

Деньги и кредит

АНАЛИЗ ЖЕСТКОСТИ ЦЕН В РОЗНИЧНОЙ ОНЛАЙН-ТОРГОВЛЕ МОСКВЫ

Александра БОЖЕЧКОВА, Алексей ЕВСЕЕВ

Александра Викторовна Божечкова —
кандидат экономических наук,
старший научный сотрудник
Центра изучения проблем
центральных банков Института прикладных
экономических исследований, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82);
заведующий лабораторией
денежно-кредитной политики, Институт
экономической политики им. Е. Т. Гайдара
(РФ, 125009, Москва, Газетный пер., 3–5).
E-mail: bojchkova@ranepa.ru

Алексей Сергеевич Евсеев —
младший научный сотрудник
Центра изучения проблем центральных
банков Института прикладных
экономических исследований, РАНХиГС
(РФ, 119571, Москва, пр. Вернадского, 82).
E-mail: evseev-als@ranepa.ru

Аннотация

Согласно теоретическим представлениям, жесткость цен является важнейшим условием работы процентного канала, который в свою очередь является ключевым в контексте политики инфляционного таргетирования, проводимой в том числе в России. В статье исследуется жесткость цен на продовольственные, непродовольственные товары и услуги. Использованы ежедневные данные онлайн-ритейлеров Москвы за период с февраля 2019 года по май 2020-го. Обнаружено, что средний период неизменности цен составляет 19,5 дня. Распространены малые изменения цен: так, доля изменений цен, не превышающих 5% в абсолютном выражении, составила 34% всех изменений цен и 39% изменений, не связанных с распродажами. Кроме того, наблюдается значительная гетерогенность в частоте изменений цен: так, частота изменения цен на продукты выше, чем на непродовольственные товары, а стоимость услуг меняется реже всего. Наблюдаемое поведение цен демонстрирует, что их изменения зависят и от времени, и от состояния экономики. На зависимость от времени указывает, например, резкий рост вероятности изменения цен на 335-й и 353-й день их неизменности. Этот факт подтверждает выводы ряда зарубежных исследований о том, что их изменение более вероятно в конце и начале года. Проведенный анализ также показывает, что в марте — мае 2020 года фирмы стали изменять цены чаще и на меньшую величину — очевидно, в связи с ростом неопределенности из-за пандемии коронавируса. Если с марта по май 2019 года повышение цен наблюдалось в 50,2% случаев их изменения, то за аналогичный период 2020 года — в 62,7% случаев. Увеличилось количество дней с повышением цен — с 65 до 84 (из 92 дней марта — мая). Таким образом, частота изменений цен определяется как временем, так и ситуацией в экономике.

Ключевые слова: жесткость цен, денежно-кредитная политика, издержки меню, функция риска, потребительские цены.

JEL: E30, E31, D40, D21.

Введение

Меры монетарной политики могут оказывать влияние на реальный сектор экономики в краткосрочном периоде. При этом степень и продолжительность такого влияния определяется большим количеством факторов. В их числе — жесткость цен (частота пересмотра цен фирмами) в экономике, степень развития финансовых рынков, доверие экономических агентов к регулятору, прозрачность проводимой политики. Настоящее исследование посвящено оценке параметра жесткости цен на российских данных как одного из ключевых условий эффективности реализации монетарной политики.

При прочих равных чем чаще фирмы пересматривают цены на свою продукцию (что означает низкую степень жесткости цен), тем в большей степени экономика реагирует на любые макроэкономические шоки, включая изменение ключевой ставки, условий торговли и т. д., через изменение цен и в меньшей степени — через изменение объемов инвестиций и выпуска. Эмпирические исследования показывают, что менее жесткие цены характерны для развивающихся экономик. При этом эпизоды ускорения инфляции, как правило, сопровождаются ростом частоты пересмотра цен.

С учетом перехода Банка России к режиму инфляционного таргетирования особый интерес представляют оценки степени жесткости цен для российской экономики и их сопоставление с результатами аналогичных оценок для других стран, придерживающихся режима инфляционного таргетирования. Достаточно частый пересмотр цен экономическими агентами может затруднять для регулятора проведение эффективной процентной политики.

Стремительное развитие эмпирических исследований ценовой жесткости началось в начале 2000-х годов, по мере появления доступа к микроданным, используемым для расчета индекса потребительских цен (ИПЦ), усовершенствования информационных технологий, роста интернет-торговли. Появление новых источников данных способствовало обнаружению стилизованных фактов и последующему усложнению моделей ценообразования. Эти исследования показали, что цены гибче, чем предполагалось в теоретических моделях ранее, и что параметр жесткости цен довольно сильно варьируется по секторам экономики.

В настоящей работе реализован микроподход к оценке жесткости цен в Москве, основанный на применении методики веб-скрапинга (web scraping) к данным крупнейших онлайн-ритейлеров за период с февраля 2019 года по май 2020-го. Выбор Москвы в качестве исследуемого региона обусловлен двумя причинами.

Во-первых, в настоящее время интернет-торговля в остальных регионах страны менее распространена и представлена, как правило, только продовольственными онлайн-ритейлерами. Во-вторых, Москва обладает наибольшим валовым региональным продуктом среди субъектов Российской Федерации¹, что делает этот регион особо значимым в российской экономике.

В статье представлен обзор теоретических подходов к моделированию жесткости цен. Рассмотрены результаты зарубежных эмпирических исследований для развитых и развивающихся стран. Описаны методика и результаты реализации оценок на российских данных. Сформулированы некоторые стилизованные факты, характерные для ценообразования ритейлеров в Москве, которые с некоторой долей условности могут быть присущи и российской экономике в целом.

1. Теоретические аспекты

Происхождение жесткости цен до сих пор не является полностью изученным. В попытках объяснения медленной подстройки цен в 1980-е годы был разработан ряд теоретических моделей ценообразования. Их условно делят на два класса: модели, в которых решение об изменении цены фирмой подчиняется строгой периодичности (time-dependent models) [Calvo, 1983; Taylor, 1980], и модели, в которых это решение зависит от состояния экономики (state-dependent models) [Caplin, Spulber, 1987; Dotsey et al., 1999; Rotemberg, 1982]. Жесткость цен в моделях ценообразования, зависящего от времени, объясняется существованием фиксированных трудовых контрактов в экономике, которые позволяют фирмам менять цены лишь в определенные периоды. В моделях ценообразования, зависящего от состояния экономики, фирма, напротив, имеет возможность менять цены в любой момент, однако это изменение связано с определенными издержками, и если выгоды от изменения не превышают этих издержек, фирма оставит цены неизменными. Таким образом, природа жесткости цен совершенно различна в разных моделях ценообразования, поэтому для повышения точности прогнозирования последствий одного и того же шока для экономики важно понимать, какая из моделей ценообразования лучше объясняет данные.

Общим свойством моделей ценообразования, зависящих от времени, является тот факт, что момент изменения цен определяется экзогенно. Фирма устанавливает новую цену либо каждый n -й период [Taylor, 1980], либо случайным образом [Calvo, 1983].

¹ <http://investmoscow.ru/investment/economic-indicators/investment-in-moscow-is-profitable/the-level-and-place-of-economic-development/>.

При принятии решения об изменении цены фирмы не учитывают информацию о ситуации в экономике. Двумя распространенными базовыми моделями такого типа являются модель Тэйлора и модель Кальво.

Отметим, что впоследствии модели ценообразования, зависящего от времени, стали часто критиковаться за предпосылку экзогенно заданного периода изменения цен. В моделях такого рода фирмы при выборе периода изменения цен не учитывают общий макроэкономический фон, то есть не меняют цены даже в том случае, когда издержки от неизменности цен превышают выгоды, что противоречит фактическим наблюдениям в периоды высокой инфляции [Barros et al., 2009; Gagnon, 2009; Nyawo, Rankin, 2016].

Модели ценообразования, зависящего от состояния экономики (в отличие от моделей ценообразования, зависящего от времени), учитывают, что в определенные периоды (например, во время высокой инфляции) фирмы могут иметь больше стимулов к изменению цен. В таких моделях решение о выборе периода изменения цен определяется эндогенно и зависит от рыночной конъюнктуры. В случае возникновения шока в экономике выгоды от изменения цен будут выше для тех фирм, которые меняли свои цены в более ранние периоды, поскольку с течением времени накопленная инфляция приводит к увеличению разрыва между желаемой ценой и фактической [Dotsey et al., 1999; Golosov, Lucas, 2007].

Следует отметить, что в теоретических моделях, в которых ценообразование зависит либо только от времени, либо только от состояния экономики, представлены случаи, которые зачастую не соответствуют в полной мере стилизованным фактам, наблюдаемым во многих эмпирических работах. Это послужило причиной возникновения гибридных моделей (см., например, [Nakamura, Steinsson, 2008]), объединяющих черты обоих классов моделей и позволяющих лучше соответствовать реальным наблюдениям.

