

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

**Божечкова А.В., Добронравова Е.П., Евсеев А.С.,
Шемякина К.А., Трунин П.В.**

**Влияние степени жесткости цен на возможности
денежно-кредитной политики**

Москва 2020

Аннотация. Работа посвящена оценке степени жесткости цен в российской экономике. Сначала в работе проведен обзор теоретических моделей жесткого ценообразования, обзор методов прямой оценки степени жесткости на микроэкономических данных о ценах отдельных товаров и методов косвенной оценки на основе динамики макроэкономических показателей. Далее приведены результаты оценок жесткости цен на микроэкономических данных о ценах ряда онлайн-ритейлеров, собранных при помощи метода веб-скраппинга. Результаты показали, что средний период неизменности цены для продовольственных составляет 2,6 месяцев. Кроме того, в работе осуществлена калибровка параметров жесткости цен на основе моделей равновесия в секторе фирм при помощи макроэкономических данных. Результаты калибровки показали, что средний период неизменности цен не превышает 4,5 месяцев, что демонстрирует большую гибкость цен по сравнению с общепринятыми значениями (3-4 квартала), используемыми при построении DGSE-моделей.

Abstract. In this paper we estimate the level of price rigidity in Russian economy. First we review the main theoretical models of price setting, the methods used to estimate the level of price rigidity using micro-data on the prices of particular goods and services and indirectly using the data on the dynamics of macroeconomic indicators. Then we present the results of micro-estimates of price rigidity based on online-prices, which were collected using web-scraping techniques. The average price duration for food commodities is estimated at 2.6 months. We also do the calibration of price rigidity parameters in a structural model of the production sector using macroeconomic data. According to our estimates, the average price duration in Russian economy doesn't exceed 4.5 months, which is much less than standard values (3-4 quarters) used in DSGE-models.

Божечкова А.В., старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ;

Добронравова Е.П., старший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ;

Евсеев А.С., младший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ;

Шемякина К.А., младший научный сотрудник Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ;

Трунин П.В., директор научно-исследовательского Центра изучения проблем центральных банков ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2019 год.

СОДЕРЖАНИИ

ВВЕДЕНИЕ.....	4
1 Методы оценки степени жесткости цен.....	6
1.1 Обзор подходов к моделированию жесткости цен.....	6
1.2 Способы оценки жесткости цен на основе микроэкономических данных.....	13
1.3 Жесткость цен в зарубежных странах: на страновом уровне и уровне отдельных отраслей и товаров.....	16
1.4 Методы оценки степени жесткости цен на макроданных.....	20
2 Оценка степени жесткости цен в российской экономике на микроданных.....	28
2.1 Описание используемых статистических данных о частоте изменения цен в российской экономике.....	28
2.2 Описание методики оценивания жесткости цен на микро- и макроуровне.....	30
2.3 Жесткость цен отдельных товаров в российских городах.....	30
3 Оценка степени жесткости цен в российской экономике на макроэкономических данных.....	42
3.1 Описание данных.....	42
3.2 Калибровка параметров структурных моделей.....	48
3.3 Результаты оценки жесткости цен на уровне российской экономики в целом.....	49
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	55
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ.....	60

ВВЕДЕНИЕ

Под жесткостью цен понимается такая ситуация в экономике, при которой часть номинальных цен остается неизменной в ответ на экзогенные шоки. Также некоторые исследователи подразумевают под жесткостью цен и такую ситуацию, когда фирмы все же пересматривают цену в ответ на шок, но не пропорционально этому шоку. Этот феномен имеет важное значение как с точки зрения экономической теории, давая возможность шокам номинальных показателей влиять на реальные, так и с точки зрения проведения денежно-кредитной политики на практике, позволяя монетарным властям прогнозировать силу и продолжительность влияния тех или иных мер на выпуск, инфляцию и прочие макроэкономические показатели.

В существующей научной литературе представлено достаточно много методов оценки различных характеристик жесткости цен, однако среди отечественных исследований практически нет работ, посвященных оценке степени жесткости цен в российской экономике. Разработанные российскими экономистами DSGE-модели, как правило, оцениваются при помощи показателей жесткости цен, полученных по зарубежным данным, либо с опорой на общее интуитивное представление о том, как устроена жесткость цен в отечественной экономике. В связи с этим высокий исследовательский интерес представляют вопросы о том, какова средняя жесткость цен в российской экономике, насколько она варьируется между товарными группами, менялась ли она во времени.

Авторы решали следующие задачи. Во-первых, это обзор теоретических работ, в которых изучаются модели и причины жесткого ценообразования, а также работ о влиянии жесткости цен на последствия шоков монетарной политики. Во-вторых, изучение методик оценки степени жесткости цен на фактических данных и обзор результатов отечественных и зарубежных исследований, посвященных этой проблеме. В-третьих, важной задачей является сбор и обработка данных об уровнях цен на отдельные товары и услуги для последующей оценки степени жесткости цен в российской экономике на микроданных. В-четвертых, оценка степени средней жесткости цен в российской экономике за различные периоды времени (на макроэкономических данных), а также по различным товарным группам (на микроэкономических данных). В-пятых, интерпретация полученных результатов и выводы о влиянии жесткости цен на возможности монетарной политики в российской экономике.

В соответствии с задачами построена и структура работы. В первой главе проведен обзор основных моделей ценообразования, разработанных представителями новых кейнсианцев, и разобраны причины, по которым в экономике может возникать жесткость цен. Также в ней представлен обзор методов оценки степени жесткости цен на макроэкономических и на микроэкономических данных и краткий обзор эмпирических

исследований российской и зарубежных экономик, в которых напрямую или косвенно оценивается степень жесткости цен и характеристики жесткости цен. Во второй главе описаны результаты оценки жесткости цен на данных о динамике цен отдельных товаров. В третьей главе представлены результаты косвенных методов оценки (калибровки) на макроэкономических данных параметров жесткости цен на уровне экономики в целом.

1 Методы оценки степени жесткости цен

В настоящей главе описаны основные теоретические подходы к моделированию жесткости цен, методы оценки жесткости цен как на микроданных о ценах отдельных товаров, так и при помощи данных о динамике основных макроэкономических показателей. Также представлен краткий обзор эмпирических работ, применяющих данные методы для получения оценок степени жесткости в разных странах.

1.1 Обзор подходов к моделированию жесткости цен

Существует достаточное большое количество работ, в которых внимание уделяется объяснению наличия в экономике жесткости цен. Такие модели разделяются на два больших класса: модели, в которых ценообразование зависит от времени (time-dependent pricing), и модели ценообразования с зависимостью от состояния (state-dependent pricing). В моделях ценообразования, зависящего от времени, предполагается, что вероятность изменения цены происходит только в определенные периоды, в то время как в моделях зависимости от состояния вероятность изменения цены зависит от ситуации в экономике: так, существенные шоки монетарной политики или шоки производительности, при прочих равных, повышают вероятность пересмотра фирмой цен.

Одними из первых работ по жесткости цен, принадлежащих к первому типу моделей, являются исследования [CITATION Tay79 \l 1033] и [CITATION Tay801 \l 1033], где Тейлор (Taylor) предложил модель с жесткими номинальными зарплатами, в которой шоки монетарной политики оказывают влияние на реальные показатели в краткосрочном периоде. В работе предполагается, что в экономике контракты, в которых прописывается номинальная зарплата, устанавливаются на несколько периодов, в течение которых зарплаты не могут быть изменены. Предполагается, что контракты подписываются на два периода вперед, и ровно половина фирм будет заключать новый контракт каждый период. Пусть зарплата, устанавливаемая фирмой в период t , равна x_t . Тогда средняя зарплата в экономике

равна $w_t = \frac{x_t + x_{t-1}}{2}$, так как зарплата, установленная другой половиной фирм в период

$t-1$, (x_{t-1}), все еще актуальна. Так как цены полагаются равными сумме номинальной заработной платы и постоянной наценки, то без потери общности от жестких заработных плат можно перейти к жестким ценам, в которых наценка равна 0. И тогда средняя в

экономике цена с нулевой наценкой также определяется как $p_t = \frac{x_t + x_{t-1}}{2}$.

Реальная заработная плата в период t определяется соотношением

$$\frac{1}{2}[(x_t - p_t) + (x_t - E_t p_{t+1})] = x_t - \frac{1}{2}(p_t - E_t p_{t+1}) .$$

Если реальная зарплата пропорциональна деловой активности, тогда $x_t = k y_t + \frac{1}{2}(p_t - E_t p_{t+1})$. Тогда цены в экономике определяются как:

$$p_t = \frac{1}{2} p_{t-1} + \frac{1}{2} E_t p_{t+1} + k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2} \eta_t , \quad (1.1)$$

где $\eta_t = E_{t-1} p_t - p_t$.

Таким образом, пересекающиеся во времени контракты (staggered contracts) приводят к тому, что текущая цена определяется не только рациональными ожиданиями относительно будущих цен, но и прошлыми ценами. Такой тип жесткости цен порождает влияние монетарной политики на реальные показатели. Недостатком данной модели является то, что использование контрактов длительностью больше двух периодов при построении моделей общего равновесия делает решение системы затруднительным.

Еще одной моделью жесткости цен, в которой ценообразование зависит от времени, является модель Кальво (Calvo) [CITATION Cal83 \l 1033]. В отличие от модели Тейлора [CITATION Tay79 \l 1049], в которой процесс установления цены носит детерминированный характер, в данной модели ценообразование подчиняется стохастическому процессу, так как изменение цены не зависит от существования номинальных контрактов – напротив, предполагается, что в каждый момент времени с положительной вероятностью фирма может изменить цену, если получит некоторый «сигнал». Как отмечает автор, такая постановка соотносится с ситуацией, когда фирмы подвержены случайным шокам, которые не позволяют им постоянно пересматривать цены или наблюдать и проверять изменения состояния экономики. Еще одним достоинством по сравнению с моделью контрактов Тейлора является простота решения динамических моделей общего равновесия, использующих такое стохастическое ценообразование. Это преимущество привело к тому, что ценообразование по Кальво стало одним из наиболее популярных способов спецификации жестких цен в DSGE-моделях.

Фирма в каждый момент времени с положительной вероятностью α (не зависящей от того, когда фирма меняла цену в последний раз) может получить сигнал о том, что надо пересмотреть цену. При этом дюрация цены фирмы будет равна $\frac{1}{\alpha}$. Получив сигнал, фирма принимает решение об изменении цены, максимизируя ожидаемую сумму

дисконтированных потоков прибыли на бесконечном горизонте (1 .2) при условии, что в последующие периоды она не будет иметь возможность поменять цену:

$$1 - \alpha \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t \left[Y_{t+j} \left[\left(\frac{P_i}{P_t} \right)^{1-\eta} - \left(\frac{W_t}{P_t} \right) \left(\frac{P_i}{P_t} \right)^{-\eta} \right] \right] \quad , \quad (1.2)$$

\max_{P_i}

где Y_t и P_t – совокупный выпуск и уровень цен в экономике, P_i – цена, устанавливаемая фирмой i , W_t – заработная плата, $\eta > 1$ – эластичность замещения любых двух товаров в потреблении. P_t^i – цена, максимизирующая прибыль в период t . Лог-линеаризация условий первого порядка позволяет вывести неокейнсианскую кривую Филлипса (НКРС):

$$\pi_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} [1 - \beta(1-\alpha)] \varphi y_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad . \quad (1.3)$$

Как видно из уравнения (1 .3), увеличение выпуска или инфляционных ожиданий приводит к росту текущего темпа инфляции. В отличие от кривой Филлипса, предложенной Лукасом, в которой на текущую инфляцию оказывает влияние ожидание текущего темпа роста цен, в неокейнсианской кривой важны текущие ожидания относительно будущей инфляции.

В то же время модель Кальво имеет ряд недостатков. Первый недостаток состоит в том, что ожидаемое в будущем снижение темпов роста денежной массы приводит к росту выпуска уже в текущем периоде. Ball в работе [CITATION Bal94 \l 1033] показал, что в силу вперед-смотрящих ожиданий агентов относительно инфляции фирмы будут реагировать на объявления ЦБ о предстоящем снижении темпов роста денежной массы снижением цен в настоящем. Так как при неизменных темпах роста денежной массы цены падают, реальные денежные запасы увеличиваются, что приводит к росту выпуска. Это представляет собой недостаток модели, потому что в реальности в ответ на объявленное снижение темпов роста денежной массы экономика не испытывает увеличения уровня производства. Еще один недостаток состоит в том, что модель Кальво не дает представления о том, с чем сталкиваются фирмы при принятии решения о том, когда менять цены, так как модель подразумевает периодическое изменение цен в совершенно случайные моменты времени.

К другому классу моделей, в которых ценообразование зависит от состояния, принадлежат модели издержек меню: для того чтобы изменить цену, фирма должна понести затраты, к которым могут относиться как затраты непосредственно на «перепечатывание

ценников», так и затраты на принятие решений, в том числе наем консультантов для принятия решения по новой ценовой стратегии.

Одной из первых работ, анализирующих последствия издержек меню, была статья Mankiw (1985) [CITATION Man185 \l 1049], в которой экономист на примере простой модели показал, как небольшие издержки меню могут приводить к значительным потерям в масштабах всей экономики. Автор рассматривал простую модель монополии, в которой при увеличении номинального ВНП, то кривая спроса фирмы смещается вверх и ее наклон увеличивается. Тогда предельные издержки растут пропорционально изменению спроса, и в результате такого шока фирма лишь меняет цену, а выпуск остается неизменным. Фирма устанавливает цену, базируясь на ожидаемом значении номинального выпуска. При этом, если в последствии ожидаемое значение не совпадет с реальным, она может изменить цену с издержками величиной z .

Из модели следует, что экспансионистская денежная политика снижает общественное благосостояние не более, чем на величину издержек меню, и может даже увеличить его. В то же время сдерживающая политика приводит к однозначному снижению излишка общества, причем иногда и больше, чем издержек меню. Кроме того, в модели наблюдается асимметрия жесткости цен при их снижении и при увеличении. Так как выигрыш от снижения второго порядка, фирмы не всегда будут уменьшать цену, в то время как при снижении цены ниже предельных издержек фирма будет менять цену – и тогда цены будут гибкими.

Более формальная модель издержек меню приводится в работе Nakamura, Steinsson (2008) [CITATION Заполнитель1 \l 1033]. Чтобы ввести жесткость цен в модель, авторы предполагают, что для изменения цены, фирме необходимо нанять дополнительно K единиц труда. При пересмотре цен фирмы будут изменять цены только в том случае, если из-за шока ДКП их относительная цена существенно снижается. Однако, как и в работе [CITATION Man185 \l 1049] издержки меню для всех фирм задаются одинаковыми.

Существует множество модификаций моделей издержек меню, учитывающих разные особенности жесткого ценообразования. Например, в работе Dotsey et al. (1999) [CITATION Dot99 \l 1033] авторы предлагают модель ценообразования, зависящего от состояния, в которой издержки меню не одинаковы по фирмам. Издержки на единицу труда, с которыми сталкиваются фирмы, решившие изменить цену, – независимые одинаково распределенные $\xi G(x)$. Принимая решение о пересмотре цены, фирма сравнивает выгоды от пересмотра цены с издержками меню. Разница между данной моделью и моделями, в которых издержки одинаковы для всех фирм, состоит в том, что не все фирмы будут менять цену одновременно. Главным отличием от модели Кальво [CITATION Cal83 \l 1049] является то, что в данной модели доля фирм, корректирующих цену (а значит, и вероятность изменения цены каждой

фирмы), задаются эндогенно: если в экономике высокая инфляция, то фирмы чаще пересматривают цены.

Помимо моделирования динамики цен в экономике авторы [CITATION Dot99 \l 1049] строят простую модель общего равновесия и на ее основе сравнивают отклики выпуска и цен на шок денежного предложения в модели с моделью Кальво. В модели Кальво цены демонстрируют большую жесткость цен, вследствие чего амплитуда изменения выпуска в ответ на изменение денежной массы выше, чем в модели, построенной авторами.

В работе Ball, Romer (1987) [CITATION Bal87 \l 1033] приведена модель издержек меню, показывающая, что излишняя жесткость в экономике может возникать из-за неспособности фирм к координации в своих решениях по изменению цен. Фирмы, сталкиваясь с издержками меню, не меняют цены, если другие фирмы их также не пересматривают – координация в изменении цен привела бы к росту общественного благосостояния.

В работе Caplin, Spulber (1987) [CITATION Cap87 \l 1033] предлагается модель с асинхронными изменениями цен. На уровне фирм существует жесткость цен, так как они изменяют цены только тогда, когда относительная цена снижается до определенного порога. Однако агрегированный уровень цен изменяется темпом, равным темпу изменения денежной массы. Стоит отметить, что в работе [CITATION Cap87 \l 1049] для достижения нейтральности ДКП в экономике делается сильная предпосылка о том, что величина денежной массы изменяется монотонно и не происходит резких скачков ее уровня или темпов роста. Если же в реальности это не так, то политика ценообразования (s, S) уже не будет оптимальной.

Caballero, Engel (2006) [CITATION Cab061 \l 1033] приходят к тому, что если под жесткостью цен понимать не частоту изменения цен, а наличие импульсного отклика цен в ответ на изменение денежной массы, то в модели [CITATION Cap87 \l 1049] помимо гибкого агрегированного уровня цен будет наблюдаться также гибкость номинальных цен отдельных фирм. И тогда предпосылка о равномерности распределения начальных цен не оказывает влияния на гибкость агрегированного уровня цен – она обеспечивается гибкостью цен на микроуровне.

В дополнение, в [CITATION Cab061 \l 1049] экономисты расширяют модель [CITATION Cap87 \l 1049], добавляя в нее стратегическую комплементарность, которая означает, что выгоды фирмы от изменения цен будут зависеть от решений, принимаемых другими фирмами. Это делается для того, чтобы показать, что, в среднем, агрегированный уровень цен будет расти темпами, равными темпам роста денежной массы, несмотря на наличие комплементарности в решениях, принимаемых фирмами. В случае со

стратегической комплементарностью желаемая цена фирмы будет зависеть не только от денежных остатков, но и от того, меняют ли цены другие фирмы

Midrigan [CITATION Mid11 \l 1033] предлагает свою модель издержек меню, учитывающую наличие неоднородности в размерах изменений цен, на основе которой он показывает отсутствие эффекта отбора (selection effect), как в Goloslov, Lucas [CITATION Gol07 \l 1033], из-за которого возникает нейтральность денег. Эффект отбора подразумевает, что в случае возникновения шока в первую очередь свою цену будут пересматривать те фирмы, для которых шок принесет наибольшие потери, т.е. те фирмы, которые не пересматривали цену уже давно. На основе этого предположения авторы [CITATION Gol07 \l 1049] делают вывод о нейтральности шоков монетарной политики и незначительных эффектах, оказываемых издержками меню на экономику.

