

# Межрегиональные различия в инфляции в свете теории Экли

**Борис Иванович Алехин**

E-mail: [b.i.alekhin@gmail.com](mailto:b.i.alekhin@gmail.com), ORCID: 0000-0002-9571-4836

г. Москва, Российская Федерация

## **Аннотация**

В России инфляция, выраженная индексом потребительских цен (ИПЦ), меняется от региона к региону. Цель данного исследования — ответить на вопрос, существует ли долгосрочная, равновесная зависимость межрегиональных различий в ИПЦ от межрегиональных различий в затратах на производство, реализацию и импорт товаров и услуг. Эта цель вытекает из «надбавочной» теории инфляции Г. Экли (markup theory of inflation), согласно которой инфляция есть надбавка к затратам работодателей и стоимости жизни работников, призванная защитить прибыли и зарботки.

В эмпирическую модель регионального ИПЦ включены в качестве регрессоров региональные индекс удельных затрат труда, цепной индекс тарифов на грузовые перевозки и индекс стоимости импортной продукции. С эконометрической точки зрения эмпирическая модель — это модель коррекции ошибки (равновесия), построенная на авторегрессионной модели с распределенными лагами. Ее параметры оценены методом объединенных групповых средних на данных по 80 субъектам Российской Федерации за 2000–2020 гг. Полученные результаты не опровергают гипотезу долгосрочной линейной однородности, подразумевающей, что при неизменном ИПЦ рост какого-либо вида затрат приводит в долгосрочном плане к полной адаптации цен к изменившемуся соотношению видов затрат и надбавка не меняется. Хотя теория Экли допускает использование обычных инструментов денежной и фискальной политики для контроля за надбавкой, она считает их неадекватными и позволяет заключить, что региональные власти, используя инструменты промышленной политики, способны сдерживать рост цен в регионе.

**Ключевые слова:** регион, инфляция, теория Экли, надбавка, затраты, коинтеграция

**JEL:** C33, C53, E37

**Для цитирования:** Алехин Б. И. Межрегиональные различия в инфляции в свете теории Экли // Финансовый журнал. 2023. Т. 15. № 1. С. 8–25.

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-1-8-25>.

© Алехин Б. И., 2023

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-1-8-25>

## Interregional Differences in Inflation through the Prism of Ackley's Theory

**Boris I. Alekhin**

*b.i.alekhin@gmail.com*, <https://orcid.org/0000-0002-9571-4836>

Moscow, Russian Federation

### Abstract

In Russia inflation, as measured by the consumer price index (CPI), varies greatly from region to region. This study aims to find an answer to the following question: does there exist a long-term, equilibrium relationship between these differences and interregional differences in the cost of production, delivery and sale of domestic goods and the cost of imported goods? This research question stems from the markup theory of inflation proposed by G. Ackley, who assumed that inflation is a markup on the cost of labor and materials and the cost of living imposed, respectively, by firms and workers to protect profits and wages. Our empirical model of regional CPI includes the unit labor cost, the cost of freight and the cost of imported goods (all in index form). Econometrically, the model is an error-correction model derived from the ARDL model. The pooled mean group estimator is used to estimate the model's parameters for a panel of 80 regions for the years 2000–2020. Our results do not reject the hypothesis of long-run homogeneity. For a given level of inflation, an increase in unit labor costs would cause prices to adjust completely in the long run, leaving the markup unchanged. Although Ackley's theory calls for controlling the markup with the usual instruments of monetary and fiscal policies, it finds them inadequate and allows to conclude that regional authorities are able to contain price increases through industrial policy.

**Keywords:** region, inflation, Ackley, markup, costs, cointegration

**JEL:** C33, C53, E37

**For citation:** Alekhin B.I. (2023). Interregional Differences in Inflation through the Prism of Ackley's Theory. *Financial Journal*, 15 (1), 8–25 (In Russ.).

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-1-8-25>.

© Alekhin. B.I., 2023

---

---

## ВВЕДЕНИЕ

В данной работе предпринята попытка ответить эмпирически на вопрос, существует ли долгосрочная, равновесная зависимость межрегиональных различий в инфляции от межрегиональных различий в затратах на производство, реализацию отечественных товаров и стоимости импортных товаров. Другими словами, коинтегрированы ли два набора различий. Положительный ответ означал бы, что региональные власти могут сделать многое для сдерживания роста цен на региональных рынках. Следуя «надбавочной» теории инфляции (*markup theory of inflation*) и рекомендациям отечественных исследователей, мы включили в эмпирическую модель региональной инфляции три объясняющих переменных, из которых главная — удельные затраты труда. Параметры модели оценены по панельным данным для 80 субъектов Российской Федерации за 2000–2020 гг. Эконометрика панельных данных подсказала форму модели и метод оценивания.

## ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКОЙ ЛИТЕРАТУРЫ

Из российских работ нас интересовали те, в которых использованы российские панельные данные для эконометрического анализа межрегиональных различий в инфляции и долгосрочных причин этих различий. Обзор также сфокусирован на эконометрических методах извлечения результатов из панельных данных. Далеко не все дают надежные результаты.

«Анализ имеющейся литературы показывает, что в подобной (региональной. — Б. А.) постановке задача плохо изучена, — отмечают С. А. Айвазян, А. Н. Березняцкий и Б. Е. Бродский. — Отдельные работы посвящены конкретному региону и не учитывают всех остальных... Многие исследования носят описательный характер без построения моделей» [Айвазян и др., 2016, с. 24]<sup>1</sup>. А по словам П. С. Киселевой, «анализ работ по проблемам региональной инфляции в совокупности с обуславливающими ее факторами показывает, что это разрозненные, часто противоречащие друг другу исследования. Не оработана методика исследования региональных факторов, нет общей теоретической концепции» [Киселева, 2016, с. 70].

За последние пять-семь лет публикаций по этой теме, конечно, прибавилось, но их действительно мало. Из 30 работ, обнаруженных в eLIBRARY.ru по ключевым словам «инфляция в регионах», лишь в восьми использованы панельные данные (табл. 1), и ни в одной из них инфляция не рассматривается в свете «надбавочной» теории. «Часто противоречащие друг другу» в плане выводов, эти работы едины в использовании архаичной эконометрики панельных данных. Как будто бы они выполнены до появления на свет теории и методологии коинтеграции К. Грэнджера и Р. Энгла (вторая половина 1980-х гг.) и методов оценивания моделей панельных данных Х. Песарана, Ю. Шина и Р. Смита (вторая половина 1990-х гг.).

Таблица 1

**Некоторые эмпирические исследования по теме данной работы /  
Some empirical research on similar subjects**

Авторы, годы публикации	N и T панели или отдельные временные ряды	Метод оценивания	Красная нить
Работы российских авторов			
Цыплаков, 2000	77, 01.1994–05.1999 (месячные данные)	МНК	«Динамика цен... обладает региональными отличиями» (с. 1)
Перевышин и др., 2016	81, 2002–2015	МНК	«Темпы инфляции в российских регионах различаются» (с. 44)
Кирилов, 2017	79, 2002–2015	ML	-
Перевышин и др., 2017	2000–2015	MG, FE	«Дифференциация цен между отдельными российскими регионами превышает различия цен между штатами США, а также между странами еврозоны» (с. 362)
Deryugina et al., 2018	79, 12.2003–06.2016 (месячные данные)	Динамическая иерархическая факторная модель	«...Межрегиональные различия в инфляции существенны» (с. 8)
Аверина и др., 2018	80, 2000–2015	GMM	-
Добронравова и др., 2019	79, 2000–2016	MG, FE, GMM	«...Дескриптивный анализ отклонений региональных цен отдельных товаров указывает на невыполнение закона единой цены в российских регионах» (с. 10)
Синельников-Мурылев и др., 2020	79, 2000–2016	MG, FE	«...Отличия региональных общих уровней цен в последние годы достигли двукратной величины» (с. 479)
Работы зарубежных авторов			
Banerjee A., Cockerell L. et al., 2001	Австралия, 1990-е гг.	ECM	«Уровни цен и затрат лучше характеризуются I(2), и их линейная комбинация, т. е. надбавка, коинтегрирована с ценовой инфляцией» (р. 101)

<sup>1</sup> В этой работе анализ заканчивается на уровне федеральных округов и модель оценивается для каждого из семи округов, а не по панельным данным.

