

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

Павлов П.Н.

ВЛИЯНИЕ РЕГУЛЯТОРНОЙ ЖЕСТКОСТИ НОРМАТИВНО-ПРАВОВОЙ БАЗЫ НА
ПОКАЗАТЕЛИ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ
(препринт)

Москва 2020

Аннотация

Целью работы является построение и оценка эконометрической модели влияния регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на показатели социально-экономической динамики, а именно – на показатели бедности в регионах России.

В первой главе работы представлен обзор классических и современных теоретических и эмпирических подходов к моделированию динамики показателей бедности, в том числе на уровне регионов, с использованием показателей регуляторной активности.

Во второй главе содержится характеристика структуры базы данных, которая использовалась для проведения оценки эмпирических спецификаций построенной теоретической модели для уровня бедности в регионах России, а также приводится описание построенного впервые в российской практике индекса федеральной регуляторной нагрузки на экономику субъектов Российской Федерации.

В третьей главе приводятся основные эмпирические результаты исследования: оценки влияния показателей регуляторной активности на динамику бедности в регионах России, а также сценарные оценки последствий проведения «регуляторной гильотины».

Ключевые слова: регулирование, нормативно-правовой акт, нормативно-правовая база, регуляторная жесткость, социально-экономическая динамика, бедность.

Abstract

The main purpose of the research is to develop and assess an econometric model of the influence of the regulatory framework rigidity on indicators of socio-economic dynamics, namely, on poverty indicators in the regions of Russia.

The first chapter of the paper presents an overview of classical and modern theoretical and empirical approaches to modeling the dynamics of poverty indicators, including at the regional level, using indicators of regulatory activity.

The second chapter provides a description of structure of database, which was used to assess the empirical specifications of the proposed theoretical model for the poverty level in the regions of Russia, and also describes the index of the federal regulatory burden on the economy of the regions of Russia which was built for the first time in Russian practice.

The third chapter presents the main empirical results of the study: assessments of the impact of regulatory activity indicators on the dynamics of poverty in the regions of Russia, as well as scenario assessments of the consequences of the “regulatory guillotine”.

Keywords: regulation, normative legal act, normative legal base, regulatory rigidity, socio-economic dynamics, poverty.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
1 Теоретическая модель влияния нормотворческой активности органов государственной власти на показатели социально-экономической динамики	6
1.1 Формулировка теоретической модели	6
1.2 Гипотезы исследования	33
2 Характеристика базы данных исследования	36
2.1 Описание структуры базы данных	36
2.2 Описание алгоритма формирования отдельных переменных	37
3 Оценка теоретической модели влияния нормотворческой активности органов государственной власти на показатели социально-экономической динамики	40
3.1 Эмпирическая оценка теоретической модели влияния нормотворческой активности на показатели бедности	40
3.2 Сценарная оценка влияния мероприятий «регуляторной гильотины» на показатели бедности	47
3.3 Систематизация результатов исследования, разработка рекомендаций	50
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	53
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	54

ВВЕДЕНИЕ

Аппаратом Правительства Российской Федерации в настоящее время осуществляются мероприятия «регуляторной гильотины», направленные на сокращение количества избыточных требований и, следовательно, снижение уровня регуляторной жесткости российской нормативно-правовой базы. Ряд современных исследований (Gordon et al., 2018 [1]; Chambers et al., 2019 [2]; Ellig, McLaughlin, 2016 [3]; Bailey, Thomas, 2017 [4]; Gutierrez, Philippon, 2017 [5]) указывает на чувствительность отдельных показателей социально-экономической динамики к уровню регуляторной жесткости нормативно-правовой базы. В число подобных показателей потенциально могут входить: уровень бедности, показатели предпринимательской активности, включая показатели демографической статистики организаций (входы и выходы фирм из отрасли), показатели концентрации выпуска и т.п. Таким образом, некоторые потенциально чувствительные к уровню регуляторной жесткости нормативно-правовой базы показатели, входит в число ключевых показателей эффективности, закрепленных первоначально Указом Президента России №204 от 7 мая 2018 года «О национальных целях и стратегических задачах развития Российской Федерации на период до 2024 года» и вновь воспроизведенных в Указе Президента России №474 от 21 июля 2020 года «О национальных целях развития Российской Федерации на период до 2030 года» (смещение графика достижения национальной цели по бедности с 2024 года на период до 2030 года было обусловлено началом глобальной пандемии коронавирусной инфекции COVID-19). Проведение настоящего исследования позволит на основе построения и оценки модели влияния уровня регуляторной жесткости на показатели социально-экономической динамики оценить перспективные результаты проведения «регуляторной гильотины» в России, в том числе оценить вклад «регуляторной гильотины» в достижение отдельных ключевых показателей эффективности Указа Президента России №474 от 21 июля 2020 года. Академическая мотивация проведения данного исследования заключается в апробации методологии статистико-лингвистического анализа нормативных документов в прикладных экономических исследованиях.

Основная цель данного исследования представляет собой построение и оценку эконометрической модели влияния регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на показатели социально-экономической динамики.

В число основных фундаментальных и прикладных задач исследования входят:

- разработка теоретической модели влияния показателей регуляторной жесткости на показатели социально-экономической динамики (уровень бедности);
- формирование базы данных для оценки эмпирических спецификаций

теоретической модели влияния уровня регуляторной жесткости российской нормативно-правовой базы на показатели социально-экономической динамики;

– эконометрическая оценка эмпирических спецификаций модели влияния уровня регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на показатели социально-экономической динамики;

– сценарная оценка влияния мероприятий «регуляторной гильотины» на показатели социально-экономической динамики.

В конечном итоге результаты исследования могут быть использованы в интересах в интересах Департамента регуляторной политики Аппарата Правительства Российской Федерации и администраторов национальных проектов, для которых установлены КПЭ, чувствительные к уровню регуляторной жесткости нормативно-правовой базы, для проведения прогностической экспертизы вклада мероприятий «регуляторной гильотины» в динамику ключевых показателей эффективности, относящихся к выполнению Указа Президента России №204 от 7 мая 2018 года.

1 Теоретическая модель влияния нормотворческой активности органов государственной власти на показатели социально-экономической динамики

В данном разделе будет проанализирован международный опыт моделирования бедности с использованием показателей нормотворческой активности государства.

1.1 Формулировка теоретической модели

1.1.1

Классические подходы к моделированию уровня бедности

Работе Равайона и Чена 1997 на сегодняшний день входит в число наиболее цитируемых работ по проблематике бедности и распределения доходов [6]. Авторы используют международную выборку, включающую опросы домохозяйств для 67 стран мира, которые проводились в период 1981-1994 гг. (в разные годы).

Равайон и Чен предлагают следующие теоретическую модель для объяснения уровня бедности на уровне стран мира:

$$\log P_{it} = \alpha_i + \beta \log \mu_{it}^* + \gamma t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

где

$\log P_{it}$ – логарифм уровня бедности в стране i в период t ;

α_i – фиксированный эффект на страну i ;

μ_{it}^* – наблюдаемый средний уровень потербления;

β – эластичность бедности по уровню потребления (Равайон и Чен также употребляют выражение «growth elasticity», что обусловлено тем, что с одной стороны исследуется фактически влияние изменений в уровне потребления на уровень бедности, но при этом данный подход вызван техническими ограничениями, связанными с более точной статистикой потребления по сравнению со статистикой уровня доходов. В действительности же ключевым и наиболее интересным предметом для исследования является динамика средних доходов на уровень бедности, что необходимо учитывать при интерпретации результатов исследования авторов);

t – временной тренд;

ε_{it} – случайная ошибка при измерении уровня бедности.

Авторы отдельно обращают внимание на то, что они не наблюдают истинный средний объем потребления μ_{it} , однако при этом наблюдается

$$\log \mu_{it} = \log \mu_{it}^* + v_{it} \quad (2)$$

где

μ_{it} – истинный средний объем потребления;

μ_{it}^* – наблюдаемый средний уровень потребления;

v_{it} – случайная ошибка при измерении объемов потребления.

В приведенном выражении (см. формулу (2)) содержится специфическая для той или иной страны ошибка, по предположению следующая процессу белого шума. Выражение (1) с использованием приведенного выражения (2) может быть преобразовано к следующему виду:

$$\log P_{it} = \alpha_i + \beta \log \mu_{it} + \gamma t + \varepsilon_{it} - \beta v_{it} \quad (3)$$

где

P_{it} – уровень бедности в стране i в период t ;

α_i – фиксированный эффект на страну i ;

μ_{it} – истинный средний объем потребления;

t – временной тренд;

ε_{it} – случайная ошибка при измерении уровня бедности;

v_{it} – случайная ошибка при измерении объемов потребления.

В первых разностях, которые берутся для устранения влияния фиксированных эффектов (а также от влияния временного тренда), данное выражение позволяет получить выражение (4):

$$\Delta \log P_{it} = \gamma + \beta \Delta \log \mu_{it} + \Delta \varepsilon_{it} - \beta \Delta v_{it} \quad (4)$$

Таким образом, поскольку исследуемые переменные входят в модель в логарифмах, фактически темпы роста (сокращения) бедности регрессируются на темпы роста средней величины потребления домохозяйств.

Равайон и Чен отмечают, что метод наименьших квадратов не позволяет в общем случае получить несмещенные оценки для параметров β и γ даже при очень большом объеме выборки. Другими словами, оценки по методу наименьших квадратов не являются состоятельными в рамках приведенных предпосылок. Может быть показано, что при приближении количества объектов наблюдения (стран) к бесконечности, МНК-оценка параметра β по вероятности стремится к следующему выражению:

$$plim\hat{\beta} = \beta + \frac{2[Cov(\varepsilon_{it}, v_{it}) - \beta Var(v_{it})]}{Var(\Delta \log \mu_{it})} \quad (5)$$

где

β – истинное значение параметра эластичности бедности по уровню потребления;

$\hat{\beta}$ – МНК-оценка параметра β ;

μ_{it} – истинный средний объем потребления;

ε_{it} – случайная ошибка при измерении уровня бедности;

v_{it} – случайная ошибка при измерении объемов потребления.

Как можно видеть из формулы (5) оценка коэффициента эластичности бедности по величине потребления, полученная методом наименьших квадратов имеет асимптотическое смещение относительно истинного значения параметра модели β и не может быть получена эмпирически при использовании традиционных методов оценки.

Природа появления данной ошибки заключается в следующем: обследованные, которые переоценивают (или недооценивают) среднюю величину потребления предположительно таким же образом недооценивают (переоценивают) уровень бедности в той или иной стране. Что позволяет предположить, что ковариация ошибок $Cov(\varepsilon_{it}, v_{it}) < 0$. Таким образом, поскольку рост в действительности снижает уровень бедности, что подразумевает, что эластичность бедности по величине потребления меньше нуля, то два слагаемых в числителе выражения (5) имеют разные знаки и могут взаимно компенсироваться. То, наблюдается ли переоценка или недооценка истинного значения параметра β невозможно определить без наложения дополнительных ограничений на ошибку измерения модели. Авторы предлагают следующую форму связи между ошибками модели:

$$\varepsilon_{it} = \beta v_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

где

ε_{it} – случайная ошибка при измерении уровня бедности;

v_{it} – случайная ошибка при измерении объемов потребления;

ξ_{it} – процесс белого шума, интерпретируемый авторами как ошибка в измерении бедности обусловленная ошибкой в изменении распределения ресурсов.

В таком случае оценка коэффициента эластичности бедности по уровню потребления (доходов) по вероятности стремится к истинной оценке, если количество

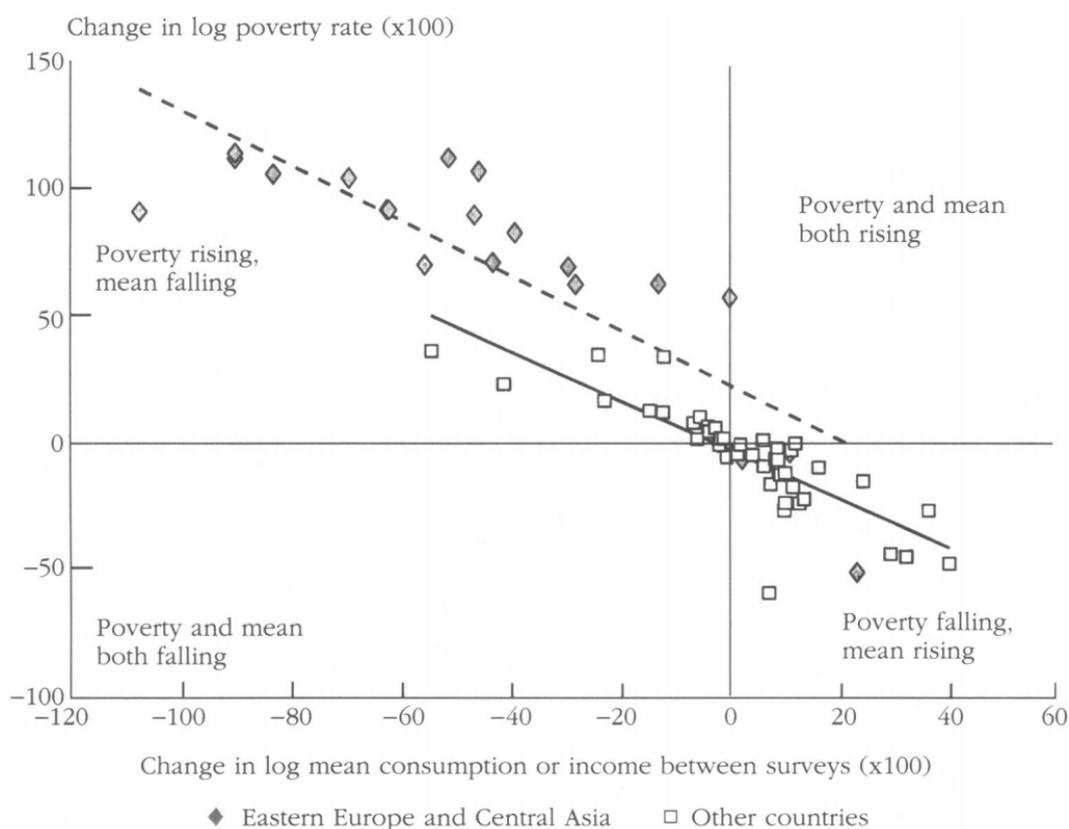
наблюдений стремится к бесконечности. Таким образом МНК-оценки модели могут быть состоятельными.

Для оценки построенной модели использовались данные по 67 странам мира. В работе исследуется показатель доли населения, проживающего за чертой бедности (а не доли домохозяйств, проживающих за чертой бедности).

Использование межстрановой выборки связано с некоторыми проблемами. Один из основных вопросов, например, состоит в том, как определить черту бедности. Так, например, если использовать черту бедности для развивающихся стран, то окажется, что для стран Восточной Европы уровень бедности окажется очень низким. В то время как при использовании черты бедности, характерной для стран Восточной Европы, окажется что уровень бедности очень высокий во многих странах с низким уровнем доходов.

