

**Институт экономической политики
имени Е.Т. Гайдара**

Научные труды № 179Р

**Некоторые подходы к моделированию
отдельных макроэкономических
показателей**

Издательство
Института Гайдара
Москва / 2019

УДК 330.101.541:[338.1:338.27]"2018/2020"
ББК 65.012.3+65.9(2Рос)-23

Н47 **Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей /** Ин-т экон. политики им. Е.Т. Гайдара. – М.: Изд-во Ин-та Гайдара, 2019. – 312 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т экономической политики им. Е. Т. Гайдара; № 179Р). – ISBN 978-5-93255-555-2.

В настоящее издание вошли три работы ведущих специалистов Института Гайдара, подготовленные по результатам научно-исследовательских работ института в 2018 г. В первой работе предложено развитие методики декомпозиции темпов роста ВВП России. Проведен расчет показателей структурной безработицы и совокупной факторной производительности для российской экономики. В рамках различных сценариев макроэкономической динамики на 2019–2024 гг. получены оценки структурной, внешнеторговой и конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП. Во втором исследовании оценивается экономический потенциал альтернативных источников роста, неформальных институтов – социальных и культурных норм, сложившихся в российских регионах, включая различные формы социального капитала и предпринимательской культуры. В третьей работе предпринята попытка выяснить влияние на качество прогнозов социально-экономических показателей, построенных с использованием больших массивов данных, изменения в методологии расчета Росстатом индексов промышленного производства и индексов цен производителей промышленных товаров, приведшие к изменению структуры данных, используемых при прогнозировании.

Рецензент:

Ведев А.Л., д-р экон. наук, заведующий научно-исследовательской лабораторией структурных исследований ИПЭИ РАНХиГС.

Approaches to Modeling Selected Macroeconomic Indicators

The publication contains three papers authored by the Gaidar Institute's leading researchers based on the studies conducted by the Institute in 2018. In the first paper, a modification of Russia's GDP growth rate decomposition methodology is suggested, along with estimates of the indicators of structural unemployment and total factor productivity calculated for the Russian economy. It also offers an analysis of the structural, foreign trade, and cyclical components of the estimated GDP growth rate under several macroeconomic scenarios for 2019–2024. The second paper assesses the economic potential of alternative sources of growth, in particular informal institutions – the social and cultural norms that have evolved in the Russian regions, including various types of social capital and entrepreneurial culture. The third paper attempts to identify the effects on the quality of socioeconomic forecasts derived on the basis of a massive volume of data of the recent alterations in the methodology applied by Rosstat in its calculations of industrial production and industrial producer price indices that translated into changes in the structure of data used in forecasting.

Reviewer:

Vedev A.L., Doctor of sciences (economics), Head of Structural Research Laboratory, IAES RANEPА.

JEL Classification: C10, C15, E32, O43, O47, R11

УДК 330.101.541:[338.1:338.27]"2018/2020"
ББК 65.012.3+65.9(2Рос)-23

ISBN 978-5-93255-555-2

© Институт Гайдара, 2019

Содержание

Введение	7
<i>Дробышевский С.М., Идрисов Г.И., Каукин А.С., Миллер Е.М., Павлов П.Н., Синельников-Мурылев С.Г.</i>	
Декомпозиция темпов роста ВВП российской экономики	11
Введение	13
1. Структура выпуска российской экономики.....	15
1.1. Определение понятий выпуска	15
1.2. Анализ структуры выпуска российской экономики	17
2. Методика декомпозиции темпов роста ВВП РФ	25
2.1. Алгоритм декомпозиции.....	25
2.2. Данные	32
3. Декомпозиция темпов роста ВВП российской экономики на основе фактических данных в период 2000–2018 гг.....	45
3.1. Анализ динамики показателей сглаженного выпуска: индексы промышленного производства	45
3.2. Расчет компонент темпов роста ВВП по данным за 2000–2018 гг.	55
4. Использование сценариев социально-экономического развития Российской Федерации	65
5. Декомпозиция темпов роста ВВП РФ на период до 2024 г. и интерпретация ее результатов	67
5.1. Структурная компонента	67
5.2. Внешнеторговая компонента	73
5.3. Конъюнктурная компонента	75
6. Выводы и рекомендации по ведению экономической политики.....	81
Заключение.....	85
Список использованных источников.....	87
Приложение.....	91

Каукин А.С., Косарев В.С., Павлов П.Н.

Подходы к оценке экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России.....	93
Введение.....	95
1. Систематизация теоретических и эмпирических подходов к измерению уровня социального капитала и предпринимательской культуры.....	99
1.1. Теоретические и эмпирические подходы к измерению уровня социального капитала и предпринимательской культуры.....	99
1.2. Анализ динамики показателей социального капитала и предпринимательской культуры в России	102
2. Систематизация теоретических и эмпирических подходов к оценке экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры	115
2.1. Теоретические и эмпирические подходы к оценке экономического значения социального капитала	115
2.2. Теоретические и эмпирические подходы к оценке экономического значения предпринимательской культуры	140
2.3. Разработка теоретической и построение эмпирической модели влияния институциональных факторов на параметры социально-экономического развития Российской Федерации	155
3. База данных эмпирического исследования	161
3.1. Описание структуры базы данных	161
3.2. Описание алгоритма формирования отдельных переменных	164
4. Эмпирическая оценка экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России.....	177
4.1. Содержательные гипотезы исследования.....	177
4.2. Стратегия эмпирической оценки	181
4.3. Описание результатов эмпирической оценки экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России	184
4.4. Разработка рекомендаций в области совершенствования качества институциональной среды в России.....	190
Заключение	193
Список использованных источников	199
Приложение 1	205

Приложение 2.....	207
Приложение 3.....	208

Астафьева Е.В., Зямалов В.Е., Турунцева М.Ю.

Прогнозирование с использованием больших массивов данных в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей.....	209
Введение	211
1. Различия в методике расчета индекса промышленного производства	213
1.1. Методика построения индексов промышленного производства.....	213
1.2. Различия в классификаторах ОКВЭД и ОКВЭД 2.....	217
2. Методика эмпирического исследования	223
3. Данные	231
4. Анализ главных компонент	235
5. Анализ прогнозных свойств моделей, построенных с использованием больших массивов данных	251
5.1. Анализ качества многомерных прогнозов по отдельным месяцам.....	252
5.2. Анализ средних по выборке показателей качества многомерных прогнозов	275
Заключение.....	299
Список использованных источников.....	303
Заключение	305
Об авторах.....	307

Введение

К 2019 г. российская экономика подошла в состоянии достаточно высокой неопределенности: приток прямых иностранных инвестиций снизился почти до минимальных за последние 10 лет значений, на фоне замедления структурных темпов роста увеличился относительный вклад в динамику ВВП изменчивых конъюнктурных факторов¹, в сфере экономической политики продолжается поиск новой модели развития, которая заменила бы изжившую себя к середине 2010-х годов сырьевую модель.

После кризиса 2014–2015 гг., когда совокупность падения мирового спроса (и, как следствие, цен) на нефть, последовавшее за этим снижение курса рубля, а также введение санкций и ответных санкций, привели к заметному снижению объемов выпуска, заморозке ряда инвестиционных программ российских компаний, общему снижению спроса и обнажению давних проблем (зависимость от импорта, прежде всего высокотехнологичного, невысокий уровень генерируемой в экономике добавленной стоимости, слабая вовлеченность в международные торговые и производственные цепочки, технологическое отставание от ведущих стран), в российской экономике так и не появилось фундаментальных внутренних драйверов роста. Указ Президента Российской Федерации «О национальных целях и стратегических задачах развития» (№ 204 от 07.05.2018 г.) предлагает фокусироваться на повышении производительности труда, социальной сфере и еще ряде направлений, однако механизм достижения поставленных в Указе задач пока находится на стадии разработки.

¹ См. Дробышевский С.М., Идрисов Г.И., Каукин А.С., Павлов П.Н., Синельников-Мурылев С.Г. Декомпозиция темпов роста российской экономики в 2007–2017 гг. и прогноз на 2018–2020 гг. // Вопросы экономики. 2018. – № 9. – С. 5–31. Drobyshevsky S., Idrisov G., Kaukin A., Pavlov P., Sinelnikov-Murylev S. Decomposition of growth rates for the Russian economy // Russian Journal of Economics. 2018. No.4. P.305–327.

В данных условиях академическому и экспертному сообществу, разработчикам программ развития, представителям бизнеса важно понимать не просто текущие темпы экономического роста, но и то, какими структурными или конъюнктурными факторами они обусловлены, как можно получить качественный прогноз ключевых макроэкономических показателей, каковы потенциальные факторы, которые могли бы способствовать долгосрочному устойчивому экономическому росту.

В настоящее издание вошли три работы ведущих специалистов Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара, подготовленные по результатам научно-исследовательских работ института в 2018 г.:

- Декомпозиция темпов роста российской экономики;
- Подходы к оценке экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России;
- Сравнительный анализ качественных свойств прогнозов, построенных с использованием больших массивов данных, в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей.

В первой работе предложено развитие методики декомпозиции темпов роста ВВП России. Проведен расчет показателей структурной безработицы NAWRU и совокупной факторной производительности для российской экономики. В рамках различных сценариев макроэкономической динамики на 2019–2024 гг. получены оценки структурной, внешнеторговой и конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП.

Во втором исследовании проведена оценка экономического потенциала альтернативных источников роста, неформальных институтов – социальных и культурных норм, сложившихся в российских регионах, включая различные формы социального капитала и предпринимательской культуры. При этом для моделирования

взаимосвязи экономического роста регионов и социокультурных факторов применялся неоклассический подход. В качестве исходных данных для проведения работы использовались социально-экономические показатели регионов, представленные в публикациях Росстата; социокультурные показатели регионов РФ по результатам общенационального исследования «Георейтинг» Фонда Общественного Мнения; социокультурные показатели стран по данным опросов проектов «Обзор мировых ценностей» (WWS) и «Европейский социальный обзор» (ESS).

В третьей работе предпринята попытка выяснить, как скажутся на качестве прогнозов социально-экономических показателей, построенных с использованием больших массивов данных, изменения в методологии расчета Росстатом индексов промышленного производства и индексов цен производителей промышленных товаров, приведшие к изменению структуры данных, используемых при прогнозировании (прежде всего, сокращению длины предоставляемых Росстатом временных рядов).

**Дробышевский С.М., Идрисов Г.И., Каукин А.С.,
Миллер Е.М., Павлов П.Н., Синельников-Мурылев С.Г.**

**Декомпозиция темпов роста ВВП
российской экономики**

Введение

Данная работа развивает направление исследований в области декомпозиции темпов роста российской экономики, опирающееся на выделение фундаментальных факторов производства. В основу работы положены подходы, использованные в методике оценки разрыва выпуска (*output gap*) ОЭСР [1], а также в адаптированной к российским реалиям методике декомпозиции темпов роста ВВП РФ [2]¹.

Целью работы является оценка величины структурной, внешнеторговой и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП с учетом различных сценариев макроэкономической динамики.

В число основных фундаментальных и прикладных задач исследования входят:

- систематизация подходов к измерению и оценке показателей структурной безработицы;
- систематизация подходов к моделированию и оценке динамики совокупной факторной производительности экономики;
- анализ структуры выпуска российской экономики, включая анализ структуры выпуска общественного сектора российской экономики;
- систематизация подходов к моделированию структурного выпуска и структурной компоненты темпов роста ВВП;
- систематизация подходов к моделированию внешнеторговой и конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП;
- разработка подходов к уточнению оценок вклада различных компонент в темпы роста ВВП;

¹ Сопоставление оригинальной методики оценки разрыва выпуска ОЭСР и методики декомпозиции темпов роста ВВП РФ, разработанной в Институте Гайдара, приводится в Приложении.

- проведение декомпозиции темпов роста ВВП на основе различных сценариев макроэкономической динамики и интерпретация результатов проведенной декомпозиции;
- уточнение периодизации делового цикла российской экономики;
- разработка рекомендаций по ведению экономической политики на основе результатов декомпозиции темпов роста ВВП России.

В конечном итоге результаты исследования могут быть использованы Министерством экономического развития России в целях верификации построенных прогнозов социально-экономического развития России с учетом оценки тенденций различных компонент темпов роста ВВП и периодизации деловых циклов российской экономики; планирования бюджетной политики с учетом оценок разрыва выпуска, отклонения между фактическими и структурными темпами роста ВВП.

1. Структура выпуска российской экономики

1.1. Определение понятий выпуска

В литературе обычно выделяют несколько понятий, имеющих отношение к измерению и оценке объемов выпуска экономики, включая понятия фактического, потенциального, структурного и среднесрочного сглаженного выпуска. Определение каждого понятия будет приведено далее, однако стоит отметить, что ключевыми для дальнейшего изложения являются понятия потенциального и структурного выпуска.

Строгое определение понятия потенциального выпуска в литературе отсутствует. В некоторых работах подчеркивается свойство гибкости при достижении экономикой потенциального уровня выпуска. Д. Ромер отмечает, что при достижении экономикой уровня потенциального выпуска долгосрочная кривая совокупного предложения (LRAS) вертикальна, а краткосрочные изменения совокупного спроса приводят лишь к изменению уровня цен при неизменном уровне выпуска [3]. Данный тезис с несколько иного ракурса иллюстрируется в работе Р. Солоу, который, рассматривая рынок труда, отмечает, что в состоянии полной занятости приращение совокупного спроса ведет, скорее, к росту заработных плат (цены привлечения дополнительной единицы труда), чем к росту занятости [4] (и соответственно выпуска). Согласно определению А. Разина, потенциальный выпуск – гипотетический уровень производства, который достигается в случае полной гибкости цен и заработных плат (price-flexible output) [5].

Как правило, потенциальный выпуск определяется во взаимосвязи с понятием естественного уровня безработицы. Д. Ромер определяет потенциальный выпуск как уровень производства, наблюдаемый при полной занятости [3], называя также потенциальный выпуск естественным в том смысле, что он соответствует есте-

ственному уровню безработицы. Аналогичное определение потенциального выпуска приведено в работе О. Бланшара и Д. Джонсона [6], которые при этом подчеркивают, что более корректно было бы называть соответствующий потенциальному выпуску уровень безработицы не естественным (*natural rate of unemployment*), а структурным, поскольку он определяется структурными характеристиками экономики.

Развивая данный подход, целесообразно определить уровень производства товаров и услуг, соответствующий структурному (естественному) уровню безработицы, как *структурный выпуск* экономики. В свою очередь, термину «потенциальный выпуск» целесообразно сопоставить определение, которое в наибольшей степени соответствует его коннотации, а именно: *потенциальный выпуск* – объем производства товаров и услуг, соответствующий границе производственных возможностей данной экономики¹, или максимальный уровень выпуска, достижимый в *краткосрочном* периоде при существующих технологических, институциональных и ресурсных ограничениях.

Траектория структурного выпуска экономики определяется динамикой фундаментальных факторов производства – труда, капитала и совокупной факторной производительности – и представляет собой траекторию максимальных объемов производства товаров и услуг, которая может *устойчиво* поддерживаться в *долгосрочном периоде*.

Траектория потенциального выпуска определяется результатом сочетания фундаментальных и конъюнктурных (краткосрочных) факторов. Приближение экономики к уровню ее потенциального выпуска характерно в периоды «перегрева»:

¹ В свою очередь, глобальной границе производственных возможностей соответствует объем выпуска в технологически передовых странах мира при условии оптимальной организации процесса производства.