В работе Costain, Nakov (2014) [CITATION Cos14 \l 1033] предлагается модель, альтернативная моделям с фиксированными издержками меню. Предполагается, что фирма может выбрать потратить меньше или больше времени и ресурсов для того, чтобы получить менее или более точное решение об изменении цены. И так как издержки по пересмотру цены возрастают по мере увеличения точности (в данном случае точность означает концентрацию больших значений вероятности на меньшем диапазоне цен), то решения фирмы могут быть несовершенны. Вместо того, чтобы всегда выбирать оптимальную цену, фирма будет совершать ошибки, то есть с положительной вероятностью выбирать неправильную цену. При моделировании авторы применяют подход «издержек контроля», используемый в теории игр: вместо того, чтобы явно выбирать какое-то одно значение цены, фирма выбирает распределение вероятностей значений цен. Помимо издержек на получение информации об оптимальной цене экономисты вводят второй тип издержек – издержки, которые сопряжены с получением информации о правильном моменте пересмотра цены. Решение о пересмотре цены может принимать два исхода: изменять цену или нет. Для того, чтобы снизить информационную неопределенность, то есть увеличить вероятность правильного исхода из двух возможных, фирме необходимо понести издержки. То есть сначала фирма несет затраты на то, чтобы определить стоит ли в данном периоде пересматривать цену и затем, после того, как было принято решение об изменении цены, она платит за то, чтобы увеличить свою информированность об оптимальной цене.

Стоит отметить, что модели фиксированных издержек меню и модель Кальво [CITATION Cal83 \l 1049] можно рассматривать как крайние случаи модели издержек контроля. В первом случае фирма сталкивается с нулевыми издержками контроля, а значит с точностью определяет оптимальный момент изменения цены и новую оптимальную цену. В случае с моделью Кальво, издержки контроля настолько большие (бесконечные), что

точность решения равна нулю и момент пересмотра цены полностью случаен, независимо от состояния экономики.

Альтернативной моделью ценообразования в зависимости от состояния является модель Ротемберга (Rotemberg). Автор в [CITATION Rot82 \l 1033] предложил модель, в которой жесткость цен возникает из-за того, что фирмы опасаются потерять клиентов – фирмы не будут постоянно менять цены не только из-за издержек меню, но и из-за того, что частые изменения цен оказывают негативное влияние на их репутацию. В условиях несовершенной информации покупатели проявляют лояльность к фирмам со стабильными ценами и избегают тех, которые меняют цену часто и на большие значения, поэтому пересматривая цену, фирмы будут нести реальные (в единицах товаров и услуг) издержки. Так как репутация фирмы будет страдать существенно от больших по модулю изменений цен, чем от меньших, то предполагается, что издержки корректировки цены будут квадратичной функцией от величины корректировки. При этом задача максимизации ожидаемой суммы дисконтированных потоков прибыли эквивалентна задаче минимизации издержек (1.4), которые несет фирма из-за того, что не может сразу назначить оптимальную цену:

$$p_{it} - p_{it}^i \dot{c}^2 - c \dot{c} \rho^{\tau-t} \dot{c}, \quad (1.4)$$

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \dot{c}$$

где ρ – дисконт-фактор, первое слагаемое представляет собой издержки фирмы из-за несовпадения цены в периоде τ с оптимальной ценой данного периода, второе слагаемое – издержки корректировки цены. Именно из-за присутствия издержек изменения цен, отрицательно влияющих на репутацию фирм, они не будут в каждом периоде назначать цену, равную оптимальной, а фирма будет приспосабливать цены к оптимальным постепенно.

Модель, развивающая идею Ротемберга [CITATION Rot82 \l 1049] о том, что жесткость цен возникает из-за боязни потерять покупателей, предлагается в работе Kleshchelski, Vincent (2009) [CITATION Kle09 \l 1033].

Когда фирма изменяет цену, она учитывает влияние на прибыль четырех эффектов. Во-первых, увеличение цены приводит к росту нормы прибыли. Однако из-за повышения цены будет падать спрос, что приведет к уменьшению количества покупаемого товара на одного покупателя. Более того, часть клиентов уйдет, и клиентская база сузится. Наконец, повышение цены приводит к уменьшению клиентской базы и в последующие периоды, так как появление новых клиентов пропорционально текущей доле рынка фирмы. Эти три эффекта могут привести к падению совокупной за все периоды прибыли.

Однако такая жесткость цен наблюдается, если издержки переключения для фирмы принимают достаточно умеренные значения. При очень высоких и очень низких значениях издержек переключения цены будут абсолютно гибкими. При очень маленьких издержках переключения клиентам почти ничего не стоит переключиться на другой бренд, поэтому фирме нет смысла пытаться поддерживать свою клиентскую базу путем сдерживания цен. При очень больших издержках переключения потребители будут абсолютно лояльны к бренду, поэтому производитель может увеличивать цены в ответ на шоки предельных издержек – его клиентская база не уменьшится. Кроме того, степень жесткости цен зависит от соотношения постоянных и новых клиентов в клиентской базе фирмы.

Жесткость номинальных цен приводит к тому, что процесс подстройки цен к номинальному шоку денежно-кредитной политики происходит не мгновенно и не во всех фирмах сразу, а постепенно распространяясь на экономику. В этой ситуации шок монетарной политики влияет на потребительские решения и решения фирм об объемах производства и найме работников и на производительность труда. Поскольку в большинстве моделей подстройка цен к новому равновесию растягивается на достаточно долгий промежуток времени [CITATION Chr05 \l 1049], то и отклик реальных показателей на отклик монетарной политики остается значим на этом периоде.

Разные модели ценообразования позволяют получить этот результат. Тем не менее, количественные эффекты от использования различных моделей жесткого ценообразования могут быть разными. Как правило, считается, что модели ценообразования в зависимости от времени, в которых главной характеристикой жесткости выступает частота пересмотра цен, задают большую жесткость цен, чем это отражают реальные данные. Модели ценообразования в зависимости от состояния, напротив, по мнению ряда авторов, позволяют лучше отразить те эмпирические закономерности, которые наблюдаются в реальных микро- и макроданных. Это объясняется как раз тем, что в последнее время изменения цены зависят от количественного значения номинального шока: если значение шока достаточно большое для того, чтобы перевесить издержки, связанные с корректировкой цены, то фирмы будут менять цену в ответ на него. При этом существуют различные модификации базовой модели издержек меню, приведенной в [CITATION Заполнитель3 \l 1049]: например, авторы вводят репутационные издержки, издержки изменения цен, неодинаковые по всем фирмам, вводится стратегическая комплементарность в изменениях цен. Кроме того, выдвигается гипотеза, что жесткость цен является следствием жесткости информации [CITATION Man02 \l 1049], [CITATION pri07 \l 1049], поэтому при моделировании накладывают ограничения на процесс получения и обработки информации фирмой.

Чем более жесткими являются цены, тем сильнее и продолжительнее оказывается воздействие шока монетарной политики на реальные макроэкономические показатели [CITATION Gal99 \l 1049]. Этот результат подтверждается моделями гетерогенной жесткости, учитывающими различную степень жесткости цен в разных странах, отраслях экономики [CITATION Nak10 \l 1049], товарных группах [CITATION Cra18 \l 1049] или даже товаров внутри одной товарной группы [CITATION Kimng \l 1049]. Данный результат приводит к осознанию того, что жесткость цен может служить источником асимметричной реакции на монетарную политику, что важно при изучении большого количества макроэкономических вопросов, таких как эффективность монетарной политики в валютных союзах, отраслевой политике, а также при анализе эффектов монетарной политики, оказываемых на уровень неравенства в распределении доходов и в потреблении.

1.2 Способы оценки жесткости цен на основе микроэкономических данных

Оценки на данных по ценам отдельных товаров дают возможность напрямую оценить большое количество характеристик жесткости цен, а также проанализировать, как эти характеристики меняются во времени или дифференцированы в различных товарных группах.

Основными показателями жесткости цен на микроданных являются частота изменения цен и продолжительность неизменности цены. Частота изменений цен отдельного товара или услуги – это частное от деления числа периодов, в которых цена изменилась, на количество всех наблюдаемых периодов:

$$\lambda_{j,k} = \frac{\sum_{i=1}^{L_{j,k}} I_{j,k,i}}{L_{j,k}}, \quad (1.5)$$

где $j = 1..N$ – идентификатор товара (или услуги), $I_{j,k,i}$ – индикатор изменения цены на продукт j категории k в период i , $L_{j,k}$ – общее количество периодов наблюдения цены товара (или услуги) j .

Расчет средней частоты изменения цен на микроэкономических данных для отдельной категории товаров (или услуг) k происходит путем расчета среднего арифметического частот изменения цен по каждому отдельному товару (или услуге) в рамках этой категории:

$$\lambda_k = \frac{\sum_{j=1}^J \lambda_{j,k}}{J}, \quad (1.6)$$

где λ_k – средняя частота изменения цен на товары (или услуги) в категории k , $\lambda_{j,k}$ – частота изменения цен отдельного товара или услуги j в категории k , J – общее число товаров или услуг в категории k .

Средняя частота по всем категориям в зависимости от учета весов рассчитывается либо как среднее арифметическое, либо как средневзвешенное по всем категориям. Помимо средней частоты изменения цен, исследователи рассчитывают и медианную частоту. Расчет медианной частоты состоит в том, что сначала рассчитываются средние частоты по каждой отдельной категории, затем по этим значениям находят медиану.

Ещё одной важной статистикой жесткости цен является продолжительность неизменности цены. Существует два основных метода расчета этого показателя – прямой и косвенный.

Прямой метод подразумевает следующий расчет средней продолжительности неизменности цены для отдельного товара или услуги:

$$d_{j,k} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{j,k}} d_{j,k,i}}{N_{j,k}}, \quad (1.7)$$

где $d_{j,k,i}$ – продолжительность i -го периода неизменности цены товара или услуги j категории k , $d_{j,k}$ – средняя продолжительность неизменности цены для этого товара или услуги, $N_{j,k}$ – количество периодов неизменности цены. Средняя (медианная) продолжительность неизменности цен во всей экономике является усредненным (медианным) значением продолжительности неизменности цен всех категорий товаров и услуг.

Косвенный метод предполагает, что средняя продолжительность неизменности цены отдельного товара или услуги рассчитывается исходя из частоты изменения:

$$d_{j,k} = \frac{1}{\ln(1 - \lambda_{j,k})}, \quad (1.8)$$

Для расчета средней (медианной) продолжительности неизменности цен по всем категориям товаров и услуг в формулу подставляют соответствующую среднюю (медианную) частоту.

Прямой метод расчета средней (медианной) продолжительности неизменности цены предполагает, что исследователю доступны наблюдения с момента появления товара на полке и до выхода из продажи. Однако на практике такое достигается редко: часто наблюдения начинаются с момента, когда товар уже давно находится в продаже, или окончание наблюдений происходит раньше, чем товар выходит из продажи. В связи с этим в исследованиях чаще всего используют расчет продолжительности неизменности цен косвенным методом.

Чем ниже средняя частота изменений цен, тем дольше средняя и медианная продолжительность неизменности цены, тем цены являются более жесткими, и наоборот, чем

выше средняя частота изменений цен, тем короче продолжительность их неизменности (цены более гибкие). Для ряда товаров или услуг цены меняются очень часто, что выражается в множестве коротких «периодов неизменности цены». Для других товаров и услуг цены остаются неизменными долгое время. Исследователи обратили внимание, что товары с низкой добавленной стоимостью в конечной цене (например, топливо или свежие продукты) демонстрируют более высокую частоту изменений, чем остальные товары. Цены на услуги меняются реже, чем на товары. Кроме того, в более конкурентной среде цены на товары или услуги меняются чаще [CITATION MBi04 \l 1049].

Ещё одним важным индикатором жесткости является показатели риска (англ. “*hazard rates*”). Показатели риска отражают вероятность изменения цены в зависимости от продолжительности периода времени, прошедшего с последнего изменения цены. Другими словами, показатели риска отвечают на вопрос, выше ли вероятность изменения цены для цен, изменившихся недавно, или нет.

По рассчитанным показателям риска строят функцию риска (англ. “*hazard function*”), которая показывает долю изменившихся цен при достижении определенного периода неизменности. Функция риска, построенная на эмпирических данных, представляет собой показатель риска (англ. “*hazard rate*”), рассчитанный для каждого периода следующим образом:

$$\{I'_{jt} | \tau_{jt} = \tau\} = \frac{\sum_j \sum_t I_{jt} I\{\tau_{jt} = \tau\}}{\sum_j \sum_t I\{\tau_{jt} = \tau\}}, \quad (1.9)$$

где I_{jt} – индикатор изменения цены товара j в момент времени t (1 в случае наличия такого изменения, 0 – иначе), τ – исследуемый период.

Данная функция играет важнейшую роль с точки зрения проверки состоятельности моделей ценообразования на эмпирических данных. Так, например, модель Кальво предсказывает, что вероятность изменения цены не зависит от времени и является константой в каждом периоде [CITATION Cal83 \l 1049]. Модель Тейлора предсказывает вероятность изменения цены в определенный период времени (момент пересмотра трудовых соглашений), равный единице, и вероятность, равную нулю, во всех остальных периодах времени [CITATION Tau801 \l 1033]. В моделях ценообразования, зависящего от состояния экономики, вероятность изменения цены может как увеличиваться, так и уменьшаться со временем в зависимости от того, какие шоки – временные или перманентные – оказывают наибольшее воздействие на предельные издержки. Эффекты от перманентных шоков (например, шоков инфляции) накапливаются с течением времени, что порождает возрастающую форму функции риска, тогда как временные шоки (например, сезонные

распродажи) приводят к более плоской или даже убывающей форме функции риска [CITATION Заполнитель4 \l 1049].

Таким образом, исследование жесткости цен состоит из расчета и анализа ряда статистик, позволяющих ответить на вопрос о том, как часто меняются цен, как эти изменения зависят от длительности периода с последнего изменения, и какая из моделей ценообразования с жесткими ценами лучше объясняет поведение цен, наблюдаемое в реальных данных.

1.3 Жесткость цен в зарубежных странах: на страновом уровне и уровне отдельных отраслей и товаров

До недавнего времени в экономической науке эмпирические данные по ценам были весьма ограничены. Несмотря на то, что потребительские цены являются открытой информацией, доступ к широкому массиву данных по ценам на практике был весьма затруднителен. В связи с этим первые исследования жесткости цен на микроуровне в зарубежных странах были сосредоточены на наборах товаров и услуг, представляющих малое количество отраслей.

Например, автор [CITATION Сес86 \l 1049] исследовал ежегодные цены в газетных киосках 38 американских журналов за период 1953-1979 гг. и обнаружил, что они обладают существенной жесткостью – число лет с последнего изменения варьировалось от 1,8 до 14. В другой работе [CITATION Кас95 \l 1049] рассматривались цены 12 товаров, представленных в почтовом каталоге, преимущественно из категории «Одежда» за период 1953-1987 гг. Было обнаружено, что в среднем цены на представленные товары меняются реже, чем раз в год, а именно каждые 14,7 месяцев. Наконец, в работе [CITATION Мас00 \l 1049] авторы исследовали жесткость цен в ресторанах за период 1995-1997 год по данным Бюро трудовой статистики США и обнаружили значительную жесткость – медианная частота изменений составила 10 месяцев. В результате этих и других эмпирических исследований общепринятым мнением среди экономистов в конце 1990-х стало мнение о том, что цены меняются приблизительно раз в год.

Пересмотр этих взглядов и резкий толчок дальнейшему исследованию жесткости цен на микроуровне произошел в начале 2000-х гг., когда исследователям стали доступны данные, на основе которых официальные статистические органы рассчитывают ИПЦ и ИЦП. Эти данные отличаются тем, что охватывают большое число категорий товаров и услуг и регионов, что позволяет делать более точные выводы относительно поведения цен на уровне всей экономики.

Одной из первых работ на таких данных стало исследование [CITATION МВi04 \l 1049]. В своей работе авторы анализировали 350 категорий товаров и услуг за период 1995-

97 гг. на основе данных Бюро статистики труда США. Авторами было обнаружено, что цены меняются в среднем чаще, чем раз в год. Ежемесячные данные показали: медианный период неизменности цен без учета распродаж составляет около 5,5 месяцев. С учетом исключения распродаж цены медианный период неизменности сокращается всего лишь до 4,3 месяцев.

Авторы также отметили существенные различия степени жесткости цен между разными категориями товаров и услуг. Так, частота изменения цен на газеты, мужские стрижки, услуги такси составляет примерно 5 процентов в месяц, тогда как цены на топливо, томаты, авиабилеты меняются в среднем с частотой 70 процентов в месяц. Авторы установили, что товары с низкой добавленной стоимостью, такие как топливо и свежие фрукты, демонстрируют более высокую частоту изменения цен. Однако даже если убрать такие товары из выборки, цены на товары всё же меняются в среднем чаще, чем раз в год. Наконец, авторы обнаружили, что цены товаров, продающихся на высококонкурентных рынках, демонстрируют более высокую частоту изменения цен. Авторы отмечают, что из-за столь высокой степени разброса сложно сделать вывод о том, являются ли цены в целом гибкими или нет.

Среди работ по развивающимся странам ярким примером является исследование по Мексике на данных за 1992-2002 гг. [CITATION Gag091 \l 1049]. Автор выделил основные характеристики жесткости цен в периоды высокой и низкой инфляции. На протяжении этого периода инфляция с 6,8% в 1994 году возросла до 41,8% в 1995-ом, а в конце рассматриваемого периода составляла 4,9%. Таким образом, рассматриваемая выборка позволила автору выделить ряд важных черт ценообразования в периоды высокой волатильности цен.

Автор обнаружил, что в стабильные периоды (инфляция ниже 10-15%), частота изменений цен слабо коррелирует с темпом инфляции, тогда как средний размер изменений цен в этих условиях почти линейно связан с повышением общего уровня цен, что подтверждает выводы моделей ценообразования, зависящего от времени. Напротив, когда инфляция высока (свыше 15%), частота и средний размер изменений цен начинают сильно коррелировать с её динамикой, что предсказывается моделями ценообразования, зависящего от состояния. Таким образом исследователь одним из первых обнаружил существенную зависимость жесткости цен от темпа инфляции.

Ещё одним источником микроэкономических данных по ценам являются данные, собранные по отдельным торговым точкам (англ. «*scanner data*»). Такие данные покрывают более узкий набор товаров, чем данные, включаемые в индекс потребительских цен, но в то же время в них выше уровень детализации. Как правило, они охватывают значительно больше товаров в каждом магазине, а также содержат информацию о проданном количестве

(а иногда и информацию об оптовой цене). Обычно такие данные собираются с недельной частотой. Преимуществом таких данных является возможность анализа факторов динамики цены по отдельным ритейлерам, товарным категориям, оптовым/розничным ценам. Одной из работ, использующих подобные данные, является исследование [CITATION Заполнитель6 \l 1049].

Автор [CITATION Заполнитель6 \l 1049] использовала базу данных AC Nielsen о еженедельных ценах большому числу крупных продуктовых ритейлеров США за 2004 г. Цены были разделены на опубликованные (с учетом распродаж) и регулярные (без учета распродаж). В данной работе впервые было осуществлено не прямое выявление распродаж с помощью меток, а специальный фильтр, который помечает цену товара как «распродажную», если в следующий (или следующие) периоды она возвращается либо на тот же уровень, что и до появления «распродажной» цены, либо несколько выше. В более чем 50% случаев фильтр правильно определяет изменения, связанные с распродажами. Средняя (медианная) частота изменения опубликованных цен на этих данных составила 42,7% (43,9%), что означает, что в среднем почти половина всех цен меняется каждую неделю. Однако, средняя (медианная) частота регулярных цен среди разных продуктовых категорий составляет 17,5% (19%), что приближает результаты этого исследования к выводам, полученным в работах по экономике США на данных статистических органов ([CITATION MVi04 \l 1049], [CITATION Kle08 \l 1049] и др.).