Поскольку источником данных являются обследования, проводимые в разных странах мира по различным вариантам методологии, то оказывается, что в отдельных странах собираются данные по доходам, а в других – по объему потребления. Если пользоваться показателями дохода, то уровень неравенства будет выше. Это обусловлено тем, что на дату обследования в отдельных домохозяйствах доходы могут быть необычно низкими или необычно высокими, а вот потребление будет так или иначе сглажено, например, за счет заимствований, или использования запасов. Считается также, что в развивающихся странах ошибки изменения будут выше для показателя доходов, чем для показателя потребления.

Поскольку сравнение уровней бедности между странами сильно затруднено, какой-то смысл имеет лишь сравнение изменений за определенные периоды времени (интервалы). Это обусловило переход к спецификации теоретической модели в приростах. Авторы собрали статистику по интервалам (на основе двух обследований уровня бедности и распределения доходов по стране, проводившихся в период 1981-1994 гг.) для 42 развивающихся и переходных экономик – таким образом, чтобы внутри интервала обеспечивалась сопоставимость подходов к измерению исследуемых показателей. Авторы отдельно подчеркивают, что в такого рода исследованиях на международном уровне присутствует большое количество источников ошибок измерения. Но, как показали авторы при выводе теоретической модели, при определенных предпосылках и ограничениях, накладываемых на структуру ошибок, погрешности измерений могут взаимно компенсироваться, что все-таки позволяет исследовать интересующие авторов зависимости. Авторы подчеркивают, что судя по всему, им удалось «извлечь сигнал» из шума в данных. Отдельные результаты исследования приведены на рисунке 1.



Примечание

1 Источник: исследование Равайона и Чена [6].

2 Перевод терминов: Change in log poverty rate – изменение логарифма уровня бедности; Change in log mean consumption or income between surveys – изменение логарифма объема потребления или дохода между волнами обследования; Eastern Europe and Central Asia – Восточная Европа и Центральная Азия; Other countries – другие страны; Poverty rising, mean falling – уровень бедности растет, средний уровень потребления снижается; Poverty and mean both rising – уровень бедности и средний уровень потребления растут одновременно; Poverty and mean both falling – уровень бедности и средний уровень потребления снижаются одновременно; Poverty falling, mean rising – уровень бедности снижается, средний уровень потребления растет.

Рисунок 1 – Соотношение динамики бедности и роста (роста среднего уровня потребления)

В исследовании уровень бедности был определялся следующим образом: чертой бедности считался 75% уровня жизни (который может определяться через показатели потребления и дохода) от среднего для страны уровня жизни в первоначальном периоде исследования. Среднее рассчитывалось в каждой стране на основе опросных данных по домохозяйствам. Наклон кривой соотношения прироста уровня жизни и прироста уровня

бедности (взятых в логарифмах) является одинаковым для всех кластеров стран – и для стран Восточной Европы и для стран Центральной Азии и для других регионов.

Регрессионный анализ

В исследовании Равайона и Чена проводилась эконометрическая оценка построенной теоретической модели в приростах (см. формулу (4)). Необходимо отметить, что поскольку интервалы (длина интервалов) между обследованиями были различными, авторами была предпринята попытка учесть влияние данного технического фактора, поэтому в эмпирическую спецификацию теоретической модели, записанной в приростах (см. формулу (4)) включалась вместо константы длина интервала, используемого в качестве объекта наблюдения (элемента выборки). Для каждого интервала рассчитывались приросты анализируемых показателей – прирост уровня бедности, прирост уровня потребления.

В регрессии в качестве зависимой переменной использовался прирост логарифма доли населения, для которого доступным является 50% среднего уровня жизни в первоначальный период времени. В качестве независимой переменной выступал прирост логарифма среднего уровня жизни. Количество наблюдений (периодов) составило 64 (из них 21 – для стран Восточной Европы и Центральной Азии, 43 – для других стран мира). Оцененная эластичность составила порядка -2.6. Таким образом 10% повышение среднего уровня жизни соотносится с 26% сокращением уровня бедности (доли населения, которой доступно 50% от среднего стандарта уровня жизни в той или иной стране).

При использовании вместо 50% уровня 75% уровень от величины средних доходов для определения категории бедных, оцененный коэффициент эластичности составил -1.3. При переходе к 100% от среднего по выборке, коэффициент эластичности (growth elasticity) снизился до -0.7. Оценки модели приводятся в таблице 1.

Таблица 1 – Оценки эластичности уровня бедности по доходу/уровню потребления¹

Показатель бедности	Временной тренд перераспределения ($\gamma \times 100$)	Эластичность прироста бедности по приросту дохода/потребления β	R ²
Черта бедности: 50% от среднего уровня			
Полная выборка	3.52	-2.59	0.84
	(2.37)	(15.01)	
Исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии	-0.95	-1.57	0.58
	(0.87)	(6.37)	
Восточная Европа и Центральная Азия	16.66	-1.91	0.93
	(2.88)	(4.43)	
Черта бедности: 75% от среднего уровня			
Полная выборка	0.87	-1.29	0.83
	(1.40)	(13.24)	
Исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии	-0.87	-0.95	0.72
	(1.54)	(10.23)	
Восточная Европа и Центральная Азия	6.75	-0.97	0.92
	(2.46)	(4.05)	
Черта бедности: 100% от среднего уровня			
Полная выборка	0.15	-0.69	0.84
	(0.51)	(11.81)	
Исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии	-0.38	-0.64	0.85
	(1.38)	(10.50)	
Восточная Европа и Центральная Азия	2.68	-0.53	0.88
	(1.64)	(3.59)	
Доля населения, живущего на 1\$ и менее в день (в ценах 1985 г. по ППС)			
Все страны	-3.86	-3.12	0.37
	(1.40)	(2.62)	
Индекс разрыва бедности, центов в день (poverty gap index) ²			
Все страны	-6.04	-3.69	0.36
	(1.63)	(2.61)	

Примечание – Источник: исследование Равайона и Чена [6].

Авторы отмечают, что неравенство, поляризация доходов (потребления) повышались более часто, чем снижались, что было показано на примере построенных 64 интервалов для разных стран. Поляризацией доходов считается ситуация, при которой распределение доходов имеет выраженную бимодальность – как минимум два пика, что

¹ В скобках приводится величина t-статистики.

² Индекс разрыва бедности (poverty gap) – это средняя сумма в центах, которой не достает в величине доходов населению, признаваемому бедным, для достижения черты бедности.

означает отсутствие широкой прослойки населения со средними доходами (в некотором смысле – отсутствие среднего класса). Возможна ситуация, при которой неравенство сокращается при росте поляризации доходов. Рассмотрим следующий пример: предположим, что в выборке есть 4 индивида с доходами 1, 2, 3 и 4 доллара в день соответственно. Если передать 0.5 доллара от индивида номер 2 индивиду номер 1, и 0.5 доллара от индивида номер 4 индивиду номер 3, то распределение доходов будет следующим: 1.5, 1.5, 3.5, 3.5 доллара соответственно. Таким образом неравенство в данном примере снизилось, а поляризация доходов возросла (поскольку исчезла прослойка населения со средними доходами).

В реальных условиях можно рассмотреть 4 группы населения по величине доходов: сельское население с низкими доходами (для простоты сельское бедное население), городское бедное население, сельское богатое население, городское богатое население. Предположим условия торговли изменились таким образом, что сельскохозяйственные товары стали дороже. В таком случае наблюдается ряд изменений в распределении доходов: обе сельские группы выигрывают от перераспределения, обе городские группы проигрывают. Для простоты Равайн и Чен предлагают предположить, что величина потерь городских бедных эквивалента выигрышу сельских бедных, и по аналогии величина потерь городских богатых эквивалента выигрышу сельских богатых. В данном примере будет наблюдаться повышение поляризации населения при снижении уровня неравенства. Поляризация измеряется индексом Вольфсона, предложенным в работе 1994 года [7]. Он также как индекс Джини принимает значения от 0 (отсутствие поляризации доходов) до 1 (полная поляризация доходов). В том случае, если наблюдается абсолютное равенство доходов поляризация доходов отсутствует. Но если максимальная степень неравенства достигается в том случае, когда самый богатый индивид контролирует все доходы, а все остальные группы не имеют их вовсе, то максимальная степень поляризации доходов наблюдается в том случае, когда половина населения не имеет доходов, а другая половина контролирует в 2 раза больше среднего размера доходов. Индекс поляризации Вольфсона W имеет следующий вид:

$$W = 2(\mu^* - \mu^L)/m \quad (7)$$

где

W – Индекс поляризации Вольфсона;

μ^* – средний доход;

μ^L – средний доход наиболее бедной половины населения;

m – медианный доход.

Как показывает исследование Чена и Равайона неравенство выросло в 37 из 64 интервалах выборки, а поляризация выросла в 40. Несмотря на концептуальные различия показателей неравенства и поляризации, в данных между данными показателями наблюдается сильная взаимосвязь – коэффициент корреляции темпов роста неравенства и поляризации составил 0.83.

Как было указано выше, неравенство и поляризация доходов (потребления) повышались более часто, чем снижались, что было показано на примере построенных 64 интервалов для разных стран. Но сильное влияние на результаты оказывали страны Восточной Европы и Центральной Азии, при их исключении из выборки поляризация, неравенство чаще снижались, чем росли.

Авторы отмечают, что наблюдается сильная связь между темпами роста стандартов уровня жизни (потребления) и темпами снижения уровня бедности. Чувствительность показателя бедности к изменениям в среднем уровне потребления (доходов) сильнее для более низких вариантов проведения черты бедности: что было показано на примере коэффициентов эластичности бедности по росту (дохода, потребления): для черты бедности равной 50% среднего дохода коэффициент эластичности бедности по показателю роста составлял -2.59, а для черты бедности, равной 100% среднего дохода (или просто – среднему доходу) эластичность бедности по росту (дохода, потребления) составила -0.69. В то же время структурные изменения в развивающихся экономиках приводят к тому, что уровень бедности может увеличиваться даже при нулевых темпах экономического роста.

Выводы

В исследовании Равайона и Чена на международной выборке стран было показано, что динамика показателей неравенства достаточно сильно зависит от динамики экономического роста, роста подушевых доходов и уровня потребления (фактически – подушевых расходов, которые в статистике развивающихся стран позволяют сравнительно точно аппроксимировать уровень доходов населения). Также было показано, что эластичность уровня бедности к показателям роста (доходов, потребления) зависит от способа установления черты бедности. Отметим, что фактически в работе Равайона и Чена используется преимущественно относительный подход к определению уровня бедности, поскольку данный уровень задается как доля доходов от среднего уровня доходов в обществе. При этом в рамках проверки робастности выводов авторы обращаются также и к использованию абсолютного подхода к определению уровня

бедности, используя показатель доли населения, проживающего на 1\$ и менее в день (в постоянных ценах 1985 года по паритету покупательной способности).

Исходно авторы указывают на некоторые трудности в проведении некоторой общей для различных стран черты бедности. В данном случае относительно корректным может быть использование как раз относительного подхода, сравнивающего доходы различных групп населения страны со средним или медианным уровнем доходов. Отметим, что на уровне регионов России также наблюдается существенное расхождение в уровне подушевых доходов, что необходимо учитывать при расчете показателей уровня бедности.

Стоимость минимальной потребительской корзины в различных регионах страны заметным образом различается. Поэтому некорректным является расчет показателей уровня бедности путем сравнения доходов населения (средних) и стоимости потребительской корзины, взятой в среднероссийских ценах. Более корректным (в силу ограниченной мобильности населения) является сравнение доходов населения в регионах России со региональной стоимостью минимальной потребительской корзины (взятой в региональных ценах, а не средних ценах по России).

1.1.2

Влияние уровня неравенства по доходам на уровень бедности

В развитие работы Равайона и Чена была подготовлена работа Р. Адамса, опубликованная в 2004 году, в которой теоретическая модель взаимосвязь уровня бедности и экономического роста была доработана [8].

Целью исследования Адамса являлось использование новых доступных на момент подготовки работы данных для изучения связей между экономическим ростом, бедностью и распределением доходов в развивающихся странах. Как отмечает автор, вероятно, отдельные проблемы, связанные с ошибками измерения и пропусками в данных сохранились и в новом наборе данных. Статистика по домохозяйствам отличается проблемами предоставления точных сведений, при этом в системе национальных счетов (СНС), как известно, деятельность домохозяйств учитывается (по крайней мере на момент проведения исследования) по остаточному принципу. Если данные используются в кросссекционных межстрановых моделях (crosscountry regressions), то ошибки измерения проявляют себя как в некотором смысле фиксированные эффекты на страну. Но кроме того, ошибки могут варьироваться во времени, таким образом внося искусственным образом шум во временные ряды.

В своей работе Адамс, развивая подход, предложенный Равайоном и Ченом предлагает следующую теоретическую модель взаимосвязи между уровнем бедности и рядом экономических факторов:

$$\log P_{it} = \alpha_i + \beta \log \mu_{it} + \gamma \log g_{it} + \delta t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

где

P_{it} – показатель уровня бедности в стране i в период t ;

α_i – фиксированный эффект на страну;

μ_{it} – показатель уровня жизни (расходы на потребление, подушевой ВВП);

g_{it} – значение индекса Джини в стране i в период t ;

δ – трендовый темп изменения уровня бедности;

ε_{it} – случайная ошибка (белый шум), который включает ошибки в измерении уровня бедности в той или иной стране мира.

β – эластичность уровня бедности по росту/уровню жизни (средним расходам на потребление, среднему подушевому ВВП);

γ – эластичность уровня бедности по уровню неравенства по доходам, измеренному коэффициентам Джини.

