оценки указывают на слабую корреляцию динамики национальной инфляции в Китае с глобальными факторами (Рисунок 9 в Приложении). Случай с Китаем требует дополнительных исследований. Одной из таких работ может служить Eickmeier and Kühnlenz [8], в которой изучается вклад Китая в динамику глобальной инфляции и трансмиссия этого эффекта в мировые цены.

5. ВЫВОДЫ

В настоящей работе используется набор данных по потребительским ценам на уровне 4-значной классификации COICOP для 29 стран за период с 2003 по 2018 г. Мы анализируем важность отраслевых ценовых шоков в сонаправленности мировых цен. С помощью динамической иерархической факторной модели, описанной в статье Moench et al. [13], мы разделили влияние на уровне секторов и проанализировали важность ценовых изменений для динамики инфляции внутри отдельной страны.

Мы подтвердили полученные ранее выводы о важности глобальной динамики цен на энергоносители и продукты питания. Факторы на уровне соответствующих подгрупп коррелируют как с агрегированными показателями цен на энергоносители и продукты питания, так и с отдельными ценовыми рядами с частотностью в один месяц. В среднем пять общих факторов объясняют порядка 40% дисперсии ИПЦ для всех стран в выборке и 30% для России.

Мы также обнаружили, что общие ценовые шоки объясняют существенную долю дисперсии цен на промышленные товары. Это может означать, что каналы, через которые глобальная инфляция оказывает влияние на внутренние цены, могут быть сосредоточены не только на рынках энергетических и продовольственных товаров. Существует выраженная общая тенденция к одновременному изменению цен в разных странах, что вызывает сонаправленное движение темпов роста цен в краткосрочный период. Однако это отношение не в полной мере наблюдается для агрегированных компонент ИПЦ (без энергоносителей и продуктов питания). Мы объясняем это явление нестабильностью оценок данных факторов.

Несмотря на слабую корреляцию глобального фактора с ИПЦ, он хорошо описывает поворотные точки бизнес-циклов в еврозоне и может использоваться в качестве меры глобального инфляционного давления для рассматриваемых стран.

Мы также пришли к выводу, что внутренние цены на некоторые продукты питания и непродовольственные товары в России могут зависеть от глобальной инфляции. Тем не менее их доля в общем ИПЦ невысока. При этом мы не получили достаточного подтверждения того, что динамика общих факторов может помочь предсказывать траекторию движения ИПЦ в России.

Мы косвенно подтверждаем, что доллар США является движущей силой глобальной инфляции в силу своего доминирующего положения в мировой торговле. Этот факт подтверждается для однородной группы стран в

⁶ Мы не включили Китай в первоначальный анализ по причине недостатка данных: короткая выборка и небольшое количество рядов потребительских цен по товарам. Кроме того, Национальное статистическое бюро Китая не раскрывает веса категорий в составе потребительской корзины.

еврозоне. Для других стран такая связь проявляется слабее. Причина этого может заключаться в высокой важности внутреннего рынка по сравнению с импортом.