2. Обзор эмпирических исследований ценовой жесткости

Как отмечалось выше, резкий рост числа эмпирических работ, посвященных проверке выводов теоретических моделей ценообразования и формулированию стилизованных фактов, произошел в начале 2000-х годов с появлением доступа к данным, лежащим в основе расчета индекса потребительских цен. Среди таких работ следует отметить исследования по США [Bils, Klenow, 2004], Европе [Baudry et al., 2007; Dias et al., 2008], а также ряду развивающихся стран, таких как ЮАР [Creamer, Rankin, 2008], Лесото [Nchake et al., 2015] и Зимбабве [Nyawo, Rankin, 2016]. В ряде других исследований использовались микроданные

по отдельным супермаркетам [Campbell, Eden, 2014; Eichenbaum et al., 2011; Nakamura, 2008], которые покрывают более узкий набор товаров, чем данные, лежащие в основе расчета ИПЦ. Наконец, в ряде работ источником информации о ценах ритейлеров является веб-скрапинг [Cavallo, 2018; Ellison, Ellison, 2009; Lünemann, Wintr, 2011]. В результате проведенных исследований был получен ряд стилизованных фактов о поведении цен на микроуровне.

Во-первых, следует отметить стилизованные факты, касающиеся основной характеристики жесткости цен, — частоты их изменения. В большинстве эмпирических работ обнаружено, что в среднем цены на все товары меняются чаще, чем раз в год. Так, в Австрии цены остаются неизменными в течение шести месяцев [Dhyne et al., 2006], в Дании — в течение 5,2 месяца [Hansen, Hansen, 2006], а в Японии — в течение 3,8 месяца [Higo, Saita, 2007]. В развитых странах цены меняются, как правило, реже, чем в развивающихся. Так, в США в месяц цены меняются в среднем на 21,1% товаров и услуг [Nakamura, Steinsson, 2008], а в Чили — на 46,1% [Medina et al., 2007]. Такой результат неудивителен, поскольку в среднем инфляция в развивающихся странах выше, чем в развитых, из-за чего цены быстрее отклоняются от оптимальных и фирмы вынуждены чаще их пересматривать.

Во-вторых, в работах отмечается существенная гетерогенность между категориями товаров и услуг с точки зрения степени жесткости цен. Обнаружено, что чем выше добавленная стоимость товара, тем выше жесткость его цены [Creamer, Rankin, 2008; Dhyne et al., 2006]. Например, в работе [Bils, Klenow, 2004] выявлено, что наибольшей гибкостью среди товаров обладают цены на фермерские продукты и топливо, среди услуг — на авиа- и железнодорожные билеты. Однако цены на одежду, автомобили, а также большинство услуг меняются в разы реже.

В-третьих, как правило, цены меняются на довольно большую величину. В работе по США [Klenow, Kryvtsov, 2008] авторы установили, что средний размер изменений составляет 14% для цен без исключения распродаж и 11% — с их исключением. В Европе [Dhyne et al., 2006] цены увеличиваются в среднем на 10%, а уменьшаются — на 8%; похожие результаты наблюдаются и на развивающихся рынках [Barros et al., 2009; Konieczny, Skrzypacz, 2005]. Авторы работы [Klenow, Malin, 2010] подчеркивают, что относительно большой размер средних изменений в сочетании с низкой и стабильной инфляцией может говорить о том, что фирмы при изменении цен скорее учитывают отраслевую или идиосинкратическую информацию, чем общий макроэкономический фон.

Важной характеристикой ценообразования является также то, насколько часто фирмы меняют цены на малую или большую величину, иными словами, насколько «тяжелыми» являются хвосты распределения изменений цен. В исследованиях по США [Klenow, Malin, 2010; Midrigan, 2011] авторы демонстрируют общий вывод, свидетельствующий, что доля малых изменений в общих изменениях цен высока. В работе [Klenow, Kryvtsov, 2008] выявлено, что в США 44% всех изменений цен с исключением распродаж не превосходят 5% по амплитуде, 25% изменений ниже 2,5%, а 12% изменений — меньше 1%. Значительная доля изменений ниже 1% указывает на одномодальность распределения изменений цен. Однако в [Cavallo, 2018] отмечается, что этот вывод является ошибочным из-за частых замен пропущенных наблюдений другими товарами, что является типичным для данных, лежащих в основе расчета индекса потребительских цен. Таким образом, в реальности доля изменений ниже 1% может быть достаточно мала, и это может свидетельствовать о существовании определенных издержек меню, из-за которых фирмам невыгодно менять цены на очень малые величины.

При проверке на данных в ряде эмпирических работ отмечается, что вероятность изменения цены в следующем периоде тем выше, чем дольше она оставалась неизменной [Klenow, Malin, 2010]. Этот факт согласуется с выводами моделей ценообразования, в которых накопленные со временем шоки инфляции приводят к повышению вероятности изменения цен фирмами. Авторы работы [Klenow, Kryvtsov, 2008] получили плоскую форму этой функции, в то время как [Nakamura, Steinsson, 2008] обнаружили убывающую форму для отдельных категорий товаров и услуг. В исследовании [Cavallo, 2018] на ценах крупнейших онлайн-ритейлеров Латинской Америки также отмечается убывающий характер этой функции. Плоская форма свидетельствует, что величина вероятности изменения цены в каждом периоде t остается постоянной, что согласуется с выводами модели [Calvo, 1983], а убывающая форма либо свидетельствует о преобладании временных шоков в динамике цен, либо является следствием неоднородности товаров и услуг (когда доля товаров с часто меняющимися ценами достаточно высока).

Важным прикладным аспектом анализа микростатистики по ценам является декомпозиция инфляции на экстенсивную, зависящую от частоты изменения цен (fr_t), и интенсивную, зависящую от среднего размера ценовых изменений (dp_t). Так, потребительскую инфляцию в каждый период t можно представить в виде произведения двух этих составляющих [Klenow, Kryvtsov, 2008]:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1}) = \\ &= \underbrace{\sum_i w_i I_{it}}_{fr_t} * \underbrace{\frac{\sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_i I_{it}}}_{dp_t} = fr_t * dp_t, \end{aligned} \quad (1)$$

где π_t — ежедневная инфляция в период t , p_{it} и p_{it-1} — цены, выраженные в логарифмах, в периоды t и $t - 1$, w_i — вес продукта i в момент t , I_{it} — функция, значение которой равно единице, если цена продукта i в момент t изменится, и нулю, если останется неизменной. Компонента fr_t — доля продуктов, цены на которые изменились в период t . Составляющая dp_t представляет собой средний размер изменений цен, произошедших в момент t .

Взаимосвязь инфляции и ее экстенсивной (fr_t) и интенсивной (dp_t) составляющих имеет разную природу в разных ценовых моделях. В моделях, в которых пересмотр цен зависит от состояния экономики, инфляция в основном коррелирует с долей товаров и услуг, на которые меняются цены, поскольку с увеличением темпов роста цен увеличивается и доля фирм, вышедших за границы оптимальной цены, что создает стимулы для этих фирм изменить цены на продукцию [Dotsey et al., 1999; Golosov, Lucas, 2007]. В моделях, в которых пересмотры цен подчиняются строгой периодичности, наблюдается иное поведение: при повышении инфляции доля товаров с меняющимися ценами не увеличивается, а повышается только средний размер изменений цены [Calvo, 1983; Taylor, 1980]. В работе по США [Klenow, Kryvtsov, 2008] обнаружено, что инфляция сильно коррелирует с интенсивной составляющей, что подтверждает выводы моделей ценообразования, зависящего от времени. В работе по Мексике [Gagnon, 2009] показано, что интенсивная составляющая определяет движение инфляции в условиях ее относительно низких темпов (ниже 10–15%), в то время как в периоды высокой инфляции (свыше 10–15%) и интенсивная, и экстенсивная составляющие сильно и положительно коррелируют с темпом роста цен.

Наблюдаемые в разных странах свойства поведения цен на товары и услуги не всегда являются схожими и не позволяют сделать однозначный вывод в пользу той или иной теоретической модели ценообразования. Свойства разнятся между развитыми и развивающимися экономиками, между периодами высокой и низкой инфляции, а также в зависимости от используемого источника данных. В связи с этим интерес представляет то, какими свойствами обладает ценообразование в России.

3. Методика сбора и обработки данных по ценам

В последние годы в России наблюдается быстрое развитие рынка интернет-торговли [Божечкова и др., 2020]. Наличие информации по ценам в интернете позволяет использовать эти данные для исследования ценового поведения на уровне отдельных товаров и услуг и агрегировать их на макроуровне. Увеличение объемов интернет-торговли способствует повышению влияния этого сегмента на ценообразование.

Сбор микроданных по ценам на товары и услуги осуществлен на основе автоматической процедуры², которая ежедневно собирает информацию по ценам со страниц с товарами и услугами. Данные по ценам находятся в определенной части разметки страницы. После этого в окончательную таблицу помещается информация об уникальном номере категории товара или услуги (category_id), дате сбора данных (date), названии товара или услуги (site_title), наименовании сайта, с которого был произведен сбор данных (site_code), единице измерения товара или услуги (site_unit), цене на товар или услугу (без исключения распродаж) (posted_price), а также информация о том, присутствует ли скидка на этот товар или услугу (sale) (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

Собираемые данные по ценам

id	site_title	date	site_code	category_id	posted_price	sale	site_unit
0	Молоко «33 коровы», 500 мл	28.08.2019	utkonos	23	78.00	1	500 мл
...	...	...	...	...	...	...	...