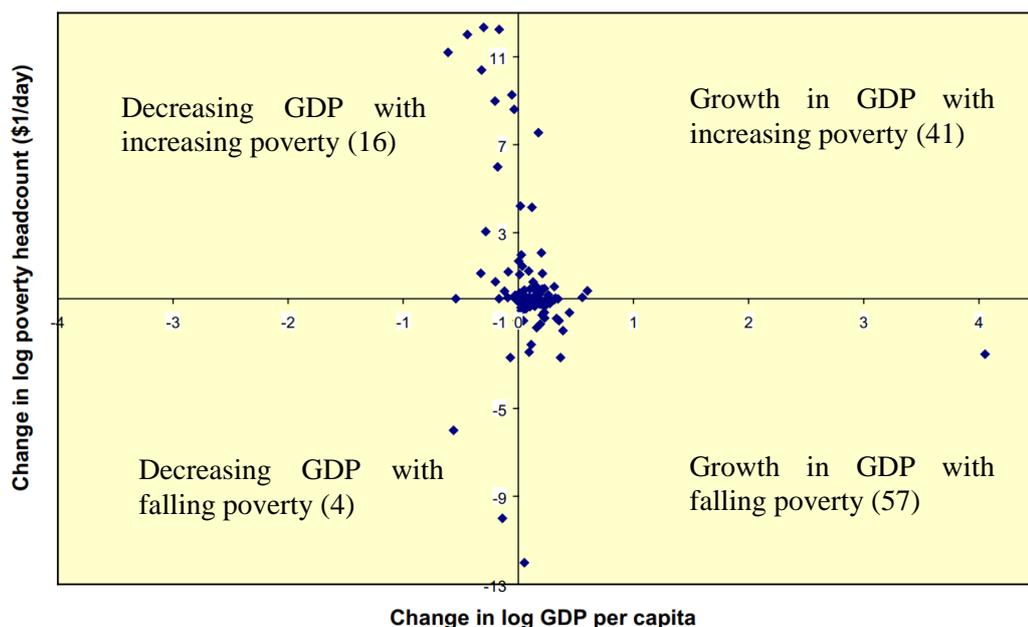
Также как и в работе Равайона и Чена, автор применяет дифференцирование построенной теоретической модели и переходит к модели в приростах, что приводит к исключению фиксированных эффектов на страну из теоретической модели:

$$\Delta \log P_{it} = \delta + \beta \Delta \log \mu_{it} + \gamma \Delta \log g_{it} + \Delta \varepsilon_{it} - \beta \Delta v_{it} \quad (9)$$

Структура ошибок измерения задана в уравнении (9) по аналогии с тем, как она задана в работе Равайона и Чена. Дифференцирование исходной модели Адамса, записанной в уровнях, приводит к дифференцированию случайной ошибки ε_{it} . Если данная случайная ошибка является белым шумом, тогда остатки уравнения (9) коррелированы внутри страны и во времени. Другими словами, последовательные интервалы (которые являются объектами наблюдения) для одной и той же страны не являются статистически независимыми, поскольку для одной и той же страны источником данных является одно и то же по методологии обследование домохозяйств со свойственными ему ошибками измерения, репродуцируемыми в разных волнах обследования (по мнению Адамса). Либо же ошибки измерения могут быть связаны с тем, что некоторые систематические ошибки измерения деятельности домохозяйств могут быть

заложены и воспроизводимы в рамках системы национальных счетов. Стандартные методы расчета стандартных ошибок в данных условиях необходимо модифицировать и учесть ковариационную матрицу процесса $\Delta \varepsilon_{it}$. В исследовании, как отмечает Адамс, подобная корректировка была проведена, стандартные ошибки были скорректированы.

Всего было построено 42 интервала (объекта наблюдения в выборке) для стран с низкими доходами, 84 интервала для стран со средним уровнем доходов, 126 интервалов - полня выборка, не включая страны Восточной Европы и Центральной Азии. Соотношение прироста доходов и прироста уровня бедности приводится на рисунке 2.



Примечание

1 Источник: исследование Р. Адамса [8].

2 Перевод терминов: Change in log poverty headcount (\$1/day) – изменение логарифма количества бедных (проживающих на 1\$ в день); Change in log GDP per capita – изменение объема подушевого ВВП; Decreasing GDP with increasing poverty – снижение (подушевого) ВВП при росте уровня бедности; Decreasing GDP with falling poverty – снижение (подушевого) ВВП при снижении уровня бедности; Growth in GDP with increasing poverty – рост (подушевого) ВВП при росте уровня бедности; Growth in GDP with falling poverty – рост (подушевого) ВВП при снижении уровня бедности.

Рисунок 2 – Соотношение динамики уровня бедности и подушевого ВВП

Оценки модели приводятся в таблицах 2-3 (в скобках приводятся t-статистики). В левой части оцениваемого уравнения находился прирост логарифма уровня бедности между волнами обследования, в правой части уравнения находились: во-первых, количество лет между волнами обследования (коэффициенты при данной переменной всегда оказывались незначимыми и не приводятся в таблицах с оценками); во-вторых,

прирост логарифма коэффициента Джини; в-третьих, прирост логарифма среднего реального дохода (потребления) или прирост логарифма реального подушевого ВВП по ППС в ценах 1993 года). Для построения оценок использовался метод наименьших квадратов.

Таблица 2 – Оценки эластичности уровня бедности по доходу/уровню потребления, ВВП на душу населения (полная выборка стран)

	Средний уровень дохода/потребления (опросный метод)			Подушевой ВВП, по ППС в ценах 1993 года		
	Прирост коэффициента Джини	Эластичность уровня бедности по показателям роста	Скорректированный R ²	Прирост коэффициента Джини	Эластичность уровня бедности по показателям роста	Скорректированный R ²
Черта бедности 1.08 доллара в день на человека по ППС в ценах 1993 года (эквивалент 1 доллара в день по ППС в ценах 1985 года в исследовании Равайона-Чена)						
Страны с низким уровнем дохода	8.188 (3.51)**	-4.329 (-3.43)**	0.453	8.507 (3.38)**	-5.532 (-2.49)**	0.384
Страны со средним уровнем дохода	4.532 (2.41)*	-5.280 (-6.48)**	0.408	5.909 (2.59)*	-1.184 (-1.72)	0.116
Полная выборка	6.091 (4.30)**	-5.021 (-7.52)**	0.440	7.827 (4.75)**	-1.729 (-2.59)*	0.217
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.309 (2.93)**	-2.789 (-4.88)**	0.253	3.034 (2.39)*	-2.267 (-1.56)	0.070
Индекс разрыва бедности (Poverty gap index)						
Страны с низким уровнем дохода	1.729 (1.51)	-2.321 (-3.81)**	0.338	2.952 (2.16)*	-0.575 (-0.48)	0.090
Страны со средним уровнем дохода	0.972 (0.81)	-0.996 (-1.85)	0.025	1.104 (0.97)	-1.051 (-3.09)**	0.098
Полная выборка	1.637 (2.00)*	-1.528 (-3.83)**	0.147	2.048 (2.47)*	-1.011 (-3.02)**	0.109
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.283 (4.72)**	-3.218 (-9.13)**	0.516	3.029 (3.20)**	-3.014 (-2.79)**	0.122
Квадрат индекса разрыва бедности						
Страны с низким уровнем дохода	1.284 (0.14)	-2.437 (-3.14)**	0.246	3.037 (1.79)	0.361 (0.23)	0.022
Страны со средним уровнем дохода	1.043 (0.74)	-0.338 (-0.53)	0.001	0.971 (0.74)	-1.119 (-2.86)**	0.098
Полная выборка	1.641 (1.63)	-1.107 (-2.28)*	0.061	1.877 (1.91)	-0.953 (-2.40)*	0.065
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.884 (4.06)**	-3.615 (-7.51)**	0.435	3.681 (3.08)**	-4.110 (-2.97)**	0.133

Примечание – Источник: исследование Р. Адамса [8].

Таблица 3 – Оценки эластичности уровня бедности по доходу/уровню потребления, ВВП на душу населения (выборка без стран ВЕ и ЦА)

	Средний уровень дохода/потребления (опросный метод)			Подушевой ВВП, по ППС в ценах 1993 года		
	Прирост коэффициента Джини	Эластичность уровня бедности по показателям роста	Скорректированный R ²	Прирост коэффициента Джини	Эластичность уровня бедности по показателям роста	Скорректированный R ²
Черта бедности 1.08 доллара в день на человека по ППС в ценах 1993 года (эквивалент 1 доллара в день по ППС в ценах 1985 года в исследовании Равайона-Чена)						
Страны с низким уровнем дохода	0.757 (1.76)	-2.509 (-13.17) **	0.842	1.303 (1.19)	-1.749 (-1.38)	0.015
Страны со средним уровнем дохода	6.954 (3.46) **	-4.051 (-3.27) **	0.248	5.157 (2.45) *	-2.156 (-0.96)	0.102
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.309 (2.93) **	-2.789 (-4.88) **	0.253	3.034 (2.39) *	-2.267 (-1.56)	0.070
Индекс разрыва бедности (Poverty gap index)						
Страны с низким уровнем дохода	1.969 (3.30) **	-3.210 (-12.13) **	0.825	2.654 (1.87)	-2.160 (-1.31)	0.048
Страны со средним уровнем дохода	4.524 (3.73) **	-3.606 (-4.82) **	0.334	3.150 (2.38) *	-3.780 (-2.55) *	0.137
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.283 (4.72) **	-3.218 (-9.13) **	0.516	3.029 (3.20) **	-3.014 (-2.79) **	0.122
Квадрат индекса разрыва бедности						
Страны с низким уровнем дохода	2.646 (3.53) **	-3.719 (-11.35) **	0.834	3.597 (2.01)	-2.884 (-1.33)	0.074
Страны со средним уровнем дохода	4.685 (2.83) **	-3.809 (-3.74) **	0.231	3.379 (2.02) *	-5.201 (-2.79) **	0.148
Полная выборка (исключая страны Восточной Европы и Центральной Азии)	3.884 (4.06) **	-3.615 (-7.51) **	0.435	3.681 (3.08) **	-4.110 (2.97) **	0.133

Примечание – Источник: исследование Р. Адамса [8].

Выводы

Адамс приходит к следующим заключениям. Во-первых, экономический рост действительно снижает уровень бедности в том случае, если в качестве черты бедности использовать международный стандарт на уровне 1 доллара в день на человека. В то же время многое зависит от того, как определить экономический рост. Когда экономический рост измеряется изменением среднего дохода (потребления) тогда проявляется сильная негативная статистическая связь между ростом и уровнем бедности. В то же время, когда экономический рост измеряется изменением величины ВВП в расчете на душу населения, статистическая связь между ростом и снижением уровня бедности существенно ослабевает.

Основной вывод Адамса, как подчеркивает сам автор, состоит в том, что результаты оценивания эластичности уровня бедности по росту не робастны относительно использования различных определений экономического роста: для показателей потребления (дохода), полученных опросными методами, получен коэффициент эластичности бедности по росту (poverty growth elasticity) равный -2.79, для показателя ВВП на душу населения коэффициент эластичности меньше -2.27 и статистически не значим. Более того, отмечается существенное снижение показателя соответствия модели статистическим данным (R^2).

1.1.3

Моделирование влияния нормотворческой активности на уровень бедности на уровне регионов

В работе Д. Чэмберса и других [9] подробно проанализировано влияние на уровень бедности в 50 штатах США индекса жесткости государственного регулирования FRASE. Оценки проводятся с использованием контрольных переменных для учета влияния прочих важных факторов, воздействующих на динамику уровня бедности. В данном разделе будет приведен подробный обзор данной работы, поскольку методология собственного исследования будет в значительной мере основываться на методических разработках, представленных в статье Чэмберса и других.

Бедность является одним из важных и сложных вызовов для современного этапа развития как развитых, так и развивающихся стран. Существуют различные взгляды на решение проблемы бедности, в работе Д. Чэмберса и других рассматривается, среди прочего, возможность снижения уровня бедности за счет сокращения регуляторной нагрузки на экономику.

По состоянию на сегодняшний день связь между нормотворческой активностью и уровнем бедности экономистами исследовано недостаточно. Основным ограничением до

недавнего времени являлось отсутствие необходимых баз данных по динамике нормотворческой активности на уровне национальных экономик, включая экономику США и России. В США данный пробел в данных был закрыт сравнительно недавно путем разработки базы данных нормотворческой активности RegData различных версий, на базе которой были рассчитаны показатели нормотворческой динамики на уровне штатов США. Фактически для определения наличия связи между нормотворческой активностью и уровнем бедности используется временная и пространственная вариация показателей уровня бедности и индекса FRASE. Вариация в уровне бедности наблюдаема и должна объясняться влиянием экономических факторов. Вариация в динамике индекса регуляторной жесткости обусловлена следующим: во-первых, отличиями во времени в количестве федеральных регуляций, направленных на те или иные отрасли экономики штата 2) изменениями в структуре ВВП штатов и соответственно в объеме относительного вклада различных отраслей экономики в объемы выпуска на уровне штата.

До появления индексов нормотворческой активности исследования, подобные тому, что проводят Чэмберс и другие, было практически не реализуемо. Только Свод федеральных правил США, включающий все действующие федеральные нормативные акты, насчитывал 236 томов и более 175 тысяч страниц текстовой информации юридического характера. Чтение всех документов, классификация содержащихся в них рестрикций в отраслевом разрезе для всех ежегодных версий свода федеральных правил за последние несколько десятков лет (что нужно для построения набора панельных данных) – были задачей, на решение которой также могли уйти десятилетия.

В действительности используется база данных RegData, в которой с помощью механизмов машинного обучения задачи классификации документов отраслевом разрезе для нормативной базы США были решены. Для этого использовалась отраслевая классификация NAICS (уровень четырехзначных групп). Исследователи сфокусировались на нормативных актах, поскольку они создают координационные и перераспределительные эффекты в экономике. Р. Хиггс отмечал, что регуляции уменьшают области возможностей для принятия решений на уровне частной экономики, поскольку государство посредством регулирования и введения рестрикций принимает часть решений вместо экономических агентов в частном секторе экономики [10]. Поскольку predetermined решения (выбор) государственных институтов, вероятно, в общем случае могут быть динамическими неэффективными, результатом роста государственного вмешательства может становиться меньший уровень экономической свободы и меньший долгосрочный уровень экономической эффективности.

В соответствии с данными теоретическими положениями, начинает расти пласт литературы, в которых эмпирически оценивается величина отрицательного влияния регуляций на экономику США. С использованием более старой версии объемов федеральной нормативной базы, Доусон и Ситер [11] в работе 2013 года показали, что в период с середины 20 века по настоящее время введение дополнительных регуляций соотносилось с замедлением темпов роста экономики. При этом важно подчеркнуть, что ключевой деталью при интерпретации полученных выводов является оговорка о том, что рост стал более безопасным и устойчивым, сопровождался большей заботой о сохранении окружающей среды, в ходе развития экономики отмечалось соблюдение интересов потребителей продукции, обеспечивалось качество и безопасность товаров и услуг. Но совокупный объем произведенных товаров и услуг, которые должны соответствовать определенным требованиям, правилам, санитарным нормам (производственный процесс также должен соответствовать определенным требованиям) – снизился. Таким образом, наблюдался определенного рода компромисс между экономической динамикой и качеством роста (при этом Доусон и Ситер оценили потери ВВП в период с 1949 по 2011 год в размере 38.8 трлн долларов США, что эквивалентно 2 п.п. темпов роста экономики в год в исследуемом периоде).

Крэй и Крэй в работе 2014 года оценили годовые издержки от действующих федеральных регуляций на уровне 2 трлн долларов США [12]. Коффи и другие [13] отмечают, что если бы нормативная база, сложившаяся по состоянию на 1980 год, не изменялась впоследствии, то к 2012 году экономика США была бы примерно на 25% больше ее реального размера на указанную дату, что соответствует потерям порядка 0.7 п.п. темпов роста в год, что несколько ниже, оценок, полученных в работе Доусона и Ситера, однако нужно отметить, что результаты Доусона и Ситера были получены на другом временном интервале.