Авторы, годы публикации	N и T панели или отдельные временные ряды	Метод оценивания	Красная нить
Banerjee, Russell, 2002	США, июнь 1953 г. – март 2000 г.	Тест Йохансена на коинтеграцию	«Подтверждена долгосрочная связь между инфляцией и удельными затратами... и обнаружена долгосрочная связь между инфляцией и надбавкой к предельным затратам» (р. 16–17)
Banerjee A., Russell W., 2001	Австралия, G7, 1990-е гг.	ЕСМ	«В каждом случае надбавка коинтегрирована с инфляцией, повышенная инфляция ассоциируется с пониженной надбавкой в долгосрочном плане» (р. i)
Bennouna, 2015	Марокко, I кв. 1997 г. – II кв. 2013 г.	Тест Йохансена на коинтеграцию, оценивание модели методом Энга – Грэнджера	«Удельные затраты труда играют главную роль в объяснении динамики инфляции в Марокко» (р. 284)
Bowdler, Jansen, 2004	Еврозона, 1980-е гг.	Коинтегрированная VAR-модель	«Сокращение надбавки... стало фактором дезинфляции в еврозоне в 1980-х гг.» (р. 4)
Celerier, 2009	Франция, I кв. 1984 г. – II кв. 2007 г.	ЕСМ	«Удельные затраты труда – краеугольный камень таких уравнений» (р. 9)
Chanthol, 2021	Камбоджа, декабрь 2006 г. – декабрь 2017 г.	ЕСМ, тест Энга – Грэнджера на коинтеграцию	«Когда минимальная заработная плата, цена бензина и цена риса растут каждая на 1%, следует ожидать роста индекса потребительских цен на 0,8%» (р. 10)
de Brouwer, Ericsson, 1995	Австралия, 1975–1994 гг.	ЕСМ	«Лишь три экономические переменные влияют на инфляцию: текущие колебания цены бензина, разрыв выпуска и надбавка в предыдущем квартале» (р. 22)
Khan, 2004	Великобритания, Канада, еврозона, США, I кв. 1972 г. – IV кв. 2003 г.	Расчет наклона НКРС	«Влияние шокв надбавки на инфляцию и выпуск мало, когда ценовое поведение фирм включает вероятную потерю своей доли рынка» (р. 21)
Kouvavas et al., 2021	Еврозона, 1995–2018	Двухступенчатый GMM	«(i) инфляция в отраслях с высокой надбавкой менее волатильная, чем в отраслях с низкой надбавкой, и (ii) инфляция в отраслях с высокой надбавкой реагирует намного слабее на предложение нефти, глобальный спрос и шоки денежной политики еврозоны» (р. 1)
Macallan, Parker, 2008	Великобритания, 1970–2003 гг.	Корреляция	«В Великобритании... надбавки имеют тенденцию повышать инфляцию, когда спрос растет быстрее предложения, и ослаблять инфляцию с ростом избыточных мощностей» (р. 171)
Neiss, 2001	ОЭСР, 1973–1988 гг.	Коинтегрированная VAR-модель	«Надбавка хорошо объясняет межстрановые различия в инфляции» (р. 1)
Rahmani et al., 2013	Иран, 1959–2011	Коинтегрированная VAR-модель	«Наши эмпирические результаты указывают на сильную долгосрочную связь темпа инфляции с темпом роста денежного предложения, но не с давлением издержек» (р. 22)

*Примечание: МНК – метод наименьших квадратов, ML – метод максимального правдоподобия, MG – метод групповых средних, GMM – обобщенный метод моментов, FE – модель с фиксированными эффектами, VAR – векторная авторегрессия, ЕСМ – модель коррекции ошибки (равновесия), ARDL-модель – авторегрессионная модель распределенных лагов, НКРС – новая кейнсианская кривая Филлипса, GMM – обобщенный метод моментов. Источник: составлено автором по результатам поиска в eLIBRARY.ru и Академии Google / Source: compiled by the authors from eLIBRARY.ru and Google Academy.*

Итоги обзора «разрозненной» эмпирической литературы таковы. Во-первых, красной нитью через эту литературу проходит количественное удостоверение межрегиональных различий в ценах и темпах их роста. Различия отмечены и в данной работе. Инфляцию часто делят на «ползучую» (3% и менее в год), «шагающую» (3–10%), «бегущую» (10–20%), «галопирующую» (20–100%) и гиперинфляцию (более 50% в месяц). «Ползучая» инфляция

вызывает удовлетворение у потребителей, предпринимателей, правительства и профсоюзного начальства. Банк России стремится удержать рост цен «около» 4%; это его официальная цель по инфляции. П. Самуэльсон объединил «ползучую» инфляцию с «шагающей» в «умеренную» инфляцию (менее 10% в год). «Умеренная» инфляция стабильна и не является серьезной экономической проблемой.

В нашей панели 1680 значений ИПЦ (80 регионов \* 21 год). Только 7,0% значений оказалось в интервале «ползучей» инфляции; зато 45,1 и 42,6% — в интервалах «шагающей» и «бегущей» инфляции и 5,3% — в интервале «галопирующей». В интервале «умеренной» инфляции находилось чуть более половины значений региональных ИПЦ. И лишь 12,0% наблюдений примерно равны 4%-му ориентиру Банка России (табл. 2).

Таблица 2

**Распределение региональных ИПЦ по интервалам темпа инфляции /  
Regional CPIs by intervals of inflation rates**

Инфляция	Интервал, %	Число наблюдений	Доля интервала, %
«Ползучая»	< 3	117	7,0
«Шагающая»	≥ 3 – < 10	757	45,1
«Бегущая»	≥ 10 – < 20	720	42,9
«Галопирующая»	≥ 20	86	5,1
Всего	≥ 0	1680	100,0
Цель Банка России	~ 4	201	12,0

Источник: рассчитано автором по панельным данным / Source: the author's calculations based on own panel data.

С математической точки зрения отклонения региональных ИПЦ от среднего, конечно, бесспорны, но с математико-статистической точки зрения не все они отличимы от нуля. Если большинство или просто много отклонений неотличимы от нуля, то стоит ли вкладывать десятки и даже сотни человеко-часов в поиск «причин дифференциации региональной инфляции»? Мы выполнили Z-тест, проверяющий гипотезу «выборочное среднее равно генеральному среднему» и выдающий Z-статистику по формуле:  $Z \text{ Test} = (\bar{x} - \mu) / (\sigma \sqrt{n})$ , где  $\bar{x}$  — среднее выборки,  $\mu$  — среднее генеральной совокупности,  $\sigma$  — стандартное отклонение,  $n$  — число наблюдений. Выборочное и генеральное среднее — соответственно, региональные и средний, федеральный ИПЦ. Гипотеза равенства не опровергнута для 19,1% отклонений, ими можно пренебречь, но остальные 80,9% отклонений надо объяснять (табл. 3).

Таблица 3

**Результаты Z-теста /  
Results for Z test**

Критические значения	Число наблюдений	Доля, %
$-1,96 < Z < 1,96$	320	19,1
$-1,96 \leq Z \leq 1,96$	1360	80,9
Итого	1680	100,0

Источник: рассчитано автором по панельным данным / Source: the author's calculations based on own panel data.

Во-вторых, как отмечает А. А. Цыплаков, «из многочисленных исследований известно, что индексы цен (точнее, их логарифмы) представляют собой нестационарные процессы класса  $I(1)$ , т. е. характеризующиеся интегрированностью первого порядка... В случае нестационарности временных рядов анализ еще более усложняется и часто приходится брать не исходный ряд, а его разности, чтобы добиться стационарности, а затем анализировать уже стационарный ряд. Соответственно, анализ нестационарных панельных данных характеризуется такими же трудностями» [Цыплаков, 2000, с. 3].

Нестационарность, конечно, «трудность», но и перспектива. Вот что писал по этому поводу мэтр эконометрики Г. Г. Канторович: «Устранив тренд... взятием последовательных разностей... мы, по сути, отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных». С содержательной точки зрения лишённые трендов модели описывают «только краткосрочную взаимозависимость между экономическими переменными» [Канторович, 2003, с. 79]. Авторы обзорных работ прошли мимо важнейшего вопроса: найдутся ли их переменные в долгосрочном равновесии, коинтегрированы ли они?

