Экономическая политика. 2021. Т. 16. № 5. С. 62–75 DOI: 10.18288/1994-5124-2021-5-62-75

Большие данные

Выявление особенностей ценообразования на данных онлайн-ритейлеров 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, 117517, 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: bojechkova@ranepa.ru

Алексей Сергеевич Евсеев — научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков Института прикладных экономических исследований, РАНХиГС (РФ, 117517, Москва, пр. Вернадского, 82). E-mail: evseev-als@ranepa.ru

Аннотация

В настоящей работе на основе онлайн-данных по ценам ритейлеров Москвы проведен анализ соответствия ценового поведения тем или иным моделям ценообразования. Исследование дополняет проведенные ранее оценки ценовой жесткости в контексте выявления эмпирических признаков тех или иных моделей ценообразования на российских данных. Эмпирический анализ основывается на данных, собранных на ежедневной основе для перечня онлайн-ритейлеров Москвы за период с февраля 2019 года по июнь 2020-го. Данные охватывают 33 категории продовольственных товаров, 54 категории непродовольственных товаров и 7 категорий услуг. В работе получены следующие эмпирические результаты, которые с некоторой долей условности могут быть присущи и российской экономике в целом. Не выявлена явная зависимость размера изменения цены от продолжительности периода неизменности цены. Наиболее близкой с точки зрения совпадения стилизованных факторов для онлайн-ритейлеров Москвы на исследуемом временно́м промежутке оказалась модель Голосова — Лукаса, однако полного совпадения не обнаружено. Декомпозиция инфляции на интенсивную (средний размер изменений цен) и экстенсивную (доля товаров, цены на которые изменились в конкретном периоде) составляющие свидетельствует о значительном вкладе первой составляющей в ценовую динамику на российских данных. Аналогичный результат характерен для дисперсии инфляции, вклад интенсивной составляющей в декомпозицию дисперсии которой оказывается наивысшим. В целом выявленный перечень стилизованных фактов свидетельствует о том, что ценовое поведение российских фирм-ритейлеров относится к моделям гибридного ценообразования, которые включают элементы ценообразования, зависящего как от состояния экономики, так и от времени. Полученные результаты не являются в полной мере устойчивыми по отношению к рассматриваемому периоду и могут быть скорректированы по мере расширения выборки.

Ключевые слова: жесткость цен, потребительские цены, монетарная политика, модели ценообразования, функция риска.

JEL: E30, E31, D40, D21.

Введение

Жесткость цен является важным свойством ценообразования, позволяющим с помощью инструментов монетарной политики оказывать воздействие на реальные показатели в краткосрочном периоде и таким образом смягчать последствия «спадов» и «перегревов» в экономике. 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.

Последствия воздействия денежно-кредитной политики на реальные показатели в экономике во многом зависят от того, как устроен механизм ценообразования. При прогнозировании последствий монетарной политики, как правило, используются два основных класса моделей, описывающих механизм ценообразования: модели, в которых ценообразование подчиняется строгой периодичности, момент изменения цен определяется экзогенно и не зависит от состояния экономики (time-dependent models), и модели, в которых решение о выборе периода изменения цен определяется эндогенно и зависит от рыночной конъюнктуры (state-dependent models).

Поскольку природа установления цен в рамках двух классов моделей существенно разнится, возникает вопрос, какая из моделей ценообразования в большей степени соответствует ценовому поведению российских фирм. Выявление преобладающей модели позволит более точно прогнозировать последствия воздействия монетарной политики на реальный сектор экономики. В работах [Caplin, Leahy, 1991; Dotsey et al., 1999; Golosov, Lucas, 2007] показано, что в ответ на один и тот же шок монетарной политики воздействие на реальный выпуск оказывается более продолжительным и интенсивным в рамках моделей, зависящих от времени (time-dependent models), чем в моделях, зависящих от состояния экономики (state-dependent models), поскольку последние предполагают более гибкую подстройку ценовых решений к новым макроэкономическим и идиосинкразическим шокам.

В настоящей работе предложено расширение микроподхода к анализу ценового поведения фирм, представленного в исследовании [Божечкова, Евсеев, 2020], основанного на применении методики веб-скрапинга (web scraping) к данным крупнейших онлайн-ритейлеров Москвы за период с февраля 2019 года по июнь 2020-го. Исследование дополняет проведенные ранее оцен-

ки ценовой жесткости в контексте выявления соответствия эмпирических данных тем или иным теоретическим моделям ценообразования.