Остановимся более детально на проблемных ситуациях, возникающих в процессе сбора и обработки данных по ценам на товары и услуги. Во-первых, может иметь место ошибочная регистрация цен. Например, в разные периоды цены на сайтах могут предоставляться за неодинаковые объемы товара или услуги. Для обнаружения таких выбросов в настоящей работе использована фильтрация по стандартному отклонению. Так, все товары и услуги подвергаются группировке по стандартному отклонению уровней цен, и из рассмотрения исключаются товары с высоким стандартным отклонением.

Во-вторых, внимания заслуживает проблема пропущенных наблюдений, обусловленная, как правило, временным отсутствием товаров или услуг. Отсутствующие значения цен заменяются на последнюю известную цену на этот товар или услугу до того момента, когда появится новое наблюдение. Тем не менее последнее

² Эту процедуру выполняет код, написанный на языке программирования Python.

доступное значение цены товара или услуги нельзя вносить вместо пропущенного на период более ста пятидесяти дней [Cavallo, 2018; Nakamura, Steinsson, 2008].

В-третьих, собранная база данных проверялась на наличие выбросов, которые могут существенно исказить размер ценовых изменений [Cavallo, 2018].

4. Описание данных

Микроданные по онлайн-ценам собирались по Москве на ежедневной основе в период с февраля 2019 года по май 2020-го. Данные включают информацию по ценам на продовольственные, непродовольственные товары и услуги. Несмотря на достаточно короткий период наблюдений, данные позволяют выявить ряд свойств ценового поведения, а также получить первые оценки жесткости цен по отдельным товарам и услугам.

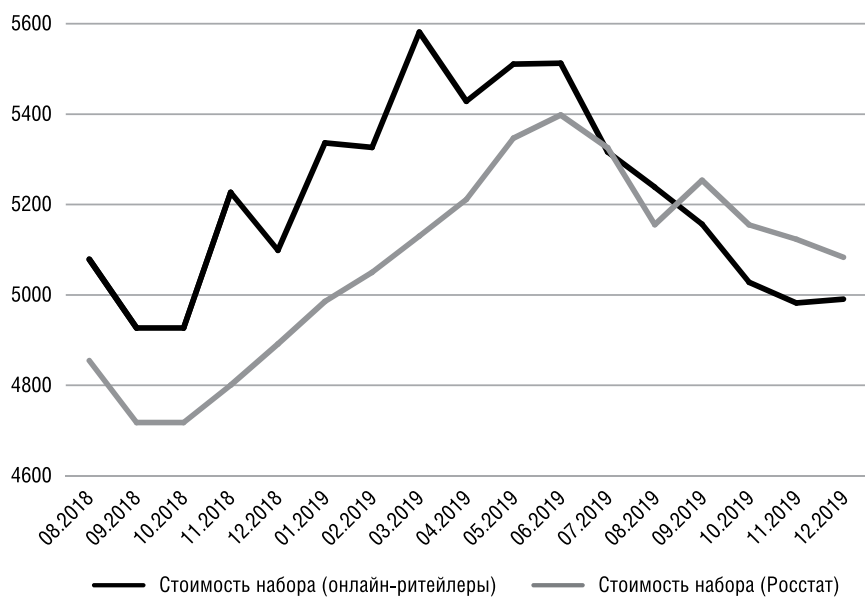
Следует также принимать во внимание, что рассматриваемый период включает начальную стадию пандемии коронавируса, которая оказывает существенное влияние на динамику онлайн-цен с конца марта 2020 года. В связи с этим мы отдельно рассматриваем период ценовой стабильности с февраля 2019 года по февраль 2020-го и период временного роста цен на товары и услуги в интернете в марте — мае 2020-го.

Для выбора ритейлеров была использована методика из исследования [Cavallo, 2018]. Так, были отобраны наиболее крупные онлайн-ритейлеры Москвы, продающие товары и услуги и онлайн, и через традиционные точки продаж. Исключение составляют один продовольственный и два непродовольственных ритейлера, осуществляющих продажу товаров исключительно через интернет. Всего в конечной выборке использовались данные по ценам на товары четырех продовольственных и двух непродовольственных ритейлеров, а также ряда местных фирм, предоставляющих различные услуги. Все цены на товары и услуги, представленные в выборке, были установлены самими магазинами.

Каждый товар или услуга в выборке идентифицировались по уникальной ссылке (URL). Таким образом, одинаковые товары, представленные у разных ритейлеров, рассматривались как разные товары, что позволяет не смешивать характеристики их ценового поведения.

Продовольственные товары в используемых данных представлены тридцатью тремя категориями³ продуктов. Эти категории

³ Категория в рамках настоящего исследования представляет собой совокупность товаров (услуг) — представителей определенного вида (например, «Молоко»). Под позицией понимается определенный представитель такой совокупности (например, «Молоко “36 копеек” 3,2% пастеризованное»).



Источник: <https://www.fedstat.ru/indicator/31481>.

Рис. 1. Изменение стоимости наборов по ценам на товары и услуги (руб.)

полностью аналогичны категориям минимального набора продуктов⁴ Росстата. В качестве основного достоинства этих категорий можно выделить высокую степень однородности между товарами набора по характеристикам. Непродовольственные товары и услуги покрывают большую часть категорий фиксированного набора Росстата. В исследовании использовались данные по ценам с исключением и без исключения распродаж.

Для отнесения товара или услуги к конкретной категории использованы простые правила фильтрации: название товара или услуги должно содержать или не содержать определенные ключевые слова. Возьмем, к примеру, категорию «Говядина (кроме бескостного мяса)». Чтобы отнести товар к этой категории, необходимо, чтобы в названии товара присутствовали такие слова, как «говядина», «с костью», «на косточке», «окорок» и т. п. Также должны отсутствовать слова, которые не относятся к этой категории, такие как «бекон», «филе» и т. п. В результате отбора полу-

⁴ Набор включает следующие категории продуктов: хлеб пшеничный (75,0 кг), хлеб ржано-пшеничный (115,0 кг), мука пшеничная (20,0 кг), пшено (6,0 кг), рис (5,0 кг), бобовые (7,3 кг), картофель (150,0 кг), вермишель (6,0 кг), капуста (35,0 кг), лук репчатый (20,0 кг), морковь (35,0 кг), огурцы свежие (1,8 кг), сахар (20,0 кг), яблоки (18,6 кг), конфеты (0,7 кг), говядина (15,0 кг), печенье (0,7 кг), баранина (1,8 кг), птица (14,0 кг), свинина (4,0 кг), рыба мороженая (14,0 кг), молоко (110,0 л), сельдь (0,7 кг), сметана (1,8 кг), творог (10,0 кг), масло животное (1,8 кг), сыр (2,5 кг), маргарин (6,0 кг), яйца (180 шт.), масло растительное (7,0 кг), чай (0,5 кг), специи (0,73 кг), соль (3,65 кг). Объемы приведены в годовом выражении и потому делятся на двенадцать для определения месячной стоимости набора.

чаем для каждой категории только те товары или услуги, которые лучше всего соответствуют ей.

Рассчитан коэффициент парной корреляции между публикуемой на сайте Росстата стоимостью минимального набора товаров и стоимостью аналогичного набора по данным онлайн-ритейлеров (в ценах с исключением распродаж) по Москве. Уровень корреляции оказался достаточно высоким — 0,62. Движение стоимости наборов по ценам онлайн-ритейлеров и по данным Росстата представлено на рис. 1.

Из графика видно, что стоимость набора Росстата ниже стоимости набора по данным онлайн-ритейлеров на протяжении большей части наблюдаемого периода. Кроме того, прослеживается более высокая степень сглаженности ряда стоимости набора Росстата. Несмотря на это, можно предположить близкую сопоставленную динамику рассматриваемых наборов. При таком подходе использование онлайн-цен для анализа особенностей ценообразования представляется правомерным.

5. Стилизованные факты

Рассмотрим основные стилизованные факты, характеризующие поведение цен российских онлайн-ритейлеров в Москве в период ценовой стабильности с февраля 2019 года по февраль 2020-го.

Как отмечалось выше, частота изменения цен — это средняя доля товаров и услуг, цены на которые меняются ежедневно (речь идет об изменении цен к предыдущему дню текущего года). Значение средней частоты изменения цен на всех данных за период с февраля 2019 года по февраль 2020-го составляло 5,2%, что соответствует периоду неизменности цен в 19,5 дня. Такое значение показателя несколько выше, чем в других развивающихся странах, таргетирующих инфляцию. Например, в Чили в среднем цены меняются каждые 1,6 месяца [Medina et al., 2007], в Мексике — каждые 2,9 месяца [Gagnon, 2009].

Расхождения в результатах могут быть связаны с различиями в источниках данных: например, интернет-данные по России и офлайн-данные по Чили и Мексике (как правило, интернет-торговля предполагает более низкие издержки по сравнению с офлайн-магазинами). Различия в результатах могут быть также связаны со структурой российской выборки, представленной в большей степени товарами продовольственных категорий, цены на которые меняются (в среднем) относительно часто.