В действительности же общим местом указанных исследований является вывод о негативном влиянии разрастания нормативно-правовой базы на экономический рост и, соответственно, уровень реальных доходов населения. Даже в сценарии, когда регулирование оказывает пропорциональное влияние на все группы населения, выделенные по уровню доходов – иными словами, когда уровень неравенства по доходам не изменяется, абсолютный уровень доходов низкодоходных групп снизится и больше людей окажется за чертой бедности по сравнению с ситуацией, когда регулирование не увеличивается. При этом, отдельные исследования показывают, что ситуация является еще более сложной и регулирование оказывается непропорционально большое отрицательное влияние на более бедные домохозяйства.

Пласт литературы о регрессивных эффектах регулирования продолжает, как отмечают Чэмберс и соавторы, увеличиваться. В число таких эффектов входят более высокие потребительские цены, барьеры входа, которые формируются лицензированием профессиональной деятельности, регулированием начала нового бизнеса (старт-апы), большие издержки исполнения требований (compliance costs) и др. Исследования, посвященные данным вопросам и по отдельности, и взятые в совокупности, показывают, что регулирование непропорционально причиняет ущерб наиболее незащищенным слоям населения, включая потенциальных (но не реализовавшихся) предпринимателей, а также людей с более низким уровнем образования, меньшим уровнем навыков и опыта работы, и тех, кто имеет более низкие доходы и меньшее политическое влияние. В связи с этим разумно предполагать, что более активное государственное вмешательство в экономику, при прочих равных, усложняет выход из состояния бедности.

Чэмберс и другие приводят краткий обзор исследований, посвященных регрессивным эффектам регулирования. В исследовании Томас [14] показано, что регулирование, ориентированное на снижение рисков в области защиты здоровья и безопасности граждан, характеризуется регрессивными эффектами. Высокодоходные группы имеют большую склонность платить для снижения маловероятных рисков. Когда федеральные регуляции затрагивают риски с низкой вероятностью наступления, особенно, когда их предотвращение является затратным, все домохозяйства платят за исполнение данных регуляций в форме более низких заработных плат и более высокого уровня цен. Такие издержки непропорционально велики для низкодоходных групп, как утверждает в исследовании Томас.

В другом исследовании Чэмберса и других [15] приведено эмпирическое свидетельство того, что самые бедные домохозяйства расходуют большую долю дохода на товары и услуги, производство которых регулируется сравнительно интенсивно, что предполагает вновь, что у регулирования существуют регрессивные эффекты.

Непропорциональное влияние проявляется и на уровне сегмента МСП. В частности Крэйн и Крэйн [12] отмечают, что малый бизнес несет большую часть издержек регулирования. Чэмберс и другие отмечают, что страны с более высокими барьерами входа характеризуются более высоким уровнем неравенства по доходам [2]. Чэмберс и Мунемо [16] в работе 2017 года обнаружили, что в странах с большим объемом регулирования процедур начала бизнеса наблюдается более низкий уровень предпринимательской активности. Бэйли и другие в работе 2018 года [17] обнаружили, что рост объемов регулирования приводит к повышению спроса на специалистов по подготовке отчетности и исполнению требований регулирования (бухгалтеров и юристов),

что соотносится с более низкой динамикой роста заработных плат и более низкими перспективами трудоустройства для менее образованных работников, не ориентированных на данные виды деятельности (noncompliance workers). В работе Маклафлина и других от 2014 года [18] показано, что лицензирование профессиональной деятельности оказывает непропорциональное влияние на экономически незащищенные этнические меньшинства. Клейнер и Крюгер в работе 2013 года [19] обнаружили, что порядка 1/3 работников испытали на себе влияние регуляций, связанных с введением лицензирования, относившихся к 2008 году. В совокупности все указанные результаты научных исследований позволяют предположить, что регулирование уменьшает возможности для вертикальной социальной мобильности и экономического процветания и способствует пребыванию части населения в состоянии бедности.

Все приведенные в обзоре литературы из работы Чэмберса и других исследования обращались к исследованию влияния регулирования (и его регрессивных эффектов) на уровень цен, предпринимательскую активность, неравенство в распределении доходов. Все указанные показатели могут являться факторами, влияющими на уровень бедности. В то же время исследование Чэмберса и других является одним из первых, в котором бы напрямую исследовалось влияние регулирования (нормотворческой активности) на уровень бедности на уровне штатов США.

Базовая эмпирическая спецификация теоретической модели

В работе Донде показано, что уровень бедности зависит от средней величины дохода Y и распределения доходов, описываемого, например, кривой Лоренца $l(Y)$.

$$P = f(Y, l(Y)) \quad (10)$$

где

P – уровень бедности;

Y – средний уровень доходов населения;

$l(Y)$ – функция распределения доходов.

Как правило, для описания распределения доходов используется индекс Джини, который аппроксимирует положения общества на кривой Лоренца, что позволяет перейти к следующей модели:

$$P = g(Y, Gini) + \varepsilon \quad (11)$$

где

P – уровень бедности;

Y – средний уровень доходов населения;

$Gini$ – индекс концентрации доходов Джини;

ε – случайная ошибка.

Уравнение (11) является базовым в рассматриваемом исследовании. Оно может при необходимости и наличии соответствующих данных быть преобразовано для использования в рамках панельной структуры данных. К примеру, в работах Менга и других, а также Чэмберса и других используется подобная модель:

$$p_{it} = \alpha_i + \beta_1 \eta_t + \beta_2 y_{it} + \beta_3 gini_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

где

p_{it} – натуральный логарифм уровня бедности;

α_i – фиксированный эффект на штат, который позволяет учесть специфические различия в уровне бедности между штатами, не объясненные другими переменными;

η_t – экзогенный временной тренд, другими словами: $\eta_t = t$;

y_{it} – натуральный логарифм от среднего дохода в регионе;

$gini_{it}$ – натуральный логарифм индекса Джини;

ε_{it} – случайная ошибка.

Необходимо отметить, что существует достаточно много работ по тематике развития, экономического роста, в которых оценивается коэффициент при логарифме среднего дохода, то есть коэффициент β_2 , который также можно назвать эластичностью бедности по уровню дохода. В соответствующей литературе нередко построенное уравнение преобразовывается к первым разностям, в результате чего может быть получено следующее выражение:

$$\Delta p_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta y_{it} + \beta_3 \Delta gini_{it} + u_{it} \quad (13)$$

Данный подход с определенными доработками может также использоваться для оценки влияния регуляторной активности на уровень бедности. В частности, в работе Чэмберса и других предлагается использовать в качестве меры жесткости регулирования индексы FRASE и на его основе определить, какими будут изменения уровня бедности на уровне того или иного штата при учетном влиянии изменений в уровне дохода на душу населения и в уровне концентрации доходов на уровне населения штата. Добавление

индекса FRASE в эмпирическую спецификацию теоретической модели позволяет получить:

$$p_{it} = \alpha_i + \beta_1 \eta_t + \beta_2 y_{it} + \beta_3 gini_{it} + \beta_4 frase_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

где

$frase_{it}$ – натуральный логарифм индекса FRASE.

Для спецификации эмпирической модели в приростах, таким образом, можно вывести следующее соотношение:

$$\Delta p_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta y_{it} + \beta_3 \Delta gini_{it} + \beta_4 \Delta frase_{it} + u_{it} \quad (15)$$

Уравнения (14) и (15) в исследовании Чэмберса и других являются базовыми для проверки эмпирического влияния регуляторной нагрузки на динамику показателей бедности на уровне штатов США.

Отметим, что потенциальная проблема эндогенности, обусловленная обратной зависимостью между уровнем бедности и регуляторной нагрузкой, смягчается тем, что в модели учитывается регуляторная нагрузка, формирующая на федеральном уровне, которая является в значительной мере экзогенной для регионов. Определенная эндогенность также может быть связана с взвешиванием федеральной регуляторной нагрузки на веса, обусловленные структурой выпуска регионов. Однако, и в данном случае, скорее, отраслевая структура выпуска определяет уровень бедности, чем уровень бедности отраслевую структуру выпуска.

Данные по уровню бедности были предоставлены Бюро переписи населения США, соответствующий показатель оценивает долю домашних хозяйств с доходами ниже черты бедности. Домохозяйство считается бедным, если треть его доходов расходуется на еду. Поэтому черта бедности соответствует стоимости минимального набора питания (минимальная потребительская корзина, обеспечивающая необходимое количество калорий), умноженного на три, с поправкой на размер домохозяйства и возраст его членов. Стоимость минимальной потребительской корзины индексируется на инфляцию.

Для каждой семьи в зависимости от ее состава рассчитывается своя черта бедности. К примеру, в 2016 году для семьи из четырех человек (двое взрослых и двое детей) пороговый уровень бедности составлял 24229 долл. США. Черта бедности в работе Чэмберса не варьируется между штатами и корректируется на уровень инфляции.

Данные по величине средних доходов предоставлены Бюро экономического анализа и равны подушевому объему ВВП (ВРП) в постоянных ценах (ценах 2009 года). Данные по величине коэффициента Джини взяты из исследования Фрэнка 2009 года [20] и обновлены по соответствующей методологии. Источником данных для построения коэффициента Джини исходно являлась Налоговая служба США. В качестве показателя регуляторной жесткости используется индекс FRASE.

Исследователями была построена сбалансированная панель, охватывающая период 1997-2013 гг., которая включает 50 штатов США и округ Колумбия, что позволило получить 867 наблюдений для проведения расчетов. Фактически все 51 административно-территориальных единиц рассматривались как отдельные объекты наблюдения. Средний уровень бедности по всем штатам составлял порядка 12.56%, выпуск в расчете на душу населения в ценах 2009 года составлял 46939 долл. США. Значения коэффициентов Джини были достаточно большими, что свидетельствует о значительном расслоении общества. Среднее значение индекса Джини составило 0.59, наименьшее значение составило 0.55 (в штате Айова), а наибольшее 0.66 (в штатах Нью-Йорк и Флорида). Наконец, среднее значение индекса FRASE составило 1.22, что предполагает, что в период 1997-2013 гг. показатель средней регуляторной нагрузки, посчитанный на уровне штатов, на 22% превышал среднее значение показателя по данным США в целом за 1997 год. Таким образом, в исследовании использовался базисный индекс FRASE, предполагающий, что регуляторная нагрузка в том или ином периоде сравнивается с исходной регуляторной нагрузкой, зафиксированной на начало периода исследования. Наибольшее среднее за период значение индекса FRASE в данной панели отмечалось для штата Луизиана – порядка 2.03, наименьшее – для штата Нью Гемпшир – порядка 0.82.

Первые оценки эмпирических спецификаций теоретической модели, обосновывающей взаимосвязи между динамикой показателей нормотворческой активности и показателей уровня бедности, приведены в таблице 4.

Таблица 4 – Оценки базовой спецификации модели

Переменная / Модель	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Индекс FRASE, логарифм	0.2879*** (0.0390)	0.2596*** (0.0170)	0.2504*** (0.0205)	0.2125** (0.0929)	0.2373*** (0.0903)
Выпуск на душу, логарифм	-0.2113*** (0.0237)	-0.2224*** (0.0241)	-0.2075*** (0.0277)	-1.0313*** (0.1164)	-0.8060*** (0.0684)
Индекс Джини, логарифм	1.4849*** (0.1014)	1.4057*** (0.1368)	1.6036*** (0.1865)	-0.0543 (0.1223)	-0.0087 (0.1037)
Временной тренд	-	0.0034 (0.0037)	-	0.0200*** (0.0037)	-
Фиксированные эффекты на штат	Нет	Нет	Нет	Да	Да
Фиксированные эффекты на период	Нет	Нет	Да	Нет	Да

Количество наблюдений	867	867	867	867	867
R ²	0.222	0.224	0.277	0.837	0.860

Примечание

1 Источник: исследование Д. Чэмберса и других [9].

2 Зависимая переменная – логарифм уровня бедности; константа включалась при расчетах в спецификацию уравнения (оценка не приводится); в скобках приводятся робастные стандартные ошибки Уайта. ***, **, * - обозначают 1%, 5% и 10% уровень статистической значимости соответственно.

В таблице 4 приводятся оценки базовой спецификации теоретической модели с включением показателей регуляторной жесткости (индекс FRASE). В спецификации (1) таблицы 4 в модель для зависимой переменной (логарифма уровня бедности) оценивается с включением общей (сквозной) константы (оценка константы не приводится), логарифма индекса FRASE, логарифма ВВП (ВРП) на душу населения, логарифма индекса Джини. В соответствии с ранее выдвинутыми предположениями (гипотезами) коэффициент при индексе регуляторной жесткости имеет положительный знак и является статистически значимым на 1% уровне. Это означает, что повышение количества федеральных рестрикций на 1% связано с повышением уровня бедности на 0.2879%. Коэффициент при переменной объема выпуска на душу населения принимает отрицательный знак и является также статистически значимым на 1% уровне, что в свою очередь означает, что увеличение объемов подушевого выпуска способствует снижению уровня бедности на 0.2%. Наконец, коэффициент при логарифме индекса Джини положительный и статистически значимый на 1% уровне, что означает, что повышение на 1% уровня неравенства приводит к повышению уровня бедности примерно на 1.5%.

В спецификации (2), приведенной таблице 4, включается временной тренд, результаты оценивания данной спецификации в целом соотносятся с ранее полученными оценками коэффициентов. Коэффициент для добавленного временного тренда является статистически значимым. В спецификации (3) фиксированные эффекты на период включаются вместо временного тренда. Это приводит к повышению коэффициента при индексе Джини с 1.5 до 1.6. В спецификации (4) и (5) включаются фиксированные эффекты на штат, что приводит к повышению модели, R² увеличивается с 0.2-0.3 до 0.8-0.9. Фиксированные эффекты принимают на себя при оценке модели часть гетерогенности в уровнях бедности, свойственной штатам. Спецификация (4) включает временной тренд, а спецификация (5) включает фиксированные эффекты на период. В данных спецификациях оценки вклада динамики индекса FRASE меняются несущественно, но при этом значительно возрастает относительная значимость переменной подушевого выпуска с точки зрения влияния на уровень бедности. Оцененные значения

коэффициентов при логарифме подушевого выпуска принимают значения от -1.0 до -0.8. Таким образом рост подушевого выпуска на 1% соответствует практически эквивалентному процентному снижению уровня бедности. Примечательное, что коэффициент при временном тренде в спецификации (4) является положительным и статистически значимым, что означает, что уровень бедности при прочих равных ежегодно растет.