В статье представлен краткий обзор эмпирических исследований ценового поведения фирм для развитых и развивающихся стран. Описаны некоторые полученные ранее стилизованные факты, характерные для ценообразования ритейлеров в Москве, которые с некоторой долей условности могут быть свойственны и российской экономике в целом. Описаны методика и результаты реализации новых оценок ценового поведения онлайн-ритейлеров на российских данных, позволивших провести проверку соответствия механизмов ценообразования российских фирм теоретическим моделям.

1. Краткий обзор эмпирических исследований

Большинство исследований поведения цен на уровне отдельных товаров и услуг, как правило, посвящены отдельным аспектам, таким как частота и магнитуда изменений цен, а также зависимость между инфляцией, долей товаров с меняющимися ценами и средним размером изменений цен. Широкий обзор подобных исследований приведен в [Божечкова, Евсеев, 2020]. Полноценному определению соответствия наблюдаемых фактов предсказаниям моделей ценообразования посвящена работа [Klenow, Kryvtsov, 2008]. На данных по ценам на отдельные товары и услуги, входящие в индекс потребительских цен США, авторы обнаружили ряд важных свойств поведения цен за период с января 1988 года по январь 2005-го. Было выявлено, что изменения цен, как правило, происходят относительно часто и на бóльшую величину по модулю. Между тем доля малых изменений цен также оказалась достаточно большой: так, доля изменений ниже 5% среди регулярных цен[1] составила 44,3% от всех изменений. В исследовании не обнаружено существенной зависимости между числом периодов неизменности цены и размером или вероятностью изменения в следующем периоде. Длительность неизменности цены оказалась непостоянной даже для одного и того же товара или услуги. Наконец, было обнаружено, что волатильность инфляции в большей степени объясняется волатильностью среднего размера изменений цен (интенсивная составляющая инфляции), чем долей товаров (или услуг) с меняющимися ценами (экстенсивная составляющая). Авторы пришли к заключению, что обнаруженные свойства не могут

[1] Регулярные цены — цены с исключением распродаж.

быть полностью объяснены с позиции какой-либо одной модели ценообразования.

В работе [Gagnon, 2009] проведен анализ ценового поведения в Мексике в периоды низкой и высокой инфляции. Использованы данные по ценам, на основе которых строится индекс потребительских цен. Автор обнаружил, что частота изменений цен слабо коррелирует с инфляцией в периоды, когда рост цен ниже 10–15%, и динамика инфляции практически полностью определяется динамикой среднего размера изменений цен. Такое поведение соответствует предсказаниям моделей ценообразования, зависящего от времени. Вместе с тем выявлено, что в условиях высокой инфляции (свыше 10–15%) важными детерминантами роста цен становятся как частота, так и средний размер изменений цен.

В исследовании [Божечкова, Евсеев, 2020], реализованном на российских онлайн-микроданных, отмечена высокая доля изменений ниже 5% по модулю — 34% от всех изменений цен без исключения распродаж и 39% — для цен с исключением распродаж. В то же время доля изменений ниже 1% по модулю составила 5% от всех изменений, что указывает на наличие двух мод в распределении изменений цен. Этот факт подтверждает наличие издержек меню, которые вынуждают фирмы откладывать решения об изменении цен. Это предсказывается некоторыми моделями ценообразования, зависящего от состояния экономики [Caplin, Spulber, 1987; Golosov, Lucas, 2007], и связано с наличием определенных «границ бездействия» (*Ss-bands*).

В [Божечкова, Евсеев, 2020] обнаружен повышательный наклон функции риска: чем дольше цена остается неизменной, тем выше вероятность ее изменения в следующем периоде. В [Nakamura, Steinsson, 2008] отмечается, что повышательный наклон функции риска может быть связан с влиянием агрегированных шоков — таких, как шок инфляции, — на предельные издержки. Это поведение соответствует выводам некоторых моделей ценообразования [Caplin, Spulber, 1987; Golosov, Lucas, 2007], в которых фирмы меняют цены в тот момент, когда относительные цены достигают нижней (*s*) границы бездействия (*Ss-bands*) и оказываются слишком далеко от оптимальной цены (*S*). Поскольку инфляция со временем уводит цены всё дальше от оптимальных, вероятность изменения цен с «возрастом» цены увеличивается. В то же время в моделях, зависящих от времени, предсказывается иное поведение цен. Так, в модели Кальво [Calvo, 1983] вероятность изменения цены остается константой независимо от того, сколько времени прошло с момента последнего изменения, а в модели Тейлора [Taylor, 1980] пик существует только в одном периоде — в котором вероятность изменения цены равна 100%, а в любой другой момент она равна нулю.