До открытия теории и методологии коинтеграции эконометристы рекомендовали дифференцировать ряды для устранения тренда и затем строить из них авторегрессионную модель распределённых лагов (ARDL-модель), которая описывает только краткосрочные связи между переменными. Дифференцирование решало проблему нестационарности, но оставалась другая важная проблема: эмпирически поддержать предсказания экономической теории о пребывании нестационарных переменных в долгосрочном равновесии.

Эту важную проблему решили К. Грэнджер и Р. Энгл, разработав теорию и методологию коинтеграции [Engle et al., 1987]. Коинтеграция — эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии<sup>2</sup>. Переменные, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Неизвестно, куда они направляются, но известно, что они направляются туда вместе, ибо связаны общим стохастическим трендом. Главное свойство коинтегрированных переменных заключается в том, что их краткосрочная динамика находится под влиянием масштаба любого отклонения от долгосрочного равновесия.

В-третьих, в обзорных работах использованы исключительно традиционные методы оценивания панельных моделей (табл. 1), и результаты получены, мягко говоря, скромные. Вот как отзываются об этих методах Х. Песаран, Й. Шин и Р. Смит: «К сожалению, традиционные процедуры оценивания моделей объединённых данных, такие как оценивание с фиксированными эффектами и инструментальными переменными, могут выдавать несостоятельные и потенциально очень обманчивые оценки средних значений параметров динамических панельных моделей из-за допущения идентичности угловых коэффициентов [Pesaran et al., 1997, p. 1].

Более «успешный» GMM отражает краткосрочную динамику и игнорирует стационарность переменных в коротких панелях (для которых он — лучший из традиционных). Неясно, выражают GMM-оценки реальные долгосрочные связи или мнимые зависимости. По словам Р. Смита, «традиционный GMM разваливается, если переменные нестационарны» [Smith, 2001, p. 10]. А допущение идентичности краткосрочных коэффициентов при лаге зависимой переменной грозит серьёзным смещением оценок.

В-четвёртых, скорее из-за малой длины временных рядов не возник и вопрос о том, как быть с неоднородностью угловых коэффициентов, включённых в панель региональных регрессий. Регионы во многом неоднородны (география, климат, население и др.), но есть весомые причины ожидать, что некоторые долгосрочные связи не меняются от региона к региону из-за цикла деловой активности, единой государственной бюджетной и денежной политики, политики федерального центра в отношении региональных органов управления (РОУ), возможностей для арбитража, доступа к технологиям и многих других факторов, одинаково влияющих на регионы. Традиционные методы допускают либо одну неоднородность, как объединённый МНК, либо одну однородность, как FE-модель.

---

<sup>2</sup> Экономисты понимают под равновесием равенство фактических трансакций желательным, а эконометристы — любую долгосрочную связь между нестационарными переменными. Коинтеграция не требует, чтобы эту связь генерировали рыночные силы или правила поведения экономических агентов.

В годы разработки традиционных методов панели были совсем короткими, а значит, и «простор» для анализа последствий неоднородности угловых коэффициентов был мал. Со временем панели достигли приличной длины (25–30 лет) и появилась возможность прямо изучать эти последствия. К началу 1990-х гг. выяснилось, что «угловая» неоднородность в таких панелях — правило, а не исключение. «...Отмахиваться от нее, ссылаясь на малое  $T$ , было бы неоправданно. В таких обстоятельствах лучше признать скудость данных и проявлять большую осторожность в выводах» [Pesaran, 2015, p. 678].

География работ зарубежных авторов — весь мир, от Камбоджи, Ирана и Марокко до Франции, Канады и США. В нашей выборке, составленной по результатам поиска в Академии Google, многие работы вышли из-под пера специалистов центральных банков, что неудивительно в свете ответственности этих организаций за стабильность цен (см. список источников). Пионерами эмпирического исследования «надбавочной» инфляции можно назвать экономистов Резервного банка Австралии [de Brouwer Ericsson, 1995, 1998; Banerjee, Cockerell et al., 2001; Banerjee, Russell, 2001; Banerjee, Russell, 2002]. Их эмпирический подход к анализу «надбавочной» инфляции задействован во многих поздних работах, включая данную.

Если российский авторы прошли мимо важнейшего вопроса о коинтеграции инфляции и затрат, то зарубежные авторы поиску ответа на этот вопрос уделяют первостепенное внимание. В отличие от российских авторов они активно используют коинтеграционный анализ. Достаточно взглянуть на их эконометрический инструментарий (табл. 1). Красной нитью через зарубежные работы проходит эмпирически подтвержденная идея о том, что, во-первых, линейная комбинация уровня цен и уровня затрат, которая аппроксимирует надбавку, коинтегрирована с инфляцией, во-вторых, среди затрат главная — это заработная плата и, в-третьих, надбавка хорошо объясняет межстрановые различия в инфляции.

### **«НАДБАВОЧНАЯ» ТЕОРИЯ ИНФЛЯЦИИ**

Теоретиков инфляции можно разделить на монетаристов и структуралистов. У первых, по словам М. Фридмана, «инфляция всегда и везде денежный феномен» и средства от инфляции — монетарные, у вторых инфляция — результат разбалансированности экономической системы и средства восстановления баланса — монетарные и фискальные. «Надбавочная» теория — одна из двух «структуралистских» теорий (вторая — теория бутылочного горлышка). Ее сторонники полагают, что инфляция вытекает из структурных диспропорций в стране или институциональных особенностей бизнеса. Вот почему она особенно популярна у исследователей из стран с возникающей экономикой, обремененной «диспропорциями» и «особенностями».

Для теоретического обоснования эмпирической модели в данной работе использована «надбавочная» теория. Она наделяет модель экономическим смыслом, облегчает выбор переменных модели и, что очень важно, привносит в анализ идею о долгосрочном равновесии. Она часто служит основой для оценки долгосрочных определителей инфляции, тогда как монетарная теория применяется для моделирования краткосрочной динамики инфляции.

«Надбавочная» теория связана с именем Г. Экли [Ackley, 1953], хотя формальные модели ранее были опубликованы Ф. Хольцманом и Дж. Дюзенберри независимо друг от друга [Holzman, 1950; Duesenberry, 1950]. Экли допустил, что инфляция является сводным результатом давления дефицита предложения и удорожания рабочей силы и сырья. Быть следствием только одной из этих причин (инфляцией спроса или инфляцией издержек) она не может. У Экли работодатели (фирмы) устанавливают свои цены, добавляя к прямым материальным и трудовым затратам некую фиксированную величину, покрывающую прибыль, а работники включают в свои заработки фиксированную надбавку к стоимости жизни. В зависимости от надбавок инфляция может быть стабильной, восходящей или нисходящей. При процентной надбавке инфляция прогрессирует быстрее, чем при денежной.

Когда каждая фирма фиксирует цены своей продукции на основе своих затрат, инфляция высокая и продолжительная. Когда одна фирма повышает цены ради сохранения желаемой надбавки, затраты других фирм повышаются, что, в свою очередь, повышает цены их продукции. Когда работники покупают товары по растущим ценам, растет стоимость их жизни, что вызывает рост оплаты труда и инфляционную спираль. Остановить этот процесс может рост производительности труда. Правда, ценовая стабильность может и не наступить, если фирмы и работники присваивают все выгоды от роста производительности путем увеличения надбавок.

Другими словами, работники в скоординированном процессе выработки коллективного трудового договора с фирмами требуют такой оплаты труда, которая обеспечивает им рост покупательной способности. В ответ фирмы, чтобы сохранить свою маржу, включают в цены продукции надбавку к затратам<sup>3</sup>. И если центральный банк не увеличивает предложение денег в ответ на вызванный надбавками рост оборотного капитала фирм, то уровень занятости и агрегатный выпуск сокращаются. Рост оплаты труда и в меньшей мере прочих затрат — причина роста уровня цен.