потенциальному выпуску соответствует максимально возможное (для данной экономики) приближение к состоянию полной загрузки производственных мощностей и полному использованию имеющихся в экономике трудовых ресурсов¹.

Среднемноголетний (сглаженный) выпуск представляет собой ряд трендовых значений выпуска, статистически выделенных тем или иным способом (например, фильтром) из ряда фактических значений выпуска. Динамика сглаженного выпуска в первом приближении соответствует динамике структурного выпуска с поправкой на отклонения, являющиеся, по сути, краткосрочным или среднесрочным разрывом выпуска. Если на некотором интервале разрыв выпуска, связанный с фазой делового цикла и благоприятной или неблагоприятной внешнеторговой конъюнктурой, равен нулю, то ряд значений структурного выпуска может совпадать с рядом значений среднемноголетнего сглаженного выпуска.

Фактический выпуск – это фактически наблюдаемый объем производства товаров и услуг, фиксируемый органами государственной статистики. В любой момент времени фактический выпуск отличается от структурного на величину разрыва выпуска. В рамках данной работы мы также предполагаем, что разрыв выпуска равен сумме вклада циклической и внешнеторговой конъюнктуры.

1.2. Анализ структуры выпуска российской экономики

Агрегированный выпуск экономики может быть представлен в виде суммы объемов выпуска частного и общественного секторов. Под общественным сектором, как правило, понимают виды деятельности, соответствующие следующим классам ОКВЭД:

- государственное управление и обеспечение военной безопасности;
- социальное страхование;

¹ При движении экономики к уровню потенциального выпуска безработица может находиться ниже естественного уровня, а уровень занятости – краткосрочно превышать уровень полной занятости с соответствующими эффектами «перегрева» рынка труда.

- образование;
- здравоохранение и предоставление социальных услуг;
- деятельность по организации отдыха и развлечений, культуры и спорта (указанный раздел включает в том числе и деятельность СМИ)^{1,2}.

Под частным сектором будет пониматься совокупность отраслей экономики, не входящих в общественный сектор, даже если в нем функционируют компании с государственным участием. Можно заметить, что вспомогательным критерием, позволяющим отделить общественный и частный сектора друг от друга, является применимость к регулированию деятельности данных секторов норм публичного и гражданского права соответственно. Структура ВВП России в динамике приведена в *табл. 1*.

Таблица 1

Динамика компонент ВВП России

Коды		2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.	2015 г.	2016 г.	Доля в ВВП в 2016 г., %
1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Валовой внутренний продукт в рыночных ценах, млрд руб.	60 282,5	68 163,9	73 133,9	79 199,7	83 387,2	86 148,6	100
	В том числе:							
	Валовая добавленная стоимость в основных ценах	52 084,1	58 996,2	63 869,4	68 907,5	74 920,9	77 607,6	90,09
	В том числе:							
Раздел А	Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	1 944,5	2 073,5	2 193,4	2 665,9	3 241,5	3 380,3	3,92
Раздел В	Рыболовство, рыбоводство	96,5	107,8	118,0	136,2	200,4	223,6	0,26
Раздел С	Добыча полезных ископаемых	4 950,0	5 568,0	5 919,5	6 241,5	7 293,6	7 387,0	8,57
Раздел D	Обрабатывающие производства	6 978,7	8 042,7	8 279,4	9 184,5	10 546,9	10 422,7	12,10

¹ СМИ соответствуют подклассы ОКВЭД: 92.2 «Деятельность в области радиовещания и телевидения» и 92.4 «Деятельность информационных агентств».

² В дальнейших расчетах при определении объемов выпуска общественного сектора последняя компонента (92 «Деятельность по организации отдыха и развлечений, культуры и спорта») включаться не будет. Во-первых, ее динамика существенно отличается от динамики прочих компонент общественного сектора: так, в период 2003–2009 гг. динамика данной компоненты, скорее, соответствовала динамике частного сектора экономики РФ, чем динамике других компонент общественного сектора (взятых агрегированно); во-вторых, доля данной компоненты относительно объемов общественного сектора в расширенной трактовке (с включением культуры, спорта и СМИ) невелика – порядка 6–7%.

Окончание таблицы 1

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Раздел Е	Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	1 746,2	1 807,2	1 953,8	1 992,5	2 244,0	2 415,7	2,80
Раздел F	Строительство	3 962,9	4 524,3	4 474,8	4 681,5	4 744,0	4 928,7	5,72
Раздел G	Оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	9 078,9	9 904,7	10 341,9	11 171,6	11 852,9	11 345,0	13,17
Раздел H	Гостиницы и рестораны	467,3	531,7	555,1	603,5	665,9	699,4	0,81
Раздел I	Транспорт и связь	3 951,6	4 483,2	5 141,5	5 394,0	6 033,2	6 384,8	7,41
Раздел J	Финансовая деятельность	1 943,0	2 408,4	2 843,2	3 148,1	2 586,4	3 286,9	3,82
Раздел K	Операции с недвижимым имуществом, аренда и предоставление услуг	9 008,9	10 194,9	11 384,2	12 093,3	13 244,8	14 118,3	16,39
Раздел L	Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное страхование	3 631,8	4 555,2	5 201,3	5 533,1	5 819,1	6 304,1	7,32
Раздел M	Образование	1 401,2	1 543,7	1 717,2	1 842,9	1 904,5	1 965,0	2,28
Раздел N	Здравоохранение и предоставление социальных услуг	1 761,8	1 960,0	2 303,0	2 665,3	2 782,1	2 898,8	3,36
Раздел O	Предоставление прочих коммунальных, социальных и персональных услуг	822,1	915,2	1 037,0	1 117,6	1 278,7	1 340,9	1,56
Раздел P	Деятельность домашних хозяйств	338,6	375,8	406,1	436,1	482,6	506,3	0,59
	Налоги на продукты	8 413,3	9 411,8	9 510,9	10 550,8	8 738,5	8 817,2	10,23
	Субсидии на продукты	214,9	244,1	246,4	258,7	272,2	276,3	0,32
	Чистые налоги на продукты	8 198,4	9 167,6	9 264,4	10 292,1	8 466,3	8 540,9	9,91

Источник: Росстат [7].

В системе национальных счетов (СНС) показатель ВВП рассчитывается в рыночных ценах и включает сумму показателей валовой добавленной стоимости отраслей частного и общественного секторов в основных ценах¹, а также сумму чистых налогов на продукты. В системе национальных счетов чистые налоги на продукты учитываются агрегированно, их аналитическое распределение в разрезе отраслей экономики в официальной статистике не проводится (подобное распределение затруднено в связи с особенностями исчисления косвенных налогов, включая НДС и налоги на импорт). При выделении в структуре ВВП компонент общественного и частного выпуска на основе данных официальной статистики (системы национальных счетов) полезно заметить, что показатель чистых налогов на

¹ То есть с включением субсидий на продукты, но без включения налогов на продукты.

продукты характеризуется ярко выраженной проциклической динамикой, воспроизводящей динамику выпуска частного сектора экономики (см. рис. 1).

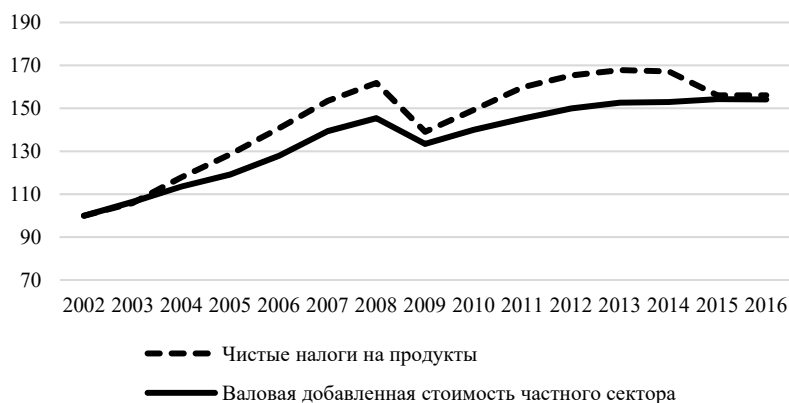


Рис. 1. Индексы физического объема выпуска частного сектора и чистых налогов на продукты, 2002 г. = 100

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

С учетом приведенных эмпирических фактов в структуре ВВП компоненты общественного и частного выпуска могут быть выделены следующим образом:

$$Y = Y^p + Y^{gov}, \quad (1)$$

где Y – валовой внутренний продукт;

Y^p – выпуск частного сектора: сумма ВДС отраслей частного сектора + чистые налоги на продукты¹;

Y^{gov} – выпуск общественного сектора: сумма ВДС отраслей общественного сектора².

Стоит пояснить, что выпуск общественного сектора рассчитывается преимущественно по объему расходов бюджета на финансирование производства услуг в

¹ В данном случае учитывается также тот факт, что основным плательщиком налогов на продукты является частный сектор экономики.

² Указанный подход является в определенной мере условным, так как некоторая часть рыночных услуг, предполагающих уплату налогов на продукты, производится в том числе в отраслях общественного сектора.

сфере образования, здравоохранения, культуры, спорта, государственного управления и обеспечения национальной безопасности, социального страхования и предоставления социальных услуг (таким образом, основная часть выпуска общественного сектора рассчитывается затратным методом). Кроме этого, в выпуск общественного сектора в соответствии с предложенным выше подходом включаются внебюджетные доходы бюджетных, автономных и казенных учреждений, а также выручка частных организаций, предоставляющих услуги в сфере образования, здравоохранения, культуры, спорта, СМИ и т.д.

Как показано на *рис. 2*, темпы роста выпуска частного сектора превышают темпы роста общественного сектора. При этом формальные тесты указывают на нестационарность выпуска частного сектора, в то же время выпуск общественного сектора стационарен вокруг тренда¹.

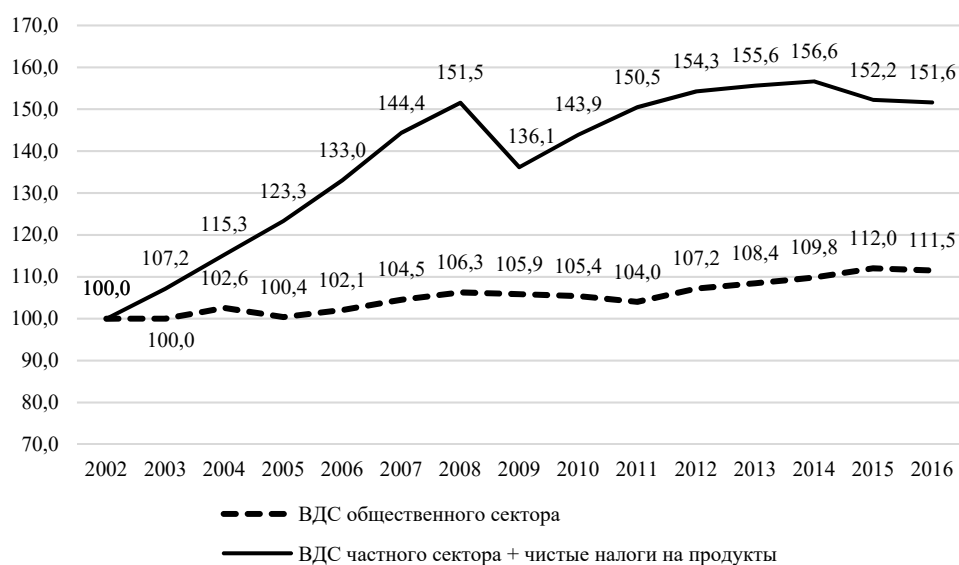


Рис. 2. Индексы физического объема выпуска частного и общественного секторов, 2002 г. = 100

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

¹ Использовалась спецификация теста на единичные корни DF-GLS с информационным критерием Акаике.

1.2.1. Структура выпуска общественного сектора

Основную часть выпуска общественного сектора (валовой добавленной стоимости общественного сектора) составляет оплата труда (см. табл. 2).

Вариация темпов роста выпуска общественного сектора существенно ниже вариации выпуска частного сектора¹, кроме того, выпуск общественного сектора в рассматриваемом периоде не был подвержен резким изменениям (рис. 2).

Таблица 2

Структура ВДС общественного сектора России, 2014 г.

Коды	Структура ВДС	%				Млн руб.			
		Госуправление и обеспечение военной безопасности; социальное страхование	Образование	Здравоохранение и предоставление социальных услуг	Деятельность по организации отдыха и развлечений, культуры и спорта	Госуправление и обеспечение военной безопасности; социальное страхование	Образование	Здравоохранение и предоставление социальных услуг	Деятельность по организации отдыха и развлечений, культуры и спорта
65	Оплата труда	69,9	88,6	91,1	69,2	3 870 134	1 633 036	2 429 119	510 363
66	В том числе заработная плата	63,5	69,9	71,3	55	3 511 447	1 287 530	1 899 400	405 743
67	Другие налоги (за вычетом субсидий) на производство	0,6	2,4	1	1	32 296	44 581	27 574	7 294
68	Потребление основного капитала	29,2	3	3,1	10,4	1 618 314	55 743	83 194	76 901
69	Чистая прибыль (чистый смешанный доход)	0,2	5,9	4,7	19,3	12 350	109 538	125 436	142 490
70	Валовая добавленная стоимость (сумма строк 65, 67–69)	100	100	100	100	5 533 093	1 842 898	2 665 324	737 048

Источник: Росстат.

Приведенные эмпирические факты позволяют для целей настоящей работы принять одну из предпосылок оригинальной методики ОЭСР, согласно которой

¹ Как для отдельных интервалов, так и для всего периода в целом.

выпуск общественного сектора рассматривается как структурный во все моменты времени¹. Величина разрыва агрегированного выпуска в экономике при данных предпосылках будет определяться величиной разрыва выпуска в частном секторе. Отметим, что при переходе от анализа уровней к анализу темпов роста показателем, аналогичным «разрыву выпуска», становится отклонение между фактическими и структурными темпами роста выпуска.

¹ В данном случае используется предпосылка о том, что объемы фактического, структурного, а также потенциального выпусков в общественном секторе равны.

2. Методика декомпозиции темпов роста ВВП РФ

2.1. Алгоритм декомпозиции

В адаптированной к российским реалиям методике декомпозиции темпов роста ВВП, опубликованной в работе Синельникова-Мурылева, Дробышевского и Казаковой [2], рассматривается агрегированный показатель выпуска – ВВП РФ. В темпах роста валового внутреннего продукта выделяются:

- структурная компонента, определяющая долгосрочные устойчивые (структурные) темпы роста ВВП;
- внешнеторговая компонента, зависящая от колебаний условий торговли;
- конъюнктурная компонента, которая, в свою очередь, включает деловой цикл и случайные шоки.

В настоящей работе мы предлагаем ряд уточнений и изменений в данную методику, которые позволяют повысить качество декомпозиции темпов роста ВВП России. Во-первых, в силу различий в характере динамики выпуск частного и общественного секторов будут рассматриваться обособленно¹. Структурный выпуск общественного сектора будет приравниваться к фактическому, а структурный выпуск частного сектора будет моделироваться на основе производственной функции Кобба – Дугласа². Во-вторых, при моделировании структурного выпуска частного сектора будет использоваться показатель структурной безработицы (NAWRU). В-третьих, применение новой методики предполагает использование различных сценариев социально-экономического развития России на среднесрочную перспективу (подробное описание сценариев приведено в разделе 4), так как это позволит более корректно оценить динамику совокупной факторной производительности, сопоставить различные варианты разложения темпов роста ВВП

¹ Это соответствует подходу оригинальной методики ОЭСР.

² Со стандартным значением эластичности выпуска по капиталу, равной 0,3.