Настоящую работу можно развивать в нескольких направлениях. Во-первых, наши дальнейшие исследования могут быть сосредоточены на проверке прогнозной способности общих ценовых факторов для прогнозирования внутренней инфляции в России с использованием более сложных моделей. Во-вторых, дальнейшая работа может быть сосредоточена на анализе механизма переноса глобальной инфляции на внутреннюю инфляцию в России.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] G. Altansukh, R. Becker, G. Bratsiotis, and D. R. Osborn. What is the globalisation of inflation? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 74:1–27, Jan. 2017.
- [2] R. A. Auer, A. A. Levchenko, and P. Sauré. International inflation spillovers through input linkages. NBER Working Paper 23246, Mar. 2017.
- [3] J. Boivin, M. P. Giannoni, and I. Mihov. Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated US data. *The American Economic Review*, 99 (1): 350–384, 2009.
- [4] E. Boz, G. Gopinath, and M. Plagborg-Møller. Global trade and the dollar. NBER Working Paper 23988, Nov. 2017.
- [5] M. Ciccarelli and B. Mojon. Global Inflation. *The Review of Economics and Statistics*, 92 (3): 524–535, May 2010.
- [6] E. Deryugina, N. Karlova, A. Ponomarenko, and A. Tsvetkova. The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring*, pages 1–22, July 2018.
- [7] K. Egorov and D. Mukhin. Optimal monetary policy under dollar pricing. Technical report, Mar. 2019.
- [8] S. Eickmeier and M. Kühnlenz. China’s role in global inflation dynamics. Bundesbank Discussion Paper 7, 2013.
- [9] M. Förster and P. Tillmann. Reconsidering the International Comovement of Inflation. *Open Economies Review*, 25 (5): 841–863, Nov. 2014.
- [10] J. Ha, A. Kose, and F. L. Ohnsorge. Global inflation synchronization. WB Working Paper 8768, 2019.
- [11] J. Kearns. Global inflation forecasts. BIS Working Paper 582, Sept. 2016.
- [12] B. Mac’kowiak, E. Moench, and M. Wiederholt. Sectoral price data and models of price setting. *Journal of Monetary Economics*, 56: S78–S99, Oct. 2009.
- [13] E. Moench, S. Ng, and S. Potter. Dynamic Hierarchical Factor Models. *The Review of Economics and Statistics*, 95 (5): 1811–1817, Apr. 2013.
- [14] T. Monacelli and L. Sala. The international dimension of inflation: evidence from disaggregated consumer price data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41: 101–120, 2009.
- [15] H. Mumtaz and P. Surico. Evolving international inflation dynamics: world and country-specific factors. *Journal of the European Economic Association*, 10 (4): 716–734, 2012.
- [16] C. J. Neely and D. E. Rapach. International comovements in inflation rates and country characteristics. *Journal of International Money and Finance*, 30 (7): 1471–1490, 2011.
- [17] M. Parker. How global is “global inflation?”. *Journal of Macroeconomics*, 58: 174–197, Sept. 2018.
- [18] R. Reis and M. W. Watson. Relative goods’ prices, pure inflation, and the phillips correlation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (3): 128–157, July 2010.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 4. Перечень стран, включенных в анализ (с населением более 1 млн человек)

Страна	Аббревиатура
Австрия	AT
Бельгия	BE
Болгария	BG
Бразилия	BR
Чехия	CZ
Германия	DE
Дания	DK
Эстония	EE
Испания	ES
Финляндия	FI
Франция	FR
Великобритания	GB
Греция	GR
Венгрия	HU
Ирландия	IE
Италия	IT
Литва	LT
Латвия	LV
Нидерланды	NL
Норвегия	NO
Польша	PL
Португалия	PT
Румыния	RO
Россия	RU
Швеция	SE
Словения	SI
Словакия	SK
Турция	TR
США	US