Единственное, что может указывать на признаки зависимости ценообразования от времени на анализируемых российских данных, — обнаруженные пики вероятности изменения цены в определенные дни (335-й и 353-й) [Божечкова, Евсеев, 2020].

2. Анализ ценового поведения российских онлайн-ритейлеров

Рассмотрим результаты расширения проведенного ранее эмпирического исследования [Божечкова, Евсеев, 2020], позволяющие выявить признаки соответствия ценового поведения российских ритейлеров тем или иным группам теоретических моделей ценообразования.

Данные, на которых производился эмпирический анализ, собирались на ежедневной основе для перечня онлайн-ритейлеров Москвы за период с февраля 2019 года по июнь 2020-го. Данные охватывают 33 категории продовольственных товаров, 54 категории непродовольственных товаров и 7 категорий услуг. Каждому товару (или услуге) ставится в соответствие информация о цене, наличии старой цены (что является индикатором распродажи), единицах изменения объема, а также о дате и принадлежности конкретному ритейлеру. Более подробно методика сбора и описание базы данных представлены в работе [Божечкова, Евсеев, 2020].

Отметим, что в течение рассматриваемого периода инфляция находилась на относительно низком уровне (в среднем 3,8%). Плавному снижению инфляции в течение 2019 года способствовали заблаговременное ужесточение денежно-кредитной политики в 2018-м, медленный рост внутреннего спроса в условиях жесткой бюджетной политики, укрепление рубля, хороший урожай и относительно стабильная ситуация на мировых финансовых рынках. В первой половине 2020-го, несмотря на всплеск инфляции в марте-апреле, инфляция в годовом выражении в условиях слабого потребительского спроса продолжала оставаться существенно ниже целевого уровня.

Одной из динамических характеристик ценового поведения фирм является зависимость размера изменения цены от продолжительности периода неизменности цены. Такая зависимость не показывает явного тренда на рассматриваемом периоде (рис. 1). Отметим, что это противоречит выводам моделей ценообразования, зависящего от времени [Calvo, 1987; Taylor, 1980], а также модели ценообразования, зависящей от состояния [Dotsey et al., 1999], поскольку в них предполагается, что из-за вышеупомянутых накопленных шоков инфляции размер изменений цен будет тем выше, чем дольше цена остается неизменной.

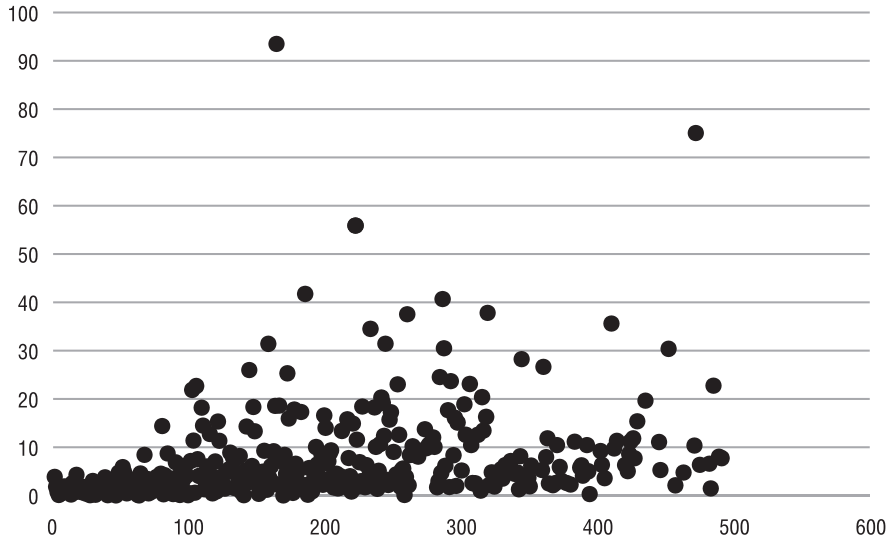

Рис. 1. **Зависимость размера изменения цены** (ось ординат, % по модулю) **от продолжительности периода неизменности** (ось абсцисс, дни с последнего изменения цены)**, февраль 2019 — июнь 2020 года**