различным макроэкономическим сценариям (прогнозам) и повысить устойчивость полученных оценок составляющих (компонент) фактических темпов экономического роста.

Пользователь методики сможет выбрать оценку параметров разложения темпов роста ВВП, соответствующую такому макроэкономическому сценарию, который либо позволяет более корректно учесть особенности решаемой задачи (так, при фискальном планировании более целесообразно рассматривать пессимистический сценарий), либо лучше соответствует его интуитивным прогнозам развития ситуации.

Предлагаемая методика декомпозиции темпов роста ВВП будет представлять собой алгоритм (как и в работе Синельникова-Мурылева, Дробышевского и Казаковой [2]), состоящий из трех основных содержательных блоков:

- А. Расчет структурных темпов роста ВВП.
 - В. Расчет влияния условий торговли на темпы роста ВВП (внешнеторговая компонента темпов роста).
 - С. Расчет конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП.
- Рассмотрим содержание перечисленных блоков подробнее.

А. Расчет структурных темпов роста ВВП

Расчет структурных темпов роста ВВП включает следующую последовательность действий:

1) представление агрегированного выпуска как суммы выпуска общественного и частного секторов:

$$Y = Y^p + Y^{gov}, \quad (2)$$

где Y – валовой внутренний продукт;

Y^p – выпуск частного сектора¹;

Y^{gov} – выпуск общественного сектора;

2) моделирование выпуска частного сектора на основе производственной функции Кобба – Дугласа в логарифмическом представлении:

$$\ln Y^p = \ln E^p + \alpha \ln K^p + (1 - \alpha) \ln L^p, \quad (3)$$

где E^p – совокупная факторная производительность в частном секторе;

K^p – запас капитала в частном секторе²;

L^p – численность занятых в частном секторе;

α – величина эластичности выпуска частного сектора по капиталу частного сектора;

3) расчет ряда остатков Солоу для выпуска частного сектора (в логарифмическом представлении):

$$\ln E^p = \ln Y^p - \alpha \ln K^p - (1 - \alpha) \ln L^p \quad (4)$$

4) сглаживание ряда остатков Солоу фильтром Ходрика – Прескотта.

Целесообразность применения фильтра Ходрика – Прескотта для сглаживания ряда остатков Солоу, темпы роста которых интерпретируются в качестве показателя динамики совокупной факторной производительности, обусловлена тем, что в его составе в силу особенностей расчета показателя учитывается не только динамика технологического прогресса. Остатки отражают также колебания спроса

¹ Данный показатель включает выпуск частного сектора и объем чистых налогов на продукты.

² Применялась предпосылка о том, что в производственной деятельности в период t используется капитал, сформировавшийся на начало периода t . Поскольку в расчетах использовался показатель «Наличие основных фондов в Российской Федерации по видам экономической деятельности по полной учетной стоимости на конец года», для моделирования роста в период t бралось значение данного показателя за период $(t - 1)$.

и предложения, уровень загрузки факторов производства, влияние резких изменений цены на нефть. Процедура сглаживания проводится в целях уменьшения влияния указанных нетехнологических факторов на темпы роста СФП;

5) расчет численности занятых в частном секторе при условии, что фактическая безработица равна структурной безработице $NAWRU$, L^{P*} проводится по формуле (5):

$$L^{P*} = EAN(1 - NAWRU) - L^{gov}, \quad (5)$$

где EAN – численность экономически активного населения (рабочей силы);

$NAWRU$ – уровень структурной безработицы, не ускоряющий инфляцию заработных плат (*non-accelerating wage rate of unemployment*);

L^{gov} – численность занятых в общественном секторе.

Показатель уровня структурной безработицы рассчитывается на основе методики, предложенной в работах Эльмескова и Макфарлана¹ [8; 9]:

$$NAWRU = U - (DU / D^3 \log W) \times D^2 \log W, \quad (6)$$

где U – уровень безработицы;

W – уровень среднемесячной номинальной заработной платы;

D – оператор прироста.

¹ В данном случае используется предпосылка о том, что скорость изменения инфляции заработных плат пропорциональна разрыву между фактической безработицей и структурной безработицей $NAWRU$: $D^2 \log W = -a(U - NAWRU)$, где $a < 0$. При предположении о том, что для двух последовательных периодов времени изменение показателя структурной безработицы должно стремиться к нулю, параметр a можно выразить как: $a = -D^3 \log W / DU$. Подстановка указанного выражения для параметра a в уравнение $D^2 \log W = -a(U - NAWRU)$ позволяет выразить уровень структурной безработицы $NAWRU$ (см. формулу (6)).

В настоящей работе использовался показатель уровня структурной безработицы, сглаженный фильтром Ходрика – Прескотта. Таким образом, выражение (5) было преобразовано к виду:

$$L^{p*} = EAN(1 - NAWRU^{HP}) - L^{gov}; \quad (7)$$

итоговое выражение (7) использовалось при расчете уровня занятости в частном секторе (при структурной безработице $NAWRU^{HP}$). График динамики сглаженного показателя структурной безработицы $NAWRU^{HP}$ представлен на рис. 3.

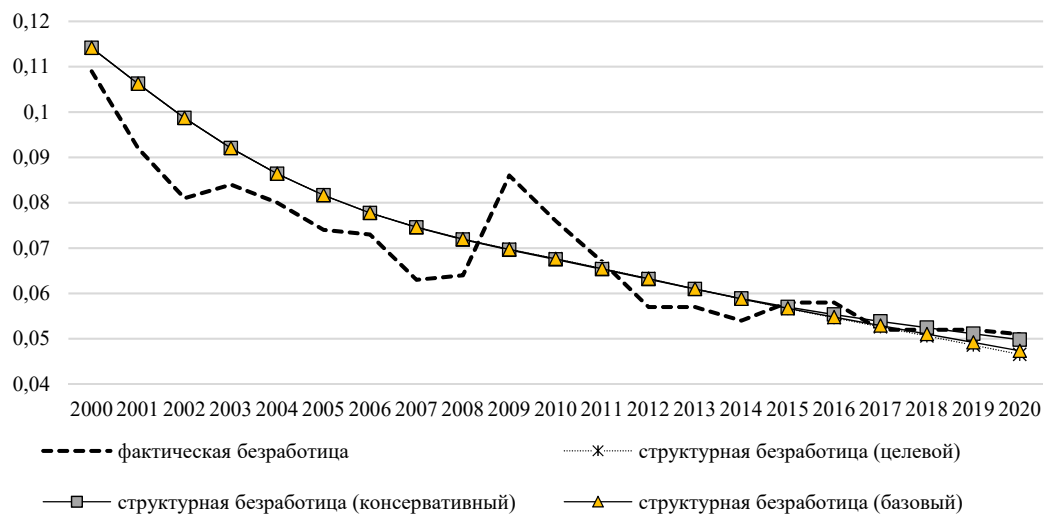


Рис. 3. Уровни фактической и структурной безработицы в РФ в различных макроэкономических сценариях

Источник: расчеты авторов.

Данный метод позволяет существенно (на 1–2 п.п.) уточнить оценку уровня структурной безработицы по сравнению с подходом, когда в качестве структурной безработицы рассматривается усредненный уровень безработицы в период стабильной инфляции [2];

б) моделирование структурного выпуска частного сектора:

$$\ln Y^{p*} = \ln E^{p,HP} + \alpha \ln K^p + (1 - \alpha) \ln L^{p*}, \quad (8)$$

где Y^{p*} – структурный выпуск частного сектора;

$E^{p,HP}$ – остаток Солоу, сглаженный фильтром Ходрика – Прескотта;

K^p – запас капитала в частном секторе, взятый с лагом в 1 год¹;

L^{p*} – численность занятых в частном секторе при структурной безработице

NAWRU.

7) расчет уровня структурного ВВП, Y^* ²:

$$Y^* = Y^{p*} + Y^{gov}, \quad (9)$$

8) расчет структурных темпов роста ВВП, g_t^s :

$$g_t^s = Y_t^* / Y_{t-1}^*. \quad (10)$$

9) сглаживание структурных темпов роста ВВП.

Далее проводится расчет внешнеторговой и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП РФ.

В. Расчет влияния условий торговли на темпы роста ВВП

Алгоритм расчета влияния условий торговли на темпы роста ВВП (внешнеторговой компоненты темпов роста) предполагает следующие шаги.

1. Рассчитывается разность между фактическими и структурными темпами роста ВВП, g_t^{res} :

$$g_t^{res} = g_t - g_t^s, \quad (11)$$

где g_t – фактические темпы роста ВВП в период t ;

¹ Аналогично работе Синельникова-Мурылева, Дробышевского, Казаковой [2] потенциальный запас капитала считается равным фактическому. Для того чтобы не перегружать запись формул, подстрочный индекс для временного периода t по возможности не используется.

² Предварительно проводится потенцирование величины Y^{p*} , полученной по формуле (8).

g_t^s – структурные темпы роста ВВП в период t .

2. Не объясненные фундаментальными факторами «остатки» темпов роста моделируются на основе уравнения^{1; 2}:

$$g_t^{res} = \gamma_0 + \gamma_1 tot_t + \tau_t, \quad (12)$$

где tot_t – индекс условий торговли для российской экономики в период t ;

τ_t – свободный член.

Статистические ряды индекса условий торговли рассчитываются Всемирным банком и ОЭСР³. Поскольку обновление рядов индекса условий торговли проводится с некоторым лагом, а прогноз условий торговли на период ДО 2024 гг. отсутствует, в дальнейших расчетах для аппроксимации индекса условий торговли будет использоваться показатель соотношения фактической и среднесрочной цен на нефть марки Urals⁴:

$$tot_t = \frac{P_t^{нефть}}{\overline{P_t^{нефть}}}, \quad (13)$$

где $P_t^{нефть}$ – фактический уровень цен на нефть марки Urals в период t ;

$\overline{P_t^{нефть}}$ – средняя многолетняя цена на нефть марки Urals в период t .

¹ Вывод уравнения приводится в [2], оценка уравнения проводится методом наименьших квадратов (МНК).

² Стоит отметить, что результат выделения внешнеторговой компоненты может быть не инвариантен относительно последовательности этапов вычислений, например, когда на первом этапе моделируется внешнеторговая компонента темпов роста, а на втором – структурная. В данной работе в соответствии с методологией ОЭСР выделение структурной компоненты темпов роста проведено на первом этапе.

³ На момент подготовки публикации по индексу условий торговли Всемирного банка доступны данные за период 2000–2016 гг., по индексу условий торговли ОЭСР – за период 1995–2016 гг., при этом данные за 1995–2009 гг. являются оценочными.

⁴ Коэффициент корреляции между индексом условий торговли (по версии ОЭСР) и соотношением цен на нефть составляет 0,6 для периода 1999–2016 гг. и 0,9 для периода 2010–2016 гг.

3. Теоретическое значение уравнения для g_t^{res} рассматривается в качестве внешнеторговой компоненты темпов роста ВВП.

С. Расчет конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП

Значение остатков τ_t , полученных по результатам эконометрической оценки уравнения (12), рассматривается в качестве конъюнктурной компоненты темпов экономического роста ВВП.

2.2. Данные

2.2.1. Показатели выпуска экономики

В расчетах использовались как показатели номинального объема выпуска, а также индексы физических объемов выпуска экономики, так и показатели, характеризующие структуру выпуска, а именно соотношение частного и общественного секторов экономики в объеме ВВП.

Динамика физических объемов выпуска представлена на *рис. 4*.

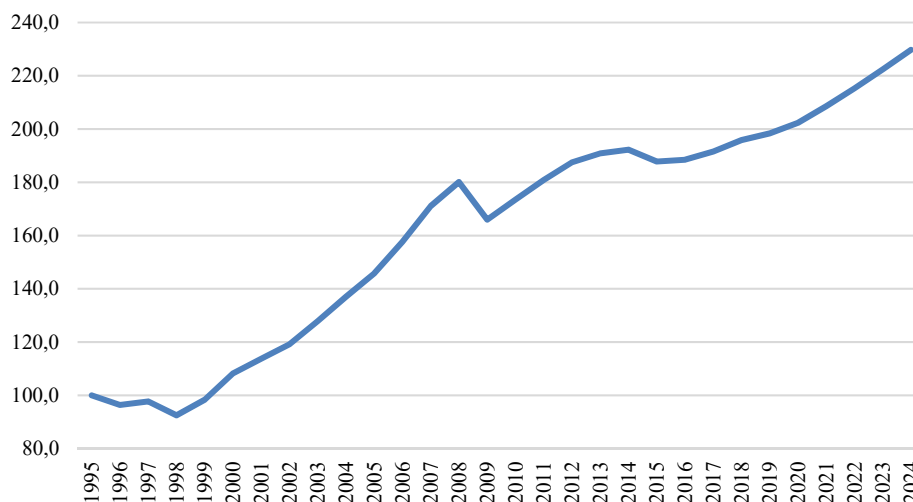


Рис. 4. Индекс физических объемов выпуска в Российской Федерации, 1995 г. = 100

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Значения реального выпуска для периода до 2024 г. получены из официального прогноза Министерства экономики Российской Федерации (для построения графика на *рис. 4* использовались параметры базового прогноза).

Динамика доли общественного сектора в объеме выпуска российской экономики приведена на *рис. 5*.

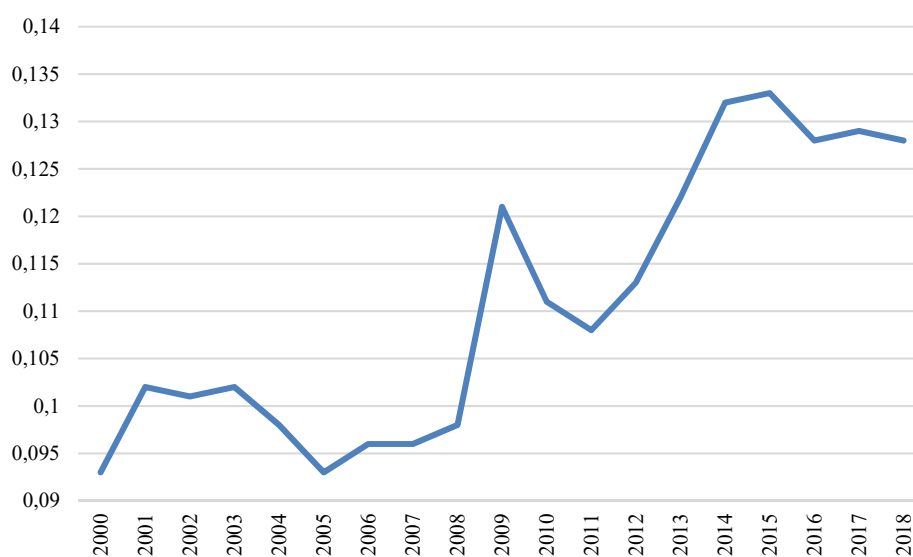


Рис. 5. Доля общественного сектора в объеме номинального ВВП в текущих ценах соответствующего года

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

2.2.2. Показатели рынка труда

Показатели экономически активного населения и занятости

Показатели численности экономически активного населения и занятых рассчитаны на основе Демографического прогноза до 2035 г., выполненного Росстатом (*рис. 6–7*).