У Экли надбавка может базироваться либо на историческом опыте, либо на ожидаемых затратах и ценах в будущем. Ее размер — функция давления спроса. При умеренном спросе надбавка может соизмеряться с прошлыми затратами и ценами, и тогда инфляция может быть медленной. При высоком спросе надбавка основана на ожидаемых, предсказанных затратах и цены растут быстро. Не может быть инфляции без изменения размера надбавки. Инфляция может стартовать с начального автономного повышения надбавок фирмами или работниками, а также из-за повышения совокупного спроса, когда первыми будут затронуты самые гибкие, рыночные цены. Как бы она ни стартовала, процесс включает взаимодействие спроса и рыночных элементов. «Надбавочную» инфляцию можно контролировать обычными средствами денежной и фискальной политики, добиваясь ограничения спроса и роста производительности труда. Экли также предложил проводить политику доходов<sup>4</sup> под управлением «национальной комиссии по заработкам и ценам» во времена высокой инфляции [Ackley, 1953].

Критики теории Экли видят в ней два недостатка. Первый — весьма ограниченное объяснение причин инфляции, особенно мотивов, побуждающих фирмы и работников фиксировать повышенные надбавки в отсутствие подходящего спроса. Второй недостаток — предположение о том, что, однажды стартовав, инфляция, скорее всего, продолжится бесконечно, когда затраты и цены растут по спирали<sup>5</sup>.

## **ЭМПИРИЧЕСКАЯ ПЛАТФОРМА ИССЛЕДОВАНИЯ**

### **Метод оценивания**

Первая часть эмпирической платформы — метод оценивания параметров эмпирической модели неоднородной динамической панели. Песаран, Шин и Смит предложили два разных метода решения проблемы «угловой» неоднородности: метод групповых средних (MG)

---

<sup>3</sup> Термины «markup» (надбавка) и «profit margin» (норма прибыли) часто используются в одном контексте, но это не одно и то же. Markup — разность взимаемой фирмой цены и ее предельных затрат (дополнительных расходов на выпуск еще одной единицы продукции), а profit margin — отношение валовой операционной прибыли к валовому выпуску.

<sup>4</sup> Политика доходов представляет собой общеэкономический контроль заработной платы и цен, чаще всего вводимый в ответ на инфляцию и обычно направленный на установление заработной платы и цен ниже уровня свободного рынка.

<sup>5</sup> Теория Экли созвучна моделям инфляции издержек и инфляции спроса. Если фирмы и работники полагают, что надбавки ниже требуемых затрат и цен, независимо от уровня совокупного спроса, то они увеличат надбавки. В этом случае затраты и цены растут по спирали, как и в случае инфляции издержек. Если фирмы и работники увеличивают надбавки из-за роста спроса, то динамика схожа с инфляцией спроса.



и метод объединенных групповых средних (PMG) [Pesaran et al., 1995; Pesaran et al., 1997; Pesaran et al., 1999]. MG-оценки основаны на допущении всецелой неоднородности: все параметры регрессии свободно меняются от группы к группе, что обеспечивает полный учет групповой специфики. Для каждой группы оцениваются параметры регрессии и анализируется их распределение. Особый интерес вызывает среднее групповых коэффициентов (отсюда название «групповые средние»). MG-оценки состоятельны, но, допуская полную неоднородность, они не учитывают тот факт, что некоторые параметры являются общими для групп, поэтому они используются как ориентир для сравнения.

PMG занимает промежуточное положение между MG и традиционной FE-моделью. PMG реалистично допускает, что если процессы генерации данных в группах схожи или взаимосвязаны, то объединение временных рядов может повысить эффективность оценок (отсюда название «объединенные групповые средние»). Как MG и FE-модель, PMG позволяет краткосрочным коэффициентам, свободным членам и дисперсиям случайных ошибок свободно меняться от группы к группе, но в отличие от MG налагает допущение идентичности на долгосрочные коэффициенты путем объединения временных рядов, а в отличие от FE-модели исключает полную групповую однородность. Он сочетает в себе лучшее от MG и FE-модели: как и MG, PMG «усредняет», как и FE-модель, PMG «объединяет». Поскольку PMG допускает, что некоторые долгосрочные связи являются общими для разных групп, он особенно интересен для исследователей, занятых поиском коинтеграции в неоднородных динамических панелях.

Тест Энгла — Грэнджера, тест Йохансена и другие традиционные тесты на коинтеграцию основаны на допущении, что коинтегрированными могут быть только нестационарные переменные, т. е. переменные с одинаковой ненулевой степенью ( $p$ ) интеграции ( $I$ ), обычно  $I(p = 1)$ . Массовое освоение этих тестов в эмпирической литературе породило два заблуждения. Во-первых, долгосрочные связи существуют только в контексте коинтеграции нестационарных переменных, и, во-вторых, стандартные методы оценивания и извлечения выводов некорректны [Pesaran et al., 1999]. Работы Песарана, Шина и Смита развеяли эти заблуждения. PMG и MG могут выдавать состоятельные и эффективные оценки параметров долгосрочной связи между нестационарными и стационарными переменными в рамках ARDL-модели. Расширив таким образом определение коинтеграции, разработчики PMG и MG представили «старую добрую» ARDL-модель как новый тест на коинтеграцию.

Выбор PMG основан на следующем заключении Песарана: «Во многих исследованиях число временных периодов меньше 20... В таких случаях можно использовать... метод объединенных групповых средних, основанный на допущении идентичности долгосрочных параметров всех пространственных единиц, но допускающий межгрупповые различия в краткосрочной динамике. Экономическая теория часто предсказывает одинаковые коинтеграционные отношения между пространственными единицами, но не конкретизирует магнитуду краткосрочной динамики...» [Pesaran, 2015, p. 851–852].

Еще одна причина присмотреться к PMG/ARDL — четыре ожидаемых свойства нашей панели: эндогенность, разная степень интеграции, коллинеарность регрессоров и автокорреляция случайных возмущений. PMG/ARDL неплохо парирует эти угрозы. С лагами и первыми разностями переменных ARDL-модели PMG выдает состоятельные оценки в присутствии эндогенности, исключает взаимную коинтеграцию нестационарных регрессоров и устраняет коллинеарность. Таким образом, PMG/ARDL освобождает от такой неприятной рутины, как выполнение чреватых чехардой результатов тестов на эндогенность, нестационарность, коинтеграцию и коллинеарность.

### **Эмпирическая модель**

Вторая часть эмпирической платформы — сама эмпирическая модель неоднородной динамической панели, параметры которой предстояло оценить, чтобы выяснить, существует ли

долгосрочная, равновесная связь инфляции с переменными, которые вытекают из экономической модели, построенной на теории Экли (далее — модель Экли), и из работ отечественных исследователей.

Важнейшая переменная модели Экли — затраты труда. Авторы обзорных работ не раз отмечали связь инфляции с затратами на региональном уровне. «Различия в изменении заработной платы отражают различия в стоимости рабочей силы, — пишут Е. Дерюгина, Н. Карлова и А. Пономаренко. — Как следствие, уровень инфляции меняется от региона к региону» [Deryugina et al., 2018, р. 6]. В России доля в ВРП начисленной номинальной заработной платы на одного занятого в экономике менялась в среднем за 2000–2020 гг. от 24,7% в Ханты-Мансийском автономном округе до 72,2% в Камчатском крае, составив в общем 52,1%. Поэтому в эмпирической модели фигурирует переменная, отражающая затраты труда.

Что касается других переменных, вот что предлагают авторы обзорных работ. Чем больше территория, тем ощутимее влияние на ИПЦ транспортных расходов. А. М. Кириллов выявил «строгую значимую положительную связь ИПЦ... с индексом тарифов на грузовые перевозки» [Кириллов, 2017, с. 59]. О том же пишут Е. П. Добронравова, Ю. Н. Перевышин и К. А. Шемякина: «При проведении исследования, оценивающего влияние различных факторов на пространственные различия в ценах для такой большой по площади страны, как Российская Федерация, необходимо учитывать транспортные издержки. В противном случае, во-первых, будет пропущен фактор, который может являться одним из наиболее значимых, во-вторых, это приведет к смещенным оценкам влияния других объясняющих переменных [Добронравова и др., 2019, с. 12].