Таблица 5. Среднее значение и стандартное отклонение по продуктовым группам

Классификация COICOP	Среднее значение (%, м/м)	Стандартное отклонение (п.п.)
01.1.1 - Хлебобулочные изделия и крупы	0,27	0,75
01.1.2 - Мясо	0,21	0,71
01.1.3 - Рыба и морепродукты	0,28	0,96
01.1.4 - Молочные изделия, сыр и яйца	0,26	0,95
01.1.5 - Масла и жиры	0,31	1,43
01.1.6 - Фрукты	0,26	2,34
01.1.7 - Овощи	0,27	3,06
01.1.8 - Сахар, джем, мед, шоколад и конфеты	0,21	0,91
01.1.9 - Пищевые продукты, не отнесенные к другим категориям	0,19	0,56
01.2.1 - Кофе, чай и какао	0,25	1,17
01.2.2 - Минеральные воды, прохладительные напитки и соки	0,19	0,73
02.1.1 - Спиртные напитки	0,21	0,89
02.1.2 - Вино	0,20	0,66
02.1.3 - Пиво	0,25	0,96
02.2.0 - Табачные изделия	0,63	1,19
03.1.1 - Ткани для пошива одежды	0,17	1,06
03.1.2 - Верхняя одежда и белье	0,02	0,58
03.1.3 - Другая одежда и галантерея	0,08	0,86
04.3.1 - Материалы для текущего содержания и ремонта жилого помещения	0,20	0,51
04.5.1 - Электроэнергия	0,38	2,16
04.5.2 - Газ	0,34	2,27
04.5.3 - Жидкое топливо	0,40	4,09
04.5.4 - Твердое топливо	0,39	1,15
04.5.5 - Горячее водоснабжение, паровое отопление	0,33	2,10
05.1.1 - Мебель и предметы домашнего обихода	0,10	0,51
05.1.2 - Ковры и другие покрытия для пола	0,08	0,93
05.2.0 - Текстильные изделия для дома	0,06	0,67
05.3.1 - Крупные бытовые приборы, электрические и неэлектрические	-0,03	0,51
05.4.0 - Стекланные изделия, столовая посуда и домашняя утварь	0,12	0,60
05.6.1 - Товары для повседневного ухода за жильем недлительного пользования	0,10	0,54
06.1.1 - Фармацевтическая продукция	0,15	1,05
06.1.2 - Прочая продукция медицинского назначения	0,15	0,68
07.1.1 - Автомобили	-0,01	0,58
07.1.2 - Мотоциклы	0,09	0,70
07.2.1 - Запасные части и принадлежности	0,13	0,47
07.2.2 - Горюче-смазочные материалы	0,34	2,85
08.2.0 - Телефонное и факсимильное оборудование	-0,84	3,28
09.1.1 - Оборудование для приема, записи и воспроизведения звука и изображения	-0,59	0,90
09.1.2 - Фотографическое, кинематографическое оборудование и оптические приборы	-0,63	1,18
09.2.1 - Товары длительного пользования для отдыха вне дома	0,11	0,59
09.3.1 - Игры, игрушки и хобби	-0,02	0,79
09.3.2 - Предметы для занятий спортом, туризмом и отдыха на открытом воздухе	0,00	0,80
09.3.3 - Садоводство	0,14	1,01
09.5.3 - Другие печатные материалы	0,17	0,51
12.1.2 - Электрические приборы для личной гигиены	0,07	0,42
12.3.1 - Ювелирные украшения, настольные, настенные и наручные часы	0,41	0,95
12.3.2 - Прочие предметы личного обихода	0,09	0,51

Примечание. Среднее значение и стандартное отклонение по каждой продуктовой группе были рассчитаны на базе месячных изменений. Средние значения были рассчитаны как среднее по всем странам и по всем периодам времени. Значения стандартного отклонения были рассчитаны как среднее значение стандартного отклонения по каждой стране.

Таблица 6. Результаты теста на наличие единичных корней по различным продуктовым категориям по всем странам (количество стран, прошедших тест)