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

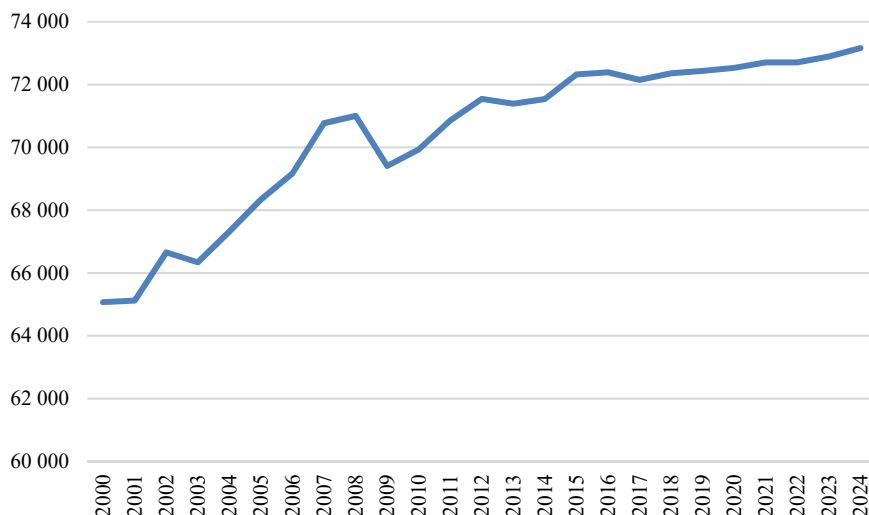


Рис. 6. Динамика численности занятых в экономике, тыс. человек

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

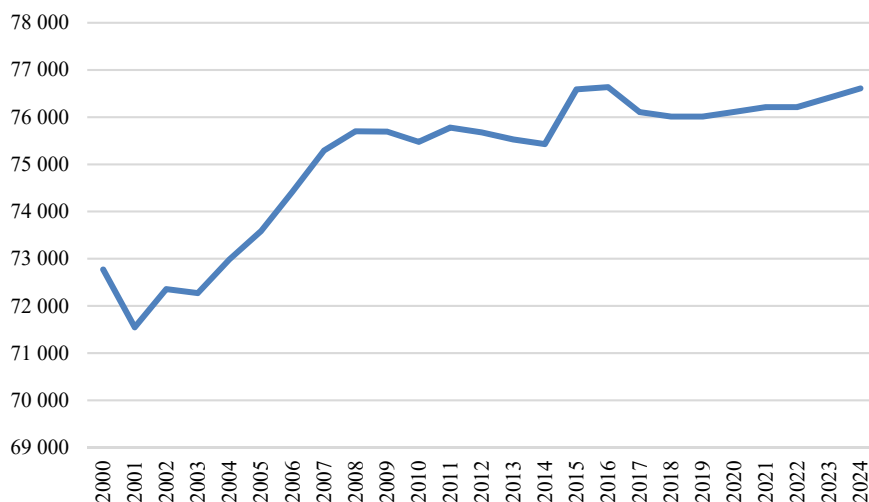


Рис. 7. Динамика численности экономически активного населения, тыс. человек

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Также были рассчитаны показатели доли занятых в госсекторе, на основе которых определены показатели численности занятых в частном и общественном секторах экономики (рис. 8).

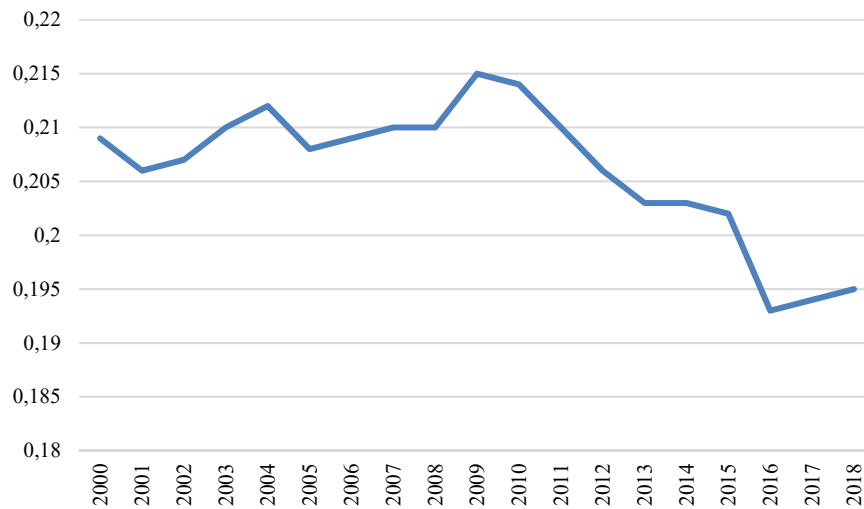


Рис. 8. Динамика доли занятых в общественном секторе в численности занятых в экономике

Источник: расчеты авторов по данным Росстата.

Показатели динамики заработной платы и безработицы

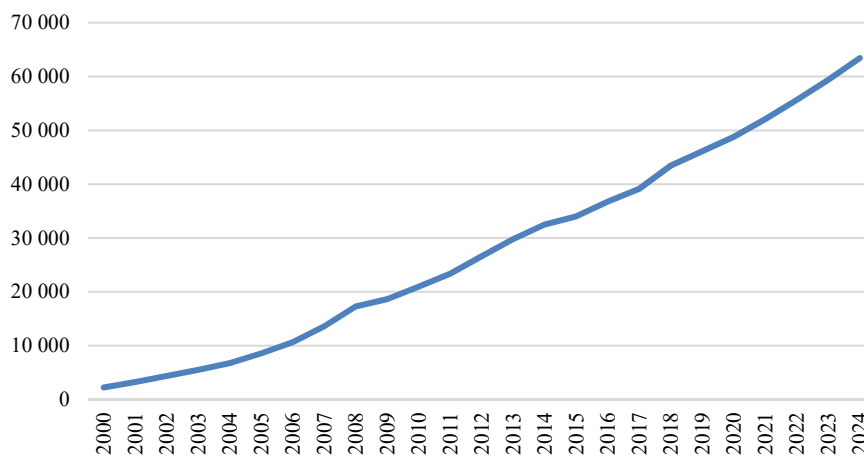


Рис. 9. Динамика среднемесячной номинальной заработной платы в экономике РФ, руб.

Источник: Росстат.

Согласно описанному в литературе подходу уровень структурной безработицы NAWRU может определяться как усредненный уровень фактической безработицы в условиях стабильности показателя инфляции [2].

Динамика инфляции в экономике России приведена на рис. 10.

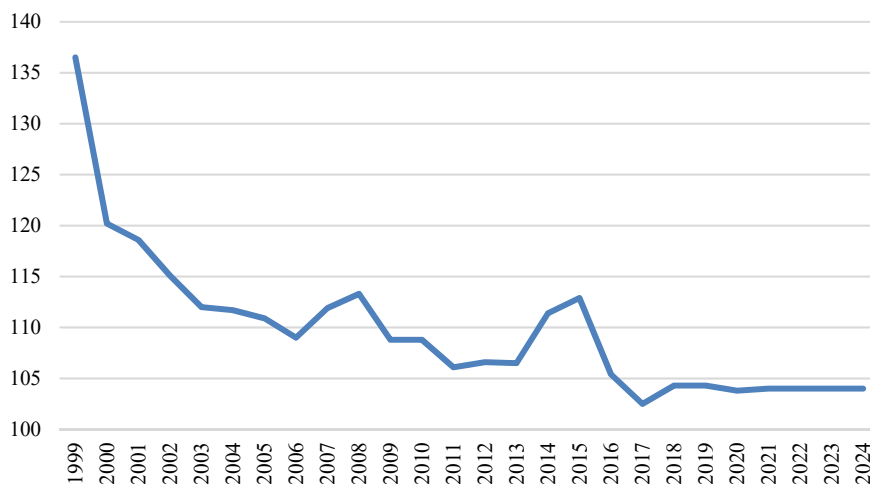


Рис. 10. Индекс потребительских цен в России

Источник: Росстат.

Таким образом, в качестве показателя структурной безработицы можно было бы использовать среднее значение показателя фактической безработицы в период начиная с 2000 г. Однако этот метод нельзя считать достаточно точным, поскольку уровень безработицы в России в период после 2000 г. (за исключением 2009 г.) в целом динамично снижался (рис. 11).

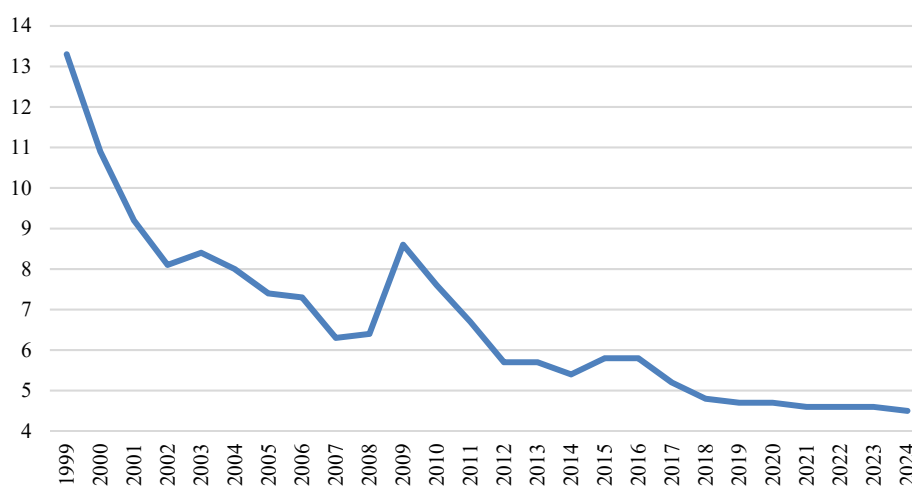


Рис. 11. Уровень безработицы в России, % к численности рабочей силы

Источник: Росстат.

В связи с этим авторам представляется более корректным подход, изложенный в работах Эльмескова и Макфарлана [8; 9] и кратко охарактеризованный ранее приведенным соотношением (6).

Показатели структурной безработицы NAWRU

Показатель структурной безработицы NAWRU рассчитывается в соответствии с выражением [8; 9]:

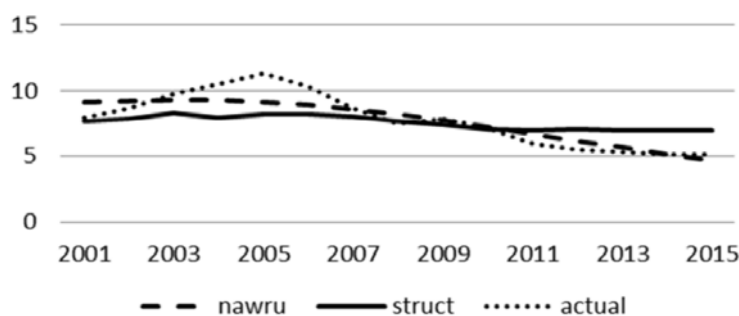
$$NAWRU = U - (DU / D^3 \log W) \times D^2 \log W, \quad (14)$$

где U – уровень безработицы;

W – уровень среднемесячной номинальной заработной платы;

D – оператор прироста.

Необходимо отметить, что динамика показателя структурной безработицы для России в целом соответствует динамике показателя в зарубежных странах. В некоторых странах ЕС наблюдались значительные изменения NAWRU в 2001–2015 гг. Отметим, что в одной из работ Еврокомиссии рассматриваются как показатель безработицы NAWRU, так и показатель структурной компоненты NAWRU, объясняемой динамикой институциональных факторов, которая характеризуется еще большим уровнем сглаживания, чем показатель NAWRU (рис. 12–17).



Примечание. Здесь и на рис. 13–17: NAWRU – безработица NAWRU; struct – компонента безработицы NAWRU, объясняемая динамикой институциональных факторов; actual – фактический уровень безработицы.

Рис. 12. Уровень безработицы в Германии, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

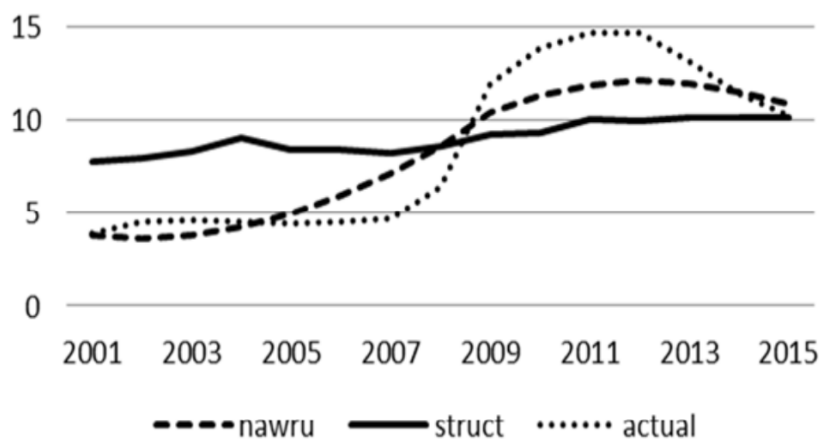


Рис. 13. Уровень безработицы в Ирландии, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

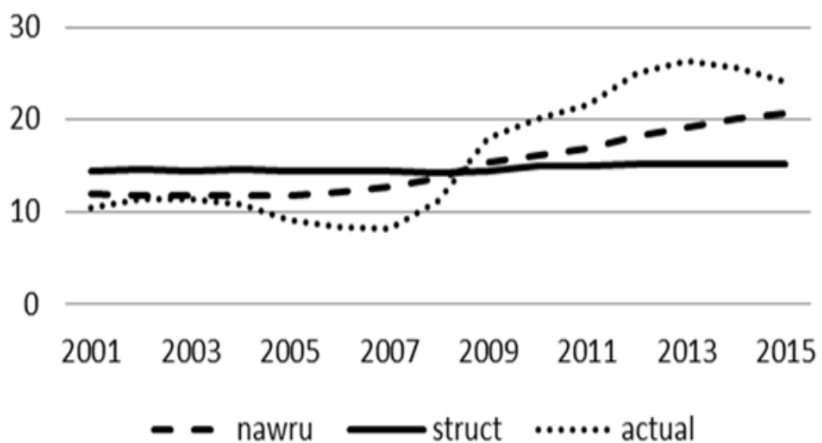


Рис. 14. Уровень безработицы в Испании, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

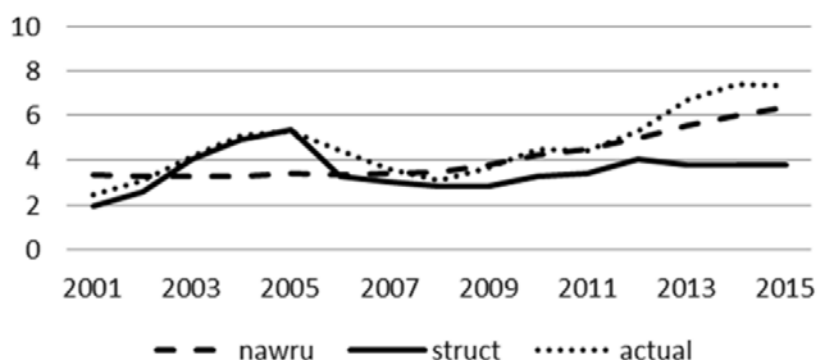


Рис. 15. Уровень безработицы в Голландии, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

Для сравнения приводится пример развитой страны, в которой не происходило заметных изменений уровня безработицы в соответствующем периоде (рис. 16).