Средние частоты изменения цен по отдельным категориям товаров и услуг сильно разнятся (табл. 2). Так, цены на сезонные

продукты являются наименее жесткими (в среднем для товаров категории «Морковь» цены меняются в 11,6% случаев ежедневных наблюдений, а для категории «Огурцы свежие» — в 11,4% случаев). Более жесткими оказались цены на непродовольственные товары. Максимальная жесткость характерна для цен на услуги. Гетерогенность в частотах изменения цен может быть объяснена разной долей трудовых издержек в цене товаров или услуг. Так, зарплата как основная часть трудовых издержек, как правило, устанавливается трудовым договором и не изменяется в течение некоторого длительного периода [Vermeulen et al., 2012]. В стоимости продуктов доля трудовых издержек минимальна, в стоимости непродовольственных товаров она несколько выше, а в стоимости услуг — значительна, что согласуется с гетерогенностью параметра жесткости цен, наблюдаемой в представленном наборе данных.

Следует отметить, что по некоторым категориям товаров изменения цен не были равномерно распределены по всему периоду, а были сосредоточены в отдельных периодах (месяцах). Так, количество изменений цен на лук резко возрастало в апреле 2019 года и мае 2020-го. Это связано с появлением продукции нового урожая на рынке. Таким образом, частота изменений цен по отдельным категориям подвержена сезонности.

На рис. 2 представлено распределение процентных изменений регулярных цен. Средняя величина изменений — 14,5%, а медианная — 7,7%⁵. Снижение цен имело место в 49% случаев, когда цены изменялись⁶. Эта довольно высокая доля, по всей видимости, обусловлена спецификой рассматриваемого периода, когда на протяжении апреля — декабря 2019 года рост потребительских цен непрерывно замедлялся.

Особую роль играют и другие характеристики распределения изменений цен. Значение куртозиса для распределения цен без исключения распродаж оказалось равным 11, с исключением распродаж — 17. Для сравнения: в нормальном распределении значение куртозиса равно трем. Высокое значение куртозиса говорит о том, что имеется существенная часть изменений на небольшую в абсолютном выражении величину. Были рассчитаны также доли изменений ниже определенных значений для цен с исключением и без исключения распродаж (табл. 3). Из всех случаев изменения цен 34% пришлось на изменения менее чем на

⁵ Схожие результаты были получены в работе [Klenow, Kryvtsov, 2008. P. 14] на данных по США: средний и медианный размеры абсолютных изменений регулярных цен составили 11 и 10% соответственно.

⁶ Это значение схоже с результатами по США (45% в [Klenow, Kryvtsov, 2005. P. 9]) и Европе (42% в [Dhyne et al., 2006. P. 11]).

5% по модулю, а для регулярных цен доля таких небольших изменений составила 39%. Однако доля изменений цен ниже 1% мала, что позволяет сделать предположение о существовании определенных издержек меню, соответствующих выводам ряда моделей ценообразования, зависящего от состояния экономики [Goloso, Lucas, 2007; Midrigan, 2011].

Т а б л и ц а 2

Частота изменения цен (средняя) по категориям продукции

Тип продукции	Категория товаров или услуг	Значение средней частоты изменений цен (% случаев ежедневных наблюдений)
Продовольственные товары	Огурцы свежие	11,4
	Морковь	11,6
	Яйца куриные	10,4
	Сметана	11,2
	Мука пшеничная	9,1
	Капуста белокочанная свежая	9,4
	Картофель	8,5
	Творог нежирный	8,5
	Лук репчатый	8,2
	Яблоки	8,0
	Куры охлажденные и мороженые	7,7
	Молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5–3,2% жирности	6,6
	Рыба замороженная	6,9
	Говядина (кроме бескостного мяса)	5,7
	Сахар	6,8
	Перец черный горошком	5,0
	Масло сливочное	6,5
	Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки 1-го и 2-го сортов	5,1
	Соль поваренная пищевая	4,7
	Хлеб из ржаной муки и смеси муки ржаной и пшеничной	5,0
	Печенье	4,6
	Рис шлифованный	4,9
	Чай черный байховый	5,0
	Масло подсолнечное	4,4
	Сыры сычужные твердые и мягкие	4,4
	Свинина (кроме бескостного мяса)	4,3
	Маргарин	4,4
	Пшено	3,6
	Горох и фасоль	4,2
	Баранина (кроме бескостного мяса)	4,2
	Сельдь соленая	3,0
	Карамель	3,5
	Вермишель	2,7

О к о н ч а н и е т а б л и ц ы 2

Тип продукции	Категория товаров или услуг	Значение средней частоты изменений цен (% случаев ежедневных наблюдений)
Непродовольственные товары	Колготки детские	0,5
	Джемпер мужской	0,7
	Джемпер детский для школьного возраста	0,1
	Костюм-двойка мужской из шерстяных, полушерстяных или смесовых тканей	0,4
	Кроссовки детские с верхом из искусственной кожи	0,3
	Брюки для детей школьного возраста из джинсовой ткани	0,1
	Блузка женская	0,0
	Туфли женские с верхом из натуральной кожи	0,0
	Брюки мужские из полушерстяных или смесовых тканей	0,1
	Джемпер женский	0,0
	Сорочка верхняя мужская из хлопчатобумажных или смесовых тканей	0,0
	Пальто женское демисезонное из шерстяных или полушерстяных тканей	0,0
Услуги	Проезд в городском муниципальном автобусе	0,0
	Помывка в бане в общем отделении	0,0
	Абонентская плата за неограниченный объем местных телефонных соединений	2,0
	Постановка набоек	0,0
	Проезд в троллейбусе	0,0
	Стрижка модельная в женском зале	0,0

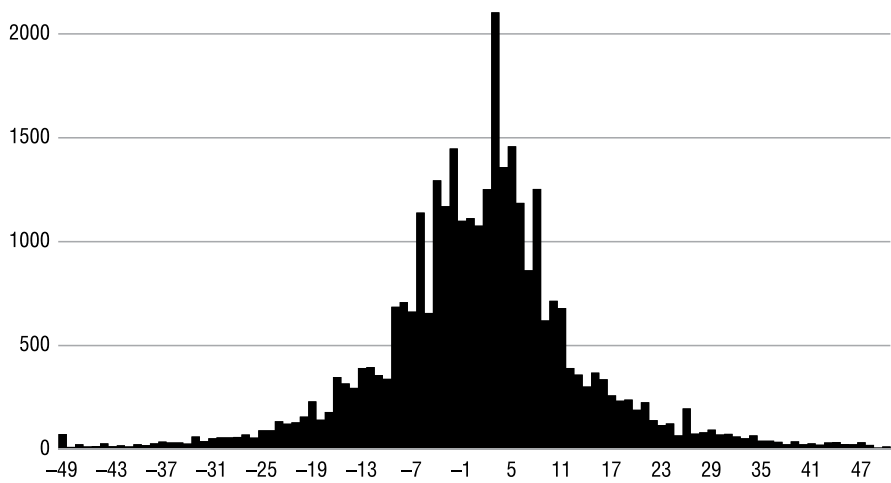


Рис. 2. Распределение изменений регулярных цен
(ось ординат — число изменений, ось абсцисс — величина изменения, %)

Т а б л и ц а 3

Доля небольших изменений в общем числе изменений цен (%)

Тип цен	Доля изменений цен		
	изменения менее чем на 5% по модулю	изменения менее чем на 2,5% по модулю	изменения менее чем на 1% по модулю
Цены без исключения распродаж	34	15	2
Цены с исключением распродаж	39	21	5

Важную роль при анализе жесткости цен играют динамические свойства ценообразования. Одним из таких свойств является функция риска, которая демонстрирует зависимость вероятности изменения цены в период $t + 1$, если t периодов она оставалась неизменной. Функция риска изменения цены, рассчитанная на основе регулярных цен (рис. 3), демонстрирует ярко выраженный убывающий характер с ростом продолжительности неизменности цены. Как было отмечено ранее, аналогичный результат был получен и в ряде других исследований, например в [Nakamura, Steinsson, 2008] на данных США и в [Cavallo, 2018] на данных четырех латиноамериканских стран.