Существует ещё один метод оценки жесткости цен – опросы фирм. К достоинствам этого метода относится возможность задать вопросы фирмам о ненаблюдаемых и важных принципах, которые они используют при принятии решений о ценообразовании.

Так, например, в [CITATION Par17 \l 1033] автор изучал поведение цен в Новой Зеландии по данным опросов 5369 фирм из секторов строительства, промышленности, частных и государственных услуг, а также отдельно распределительных услуг (торговля, транспорт, связь). У фирм спрашивали, по какому принципу они пересматривают цены – с определенной периодичностью, в ответ на определенные события, или объединяя эти две стратегии. Оказалось, что 25% опрашиваемых фирм пересматривает свои цены только с определенной периодичностью, 15% – в ответ на шоки, а большинство респондентов (60%) использует комбинацию этих двух подходов, что указывает на использование ценообразования, зависящего от времени в «обычное» время и ценообразования, зависящего от состояния в условиях существенных макроэкономических шоков.

В последние годы популярность набирает метод веб-скраппинга (англ. «*web scrapping*») данных из интернета. Одним из самых известных проектов в данной области является «Billion Prices Project» [CITATION Cav16 \l 1049]. Автор проекта отмечает, что

использование автоматических программ позволяет на сегодняшний день любому исследователю собирать и использовать большие массивы данных в интернете. В своей работе автор отмечает, что основными преимуществами сбора онлайн-данных являются дешевизна, быстрота и точность; можно получить достаточно детализированные данные с сайтов крупнейших ритейлеров страны и на ежедневной основе, что позволяет избежать смещения в оценке жесткости цен, вызванное более низкой частотой сбора.

Ценообразование на онлайн-данных изучалось во многих работах, среди которых [CITATION Bry10 \l 1049], [CITATION Ell09 \l 1049], [CITATION Lun11 \l 1049], [CITATION Gor14 \l 1049] и др. Во всех исследованиях отмечается, что онлайн-цены являются более гибкими и характеризуются большим количеством малых изменений, чем офлайн-цены. Этот факт может объясняться меньшими издержками меню в онлайн по сравнению с физическими магазинами, меньшими издержками на сравнение своих цен с ценами конкурентов, а также более высокой конкуренцией между продавцами схожих благ.

В работе [CITATION ACa18 \l 1049] автор рассчитал основные статистики жесткости цен для ряда стран по онлайн-данным крупнейших мультиканальных ритейлеров. Категории, охватываемые исследованием, составляют от 40 до 70% потребления в национальном индексе потребительских цен, период сбора данных – с 2007 по 2014 гг. Для большинства стран средний период неизменности цен на онлайн данных оказался более продолжительным по сравнению с оценками, полученными при использовании традиционных источников данных. Автор работы связал эти отличия с особенностями традиционных источников, приводящими к искажению в оценке жесткости. Так, в случае данных частных фирм это связано с усреднением цены товара за определенный срок (как правило, неделю), а в случае данных статистических органов – с заменой истинной динамики цен средней по категории. С целью проверки смещения от усреднения по времени автор сравнил частоту на двух выборках собранного им набора онлайн-данных – в одной он оставил еженедельные наблюдения, а в другой – средние значения цены на товар за неделю. В результате частота изменений цен на второй выборке оказалась выше и близка к результатам исследования, проводимого по тем же товарным категориям на данных частных фирм в США [CITATION Eic09 \l 1049]. Для проверки эффекта замены истинной динамики цен отдельного товара на среднюю по категории автор произвел сравнение частоты изменения цен на данных с ежемесячными наблюдениями и данных, в которых для выбранных случайным образом товаров динамика цен была заменена на среднюю по категории. В этом случае частота изменения цен становится выше, чем в случае выборки без включения замен. Полученные результаты свидетельствуют о том, что цены на самом деле могут быть более жесткими, чем

предполагалось ранее, и традиционные источники данных о ценах всегда будут приводить к смещению выводов в сторону гибкости цен.

В результате проведенного обзора можно сделать следующие выводы. Оценки степени жесткости цен сильно разнятся между исследованиями по разным странам. Например, в работе по США [CITATION MBi04 \l 1049] цены с исключением распродаж в среднем не меняются в течение 3,4 месяца, тогда как в исследовании по Бразилии [CITATION Bar09 \l 1049] этот период составляет 11,1 месяцев. Различия можно объяснить не только особенностями отдельных экономик, но и различием в используемых данных. Данные статистических органов и частных независимых агентств склонны завышать частоту изменения цен, тогда как онлайн-данные таким недостатком не обладают. Главным недостатком онлайн-данных называют малое покрытие категорий индекса потребительских цен, но с течением времени и роста онлайн-торговли этот недостаток может быть преодолен. Все это дает основание предполагать, что данные по онлайн-ценам являются перспективным источником ценной информации о ценообразовании фирм на микроуровне.

1.4 Методы оценки степени жесткости цен на макроуровне

Макроэкономические данные о ценовых индексах, реальном доходе и прочих переменных не позволяют дать прямой оценки характеристик жесткости цен в экономике. Тем не менее на основе анализа динамики и сопоставления их с основными уравнениями динамических моделей общего равновесия можно делать косвенные выводы о степени жесткости цен. Как правило, такие методы основаны на сравнении результатов статистических и эконометрических расчетов и количественно оцененных зависимостей, полученных в DSGE-моделях, калибровке их параметров и подгонке их к эмпирическим оценкам. Эти методы подвержены значительной критике. В частности, построение и калибровка моделей зачастую затруднено, а упрощенные модели основаны на конкретных спецификациях ненаблюдаемых макроэкономических функций.

Наиболее распространённым методом оценки степени жёсткости цен на основе макроэкономических данных является калибровка DSGE-модели и поиск наиболее подходящего параметра жесткости. Первая группа методов калибровки заключается в нахождении точечных оценок степени жёсткости, т.е. подборе наиболее подходящего значения параметра номинальной жёсткости, оптимизирующего значения некоторой критериальной функции при заданных значениях остальных экзогенных параметров.

Первый подход был применён в таких работах, как Christiano et al. (2005) [CITATION Chr05 \l 1033]. Ряд экзогенных параметров в DSGE-модели был определён с опорой на эмпирические данные, теоретические соображения либо оценки VAR-моделей. Часть параметров, включающих степени жёсткости цен и заработных плат, были получены

подбором таких значений, которые минимизировали расстояние между эмпирической и модельной функциями импульсного отклика (IRF):

$$J = \min_{\gamma} [\hat{\Psi} - \Psi(\gamma)]' V^{-1} [\hat{\Psi} - \Psi(\gamma)] , \quad (1.10)$$

где γ – вектор калибруемых экзогенных параметров, $\Psi(\gamma)$ – модельная IRF, зависящая от значений экзогенных параметров модели, $\hat{\Psi}$ – эмпирическая оценка IRF, V – диагональная матрица выборочных дисперсий $\hat{\Psi}$.

В результате калибровки параметров номинальной жесткости в работе [CITATION Chr05 \l 1049] на данных по экономике США за 1965-1995 гг. получено, что жесткость заработных плат соответствует средней продолжительности зарплатного контракта в 2,8 кварталов, а жесткость соответствует средней дюрации цены в 2,5 квартала.

Такой способ оценки DSGE-модели называется «слабой» эконометрической интерпретацией. Преимуществом этого подхода является то, что полученные оценки параметров, как правило, более устойчивы, чем при альтернативных методах оценки. Он также позволяет сфокусироваться именно на тех параметрах модели общего равновесия, которые наиболее интересуют исследователя [CITATION Mal14 \l 1033].

Существует также «сильная» эконометрическая интерпретация DSGE-моделей: калибруются сразу все параметры модели. Это можно делать при помощи метода максимального правдоподобия или байесовских методов (например, [CITATION Sme03 \l 1049], [CITATION Sme07 \l 1033]). Функция максимального правдоподобия строится при помощи фильтра Кальмана в комбинации с предположениями об априорных распределениях параметров модели для формирования апостериорной функции плотности. Затем эту функцию можно оптимизировать по значениям параметров модели напрямую или при помощи методов семплинга Монте-Карло и марковских цепей.

Одним из базовых является исследование Smets, Wouters (2003) [CITATION Sme03 \l 1033], разработавших масштабную монетарную DSGE-модель, на основе модели Christiano и др. [CITATION Chr05 \l 1049]. В модель также включается жесткость номинальных цен и номинальных заработных плат, и те, и другие корректируются по механизму Кальво [CITATION Cal83 \l 1049], а также для получения гибридной НКРС вводится частичная индексация номинальных показателей. Параметры модели и динамика стохастических процессов, порожденных перечисленными структурными шоками, оценивается при помощи рядов реального ВВП, потребления, инвестиций, дефлятора ВВП, реальной заработной платы, безработицы и краткосрочной номинальной ставки процента.

Для оценки авторы [CITATION Sme03 \l 1049] используют байесовские методы, минимизируют апостериорное распределение параметров модели в линеаризованной версии

DSGE-модели. Выбор априорных распределений параметров модели является важным элементом алгоритма оценки. Ряд параметров подразумевается фиксированным (например, это дисконтирующий множитель домашнего хозяйства β , норма амортизации основного капитала τ и проч.). Априорное распределение остальных параметров задается либо обратным гамма-, либо бета-, либо нормальным распределением. Априорные распределения параметров жесткости цен и зарплат по Кальво таковы, что средняя продолжительность контракта равна 1 году, но их стандартные ошибки позволяют этому значению колебаться между 3 кварталами и 2 годами.

Авторы получили довольно высокий уровень ценовой и зарплатной жесткости по Кальво для стран еврозоны. Средняя продолжительность зарплатных контрактов, по оценкам авторов, оказалась равна 1 году, в то время как средняя продолжительность ценовых контрактов без учета индексации составила около 2,5 лет.

Похожее исследование было проведено теми же авторами на данных по США за 1966-2004 г. [CITATION Sme07 \l 1049]. При вводе априорных распределений параметров жесткости они придерживались результатов микрооценок, полученных в исследовании Bills, Klenow (2004) [CITATION MBi04 \l 1033] (матожидание жесткости 0,5, т.е. средняя продолжительность контрактов составляет полгода). Такое же математическое ожидание было задано для параметра индексации. Итоговые оценки степени жесткости по Кальво оказались выше, чем их априорные ожидаемые значения: средняя степень жесткости заработных плат составила 0,84, что означает ожидаемую продолжительность зарплатного контракта чуть меньше, чем год. Оценка параметра ценовой жесткости составила 0,69, что соответствует 3 кварталам неизменности цены. При этом параметр динамической индексации оказался намного меньше – его оценка получилась равной 0,24.

Большинство работ, исследующих российский бизнес-цикл при помощи DSGE-моделей, не ставят перед собой отдельной задачи оценки степени жесткости цен в российской экономике, а используют общепринятые оценки из литературы по развитым странам. Например, в работе Полбина и Дробышевского (2014) [CITATION Пол142 \l 1049] параметр жесткости задается таким образом, чтобы средняя продолжительность контракта составляла 3 квартала.

Есть ряд работ, которые оценивают степень жесткости цен в комплексе с остальными параметрами DSGE-модели при помощи байесовских методов. Например, в работе Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014 [CITATION Mal14 \l 1033] жесткость отечественных и импортных цен и заработных плат задается в соответствии с моделью Кальво. Априорное распределение параметра жесткости отечественных цен соответствует ожидаемой продолжительности контракта, равной 1 году. В результате оценок в апостериорном

распределении авторы получили ожидаемую продолжительность периода неизменности номинальной цены в 8 месяцев.

Аналогичное априорное распределение параметра жесткости цен по Кальво задано в работе Шульгина (2014) [CITATION Шул14 \l 1049]. При оценке модели автор получает апостериорное распределение, в котором средняя дюрация номинальной цены ожидается равной 7 месяцам, что указывает на существенно более гибкие цены в российской экономике, чем это предполагалось изначально.

Существуют методы оценки степени жесткости цен, в которых исследователи отказываются от идеи построения комплексной микрообоснованной модели общего равновесия, а концентрируют свое внимание на анализе моделей равновесия фирмы – выборе оптимальной цены на свою продукцию в условиях жесткости и монополистической конкуренции. Такой подход позволяет абстрагироваться от большей части гипотез, накладывающих в моделях общего равновесия дополнительные ограничения на структуру экономики. Помимо этого, преимуществом подобной постановки модели является то, что колебания цен, инфляции и прочих эндогенных переменных модели связано не с абстрактными стохастическими шоками, а следует за изменением ряда фактических показателей. Таким образом результаты оценок номинальных жесткостей не зависят от идентификационных ограничений на структурные шоки [CITATION Cru08 \l 1049].

Такой подход был предложен, например, в исследовании Sbordone, 2002 [CITATION Cru08 \l 1033]. Для моделирования частичного равновесия с номинальной жесткостью автор использует модель Кальво. В модели рассматривается только производственный сектор, состоящий из континуума фирм – монополистических конкурентов, производящих дифференцированный товар. Фирмы сталкиваются с оптимизационной задачей

$$\left\{ \begin{array}{l} \max E_t \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} R_{t,t+j} \Pi_{it+j} \right\} = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \theta^j R_{t,t+j} (X_t Y_{it+j} - W_{t+j} L_{it+j}) \right\} \\ s.t. Y_{it} = (K_{it})^a (L_{it})^{1-a} \\ Y_{it+j} = \left(\frac{X_t}{P_{t+j}} \right)^{-\phi} Y_{t+j} \end{array} \right. , \quad (1.11)$$

где θ – степень жесткости цен, $R_{t,t+j}$ – дисконтирующий множитель, X_t – значение новой цены, P_{it} и P_t – цена фирмы и общий уровень цен, Y_{it} и Y_t – индивидуальный и совокупный выпуск, W_t – номинальная заработная плата, L_{it} и K_{it} – труд и капитал.

Результатом решения задачи фирмы является новокейнсианская кривая Филлипса:

$$\Delta p_t = \alpha_1 E_t (\Delta p_{t+1}) + \frac{1}{\alpha_0} (mc_t - p_t - \kappa) , \quad (1.12)$$

которая может быть преобразована в уравнение

$$p_t - mc_t = \lambda_1(p_{t-1} - mc_{t-1}) - \Delta mc_t + (1 - \lambda_1) \sum_{j=1}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t \{ \Delta mc_{t+j} \} - (1 - \lambda_1) \kappa, \quad (1.13)$$

где p_t - логарифм отклонения общего уровня цен от стационарного состояния (SS), Δp_t - темп инфляции, mc_t - логарифм отклонения средних реальных предельных издержек от SS, λ_1, λ_2 - характеристические корни разностного уравнения (1.12), κ - реальные предельные издержки в SS.

Параметры $\alpha_0 \equiv \left(\frac{\theta}{(1 - \theta R \gamma_y^c)(1 - \theta)} \right) \left(\frac{1 - a + \phi a}{1 - a} \right)$, а $\alpha_1 \equiv R \gamma_y^c$ зависят от структурных

параметров модели.

Методика калибровки параметров состоит из 4 шагов:

- 1) Оценивается простая VAR-модель без ограничений:

$$Y_t = Y_{t-1} A + X_t \Gamma + \varepsilon_t, \quad (1.14)$$

где Y_t - эндогенные переменные модели, описывающие динамику отклонения маркапа от SS, X_t - экзогенные переменные модели. Из модели извлекаются матрицы коэффициентов A и Γ - они будут использованы для вычисления ожидаемых будущих предельных издержек;

- 2) Формируется вектор структурных параметров ξ ;
- 3) Для каждого возможного вектора ξ генерируются искусственные ряды отклонения маркапа от SS. Вперед-смотрящая компонента в уравнении (1.13) оценивается через матрицы A и Γ . Сумма квадратов отклонений реальных данных от модельных рассчитывается как $\varepsilon_t^p = [p_t - mc_t]^{model} - [p_t - mc_t]^{data}$;
- 4) Наилучший вектор структурных параметров получается путём минимизации критериальной функции: $\hat{\xi} = \arg \min \text{var}(\varepsilon_t^p)$.

Автор применяет описанную методику для оценки степени жесткости цен в экономике США на квартальных данных за 1960 – 1997 гг. Наилучшая оценка жесткости соответствует 9 месяцам дюрации цен и степени жесткости цен по Кальво, равной $\frac{2}{3}$, при заданных эластичности выпуска по капиталу $a=0,25$ и эластичности замещения между дифференцированными товарами $\theta=6$.

В исследовании Eichenbaum, Fisher (2004) [CITATION Eic04 \l 1033] подобным образом калибровалась модель Кальво. Построенную модель авторы сравнивают с эмпирической моделью на ежеквартальных данных об экономике США за 1959-2001 гг. В качестве прокси для колебаний предельных издержек использовалось отклонение доли

дохода от труда в общем доходе от ее среднего значения. Полученное значение параметра жесткости цен по Кальво варьировалось в пределах от 0,87 до 0,91, что соответствует средней продолжительности контракта, равной от 7,5 до 11 кварталов.

Похожая идея воплощена и в исследовании Coenen et al. (2007) [CITATION Coe07 \l 1033], разработавших методику калибровка гибридной НКРС, включающую как лаги, так и будущие значения эндогенных переменных. Гибридная НКРС выводится за счет включения в модель 2 источников изменения цены: «реоптимизации» с вероятностью $(1-\theta)$ по Кальво, когда фирма может заново выбрать цену, решив задачу на максимум ожидаемой дисконтированной прибыли, и индексацию на темп инфляции предыдущего периода $\theta\delta$.

В те периоды, когда фирма может пересматривать цену, она решает оптимизационную задачу (1.15):

$$\left\{ \begin{array}{l} E_t \left[\sum_{i=0}^{J-1} \theta^i R_{t,t+i} (P_{t+i}(f) Y_{t+i}(f) - W_{t+i} L_{t+i}(f)) \right] \rightarrow \max_{P_t(f), Y_t(f), L_t(f)} \\ s.t. P_{t+i}(f) = \delta \Pi_{t-1} P_{t+i-1}(f) + (1-\delta) P_{t+i-1}(f) \\ Y_t(f) = A_t \dot{K}^\alpha L_t(f)^{1-\alpha} \\ G' \left(\frac{Y_t(f)}{Y_t} \right) = \frac{P_t(f)}{P_t} \int_0^1 \frac{Y_t(z)}{Y_t} G' \left(\frac{Y_t(z)}{Y_t} \right) dz \end{array} \right. \quad (1.15)$$

где $R_{t,t+i}$ – дисконтирующий множитель фирмы, $P_{t+i}(f)$ – индивидуальная цена фирмы, P_t – общий уровень цен, $Y_{t+i}(f)$ – выпуск фирмы, Y_t – совокупный выпуск, W_{t+i} – номинальная заработная плата, $L_{t+i}(f)$ – объем труда, нанятого фирмой, Π_{t-1} – инфляция предыдущего периода.

Первое ограничение задает процесс динамической индексации, второе – производственную функцию, третье – функцию индивидуального спроса фирмы, заданную в неявном виде.

Итогом решения задачи репрезентативной фирмы является гибридная НКРС:

$$\dot{\pi}_t = \frac{\delta}{1+\delta} \dot{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\delta} E_t[\dot{\pi}_{t+1}] + \gamma \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{(1+\delta)\theta} m c_t \quad (1.16)$$

где $\dot{\pi}_t$ – разрыв инфляции, $m c_t$ – отклонение реальных предельных издержек от SS, β – SS дисконтирующий множитель.