Чэмберсом и соавторами [9] была оценена модели влияния регуляторной жесткости на уровень бедности, приведенная к первым разностям (см. уравнение (15)), кроме того, была проведена проверка робастности построенных оценок влияния прироста показателя FRASE на показатели прироста уровня бедности на уровне штатов США (оценки приводятся в таблице 5).

Таблица 5 – Оценки базовой спецификации модели в приростах с включением дополнительных факторов (проверка робастности оценок)

Переменная / Модель	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Индекс FRASE (прирост логарифма)	0.2944** (0.136)	0.2752** (0.1339)	0.3169** (0.1315)	0.2332* (0.1251)	0.3195** (0.1336)	0.2338* (0.1267)	0.2822** (0.1222)	0.2845** (0.1235)
Подушевой выпуск (прирост логарифма)	-0.1102 (0.1752)	-0.0701 (0.2329)	-0.1035 (0.1871)	-0.0837 (0.1702)	-0.0614 (0.2533)	-0.0693 (0.2322)	-0.1065 (0.1866)	-0.0609 (0.2527)
Индекс Джини (прирост логарифма)	0.1825 (0.288)	0.0071 (0.2840)	0.0347 (0.2942)	-0.0063 (0.2875)	0.0348 (0.2937)	-0.0062 (0.2877)	0.0242 (0.2976)	0.0242 (0.2971)
Доля государства (прирост логарифма)	-	0.0120 (0.1385)	-	-	0.0522 (0.1397)	0.0180 (0.1395)	-	0.0566 (0.141)
Средняя школ (прирост логарифма)	-	-	0.5025 (0.5814)	-	0.5064 (0.5757)	-	0.4933 (0.5813)	0.4974 (0.5757)
Доля с/х в выпуске (прирост логарифма)	-	-	-	0.0332 (0.0257)	-	0.0334 (0.0262)	0.0279 (0.0263)	0.0284 (0.0269)
Количество наблюдений	816	800	750	800	750	800	750	750
R ²	0.114	0.111	0.118	0.112	0.118	0.112	0.119	0.119

Примечание

1 Источник: исследование Д. Чэмберса и других [9].

2 Зависимая переменная – логарифм уровня бедности; включались фиксированные эффекты на период и константа (оценка не приводится); в скобках приводятся робастные стандартные ошибки Уайта. ***, **, * - обозначают 1%, 5% и 10% уровень статистической значимости соответственно.

В модели, построенной в первых разностях, фиксированные эффекты на штат по определению вычищаются. В итоге в спецификации в первых разностях включались только фиксированные эффекты на период. При этом коэффициент при первой разности логарифма индекса FRASE оказался статистически значимым на уровне значимости 5% (в отдельных спецификациях – 10%), при этом величина коэффициента изменялась от 0.23 до 0.32, что означает, что прирост логарифма индекса FRASE на 1% приводит к 0.2-0.3% прироста в уровне бедности на уровне штатов США. В целом результаты оценки эмпирических спецификаций модели, построенной в приростах, соотносятся с результатами ранее полученных оценок. Прочие коэффициенты модели, построенной в приростах, оказались статистически незначимыми, хотя иногда и характеризовались «правильными» (соответствующими теоретическим гипотезам) знаками при соответствующих коэффициентах. Так, например, коэффициент при приросте душевого выпуска оставался отрицательным, но был статистически не значим. В свою очередь коэффициент при приросте индекса Джини также зачастую оставался положительным и статистически незначимым.

Для проверки робастности результатов в модель, построенную в приростах, включались также дополнительные переменные, что было обусловлено тем, что фиксированные эффекты на штаты в модели в приростах было невозможно использовать по определению. Независимо от того, как дополнительные переменные включались в модель по одной или совместно с другими переменными, все они в работе Чэмберса и других оставались статистически значимыми. При этом коэффициент при переменной нормотворческой активности существенным образом не изменялся, принимая в среднем значение порядка 0.28, что интерпретируется следующим образом: повышение индекса FRASE на 1% приводит к повышению уровня бедности на уровне штатов США на 0.28%.

В работе исследовалось возможное влияние выбросов на результаты оценок. Так например, для округа Колумбия характерны одновременно довольно высокий уровень бедности при высоком уровне выпуска на душу населения, что обусловлено сосредоточением в столице высокооплачиваемых профессионалов – лоббистов, политических консультантов, юристов в т.п. В то же время в других штатах с высоким уровнем бедности наблюдался существенно меньший уровень душевого выпуска (в качестве примера авторы приводят: Миссисипи, Алабаму, Нью-Мексико, Западную Вирджинию).

Поэтому оценки базовой спецификации теоретической модели для уровня бедности в уровнях и в приростах переоценивались с исключением округа Колумбия, но было обнаружено, что исключение своего рода выброса несущественно влияет на итоговые

результаты оценок. Некоторые изменения наблюдаются лишь при переменной подушевого выпуска при оценке модели в уровнях, в то время как прочие оценки коэффициентов практически не изменяются. При переходе к оценкам модели в приростах изменения становятся еще менее заметными даже для переменной подушевого выпуска (при включении и исключении округа Колумбия из выборки).

Дополнительные переменные. Другим направлением проверки робастности оценок являлось включение дополнительных переменных в модель. В частности в модель в приростах включалась доля государственных расходов в выпуске как прокси-переменная для выпуска общественного сектора (также в модель включался показатель прироста подушевого выпуска, прироста индекса FRASE, прироста индекса Джини, фиксированные эффекты на периоды).

В другой спецификации в модель включалась прокси-переменная для оценки уровня человеческого капитала в штате. Как правило, штаты с более высокими уровнями человеческого капитала должны демонстрировать более низкие уровни структурной безработицы, характеризовать более высокие уровни участия в рабочей силе, иметь более высокие заработки. Для оценки уровня человеческого капитала использовался показатель доли населения со средним образованием в общей численности взрослого населения штата (прирост логарифма). Как и прежде в модель также включался показатель прироста подушевого выпуска, прироста индекса FRASE, прироста индекса Джини, фиксированные эффекты на периоды.

В третьей спецификации модели для проверки робастности использовался показатель доли сельского хозяйства в структуре выпуска штата. Исходная предпосылка для включения данной переменной состоит в том, что в аграрной экономике более низкие заработные платы, характерна сезонная занятость, что может способствовать сравнительно более высокому уровню бедности. Аналогично в модель был включен ряд дополнительных переменных, включая показатель прироста подушевого выпуска, прироста индекса FRASE, прироста индекса Джини, фиксированные эффекты на периоды.

Наконец авторы (Чэмберс и другие) оценивали эмпирические спецификации модели с включением двух и трех контрольных переменных, описанных выше. Однако во всех случаях коэффициенты при дополнительных переменных оказывались статистически незначимыми, а оценки коэффициентов при индексе FRASE существенным образом не изменялись.

Полученные результаты позволили авторам перейти к следующим заключениям. В соответствии с прогнозами экономической теории регулирование снижает уровень реальных подушевых доходов, характеризуется регрессивными эффектами на уровень

потребительских цен, уровень предпринимательской активности, неравенство по доходам. Работа Чэмберса и других оценивает влияние федеральных регуляций в США на уровень бедности с учетом влияние других контрольных переменных. Применение данной методологии позволяет авторам обнаружить, что 10% повышение регуляторной нагрузки на штат коррелирует с 2.5% повышением уровня бедности в штате. Авторы признают, что их анализ не обязательно доказывает наличие причинно-следственных связей, однако оценки взаимосвязи между уровнем бедности и уровнем жесткости регулирования оказались робастными к включению в модель иных известных из литературы переменных, включая относительный размер государственных расходов, человеческий капитал штата, относительный вклад сельского хозяйства в выпуск штата. Таким образом, нормодатель должен учитывать влияние нормотворческой активности на уровне бедности при разработке системы регулирования экономики.

1.2 Гипотезы исследования

Основные гипотезы исследования будут соответствовать сформулированным вариациям теоретической модели в уровнях и приростах (см. уравнения (14) и (15)):

$$p_{it} = \alpha_i + \beta_1 \eta_t + \beta_2 y_{it} + \beta_3 gini_{it} + \beta_4 frase_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

где

p_{it} – натуральный логарифм уровня бедности;

α_i – фиксированный эффект на штат, который позволяет учесть специфические различия в уровне бедности между штатами, не объясненные другими переменными;

η_t – экзогенный временной тренд, другими словами: $\eta_t = t$;

y_{it} – натуральный логарифм от среднего дохода в регионе;

$gini_{it}$ – натуральный логарифм индекса Джини;

$frase_{it}$ – натуральный логарифм индекса FRASE;

ε_{it} – случайная ошибка;

$$\Delta p_{it} = \beta_1 + \beta_2 \Delta y_{it} + \beta_3 \Delta gini_{it} + \beta_4 \Delta frase_{it} + u_{it} \quad (15)$$

где

Δp_{it} – натуральный логарифм уровня бедности (прирост);

Δy_{it} – натуральный логарифм от среднего дохода в регионе (прирост);

$\Delta gini_{it}$ – натуральный логарифм индекса Джини (прирост);

$\Delta frase_{it}$ – натуральный логарифм индекса FRASE (прирост);

u_{it} – случайная ошибка.

Построенной теоретической модели соответствуют следующие гипотезы:

- увеличение объема валового регионального продукта в постоянных ценах на душу населения способствует снижению уровня бедности в регионе i в период t ;
- увеличение индекса концентрации доходов (индекса Джини) способствует увеличению уровня бедности в регионе i в период t ;
- увеличение уровня детализация (регуляторной жесткости) нормативно-правовой базы, влияющей на отрасли экономики региона способствует повышению уровня бедности в регионе i в период t .

Необходимо отметить, что влияние независимых переменных на зависимую может быть обусловлено используемым определением уровня бедности. Отрицательное влияние уровня душевого ВРП на уровень бедности, как представляется, будет сильнее проявляться при использовании абсолютного определения черты бедности, например, как региональной стоимости минимальной потребительской корзины. Очевидно, при росте душевого реального валового регионального продукта (и соответственно росте душевых доходов), снижение уровня бедности будет достигаться автоматически. При использовании относительных критериев определения черты бедности влияние роста реального душевого ВРП (реальный душевых доходов) на уровень бедности будет менее ярко выраженным.

Увеличение неравенства в распределении доходов при прочих равных должно способствовать росту уровня бедности при заданном уровне доходов (душевого реального выпуска), поскольку рост данного индекса в целом отражает тенденции перетока доходов от необеспеченных групп населения в пользу обеспеченных групп. В некоторой степени индекс Джини отражает и тенденции к поляризации доходов в обществе (при оценке эконометрических спецификаций построенной теоретической модели вместо индекса Джини также может использоваться индекс поляризации доходов).

Включение в уравнение (14) фиксированных эффектов отражает специфическую для каждого региона конфигурацию факторов, способных повлиять на уровень бедности. Включение в эмпирическую спецификацию временного тренда обусловлено попыткой учесть общие для всех объектов наблюдения (регионов) тенденции в динамике уровня бедности. Отметим, что вместо временного тренда также могут включаться фиксированные эффекты на отдельные периоды времени, которые также предназначаются для учета влияния значимых на уровне всей экономики явлений (событий), влияющих на уровень бедности.

Влияние роста детализации и регуляторной жесткости нормативной базы на уровень бедности может объясняться различными механизмами. Во-первых, высокая детализация нормативной базы порождает большие (транзакционные) издержки изучения нормативных актов и соответственно ограничивает участие индивидов в предпринимательской деятельности, которая может являться механизмом преодоления бедности. Во-вторых, большой объем регуляторных требований в нормативной базе предполагает в том числе достаточный уровень квалификации персонала, нанимаемого предприятиями в регионах с высокой долей зарегулированных отраслей. Таким образом, возможности трудоустройства индивидов со сравнительно низким уровнем человеческого капитала снижаются, что является одной из предпосылок попадания в состав безработного, бедного населения. В-третьих, более интенсивное регулирование экономики способствует увеличению спроса предприятий на высококвалифицированную рабочую силу (юристов, бухгалтеров, экономистов), что приводит к изменениям в структуре распределения рабочих мест и доходов и может также способствовать росту неравенства и уровня бедности.

2 Характеристика базы данных исследования

2.1 Описание структуры базы данных

База данных исследования включает, во-первых, показатели социально-экономического развития, включая уровень бедности, во-вторых, показатели институционального развития, характеризующие уровень федеральной регуляторной нагрузки на регионы России. База данных охватывает период 2008-2018 гг. и имеет панельную структуру. Для оценки эмпирических спецификаций построенной теоретической модели бедности использовались данные Росстата по динамике уровня бедности, реальных доходов населения, индекса концентрации доходов (индекса Джини), а также данные по динамике федеральной регуляторной нагрузки на экономику регионов России. В работе используется абсолютный подход к определению уровня бедности, который основывается на определении некоторого стандарта уровня жизни, заданного, например, в форме потребительской корзины, соответствующей прожиточному минимуму (см. таблицу 6)³.

Таблица 6 – Структура базы данных: основные переменные и источники данных

Переменная	Показатель	Период	Частота	Источник данных
Уровень бедности	Доля населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума, установленной в субъекте РФ	2008-2018	Год	Росстат [21]
Реальные доходы на душу населения	Среднедушевые денежные доходы населения по субъектам РФ, руб. (в постоянных ценах)	2008-2018	Год	Росстат [22], [23], расчеты автора.
Уровень концентрации доходов	Коэффициент Джини	2008-2018	Год	Росстат [24]
	Соотношение доходов 20% наиболее обеспеченных и 20% наименее обеспеченных индивидов ⁴	2008-2018	Год	Росстат, расчеты автора
Показатель регуляторной нагрузки	Индекс федеральной регуляторной нагрузки (базисный индекс)	2008-2018	Год	Консультант Плюс [25], расчеты автора

Примечание – Источник: составлено автором.

³ Абсолютный подход к определению уровня бедности заложен в работах Б. Роунтри [41], Б. Роунтри и М. Кендалла [42]. Существует также относительный подход, согласно которому под чертой бедности понимается минимальный (типичный) уровень жизни, характерный для репрезентативного представителя того или иного общества. Относительный подход к определению уровня бедности заложен в работах П. Таунсенда [44], [43]. Подробнее о различных подходах к определению уровня бедности см. в работе Е. Слободенюк и В. Аникина [34].

⁴ Рассчитано на основе показателя «Распределение общего объема денежных доходов по 20-ти процентным группам населения» (Росстат) [45].