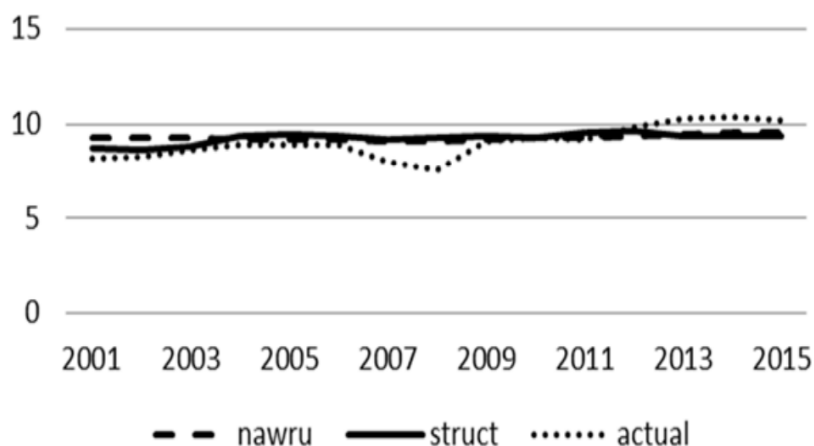


Рис. 16. Уровень безработицы во Франции, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

Необходимо отметить, что достаточно быстрый рост безработицы в странах ЕС наблюдается в периоды экономических кризисов. В число стран с аналогичной как в Российской Федерации вариацией показателя NAWRU входят: Германия, Греция, Ирландия, Люксембург, Нидерланды, Португалия, Испания.

Обобщение динамики показателя NAWRU для стран ЕС приведено на *рис. 17*.

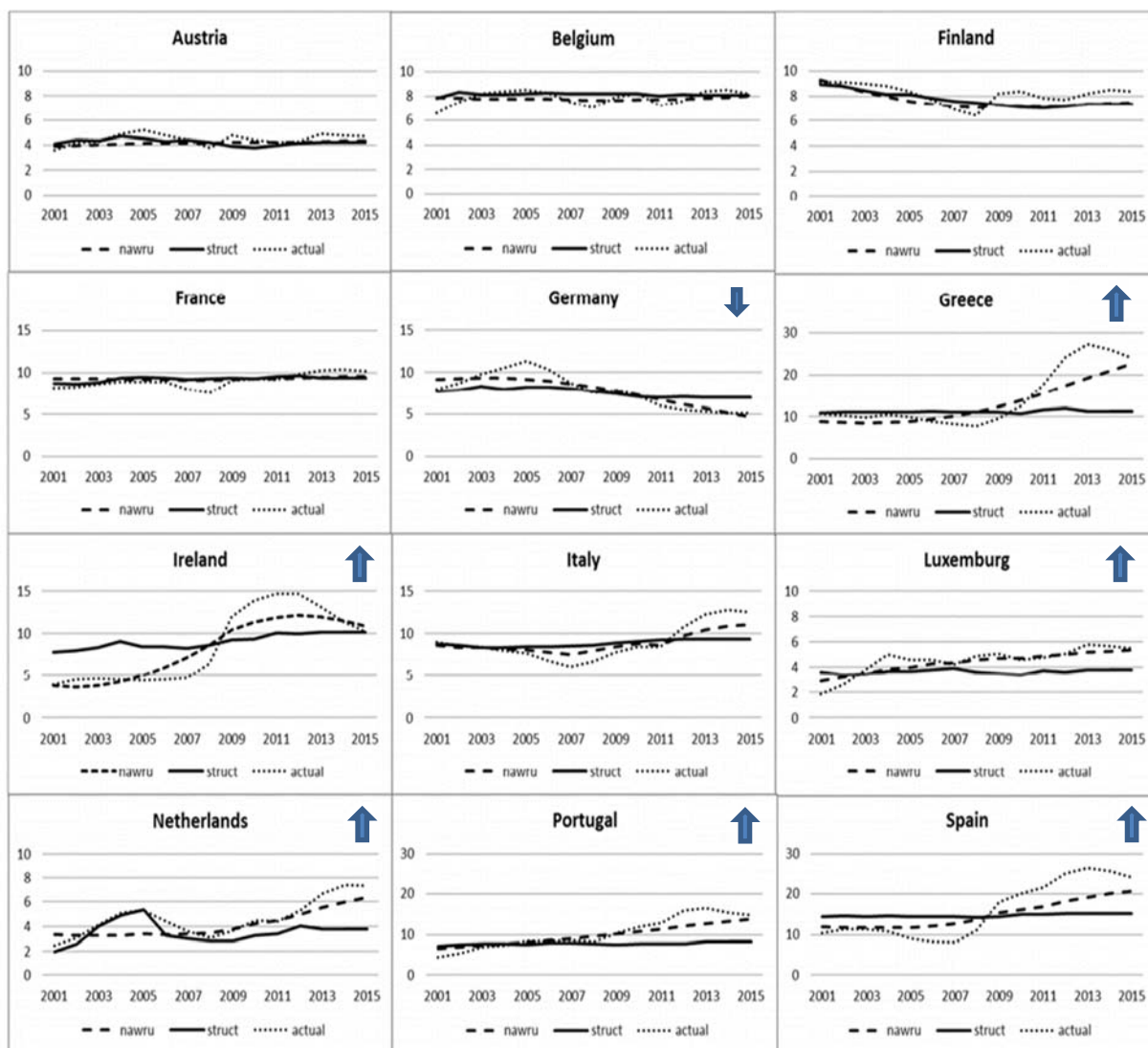


Рис. 17. Динамика NAWRU в странах ЕС, % к численности рабочей силы

Источник: исследование Ю. Лендвай и др. [10].

2.2.3. Показатели динамики основных фондов

Динамика физического объема основных фондов в экономике Российской Федерации показана на *рис. 18*.

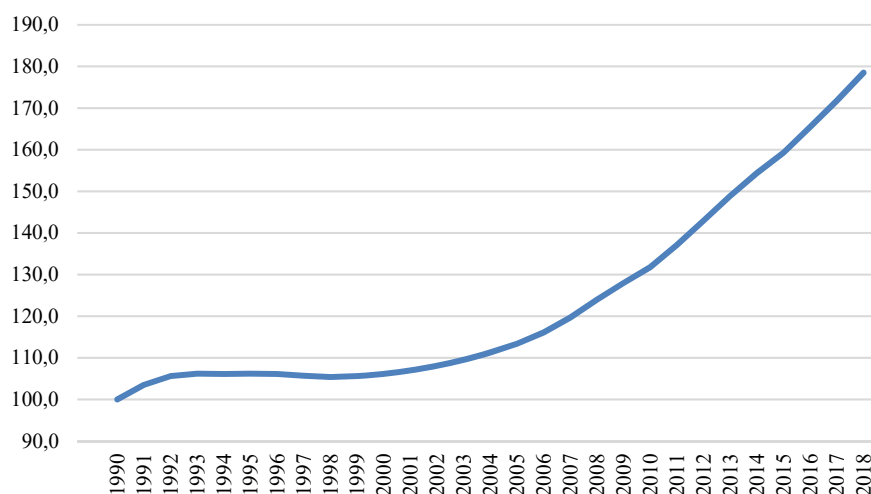


Рис. 18. Индекс физического объема основных фондов в экономике Российской Федерации, 1990 г. = 100

Источник: расчеты авторов на основе данных Росстата.

Для сравнения приведем также динамику объема основных фондов в номинальном выражении (рис. 19).

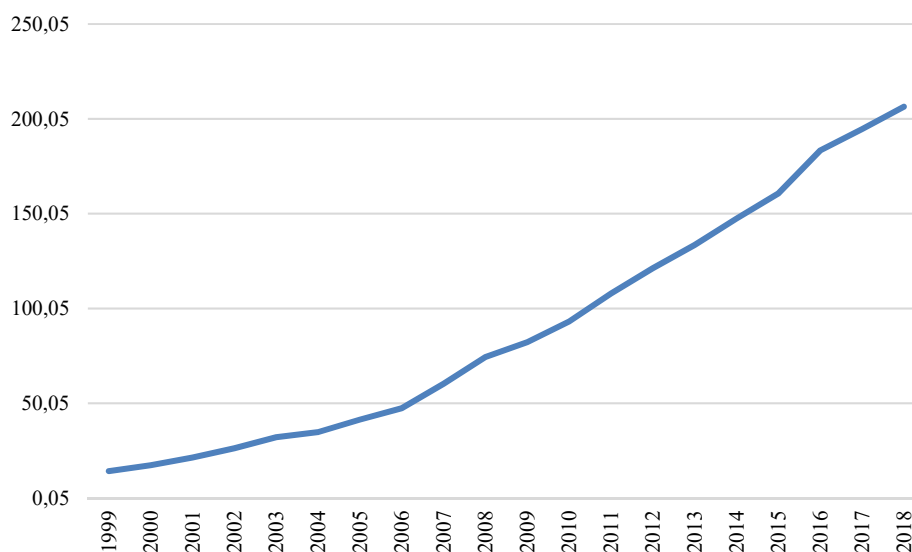


Рис. 19. Основные фонды в экономике Российской Федерации по полной учетной стоимости на конец года, трлн руб.

Источник: Росстат.

Как и в случае с трудовыми ресурсами, в совокупном объеме основных фондов Российской Федерации были выделены основные фонды, используемые в отраслях общественного и частного секторов. Иллюстрация доли основных фондов, относящихся к общественному сектору, приведена на *рис. 20*.

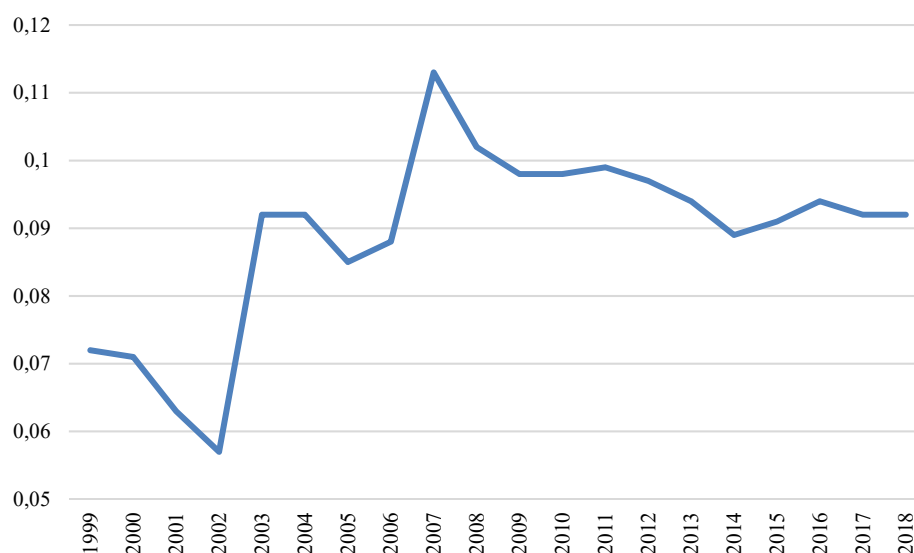


Рис. 20. Доля основных фондов, относящихся к общественному сектору, в объеме основных фондов в экономике Российской Федерации

Источник: Росстат.

В *табл. 3* приведены данные, которые были использованы в расчетах.

Таблица 3

Основные показатели, использованные для декомпозиции темпов роста ВВП Российской Федерации

Год	Индекс физического объема ВВП РФ, % к предыдущему году	Доля общественного сектора в ВВП РФ	Экономически активное население, тыс. чел.	Численность занятых, тыс. чел.	Доля занятых в общественном секторе в общей численности занятого населения	Среднемесячная номинальная заработная плата, тыс. руб.	ИПЦ	Уровень безработицы, %	Индекс физического объема основных фондов, % к предыдущему году	Доля общественного сектора в объеме ОФ РФ
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1999	106,4	0,097	72380	62945	0,210	1523	136,5	13,3	100,2	0,072
2000	110,0	0,093	72770	65070	0,209	2223	120,2	10,9	100,6	0,071
2001	105,1	0,102	71547	65123	0,206	3240	118,6	9,2	100,8	0,063

Окончание таблицы 3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2002	104,7	0,101	72357	66659	0,207	4360	115,1	8,1	101,0	0,057
2003	107,3	0,102	72273	66339	0,210	5499	112	8,4	101,2	0,092
2004	107,2	0,098	72985	67319	0,212	6740	111,7	8	101,6	0,092
2005	106,4	0,093	73581	68339	0,208	8555	110,9	7,4	102,0	0,085
2006	108,2	0,096	74419	69169	0,209	10634	109	7,3	102,4	0,088
2007	108,5	0,096	75289	70770	0,210	13593	111,9	6,3	103,1	0,113
2008	105,2	0,098	75700	71003	0,210	17290	113,3	6,4	103,6	0,102
2009	92,2	0,121	75694	69410	0,215	18638	108,8	8,6	103,2	0,098
2010	104,5	0,111	75478	69934	0,214	20952	108,8	7,6	103,0	0,098
2011	104,3	0,108	75779	70857	0,210	23369	106,1	6,7	104,0	0,099
2012	103,7	0,113	75676	71545	0,206	26629	106,6	5,7	104,3	0,097
2013	101,8	0,122	75529	71391	0,203	29792	106,5	5,7	104,3	0,094
2014	100,7	0,132	75428	71539	0,203	32495	111,4	5,4	103,6	0,089
2015	97,5	0,133	76588	72324	0,202	34030	112,9	5,8	103,2	0,091
2016	100,3	0,128	76636	72393	0,193	36746	105,4	5,8	103,9	0,094
2017	101,6	0,129	76109	72151	0,194	39144	102,5	5,2	103,8	0,092
2018	102,3	0,129	76011	72363	0,194	43445	104,3	4,8	102,6	0,092
2019	101,3	0,129	76011	72439	0,194	46111	104,3	4,7	102,6	0,092
2020	102,0	0,129	76111	72534	0,194	48789	103,8	4,7	103,0	0,092
2021	103,1	0,129	76211	72705	0,194	52085	104,0	4,6	103,3	0,092
2022	103,2	0,129	76211	72705	0,194	55636	104,0	4,6	103,5	0,092
2023	103,3	0,129	76410	72896	0,194	59386	104,0	4,6	103,7	0,092
2024	103,3	0,129	76610	73162	0,194	63437	104,0	4,5	103,8	0,092

Источники: Росстат; Министерство экономического развития РФ; расчеты авторов.

3. Декомпозиция темпов роста ВВП российской экономики на основе фактических данных в период 2000–2018 гг.

Анализ динамики и структуры темпов роста ВВП будет проводиться в два этапа. На первом этапе будет исследована динамика *сглаженных* показателей выпуска, при этом наиболее продуктивный анализ предполагает использование дезагрегированных данных о выпуске промышленных отраслей. На втором этапе будет проведена оценка величины различных компонент темпов роста ВВП на основе описанной выше методики, основанной на методологии оценки разрыва выпуска ОЭСР [1], и методики оценки компонент темпов роста ВВП, адаптированной для российской экономики [2].

3.1. Анализ динамики показателей сглаженного выпуска: индексы промышленного производства

Динамика большинства отраслей промышленности в начале 2017 г. сохранила тенденции конца 2016 г.: невысокие положительные темпы роста, вызванные благоприятной внешнеэкономической конъюнктурой и государственным субсидированием отдельных отраслей. Середина 2017 г. характеризовалась замедлением роста и возвращением к стагнации, за исключением секторов, связанных с инфраструктурными проектами. Со второго полугодия на добывающую промышленность начинает оказывать влияние продление соглашения о снижении объемов добычи нефти с ОПЕК, и ее трендовая составляющая показывает спад в III квартале. Динамика трендовых составляющих ряда отраслей обрабатывающей промышленности росла, хотя этого не хватило, чтобы обработка в целом сместилась с нулевых темпов роста.