4-значная классификация COICOP	Количество стран	$ADF_{5\%,1lag}$	$ADF_{5\%,2lag}$	$ADF_{1\%,1lag}$	$ADF_{1\%,2lag}$
01.1.1 - Хлебобулочные изделия и крупы	29	29	29	29	29
01.1.2 - Мясо	29	29	29	28	28
01.1.3 - Рыба и морепродукты	29	29	28	27	27
01.1.4 - Молочные изделия, сыр и яйца	29	29	29	29	29
01.1.5 - Масла и жиры	29	29	29	29	29
01.1.6 - Фрукты	29	29	29	29	29
01.1.7 - Овощи	29	29	29	29	29
01.1.8 - Сахар, джем, мед, шоколад	29	29	29	28	28
01.1.9 - Пищевые продукты, не отнесенные к другим категориям	28	28	28	27	26
01.2.1 - Кофе, чай и какао	29	29	29	28	28
01.2.2 - Минеральные воды, прохладительные напитки, соки	29	29	28	28	27
02.1.1 - Спиртные напитки	24	24	24	24	24
02.1.2 - Вино	27	27	27	26	25
02.1.3 - Пиво	29	28	28	28	28
02.2.0 - Табачные изделия	15	14	14	14	14
03.1.1 - Ткани для пошива одежды	16	16	16	16	15
03.1.2 - Верхняя одежда и белье	27	26	25	26	24
03.1.3 - Другая одежда	24	24	24	23	23
04.3.1 - Материалы для текущего содержания и ремонта жилого помещения	27	27	27	27	24
04.5.1 - Электроэнергия	8	8	8	8	8
04.5.2 - Газ	19	19	19	19	19
04.5.3 - Жидкое топливо	18	18	18	18	18
04.5.4 - Твердое топливо	23	23	23	23	22
04.5.5 - Горячее водоснабжение, паровое отопление	10	9	9	9	8
05.1.1 - Мебель и предметы домашнего обихода	29	29	29	29	28
05.1.2 - Ковры и другие покрытия для пола	29	29	29	29	29
05.2.0 - Текстильные изделия для дома	27	26	26	26	25
05.3.1 - Крупные бытовые приборы	29	27	28	27	26
05.4.0 - Стекланные изделия, столовая посуда и домашняя утварь	27	25	25	24	23
05.6.1 - Товары для повседневного ухода за жильем недлительного пользования	29	28	27	26	24
06.1.1 - Фармацевтическая продукция	24	24	24	24	24
06.1.2 - Прочая продукция медицинского назначения	27	27	27	27	27
07.1.1 - Автомобили	28	28	28	28	28
07.1.2 - Мотоциклы	26	26	26	26	26
07.2.1 - Запасные части и принадлежности	26	26	26	25	25
07.2.2 - Горюче-смазочные материалы	29	29	29	29	29
08.2.0 - Телефонное и факсимильное оборудование	19	19	19	19	16
09.1.1 - Оборудование для приема, записи и воспроизведения звука и изображения	28	25	24	24	20
09.1.2 - Фотографическое, кинематографическое оборудование и оптические приборы	29	29	28	28	25
09.2.1 - Товары длительного пользования для отдыха вне дома	17	17	17	17	17
09.3.1 - Игры, игрушки и хобби	29	29	29	28	28
09.3.2 - Предметы для занятий спортом, туризмом и отдыха на открытом воздухе	27	27	27	27	27
09.3.3 - Садоводство	26	26	26	26	26
09.5.3 - Другие печатные материалы	26	26	26	26	25
12.1.2 - Электрические приборы для личной гигиены	26	26	25	25	24
12.3.1 - Ювелирные украшения, настольные, настенные и наручные часы	26	26	26	26	24
12.3.2 - Прочие предметы личного обихода	26	24	23	23	22

Примечание. Мы использовали две спецификации ADF-теста без константы и тренда к значениям месячных темпов прироста. Например, в колонке $ADF_{5\%,1lag}$ показано количество стран, для которых нулевая гипотеза отклоняется на уровне значимости в 5% в спецификации теста с 1 лагом для каждой продуктовой группы. Нулевая гипотеза для ADF-теста состоит в наличии в ряду единичного корня.