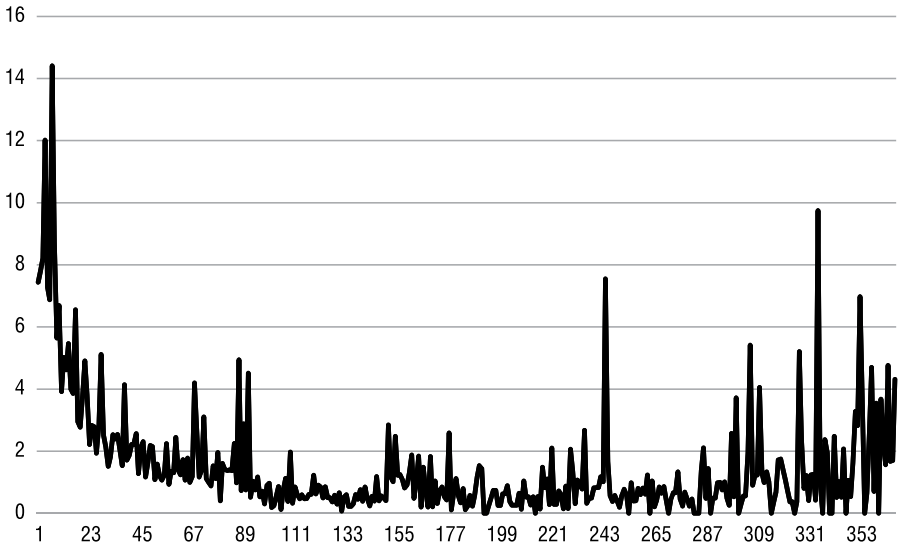


Рис. 3. Функция риска изменения цены
(ось ординат — %, ось абсцисс — число дней с последнего изменения)

Основной причиной убывающего характера функции риска является гетерогенность в частотах изменения цен между различными категориями товаров и услуг [Nakamura, Steinsson, 2008]. Дело в том, что при наличии в выборке двух типов товаров — с жест-

кими и гибкими ценами — в каждом периоде средняя частота ценовых изменений зависит от того, насколько больше или меньше цен того или иного типа (жестких или гибких).

В условиях, когда продукции с более гибкими ценами существенно больше, чем продукции с жесткими, следует ожидать, что после первого периода цены будут меняться часто. В дальнейшем с каждым последующим периодом частота изменения цен снижается из-за того, что снижается доля товаров или услуг с более гибкими ценами в общем числе товаров или услуг, на которые цены остались неизменными. До последних периодов «доживают» лишь товары и услуги с жесткими ценами, вероятность изменения которых низка.

Одним из способов преодоления проблемы гетерогенности в частотах является построение функции риска на более однородных группах товаров и услуг. Примеры на рис. 4а, 4б и 4с показывают, что понижающий наклон функции не исчезает и в этом случае, в то же время наблюдается более отчетливая тенденция к росту вероятности изменения цен в более поздние периоды. Такая тенденция наблюдается и для большинства других рассматриваемых категорий.

В работе [Klenow, Kryvtsov, 2008] представлена еще одна процедура устранения эффекта гетерогенности, приводящего к убыванию агрегированной функции риска. Эта процедура позволяет учесть в изменениях цен, насколько высока средняя частота изменений цен товара или услуги. Для каждого отдельного товара

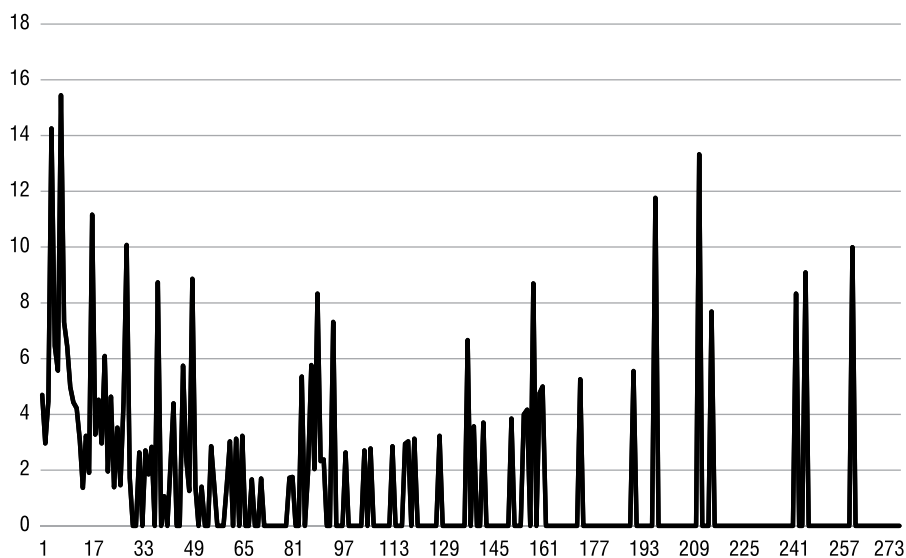


Рис. 4а. Функция риска изменения цены для категории «Рис шлифованный»
(ось ординат — %, ось абсцисс — число дней с последнего изменения)

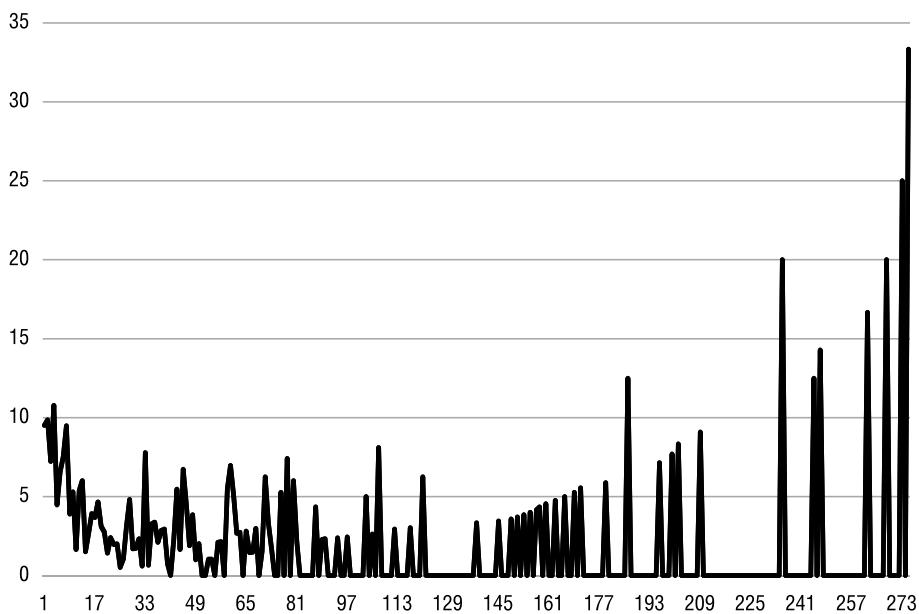


Рис. 4б. Функция риска изменения цены для категории «Сыры сычужные»
(ось ординат — %, ось абсцисс — число дней с последнего изменения)

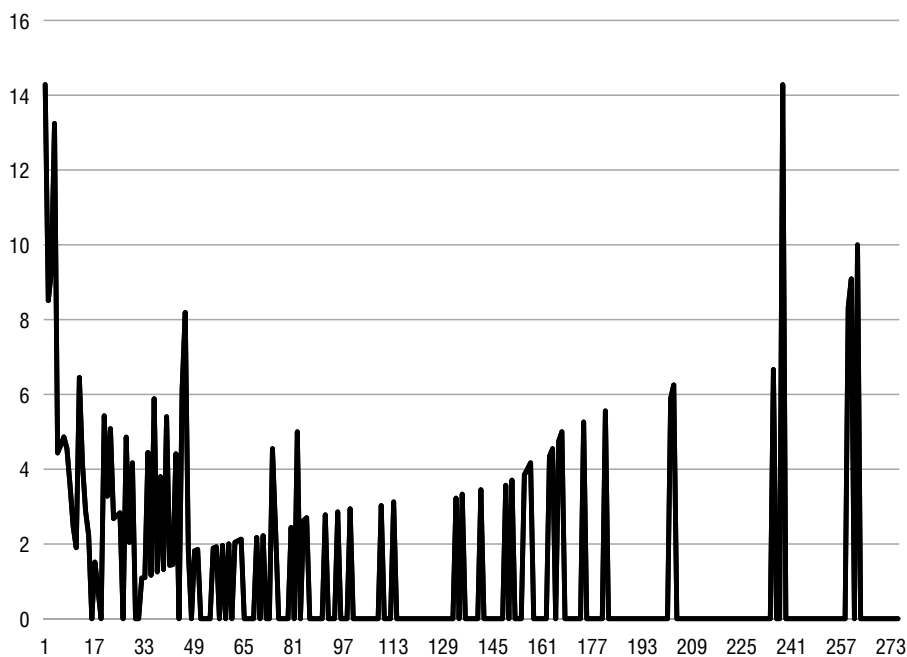


Рис. 4с. Функция риска изменения цены для категории «Горох и фасоль»
(ось ординат — %, ось абсцисс — число дней с последнего изменения)

или услуги рассчитывается значение безусловного показателя риска изменения цены μ_{I_i} , затем строится распределение показателей риска μ_{I_i} и выделяются децили полученного распределения μ_{Id} , $d = 1, \dots, 10$. Далее для каждого периода (дня) неизменности цены рассчитывается средний показатель риска изменения цены с учетом индивидуального эффекта дециля:

$$\{\overline{I_{jt}/\mu_{Id}} | \tau_{jt} = \tau\} = \frac{\sum_i \sum_t [I_{it}/\mu_{Id}] I\{\tau_{it} = \tau\}}{\sum_i \sum_t I\{\tau_{it} = \tau\}}. \quad (2)$$

На рис. 5 изображена функция риска с учетом децильных эффектов в частоте изменений цен, построенная на используемых нами данных. Стоит обратить внимание, что форма функции стала возрастающей, что означает рост вероятности изменения цены с течением времени.