Неотъемлемой частью модели Экли является стоимость импортных товаров. Многие отечественные производители используют импортные предметы и средства труда, а многие импортные готовые изделия не имеют отечественных аналогов. В России доля импорта в ВРП в среднем за 2000–2020 гг. менялась от 1% в Якутии до 72,2% в Калужской области, составив в общем 9,9%. Импорт равнялся 34,8% ВРП Москвы и 37,6% ВРП Санкт-Петербурга. Кроме того, включение импорта в модель позволяет пролить свет на вопрос об импорте инфляции. «Показатель отношения курса доллара к рублю относится к инфляционным факторам, действующим со стороны предложения. Рост курса доллара влияет на инфляцию через рост цен на импортные товары. При росте курса доллара темп инфляции будет расти, при снижении — уменьшаться. Предполагаем высокую значимость данного показателя для РФ, где большое количество товаров импортируется из других государств», — разъясняют И. А. Астраханцева, А. С. Кутузова и Р. Г. Астраханцев [Астраханцева и др., 2020, с. 423]. Поэтому в эмпирическую модель включена переменная, отражающая стоимость импортных товаров.

Для описания основных свойств модели Экли использована экспозиция, приведенная в работе де Брауэра и Эрикссона [de Brouwer et al., 1998] и дополненная выводами российских авторов. В долгосрочном плане региональный ИПЦ представляет собой надбавку к совокупным затратам. Допуская линейную однородность в степени 1, эту долгосрочную связь можно записать как:

$$P_t = \mu \cdot (W^{\beta_1})(S^{\beta_2})(M^{\beta_3}), \quad (1)$$

где  $P$  — региональный ИПЦ,  $W$  — индекс номинальных удельных затрат труда,  $S$  — индекс тарифов на грузовые перевозки,  $M$  — индекс цен импорта<sup>6</sup>. По этим переменным эластичности

<sup>6</sup> Определение стоимости капитала оказалось большой проблемой в моделировании инфляции по затратам; де Брауэр и Эрикссон не обнаружили никакого влияния удельной стоимости капитала на австралийский ИПЦ и исключили ее из своего исследования [de Brouwer et al., 1998, р. 3]. По словам Селерьер, «стоимость капитала обычно трудно идентифицировать» [Celerier, 2009, р. 9].

$P(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ , предположительно, больше нуля или равны нулю. Разность  $\mu - 1$  — розничная надбавка, где  $\mu$  — доля затрат в ИПЦ и  $1$  — ИПЦ.

Линейная (в степени 1) однородность цен факторов производства необходима для правильно определенной функции затрат. Она означает, что затраты удваиваются с удвоением цен, и подсказывает следующую тестируемую гипотезу:

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1. \tag{2}$$

Это значит, что постоянный член (константа) регрессии равен нулю и линия регрессии проходит через начало координат. Теоретическим обоснованием такого ограничения может служить общая производственная функция Кобба — Дугласа,  $q = L^a K^b$ . «Такую модель можно использовать, когда есть теоретическая причина ожидать, что константа равна нулю, например... производственная функция Кобба — Дугласа»<sup>7</sup>, — пишет математик и многоопытный корпоративный менеджер Ч. Зайонц. «Теоретическая причина» заключается в том, что, по словам К. Селерьер, «будучи стабильной, надбавка неидентифицируема, если константа тоже присутствует в уравнении» [Celerier, 2009, p. 9].

Гипотеза (2) подразумевает, что при неизменном ИПЦ рост одного вида затрат приводит в долгосрочном плане к полной адаптации цен к изменившемуся набору затрат и надбавка не меняется. Без этого свойства надбавка не является полной. Но когда ИПЦ растет, данные должны показать, что рост затрат не полностью вошел в рост цен. Ведь надбавка сокращается с ростом ИПЦ, а это происходит только тогда, когда рост затрат, прежде всего удельных затрат труда, не вошел целиком в повышенные цены. Соответственно, линейная однородность проявляется в данных при неизменности долгосрочного темпа инфляции.

Мы придали модели (1) лог-линейную форму и прологарифмировали переменные, обозначив логарифмы переменных строчными буквами:

$$p_t = \ln \mu_t + \beta_1 w_t + \beta_2 s_t + \beta_3 m_t. \tag{3}$$

Получилась модель, где все переменные — в уровнях. Если хотя бы некоторые переменные —  $I(1)$ , то между ними существует долгосрочная, равновесная связь. Уровневая модель — статическая в том смысле, что указанная связь существует в настоящем времени ( $t$ ).

Между тем в прошедшем времени ( $t - i$ ) затраты могли испытать внешние шоки, например, транспортные расходы в регионе могли подскочить из-за паводков, которые нарушили транспортное сообщение. Включив  $p_{t-i}$  в правую часть уравнения (3), получаем ARDL-модель:

$$p_t = \phi_1 p_{t-i} + \beta_1 w_{t-i} + \beta_2 s_{t-i} + \beta_3 m_{t-i}. \tag{4}$$

Модель (4) динамическая в том смысле, что  $p_t$  частично зависит от своего прошлого, т. е. от своих же лагов. Кроме того, здесь затраты распределены по лагам — от  $t - 1$  до  $t - i$ , что связывает ИПЦ в настоящем времени с затратами в прошедшем времени и делает коэффициенты краткосрочными.

Как показали Грэнджер и Энгл, коинтегрированную систему можно представить в виде ЕСМ, которая описывает динамический процесс восстановления долгосрочного равновесия. «Идея проста — часть дисбаланса, возникшего в одном периоде, устраняется в следующем периоде» [Engle, Granger, 1987, p. 254]. Мы задали ARDL-модели параметры ЕСМ,

<sup>7</sup> Multiple Regression without Intercept. URL: <https://www.real-statistics.com/multiple-regression/multiple-regression-without-intercept/>.

чтобы объединить в одной строке статику и динамику модели Экли. Наша панель содержит 80 региональных матриц, поэтому ниже ЕСМ записана в терминах этого математического объекта:

$$\Delta p_i = \phi_i p_{i,-1} + \beta_1 w_{i,-1} + \beta_2 s_{i,-1} + \beta_3 m_{i,-1} + \text{LaggedDiff} + D\gamma_i + u_{it}, \quad (5)$$

где:  $\Delta$  – оператор разности;

$$\Delta p_i = p_i - p_{i,-1};$$

$i = 1, \dots, N$  – число регионов;

$p_i = (p_{i1}, \dots, p_{iT})'$  –  $T \times 1$  – вектор наблюдений зависимой переменной в  $i$ -м регионе;

$w_i = (w_{i1}, \dots, w_{iT})'$ ,  $s_i = (s_{i1}, \dots, s_{iT})'$ ,  $m_i = (m_{i1}, \dots, m_{iT})'$  –  $T \times 1$  – векторы наблюдений регрессоров в  $i$ -м регионе, которые меняются в пространстве и времени; подстрочные индексы  $t$  удалены, чтобы обозначить необходимое для получения PMG-оценок объединение временных рядов (*stacked time series*);

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$  – долгосрочные коэффициенты при регрессорах;

$D = (d_1, \dots, d_T)' - T \times s$  – матрица наблюдений фиксированных регрессоров, таких как временной тренд, или переменных, которые меняются только во времени;

$\phi_i$  – скалярные скорости восстановления равновесия в  $i$ -м регионе за год;

*LaggedDiff* –  $\Delta p_i = p_i - p_{i,-1}$ ,  $\Delta X_i = X_i - X_{i,-j}$ , и  $X_{i,-j}$  – лагированные на  $j$  периодов значения  $\Delta p_i$  и  $\Delta X_i$ , не представляющие аналитического интереса и далее не рассматриваемые<sup>8</sup>;

$u_{it}$  – случайные возмущения ( $0, \sigma^2$ ), распределенные независимо от регрессоров и  $D_i$  в пространстве и времени.

Допущение независимости случайных возмущений от регрессоров нужно для получения состоятельных оценок краткосрочных коэффициентов  $\phi_i$ . При допущении идентичности угловых коэффициентов региональных регрессий, что необходимо для получения PMG-оценок, общие временные эффекты  $D\gamma_i$  полностью элиминируются вычитанием среднего из каждого наблюдения. Также допускается, что ЕСМ динамически стабильна в том смысле, что все корни характеристического уравнения  $1 = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j$ , где  $i = 1, 2, \dots, N$ , лежат вне единичной окружности.

ЕСМ называют ограниченной, или коинтеграционной, формой ARDL-модели. Слово «ограниченная» имеет двоякий смысл. Во-первых, для получения PMG-оценок допускается, что долгосрочные коэффициенты, определенные как  $\theta_i = -\beta_1/\phi_i = -\beta_2/\phi_i = -\beta_3/\phi_i = -\beta_4/\phi_i$ , одинаковы во всех регионах, и тогда для всей панели  $\theta_i = \theta$ .