Рисунок 7. R^2 для регрессий с рыночными ценами от МВФ в качестве объясняемой переменной и факторами H на уровне подгруппы в качестве независимых переменных

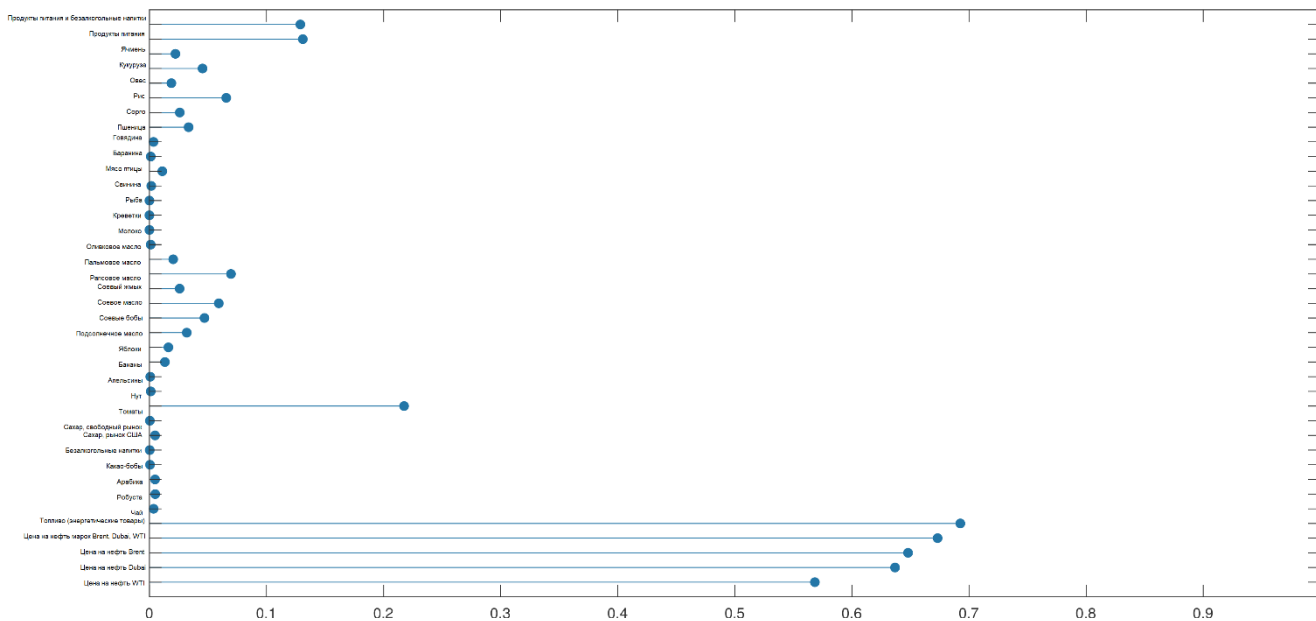


Рисунок 8. R^2 для регрессий с дезагрегированными компонентами ИПЦ в качестве объясняемой переменной и соответствующими факторами в качестве независимых переменных для России