Помимо жесткости цен по Кальво, авторы также вводили в модель жесткость цен по Тейлору и жесткость цен со случайной дюрацией в общем виде.

Методика калибровки состоит из 5 шагов:

- 1) Оценка простой VAR(p)-модели без ограничений с включением прокси для разрыва инфляции, предельных издержек и других эндогенных и экзогенных

переменных. Из модели извлекается T – длина выборки, $\hat{\zeta}_T$ – вектор оценок коэффициентов и ковариационной матрицы случайных ошибок, $\hat{\Sigma}_T(\hat{\zeta}_T)$ – оценка ковариационной матрицы коэффициентов;

- 2) Формируется вектор структурных параметров ξ ;
- 3) Для каждого возможного вектора ξ формируется матрица структурных параметров линеаризованной модели H :

$$\sum_{i=-lags}^{leads} H_i x_{t+i} = 0, t=0, \dots, \infty, \quad (1.17)$$

где уравнения для темпов инфляции (и ненаблюдаемых переменных в контрактах по Тейлору) задаются гибридной НКРС (1 .16), а уравнения для прочих наблюдаемых переменных задаются в соответствии с оценками VAR. При помощи алгоритма Андерсона-Мура [CITATION And85 \l 1049] матрица H представляется в виде авторегрессионной модели с матрицей коэффициентов B :

$$x_t = \sum_{i=-lags}^{-1} B_i x_{t+i} \quad (1.18)$$

- 4) На основе модели (1 .18) генерируются искусственные ряды эндогенных переменных, на искусственных данных по наблюдаемым переменным строится VAR-модель¹ и определяется оценка вектора $\hat{\zeta}(\xi)$, аналогичная оценке $\hat{\zeta}_T$;
- 5) Наилучший вектор структурных параметров получается путём минимизации критериальной функции:

$$Q_{s,T}(\xi) = (\hat{\zeta}_T - \hat{\zeta}_s(\xi))' \left[\Lambda' \hat{\Sigma}_T(\hat{\zeta}_T) \Lambda \right]^{-1} (\hat{\zeta}_T - \hat{\zeta}_s(\xi)) \rightarrow \min_{\xi}, \quad (1.19)$$

где Λ – матрица из 0 и 1, позволяющая сосредоточиться только на оценках структурного уравнения для инфляции.

Подход был применен в работе Соепен и др. (2007) [CITATION Сое07 \l 1049] на данных по США в 1983–2003 гг. и Германии в 1975–1998 гг. В качестве данных об инфляции авторами использовались ряды дефлятора ВВП, в качестве прокси для предельных издержек – доля трудового дохода в общем доходе. Для определения разрыва инфляции в Германии авторы брали логарифм отклонения текущей инфляции от цели центрального банка, в США в качестве SS темпов инфляции использовались среднеквартальные темпы инфляции до и после 1991 года. В данных о доле трудового дохода в Германии наблюдался нисходящий тренд, который был использован в качестве SS значения предельных издержек для получения

¹ Этот шаг производится, если в модели есть ненаблюдаемые переменные. В противном случае оценка вектора $\hat{\zeta}(\xi)$ включает непосредственно коэффициенты матрицы B .

их разрыва. На данных по США, как и с инфляцией, использовалось среднее за период значение.

Результаты оценки степени жесткости цен показали, что средняя длина контракта в Германии составляет 1,95 кварталов в модели со случайной дюрацией и 2,46 в модели Тейлора. Аналогичные результаты по США продемонстрировали большую жесткость цен – 2,64 квартала при случайной дюрации и 3,30 кварталов по Тейлору. Моделирование контрактов по Тейлору в Германии показало, что около 30% фирм меняют цену уже через 1 квартал, и около 30% фирм держат цену неизменной в течение 1 года. В США около 20% фирм меняют цену в каждом квартале, а примерно 70% фирм не пересматривают свои цены в течение года.

Следует полагать, что используемые оценки степени жесткости цен в российской экономике должны показывать большую гибкость цен, чем в результатах, полученных по развитым странам. Исследований, ставящих перед собой непосредственную задачу оценки степени жесткости цен в российской экономике на макроданных, нет, все существующие оценки получены путем калибровки большого количества параметров DSGE-модели. В третьей главе настоящей работы проведены оценки степени жесткости цен при помощи методов калибровки моделей частичного равновесия, представленных в текущем разделе.

2 Оценка степени жесткости цен в российской экономике на микроданных

2.1 Описание используемых статистических данных о частоте изменения цен в российской экономике

Для анализа российских цен используется два набора данных. Первый содержит в себе цены на товары, представленные в продуктовых ритейлерах и собираемые на ежемесячной основе с 1 августа 2018 года по 1 октября 2019 года. Второй набор помимо продуктовых ритейлеров содержит в себе данные по некоторым категориям непродовольственных товаров и услуг, входящих в фиксированный набор товаров и услуг, собираемый Росстатом. Период сбора цен на втором наборе – с 31 января по 17 октября 2019 года с ежедневной частотой. Описательные характеристики этих наборов представлены в таблице Таблица 2.1.

Следует отметить, что под термином «категория» в данной работе понимается совокупность товаров (услуг)-представителей определенного вида (например, «Печенье»), а под термином «позиция» понимается конкретный представитель такой совокупности (например, «Печенье Мерба Два шоколада 200г»).

Таблица 2.1 – Описательные характеристики используемых данных

	Набор данных № 1	Набор данных № 2
Всего наблюдений	12465	471880
Количество категорий	33	75
Всего наименований	831	2094
Начало наблюдений	08/18	01/19
Конец наблюдений	10/19	10/19
Частота	ежемесячная	ежедневная

Источник: составлено авторами

В качестве представителей продуктовых ритейлеров были отобраны следующие:

- 1) Гипермаркет «Перекресток»,
- 2) Гипермаркет «Глобус»,
- 3) Гипермаркет «Окей»,
- 4) Интернет-гипермаркет «Утконос».

В качестве представителей непродовольственных ритейлеров были выбраны:

- 1) Интернет-магазин «Lamoda»,
- 2) Интернет-магазин «Ozon.ru»;
- 3) Интернет-магазин «Piluli.ru»

Услуги представлены некоторым количеством местных представителей, специализирующихся в сфере пассажирских перевозок, связи, ЖКХ, а также ряд малых фирм, предоставляющих услуги по ремонту обуви, посещению бани, парикмахерские услуги.

Акцент при выборе ритейлеров был сделан на нескольких пунктах:

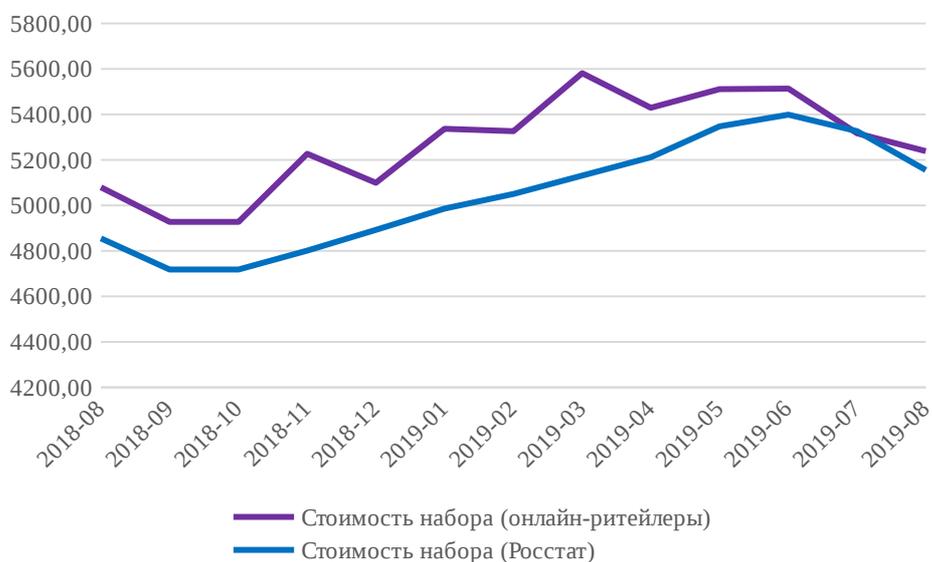
- Занимаемая доля рынка,
- Охват по регионам,

– Количество категорий продуктов.

При отборе продуктовых ритейлеров в основном использовалась методика, предложенная в работе [CITATION Aca18 \l 1049]. Были отобраны крупные ритейлеры России, которые продают свои товары как онлайн, так и офлайн, но основная часть транзакций которых происходит в офлайн магазинах. Исключение составляют интернет-магазины «Утконос», «Lamoda», «Ozon.ru», «Piluli.ru» которые не торгуют офлайн.

Для наблюдения в рамках набора данных № 1 были отобраны 33 категории, составляющие корзину условного (минимального) набора продуктов питания, составляемую Росстатом. Наблюдения велись с 1 августа 2018 года по 1 октября 2019 года в г. Москве на ежемесячной основе. Для анализа использовались опубликованные цены и регулярные цены. Под регулярными ценами в данном случае подразумеваются цены с исключением распродаж путем применения V-образного фильтра, описанного в работе [CITATION Nak08 \l 1049].

Для проверки адекватности собираемых данных данным официальной статистики было рассчитано значение коэффициента корреляции между стоимостью условного (минимального) набора продуктов в г. Москве по данным Росстата, и стоимостью аналогичного набора на онлайн-данных. Значение коэффициента корреляции составило 0,7 для набора, представленного на онлайн-данных по регулярным ценам, что свидетельствует о достаточно тесной связи в динамике стоимости данных наборов. График динамики представлен на рисунке Рисунок 2 .1.



Примечание – Источник: расчеты авторов, данные Росстата.

Рисунок 2.1 – График динамики стоимости условного набора товаров по данным Росстата и онлайн-данным для г. Москвы

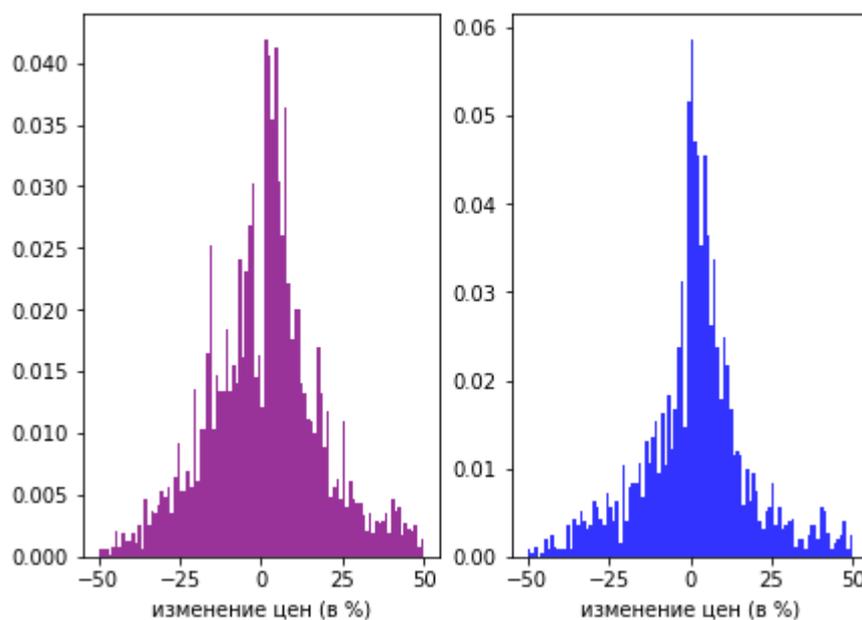
2.2 Описание методики оценивания жесткости цен на микро- и макроуровне

Для сбора ценовой информации на микроуровне была построена автоматическая процедура на основе языка программирования Python, которая ежедневно сканирует html-

разметку страниц с товарами, представленными на сайте онлайн-ритейлеров. Информация о ценах находится внутри специальных частей разметки, называемой тегами. После обнаружения тегов со всей необходимой информацией (название товара, цена со скидкой и без, единица измерения и т. д.), данная информация заносится в базу данных, и этот процесс совершается на регулярной основе.

2.3 Жесткость цен отдельных товаров в российских городах

В большинстве эмпирических работ при оценке жесткости цен на отдельные товары и услуги в первую очередь обращают внимание на эмпирическое распределение изменений цен. На данных по ценам на товары отдельных ритейлеров г. Москвы было построено данное распределение (см. рисунок Рисунок 2.2). Средняя (медианная) величина абсолютных изменений опубликованных цен составляет 15,0% (10,4%), несколько ниже для регулярных цен – 14,0% (8,3%). Схожие результаты были получены в работе [CITATION Kle08 \l 1049] на данных США – средний (медианный) размер абсолютных изменений опубликованных цен составил 14% (11,5%), регулярных – 11% (10%).



Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.2 – Распределение изменений опубликованных (слева) и регулярных (справа) цен

Следует обратить внимание и на более высокие моменты распределения изменений цен, т. к. в некоторых теоретических моделях (таких как в работе [CITATION Alv16 \l 1049]) это значимо влияет на интенсивность и продолжительность монетарных шоков. В исследуемом распределении куртозис опубликованных цен составляет 7, тогда как регулярных – 10 (против 3 в нормальном распределении). Столь высокий куртозис свидетельствует о том, что большая часть изменений происходит на небольшую по модулю величину.

Для более точных оценок были рассчитаны доли изменений ниже определенных процентных порогов для опубликованных и регулярных цен (см. таблицу Таблица 2.2). Большое количество малых изменений цен может свидетельствовать в пользу моделей ценообразования, зависящих от времени, т. к. в моделях, зависящих от состояния, предсказывается малое количество небольших изменений цен и высокая доля изменений на больших пороговых значениях (около 10%). Также отмечается распространение снижений цен – 38,6% от общего числа изменений. Этот факт играет важную роль с точки зрения моделирования жесткости цен. Модели, зависящие от времени [CITATION Cal83 \l 1049 \m Тау801], предполагают, что фирмы меняют свои цены только в ответ на шоки инфляции, которая почти всегда положительна, поэтому и изменения цен должны быть почти всегда положительны – следовательно, на движения цен важное влияние оказывают и другие типы шоков. Снижения цен могут объясняться существенным влиянием идиосинкратических шоков, что продемонстрировано, например, в модели [CITATION Gol07 \l 1049].

Таблица 2.2 – Доля изменений цен ниже пороговых значений в 5%, 2,5%, 1%

№ п/п	Категория цен	Доля изменений ниже порогов (в %)		
		<5%	<2,5%	<1%
1	Опубликованные цены	27,3	11,2	2,8
2	Регулярные цены	35,6	19,2	10,6

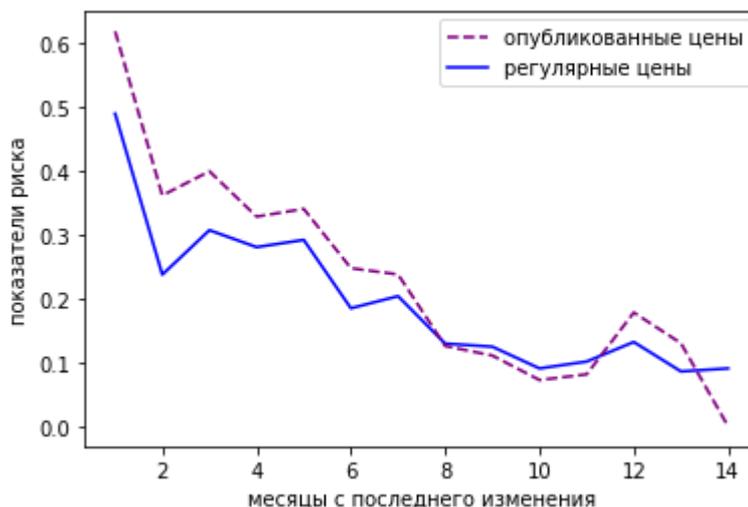
Источник: составлено авторами

Было обнаружено, что средний период неизменности цен с исключением распродаж на ежемесячных данных составляет 2,6 месяцев. Данный период несколько короче чем значение, полученное по экономике США [CITATION MVi04 \l 1049] (3,4 месяца), что связано, с одной стороны, с более низкими значениями инфляции в США, а с другой стороны, особенностью самих данных – в работе по США рассматривались данные статистических органов, а в настоящем исследовании рассматривают данные по онлайн-ритейлерам, чьи издержки изменения цен ниже, чем у физических магазинов.

Следует отметить, что в частоте изменений цен наблюдается существенная гетерогенность между категориями товаров. Так, сезонные товары обладают более высокой «гибкостью» цен, чем несезонные. Данный результат является интуитивно предсказуемым, поскольку сезонные продукты имеют более короткий срок хранения, чем другие продукты, а также волатильность предложения этих продуктов выше, чем у продуктов других категорий.

На рисунке Рисунок 2.3 представлена функция риска для опубликованных и регулярных цен. Из рисунка видно, что вероятность изменения цен снижается со временем. Кроме того, для опубликованных цен вероятность изменения цены только в первый месяц выше, чем для регулярных, в то время как для всех оставшихся месяцев динамика меняется на противоположную и вероятность изменения регулярных цен становится выше.

Объясняется это частым появлением распродаж в опубликованных ценах, которые не дают ценам «доживать» до более старшего «возраста». В то же время фильтр распродаж исключает кратковременные изменения цен, и вероятность для регулярных цен «дожить» до более поздних периодов выше. Исключение составляет последний месяц, до которого опубликованная цена ни на один из наблюдаемых товаров не «дожила».



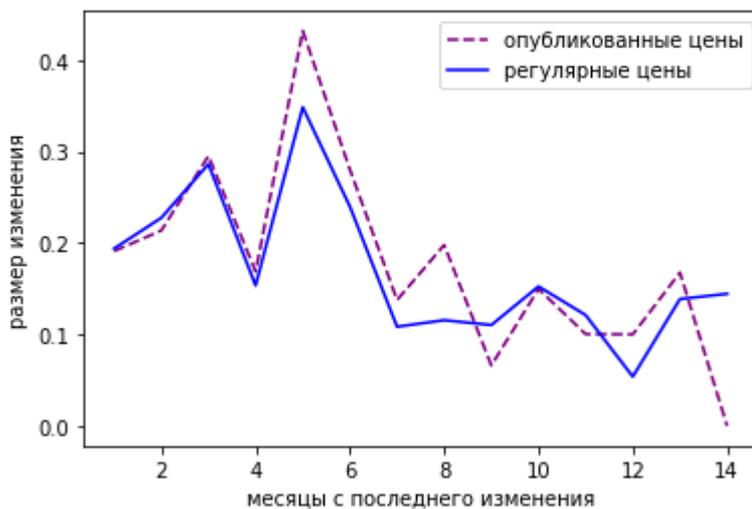
Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.3 – Функция риска набора данных № 1

Как видно из представленного графика, форма функции риска нисходящая, что не объясняется ни одной из представленных моделей. Наиболее очевидным объяснением такой формы функции риска является гетерогенность между категориями с точки зрения частоты изменения цен. Логика в том, что если у нас есть два типа цен – жесткие и гибкие, то средняя частота изменения цен в каждом периоде будет определяться их соотношением. Если товаров с гибкими ценами больше, чем жестких, то средняя доля цен, изменившихся после первого периода, будет высокой. Далее, с каждым периодом средняя частота изменения цен падает в связи с тем, что доля товаров с гибкими ценами в общем числе «доживших» товаров становится всё меньше. В последующих периодах остаются только товары с жёсткими ценами, вероятность изменения цен которых низкая. Эта гипотеза не противоречит данным – в 90% случаях в периодах жизни цен отдельных товаров не наблюдается явного нисходящего наклона, что позволяет сделать предположение о том, что вероятность изменения цены не зависит от периода для конкретного продукта.