В работе [Taylor, 1980] отмечено, что синхронность ценового поведения фирм играет важнейшую роль с точки зрения продолжительности воздействия шоков денежно-кредитной политики на реальный сектор экономики. Чем более несинхронным оказывается установление цен, тем более продолжительными будут реальные эффекты денежно-кредитной политики. Одним из индикаторов степени синхронизации ценообразования является непостоянство частоты изменений цен во времени. Для проверки этого факта на эмпирических данных инфляцию представляют как произведение интенсивной (средний размер изменений) и экстенсивной (доля товаров, цены на которые изменились в этом периоде) составляющих [Klenow, Kryvtsov, 2008]:

$$\pi_t = \sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1}) =$$

$$= \underbrace{\sum_i w_i I_{it}}_{fr_t} \cdot \underbrace{\frac{\sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_i I_{it}}}_{dp_t} = fr_t \cdot dp_t, \qquad (1)$$

где π_t — инфляция в период t[2], p_{it} и p_{it-1} — цены, представленные в логарифмах, w_i — вес товара (или услуги) i в периоде t (по умолчанию все веса одинаковы и равны $1/N$, где N — количество наблюдаемых товаров), I_{it} — индикатор изменения цены товара (или услуги) i в период t. Составляющая fr_t представляет собой долю

[2] В этом случае мы используем ежедневную инфляцию.

товаров (или услуг), цены на которые изменились в периоде *t*, компонента dp_t — средневзвешенное всех изменений, произошедших в периоде *t*.

Разные модели ценообразования предсказывают разный характер связи между инфляцией и показателями fr_t и dp_t. В моделях ценообразования, зависящего от состояния экономики, высока степень синхронизации в изменениях цен. Чем выше инфляция, тем бóльшая доля фирм оказывается за пределами допустимых границ отклонения фактической цены фирмы от оптимальной *(s, S)* и получает стимулы к изменению цен на свои товары (из-за отклонения от оптимальной цены) [Caplin, Spulber, 1987; Golosov, Lucas, 2007]. В связи с тем что динамика инфляции должна быть прежде всего связана с долей товаров и услуг с меняющимися ценами, модели ценообразования, зависящего от времени, напротив, предсказывают, что при ускорении инфляции доля фирм, изменяющих цены, не увеличивается, растет лишь средний размер изменений цен [Calvo, 1987; Taylor, 1980]. Соответственно, доля фирм в таких моделях всегда примерно постоянна, синхронизация изменений минимальна и может быть связана лишь с определенной календарной периодичностью изменений цен (например, в начале года).

В предыдущем исследовании [Божечкова, Евсеев, 2020] был сделан первый шаг к пониманию того, насколько российская инфляция объясняется этими двумя составляющими (частотой пересмотра и средним размером изменений цен). Более высокий и значимый коэффициент корреляции был получен для среднего размера изменений цен (0,34) против коэффициента корреляции между инфляцией и частотой изменений цен (0,02). Последнее объясняется высокой долей эпизодов снижений цен на рассматриваемом временно́м промежутке (49% от общего числа изменений), из-за чего частоты повышений и снижений цен «заглушают» колебания друг друга. Отметим, что аналогичный результат был получен для низкоинфляционного периода в Мексике [Gagnon, 2009].

Другим способом определения вклада интенсивной и экстенсивной составляющих в динамику инфляции является декомпозиция дисперсии инфляции π_t на дисперсию среднего размера изменений цен dp_t, дисперсию доли товаров и услуг с меняющимися ценами fr_t и их ковариацию:

$$var(\pi_t) = \underbrace{var(dp_t) * \overline{fr}^2}_{\text{интенсивная составляющая}} + \underbrace{var(fr_t) * \overline{dp}^2 + 2 * \overline{fr} * \overline{dp} * cov(fr_t, dp_t) + O_t}_{\text{экстенсивная составляющая}}. \quad (2)$$