Кроме этого, наблюдаются ярко выраженные пики вероятности изменения на определенных периодах, что свидетельствует о существовании регулярности в изменениях цен. Примечательны два пика — 335-й и 353-й дни, что близко к значениям одиннадцати и двенадцати месяцев. Поскольку наблюдения ведутся с февраля 2019 года, одиннадцатый и двенадцатый месяцы приходятся на декабрь 2019 года и январь 2020-го, что может косвенно подтверждать предпочтение фирм изменять цены в последнем месяце уходящего года и в начале следующего. В целом обнару-

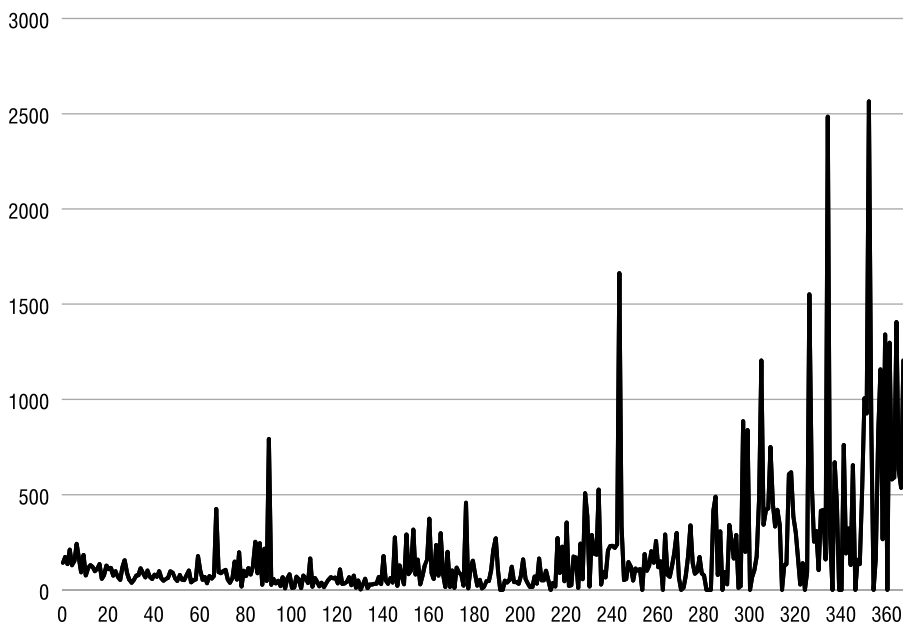


Рис. 5. Функция риска изменения цены с децильными эффектами
(ось ординат — %, ось абсцисс — число дней с последнего изменения)

женная регулярность может объясняться отсутствием сильных шоков спроса и предложения в рассматриваемом периоде, в связи с чем фирмы придерживались заранее заданных планов по изменению цен.

Важным аспектом ценообразования является взаимодействие инфляции и ее отдельных составляющих — доли товаров и услуг с меняющимися ценами (fr_t) и среднего размера изменений цен (dp_t), поскольку разные модели ценообразования предсказывают разную связь между этими компонентами. Табл. 4 содержит статистики для регулярных цен за период с февраля 2019 года по февраль 2020-го. Среднее ежедневное значение инфляции, рассчитанной на онлайн-данных, составило 0,01%, доля товаров и услуг с меняющимися ценами (fr_t) — в среднем 6,9% в день при значении стандартного отклонения в 10,6%. В период с февраля 2019 года по февраль 2020-го значение среднего размера ценовых изменений (dp_t) составило 0,4%, а стандартное отклонение — 8,1%. В столбце 4 представлены результаты оценки парной корреляции между ежедневной инфляцией и компонентами ее декомпозиции. Наиболее высокие значения коэффициентов получены для частоты снижений цен (–0,48), частоты повышений цен (0,45) и среднего размера изменений (0,34). Результат также подтверждается значимостью углового коэффициента парной регрессии соответствующих компонент декомпозиции инфляции на инфляцию (столбцы 5 и 6)⁷.

Таблица 4

Статистические характеристики инфляции и компонент ее декомпозиции

Показатель	Среднее значение (%)	Стандартное отклонение (%)	Значение корреляции с инфляцией	Парная регрессия на инфляцию	
				коэффициент	значение стандартной ошибки
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Π	0,01	0,70	–	–	–
Fr	6,91	10,61	0,02	0,43	0,99
Dp	0,43	8,12	0,34	4,14	0,60
$fr+$	3,72	6,71	0,45	4,65	0,55
$fr-$	3,22	6,03	–0,48	–4,23	0,49
$dp+$	7,03	8,54	0,05	0,75	0,86
$dp-$	–6,92	6,91	0,17	1,55	0,76

На рис. 6 представлена динамика скользящих средних инфляции π_t и компонент ее декомпозиции (fr_t) и (dp_t) с интервалом сглаживания в 30 дней. Составляющая fr_t выглядит относительно

⁷ МНК-оценки на стационарных временных рядах.

но стабильной, и значение корреляции с инфляцией не является столь высоким, в то время как компонента dp_i в более значительной степени коррелирует с инфляцией. Полученный результат соответствует итогам зарубежных исследований. Он свидетельствует, что динамика инфляции больше зависит от среднего размера изменений, чем от частоты изменений цен. Это в большей степени соответствует моделям ценообразования, зависящего от времени.



Рис. 6. Динамика инфляции, ее интенсивной и экстенсивной составляющих (%)

Таким образом, обнаруженные стилизованные факты, характерные для периода с февраля 2019 года по февраль 2020-го, не позволяют отнести ценообразование в Москве к тому или иному типу моделей ценообразования.

Так, увеличение вероятности изменения цен в определенные периоды в большей степени согласуется с выводами модели [Taylor, 1980], ценообразование в которой зависит от времени. В то же время малая доля изменений цен ниже 1% в большей степени соответствует моделям [Golosov, Lucas, 2007; Midrigan, 2011].

В связи с этим можно заключить, что наблюдаемое поведение цен на рынке онлайн-ритейлеров Москвы относится скорее к гибридным моделям, сочетающим в себе черты моделей двух типов.

6. Онлайн-цены в условиях пандемии коронавируса

Картина ценообразования, полученная в период стабильного замедления роста цен с апреля 2019 по февраль 2020 года, резко изменилась во второй половине марта 2020-го. Стоимость условного минимального набора продовольственных товаров в Москве значительно возросла. С 17 марта наблюдается устойчивая тенденция роста стоимости корзины, по данным онлайн-ритейлеров. Темпы роста стоимости минимального потребительского набора в марте — мае, рассчитанные на основе онлайн-цен, значительно превышают не только прошлогодние значения за аналогичный период, но и оказываются существенно выше темпов роста стоимости минимального набора Росстата, рассчитываемой на основе офлайн-цен. По всей видимости, рост цен в сегменте интернет-торговли в краткосрочном периоде в условиях распространения коронавирусной инфекции объясняется как физическим ограничением покупок офлайн из-за режима самоизоляции, так и в целом большей волатильностью цен на онлайн-товары вследствие меньших издержек пересмотра цен. Росту цен также способствовало значительное ослабление рубля в марте 2020 года.

Анализ данных по ценам онлайн-ритейлеров позволяет также выявить изменения в их подходе к ценообразованию в марте — мае 2020 года. Годом ранее ритейлеры изменяли цены меньше чем на 5% в 30,2% случаев, тогда как в остальных случаях цены изменялись на большую величину (рис. 7а, 7б). Однако в марте — мае 2020 года доля случаев, когда онлайн-цены на потребительские товары менялись менее чем на 5%, выросла до 45,5%, при этом ритейлеры стали значительно реже прибегать к ценовой политике, предполагающей более чем 5-процентное ценовое изменение.

Следует также отметить, что доля решений о повышении цен увеличилась с 50,2% в марте — мае 2019 года до 62,7% в марте — мае 2020-го. Количество дней, в которые цены на какие-либо товары и услуги повышались, увеличилось с 65 до 84 (из 92 дней марта — мая). Скорее всего, в условиях неопределенности, сжатия потребительского спроса (за исключением товаров первой необходимости) ритейлеры предпочитают поэтапную подстройку цен к новому уровню, когда они изменяются часто и на небольшую величину. Годом ранее в стабильных макроэкономических условиях онлайн-ритейлеры изменяли цены лишь при их значительном отклонении от оптимального уровня, потому изменения происходили реже и на большую величину.