Важным свойством поведения цен с точки зрения макроэкономики является функция зависимости размера изменения цены от периода «дожития». Разные модели ценообразования предсказывают разные формы этой функции: модели, в которых решение об изменении цены зависит от состояния экономики, предсказывают повышающую форму этой кривой, тогда как в моделях ценообразования, зависящих от времени, размер изменения не зависит от периода и является некой константой.

На рисунке Рисунок 2.4 видно, что в данных наблюдается несколько нисходящая форма такой функции, причем как для опубликованных, так и для регулярных цен. Возможным объяснением этой формы для опубликованных цен является большое количество распродаж, т. к. распродажи кратковременны и в период распродаж цены изменяются, как правило, на большую величину, а затем возвращаются на свой прежний уровень (или выше). Для регулярных цен такая динамика может быть объяснена тем, что фильтр распродаж по обнаружению V-формы не всегда точно срабатывал, и поэтому часть изменений регулярных цен на самом деле связаны с распродажами.

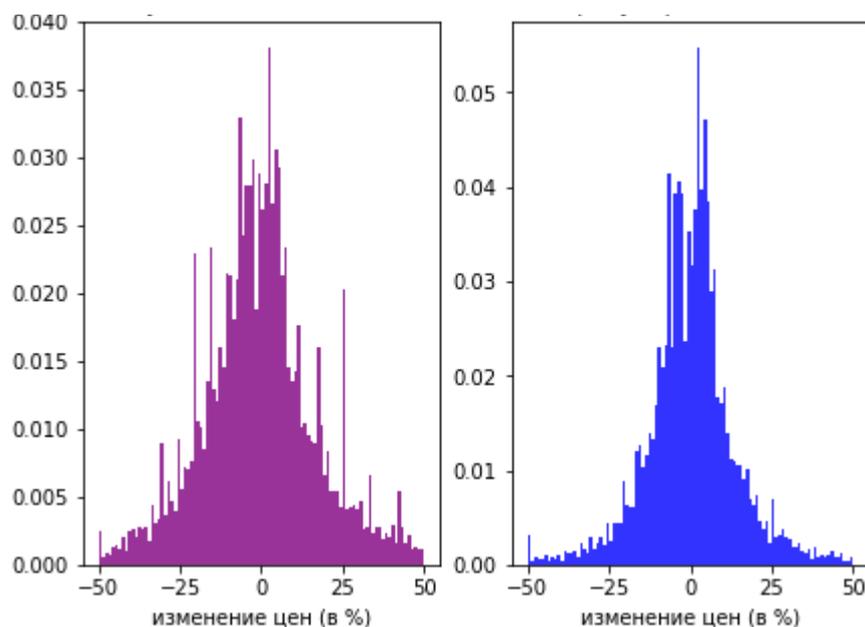


Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.4 – Зависимость размера изменения цены от периода «дожития» для набора данных № 1

Помимо данных на ежемесячной основе, были собраны данные на ежедневной основе за период с 31 января по 17 октября 2019 года. Несмотря на короткий период, этот набор данных отличается тем, что в дополнение к продовольственным товарам включает в себя ещё и непродовольственные товары, а также некоторые категории услуг, то есть охватывает более широкую часть потребительских расходов населения.

Распределение изменений цен (см. рисунок Рисунок 2.5) схоже с результатом, полученным на наборе данных № 1. Отмечается высокая доля малых изменений цен, однако интересным фактом является высокая доля изменений ниже 1% – для опубликованных цен эта доля составляет всего 5,2% от всех изменений, тогда как для регулярных 6,5% (см. таблицу Таблица 2.3).



Примечание –Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.5 – Распределение изменений цен на ежедневных данных набора № 2 (слева – для опубликованных цен, справа – для регулярных цен)

Таблица 2.3 – Доля изменений цен ниже порогов в 5%, 2.5%, 1%

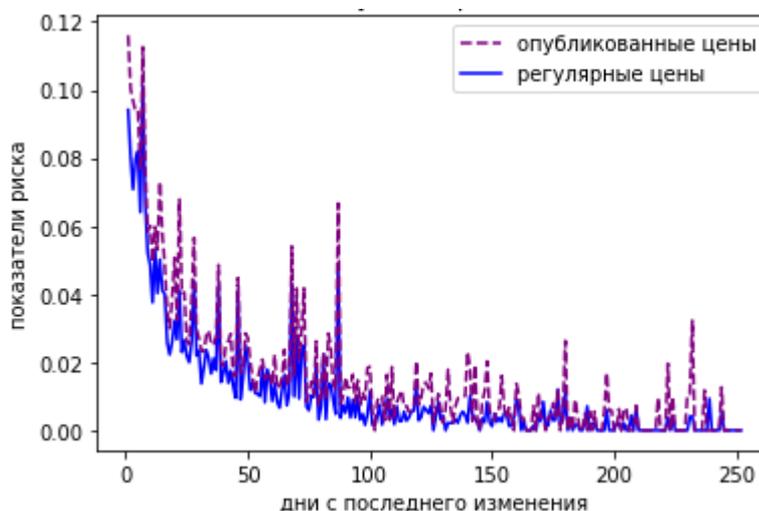
№ п/п	Категория цен	Размер изменений		
		<5%	<2,5%	<1%
1	Опубликованные цены	27,0	12,3	5,2
2	Регулярные цены	37,5	15,9	6,5

Источник: расчеты авторов

Частота изменения цен на этих данных представляет собой среднюю долю цен, меняющихся каждый день. Несмотря на то, что временной ряд короткий и значения жесткости близки к нулю, всё же категории сохраняют свои относительные позиции с точки зрения жесткости цен: так, регулярные цены на продовольственные товары по-прежнему меняются чаще всего, на непродовольственные товары меняются реже, а стоимость услуг практически совсем не изменилась за данный период. Стоит отметить, что регулярные цены на сезонные продукты на дневных наблюдениях снова являются наиболее «гибкими» – средние частоты изменения цен для категории «Огурцы свежие» и «Картофель» составляют 11,7% и 10,1% соответственно. Кроме того, за данный период ни разу не изменились цены на некоторые категории непродовольственных товаров («Пальто женское демисезонное из шерстяных или полушерстяных тканей», «Джемпер женский» и др.), а также почти на все услуги, за исключением одной категории («Абонентская плата за неограниченный объем местных телефонных соединений»).

На рисунке Рисунок 2.6 изображена функция риска для опубликованных и регулярных цен для набора № 2. Стоит отметить, что для опубликованных цен имеется ярко выраженный нисходящий наклон, что объясняется короткой продолжительностью

распродаж. Что касается регулярных цен, то такого явного нисходящего наклона не наблюдается, в отличие от функции риска для регулярных цен, построенных на ежемесячных данных. Возможно, это связано с тем, что фильтр распродаж точнее работает на дневных данных и лучше очищает цены от коротких периодов «жизни», и потому вероятность изменения регулярных цен может в реальности не увеличиваться со временем.

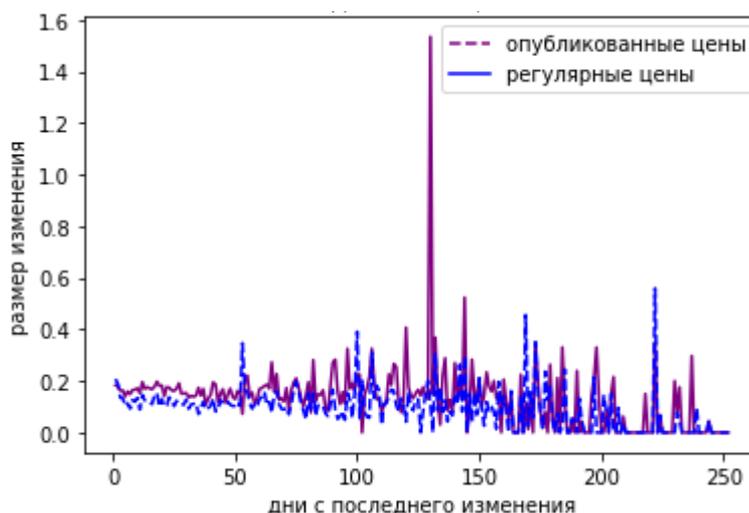


Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.6 – Функция риска для набора данных № 2

Однако, стоит отметить некоторые пики функции риска для регулярных цен на 33 и 86 днях, что приблизительно соответствует календарным периодам в 1 и 3 месяца. Такое наблюдение дает основание предположить, что решение об изменении цен фирмами может подчиняться определенной календарной периодичности.

Функция зависимости размера изменения цены от периода «дожития» не показывает явного тренда на рассматриваемом периоде (рисунок Рисунок 2.7).



Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.7 – Зависимость размера изменения цены от периода «дожития» для набора данных № 2

Важным динамическим свойством ценообразования является то, насколько сильно инфляция изменяется за счет доли меняющихся цен, и насколько – за счет среднего размера изменения цен. Инфляция в каждый момент времени является произведением этих составляющих [CITATION Kle08 \l 1049]:

$$\pi_t = \sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1}) = \underbrace{\sum_i w_i I_{it}}_{fr_t} * \underbrace{\frac{\sum_i w_i (p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_i I_{it}}}_{dp_t} = fr_t * dp_t, \quad (2.20)$$

где π_t – это инфляция в период t ; p_{it} и p_{it-1} – цены, представленные в логарифмах; w_i – это вес товара (или услуги) i в период 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 товаров (или услуг), цены на которые изменились в периоде t . Часть dp_t представляет собой средневзвешенное всех изменений, произошедших в периоде t . Разные модели ценообразования предсказывают разный характер воздействия инфляции на fr_t и dp_t . Модели, зависящие от состояния, предсказывают, что инфляция должна в первую очередь коррелировать с долей товаров и услуг с меняющимися ценами, т. к. чем выше инфляция, тем большая доля фирм оказывается за пределами границ (s,S) и получает стимулы к изменению цен на свои товары (из-за отклонения от оптимальной цены) [CITATION Gol07 \l 1049], [CITATION Dot99 \l 1049]. Модели, зависящие от времени, напротив, предсказывают что при ускорении инфляции доля фирм, изменяющих цены, не увеличивается, а увеличивается средний размер изменений [CITATION Cal83 \l 1049], [CITATION Tay801 \l 1049].

Таблица Таблица 2 .4 содержит суммарные статистики для регулярных цен на рассматриваемых данных. Среднее ежедневное значение инфляции составило -0,01%. Доля товаров и услуг с меняющимися ценами fr_t составила в среднем 6,19% в день, со стандартным отклонением в 9,4%. Коэффициент вариации намного выше для среднего размера изменений dp_t , которое имеет стандартное отклонение в 7,7% при среднем значении в 0,44%.

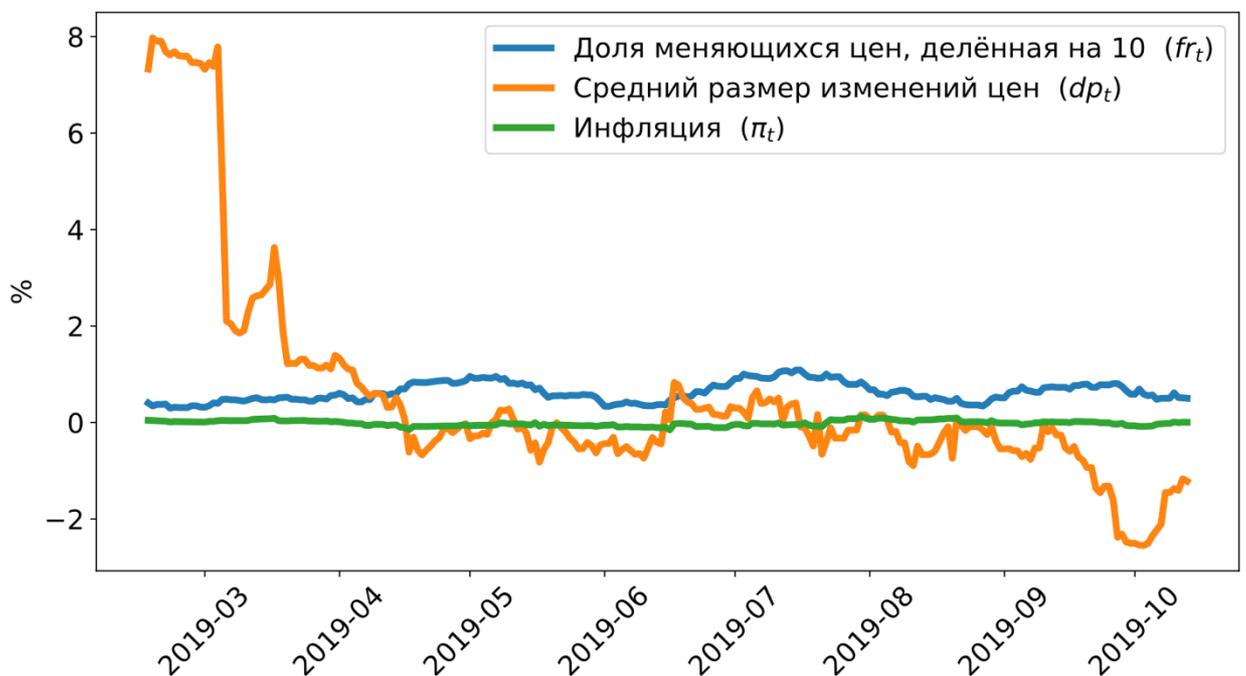
Таблица 2.4 – Суммарные статистики инфляции и её составляющих

Переменная	Среднее (в %)	Ст. откл. (в %)	Корреляция с π	Регрессия на π	
				Коэф.	Ст. ошибка
π	-0,01	0,40	-	-	-
fr	6,19	9,40	0,01	0,03	1,60
dp	0,44	7,70	0,38	6,80	1,02
fr+	3,29	5,50	0,35	4,33	0,88
fr-	2,90	4,90	-0,37	-4,30	0,77

dp+	6,37	7,80	0,08	1,15	1,44
dp-	-6,87	7,30	0,20	3,65	1,41
pos	0,29	0,50	0,36	0,39	0,08
neg	-0,30	0,50	0,50	0,61	0,08

Источник: расчеты авторов.

На рисунке Рисунок 2.8 представлена динамика скользящих средних инфляции π_t и её составляющих fr_t и dp_t с интервалом сглаживания в 30 дней. Составляющая fr_t выглядит относительно более стабильной и не столь сильно коррелирует с инфляцией (значение корреляции 0,01 в таблице Таблица 2.4), тогда как средний размер изменений цен демонстрирует более волатильную динамику и гораздо сильнее коррелирует с инфляцией (значение корреляции 0,38).



Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.8 – Динамика инфляции и её интенсивной и экстенсивной составляющих

Важным является определение того, какие из составляющих вносят определяющий вклад в волатильность инфляции. Для ответа на этот вопрос по аналогии с исследованием [CITATION Kle08 \l 1049] была построена 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:

$$\text{var}(\pi_t) = \underbrace{\text{var}(dp_t) * \dot{fr}^2}_{\text{интенсивная составляющая}} + \underbrace{\text{var}(fr_t) * \dot{dp}^2 + 2 * \dot{fr} * \dot{dp} * \text{cov}(fr_t, dp_t)}_{\text{экстенсивная составляющая}} + O_t \quad (2.21)$$

Результаты декомпозиции для опубликованных и регулярных цен представлены в таблице Таблица 2.5. Интенсивная составляющая объясняет 134% дисперсии инфляции опубликованных цен и 124% инфляции регулярных цен, что согласуется с выводами моделей ценообразования, зависящих от времени. В работе [CITATION Kle08 \l 1049] на данных США за 1988-2005 гг. авторы получили аналогичный результат – большая часть дисперсии изменений цены объясняется интенсивной составляющей (94 % в случае опубликованных цен и 91 % в случае регулярных цен), 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 [CITATION Gag091 \l 1049] по мексиканской экономике о доминировании интенсивной составляющей в период 1994-2004 гг., когда инфляция в Мексике была относительно низкой.

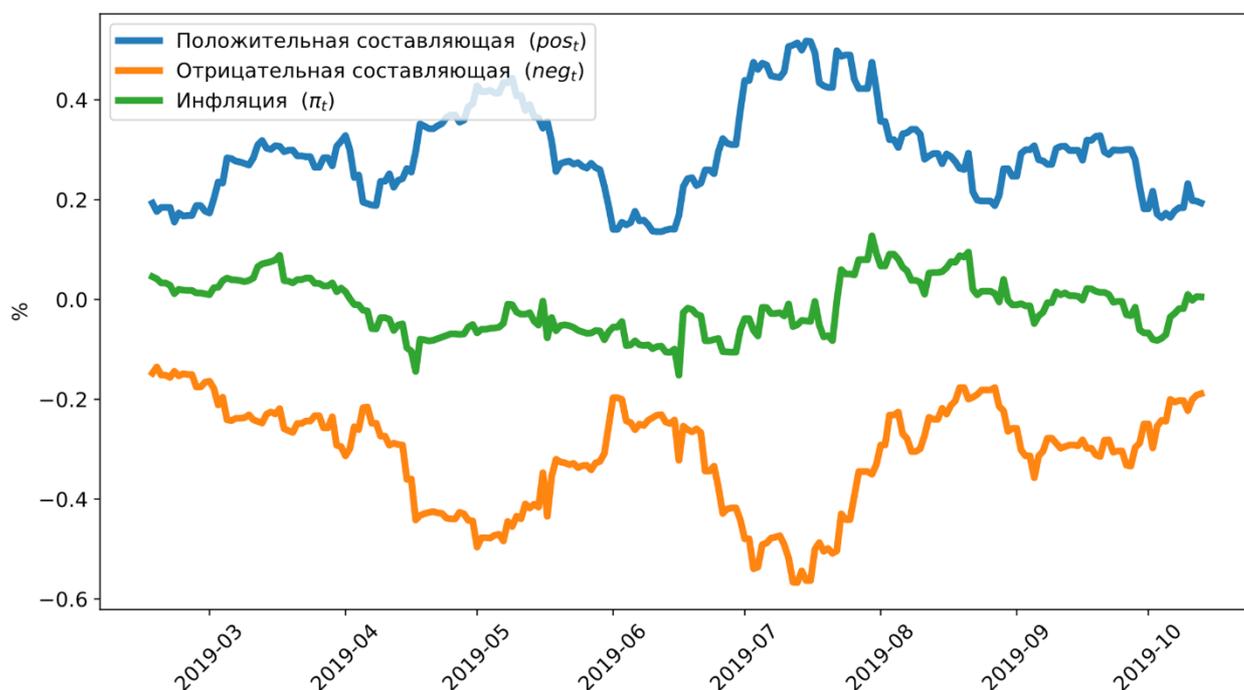
Таблица 2.5 – Декомпозиция дисперсии на интенсивную и экстенсивную составляющие

	Интенсивная составляющая (в %)	Экстенсивная составляющая (в %)
Опубликованные цены	134	-34
Регулярные цены	124	-24

Источник: расчеты авторов

Ещё одним информативным представлением инфляции является её разложение на положительную и отрицательную составляющие [CITATION Kle08 \l 1049]:

отрицательная составляющая инфляции. На рисунке Рисунок 2.9 представлена динамика инфляции, а также положительной и отрицательной составляющих. Корреляция инфляции с долей отрицательных изменений цен несколько выше, чем с долей положительных (значения 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 и на положительную, и на отрицательную составляющую статистически значимы на 1% 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 со средним отрицательным значением инфляции на рассматриваемом периоде.