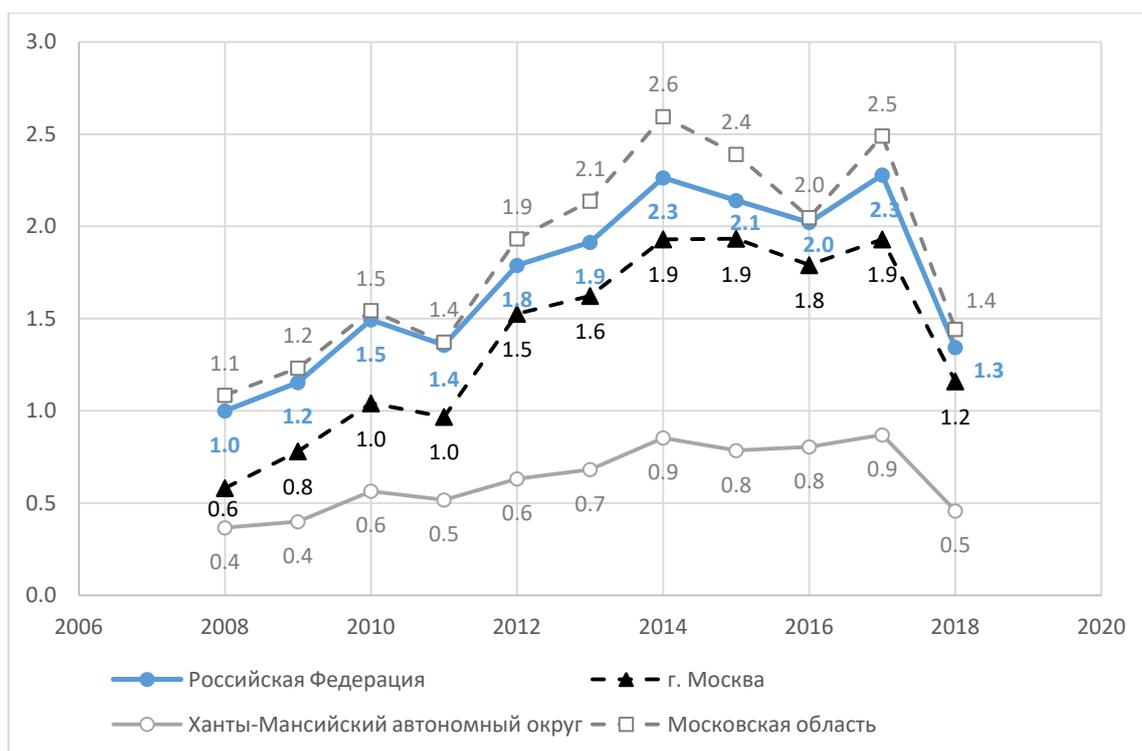
2.2 Описание алгоритма формирования отдельных переменных

Ряды индекса федеральной регуляторной нагрузки рассчитывались в соответствии с методикой П. Маклафлина и О. Шероуза [26], то есть с учетом частоты употребления в федеральных нормативных документах, относящихся к регулированию тех или иных отраслей народного хозяйства, лексемы «требование»⁵, а также с учетом отраслевой структуры выпуска (ВРП) российских регионов. В качестве информационной базы для расчета индексов федеральной регуляторной нагрузки в регионах России использовались полные тексты новых (вновь принятых в течение соответствующего года) нормативно-правовых документов федеральных органов государственной власти, включая: федеральные законы, указы Президента России, приказы федеральных органов исполнительной власти, акты Правительства России (постановления и распоряжения).

Для расчета региональных индексов федеральной регуляторной нагрузки показатели федеральной регуляторной нагрузки на отрасли экономики взвешивались с учетом доли отраслей народного хозяйства в стоимостной структуре выпуска (ВРП) регионов России. Отметим, что показатель федеральной регуляторной нагрузки можно рассчитать и для России в целом, используя в качестве весов доли отраслей экономики в стоимостном объеме ВВП в соответствующем году. Базисные индексы федеральной регуляторной нагрузки в регионе рассчитываются делением показателей федеральной регуляторной нагрузки в регионе в текущем периоде на показатели федеральной регуляторной нагрузки в экономике в целом в нулевом периоде. Поэтому базисный индекс федеральной регуляторной нагрузки в экономике в целом в нулевом периоде будет равен единице.

На рисунке 3 приведены примеры динамики базисного индекса федеральной регуляторной нагрузки для отдельных регионов и России в целом. В качестве базисного периода использовался 2008 год.

⁵ В англоязычной версии методики использовались и другие лексемы, имеющие ограничительную коннотацию и вводящие различного рода ограничения на действия экономических агентов: shall, must, must not, prohibited, required. Как было показано в исследовании [28] в тексте российских нормативных документов употребления различного рода ограничительных лексем взаимно обусловлено, а лексема «требование» является одной из наиболее часто употребляемых, универсальных для бюрократического языка в России.



Примечание – Источник: расчеты автора по данным Консультант Плюс.

Рисунок 3 – Динамика базисных индексов федеральной регуляторной нагрузки в отдельных регионах России (ИФРН для России в 2008 г. =1)

Значения базисного индекса федеральной регуляторной нагрузки дифференцированы по регионам, для дальнейшего изложения будет полезно рассмотреть отдельные иллюстративные примеры. Так, можно видеть, что в 2008 году федеральная регуляторная нагрузка на экономику Московской области была приблизительно на 10% выше, чем на экономику РФ в целом. Это обусловлено тем, что в структуре выпуска региона вклад интенсивно регулируемых отраслей (в отношении которых введено множество требований в новых официальных документах) был выше, чем для российской экономики в целом. В Ханты-Мансийском автономном округе осуществляется добыча полезных ископаемых, добыча нефти и газа вносит значимый вклад в валовый региональный продукт, при этом регулирование нефтегазового сектора развивается очень инерционно, редко появляются нормативные документы с новыми требованиями⁶, чем и обусловлены низкий уровень ИФРН для ХМАО.

Приведенный график показывает, что в течение 2008-2018 гг. в тексте вновь принимаемых нормативных документов отмечалась тенденция на увеличение частоты упоминаний различного рода требований. Общее изменение тренда темпов роста ИФРН, которое отмечается в последние годы, обусловлено, главным образом, разработкой и

⁶ Как, например, в отрасли ОКВЭД СА_11.

внедрением механизмов оценки регулирующего воздействия, которые ограничили нормотворческую активность федеральных органов исполнительной власти⁷. Методика оценки регулирующего воздействия проектов нормативных актов была утверждена в 2013 году^{8 9}.

⁷ По данным отчета Министерства экономического развития России в 2017 г. было подготовлено более тысячи заключений об ОРВ, из них порядка 1/3 – отрицательные.

⁸ См. Приказ Минэкономразвития России от 27.05.2013 г. N 290 «Об утверждении формы сводного отчета о проведении оценки регулирующего воздействия, формы заключения об оценке регулирующего воздействия, методики оценки регулирующего воздействия».

⁹ Разработка методики была анонсированная в майских указах Президента России в 2012 году. См. Указ Президента РФ от 7 мая 2012 г. N 601 «Об основных направлениях совершенствования системы государственного управления».

3 Оценка теоретической модели влияния нормотворческой активности органов государственной власти на показатели социально-экономической динамики

3.1 Эмпирическая оценка теоретической модели влияния нормотворческой активности на показатели бедности

Ряд современных исследований, включая и работы NBER, указывает на чувствительность отдельных показателей социально-экономической динамики к уровню регуляторной жесткости нормативно-правовой базы государства ([1], [9], [3], [4], [5], [27]). Обзор взаимосвязи показателей нормотворческой активности государственных институтов и показателей социально-экономической динамики, приводится в работе [28]. Исследователями отмечаются отдельные механизмы, посредством которых регуляторная нагрузка может оказывать влияние на уровень бедности в том числе [9]. Во-первых, предполагается, что чем более жестким является государственное регулирование экономики, тем более сложным является вход на рынок для предпринимателей (индивидуальных предпринимателей, малых и средних предприятий), поскольку регулирование формирует определенные барьеры входы. Во-вторых, детализированные нормы и правила, задающие требования к профессиональным навыкам и подготовке, ограничивают вход в отдельные высокооплачиваемые профессии для индивидов с низким уровнем человеческого капитала. Таким образом, повышение регуляторной нагрузки при прочих равных может способствовать росту уровня бедности.

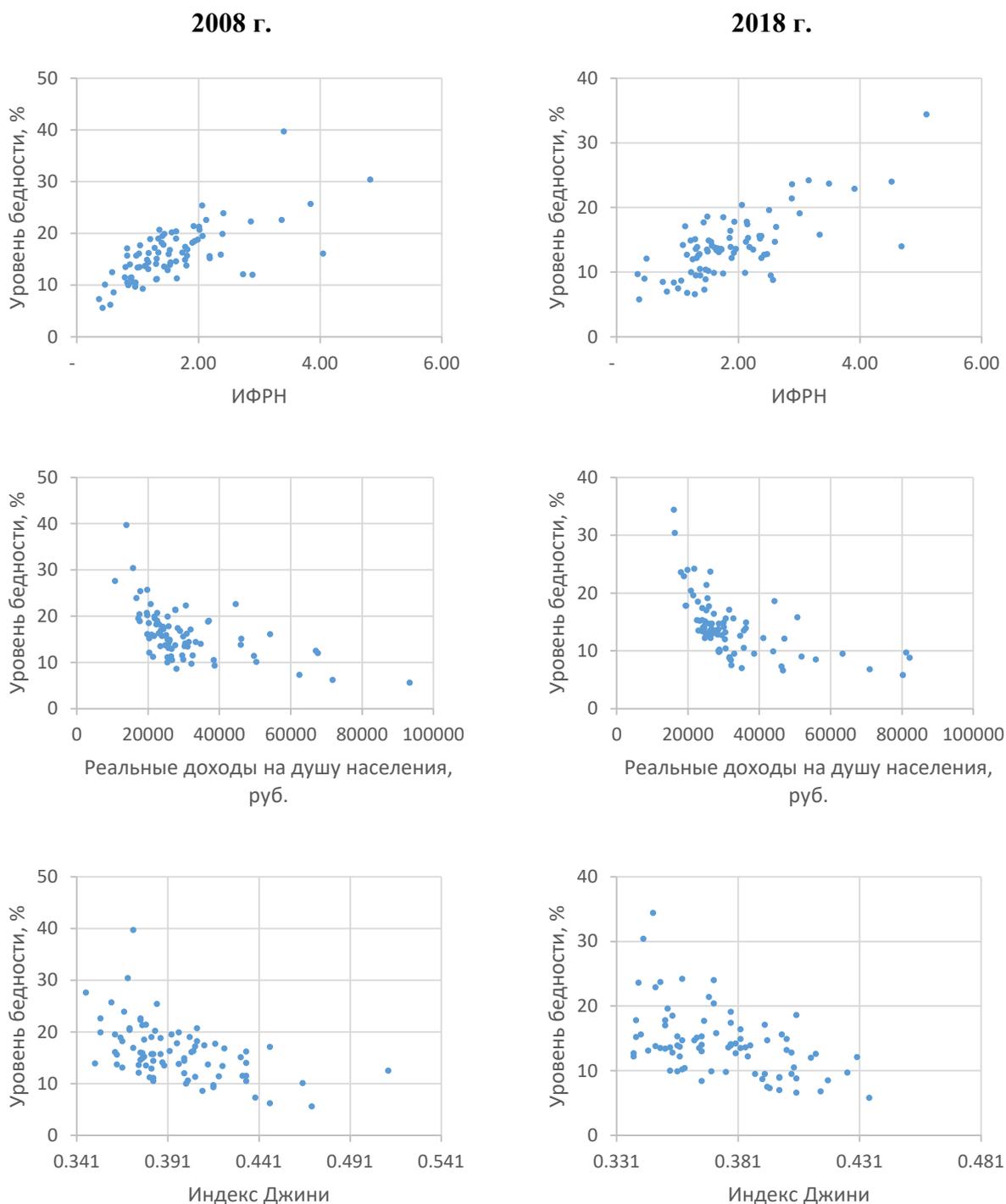
На современном этапе теоретические и эмпирические модели уровня бедности включают как хорошо известные и описанные в литературе классические факторы (доходы на душу населения, показатели концентрации доходов) [29], [8], так и экспериментальные факторы, такие как показатели регуляторной нагрузки, детализации и регуляторной жесткости нормативно-правовой базы [9].

Проблема бедности в России освещается в работах Л. Овчаровой и Е. Гориной [30], Л. Овчаровой и С. Бирюковой [31], И. Шилкиной [32], В. Лившица [33] и других. В отличие от предыдущих исследований, где содержательное объяснение и математическое моделирование динамики бедности в России проводилось с использованием преимущественно микроэкономических факторов (см., например, работы Е. Слободенюк и В. Аникина [34], М. Горшкова и др. [35], Я. Кузьминова и Л. Овчаровой [36]), в данной работе динамика бедности будет моделироваться с использованием макроэкономических и институциональных факторов, в том числе будет проведена оценка влияния уровня регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на динамику бедности в регионах России. Это особенно актуально в контексте объявленной реформы по сокращению регуляторной нагрузки на экономику («регуляторной гильотины»). По результатам оценки

эконометрической модели для уровня бедности с включением классических факторов бедности (показатели доходов и их распределения) и экспериментальных факторов (регуляторная нагрузка на региональную экономику, зависящая от уровня детализации и жесткости действующей нормативной базы) можно будет оценить потенциальный эффект на уровень бедности от проведения «регуляторной гильотины» в России.

Основная цель настоящего исследования представляет собой построение и оценку эконометрической модели влияния регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на динамику бедности в России.

Парные диаграммы рассеяния для переменных, включаемых в теоретическую модель (см. уравнение (14)) приведены на рисунке 4.



Примечание – Источник: расчеты автора.

Рисунок 4 – Диаграммы рассеяния переменных теоретической модели

На рисунке 4 можно отчетливо видеть, что росту индекса федеральной регуляторной нагрузки соответствует рост уровня бедности в регионах России. В свою очередь росту подушевых доходов соответствует снижение уровня бедности. Кроме того, рост неравенства коррелирует с сокращением уровня бедности. При этом данные

закономерности сохраняются на протяжении всего периода исследования. Матрица корреляций переменных, используемых в модели, приведена в таблице 7.

Таблица 7 – Матрица корреляций переменных в 2008-2018 гг.

	Уровень бедности	Реальные доходы на душу населения	Индекс Джини	Соотношение доходов 20% наиболее и наименее обеспеченных индивидов	ИФРН
Уровень бедности	1				
Реальные доходы на душу населения	-0.53***	1			
Индекс Джини	-0.46***	0.62***	1		
Соотношение доходов 20% наиболее и наименее обеспеченных индивидов	-0.44***	0.63***	0.99***	1	
ИФРН	0.58***	-0.28***	-0.47***	-0.46***	1

Примечание

1 Источник: расчеты автора.

2 Условные обозначения: знаком *** отмечены коэффициенты корреляции, значимые на 1% уровне статистической значимости.