Допущения динамической стабильности и долгосрочной однородности обеспечивают, что  $\phi_i < 0$  и между  $p_{it}$  и регрессорами существуют долгосрочные связи, определенные следующим уравнением:

$$p_{it} = \theta_1 w_{it} + \theta_2 s_{it} + \theta_3 m_{it} + \eta_{it} \quad (6)$$

для каждого  $i = 1, \dots, N$ , где  $\eta_{it}$  – стационарный процесс.

Напомним, что уравнение (6) соответствует строгому, классическому определению коинтеграции: коинтегрированными могут быть только переменные  $I(1)$ . Песаран, Шин и Смит расширили определение: коинтегрированными могут быть переменные  $I(1)$  и  $I(0)$ , но параметр  $\eta_{it}$  должен быть  $I(0)$ .

Во-вторых, долгосрочная динамика эндогенных переменных ограничена возвратом к равновесию, но допускается их краткосрочная коррекция с целью восстановления

<sup>8</sup> Коэффициенты при лагированных разностях не являются аналитически интересными в данном контексте. Они перехватывают краткосрочные колебания, не обусловленные нарушением долгосрочной, равновесной связи.

равновесия. Свободно меняющийся от региона к региону корректирующий коэффициент  $\phi_i < 0$ , публикуемый как среднерегionalная оценка, показывает, с какой скоростью за один год ликвидируется дисбаланс, измеренный следующим выражением:

$$(p_{it-1} - \theta_1 w_{it} - \theta_2 s_{it} - \theta_3 m_{it}), \tag{7}$$

которое представляет собой эмпирическую надбавку в предыдущем году.

**Анализируемые данные**

Третья часть эмпирической платформы — строго сбалансированная панель, т. е. набор данных, в котором для каждого региона имеются наблюдения по одинаковым параметрам. Если сбалансированная панель содержит  $N$  регионов и  $T$  лет, то число наблюдений ( $n$ ) в ней составит  $n = N \times T$ . В данном случае  $n = 80 \times 21 = 1680$ . Каждое — это значение данной переменной в регионе  $i$  в году  $t$  (табл. 4).

Таблица 4

**Фрагмент панели /  
Panel's fragment**

Код региона	Регион	Год	$p$	$w$	$m$	$s$
1	Республика Адыгея	2000	4,79	4,75	4,68	4,83
...	...	...	...	...	...	...
1	Республика Адыгея	2020	4,66	4,61	4,48	4,55
...	...	...	...	...	...	...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2000	4,78	4,87	5,04	5,01
...	...	...	...	...	...	...
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2020	4,64	4,67	5,42	4,60

*Примечание: коды регионов взяты из справочника Федеральной налоговой службы «Субъекты Российской Федерации». Из-за неполных данных в панель не попали Чеченская Республика (20), Ненецкий автономный округ (83), Республика Крым (91), г. Севастополь (92), иные территории, включая город и космодром Байконур (99). В панель вошли Тюменская область с Ханты-Мансийским и Ямало-Ненецким автономными округами и эти округа отдельно, а также Ненецкий автономный округ в составе Архангельской области. Данные приведены к административно-территориальному устройству России по состоянию на 2020 г. Источник: Федеральная служба государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели. Статистический сборник, разные годы / Source: Federal State Statistics Service. Regions of Russia. Socio-economic indicators. Various years.*

Для операционализации понятий «ИПЦ», «удельные затраты труда» и других использованы следующие измеряемые переменные в регионе  $i$  в году  $t$ .

*Зависимая (эндогенная) переменная:*

$p$  — региональный ИПЦ (декабрь к декабрю предыдущего года, в процентах).

*Объясняющие переменные (регрессоры):*

$w$  — отношение номинальной начисленной заработной платы на одного работающего в экономике региона (млн руб.) к реальному ВРП (млн руб.). В заработную плату включаются начисленные работникам суммы оплаты труда в денежной и неденежной формах за отработанное и неотработанное время, компенсационные выплаты, связанные с режимом работы и условиями труда, доплаты и надбавки, премии, единовременные поощрительные выплаты, а также оплата питания и проживания, имеющая систематический характер;

$s$  — региональный цепной индекс тарифов на грузовые перевозки (декабрь к декабрю предыдущего года, в процентах). Он использован вместо предпочтительного индекса цен автомобильного топлива, не обнаруженного автором в региональной статистике Росстата;

$m$  — стоимость регионального импорта из стран ближнего и дальнего зарубежья (в фактически действовавших ценах, млн долл. США). Валютный курс здесь действует как своеобразный дефлятор стоимости импорта;

$w$  и  $m$  пересчитаны в цепные индексы по формуле  $100 * (x_t/x_{t-1})$ , для 2000 г. —  $100 * (x_{2000}/x_{1999})$ . Все переменные прологарифмированы и фигурируют как строчные буквы. Их ожидаемое влияние на ИПЦ — положительное.

Принятый в данной работе доверительный интервал — 95% (уровень значимости  $\alpha = 0,05$ ). Мерило сравнительного качества моделей, построенных на данных из одной выборки, — информационный критерий Акаике (AIC). AIC «вознаграждает» за точность подгонки модели к данным и «штрафует» за потерю эффективности из-за наличия в модели избыточных переменных.

Хотя PMG допускает сочетание в ARDL-модели переменных с разной степенью интеграции без ущерба для качества оценок, мы все же проверили переменные на единичный корень. Если переменные только стационарные, то применение метода PMG теряет смысл. Результаты тестов первого поколения, таких как, например, тест Левина — Лина — Чу, достоверны, пока допускается гомоскедастичность панели. В присутствии гетероскедастичности они могут выдавать обманчивые результаты. Ведь «пучки» волатильности — типичное свойство большинства рядов макродинамики. В нашем случае такое популярное мерило волатильности, как стандартное отклонение, равно 5,1%.

Современная литература предлагает несколько тестов, способных приносить надежные результаты в присутствии гетероскедастичности. В данной работе использованы тесты Герварца — Зиденбурга (HS) и Деметреску — Хэнкока (DH), рекомендованные для широких и коротких панелей вроде нашей<sup>9</sup>. HS-тест показал, что три из четырех переменных нестационарные,  $I(1)$ , и одна — стационарная,  $I(0)$ . DH-тест обнаружил единичный корень у всех переменных (табл. 5). Оценивание долгосрочных отношений между переменными с разной степенью интеграции — как раз «конек» PMG/ARDL. Для проверки единичного корня в региональных регрессиях выполнен с теми же параметрами панельный расширенный тест Дики — Фуллера<sup>10</sup>. Тест с константой не опроверг гипотезу единичного корня ни в одном регионе.

Таблица 5

**Результаты тестов единичного корня с константой /  
Results for unit root tests with a constant**

Тесты	$\rho$	$w$	$m$	$s$
HS	-1,179 (0,119)	-2,123 (0,017)	-0,107 (0,457)	-0,498 (0,309)
DH	-1,076 (0,141)	-1,515 (0,065)	0,720 (0,764)	-0,571 (0,284)
Степень интеграции	$I(1)$	$I(0) / I(1)$	$I(1)$	$I(1)$

Примечание: порядок лагов для тестового уравнения: 0–9, автоматически по AIC.  $N = 80$ ,  $T = 21$  (11 после ребалансировки).

Источник: расчеты автора с помощью эконометрического пакета Stata / Source: calculated by the author using Stata econometric package.

**ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ ЭМПИРИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ**

Зависимая переменная ARDL-модели —  $\Delta p_{it}$ , т. е. темп прироста ИПЦ, а зависимая переменная ее долгосрочной части, выделенной в уравнение (6), —  $p_{it}$ , т. е. темп роста. В контексте коинтеграции оценка параметров уравнения (6) — главная задача.

<sup>9</sup> Команда `xtprft` в эконометрическом пакете Stata.

<sup>10</sup> Команда `xtprft` не выдает результаты тестов в разрезе регионов.