Примечание – Источник: расчеты авторов

Рисунок 2.9 – Динамика инфляции и её положительной и отрицательной составляющих

Исходя из формулы Ошибка: источник перекрёстной ссылки не найден, декомпозиция дисперсии инфляции (π_t) в терминах положительной и отрицательной составляющих выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned}
& \neg \dot{c}_t \\
& pos_t, \dot{c} \\
& \dot{c} \\
& \neg \dot{c}_t \\
& pos_t, \dot{c} \\
& \dot{c} \\
& var(\neg g_t) + cov \dot{c} \\
& var(pos_t) + cov \dot{c} \\
& var(\pi_t) = \dot{c}
\end{aligned} \tag{2.23}$$

В таблице Таблица 2.6 представлены результаты декомпозиции. Отрицательная составляющая вносит несколько больший вклад в волатильность инфляции, чем положительная составляющая. 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 2.6 – Декомпозиция дисперсии на положительную и отрицательную составляющие

	Положительная составляющая (в %)	Отрицательная составляющая (в %)
Опубликованные цены	45	55
Регулярные цены	40	60

Источник: расчеты авторов

Результаты сопоставления наблюдаемых фактов с выводами моделей ценообразования представлены в таблице Таблица 2.7. Как видно из таблицы, большинство фактов не противоречат моделям ценообразования, зависящим от времени. Однако, стоит учитывать, что данный вывод может измениться с увеличением срока наблюдений и расширением количества онлайн-ритейлеров в выборке.

Таблица 2.7 – Сопоставление фактов с предсказаниями моделей ценообразования

Факты, наблюдаемые в данных	Модели, зависящие от состояния		Модели, зависящие от времени	
	Golosov, Lucas (2007) [CITATION Gol07 \l 1033]	Dotsey, King, Wolman (1999) [CITATION Dot99 \l 1049]	Calvo (1983) [CITATION Cal83 \l 1033]	Taylor (1980) [CITATION Tay80 \l 1033]
Относительно большие размеры изменений цен по модулю	Да	Нет	Да	Да
Высокая доля изменений цен ниже 5%	Нет	Да	Да	Да
Вероятность изменения цены не увеличивается с длительностью периода «жизни» цены	Да	Нет	Да	Да

Размер изменения цены не увеличивается с длительностью периода «жизни» цены	Да	Нет	Нет	Нет
Средний размер изменений цен коррелирует сильнее с инфляцией, чем доля меняющихся цен	Нет	Нет	Да	Да

Источник: составлено авторами

Итак, результаты оценки жесткости цен оказались следующими. На наборе данных № 1 (ежемесячные данные) степень жесткости цен сильно варьируется между категориями, отдельными ритейлерами, а также имеет тенденцию к снижению при увеличении цены товара. Наблюдается нисходящая форма функции риска, что говорит о снижении вероятности изменения цены с продолжительностью периода её неизменности. Такая форма может быть объяснена большим количеством коротких периодов цен в данных. Средний размер изменения цен также снижается с периодом «жизни» цены на этих данных, что объясняется кратковременностью и большими колебаниями цен в периоды распродаж. Выявлена существенная доля малых изменений цен – изменения размером менее 5% составляют 27,3% всех изменений опубликованных цен и 35,6% – регулярных. В то же время доля изменений ниже 1% незначительна, что может свидетельствовать в пользу существования определенных «издержек меню». Индикатором согласованности собранных в рамках проведенного исследования онлайн-данных по ценам с теми, что регистрирует Росстат, является высокое значение коэффициента корреляции, которое составляет 70%.

На наборе данных № 2 (ежедневные данные) также были получены низкие значения доли изменений ниже 1% 5,2% для опубликованных цен и 6,5% для регулярных. Также были подтверждены выводы о существенной гетерогенности частот изменения цен между группами товаров и услуг, причем показано, что цены на непродовольственные товары являются более жесткими, чем на продовольственные, а цены на услуги обладают самой высокой жесткостью. Функция риска имеет нисходящий наклон только для опубликованных цен, тогда как для регулярных цен такого свойства не обнаруживается. Обнаружены пики на определенных днях, что может свидетельствовать о некой календарной периодичности изменений цен. Размер изменений не увеличивается с течением «жизни» цены. Дисперсия инфляции в большей степени объясняется дисперсией среднего размера изменений цен, чем дисперсией доли этих изменений, что также свидетельствует в пользу моделей ценообразования, зависящих от времени.

3 Оценка степени жесткости цен в российской экономике на макроэкономических данных

Предполагается, что оценки, полученные в предыдущей главе на микроэкономических данных, являются заниженными, поскольку большую часть рассматриваемой корзины товаров составляют продовольственные товары, как правило, характеризующиеся довольно малой жесткостью цен. Тем не менее, с учетом микрорасчетов можно предположить, что общепринятые меры жесткости цен на макроуровне (3-4 квартала) являются чрезмерно завышенными для российской экономики.

В настоящей главе представлены полученные авторами оценки степени жесткости цен в российской экономике с использованием макроподхода. Для калибровки степени жесткости цен на макроданных выбран метод калибровки модели частичного равновесия, который подразумевает наложение структурных ограничений только на производственный сектор.

3.1 Описание данных

Для калибровки параметров жесткости цен используется два набора данных – квартальные данные об основных макроэкономических показателях российской экономики за 2000 – 2018 гг. и ежемесячные данные по аналогичным показателям за тот же временной период. Использование ежеквартальных данных позволяет использовать более широкий спектр показателей для анализа, в то время как использование ежемесячных данных может позволить более точно оценить продолжительность ценовых контрактов в случае, если частота изменений цен достаточно велика и в среднем дюрация цены не превышает один квартал. Также использование ежемесячных данных позволяет сопоставить оценки, полученные на макроуровне с теми параметрами ценовой жесткости, которыми характеризуются собранные авторами микроэкономические данные.

Для калибровки модели частичного равновесия, накладывающего ограничения на структуру производственного сектора, требуются данные, характеризующие динамику инфляции в соответствии с НКРС, а именно данные об инфляции и о реальных предельных издержках.

В качестве показателей инфляции на квартальных данных используются ряды дефлятора ВВП, ИПЦ, индексе цен производителей промышленной продукции (ИЦП), также авторами рассчитан дефлятор ВВП без учета нефтегазового экспорта по методике Дубовского и др. (2015) [CITATION Дуб \l 1049]. На ежемесячных данных доступна только информация об ИПЦ и ИЦП.

Подробная информация о преимуществах и недостатках каждого индекса приведена в таблице 3.8.

Таблица 3.8 – Сравнительный анализ показателей темпа инфляции, использованных для моделирования жесткости цен

Показатель темпа инфляции	Примеры использования для оценки кривой Филлипса	Преимущества	Недостатки
1	2	3	4
ИПЦ	Roberts (1995) [CITATION Rob95 \l 1033]; Hall и др. (2011) [CITATION Hal11 \l 1033]	Является целевым показателем инфляции при осуществлении денежно-кредитной политики Банком России; Корзина наиболее сопоставима с теми товарами, для которых исследуется жесткость цен на микроуровне в настоящей работе	Включает стоимость только потребительских товаров, в том числе импортных, что наименее соответствует идее оценки жесткости ценовых контрактов отечественных производителей
ИЦП	Gwin, Van Hoose (2008)[CITATION Gwi08 \l 1033]; Соколова (2014) [CITATION Сок14 \l 1049]	Включает динамику цен только отечественных производителей	Учитываются только товары промышленного производства, сложно сопоставить с результатами микроэкономических расчетов
Дефлятор ВВП	Gali, Gertler (1999) [CITATION Gal991 \l 1033]; Sbordone (2002) [CITATION Cru08 \l 1033]; Coenen и др. (2007) [CITATION Coe07 \l 1049]	Отражает цены всех товаров, произведенных отечественными фирмами в экономике	По сути не является ценовым индексом, корзина товаров не фиксирована, что приводит к изменению весов при переходе к каждому новому периоду; Имеются только квартальные данные
Дефлятор ВВП без учета стоимости нефтегазового экспорта	Зубарев (2018) [CITATION Зуб18 \l 1049]	Отражает цены всех товаров, произведенных отечественными фирмами в экономике, кроме экспорта нефтегазовых ресурсов – биржевых товаров цены на которые не подчиняются решениям отечественных производителей	Аналогично предыдущему индексу

Примечание – Источник: составлено авторами.

В качестве прокси-показателей реальных предельных издержек производства, в литературе предлагается использовать две альтернативные группы показателей. Первая

группа включает показатели, характеризующие рынок труда. В частности, принято использовать показатель удельных затрат труда на единицу продукции (ULC), который рассчитывается как отношение среднего размера оплаты труда работников в час к средней производительности труда [CITATION Cru08 \l 1049]. При отсутствии данных альтернативным способом измерения ULC является доля совокупных трудовых доходов в ВВП [CITATION Coe07 \l 1049]. В данную группу измерителей предельных издержек включаются также общие затраченные часы работы или уровень безработицы.

Вторая группа показателей формируется из предположения о том, что реальные предельные издержки производства пропорциональны разрыву реального выпуска: растут в фазы экономического подъема и снижаются в периоды спада. На квартальных данных доступна информация о реальном ВВП, а также может быть рассчитан реальный ВВП за вычетом стоимости нефтегазового экспорта. Идея использования этого показателя основана на том, что объёмы нефтегазового экспорта зависят в первую очередь от внешней рыночной конъюнктуры и изменение этих объемов может неадекватно не отражать издержки производства товаров и услуг в российской экономике. Построение рядов разрыва ВВП может быть осуществлено при помощи вычитания средних или линейного тренда, как в [CITATION Coe07 \l 1049], а также при помощи фильтров, например фильтра Ходрика-Прескотта, как в [CITATION Sok14 \l 1049], [CITATION Зуб18 \l 1049]. Для оценки жесткости цен на ежемесячных данных использовался такой доступный показатель как индекс промышленного производства (ИПП).

Как правило, для моделирования динамики инфляции в российской экономике используются показатели второй группы, из-за негибкости российского рынка труда к изменению занятости. При использовании показателей первой группы, авторам часто не удается получить устойчивые результаты [CITATION Зуб18 \l 1049].

Помимо перечисленных показателей в VAR-модель можно включать иные переменные, например, ряды изменений валютных курсов, процентных спредов, денежных агрегатов и т.п. С одной стороны, использование этих переменных позволяет добиться большей детализации построенной VAR-модели, но, с другой стороны, это сильно снижает точность оценивания модели, за счёт резкого уменьшения степеней свободы в оцениваемых уравнениях. Тем более перед исследователями не стоит задачи идентификации структурных шоков российской экономики и оценки реакции на эти шоки. Поэтому в базовой постановке модели эти переменные не используются.

Тем не менее, в исследовании учтена высокая зависимость российской экономики от изменений цен на энергоресурсы, поэтому изменения мировых цен на нефть включены в качестве экзогенных переменных.

Перечень используемых показателей приведён в таблице 3.9.

Таблица 3.9 – Перечень показателей, используемых для моделирования жесткости цен

Обозначение	Расшифровка	Источник данных
Показатели темпа инфляции		
DEF	Дефлятор ВВП	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033], расчеты авторов
DEX	Дефлятор ВВП за вычетом стоимости нефтегазового экспорта	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1049], ЕМИСС [CITATION Офи191 \l 1049], Банк России [CITATION Офи192 \l 1049], расчеты авторов
CPI	ИПЦ	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033]
PPI	ИЦП	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033]
Прокси-показатели предельных издержек		
ULC	Доля расходов на труд	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033], расчеты авторов
Ygap	Разрыв реального ВВП	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033], расчеты авторов
YNEXgap	Разрыв реального ВВП за вычетом нефтегазового экспорта	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1049], ЕМИСС [CITATION Офи191 \l 1049], Банк России [CITATION Офи192 \l 1049], расчеты авторов
MPI	ИПП	ФСГС [CITATION Офи19 \l 1033]
Экзогенные переменные		
POil	Мировая цена на нефть марки BRENT	ФРБ Сент-Луиса [CITATION Баз19 \l 1049]

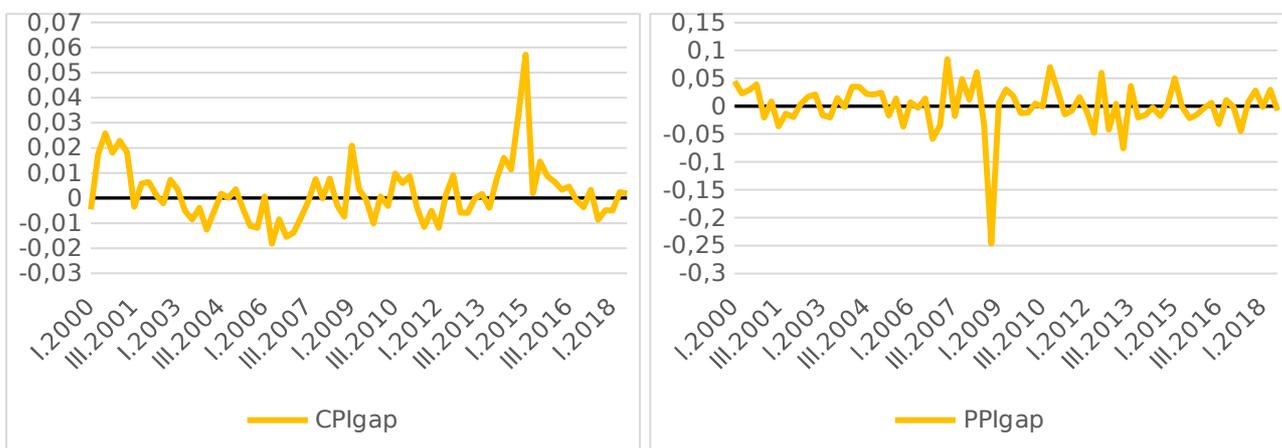
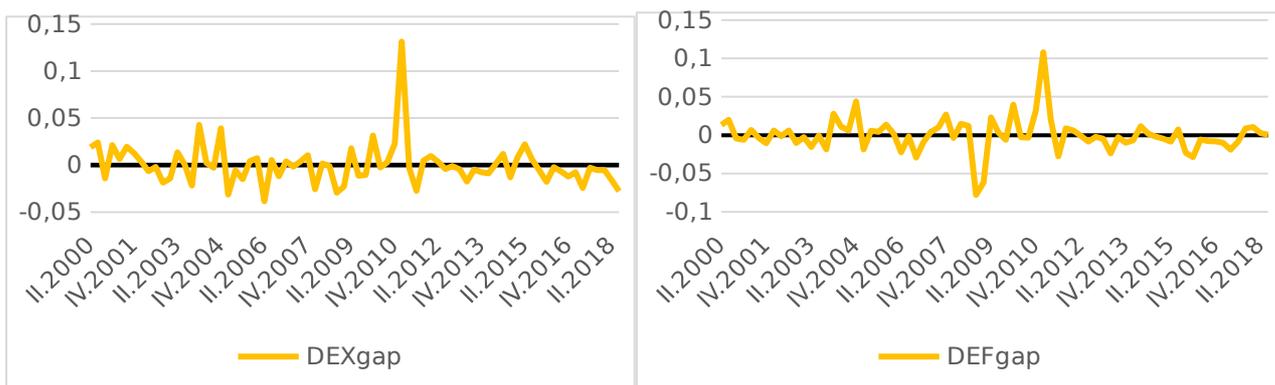
Примечание – Источник: составлено авторами.

Представленные показатели подвержены циклическим колебаниям, на всех рядах была проведена корректировка при помощи процедуры X-13-ARIMA. В динамике большинства показателей инфляции наблюдается лишь слабый нисходящий тренд, поэтому для получения разрыва ряды были разбиты на два подпериода, в каждой части оценён средний темп инфляции и вычислена разность логарифмов фактического (сезонно сглаженного) и среднего за соответствующий подпериод показателя. Для темпа инфляции по ИПЦ на периоде 2014–2018 гг. в качестве SS темпа инфляции использовался целевой темп инфляции ЦБ, равный 4% год, что соответствует среднеквартальному темпу 0,985%.

Итоговая динамика инфляционных разрывов представлена на рисунке 3.10.

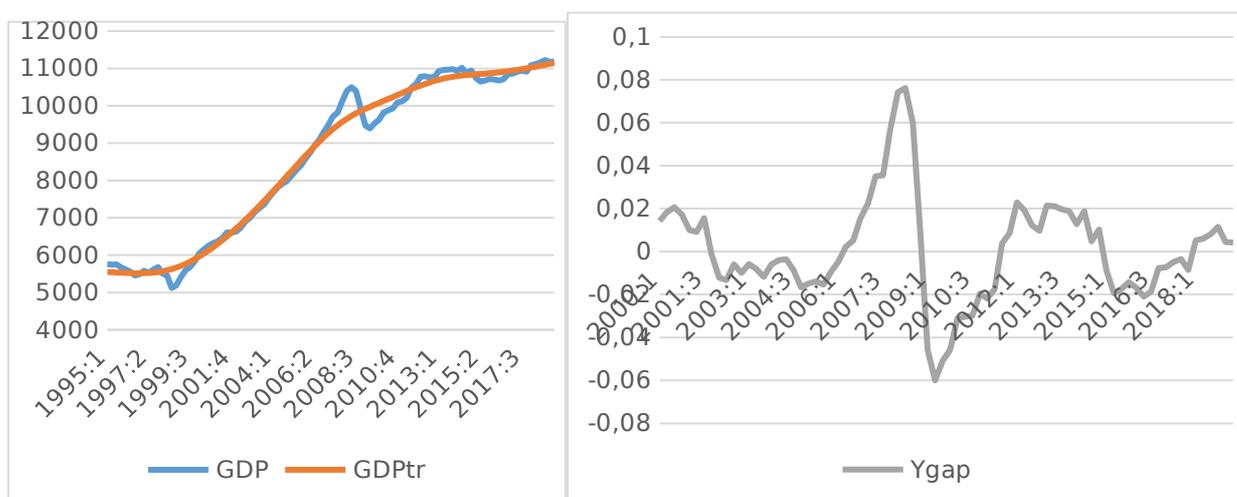
Данные по ВВП и ВВП за вычетом стоимости нефти были очищены от сезонности и от тренда, выделенного при помощи фильтра Ходрика-Престона. Результаты представлены на рисунках 3.11 – 3.12.

Для остальных рядов были проведены операции, аналогичные алгоритму получения инфляционного разрыва.