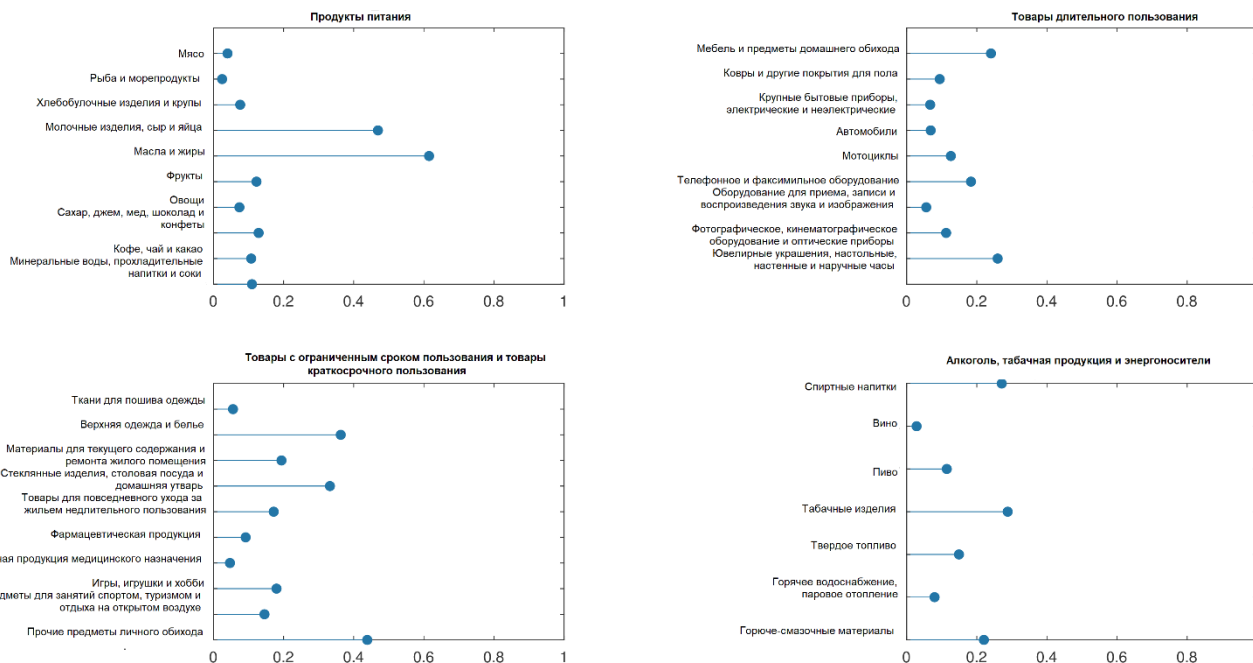


Таблица 7. Декомпозиция дисперсии модели DHFM с группами и подгруппами, медианная доля объясненной дисперсии (%)

Группа	Подгруппа	Глобальный фактор	Продуктовая группа	Продуктовая категория	Специфический фактор
Продукты питания	Мясо и рыба	8,4 [6,7; 10,2]	2,0 [1,7; 2,4]	1,8 [1,6; 2,1]	87,8 [86,0; 89,5]
	Хлеб, молоко, масла	0,8 [0,0; 2,2]	0,2 [0,0; 0,5]	48,9 [41,2; 56,5]	50,1 [43,3; 56,6]
	Овощи и фрукты	0,4 [0,1; 1,0]	0,1 [0,0; 0,3]	21,8 [20,2; 23,4]	77,7 [76,0; 79,3]
	Прочее	1,0 [0,2; 2,1]	0,2 [0,0; 0,5]	10,4 [8,0; 12,9]	88,4 [86,5; 90,1]
Промышленные товары	Товары длительного пользования	0,5 [0,0; 1,2]	9,3 [7,5; 11,1]	29,4 [22,4; 37,2]	60,9 [54,2; 66,9]
	Товары с ограниченным сроком пользования и товары краткосрочного пользования	0,0 [0,0; 0,0]	0,2 [0,0; 0,5]	46,1 [39,4; 54,3]	53,6 [45,6; 60,2]
	Алкоголь и табачная продукция	0,0 [0,0; 0,0]	0,2 [0,0; 0,6]	6,3 [5,4; 7,3]	93,5 [92,4; 94,5]
	Энергоносители	0,1 [0,0; 0,1]	1,0 [0,1; 2,4]	34,4 [32,7; 36,0]	64,6 [63,4; 65,7]

Примечание. В состав каждой подгруппы входят 4-значные ряды категорий продуктов СОICOP, которые были доступны для 29 стран, указанных в Таблице 4 Приложения, с добавлением данных по Китаю, начиная с января 2005 года. Числа в квадратных скобках обозначают 10-й и 90-й процентиля распределения доли, которую объясняет данный фактор, для конкретной подгруппы в разных категориях продуктов для различных стран. Существенные изменения по сравнению с Таблицей 3 выделены жирным шрифтом.

Рисунок 9. R^2 для регрессий с агрегированными компонентами ИПЦ в качестве объясняемой переменной и соответствующими факторами в качестве независимых переменных с добавлением данных по Китаю за период с января 2005 года