Ниже приведены PMG-оценки долгосрочных коэффициентов  $\theta_i$  и краткосрочного коэффициента коррекции ошибки  $\phi_i$  модели (5) (табл. 6).  $\theta_i$  показывают равновесные значения, к которым приближались индексы затрат в прошлом году, а  $\phi_i < 0$  показывает годовую скорость восстановления равновесия. Вот как следует интерпретировать  $\phi_i$ :

= -1: скорость предельная (экономические агенты восстанавливают равновесие за один год);

≅ -1: скорость высокая (экономические агенты устраняют большую часть дисбаланса в каждом году);

≅ -0: скорость низкая (равновесие восстанавливается медленно);

< -2: скорость избыточная;

> 0: «система» сходит с пути к долгосрочному равновесию.

Все коэффициенты имеют ожидаемый знак и статистически значимы на 1%-ном уровне (стандартные ошибки многократно меньше коэффициентов). Индекс удельных затрат труда действительно оказался «краеугольным камнем» модели. С его ростом на 1% ИПЦ повышался на 0,73%. Из остальных регрессоров можно выделить индекс тарифов на грузовые перевозки. С его ростом на 1% ИПЦ повышался на 0,19%. Эластичность ИПЦ по индексу цен импортной продукции вдвое меньше. Можно говорить о слабой импортной инфляции.

Суммируем коэффициенты:  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1,011009 \approx 1$ . Значит, гипотеза долгосрочной линейной однородности в степени 1 не опровергнута, и при неизменном ИПЦ рост какого-либо вида затрат приводит в долгосрочном плане к полной адаптации цен к изменившемуся соотношению видов и надбавка не меняется.

Таблица 6

**PMG-оценки параметров модели (5) /  
PMG parameter estimates for model (5)**

Параметры	Значения	Стандартные ошибки	P	
Долгосрочные коэффициенты				
$w_t$ (индекс удельных затрат труда)	$\beta_1$	0,734494	0,009526	0,0000
$s_{it}$ (индекс тарифов на грузовые перевозки)	$\beta_2$	0,194693	0,009099	0,0000
$m_{it}$ (индекс стоимости импортной продукции)	$\beta_3$	0,081822	0,003991	0,0000
Краткосрочный коэффициент				
$\phi_i$ (скорость восстановления равновесия)		-0,317371	0,030136	0,0000
Показатели качества модели				
Стандартная ошибка регрессии		0,016840	-	-
AIC		-3,941441	-	-

Примечание:  $N = 80$ ,  $T = 16$ , метод — PMG/ARDL, число лагов зависимой переменной — 1, динамических регрессоров — 4 автоматически по AIC, выбор модели — автоматически по AIC, выбранная модель — ARDL (1, 4, 4, 4).

Источник: расчеты автора с помощью эконометрического пакета EViews / Source: calculated by the author using EViews econometric package.

Корректирующий  $\phi < 0$ , что свидетельствует о коинтеграции переменных. Между ними существовала долгосрочная связь, и всякий раз, когда равновесие нарушалось, например повышался индекс какого-то вида затрат, срабатывал динамический механизм его восстановления со скоростью, которую задает  $\phi$ . Так ведут себя коинтегрированные переменные.  $\phi_i = -0,317$ , что означает медленное восстановление равновесия. Экономическим агентам требовалось три с небольшим года для восстановления равновесия:  $1 : 0,317 = 3,155$ .

PMG налагает допущение идентичности на долгосрочные коэффициенты, но позволяет  $\phi$  меняться от региона к региону<sup>11</sup>. Мы «спустились» в регионы и изучили оценки  $\phi$  региональных регрессий. Напомним:  $\phi$  должна быть меньше нуля, чтобы «система» вернулась в равновесие, а величина  $\phi$  показывает скорость возврата.

У 69 регионов  $\phi < 0$  и значима, меняясь от  $-0,027$  у Челябинской области до  $-1,273$  у Калужской области. Чем ближе отрицательная  $\phi$  к нулю, тем медленнее ИПЦ реагировал на отклонение от равновесия, т. е. требовалось больше одного года на устранение дисбаланса, и наоборот. Например, Челябинской области потребовалось 14 лет ( $1 / -0,027$ ), а Калужская область перегнула палку, ликвидировав дисбаланс за 0,78 года ( $1 / -1,273$ ). У 38 регионов реакция была слабой, а у девяти  $\phi < 0$ , но незначима. У семи регионов  $\phi > 0$  и значима (табл. 7), что указывает на сход «системы» с долгосрочной равновесной траектории. В общем региональные ИПЦ приближались к равновесию совершенно разными темпами, что свидетельствует о невероятном разнообразии путей и способов приспособления регионов к инфляционным дисбалансам.

Таблица 7

**Однопериодная реакция региональных ИПЦ на нарушение равновесия /  
One-period reaction of regional CPIs to disequilibrium**

$\phi$	Коды регионов	Число регионов (всего 80)
Скорость предельная	66	1
Скорость высокая	1, 4, 9, 14, 17, 18, 21, 24, 25, 26, 41, 45, 58, 59, 61, 69, 73, 76, 78, 79	21
Скорость низкая	2, 5, 8, 10, 11, 12, 13, 15, 16, 19, 22, 23, 27, 28, 30, 31, 36, 37, 39, 42, 43, 44, 47, 48, 49, 52, 55, 60, 62, 64, 65, 67, 68, 70, 71, 75, 77, 86, 87	39
Скорость избыточная	33, 40, 46	3
Сход с пути к долгосрочному равновесию	29, 35, 53, 56, 63, 74, 89	7
$\phi < 0$ , но незначима при $\alpha = 0,05$	3, 15, 32, 34, 38, 50, 51, 54, 57	9

Источник: сгруппировано автором / Source: compiled by the author.

**ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

В эмпирическую модель регионального ИПЦ включены в качестве регрессоров региональные индекс удельных затрат труда, цепной индекс тарифов на грузовые перевозки и индекс стоимости импортной продукции. Такой состав регрессоров продиктован моделью Экли и рекомендациями российских исследователей. С эконометрической точки зрения эмпирическая модель — это модель коррекции ошибки (равновесия), построенная на авторегрессионной модели с распределенными лагами. Она объединяет в одной строке статику и динамику модели Экли. Ее параметры оценены методом объединенных групповых средних.

С ростом индекса удельных затрат труда на 1% ИПЦ повышался на 0,73%. Действительно, удельные затраты труда — «краеугольный камень» модели. С ростом индекса тарифов на грузовые перевозки на 1% ИПЦ повышался на 0,19%. Эластичность ИПЦ по индексу цен импортной продукции еще меньше. Можно говорить о едва заметной импортируемой инфляции. Полученные результаты не опровергают гипотезу долгосрочной линейной однородности, подразумевающую, что при неизменном ИПЦ рост какого-либо вида затрат приводит в долгосрочном плане к полной адаптации цен к изменившемуся соотношению видов и надбавка не меняется.

<sup>11</sup> Полная (в разрезе регионов) информация об оценках всех коэффициентов не может быть приведена здесь, так как занимает несколько страниц.



Если стремление фирм и работников сохранить свои надбавки действительно провоцирует инфляцию, то предложение денег от центрального банка должно учитывать вызванный надбавками рост оборотного капитала в экономике, иначе следует ожидать сокращения занятости и агрегатного выпуска. Например, в Великобритании разработчики денежной политики мониторят поведение ключевых переменных, таких как надбавка, во всей экономике. Надбавка положительно коррелируется с избыточным спросом на агрегатном и отраслевом уровнях. Это значит, что при прочих неизменных условиях надбавка усиливает инфляционное давление, когда спрос растет быстрее предложения, и ослабляет инфляцию по мере наращивания избыточных мощностей. Комитет по денежной политике Банка Англии стремится привести инфляцию к своему 2%-ному ориентиру, повышая ставку банка с целью ограничения спроса, так что связь надбавки с избыточным спросом есть важная часть трансмиссионного механизма денежной политики.

Хотя теория Экли допускает повышение производительности труда и ограничение спроса путем контроля за надбавкой обычными инструментами денежной и фискальной политики, она позволяет заключить, что региональные власти могут многое сделать для сдерживания «надбавочной» инфляции с помощью инструментов промышленной политики, если понимать под этой политикой любое селективное государственное вмешательство в рыночное равновесие с целью изменения структуры производства в пользу секторов или видов деятельности, открывающих лучшие перспективы для экономического роста.