Во-первых, необходимо отметить высокий уровень корреляции между показателями уровня бедности и индекса федеральной регуляторной нагрузки в регионах России. Во-вторых, показатель ИФРН отрицательно коррелирует с показателями реальных доходов (коэффициент корреляции статистически значимый, но относительно небольшой), что может означать, что высокая регуляторная нагрузка соответствует снижению экономических результатов деятельности, особенно для наименее защищенных групп населения, и соответственно усилению неравенства (отрицательная корреляция с индексом Джини). В-третьих, в соответствии с ожиданиями, уровень бедности отрицательно и значимо коррелирует с показателями реальных доходов на душу населения. В то же время уровень неравенства по доходам (индекс Джини) положительно коррелирует с уровнем реальных подушевых доходов и отрицательно коррелирует с уровнем бедности. Таким образом, в более «богатых» регионах менее выражена проблема бедности, но более выражена проблема расслоения. Между индексом Джини и показателем соотношения доходов 20% наиболее и наименее обеспеченных групп наблюдается практически функциональная положительная взаимосвязь (получены

аналогичные корреляции данного показателя неравенства с показателями бедности, реальных подушевых доходов и ИФРН).

Наблюдаемая отрицательная зависимость между показателями бедности и регуляторной нагрузки, фиксируемая во времени, может являться следствием синхронного развития двух тенденций: монотонного снижения уровня бедности и относительно монотонного повышения регуляторной нагрузки на уровне региона. Гипотетически этот процесс может учитываться при моделировании за счет включения временного тренда в эмпирические спецификации разработанной в данном исследовании теоретической модели для уровня бедности.

Теоретическое объяснение для данного феномена может быть следующим. Связь между показателями бедности и регуляторной нагрузки в данном случае может являться не прямой и опосредованной некоторой третьей переменной. Например, уровнем подушевых доходов. Так, при росте уровня подушевых доходов наблюдается снижение уровня бедности. Одновременно с этим рост подушевых доходов тесно и положительно коррелирует с ростом ВРП. Если при этом развитие экономики может требовать усложнения регуляторной модели, применяемой государством, что обусловлено в том числе достижением общественных интересов. В таком случае может проявляться проблема эндогенности, а именно: экономический рост, способствующий снижению уровня бедности одновременно с этим способствует и увеличению регуляторной нагрузки на относительно более развитую (и сложную) экономическую систему, в том числе сложившуюся на региональном уровне.

Оценка эмпирических спецификаций теоретической модели

Уравнение (14) будет использоваться в качестве основы при моделировании динамики уровня бедности в регионах России. Индивидуальные особенности регионов, которые могут повлиять на динамику уровня бедности будут учитываться при оценке эмпирических спецификаций теоретической модели при помощи фиксированных эффектов на регионы (см. таблицу 8).

Таблица 8 – Результаты эконометрических оценок модели уровня бедности (зависимая переменная – доля населения, доля населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума, установленной в регионе, логарифм)

Переменные	Спецификация модели			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Реальные доходы на душу населения, логарифм	-1.12***	-1.00***	-1.12***	-1.01***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Индекс Джини, логарифм	-0.02	-0.45**		
	(0.90)	(0.01)		
Соотношение доходов 20% наиболее обеспеченных и 20% наименее обеспеченных индивидов, логарифм			-0.01	-0.19**
			(0.90)	(0.01)
Базисный индекс федеральной регуляторной нагрузки в регионах, логарифм	0.06***	0.07***	0.06***	0.07***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Временной тренд		-0.01***		-0.01***
		(0.00)		(0.00)
Константа	14.11***	24.94***	14.14***	25.47***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Количество наблюдений	902	902	902	902
Количество групп	82	82	82	82
R2 - overall	0.455	0.471	0.455	0.470
R2 - within	0.454	0.461	0.454	0.461
R2 - between	0.472	0.487	0.472	0.487

Примечание – Источник: расчеты автора.

В спецификациях (1)-(4) таблицы 8 при расчете индекса федеральной регуляторной нагрузки рассчитывался только для отраслей частного сектора экономики (таким образом, не учитывались отрасли общественного сектора экономики: образование, здравоохранение, государственное управление)¹⁰.

Оценки модели показывают, что одним из наиболее существенных факторов снижения уровня бедности в регионах России является повышение среднедушевых реальных доходов населения, что является, прежде всего, следствием процесса экономического роста. Оцененная эластичность уровня бедности по величине реальных доходов близка к единичной. Таким образом при повышении доходов на 1% уровень

¹⁰ Результаты расчетов с исключением только отрасли «Государственное управление, обеспечение военной безопасности...» несущественно отличаются от результатов, представленных в таблице 8.

бедности в регионе снижается на 1.00-1.12%. Подобный результат соотносится с выдвинутыми ранее содержательными гипотезами исследования.

В свою очередь для коэффициента при показателе концентрации доходов (индекс Джини и соотношение доходов 20% наиболее и наименее состоятельных индивидов) получен отрицательный знак, что свидетельствует о том, что повышение уровня бедности в России наблюдалось на фоне снижения уровня неравенства. Феномен отрицательной взаимосвязи между показателями неравенства и бедности не согласуется с теоретической гипотезой и требует более подробного изучения. Наблюдаемая связь между переменными бедности и неравенства может быть обусловлена их связями с третьей переменной – уровнем подушевых доходов: в более обеспеченных регионах ниже уровень бедности, но выше уровень неравенства. Проблема *увеличения неравенства по мере роста подушевых доходов* в рамках гипотезы Кузнецца, выдвинутой в работе 1955 года, изначально рассматривалась как временная, нивелирующаяся по мере роста благосостояния [37]. Согласно современным исследованиям в данной области, гипотеза Кузнецца считается не находящей эмпирических подтверждений (см. работу Т. Питкетти [38]).

Отрицательный коэффициент корреляции между показателями неравенства и бедности и положительный коэффициент корреляции между показателями неравенства и подушевого дохода отчасти свидетельствует о слабости действующих перераспределительных механизмов. Несмотря на то, что после начала мирового финансово-экономического кризиса доля социальных выплат в структуре денежных доходов населения достигла исторических максимумов увеличившись с 13.2% в 2008 году до 19.4-19.6% в 2017-2018 гг., активность перераспределительных механизмов на фоне околонулевых среднегодовых темпов роста в период 2008-2018гг. (точная оценка по официальным данным Росстата составляет порядка 1.3% в год) и инфляционного шока, обусловленного девальвацией рубля в конце 2014-2015 гг., оказалась недостаточной для устойчивого снижения численности бедного населения в большинстве регионов России. Рост стоимости минимальной потребительской корзины, обусловленный инфляционным шоком, способствовал увеличению численности населения с доходами ниже прожиточного минимума, локальный пик уровня бедности по России в целом пришелся на 2015 год. Существуют и исключения, например, уровень бедности в 2008-2018 гг. практически монотонно снижался в г. Москве, г. Санкт-Петербурге, Ленинградской области и ряде других регионов. Наличие таких регионов в выборке с монотонной трендовой динамикой показателей бедности отчасти способствует статистической значимости тренда, включаемого в отдельные спецификации модели для уровня бедности в российских регионах.

Если обобщить отмеченные выше тезисы, то соответствие эмпирических результатов выдвинутой теоретической гипотезе о взаимосвязи неравенства и бедности могло бы наблюдаться при значительно более выраженных результатах работы перераспределительных механизмов, чем те, которые наблюдались в исследуемом период в России. С одной стороны большее перераспределение уменьшило бы коэффициент корреляции между показателями подушевых доходов и неравенства (потенциально высокие коэффициенты корреляции между данными переменными ведут к проблеме мультиколлинеарности в регрессионной модели), с другой стороны, вероятно, изменило бы направление взаимосвязи между показателями неравенства и бедности.

Также отметим, возможное более радикальное объяснение полученной отрицательной связи неравенства и бедности. В работах Капелюшникова 2019 и 2020 года [39] [40] приводится критика современных подходов к расчету показателей неравенства в целом, в том числе для России и выдвигается тезис о ненадежности имеющихся методик в силу большого количества принимаемых в них допущений, приводящих порой к противоречивым результатам оценок, проводимых различными авторами, представляющими статистические ведомства, институты развития, исследовательские группы, как *по величине* (большой/небольшой масштаб неравенства), так и *по направлению развития тенденции* (неравенство растет/снижается).

Для показателей федеральной регуляторной нагрузки в регионах России был получен положительный коэффициент, согласующийся с ранее выдвинутой гипотезой: рост индекса федеральной регуляторной нагрузки на 10% способствует повышению уровня бедности в регионе на 0.6-0.8%. Результаты являются робастными – во всех оцененных спецификациях уровень статистической значимости коэффициента при переменной ИФРН составил 1%. Таким образом, снижение регуляторной жесткости новых нормативных актов, которые принимаются в течение очередного календарного года федеральными органами государственной власти, само по себе может вносить заметный вклад в решение проблемы бедности на уровне регионов России.

Временной тренд оказался значимым при включении в отдельные эмпирические спецификации теоретической модели, что свидетельствует о тенденции к последовательному снижению уровня бедности в исследуемом периоде.

3.2 Сценарная оценка влияния мероприятий «регуляторной гильотины» на показатели бедности

В данном подразделе будут рассматриваться последствия проведения регуляторной гильотины в России. Оценка данных последствий проводится на базе результатов оценки эмпирических спецификаций теоретической модели для уровня бедности в России.

Согласно полученным результатам коэффициент эластичности уровня бедности по индексу федеральной регуляторной нагрузки составляет порядка 0.06-0.08. Далее мы будем исходить из предпосылки о том, что в рамках регуляторной гильотины уровень детализации и регуляторной жесткости нормативной базы во всех отраслях экономики изменяется (сокращается) равными темпами (на n процентов). Это предположение позволяет абстрагироваться от отличий в структуре выпуска различных регионов. В противном случае, например, если бы регуляторная гильотина целенаправленно затрагивала какую-либо одну отрасль и не распространялась на другие, то регионы, в которой эта отрасль представлена существенным образом (вносит большой вклад в выпуск), испытывали бы снижение федеральной регуляторной нагрузки, в то время как в регионах, в которых данная отрасль, подверженная регуляторной гильотине не представлена, не испытали бы никаких значимых последствий. С учетом данной оговорки, если бы уровень регуляторной нагрузки, обусловленной принятием *новых* нормативных актов сократился бы на 10%, то уровень бедности снизился бы на 0.6-0.8%. Детализированное описание последствий проведения регуляторной гильотины представлено в таблице 9.

Таблица 9 – Сценарная оценка влияния на показатели бедности «регуляторной гильотины», проводящейся относительного накопленных за период 2008-2018 гг. требований

Масштаб регуляторной гильотины, %	Диапазон изменений	Прирост показателя бедности, %	Уровень бедности, %	Численность бедного населения, чел.	Прирост численности бедного населения, чел.
0 (до реформы)			12.300	18 054 029	
1	от	-0.6	12.226	17 945 704	-108 324
1	до	-0.8	12.202	17 909 596	-144 432
2	от	-1.2	12.152	17 837 380	-216 648
2	до	-1.6	12.103	17 765 164	-288 864
3	от	-1.8	12.079	17 729 056	-324 973
3	до	-2.4	12.005	17 620 732	-433 297
4	от	-2.4	12.005	17 620 732	-433 297
4	до	-3.2	11.906	17 476 300	-577 729
5	от	-3.0	11.931	17 512 408	-541 621
5	до	-4.0	11.808	17 331 867	-722 161
6	от	-3.6	11.857	17 404 084	-649 945
6	до	-4.8	11.710	17 187 435	-866 593
7	от	-4.2	11.783	17 295 759	-758 269
7	до	-5.6	11.611	17 043 003	-1 011 026
8	от	-4.8	11.710	17 187 435	-866 593
8	до	-6.4	11.513	16 898 571	-1 155 458
9	от	-5.4	11.636	17 079 111	-974 918
9	до	-7.2	11.414	16 754 139	-1 299 890
10	от	-6.0	11.562	16 970 787	-1 083 242
10	до	-8.0	11.316	16 609 706	-1 444 322
11	от	-6.6	11.488	16 862 463	-1 191 566
11	до	-8.8	11.218	16 465 274	-1 588 755
12	от	-7.2	11.414	16 754 139	-1 299 890
12	до	-9.6	11.119	16 320 842	-1 733 187
13	от	-7.8	11.341	16 645 814	-1 408 214
13	до	-10.4	11.021	16 176 410	-1 877 619
14	от	-8.4	11.267	16 537 490	-1 516 538
14	до	-11.2	10.922	16 031 977	-2 022 051
15	от	-9.0	11.193	16 429 166	-1 624 863
15	до	-12.0	10.824	15 887 545	-2 166 483
16	от	-9.6	11.119	16 320 842	-1 733 187
16	до	-12.8	10.726	15 743 113	-2 310 916
17	от	-10.2	11.045	16 212 518	-1 841 511
17	до	-13.6	10.627	15 598 681	-2 455 348
18	от	-10.8	10.972	16 104 193	-1 949 835
18	до	-14.4	10.529	15 454 248	-2 599 780
19	от	-11.4	10.898	15 995 869	-2 058 159
19	до	-15.2	10.430	15 309 816	-2 744 212
20	от	-12.0	10.824	15 887 545	-2 166 483
20	до	-16.0	10.332	15 165 384	-2 888 645
21	от	-12.6	10.750	15 779 221	-2 274 808
21	до	-16.8	10.234	15 020 952	-3 033 077
22	от	-13.2	10.676	15 670 897	-2 383 132
22	до	-17.6	10.135	14 876 520	-3 177 509
23	от	-13.8	10.603	15 562 573	-2 491 456
23	до	-18.4	10.037	14 732 087	-3 321 941
24	от	-14.4	10.529	15 454 248	-2 599 780
24	до	-19.2	9.938	14 587 655	-3 466 373
25	от	-15.0	10.455	15 345 924	-2 708 104
25	до	-20.0	9.840	14 443 223	-3 610 806
26	от	-15.6	10.381	15 237 600	-2 816 428
26	до	-20.8	9.742	14 298 791	-3 755 238
27	от	-16.2	10.307	15 129 276	-2 924 753
27	до	-21.6	9.643	14 154 358	-3 899 670
28	от	-16.8	10.234	15 020 952	-3 033 077
28	до	-22.4	9.545	14 009 926	-4 044 102
29	от	-17.4	10.160	14 912 628	-3 141 401
29	до	-23.2	9.446	13 865 494	-4 188 535
30	от	-18.0	10.086	14 804 303	-3 249 725
30	до	-24.0	9.348	13 721 062	-4 332 967

Примечание – Источник: расчеты автора.