I квартал 2017 г.: переход на новый классификатор видов экономической деятельности

Итогом 2016 г. для российской промышленности стало окончательное приспособление к новым экономическим условиям: за 2015 г. был фактически исчерпан

потенциал увеличения объемов производства в ряде секторов, связанный с ослаблением рубля и возможностями импортозамещения; были скорректированы параметры бизнес-планов и инвестиционных проектов предприятий; объемы выпуска большинства отраслей вошли в период стагнации, а по некоторым был показан небольшой рост в конце года [11].

В начале 2017 г. происходило некоторое укрепление отечественной валюты (средний курс за период составил 58,15 руб./долл., снижение цен на нефть – 53,92 долл./барр.). Результаты¹ декомпозиции временных рядов промышленного производства для выделения трендовой составляющей, которую осуществляют эксперты Института Гайдара по самостоятельно пересчитанным рядам с использованием официальной методологии Росстата², обуславливают необходимость осторожной интерпретации статистики промышленного производства из-за отсутствия доступа к метаданным.

Динамика трендовой составляющей индекса промышленного производства, представленная на *рис. 21*, говорит о сохранении в начале 2017 г. тенденции конца 2016 г.: слабый, близкий к нулю, рост объемов производства в большинстве отраслей; более заметное оживление происходит в химической промышленности за счет конкурентоспособности выпускаемой продукции, которое было достигнуто благодаря увеличению государственного и частного инвестирования в модернизацию и создание новых мощностей, а также из-за благоприятных внешнеэкономических условий. Аналогичная динамика наблюдалась также в производстве резиновых и пластмассовых изделий. Рост отмечен и в пищевой промышленности,

¹ Выделение трендовой составляющей было осуществлено при помощи пакета Demetra с использованием процедуры X12-ARIMA.

² С начала 2017 г. при публикации индексов промышленного производства Росстат осуществил переход на новый классификатор видов экономической деятельности – ОКВЭД2, что вызвало некоторые трудности при проведении оценок. См.: Официальная статистическая методология исчисления индекса промышленного производства. Федеральная служба государственной статистики: URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/industrial/#

в производстве машин и оборудования, он наблюдался с конца 2016 г., что обусловлено прямыми субсидиями государства.

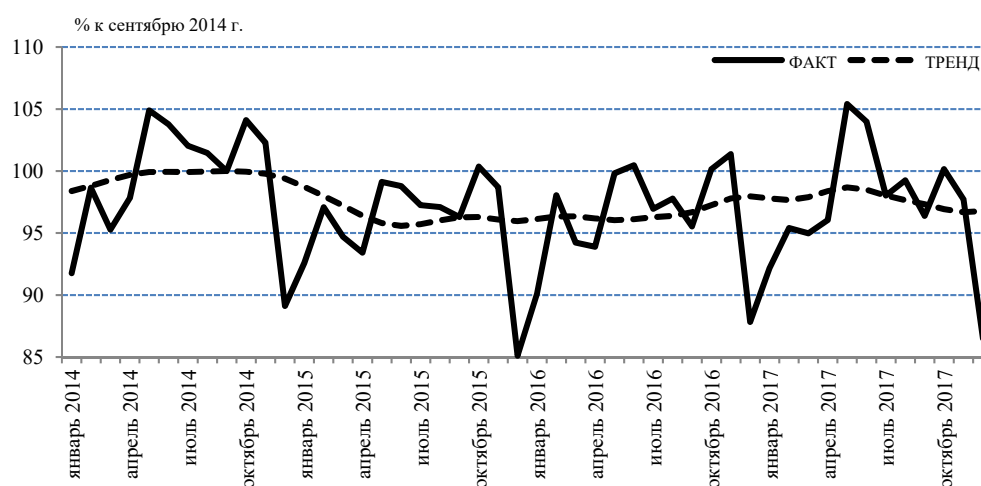


Рис. 21. Динамика индекса промышленного производства в 2014–2017 гг.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Апрель – сентябрь 2017 г.: продолжение стагнации из-за отсутствия факторов роста

В середине 2017 г. отмечался рост как курса доллара с 56,95 руб. в мае до 59,61 руб. в августе, так и цен на нефть с 50,29 до 52,38 долл./барр. Наметившаяся тенденция роста некоторых составляющих промышленного производства в начале года не получила развития: динамика трендовой составляющей во II квартале демонстрировала замедление и даже некоторый спад (рис. 22). Сохраняющаяся на протяжении нескольких лет разнонаправленная динамика трендовой составляющей добывающего и обрабатывающего секторов промышленности в III квартале 2017 г. была нарушена; добывающий сектор показал небольшой спад, обусловленный снижением нефтедобычи в соответствии с продленным соглашением с ОПЕК, которое Россия поддержала, а также с договоренностью о мониторинге экспорта нефти [12].

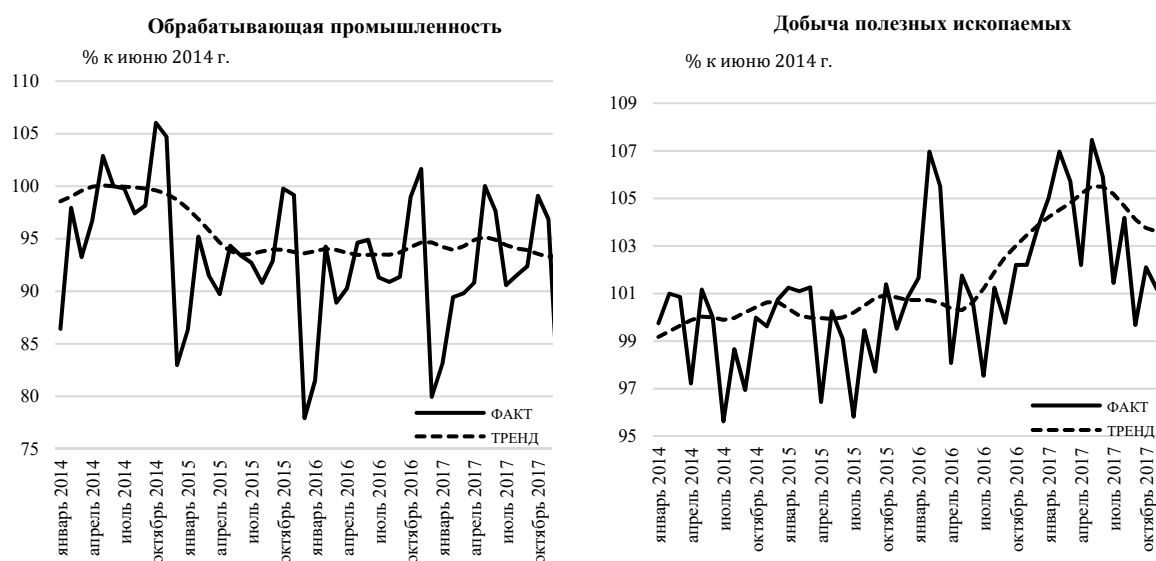


Рис. 22. Динамика индексов производства отдельных секторов промышленности в 2014–2017 гг., фактические данные и трендовая компонента

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Обрабатывающая промышленность в этот период стагнировала с незначительными колебаниями вокруг некоторого равновесного значения выпуска, обусловленного изменением конъюнктуры в отдельных ее сегментах. Рост объемов выпуска наблюдался в металлургическом производстве и объяснялся благоприятной внешней и внутренней конъюнктурой, включая рост мирового рынка стали, высокий уровень спроса на внутреннем рынке, который обеспечивали строительная отрасль (в частности, крупные стройки, такие как мост через Керченский пролив, газопровод «Сила Сибири» и т.п.) и производство машин и оборудования, где увеличение объемов выпуска было связано с разовыми мерами поддержки со стороны государства. Уверенный рост в сентябре 2017 г. продолжали демонстрировать химическое производство (+127% к июлю 2014 г. и +108% к декабрю 2016 г.)

и производство резиновых и пластмассовых изделий (+106% и +104% соответственно) [13].

В целом для большинства отраслей данный период не принес существенных сдвигов в сторону положительных темпов роста. Увеличение выпуска было лишь в некоторых из них вследствие конъюнктурных изменений, также было отмечено снижение объемов инвестиций в обрабатывающую промышленность, за исключением секторов, ориентированных на потребительский спрос и инфраструктурные проекты.

IV квартал 2017 г.: неопределенность перспектив роста

По результатам анализа динамики трендовых составляющих индекс промышленного производства (а также суммарный объем производства в обрабатывающих отраслях и в добыче полезных ископаемых) в IV квартале 2017 г. показывает близкие к нулю темпы роста. Из *табл. 4* видно, что индекс объема производства в добыче полезных ископаемых составил 99,7% в декабре 2017 г. по отношению к декабрю 2016 г. Скорее всего, такая динамика была в основном связана с наращиванием добычи нефти в конце 2016 г. перед вступлением с 1 января 2017 г. в силу соглашения с ОПЕК. В целом за год добыча нефти упала на 0,3%, добыча природного газа выросла на 8,7%, угля – на 6,4%, что было основной компонентой роста всей добывающей отрасли в 2,0% в 2017 г. [14].

Таблица 4

Изменение индекса выпуска по отраслям экономики, %

	Доля в индексе промышленного про- изводства	Декабрь 2017 г. к июлю 2014 г.	Декабрь 2017 г. к декабрю 2016 г.	Изменения в октябре–де- кабре 2017 г.
1	2	3	4	5
Индекс промышленного производства		96,85	98,79	стагнация
Добыча полезных ископаемых	34,54	103,67	99,70	стагнация
Обрабатывающие производства	54,91	93,42	98,66	стагнация
В том числе:				
Производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака	16,34	110,77	104,88	медленный рост
Текстильное и швейное производство	1,14	110,20	120,17	рост
Производство кожи, изделий из кожи и производство обуви	0,27	96,10	103,50	рост
Обработка древесины и производство изделий из дерева	2,02	104,88	102,64	рост

Окончание таблицы 4

1	2	3	4	5
Целлюлозно-бумажное производство	3,35	70,42	79,96	спад
Производство кокса, нефтепродуктов	17,25	98,44	100,81	стагнация
Химическое производство	7,56	133,05	108,23	рост
Производство резиновых и пластмассовых изделий	2,14	108,18	106,17	рост
Производство прочих неметаллических минеральных продуктов	4,02	89,55	105,30	рост
Металлургическое производство и производство готовых металлических изделий	17,42	101,51	108,20	стагнация
Производство машин и оборудования	6,97	95,86	103,63	рост
Производство электрооборудования, электрон. и оптического оборудования	6,27	82,48	91,35	спад
Производство транспортных средств и оборудования	6,75	73,38	90,83	спад
Прочие производства	2,42	122,57	136,18	рост
Электроэнергия, газ и вода	13,51	99,68	99,30	стагнация

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Крупные составляющие обрабатывающей промышленности в IV квартале стагнируют: производство кокса и нефтепродуктов – по той же причине, что и нефтедобыча; металлургия – из-за снижения выпуска никеля и свинца, которое связано с закрытием в 2017 г. двух крупных предприятий. Существенный рост показывают отрасли, нацеленные на производство товаров конечного спроса: производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака; текстильное и швейное производство; производство кожи, изделий из кожи и производство обуви. Если первая из этих отраслей растет за счет большого количества переходящих запасов сельхозпродукции в результате рекордных сборов урожая 2016 г. и импортозамещения, то остальные – за счет реализации программ льготного лизинга по технологическому перевооружению предприятий легкой промышленности и ориентации части предложения на экспорт. По словам главы Минпромторга России [15], ведущие предприятия текстильной и кожевенной отраслей развиваются в сторону производства инновационной продукции для строительства домов и автодорог, для нужд сельского хозяйства и автопрома, медицинской и мебельной промышленности, что позволяет наращивать экспортный потенциал (рост объемов экспорта составил около 10% за 10 месяцев 2017 г.).

Несмотря на рост экспорта из России продукции иностранных автоконцернов на фоне слабого внутреннего спроса, трендовая составляющая отрасли производства транспортных средств и оборудования показывает спад. Скорее всего, это связано с тем, что на экспорт идут комплектующие: детали штамповки, элементы тормозной и ходовой части, осветительные приборы. Эта продукция имеет относительно небольшой удельный вес в общем объеме производства сектора транспортных средств и оборудования по сравнению с другими составляющими – например, производство прочих транспортных средств: строительство кораблей, судов, летательных аппаратов и т.п. (выпуск данной группы товаров, согласно данным Росстата, в последние два месяца 2017 г. существенно снижался по сравнению с 2016 г.: в ноябре – 83,7%, в декабре – 85,5% к соответствующему месяцу предшествующего года).

Согласно проведенному анализу трендовых составляющих индексов производства, ряд отраслей обрабатывающей промышленности показал рост за последние три месяца 2017 г., но из-за их небольшой доли в общем объеме производства в целом обработка демонстрировала околонулевые темпы роста. Об эффективности государственных мер 2017 г. по поддержанию темпов роста экономики говорить еще рано.

I квартал 2018 г.: сохраняющаяся неопределенность перспектив роста

Согласно статистике Росстата, индекс промышленного производства в I квартале 2018 г. вырос (без сезонной и календарной очистки) на 1,9% по сравнению с аналогичным периодом. Рост обрабатывающей промышленности составил 2,2%, добывающей – 1%.

Результаты анализа динамики выпуска отраслей российской промышленности, выполненного Институтом Гайдара за аналогичный период, показали (*рис. 23*),

что после проведения декомпозиции рядов и выделения их трендовой составляющей¹ можно говорить о медленном росте в добывающей промышленности (рис. 24), обрабатывающая промышленность продолжает демонстрировать близкие к нулевым темпы роста, как и в конце 2017 г. (см. [16]).

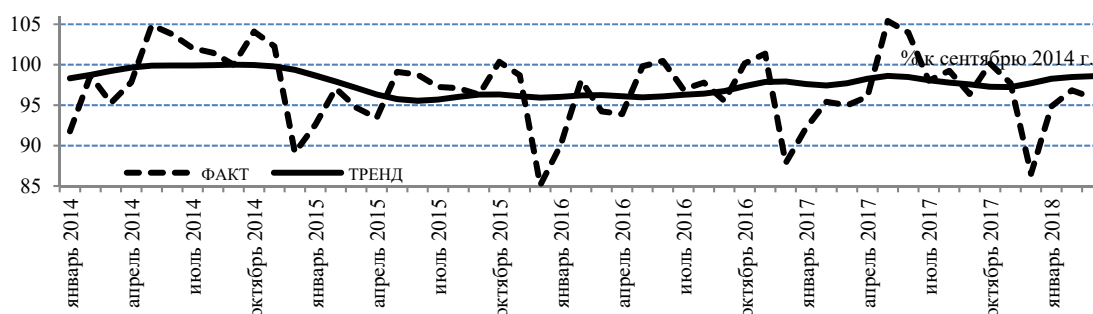


Рис. 23. Динамика индекса промышленного производства в 2014–2018 гг.

Источник: Росстат, расчеты авторов.