Результаты декомпозиции для опубликованных и регулярных цен, полученные в рамках настоящего исследования, представлены в табл. 1. Интенсивная составляющая объясняет 134% дисперсии инфляции опубликованных цен и 124% инфляции регулярных цен, что согласуется с выводами моделей ценообразования, зависящих от времени. В работе [Klenow, Kryvtsov, 2008] на данных США за 1988–2005 годы авторы получили аналогичный результат: бóльшая часть дисперсии изменений цены объясняется интенсивной составляющей (94% в случае опубликованных цен и 91% — в случае регулярных), что согласуется с выводами моделей ценообразования, зависящих от времени. Полученный результат можно объяснить относительно низкой инфляцией на рассматриваемом периоде: такое предположение согласуется с похожими выводами работы [Gagnon, 2009] по мексиканской экономике о доминировании интенсивной составляющей в период 1994–2004 годов, когда инфляция в Мексике была относительно низкой.

Таблица 1

Декомпозиция дисперсии на интенсивную и экстенсивную составляющие (%)

	Интенсивная составляющая	Экстенсивная составляющая
Опубликованные цены	134	–34
Регулярные цены	124	–24

Еще одним информативным представлением инфляции является ее разложение на положительную и отрицательную составляющие [Klenow, Kryvtsov, 2008]:

$$\pi_t = \underbrace{\left(\sum_i w_i I_{it}^{+}\right)}_{fr_t^{+}} * \underbrace{\left(\frac{\sum_i w_i * I_{it}^{+}(p_{it}-p_{it-1})}{\sum_i w_i * I_{it}^{+}}\right)}_{dp_t^{+}} +$$

$$+ \underbrace{\left(\sum_i w_i I_{it}^{-}\right)}_{fr_t^{-}} * \underbrace{\left(\frac{\sum_i w_i * I_{it}^{-}(p_{it}-p_{it-1})}{\sum_i w_i * I_{it}^{-}}\right)}_{dp_t^{-}} = \tag{3}$$

$$= \underbrace{\left(fr_t^{+} * dp_t^{+}\right)}_{pos_t} + \underbrace{\left(fr_t^{-} * dp_t^{-}\right)}_{neg_t} = pos_t + neg_t,$$

где I_{it}^{+} — индикатор повышения цены товара (или услуги) i в периоде t, I_{it} — индикатор снижения цены товара (или услуги) i в периоде t, fr_t^{+} — доля товаров (или услуг), цены на которые повысились в периоде t, fr_t^{-} — доля товаров (или услуг), цены на которые понизились в периоде t, dp_t^{+} — средний размер повышений цен, dp_t^{-} — средний размер снижений цен, $pos_t = fr_t^{+} \cdot dp_t^{+}$ — положи-

тельная составляющая инфляции, $neg_t = fr_t^- \cdot dp_t^-$ — отрицательная составляющая инфляции.

На рис. 2 представлена динамика инфляции, а также ее положительной и отрицательной составляющих. Корреляция инфляции с долей отрицательных изменений цен несколько выше, чем с долей положительных (значение корреляции –0,37 против 0,35). Кроме этого, корреляция со средним размером отрицательных изменений цен выше, чем со средним размером положительных (0,2 против 0,08). Коэффициенты регрессии инфляции на положительную и отрицательную составляющие статистически значимы на 1-процентном уровне значимости, однако значение t-статистики для отрицательной составляющей выше. Исходя из этого можно заключить, что отрицательная составляющая инфляции на рассматриваемом периоде теснее связана с инфляцией, чем положительная, что согласуется с низким темпом инфляции на рассматриваемом периоде.

Рис. 2. **Динамика инфляции и ее положительной и отрицательной составляющих** (%), **февраль 2019 — июнь 2020 года**

Исходя из формулы (3) декомпозиция дисперсии инфляции (π_t) в терминах положительной и отрицательной составляющих выглядит следующим образом:

$$var(\pi_t) = \underbrace{var(pos_t) + cov(pos_t, neg_t)}_{\text{положительная составляющая}} + \\ + \underbrace{var(neg_t) + cov(pos_t, neg_t)}_{\text{отрицательная составляющая}}. \quad (4)$$

В табл. 2 представлены результаты декомпозиции. Отрицательная составляющая вносит несколько бóльший вклад в волатиль-

ность инфляции, чем положительная. Между тем превышение незначительно (45 против 55% для регулярных цен), что говорит о важности как отрицательных, так и положительных изменений цен в динамике инфляции.