### Список источников / References

1. Аверина Д. С., Горшкова Т. Г. и др. Построение кривой Филлипса на региональных данных // Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 4. С. 609–630. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2018-22-4-609-630> / Averina D.S., Gorshkova T.G. et al. (2018). Phillips Curve Estimation on Regional Data. *Ekonomicheskii Zhurnal Vysshei Shkoly Ekonomiki – HSE Economic Journal*, 22 (4), 609–630 (In Russ.). <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2018-22-4-609-630>.
2. Айвазян С. А., Березняцкий А. Н. и др. Региональные модели ценовых индексов // Экономика и математические методы. 2016. Т. 52. № 4. С. 24–46 / Aivazian S.A., Bereznyatskiy A.N. et al. (2016). Econometric Models of Regional Consumer Price Indices. *Ekonomika i Matematicheskie Metodi – Economics and Mathematical Methods*, 52 (4), 24–46 (In Russ.).
3. Астраханцева И. А., Кутузова А. С. и др. Рекуррентные нейронные сети для прогнозирования региональной инфляции // Научные ВЭО России. 2020. Т. 223. С. 420–431. <https://doi.org/10.38197/2072-2060-2020-223-3-420-431> / Astrakhanitseva I.A., Kutuzova A.S. et al. (2020). Recurrent Neural Network for Regional Inflation Forecast. *Nauchnie Trudi VEO Rossii – Scientific Works of the VEO of Russia*, 223, 420–431 (In Russ.). <https://doi.org/10.38197/2072-2060-2020-223-3-420-431>.
4. Добронравова Е. П., Перевышин Ю. Н. и др. Закон единой цены и различия инфляции в российских регионах. Москва: РАНХиГС, 2019. 55 с. / Dobronravova E.P., Perevyshin Y.N. et al. (2019). The Law of a Single Price and Inflation Differences in Russian Regions. Moscow: RANEPa. 55 p. (In Russ.).
5. Канторович Г. Г. Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. Т. 7. № 1. С. 79–103 / Kantorovich G.G. (2003). Time Series Analysis. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki – HSE Economic Journal*, 7 (1), 79–103 (In Russ.).
6. Кириллов А. М. Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2017. № 4. С. 41–58. <https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058> / Kirillov A.M. (2017). Spatial Analysis of Food Inflation in Russian Regions. *Prostranstvennaya Ekonomika – Spatial Economics*, 4, 41–58 (In Russ.). <https://doi.org/10.14530/se.2017.4.041-058>.
7. Киселева П. С. Особенности исследования региональных факторов развития инфляционных процессов в России // Проблемы современной науки и образования. 2016. № 38. С. 68–70 / Kiseleva P.S. (2016). The Peculiarity of the Investigation of the Regional Factors of the Development of the Inflationary Processes in Russia. *Problemi sovremennoy nauki i obrazovaniya – Problems of Modern Science and Education*, 38, 68–70 (In Russ.).
8. Перевышин Ю. Н., Егоров Д. И. Влияние общероссийских факторов на региональную инфляцию // Экономическое развитие России. 2016. Т. 23. № 10. С. 44–50 / Perevyshin Y.N., Egorov D.I. (2016). Influence of Common Factors on Russian Regional Inflation. *Ekonomicheskoe Razvitie Rossii – Russian Economic Development*, 23 (10), 44–50 (In Russ.).
9. Перевышин Ю. Н., Синельников-Мурылев С. Г. и др. Факторы дифференциации цен в российских регионах // Экономический журнал ВШЭ. 2017. Т. 21. № 3. С. 361–384 / Perevyshin Y.N., Sinelnikov-Murylev S.G. et al. (2017). Determinants of Price Differentiation Across Russian Regions. *Ekonomicheskii zhurnal Vysshei shkoly ekonomiki – HSE Economic Journal*, 21 (3), 361–384 (In Russ.).

10. Синельников-Мурылев С. Г., Перевышин Ю. Н. и др. Различия темпов роста потребительских цен в российских регионах. Эмпирический анализ // Экономика региона. 2020. Т. 16. № 2. С. 479–493. <https://doi.org/10.17059/2020-2-11> / Sinelnikov-Murylev S.G., Perevyshin Yu.N. et al. (2020). Inflation Differences in the Russian Regions: an Empirical Analysis. *Ekonomika regiona — Economy of Region*, 16 (2), 479–493 (In Russ.).
11. Цыплаков А. А. Статистический анализ динамики региональных уровней цен // Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки. 2000. № 1. С. 5–19 / Tsiplakov A.A. (2000). Statistical Analysis of Dynamics of Regional Price Levels. *Vestnik NGU. Seria: Sotsialno-ekonomicheskie nauki — NGU Review. Series: Social and Economic Sciences*, 1, 5–19 (In Russ.).
12. Ackley G. (1953). The Theory of Inflation. *Kyklos*. 6 (3), 269–272.
13. Banerjee A., Cockerell L. et al. (2001). An I(2) analysis of inflation and the markup. *Applied Econometrics*, 16 (3), 221–240.
14. Banerjee A., Russell W. (2002). Inflation and Measures of the Markup. Department of Economics, European University Institute, Italy. Department of Economic Studies, University of Dundee, United Kingdom. 36 p.
15. Banerjee A., Russell W. (2001). The Relationship between the Markup and Inflation in the G7 Economies and Australia. *The Review of Economics and Statistics*, 83 (2), 377–384.
16. Bennouna H. (2015). A Mark-Up Model of Inflation for Morocco. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5 (1), 281–287.
17. Bowdler Ch., Jansen E.S. (2004). A Markup Model of Inflation for the Euro Area. European Central Bank Working Paper Series No. 306. 35 p.
18. Celerier C. (2009). Forecasting inflation in France. Banque de France Document de travail № 262.
19. Chanthol H. (2021). Money Demand and Inflation in a Highly Dollarized Economy: Fighting Inflation in Cambodia. MPRA Paper No. 109805.
20. de Brouwer G., Ericsson N.R. (1998). Modelling Inflation in Australia. *Journal of Business and Statistics*, 16 (4), 433–449.
21. de Brouwer G., Ericsson N.R. (1995). Modelling Inflation in Australia. Research Discussion Paper 9510. November. Economic Analysis and Economic Research Departments. Reserve Bank of Australia.
22. Deryugina E., Karlova N. et al. (2018). The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. Bank of Russia Working Paper Series No. 36.
23. Duesenberry J. (1950). The Mechanics of Inflation. *Review of Economics and Statistics*, 32 (2), 144–149.
24. Engle R., Granger C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>.
25. Holzman F.D. (1950). Income Determination in Open Inflation. *Review of Economics and Statistics*, 32 (2), 150–158.
26. Khan H. (2004). Price-setting behaviour, competition, and mark-up shocks in the New Keynesian model. The Bank of England's working paper series. Working Paper no. 240.
27. Kouvas O., Osbat Ch. et al. (2021). Markups and inflation cyclicality in the euro area. ECB Working Paper Series No. 2617.
28. Macallan C., Parker M. (2008). How do mark-ups vary with demand? Bank of England Quarterly Bulletin, Q2.
29. Neiss K.S. (2001). The Markup and Inflation: Evidence in OECD Countries. *Canadian Journal of Economics*, 34 (2), 570–587. <https://doi.org/10.1111/0008-4085.00089>.
30. Pesaran M.H. (2015). Time Series and Panel Data Econometrics. Oxford University Press.
31. Pesaran M.H., Shin Y. et al. (1997). Pooled Estimation of Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels. University of Cambridge, Department of Applied Economics.
32. Pesaran M.H., Shin Y. et al. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621–634.
33. Pesaran M.H., Smith R.P. (1995). Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 68 (1), 79–113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-F](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F).
34. Rahmani T., Dreger Ch. et al. (2013). Inflation and Cost Push in Iran's Economy. *Iranian Economic Review*, 17 (3), 1–24.
35. Smith R.P. (2001). Estimation and Inference with Non-Stationary Panel Time-Series Data. London: Birkbeck College.

### **Информация об авторе**

**Борис Иванович Алехин**, доктор экономических наук, г. Москва

### **Information about the author**

**Boris I. Alekhin**, Doctor of Economic Sciences, Moscow

Статья поступила в редакцию 12.01.2023  
Одобрена после рецензирования 03.02.2023  
Принята к публикации 14.02.2023

Article submitted January 12, 2023  
Approved after reviewing February 3, 2023  
Accepted for publication February 14, 2023