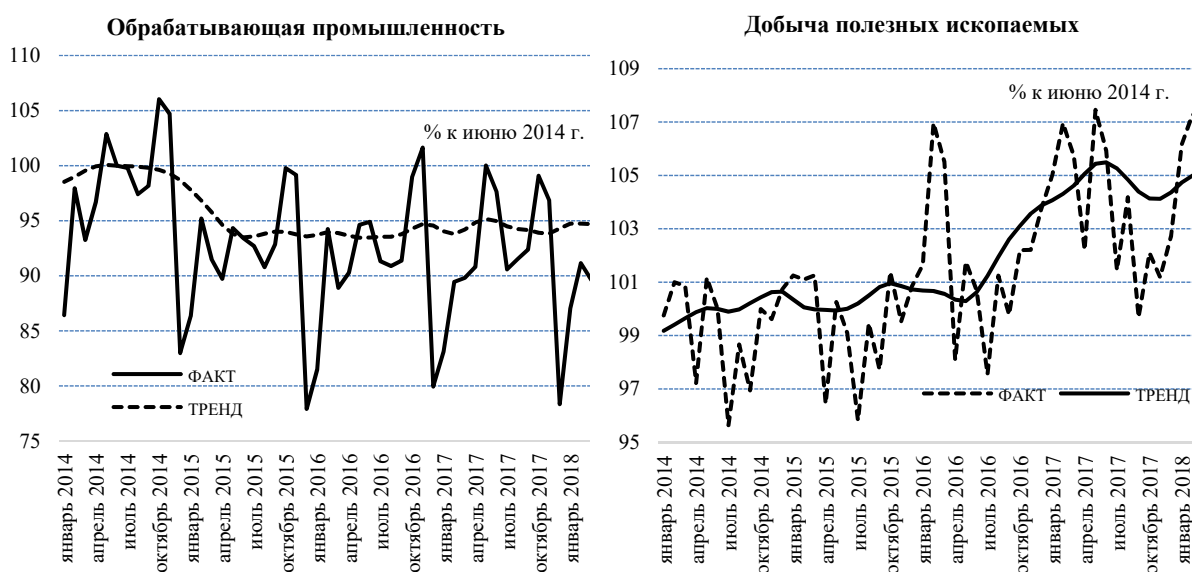


Рис. 24. Динамика индекса производства по секторам в 2014–2018 гг., фактические данные и трендовая компонента

Источник: Росстат, расчеты авторов.

¹ Выделение трендовой составляющей было осуществлено при помощи пакета Demetra с использованием процедуры X12-ARIMA.

Добыча природного газа росла за счет увеличения экспортных поставок в Европу, в которой сократился объем собственной добычи газа [17], а также за счет выхода на рабочую мощность проекта «Ямал СПГ», большая часть поставок с которого будет приходиться на Азиатско-Тихоокеанский регион.

Наращивание добычи угля связано с продолжением благоприятного тренда на мировом рынке, начавшегося летом 2017 г., когда цены на уголь впервые за 5 лет перестали падать и пошли вверх. Прежде всего это произошло из-за закрытия старых нерентабельных шахт в 2016 г. в Китае и остановки на несколько месяцев работы шахт в Австралии из-за циклона «Дебби». На рынке создались серьезные перебои с поставками угля, которые в том числе удалось покрыть поставками из России. Готовность нарастить поставки, по всей видимости, обусловлена относительно неплохим состоянием отечественных компаний в отрасли: после падения курса рубля в 2014 г. с соответствующим сокращением доли рублевых издержек в конечной цене продукции на мировом рынке, наблюдался рост собственных инвестиций в производство.

В отличие от добывающего сектора, в большинстве секторов обрабатывающей промышленности наблюдается спад (табл. 5). Отрицательный вклад в динамику агрегированного индекса выпуска в обрабатывающей промышленности по-прежнему вносят производство транспортных средств и оборудования (хотя темпы снижения выпуска в январе – марте 2018 г. были не так высоки, как в конце 2017 г., когда спад, по-видимому, был обусловлен снижением выпуска оборонных предприятий), производство машин и оборудования, электрооборудования и др.

Таблица 5

Изменение индекса выпуска по отраслям экономики, %

1	Доля в индексе промышленного производства	Март 2018 г. к июлю 2014 г.	Март 2018 г. к декабрю 2017 г.	Изменения в январе–марте 2018 г.
1	2	3	4	5
Индекс промышленного производства		98,67	100,88	медленный рост
Добыча полезных ископаемых	34,54	105,25	100,75	медленный рост

1	2	3	4	5
Обрабатывающие производства	54,91	94,73	100,41	стагнация
В том числе:				
Производство пищевых продуктов, включая напитки, и табака	16,34	110,64	100,32	стагнация
Текстильное и швейное производство	1,14	114,62	102,55	рост
Производство кожи, изделий из кожи и производство обуви	0,27	94,22	97,50	спад
Обработка древесины и производство изделий из дерева	2,02	100,59	97,55	спад
Целлюлозно-бумажное производство	3,35	65,39	93,67	спад
Производство кокса, нефтепродуктов	17,25	98,26	100,01	стагнация
Химическое производство	7,56	141,18	103,99	рост
Производство резиновых и пластмассовых изделий	2,14	106,55	98,94	медленный спад
Производство прочих неметаллических минеральных продуктов	4,02	89,97	100,94	медленный рост
Металлургическое производство и производство готовых металлических изделий	17,42	105,58	102,66	рост
Производство машин и оборудования	6,97	92,06	98,75	медленный спад
Производство электрооборудования, электрон и оптического оборудования	6,27	81,75	98,38	спад
Производство транспортных средств и оборудования	6,75	71,57	97,62	спад
Прочие производства	2,42	106,02	98,03	спад
Электроэнергия, газ и вода	13,51	102,81	103,92	рост

Источник: Росстат, расчеты авторов.

Относительно устойчивая положительная динамика по-прежнему наблюдалась в текстильной промышленности, химии и металлургии. Что касается последней, то, несмотря на действующие антидемпинговые пошлины на ввоз стали со стороны Индонезии, Турции, Мексики, динамика трендовой составляющей отрасли смогла показать рост за счет спроса на внешних рынках (согласно данным ФТС, стоимостной объем экспорта металлов и изделий из них за январь–февраль 2018 г. вырос на 45%, а физический – на 13% по сравнению с аналогичным периодом предшествующего года). При этом можно говорить о наличии рисков снижения объемов экспорта в будущем, связанных прежде всего со вступлением в силу пошлин на ввоз стали и алюминия в США в марте 2018 г., а также пошлин на ввоз стали в Египет.

Таким образом, результаты анализа динамики трендовых составляющих выпуска отраслей российской промышленности показали, что в I квартале 2018 г. заметный рост наблюдался в добыче полезных ископаемых, однако не за счет

нефтяного сектора, а за счет увеличения поставок газа, а также за счет наращивания объемов экспорта угля в страны АТР. Обрабатывающая промышленность при этом продолжала оставаться на уровне нулевых темпов роста.

Результаты анализа динамики трендовых составляющих отраслевых индексов промышленного производства в I квартале 2018 г. показали, что, хотя ощутимый спад конца 2017 г. в секторе производства транспортных средств и был, скорее, временным явлением, предпосылок для перехода к устойчивому росту в большинстве секторов по-прежнему нет. Увеличение трендовой составляющей выпуска в обрабатывающей промышленности составило 0,4% в марте 2018 г. по отношению к декабрю 2017 г. Показатель динамики выпуска отрасли «добыча полезных ископаемых» показал заметный рост, в основном за счет газового и угольного секторов.

3.2. Расчет компонент темпов роста ВВП по данным за 2000–2018 гг.

В соответствии с описанной выше методикой декомпозиции ВВП для периода с 2000 по 2018 г. были сформированы ряды совокупной факторной производительности в частном секторе и экономике РФ в целом (рис. 25).

При выделении трендовых значений темпов роста СФП использовалась процедура сглаживания динамических рядов фильтром Ходрика – Прескотта, характеризующаяся, во-первых, инерционностью и, во-вторых, чувствительностью к добавлению новых наблюдений к исходному временному ряду. Добавление новых наблюдений может вызывать ретроспективную переоценку результатов сглаживания динамического ряда, особенно вблизи последних по времени значений (так называемый эффект «виляния хвостом»¹). При этом наиболее существенная переоценка может происходить в окрестности точек локального максимума или локального минимума динамического ряда.

¹ См. работу В. Бессонова [33].

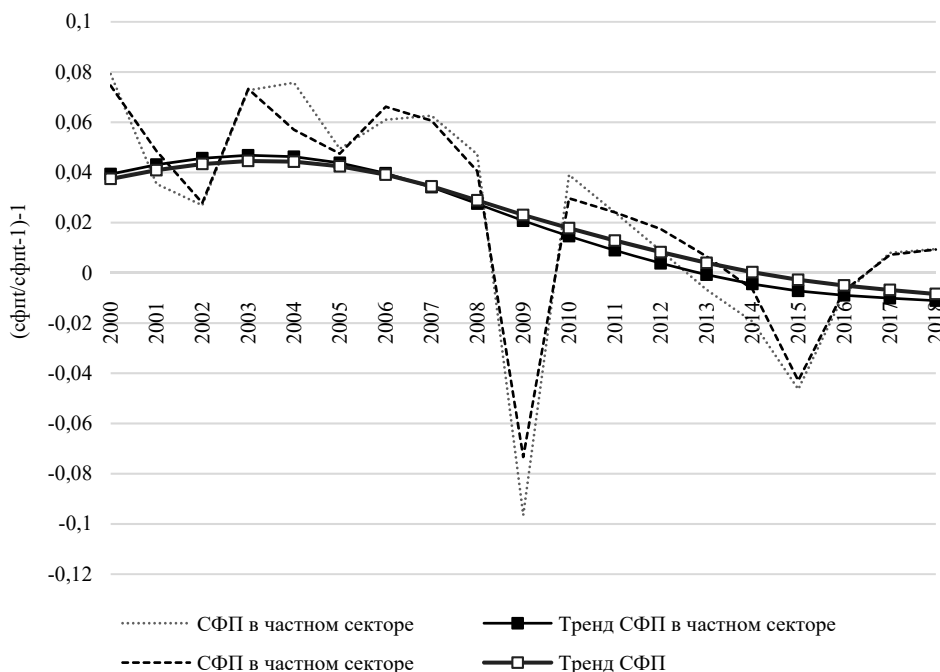


Рис. 25. Оценка темпов роста СФП частного сектора и российской экономики по фактическим данным в 2000–2018 гг.

Источник: расчеты авторов.

Согласно проведенным расчетам, локальный минимум несглаженного ряда темпов роста совокупной факторной производительности российской экономики находится приблизительно в окрестности 2015 г. (рис. 25). Следствием технических особенностей использования фильтра Ходрика – Прескотта в данном случае является высокая вероятность занижения уровня трендовых значений темпов роста СФП в окрестности 2015 г. при условии, что темпы роста СФП и после 2018 г. не будут существенным образом снижаться или продолжат расти¹.

Отметим, что искажение оценки уровня трендовых значений темпов роста СФП (или искажение оценки уровня значений сглаженного ряда остатков Солоу –

¹ Таким образом, полученные при данном подходе отрицательные значения тренда темпов роста СФП в период 2015–2018 гг. некорректно было бы объяснять действием исключительно фундаментальных (нетехнических) факторов, таких как, например, снижение агрегированного спроса в российской экономике и др.

по аналогичным причинам) способно приводить к искажению оценки уровня и темпов роста показателя структурного ВВП (см. уравнения (8) – (10)). По цепочке описанного выше алгоритма внесенное на данном этапе искажение распространится и на оценки внешнеторговой и конъюнктурной составляющих темпов роста выпуска. Иными словами, полученные оценки вклада различных компонент в темпы роста российской экономики существенным образом зависят от использованных данных, точнее – от выбранного периода оценки.

На *рис. 26* представлены оценки составляющих темпов роста российского ВВП при использовании фактических данных за 2000–2018 гг.

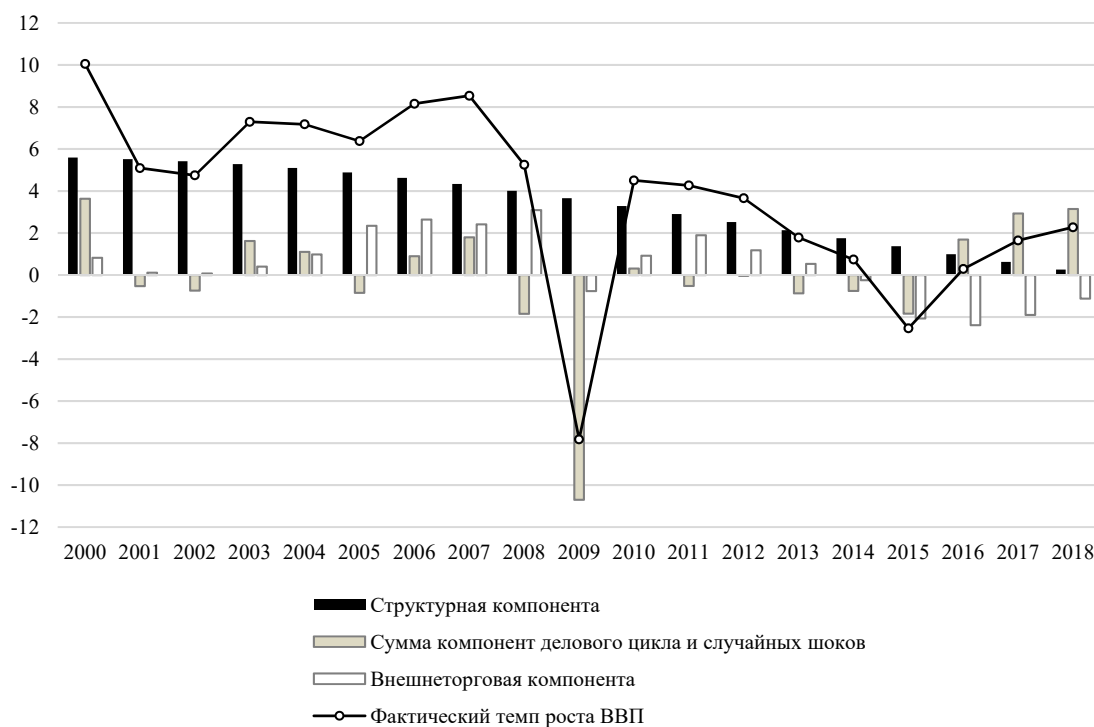


Рис. 26. Результаты декомпозиции темпов роста ВВП российской экономики по фактическим данным в 2000–2018 гг.

Источник: расчеты авторов.

В построенном варианте разложения темпов роста выпуска вероятно занижение оценки структурной компоненты темпов экономического роста в окрестности 2015–2018 гг.¹

Величина искажений в оценке тренда темпов роста СФП и структурной компоненты темпов роста ВВП в общем случае будет тем меньше, чем дальше отстоит наблюдение от конца сглаживаемого временного ряда. Другими словами, добавление новых наблюдений позволяет перенести возможные искажения, связанные с эффектом «вливания хвостом», ближе к концу продленного временного ряда и дает более корректные ретроспективные оценки тренда темпов роста СФП и величины отдельных компонент темпов роста ВВП.

Данная проблема получила отражение в публикациях ОЭСР: предложенным решением данной проблемы является публикация обновленных оценок величины разрыва выпуска после появления новых статистических данных, которые позволяют провести более аккуратный расчет (см. [18; 19; 20]).

Можно также проиллюстрировать проблему устойчивости результатов декомпозиции темпов роста ВВП следующим образом: оценки структурной, внешне-торговой и конъюнктурной компонент темпов экономического роста для периода 2010–2013 гг. были построены с использованием данных, известных по состоянию на конец 2013, 2014, 2015, 2016, 2017 и 2018 гг. (см. *рис. 27–32*).

¹ А также завышение оценки конъюнктурной компоненты: данный эффект обусловлен особенностями рассматриваемого алгоритма декомпозиции темпов роста ВВП.