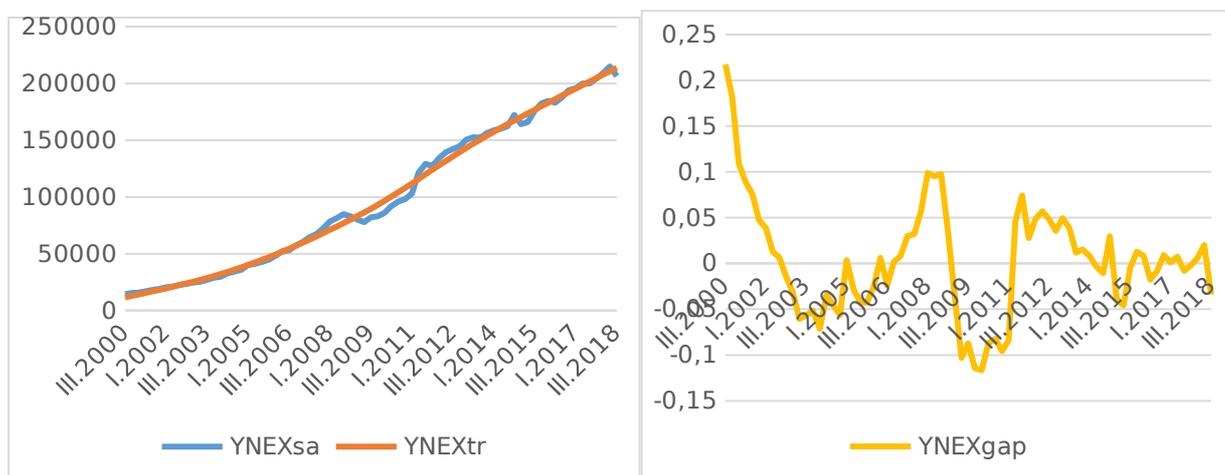
Примечание – Источник: построено авторами.

Рисунок 3.10 – Инфляционный разрыв для разных показателей инфляции



Примечание – Источник: построено авторами.

Рисунок 3.11 – Оценка разрыва реального выпуска



Примечание – Источник: построено авторами.

Рисунок 3.12 – Оценка разрыва реального выпуска за вычетом нефтегазового экспорта

Ряды были проверены на наличие единичного корня при помощи набора альтернативных тестов. Результаты на квартальных рядах представлены в таблице 3.10.

Таблица 3.10 – Результаты тестов на наличие единичного корня на квартальных рядах

Показатель	Р-значение ADF-теста на единичный корень	Р-значение KPSS-теста на единичный корень	Р-значение PP-теста на единичный корень
DEX	<0,01	>0,1	<0,01
DEF	0,023	>0,1	<0,01
CPI	0,036	>0,1	<0,01
PPI	<0,01	>0,1	<0,01
Ygap	0,017	>0,1	0,174
YNEXgap	0,028	>0,1	0,201
MPI	<0,01	>0,1	<0,01
POIL	<0,01	>0,1	<0,01

Примечание – Источник: рассчитано авторами

Результаты на разных подпериодах ежемесячных данных представлены в таблице 3.

11.

Таблица 3.11 – Результаты тестов на наличие единичного корня на ежемесячных рядах

Показатель	Р-значение ADF-теста на единичный корень	Р-значение KPSS-теста на единичный корень	Р-значение PP-теста на единичный корень
CPI (2000 – 2018)	0,035	>0,1	<0,01
PPI (2000 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01
MPI (2000 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01
POIL (2000 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01
CPI (2000 – 2009)	<0,01	0,085	<0,01
PPI (2000 – 2009)	<0,01	>0,1	<0,01
MPI (2000 – 2009)	0,025	0,074	<0,01
POIL (2000 – 2009)	<0,01	>0,1	<0,01

CPI (2010 – 2018)	0,027	>0,1	<0,01
PPI (2010 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01
MPI (2010 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01
POIL (2010 – 2018)	<0,01	>0,1	<0,01

Примечание – Источник: рассчитано авторами

Гипотеза о стационарности полученных временных рядов не отвергается на 1% или на 5% уровне для всех рядов на всех временных промежутках.

3.2 Калибровка параметров структурных моделей

Оценка степени жесткости на макроуровне проводилась при помощи методик калибровки моделей частичного равновесия Sbordone (2002) [CITATION Cru08 \l 1049] и Coenen и др. (2007) [CITATION Coe07 \l 1049]. Первый метод позволяет получить оценки степени жесткости для стандартной НКРС, структура которой подразумевает только рациональные ожидания. В первой модели часть структурных параметров задается фиксированным значением. Однопериодный дисконтирующий множитель $R=0,99$. Также фиксируются темпы роста экономики в стационарном состоянии $\gamma_y^i=1,00976$, что соответствует среднеквартальному темпу роста ВВП за весь рассмотренный период.

Параметр производственной функции $(1-\alpha)$ соответствует доле трудового дохода и для российской экономики $\alpha=0,5$. Эластичность замещения взята, равной $\theta=7$, как в модели Полбина (2013) [CITATION Пол13 \l 1049]. Параметр, характеризующий жесткость цен по Кальво $\theta \in [0,1]$ подбирается при помощи оптимизационного механизма.

Исследования российской экономики, посвященные оценке кривой Филлипса (например, [CITATION Сок14 \l 1049], [CITATION Зуб18 \l 1049]) выделяют значимое влияние назад смотрящих компонент на динамику темпа инфляции. Поэтому также проводится калибровка степени жесткости цен на основе гибридной НКРС [CITATION Coe05 \l 1049] и [CITATION Coe07 \l 1049].

На оцениваемую модель накладываются следующие структурные ограничения (3.24):

$$\begin{cases} q_t = b_{1,0} + b_{1,1}q_{t-1} + b_{1,2}\pi_{t-1} + \dots + b_{1,2p-1}q_{t-p} + b_{1,2p}\pi_{t-p} \\ \pi_t = \frac{\delta}{1+\delta}\pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\delta}\pi_{t+1} + \gamma \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{(1+\delta)\theta}q_t \end{cases}, \quad (3.24)$$

где q_t – показатель динамики реальных предельных издержек, π_t – показатель инфляционного разрыва. Первое уравнение системы (3.24) – уравнение для показателя q_t , взятое из VAR(p)-модели без включения лагов экзогенных переменных, т.е. при предположении что шоки экзогенных переменных равны нулю. Соответственно, $b_{1,i}, i \in \{0, 1, \dots, 2p\}$ представляют собой коэффициенты этого уравнения, коэффициентов перед экзогенными переменными. Второе уравнение системы (3.24) накладывает структуру

на динамику инфляции в соответствии с представлениями о гибридной НКРС. Таким образом структурная модель обладает количеством лагов, равным p , и одним впередсмотрящим периодом.

Однопериодный дисконтирующий множитель $\beta=0,99$ – наиболее часто используемое значение этого структурного параметра в большинстве DSGE-моделей, в том числе и для российской экономики (например, в работе [CITATION Пол13 \l 1049]). При оценке модели на ежемесячных данных значение этого показателя немного увеличивается ($\beta=0,9965$). Вторым фиксируемым параметром является параметр чувствительности новых устанавливаемых цен к шокам предельных издержек $\gamma=1$, что соответствует предпосылкам об абсолютной мобильности капитала между фирмами и постоянной эластичности спроса. Степень жесткости цен по Кальво $\theta \in \mathbb{R}$ и степень динамической индексации контрактов на инфляцию предыдущего периода $\delta \in [0,1]$ подбираются при помощи оптимизационного механизма.

3.3 Результаты оценки жесткости цен на уровне российской экономики в целом

3.3.1

Результаты калибровки новокейнсианской кривой Филлипса

Результаты калибровки по методу Sbordone (2002) [CITATION Cru08 \l 1033] на квартальных данных для всех показателей ценовых индексов и для трех прокси-переменных, характеризующих динамику предельных издержек представлены в таблицах 3.12 – 3.14.

Таблица 3.12 – Результаты калибровки новокейнсианской кривой Филлипса с разрывом реального выпуска

Индекс цен	Степень жесткости цен по Кальво (θ)	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEF	0,132	1,15
DEX	0,044	1,05
CPI	0,644	2,81
PPI	0,002	1,002

Примечание – Источник: составлено авторами.

Таблица 3.13 – Результаты калибровки новокейнсианской кривой Филлипса с разрывом реального выпуска за вычетом нефтегазового экспорта

Индекс цен	Степень жесткости цен по Кальво (θ)	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEF	0,202	1,25
DEX	0,054	1,06
CPI	0,662	2,96
PPI	0	1

Примечание – Источник: составлено авторами.

Таблица 3.14 – Результаты калибровки новокейнсиаской кривой Филлипса с долей трудовых доходов

Индекс цен	Степень жесткости цен по Кальво (θ)	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEF	0,414	1,71
DEX	0,308	1,45
CPI	0,57	2,33
PPI	0,25	1,34

Примечание – Источник: составлено авторами.

Полученные оценки показывают, что средняя продолжительность периода неизменности цены не превышает 3 кварталов. При этом наибольшую жесткость проявляют оценки, полученные при помощи ИПЦ в качестве показателя инфляции. Наименьшую жесткость демонстрируют оценки, полученные с помощью ИЦП, возможно, за счет того, что достаточно большую долю товарной корзины в этом индексе составляют биржевые товары с гибкими ценами. Использование в качестве прокси для предельных издержек показателей из группы разрыва выпуска позволяет получить достаточно устойчивые результаты. Полученные оценки, за исключением оценок с ИПЦ, демонстрируют меньшую степень жесткости цен, чем те оценки, которые обычно используются при построении структурных DSGE-моделей для российской экономики.

3.3.2

Результаты калибровки гибридной кривой Филлипса на квартальных данных

Для каждого показателя темпа инфляции и для каждого показателя разрыва выпуска были построены VAR-модели в приведенной форме без структурных ограничений. Для совокупности моделей в целях сопоставимости полученных результатов был подобран одинаковый порядок лагов эндогенных переменных (там, где это было возможно). Однако, порядок лагов экзогенных переменных мог различаться, т.к. в дальнейшем рассматривается модельная ситуация, при которой шок нефтяных цен равен нулю, и эти коэффициенты не интересуют исследователя. Для каждой построенной модели проведен ряд тестов, проверяющих наличие/отсутствие автокорреляции в остатках.

Результаты калибровки параметров жесткости цен по Кальво θ и динамической индексации δ для каждого набора эндогенных показателей представлены в таблицах 3.15 – 3.17. В первой колонке отображена полученная оценка параметра жесткости θ , во

второй колонке – ожидаемая продолжительность контракта, т.е. величина временного интервала между двумя моментами пересмотра цены. Этот показатель рассчитывается как

$\frac{1}{1-\theta}$. В третьей колонке представлена полученная оценка параметра динамической

индексации δ , которая показывает, какая доля фирм, которым недоступен пересмотр контракта, индексирует цену своей продукции на инфляцию предыдущего периода. В четвертой колонке рассчитана ожидаемая дюрация цены, т.е. период, в течение которого цена остается неизменной. Этот показатель является обратной величиной от вероятности сменить

цену в текущем периоде, равной $1-\theta+\theta\delta$, и равен соответственно $\frac{1}{1-\theta+\theta\delta}$.

Таблица 3.15 – Результаты калибровки параметров жесткости цен в базовой спецификации, прокси для предельных издержек – разрыв реального выпуска

	Степень жесткости цен по Кальво (θ), доли	Ожидаемая продолжительность ценового контракта, кварталов	Степень динамической индексации (δ), доли	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEX	0,36	1,56	0,54	1,20
DEF	0,34	1,51	0,57	1,17
CPI	0,44	1,79	0,56	1,24
PPI	0,23	1,30	0,69	1,08

Примечание – Источник: составлено авторами.

Таблица 3.16 – Результаты калибровки параметров жесткости цен в базовой спецификации, прокси для предельных издержек – разрыв реального выпуска за вычетом нефтегазового экспорта

	Степень жесткости цен по Кальво (θ), доли	Ожидаемая продолжительность ценового контракта, кварталов	Степень динамической индексации (δ), доли	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEX	0,72	3,57	0,33	1,93
DEF	0,79	4,76	0,39	1,93
CPI	0,45	1,81	0,51	1,28
PPI	0,63	2,70	0,41	1,59

Примечание – Источник: составлено авторами.

Таблица 3.17 – Результаты Калибровки параметров жесткости цен в базовой спецификации, прокси для предельных издержек – темпы роста промышленного производства

	Степень жесткости цен по Кальво (θ), доли	Ожидаемая продолжительность ценового контракта, кварталов	Степень динамической индексации (δ), доли	Ожидаемая дюрация цены, кварталов
DEX	0,31	1,45	0,45	1,2
DEF	0,36	1,56	0,42	1,26
CPI	0,42	1,72	0,41	1,34

РРІ	0,28	1,39	0,43	1,19
-----	------	------	------	------

Примечание – Источник: составлено авторами.

В целом калибровка параметров жесткости с использованием различных показателей для темпов роста общего уровня цен и колебаний выпуска позволяет получить достаточно устойчивые результаты. Как видно из результатов таблиц 3.15 и 3.17 параметр жесткости цен по Кальво (вероятность того, что фирма в каждом квартале не сможет изменить цену на свою продукцию) оценивается в пределах 23%–44%, что соответствует ожидаемой продолжительности временного промежутка между пересмотром контрактов, находящейся в пределах 3,9–5,37 месяцев.

При этом часть фирм индексируют цену на инфляцию предыдущего периода, по полученным в таблицах 3.15 и 3.17 оценкам эта доля колеблется около 41%–69%. Таким образом оценка продолжительности ожидаемого периода неизменности цены колеблется в 3,24–4,02 месяцев.

Последние цифры подтверждают предположение о том, что макрооценки продемонстрируют большую жесткость, чем микрооценки, но большую гибкость, чем аналогичные оценки по развитым странам.

Как и в пункте 3.3.1 наибольшей жесткости цен соответствует оценка, полученная с использованием ИПЦ, и наименьшей – с использованием ИЦП. Возможно, это связано с тем, что достаточно большую долю в товарной корзине для расчета последнего индекса составляют биржевые товары (ресурсы), цены на которые не определяются производителем и являются наименее жесткими. В целом данные оценки сопоставимы с теми, которые были получены для новокейнсианской кривой Филлипса в пункте 3.3.1. Однако их разброс куда меньше – практически все используемые показатели позволяют получить схожие результаты.

Исключение составляют оценки, полученные при использовании разрыва реального выпуска за вычетом нефтегазового экспорта в качестве прокси для предельных издержек, представленные в таблице 3.16. Они в целом демонстрируют более высокую степень жесткости цен по Кальво и более низкую долю индексирующих фирм. Согласно этим результатам ожидаемая продолжительность периода неизменности цены составляет 3,8 – 5,8 месяцев, причем наиболее гибкими получились оценки по ИПЦ.

У оценок, полученных на квартальных данных есть ряд недостатков. Во-первых, это достаточно продолжительный период в 20 лет, за который происходила трансформация российской экономики, ряд структурных сдвигов, который предполагает в том числе и изменение параметров жесткости цен. Во-вторых, построение модели на квартальных данных не позволяет получить оценку жесткости, чтобы средняя продолжительность

контракта оказалась меньше одного квартала. Тем не менее расчеты на микроэкономических данных проведены на наблюдениях цен с дневной и ежемесячной периодичностью.

Для решения этих проблем были проведены также калибровки жесткости цен на ежемесячных данных.

3.3.3

Результаты калибровки гибридной кривой Филлипса на ежемесячных данных

Оценки степени жесткости цен на ежемесячных данных получены на трех временных диапазонах. Первый диапазон включает периоды 2000–2009 гг., второй – современный этап развития российской экономики 2010–2018 гг. Также проведены оценки на полном диапазоне данных. Сформулировать однозначные гипотезы относительно трансформации степени жесткости цен в российской экономике нельзя. С одной стороны, введение новых технологий в процессы принятия решений о ценообразовании, создание онлайн-платформ для торговли и агрегаторов для возможности сравнения цен у разных продавцов, а также развитие методов обработки больших массивов данных должно было привести к снижению степени жесткости цен и средней дюрации цен в российской экономике. С другой стороны, первый рассматриваемый период характеризовался более высокими темпами инфляции. При этом исследования, основанные на микроэкономических данных, как правило показывают снижение степени жесткости цен в высокоинфляционные периоды и её увеличение в периоды низкой и стабильной инфляции [CITATION Tay16 \l 1033].

Результаты калибровки параметров жесткости цен по Кальво θ и динамической индексации δ для каждого набора эндогенных показателей и для каждого временного промежутка представлены в таблице 3.18.

Таблица 3.18 – Результаты калибровки параметров жесткости цен на ежемесячных данных на разных временных диапазонах

	Степень жесткости цен по Кальво (θ), доли	Ожидаемая продолжительность ценового контракта, месяцев	Степень динамической индексации (δ), доли	Ожидаемая дюрация цены, месяцев
CPI (2000-2018)	0,60	2,50	0,45	1,56
PPI (2000-2018)	0,09	1,08	0,28	1,07
CPI (2000-2009)	0,63	2,70	0,42	1,58
PPI (2000-2009)	0,99 ²	?	0,43	2,30
CPI (2010-2018)	0,59	2,44	0,51	1,41
PPI (2010-2018)	0,13	1,15	0,38	1,09

Примечание – Источник: составлено авторами.

² Данный результат показывает нереалистично высокую степень жесткости цен по Кальво. Тем не менее несмотря на то, что критериальная функция $Q_{S,T}(\xi)$ имеет несколько локальных минимумов, даже в других точках локального минимума не удалось получить иные значения жесткости цен по Кальво.

Результаты калибровки параметров жесткости цен на ежемесячных данных позволяют получить более гибкие оценки, чем аналогичные результаты на квартальных данных в силу того, что оценка на квартальных данных не может оказаться меньше одного квартала. В среднем, как и в предыдущих пунктах, было показано, что индекс потребительски цен отражает наибольшую степень жесткости цен, т.е. наименьшую реакцию номинальных показателей на колебания реальных предельных издержек. Степень динамической индексации, которую можно интерпретировать как долю фирм, придерживающихся адаптивных ожиданий колеблется в тех же пределах, что и по оценкам на квартальных данных с использованием ИПП. Также в силу условий, сформулированных в начале пункта 3.3.3, не наблюдается серьезных различий между оценками на временном промежутке 2000–2009 гг. и на промежутке 2010–2018 гг.

В результате проведенного исследования можно сделать вывод о том, что по приблизительным оценкам на макроэкономических данных, полученных при помощи калибровок моделей частичного равновесия в секторе производства, степень жесткости цен в российской экономике является куда более низкой, чем это принято предполагать в исследованиях российского бизнес-цикла. Оценки авторов большинства работ, применяющих DSGE-модели ([CITATION Пол13 \l 1049], [CITATION Mal14 \l 1049] и др.) основываются на предположении об ожидаемой дюрации цены, лежащей в промежутке 3–4 кварталов. Тем не менее большая часть полученных оценок с применением различных показателей, характеризующих темп инфляции и колебания издержек производителей, говорит о том, что средняя продолжительность временного промежутка между пересмотром цен колеблется в пределах от 2,5 до 6 месяцев, а с учетом возможности динамической индексации цен на инфляцию предыдущего периода она в среднем (за исключением отдельных наборов данных) не превышает 4,5 месяцев.