Таким образом, полученная на микроданных картина ценовой динамики по Москве свидетельствует о значительном краткосроч-

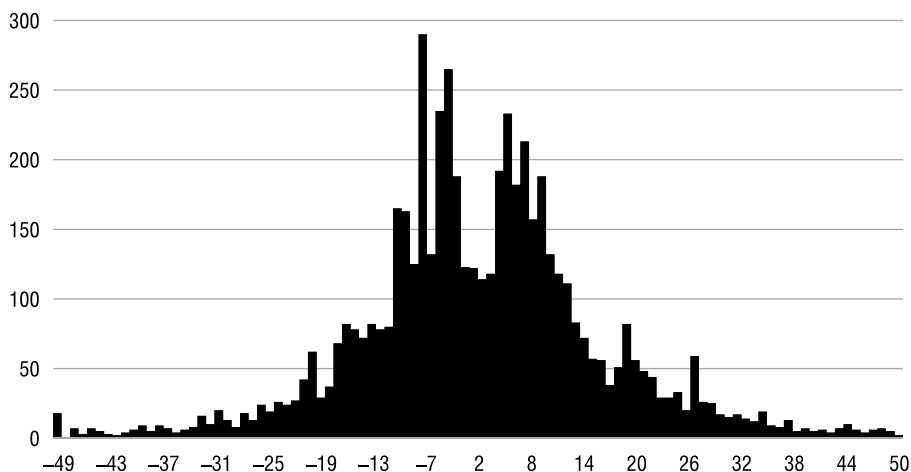


Рис. 7а. Распределение изменений цен, по данным онлайн-ритейлеров Москвы, март — май 2019 года (ось ординат — число изменений, ось абсцисс — величина изменений, %)

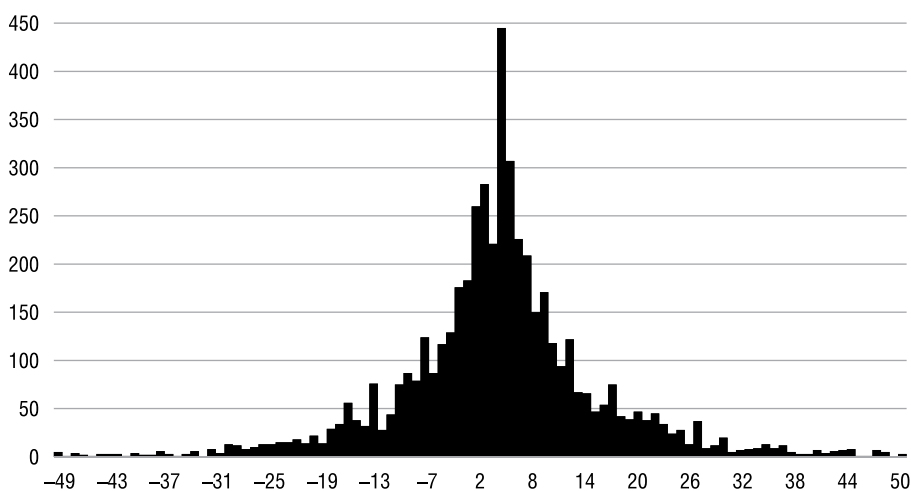


Рис. 7b. Распределение изменений цен, по данным онлайн-ритейлеров Москвы, март — май 2020 года (ось ординат — число изменений, ось абсцисс — величина изменений, %)

ном инфляционном всплеске, опережающем росте цен на товары и услуги онлайн в марте — мае 2020 года, а также временном изменении модели ценообразования онлайн-ритейлеров.

Заключение

В настоящем исследовании реализован микроподход к оценке жесткости цен, основанный на применении методики веб-скрапинга к данным онлайн-ритейлеров Москвы. Получены следующие факты о жесткости цен для Москвы.

Во-первых, средний период неизменности цены составляет 19,5 дня, что несколько меньше, чем в аналогичных исследованиях по зарубежным странам, в которых используется режим таргетирования инфляции. К примеру, в Чили в среднем цены меняются каждые 1,6 месяца, в Мексике — каждые 2,9 месяца. В то же время полученные результаты весьма ограничены, поскольку в настоящей работе используется короткий период, а также представлен относительно малый охват категорий продукции.

Во-вторых, между отдельными категориями товаров и услуг наблюдается значительная гетерогенность: цены на продовольственные товары меняются относительно часто, на непродовольственные — реже, а стоимость услуг меняется еще реже.

В-третьих, выявлена значительная доля малых изменений цен по модулю: доля изменений ниже 5% составляет 34% для опубликованных и 39% — для регулярных цен, что ниже результатов, полученных по развитым странам, однако близко к результатам по развивающимся странам.

В-четвертых, функция риска изменения цен по всем товарам имеет возрастающий характер, что говорит об увеличении вероятности изменения цены на товар по прошествии времени. Обнаружено также резкое увеличение вероятности изменений цены в конце и в начале календарного года. В целом это показывает, что ценовое поведение российских фирм-ритейлеров ближе к моделям гибридного ценообразования, которые включают элементы ценообразования, зависящего как от состояния экономики, так и от времени.

В марте — мае 2020 года введение карантинных мер, вызванных пандемией коронавируса, привело к существенному росту спроса на услуги онлайн-торговли и подорожанию потребительской онлайн-корзины. Рост неопределенности привел к некоторому изменению модели ценообразования онлайн-ритейлеров: наблюдалась поэтапная подстройка цен к новому уровню, когда они изменялись часто и на небольшую величину (менее 5%).

В целом в работе предложены первые оценки жесткости цен и выявлены особенности ценообразования онлайн-ритейлеров Москвы. Исследование является отправной точкой в изучении жесткости цен на микроданных в российской экономике по мере расширения охвата отраслей и регионов, а также увеличения периода наблюдений.

Таким образом, можно сформулировать следующие выводы для денежно-кредитной политики. Прежде всего шоки монетарной политики будут влиять на цены и производство отдельных

товаров и услуг с разной скоростью. Например, цены на сезонные товары из-за гибкости цен могут быстрее прочих учесть экономические шоки, позднее отреагируют цены на непродовольственную продукцию, наконец, цены на услуги изменятся позже всех. Кроме того, обнаруженная зависимость поведения цен от времени может свидетельствовать о значительной ненейтральности денег и потому подтверждает способность монетарных властей эффективно влиять на выпуск в краткосрочном периоде. Однако поскольку степень гибкости в России оказалась выше, чем в исследованиях по зарубежным странам, воздействие шоков денежно-кредитной политики на показатели реального сектора и рост цен в отечественной экономике могут быть меньше, чем в моделях с априорно заданными более жесткими ценами.

Литература

1. Божечкова А., Гребенкина А., Евсеев А. Тренды потребительской инфляции на основе анализа цен онлайн-магазинов // Мониторинг экономической ситуации в России: тенденции и вызовы социально-экономического развития. 2020. Т. 116. № 14. С. 64–70.
2. Barros R., Bonomo M., Carvalho C., Matos S. Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI. 2009. https://conference.nber.org/conferences/2009/SI2009/ME/Barros_Bonomo_Carvalho_Matos.pdf.
3. Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P., Tarrieu S. What Do Thirteen Million Price Records Have to Say About Consumer Price Rigidity? // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2007. Vol. 69. No 2. P. 139–183.
4. Bils M., Klenow P. J. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices // Journal of Political Economy. 2004. Vol. 112. No 5. P. 947–985.
5. Calvo G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework // Journal of Monetary Economics. 1983. Vol. 12. No 3. P. 383–398.
6. Campbell J. R., Eden B. Rigid Prices: Evidence from U.S. Scanner Data // International Economic Review. 2014. Vol. 55. No 2. P. 423–442.
7. Caplin A. S., Spulber D. F. Menu Costs and the Neutrality of Money // The Quarterly Journal of Economics. 1987. Vol. 102. No 4. P. 703–725.
8. Cavallo A. Scraped Data and Sticky Prices // The Review of Economics and Statistics. 2018. Vol. 100. No 1. P. 105–119.
9. Creamer K., Rankin N. Price Setting in South Africa 2001–2007 — Stylised Facts Using Consumer Price Micro Data // Journal of Development Perspectives. 2008. Vol. 4. No 1. P. 93–118.
10. Dhyne E., Alvarez L. J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lunnenmann P., Rumler F., Vilmunen J. Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data // Journal of Economic Perspectives. 2006. Vol. 20. No 2. P. 171–192.
11. Dias M. C., Dias D. A., Neves P. D. Stylised Features of Consumer Price Setting Behaviour in Portugal: 1992–2001 // Portuguese Economic Journal. 2008. Vol. 7. No 2. P. 75–99.
12. Dotsey M., King R. G., Wolman A. L. State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output // The Quarterly Journal of Economics. 1999. Vol. 114. No 2. P. 655–690.
13. Eichenbaum M., Jaimovich N., Rebelo S. Reference Prices, Costs, and Nominal Rigidities // American Economic Review. 2011. Vol. 101. No 1. P. 234–262.