10% регуляторная гильотина (отмена 10% требований, накопленных в период 2008-2018 гг. – в равных пропорциях в отраслях экономики частного сектора)

Существенный потенциал могут иметь действия, направленные на упорядочивание и пересмотр действующей (накопленной) нормативно-правовой базы. Количество требований в новых нормативных актах по состоянию на 2018 год составило порядка 9.6%

от накопленного количества требований, опубликованных в течение всего периода 2008-2018 гг.¹¹ Если в рамках «регуляторной гильотины» будет упразднено порядка 10% от объема действующей нормативно-правовой базы (упразднение, как отмечалось выше, должны происходить таким образом, чтобы регуляторная нагрузка в разрезе отраслей экономики снижалась равными темпами), то снижение уровня бедности в России, согласно полученным оценкам, при условии, что отмена требований, введенных в текущем году таким же образом влияет на показатели бедности, как и отмена более «старых» требований (из накопленного объема за период 2008-2018 гг.), может составить порядка 6.2-8.3% или 0.8-1.0 п.п. Таким образом в результате 10%-й «регуляторной гильотины» уровень бедности в России может снизиться с 12.3% по состоянию на 2019 год до 11.3-11.5%, что будет означать выход из состояния бедности для 1.1-1.4 млн человек.

3.3 Систематизация результатов исследования, разработка рекомендаций

Академическая мотивация проведенного исследования определяется апробацией методологии моделирования показателей социально-экономической динамики с использованием показателей регуляторной нагрузки, нормотворческой активности органов государственной власти. Практическая мотивация исследования определяется разработкой подходов к оценке влияния мероприятий по упорядочиванию и сокращению действующей нормативно-правовой базы (регуляторной гильотины) на показатели социально-экономической динамики, включая показатели уровня бедности на уровне регионов Российской Федерации.

Проведенное исследование посвящено ответу на вопрос об экономическом значении отдельных характеристик институциональной среды в России. В работе исследуется влияние федеральной регуляторной нагрузки на динамику бедности в России. Основная цель данного исследования представляет собой построение и оценку эконометрической модели для уровня бедности, включающую макроэкономические факторы (например, уровень реальных подушевых доходов) и институциональные факторы (уровень регуляторной жесткости нормативно-правовой базы). Объясняющая динамику бедности модель основывается на классических межстрановых моделях бедности, которые разрабатывались при участии Всемирного банка [8] [29], и адаптирована для случая отдельных регионов внутри одной страны [9]. Разработка такого рода модели позволяет не только оценить, насколько чувствительно показатели бедности реагируют в ответ на изменение показателей регуляторной нагрузки, но и

¹¹ 43 958 требований принято в 2018 году, 455 842 – за период 2008-2018 гг.

спрогнозировать, какие социально-экономические последствия могут повлечь мероприятия «регуляторной гильотины».

Основная гипотеза исследования, таким образом, заключается в том, что повышение регуляторной нагрузки способствует росту уровня бедности, соответственно снижение регуляторной нагрузки способствует выходу населения из состояния бедности. Предполагается, что снижение регуляторной нагрузки может способствовать в том числе увеличению предпринимательской активности, росту доходов граждан и выходу их из состояния бедности. Альтернативным механизмом может являться снижение уровня требований к определенным рабочим местам вследствие дерегулирования, что позволит наименее образованному и бедному населению получить работу и увеличить уровень доходов.

Для субъектов Российской Федерации по данным за 2008-2018 гг. были рассчитаны индексы федеральной регуляторной нагрузки на экономику с учетом отраслевой структуры выпуска (валового регионального продукта) субъектов Российской Федерации и уровня регуляторной жесткости федеральных нормативно-правовых актов, регулирующих те или иные виды экономической деятельности. Для расчета индексов федеральной регуляторной нагрузки в регионах была сформирована база данных показателей нормотворческой деятельности российских институтов государственной власти, непосредственно формирующих нормативную базу Российской Федерации на федеральном уровне. Для построения указанной базы данных в том числе использовались методы машинной обработки текстовых документов органов власти, проводилась их классификация по видам экономической деятельности, подсчет используемых в документах лексем с рестриктивной коннотацией, подсчет объема документов, также определялось, является ли документ новым или вносящим поправки в действующие нормативно-правовые документы. На основе собранной из открытых источников информации (Консультант Плюс) были рассчитаны индикаторы нормотворческой деятельности, которые затем и использовались при построении индексов федеральной регуляторной нагрузки на экономику отдельных регионов (субъектов Российской Федерации). Показатели ИФРН строились с учетом структуры выпуска российских регионов.

Оценки эмпирических спецификаций теоретической модели для уровня бедности на данных российских регионов с включением классических (макроэкономических) и экспериментальных (институциональных) факторов показывают, что рост реальных доходов является одним из ключевых факторов снижения уровня бедности в России. На фоне кризисных явлений в экономике, обусловленных пандемией COVID-19, меры

прямой и косвенной бюджетной поддержки населения, обеспечивающие сохранение и поддержание определенного уровня реальных доходов населения, будут иметь важное значение в замедлении прироста уровня бедности в регионах России.

В соответствии с результатами проведенного исследования не только стандартные, традиционные механизмы борьбы с бедностью могут использоваться в современных условиях. Для преодоления проблемы бедности в российских регионах полезны инициативы, направленные на упорядочивание и ограничение избыточной регуляторной (нормотворческой) активности в России. Они имеют немаловажное значение и в случае их реализации будут иметь измеримый социально-экономический эффект. Ограничение регуляторной жесткости вновь принимаемых федеральными органами власти нормативных актов способствует статистически значимому снижению уровня бедности в субъектах Российской Федерации, а упразднение 10% требований, имеющих в российской нормативной базе федерального уровня в рамках «регуляторной гильотины», способно вывести из состояния бедности порядка 1.1-1.4 млн человек. Рассматривались также другие сценарии проведения регуляторной гильотины. Так сценарий, предполагающий отмену 5% накопленного объема требований, будет способствовать выходу из состояния бедности 0.6-0.8 млн человек. В свою очередь при еще более консервативном сценарии отмены устаревших регуляторных требований, предполагающих сокращение федеральной регуляторной нагрузки лишь на 1%, будет соотноситься с выходом из состояния бедности 100-140 тыс. человек.

Таким образом, одним из направлений преодоления бедности в регионах России будет являться последовательное проведение объявленной ранее административной реформы, направленной на устранение избыточных регуляторных требований, содержащихся в действующей нормативно-правовой базе – «регуляторной гильотины».

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Целью работы является построение и оценка эконометрической модели влияния регуляторной жесткости нормативно-правовой базы на показатели социально-экономической динамики. Академическая мотивация проведенного исследования определяется апробацией методологии моделирования показателей социально-экономической динамики с использованием показателей регуляторной нагрузки, нормотворческой активности органов государственной власти. Практическая мотивация исследования определяется разработкой подходов к оценке влияния мероприятий по упорядочиванию и сокращению действующей нормативно-правовой базы (регуляторной гильотины) на показатели социально-экономической динамики, включая показатели уровня бедности на уровне регионов Российской Федерации. Методологической основой выполнения научно-исследовательской работы являются общенаучные методы познания, методы статистико-лингвистического анализа и методы машинного анализа больших данных (big data), методы экономико-математического моделирования.

По итогам выполненного исследования были получены следующие результаты:

- проанализированы имеющиеся в литературе подходы к моделированию уровня бедности, в том числе с включением показателей нормотворческой динамики;
- разработана теоретическая модель влияния показателей регуляторной жесткости на показатели социально-экономической динамики (уровень бедности);
- на базе построенной теоретической модели сформулированы гипотезы исследования;
- разработана структура базы данных показателей для моделирования динамики бедности в регионах России с включением макроэкономических и институциональных факторов;
- исследованы подходы к измерению уровня регуляторной нагрузки на региональном уровне;
- рассчитаны базисные индексы федеральной регуляторной нагрузки на экономику регионов России;
- проведена оценка эмпирических спецификаций теоретической модели для уровня бедности в регионах России, проведена проверка робастности полученных результатов;
- проведена сценарная оценка влияния мероприятий «регуляторной гильотины» на показатели социально-экономической динамики.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Gordon S., Garen J., Clark J. The growth of government, trust in government, and evidence on their coevolution // *Journal of Economics and Finance*. 2019. Vol. 43. No. 3. P. 456-480.
2. Chambers D., McLaughlin P. and Stanley L. Barriers to Prosperity: the Harmful Impact of Entry Regulations on Income Inequality. *Public Choice*. 2019. Vol. 180. N. 1–2. P. 165–190.
3. Ellig J., McLaughlin P. The Regulatory Determinants of Railroad Safety. *Review of Industrial Organization*. 2016. Vol. 49. N. 2. P. 371–398.
4. Bailey J., Thomas D. Regulating away Competition: the Effect of Regulation on Entrepreneurship and Employment. *Journal of Regulatory Economics*. 2017. Vol. 52. N. 3. P. 237–254.
5. Gutiérrez G., Philippon T. Declining Competition and Investment in the US. National Bureau of Economic Research. 2017. WP N. 23583.
6. Ravallion, M. and Chen, S., 1999. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? The World Bank. Nov 30.
7. Wolfson, M. 1994. Diverging Inequalities // *American Economic Review* 84(2, May): Pp. 353-58.
8. Adams Jr, R. H. (2004). Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. *World Development*, 32(12), 1989-2014.
9. Chambers D., McLaughlin P. and Stanley L. Regulation and poverty: an empirical examination of the relationship between the incidence of federal regulation and the occurrence of poverty (.) // *Public Choice*. 2019. Vol. 180. No. 1–2. Pp. 131-144.
10. Higgs, R. 1987. *Crisis and leviathan*. New York: Oxford University Press.
11. Dawson J., Seater J. Federal regulation and aggregate economic growth // *Journal of Economic Growth*. 2013. Vol. 18. No. 2. Pp. 137-177.
12. Crain, W. M., & Crain, N. V. (2014). *The cost of federal regulation to the U.S. economy, manufacturing and small business*. Washington, DC: National Association of Manufacturers.
13. Coffey, B., McLaughlin, P. A., & Peretto, P. (2016). *The cumulative cost of regulations*. Mercatus Working Paper, Mercatus Center at George Mason University, Arlington, VA.
14. Thomas, D. W. (2012). *Regressive effects of regulation*. Mercatus Working Paper, Mercatus Center at George Mason University, Arlington, VA.

15. Chambers, D., Collins, C. A., & Krause, A. (2017). How do federal regulations affect consumer prices? An analysis of the regressive effects of regulation. *Public Choice*. <https://doi.org/10.1007/s11127-017-0479-z>.
16. Chambers, D., & Munemo, J. (2017). The impact of regulations and institutional quality on entrepreneurship. *Mercatus Working Paper*, Mercatus Center at George Mason University, Arlington, VA.
17. Bailey, J. B., Thomas, D. W., & Anderson, J. R. (2018). Regressive effects of regulation on wages. *Public Choice*. <https://doi.org/10.1007/s11127-018-0517-5>.
18. McLaughlin, P. A., Ellig, J., & Shamoun, D. Y. (2014). Regulatory reform in Florida: An opportunity for greater competitiveness and economic efficiency. *Florida State University Business Review*, 13(1), 96–127.
19. Kleiner, M. M., & Krueger, A. B. (2013). Analyzing the extent and influence of occupational licensing on the labor market. *Journal of Labor Economics*, 31(2), 173–202.
20. Frank, M. W. (2009). Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel. *Economic Inquiry*, 47(1), 55–68.
21. Доля населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума, установленной в субъекте Российской Федерации // ЕМИСС. 2020. URL: <https://www.fedstat.ru/indicator/43713>
22. Среднедушевые денежные доходы населения // ЕМИСС. 2020. URL: <https://fedstat.ru/indicator/57039>
23. Базовый индекс потребительских цен на товары и услуги // ЕМИСС. 2020. URL: <https://fedstat.ru/indicator/33568>
24. ЕМИСС // Коэффициент Джини (индекс концентрации доходов). 2020. URL: <https://fedstat.ru/indicator/31165>
25. Консультант Плюс: [сайт]. [2020]. URL: <http://www.consultant.ru/>
26. McLaughlin PA, Sherouse O. The impact of federal regulation on the 50 states. Available at SSRN 2939260. 2016 Apr 2. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2939260.
27. Gutiérrez G., Philippon T. The Failure of Free Entry. National Bureau of Economic Research. 2019. WP No. 26001.
28. Павлов П.Н. Экономические факторы нормотворческой активности в России // Вопросы государственного и муниципального управления. 2019. – №2. – С. 39-70.
29. Ravallion M. and Chen S. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? // *The World Bank Economic Review*, Vol. 11, No. 2 (May, 1997), pp. 357-382.

30. Овчарова Л. Н., Горина Е. А. Развитие адресной социальной поддержки нуждающихся в России: барьеры и возможности // Вопросы экономики. 2017. № 3. С. 5-21.
31. Ovcharova L., Biryukova S. Poverty and the Poor in Post-Soviet Russia, in: Poverty, Politics and the Poverty of Politics. BR Publishing Co., 2018. Ch. 6. P. 151-175.
32. Шилкина И.С. Социальное неравенство и бедность в России в свете глобальных трансформаций: обзор. – М.: ИНИОН РАН. 2019. 50 с.
33. Лившиц В.Н. Бедность и неравенство доходов населения в России и за рубежом: Научный доклад. – М.: Институт экономики РАН, 2017. – 52 с.
34. Слободенюк Е. Д., Аникин В. А. Где пролегает «черта бедности» в России? // Вопросы экономики. – 2018. – №. 1. – С. 104-127.
35. Горшков М.К., Тихонова Н. Е., Лежнина Ю. П., Мареева С. В., Пахомова Е. И., Петухов В. В., Тюрина И. О., Седова Н. Н., Трауб-Мерц Р. Бедность и неравенства в современной России: 10 лет спустя. Аналитический доклад. - М.: Ин-т социологии РАН. 2013.
36. Кузьминов Я., Овчарова Л. (отв. ред.). Национальные цели социального развития: вызовы и решения: доклад к XX Апрель. междунар. науч. конф. по проблемам развития экономики и общества. – М.: НИУ ВШЭ, 2019. -113 с.
37. Kuznets S. Economic growth and income inequality // American Economic Review. 1955. Vol. 45. No 1. P. 1—28.
38. Piketty T. Capital in the 21st century. Cambridge, MA: Harvard University Press. 2014.
39. Капелюшников Р. (2019). Экономическое неравенство — вселенское зло? // Вопросы экономики. №. 4. С. 91-106.
40. Капелюшников Р. (2020). Команда Т. Пикетти о неравенстве в России: коллекция статистических артефактов // Вопросы экономики. № 4, С. 67-106.
41. Rowntree B. (1901). Poverty — a study of town life. London: Macmillan.
42. Rowntree B., Kendall M. (1913). How the laborer lives. London: Thomas Nelson and Sons.
43. Townsend P. (1987). Deprivation. Journal of Social Policy, Vol. 16, No. 2, pp. 125 — 146.
44. Townsend P. (1979). Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living. Berkeley, CA: University of California Press.
45. Распределение общего объема денежных доходов по 20-ти процентным группам населения // ЕМИСС. 2020. URL: <https://fedstat.ru/indicator/31400>