Такой вывод, в соответствии с теоретическими предпосылками о влиянии жесткости цен на распространение шока монетарной политики, должен предполагать, что влияние этого шока на реальные показатели должно при прочих равных оказаться более слабым, чем это прогнозируют DSGE-модели. С точки зрения влияния на инфляцию, то прогноз по скорости достижения цели по инфляции также может при прочих равных предполагать более короткий промежуток времени между возникновением шока и достижением нового равновесия.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Жесткость цен является одним из ключевых способов объяснения влияния денежно-кредитной политики на реальные макроэкономические показатели в краткосрочном периоде, наблюдаемого на реальных данных. Существует множество способов обоснования причин, по которым ценовой механизм не реагирует мгновенно на экзогенные номинальные шоки, из-за чего часть воздействия шока перенимают на себя такие показатели как реальный выпуск, потребление, занятость и проч.

Теоретические работы выделяют два класса моделей жесткости цен: в зависимости от времени и в зависимости от состояния. Процесс установления цен в соответствии с моделями с зависимостью от времени предполагает, что период пересмотра цен задается экзогенно. При ценообразовании в зависимости от состояния, период установления цен определяется тем, что происходит в экономике: происходят ли значительные изменения в денежно-кредитной политике, воздействуют ли на фирму шоки производительности, изменяют ли цены остальные фирмы. В зависимости от того, какой моделью ценообразования описывается процесс установления фирм, шоки монетарной политики могут оказывать большее или меньшее воздействие на реальные показатели. Как правило, считается, что модели ценообразования в зависимости от времени, в которых главной характеристикой жесткости выступает частота пересмотра цен, задают большую жесткость цен, чем это отражают реальные данные. Модели ценообразования в зависимости от состояния, напротив, по мнению ряда авторов позволяют лучше отразить те эмпирические закономерности, которые наблюдаются в реальных микро- и макроданных.

Существуют различные методы оценки степени жесткости цен. Оценки жесткости на макроэкономических данных позволяют получить косвенные оценки степени жесткости. Они, как правило, основаны на методах калибровки – подбора таких значений параметров жесткости цен, которые бы позволили максимально приблизить результаты модельных расчетов к тем закономерностям, которые наблюдаются на реальных данных. Среди этих подходов можно выделить калибровки динамических стохастических моделей общего равновесия и калибровки моделей частичного равновесия, которые включают только производственный блок DSGE-моделей.

Существующие эмпирические исследования степени жесткости на основе макроэкономических данных в основном затрагивают развитые экономики, а в частности экономики США и стран Европы. Полученные в соответствии с ними оценки показывают, что использование общепринятых параметров жесткости, соответствующих средней продолжительности периода неизменности цены, равной 3-4 кварталам, является завышенным даже для развитых экономик с низкими темпами инфляции.

В настоящем исследовании были реализованы методы калибровки моделей частичного равновесия для оценки степени жесткости цен в спецификации Кальво на макроэкономических данных о российской экономике. Предложенные методы являются более гибкими по сравнению с калибровкой модели общего равновесия, т.к. в них фиксируются лишь 2-4 значения структурных параметров модели, в то время как полноценная DSGE-модель требует оценки десятков параметров. Также число структурных ограничений, накладываемых на экономику микрообоснованной моделью, сокращается до малого числа, а именно спецификации производственной функции и спецификации модели жесткого ценообразования.

Проведенные авторами настоящей работы оценки степени жесткости с использованием квартальных и ежемесячных рядов о динамике общего уровня цен, колебаний выпуска в России и изменением мировых цен на нефть демонстрируют, что цены в российской экономике в целом являются более гибкими, чем в развитых странах. Это может быть связано с более высокими темпами инфляции, наблюдавшимися на протяжении рассматриваемого временного промежутка, а также с тем, что в большинство показателей темпов инфляции заложены цены биржевых товаров, являющиеся одними из наиболее гибких и не поддающихся регулированию отечественными фирмами. Помимо этого, цены российских товаров могут быть подвержены более частым изменениям в связи с колебаниями валютного курса, и соответствующими колебаниями цен на импортные промежуточные и конечные товары. В среднем полученные оценки на макроэкономических данных отражают ожидаемую среднюю продолжительность периода неизменности цены на промежутке от 2,5 до 4,5 месяцев на квартальных данных и 1 – 1,5 месяца на ежемесячных данных.

Микроэкономические методы оценки степени жесткости цен, как правило, основаны на определении основных характеристик эмпирического распределения продолжительности времени между двумя последовательными изменениями цены, а также относительных размеров ценовых изменений. Данные методы были применены к собранному авторами массиву данных по ценам на розничные потребительские товары.

В результате применения методики веб-скрапинга к данным онлайн-ритейлеров г. Москвы были получены следующие факты о жесткости цен. Во-первых, как на ежемесячных, так и на ежедневных данных наблюдаются частые незначительные изменения цен (меньше 5% в обе стороны). Наблюдается бимодальность в распределении изменений цен: чаще всего снижения цен происходят на 15% (1%) для опубликованных (регулярных) цен, а увеличения – на 2-3% как для опубликованных, так и для регулярных цен. При этом доля небольших по модулю изменений цен (меньше 1%) незначительна, что подтверждает

существование «издержек меню». Во-вторых, отмечена значительная гетерогенность в жесткости цен между категориями и отдельными ритейлерами: так, цены на яблоки пересматриваются чаще, чем раз в месяц, а на баранину – приблизительно раз в 3 месяца; для гипермаркета «Окей» цены на продукты остаются неизменными в течение 1,1 месяца, в то время как для «Глобуса» это значение составляет 2,2 месяца. Из этого можно заключить, что для использования частот изменения цен в более общих моделях (например, в моделях DSGE) в целях моделирования последствий денежно-кредитной политики предпочтительным является учет гетерогенности в жесткости цен между отдельными агентами и секторами экономики. В-третьих, показано, что средняя частота изменения цен снижается при переходе к более дорогим товарным группам/категориям (например, пищевая соль стоит дешево, цены на нее меняются часто, в то время как цены на чай относительно высокие и меняются редко). В-четвертых, вероятность изменения цен по всем товарам на ежемесячных данных имеет тенденцию к снижению во времени, однако на динамике цен отдельных товаров в большинстве случаев этого не наблюдается, что подтверждает влияние гетерогенности в частотах отдельных товаров на наклон функции риска.

На дневных данных обнаружено большое количество малых изменений, а также отмечена существенная гетерогенность частоты изменений цен для различных категорий товаров и услуг. Показано, что цены на продовольственные товары меняются чаще, чем на непродовольственные, а цены на услуги практически не изменились за исследуемый период (исключение составляет категория «Связь»). Вероятность изменения цены на всём наборе данных снижается во времени как для опубликованных цен (с учетом распродаж), так и для регулярных цен. Отмечено резкое повышение вероятности изменения цен для регулярных цен на 33 и 86 днях, что приблизительно соответствует календарным периодам в 1 и 3 месяца, что может являться подтверждением зависимости решений об изменении цен фирмами от календарной периодичности. Размер изменений не увеличивается с течением «жизни» цены. Дисперсия инфляции в большей степени объясняется дисперсией среднего размера изменений цен, чем дисперсией доли этих изменений, что также свидетельствует в пользу моделей ценообразования, зависящих от времени.

Важно отметить, что средняя частота изменения цен, полученная в рамках данного исследования, несколько выше, чем в работах по другим странам, практикующим режим инфляционного таргетирования. Так, например, в Чили [CITATION Med07 \l 1049] цены меняются в среднем раз в 1,6 месяца, в Бразилии [CITATION Bar09 \l 1049] – раз в 1,9 месяца, а в Мексике – раз в 2,9 месяца. Однако следует отметить, что данные результаты можно сопоставлять ограниченно из-за достаточно короткого временного ряда и узости охвата категорий товаров и услуг в рамках данного исследования.

Сравнение оценок, полученных при помощи двух совершенно разных подходов, дает ожидаемый результат. Оценки, полученные на макроэкономических данных, демонстрируют большую жесткость цен в российской экономике, чем оценки на микроданных. Этот результат может быть объяснен рядом причин. Во-первых, большую часть корзины собранных микроданных составляют продовольственные товары, цены на которые являются более гибкими, чем в среднем по всем товарам, производимым экономикой, чья жесткость тестируется на макроданных. Во-вторых, в силу доступности соответствующих данных, два подхода исследуют совершенно разные почти не пересекающиеся временные промежутки. Тем не менее, полученные результаты являются сопоставимыми и отражают большую гибкость цен в российской экономике, чем в зарубежных странах.

Использование при моделировании последствий монетарной политики подходов к ценообразованию по Кальво или по Тейлору согласуется с наблюдаемыми данными о динамике цен на потребительские товары в розничных сетях. Очевидно, что на самом деле отдельные фирмы принимают решение об изменении своих цен не случайно, как предсказывают эти модели, а руководствуясь соображениями выгод и издержек от этого решения. Однако стилизованные факты, полученные на большом массиве данных онлайн-ритейлеров, не противоречат выводам моделей Кальво и Тейлора, что делает их использование оправданным для моделирования последствий монетарной политики.

Полученные результаты оценки жесткости цен на микро- и макроданных позволяют сформулировать некоторые предварительные выводы для экономической политики России. Во-первых, из-за разной частоты изменений цен шоки денежно-кредитной политики скорее всего будут отражаться в ценах товаров и услуг разных категорий с разной скоростью. Так, например, сезонные продукты обладают наибольшей гибкостью цен и потому могут быстрее прочих товаров и услуг отразить совокупные шоки в ценах, непродовольственные товары отреагирует несколько позже, а стоимость услуг скорее всего изменится в самую последнюю очередь. Во-вторых, выводы относительно зависимости поведения цен от времени свидетельствуют о существенной ненейтральности денег и, как следствие, подтверждают возможность денежно-кредитных властей оказывать эффективное воздействие на выпуск в краткосрочной перспективе. Однако вследствие выявленной большей гибкости цен, чем в зарубежных экономиках, сила и продолжительность воздействия монетарных шоков на реальные показатели и инфляцию в российской экономике могут оказаться меньше, чем это предсказывают модели априорно задающие цены на общепринятом более жестком уровне. Также нужно заметить, что данные выводы будут уточняться по мере роста периода наблюдений, а также расширение на большее число отраслей и регионов России, что позволит получить более точные оценки жесткости цен. Наконец, тесная связь между

стоимостью условного набора продуктов по онлайн-данным и стоимостью аналогичного набора с сайта Росстата свидетельствует о потенциальной возможности использования онлайн-данных в качестве более оперативного, по сравнению с Росстатом, источника информации о динамике цен, что позволяет более гибко, эффективно принимать решения в области денежно-кредитной политики.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

X

1. Taylor J., "Staggered wage setting in a macro model," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 2, 1979. pp. 108-113.
2. Taylor J., "Aggregate dynamics and staggered contracts," *Journal of political economy*, Vol. 88, No. 1, 1980. pp. 1-23.
3. Calvo G., "Staggered prices in utility-maximizing framework," *Journal of monetary economics*, Vol. 12, No. 3, 1983. pp. 383-398.
4. Ball L., "Credible disinflation with staggered price-setting," *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, 1994. pp. 282-289.
5. Mankiw G., "Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 2, 1985. pp. 529-537.
6. Nakamura E., Steinsson J., "Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 4, 2008. pp. 1415-1464.
7. Dotsey M., King R., and Wolman A., "State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 2, 1999. pp. 655-690.
8. Ball L., Romer D., "Sticky prices as coordination failure," *NBER Working paper*, Vol. 2327, 1987.
9. Caplin A., Spulber D., "Menu costs and the neutrality of money," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 4, 1987. pp. 703-725.
10. Caballero R., Engel E., "Price stickiness in Ss models: basic properties," *unpublished, MIT*, 2006.
11. Midrigan V., "Menu costs, multiproduct firms and fluctuations," *Econometrica*, Vol. 79, No. 4, 2011. pp. 1139-1180.
12. Golosov M., Lucas Jr R.E., "Menu costs and Phillips curves," *Journal of Political Economy*, Vol. 115, No. 2, 2007. pp. 171-199.
13. Costain J., Nakov A., "Logit price dynamics," *ECB Working Paper*, No. 1693, 2014.
14. Rotemberg J., "Sticky prices in the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, 1982. pp. 1187-1211.
15. Kleshchelski I., Vincent N., "Market share and price rigidity," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 3, 2009. pp. 344-352.
16. Christiano J.L., Eichenbaum M., and Evans C.L., "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, February 2005. pp. 1-45.
17. Gautier E., "The behaviour of producer prices: evidence from French PPI micro data," *Empirical economics*, Vol. 35, No. 2, 2008. pp. 301-332.
18. Mankiw G., Reis R., "Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 2002. pp. 1295-1328.
19. Klenow P., Willis J., "Sticky information and sticky prices," *Journal of monetary economics*, Vol. 54, 2007. pp. 79-99.
20. Gali J., "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?," *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 1, 1999. pp. 249-271.
21. Nakamura E., Steinsson J., "Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, No. 3, 2010. pp. 961-1013.
22. Cravino J., Lan T., and Levchenko A.A., "Price stickiness along the income distribution and the effects of monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, 2018.
23. Kim S., "Quality, Price Stickiness, and Monetary Policy," *Journal of Macroeconomics*, 2019.
24. Bils M., Klenow P.J., "Some evidence on the importance of sticky prices," *Journal of Political Economy*, No. 112, 2004. pp. 947-985.
25. Nakamura E.; Steinsson, J., "Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models," *Quarterly Journal of Economics*, No. 123, 2008.
26. Cecchetti S., "The frequency of price adjustment: A study of the newsstand prices of magazines," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, 1986. pp. 255-274.
27. Kashyap A., "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1, 1995. pp. 245-274.
28. MacDonald, J.; Aaronson, D., "How do retail prices react to minimum wage increases?," *Working Paper Series from Federal Reserve Bank of Chicago*, No. WP-00-20, 2000.
29. Gagnon E., "Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico," *Quarterly Journal of Economics*, No. 124(3), 2009. pp. 1221-1263.
30. Nakamura E. Pass-through in retail and wholesale. 2008. 430-437 pp.

31. Klenow P., Kryvtsov O., "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation?," *The Quarterly Journal of Economics*, No. 3, 2008. pp. 863-904.
32. Parker M., "Price-setting behaviour in New Zealand," *New Zealand Economic Papers*, Vol. 51, No. 3, 2017.
33. Cavallo A., Rigobon R., "The Billion Prices Project: Using Online Prices for Measurement and Research," *Journal of Economic Perspectives*, 2016. pp. 151-178.
34. Brynjolfsson E., Dick A., Smith M., "A nearly perfect market?," *Quantitative Marketing and Economics*, Vol. 8, No. 1, 2010. pp. 1-33.
35. Ellison G., Ellison S., "Search, Obfuscation, and Price," *Econometrica*, No. 77, 2009. pp. 427-452.
36. Lunnemann P., Wintr L., "Price Stickiness in the US and Europe Revisited: Evidence from Internet Prices," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 73, 2011. pp. 593-621.
37. Gorodnichenko Yu., Sheremirov V., Talavera O., "Price Setting in Online Markets: Does IT Click?," *NBER working paper*, No. 20819, 2014.
38. Cavallo, A., "Scraped Data and Sticky Prices," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, No. 100(1), 2018. pp. 105-119.
39. Eichenbaum M., Jaimovich N., Rebelo S., "Reference prices and nominal rigidities," *Northwestern University and Stanford University Unpublished paper*, 2009.
40. Barros R., Bonomo M., Carvalho C., Matos S., "Price setting in a variable macroeconomic environment: Evidence from Brazilian CPI," *Federal Reserve Bank of New York Unpublished paper*, 2009.
41. Malakhovskaya O., Minabutdinov A., "Are commodity price shocks important? A Bayesian estimation of a DSGE model for Russia," *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, Vol. 4, No. 1/2, 2014. pp. 148-180.
42. Smets F., Wouters R., "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area," *Journal of the European economic association*, Vol. 1, No. 2, 2003. pp. 1123-1175.
43. Smets F., Wouters R., "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, June 2007. pp. 586-606.
44. Полбин А.В., Дробышевский С.М. Построение динамической стохастической модели общего равновесия для российской экономики. Москва: Фонд "Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара", 2014. 1-156 pp.
45. Шульгин А.Г., "Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели для России," *Прикладная эконометрика*, Vol. 36, No. 4, 2014. pp. 3-31.
46. Sbordone A.M., "Prices and unit labour costs: a new test of price stickiness," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002. pp. 2665-292.
47. Eichenbaum M and Fisher JDM, "Eichenbaum M., Fisher J. D. M. Evaluating the Calvo model of sticky prices," National Bureau of Economic Research, w10617, 2004.
48. Coenen G., Levin A.T., and Christoffel K., "Identifying the influences of nominal and real rigidities in aggregate price-setting behavior," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007. pp. 2439-2466.
49. Anderson G., Moore G., "A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models," *Economics Letters*, Vol. 17, 1985. pp. 247-252.
50. Nakamura E., Steinsson J., "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 4, 2008. pp. 1415-1464.
51. Alvarez F., Lippi F., "The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: A Sufficient Statistic Approach," *American Economic Review*, No. 106, 2016. pp. 2817-2851.
52. Дубовский Д.Л., Кофанов Д.А., and Сосунов К.А., "Датировка российского бизнес-цикла," *Экономический журнал ВШЭ*, Vol. 19, No. 4, 2015. pp. 554-575.
53. Roberts J.M., "New Keynesian Economics and the Phillips Curve ," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4/1, November 1995. pp. 975-984.
54. Hall M.J.B., Turner P.M., and Wimanda R.E., "Expectations and the inertia of inflation: The case of Indonesia," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 33, 2011. pp. 426-438.
55. Gwin C.R., Van Hoose D.D., "Alternative measures of marginal cost and inflation in estimations of new Keynesian inflation dynamics," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 30, No. 3, September 2008. pp. 928-940.
56. Соколова А.В., "Инфляционные ожидания и кривая Филлипа: оценка на российских данных," *Деньги и Кредит*, No. 11, 2014. pp. 16-67.
57. Gali J., Gertler M., "Inflation dynamics: A structural econometric analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 2, October 1999. pp. 195-222.
58. Зубарев А.В., "Об оценке кривой Филлипа для российской экономики," *Экономический журнал ВШЭ*, Vol. 22, No. 1, 2018. pp. 40-58.
59. // Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики: [сайт]. [2019]. URL: <https://www.gks.ru/>

60. // Официальный сайт единой межведомственной информационно-статистической системы (ЕМИСС): [сайт]. [2019]. URL: <https://fedstat.ru/>
61. // Официальный сайт Банка России: [сайт]. [2019]. URL: <http://www.cbr.ru/>
62. // База данных Федерального Резервного банка Сент-Луиса: [сайт]. [2019]. URL: <https://fred.stlouisfed.org/>
63. Полбин А.В., "ПОСТРОЕНИЕ ДИНАМИЧЕСКОЙ СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ ДЛЯ ЭКОНОМИКИ С ВЫСОКОЙ ЗАВИСИМОСТЬЮ ОТ ЭКСПОРТА НЕФТИ," *Экономический журнал ВШЭ*, Vol. 17, No. 2, 2013. pp. 323-359.
64. Coenen G., Wieland V., "A small estimated euro area model with rational expectations and nominal rigidities," *European Economic Review*, Vol. 49, 2005. pp. 1081-1104.
65. Taylor J.B. The Staying Power of Staggered Wage and Price Setting Models in Macroeconomics // In: *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, 2016. pp. 2009-2042.
66. Medina J.P., Rappoport D., and Soto C., "Dynamics of price adjustment: Evidence from micro level," *Chile Working Paper 432*, 2007.