14. *Ellison G., Ellison S. F.* Search, Obfuscation, and Price Elasticities on the Internet // *Econometrica*. 2009. Vol. 77. No 2. P. 427–452.
15. *Gagnon E.* Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico // *The Quarterly Journal of Economics*. 2009. Vol. 124. No 3. P. 1221–1263.
16. *Golosov M., Lucas Jr. R. E.* Menu Costs and Phillips Curves // *Journal of Political Economy*. 2007. Vol. 115. No 2. P. 171–199.
17. *Hansen B. W., Hansen N. L.* Price Setting Behaviour in Denmark: A Study of CPI Micro Data 1997–2005. Danmarks Nationalbank Working Papers. No 39. 2006.
18. *Higo M., Saita Y.* Price Setting in Japan: Evidence from CPI Micro Data. Bank of Japan Working Paper Series. No 07-E-20. 2007.
19. *Klenow P. J., Kryvtsov O.* State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation? NBER Working Paper. No 11043. 2005.
20. *Klenow P. J., Kryvtsov O.* State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation? // *The Quarterly Journal of Economics*. 2008. Vol. 123. No 3. P. 863–904.
21. *Klenow P. J., Malin B. A.* Microeconomic Evidence on Price-Setting // *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam: Elsevier. 2010. Vol. 3. P. 231–284.
22. *Konieczny J., Skrzypacz A.* Inflation and Price Setting in a Natural Experiment // *Journal of Monetary Economics*. 2005. Vol. 52. No 3. P. 621–632.
23. *Lünnemann P., Wintr L.* Price Stickiness in the US and Europe Revisited: Evidence from Internet Prices // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2011. Vol. 73. No 5. P. 593–621.
24. *Medina J., Rappoport D., Soto C.* Dynamics of Price Adjustments: Evidence from Micro Level Data for Chile // *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*. 2007. Vol. 10. No 2. P. 5–26.
25. *Midrigan V.* Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations // *Econometrica*. 2011. Vol. 79. No 4. P. 1139–1180.
26. *Nakamura E.* Pass-Through in Retail and Wholesale // *American Economic Review*. 2008. Vol. 98. No 2. P. 430–437.
27. *Nakamura E., Steinsson J.* Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models // *The Quarterly Journal of Economics*. 2008. Vol. 123. No 4. P. 1415–1464.
28. *Nchake M. A., Edwards L., Rankin N.* Price-Setting Behaviour in Lesotho: Stylised Facts from Consumer Retail Prices // *South African Journal of Economics*. 2015. Vol. 83. No 2. P. 199–219.
29. *Nyawo M., Rankin N.* What Price-Level Data Tells Us About Consumer Price Rigidity in Zimbabwe: Evidence from New Data. Economic Research Southern Africa Working Paper. No 609. 2016.
30. *Rotemberg J. J.* Sticky Prices in the United States // *Journal of Political Economy*. 1982. Vol. 90. No 6. P. 1187–1211.
31. *Taylor J. B.* Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // *Journal of Political Economy*. 1980. Vol. 88. No 1. P. 1–23.
32. *Vermeulen P., Dias D. A., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabbatini R., Stahl H.* Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Producer Price Data // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2012. Vol. 44. No 8. P. 1631–1650.

Alexandra V. BOZHECHKOVA, Cand. Sci. (Econ.). Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation); Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetnyy per., 125009, Moscow, Russian Federation). E-mail: bozechkova@ranepa.ru

Alexey S. EVSEEV. Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo pr., Moscow, 119571, Russian Federation).

E-mail: evseev-als@ranepa.ru

Price Rigidity Analysis: Evidence from the E-Commerce Market

Abstract

The article studies price rigidity for food, non-food products and services based on daily data of online retailers in Moscow collected for the period from February 2019 to May 2020. It was found that the average price invariance period was 19.5 days. In addition, there is significant heterogeneity in the frequency of price changes: food prices change more often than non-food ones, and the cost of services changes the least often. The observed price behavior confirms the implications of time- and state-dependent models. The dependence on time is indicated, for example, by the fact that the probability of price changes sharply increases by days 335 and 353 of their invariability. This fact reinforces the conclusions on the presence of seasonality in price changes found in a number of foreign studies. The analysis also suggests that, in March–May 2020, growth in uncertainty caused by the coronavirus pandemic led to firms beginning to change prices more often and by a smaller magnitude. As a result, the share of price increases went up from 50.2% in March–May 2019 to 62.7% in March–May 2020. The number of days in which prices for any goods and services increased rose from 65 to 84 (out of 92 days in March–May). Thus, the results of this paper confirm that pricing behavior on the e-commerce market can vary significantly depending on economic conditions.

Keywords: price rigidity, e-commerce market, menu costs, hazard function, price changes.

JEL: E30, E31, D40, D21.

References

1. Bozhechkova A., Grebenkina A., Evseev A. Trendy potrebitel'skoy inflyatsii na osnove analiza tsen onlayn-magazinov [Consumer Inflation Trends Based on Analysis of Prices of Online Stores]. *Monitoring ekonomicheskoy situatsii v Rossii: tendentsii i vyzovy sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiya* [Monitoring of Russia's Economic Outlook. Trends and Challenges of Socio-Economic Development], 2020, vol. 116, no. 14, pp. 64-70.
2. Barros R., Bonomo M., Carvalho C., Matos S. Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI, 2009. https://conference.nber.org/conferences/2009/SI2009/ME/Barros_Bonomo_Carvalho_Matos.pdf.
3. Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P., Tarrieu S. What Do Thirteen Million Price Records Have to Say About Consumer Price Rigidity? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2007, vol. 69, no. 2, pp. 139-183.
4. Bils M., Klenow P. J. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 2004, vol. 112, no. 5, pp. 947-985.
5. Calvo G. A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 1983, vol. 12, no. 3, pp. 383-398.
6. Campbell J. R., Eden B. Rigid Prices: Evidence from U.S. Scanner Data. *International Economic Review*, 2014, vol. 55, no. 2, pp. 423-442.

7. Caplin A. S., Spulber D. F. Menu Costs and the Neutrality of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, vol. 102, no. 4, pp. 703-725.
8. Cavallo A. Scraped Data and Sticky Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 2018, vol. 100, no. 1, pp. 105-119.
9. Creamer K., Rankin N. Price Setting in South Africa 2001-2007 - Stylised Facts Using Consumer Price Micro Data. *Journal of Development Perspectives*, 2008, vol. 4, no. 1, pp. 93-118.
10. Dhyne E., Alvarez L. J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lunemann P., Rumler F., Vilmunen J. Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, vol. 20, no. 2, pp. 171-192.
11. Dias M. C., Dias D. A., Neves P. D. Stylised Features of Consumer Price Setting Behaviour in Portugal: 1992-2001. *Portuguese Economic Journal*, 2008, vol. 7, no. 2, pp. 75-99.
12. Dotsey M., King R. G., Wolman A. L. State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, vol. 114, no. 2, pp. 655-690.
13. Eichenbaum M., Jaimovich N., Rebelo S. Reference Prices, Costs, and Nominal Rigidities. *American Economic Review*, 2011, vol. 101, no. 1, pp. 234-262.
14. Ellison G., Ellison S. F. Search, Obfuscation, and Price Elasticities on the Internet. *Econometrica*, 2009, vol. 77, no. 2, pp. 427-452.
15. Gagnon E. Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, vol. 124, no. 3, pp. 1221-1263.
16. Golosov M., Lucas Jr R. E. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, 2007, vol. 115, no. 2, pp. 171-199.
17. Hansen B. W., Hansen N. L. Price Setting Behaviour in Denmark: A Study of CPI Micro Data 1997-2005. *Danmarks Nationalbank Working Papers*, no. 39, 2006.
18. Higo M., Saita Y. Price Setting in Japan: Evidence from CPI Micro Data. *Bank of Japan Working Paper Series*, no. 07-E-20, 2007.
19. Klenow P. J., Kryvtsov O. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation? *NBER Working Paper*, no. 11043, 2005.
20. Klenow P. J., Kryvtsov O. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, vol. 123, no. 3, pp. 863-904.
21. Klenow P. J., Malin B. A. Microeconomic Evidence on Price-Setting. In: *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam, Elsevier, 2010, vol. 3, pp. 231-284.
22. Konieczny J., Skrzypacz A. Inflation and Price Setting in a Natural Experiment. *Journal of Monetary Economics*, 2005, vol. 52, no. 3, pp. 621-632.
23. Lünemann P., Wintr L. Price Stickiness in the US and Europe Revisited: Evidence from Internet Prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2011, vol. 73, no. 5, pp. 593-621.
24. Medina J., Rappoport D., Soto C. Dynamics of Price Adjustments: Evidence from Micro Level Data for Chile. *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 2007, vol. 10, no. 2, pp. 5-26.
25. Midrigan V. Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 2011, vol. 79, no. 4, pp. 1139-1180.
26. Nakamura E. Pass-Through in Retail and Wholesale. *American Economic Review*, 2008, vol. 98, no. 2, pp. 430-437.
27. Nakamura E., Steinsson J. Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, vol. 123, no. 4, pp. 1415-1464.
28. Nchake M. A., Edwards L., Rankin N. Price-Setting Behaviour in Lesotho: Stylised Facts from Consumer Retail Prices. *South African Journal of Economics*, 2015, vol. 83, no. 2, pp. 199-219.

29. Nyawo M., Rankin N. What Price-Level Data Tells Us About Consumer Price Rigidity in Zimbabwe: Evidence from New Data. *Economic Research Southern Africa Working Paper*, no. 609, 2016.
30. Rotemberg J. J. Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 1982, vol. 90, no. 6, pp. 1187-1211.
31. Taylor J. B. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 1980, vol. 88, no. 1, pp. 1-23.
32. Vermeulen P., Dias D. A., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabbatini R., Stahl H. Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Producer Price Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, vol. 44, no. 8, pp. 1631-1650.