Таблица 2

Декомпозиция дисперсии на положительную и отрицательную составляющие (%)

	Положительная составляющая	Отрицательная составляющая
Опубликованные цены	45	55
Регулярные цены	40	60

Результаты сопоставления наблюдаемых фактов с выводами моделей ценообразования представлены в табл. 3. Как видно из таблицы, ценообразование российских онлайн-ритейлеров не соответствует в полной мере какой-либо одной модели ценообразования. Наиболее близкой с точки зрения совпадения стилизованных факторов для онлайн-ритейлеров Москвы на исследуемом временном промежутке оказалась модель Голосова — Лукаса [Golosov, Lucas, 2007], в рамках которой ценовое поведение фирм зависит в большей степени от экономической ситуации. Тем не менее, учитывая ярко выраженные пики вероятности изменения цены в определенных периодах (в частности, в декабре и январе), следует отметить наличие некоторой периодичности ценовых из-

Таблица 3

Сопоставление фактов с предсказаниями моделей ценообразования

Факты, наблюдаемые в данных	Модели, зависящие от состояния		Модели, зависящие от времени	
	[Golosov, Lucas, 2007]	[Dotsey, et al., 1999]	[Calvo, 1983]	[Taylor, 1980]
Относительно большие размеры изменений цен по модулю	Да	Да	Да	Да
Множество малых (меньше 5% по модулю) изменений цен	Нет	Да	Да	Да
Малая доля изменений цен меньше 1% по модулю — бимодальность в распределении изменений цен	Да	Нет	Нет	Нет
Вероятность изменения цены увеличивается с продолжительностью периода «жизни» цены	Да	Нет	Нет	Нет
Размер изменения цены не увеличивается с продолжительностью периода «жизни» цены	Да	Нет	Нет	Нет
Средний размер изменений цен сильнее коррелирует с инфляцией, чем доля меняющихся цен	Нет	Нет	Да	Да
Дисперсия инфляции в большей степени объясняется дисперсией интенсивной составляющей	Да	Нет	Да	Да

менений. В целом это говорит о гибридном характере ценообразования российских фирм-ритейлеров.

По всей видимости, полученные результаты не являются в полной мере устойчивыми. Они могут быть скорректированы по мере расширения выборки, в частности при добавлении периода с июля 2020 года по июль 2021-го. Для этого периода характерен постепенный рост инфляции, который можно объяснить восстановлением спроса по мере снятия карантинных мер, продолжением сверхмягкой бюджетной и денежно-кредитной политики в большинстве стран, ситуацией на мировых товарно-сырьевых рынках, повышением инфляционных ожиданий.

Заключение

В настоящем исследовании на основе онлайн-данных по ценам ритейлеров Москвы проведен анализ соответствия ценового поведения тем или иным моделям ценообразования. Исследование дополняет проведенные ранее оценки ценовой жесткости в контексте выявления эмпирических признаков тех или иных моделей ценообразования на российских данных. В работе получены следующие эмпирические результаты, которые с некоторой долей условности могут быть верны и для российской экономики в целом.

Декомпозиция инфляции на интенсивную (средний размер изменений цен) и экстенсивную (доля товаров, цены на которые изменились в исследуемом периоде) составляющие свидетельствует о значительном вкладе первой составляющей в ценовую динамику на российских данных, что в большей степени соответствует моделям ценообразования, зависящего от времени, которые предполагают постоянство доли фирм, изменяющих цены. Аналогичный результат характерен для дисперсии инфляции — в нее также наибольший вклад вносит интенсивная составляющая.

Наиболее близкой с точки зрения совпадения стилизованных факторов для онлайн-ритейлеров Москвы на исследуемом временно́м промежутке оказалась модель Голосова — Лукаса [Golosov, Lucas, 2007], в рамках которой ценовое поведение фирм зависит в большей степени от экономической ситуации. Однако полного совпадения не выявлено. В совокупности рассматриваемый перечень стилизованных фактов свидетельствует о том, что ценовое поведение российских фирм-ритейлеров относится к моделям гибридного ценообразования, которые включают элементы ценообразования, зависящего как от состояния экономики, так и от времени.

Учитывая гибридную природу модели ценообразования для российской экономики, дальнейший анализ специфики ценового

поведения следует проводить для отдельных сегментов рынка товаров и услуг. 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. Наличие явных признаков моделей ценообразования, зависящего от экономической ситуации, говорит о том, что макроэкономические шоки в несколько меньшей степени затрагивают реальный сектор российской экономики, чем если бы модель ценообразования российских фирм была полностью time-dependent.

В целом в работе предложен подход, позволяющий выявить особенности ценообразования онлайн-ритейлеров. По мере расширения охвата и детализации отраслей и регионов, а также увеличения периода наблюдений получаемые оценки могут внедряться в блоки моделей общего равновесия с целью анализа продолжительности влияния макроэкономических шоков на реальный сектор экономики с учетом специфики российского ценообразования на микроуровне.

Литература

1. *Божечкова А., Евсеев А.* Анализ жесткости цен в розничной онлайн-торговле Москвы // Экономическая политика. 2020. Т. 15. № 5. С. 32–59.
2. *Calvo G.* Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework // Journal of Monetary Economics. 1983. Vol. 12. No 3. P. 383–398.
3. *Caplin A., Leahy J.* State-Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output // The Quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. No 3. P. 683–708.
4. *Caplin A., Spulber D.* Menu Costs and the Neutrality of Money // The Quarterly Journal of Economics. 1987. Vol. 102. No 4. P. 703–725.
5. *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.
6. *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.
7. *Golosov M., Lucas Jr. R. E.* Menu Costs and Phillips Curves // Journal of Political Economy. 2007. Vol. 115. No 2. P. 171–199.
8. *Klenow P., 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.
9. *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.
10. *Taylor J.* Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // Journal of Political Economy. 1980. Vol. 88. No 1. P. 1–23.

Ekonomicheskaya Politika, 2021, vol. 16, no. 5, pp. 62-75

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: bojechkova@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

Revealing the Peculiarities of Pricing Using Data on Online Retailers in Moscow

Absract

In this study, using online data on prices of retailers in Moscow, we analyzed the correspondence of price behavior to certain pricing models. The present study complements previous estimates of price rigidity in the context of identifying empirical signs of certain pricing models based on Russian data. The empirical analysis is based on data about Moscow online retailers collected on a daily basis from February 2019 to June 2020. The data cover 33 food categories, 54 non-food categories and seven service categories. The work obtained the following empirical results, which, with some degree of convention, may be inherent in the Russian economy as a whole. The work did not reveal an explicit dependence of the size of the price change on the duration of the period of price unchanged. The Golosov-Lucas model turned out to be the closest in terms of coincidence of stylized factors for Moscow online retailers in the studied time period, but no complete coincidence was found. Pricing behavior of Russian retailers refers to hybrid pricing models which include pricing elements that depend both on the state of the economy and on time. Decomposition of inflation into intensive (average size of price changes) and extensive (the share of goods whose prices have changed in a given period) components indicates a significant contribution of the intensive component to the price dynamics based on Russian data. A similar result is typical for inflation dispersion in which the contribution of the intensive component to the dispersion decomposition turns out to be the highest. The results obtained are not fully stable in relation to the period under consideration and can be adjusted as the sample expands.
Keywords: price rigidity, consumer prices, monetary policy, pricing models, risk function.
JEL: E30, E31, D40, D21.

References

1. Bozhechkova A., Evseev A. Analiz zhestkosti tsen v roznichnoy onlayn-torgovle Moskvy [Price Rigidity Analysis: Evidence from the E-Commerce Market]. *Ekonomicheskaya politika [Economic Policy]*, 2020, vol. 15, no. 5, pp. 32-59. DOI:10.18288/1994-5124-2020-5-32-59. (In Russ.)
2. Calvo G. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics,* 1983, vol. 12, no. 3, pp. 383-398.
3. Caplin A., Leahy J. State-Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics,* 1991, vol. 106, no. 3, pp. 683-708. DOI:10.2307/2937923.
4. Caplin A., Spulber D. Menu Costs and the Neutrality of Money. *The Quarterly Journal of Economics,* 1987, vol. 102, no. 4, pp. 703-725. DOI:10.2307/1884277.
5. 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.
6. 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. DOI:10.1162/qjec.2009.124.3.1221.

7. Golosov M., Lucas Jr. R. E. Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy,* 2007, vol. 115, no. 2, pp. 171-199. DOI:10.1086/512625.
8. Klenow P., 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.
9. 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.
10. Taylor J. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy,* 1980, vol. 88, no. 1, pp. 1-23.