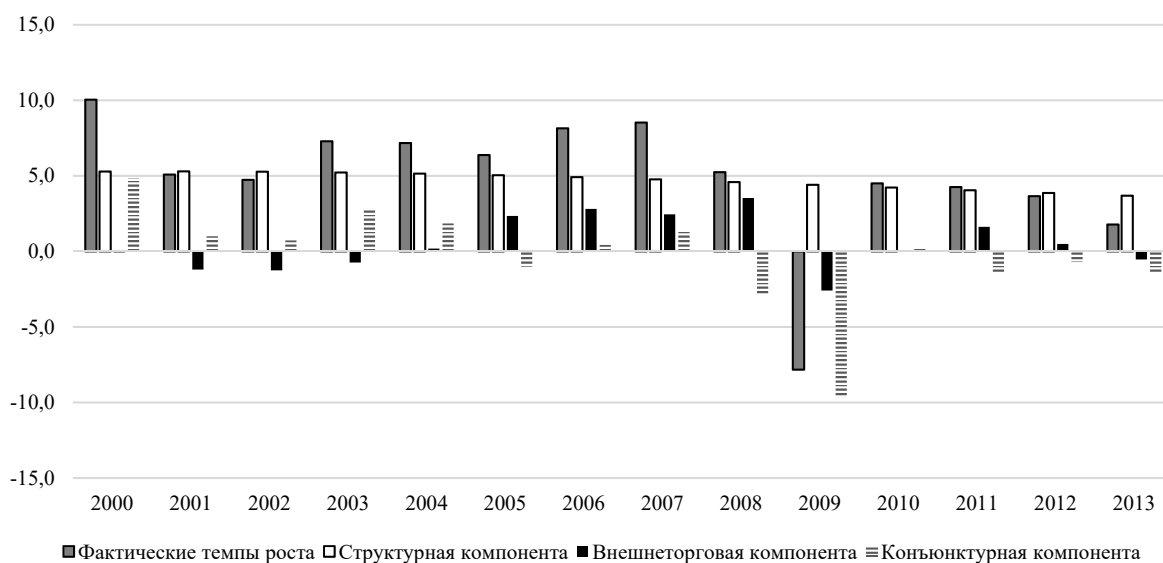


Рис. 27. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2013 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

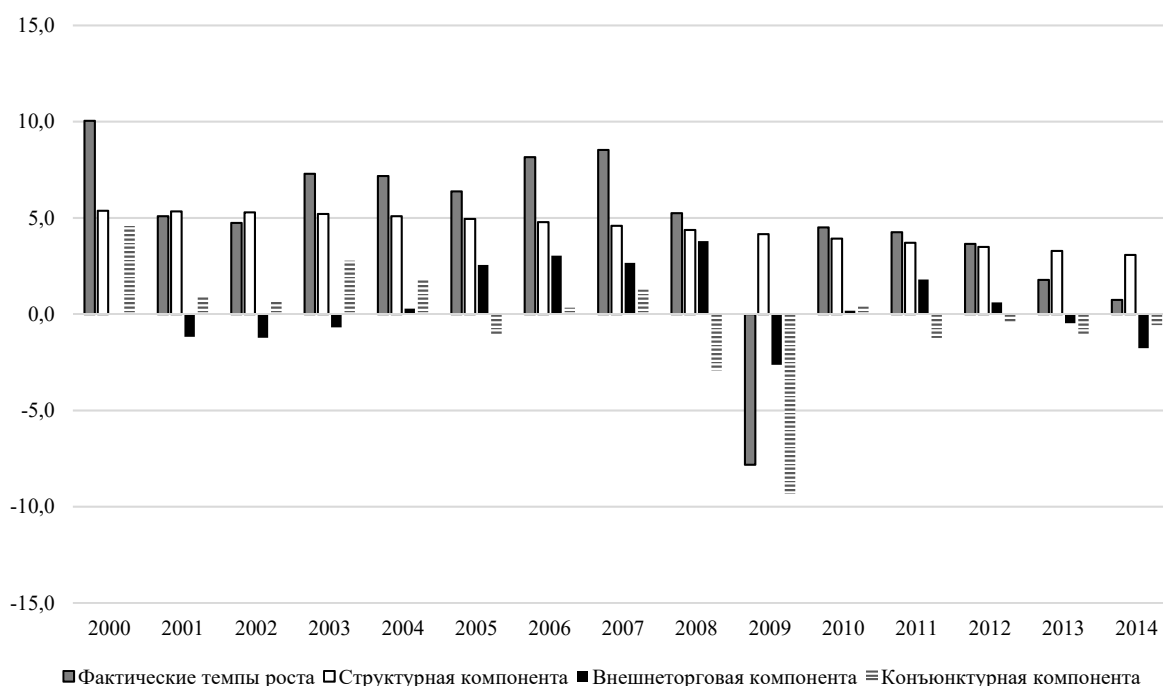


Рис. 28. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2014 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

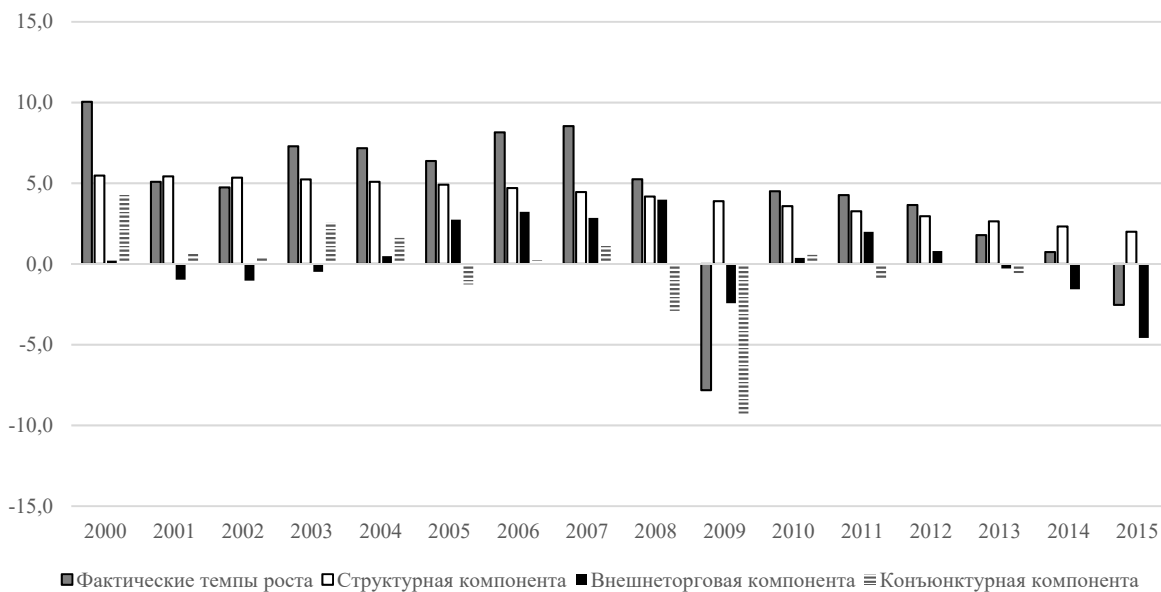


Рис. 29. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2015 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

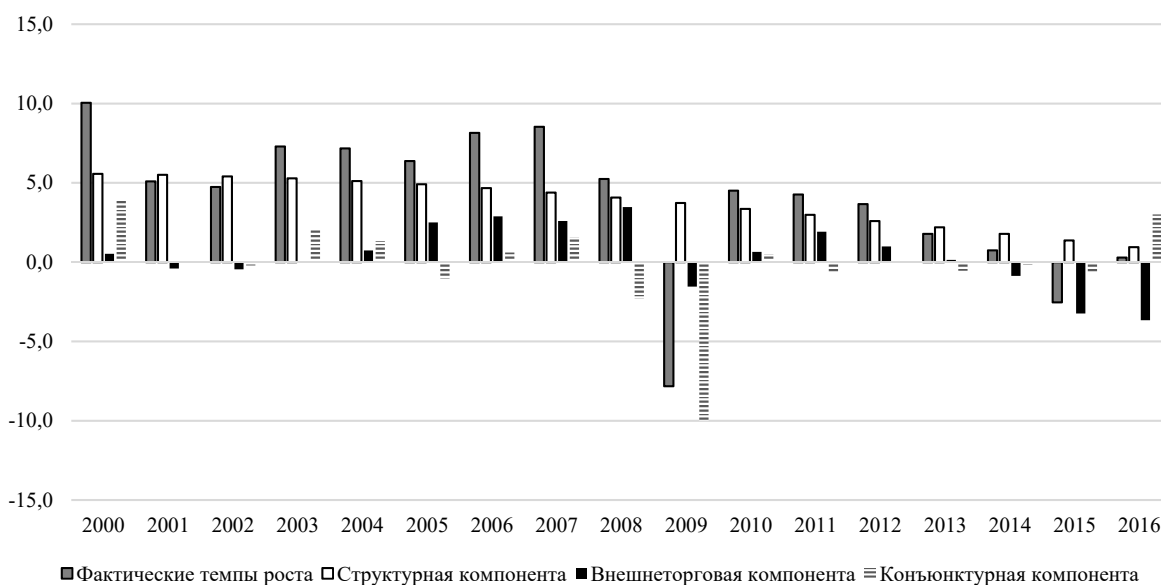


Рис. 30. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2016 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

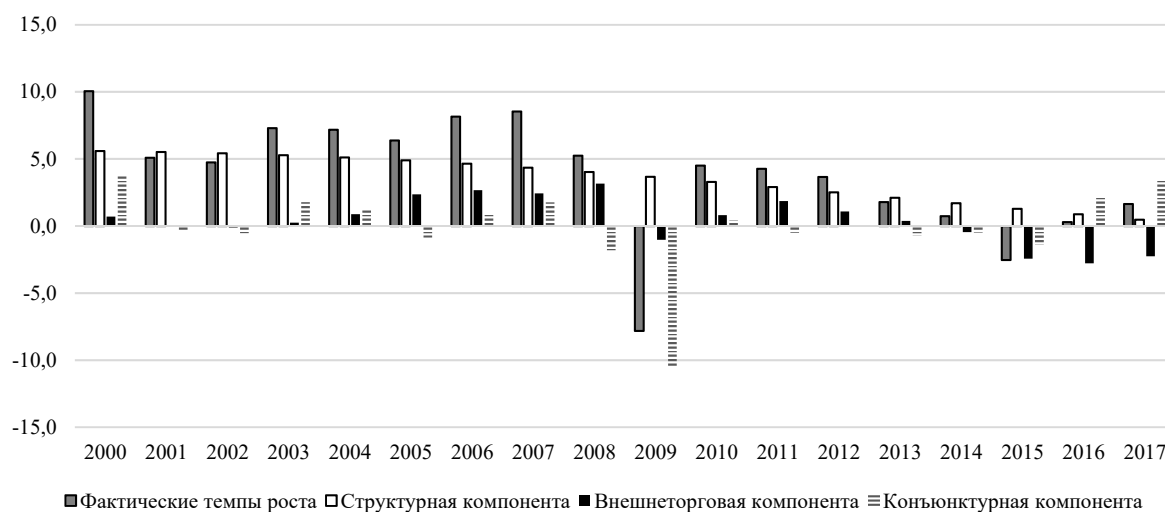


Рис. 31. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2017 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

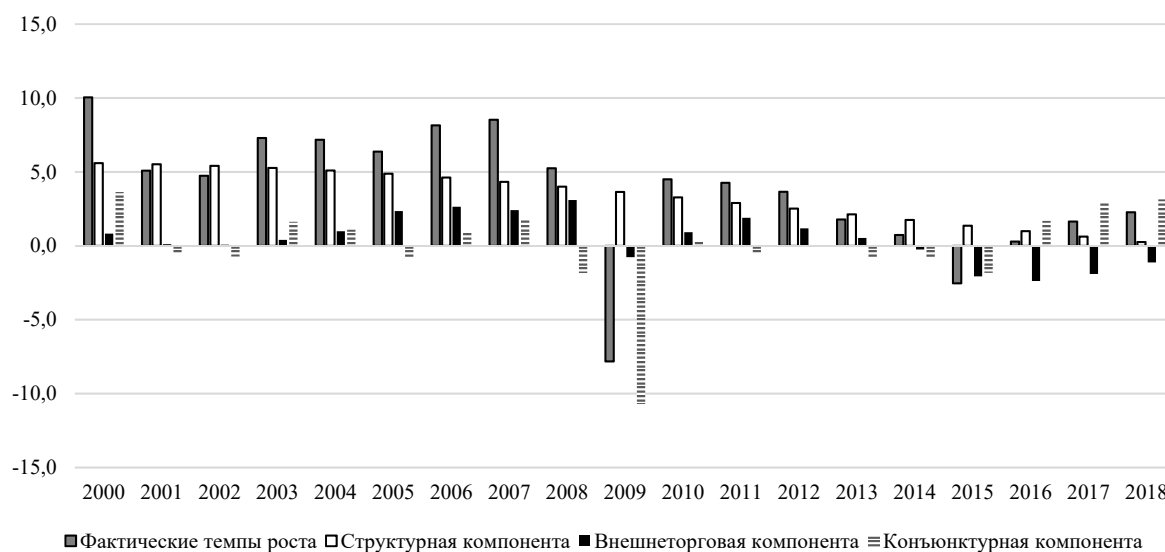


Рис. 32. Декомпозиция темпов роста ВВП по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2018 г., % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

Декомпозиция темпов роста ВВП, проведенная по фактическим данным, доступным по состоянию на конец 2013, 2014, 2015, 2016, 2017 и 2018 гг. соответственно, позволяет оценить устойчивость оценок различных компонент темпов

роста в произвольно выбранном периоде, отстоящем от конца временного ряда¹. В качестве примера был взят период 2010–2013 гг. (рис. 33–35).

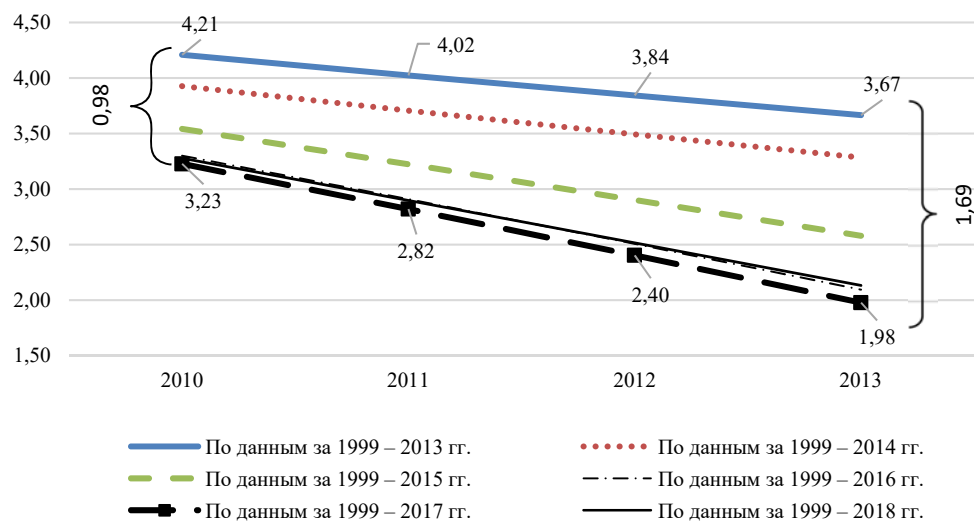


Рис. 33. Диапазон оценок структурной компоненты темпов роста ВВП в период 2010–2013 гг., %

Источник: расчеты авторов.

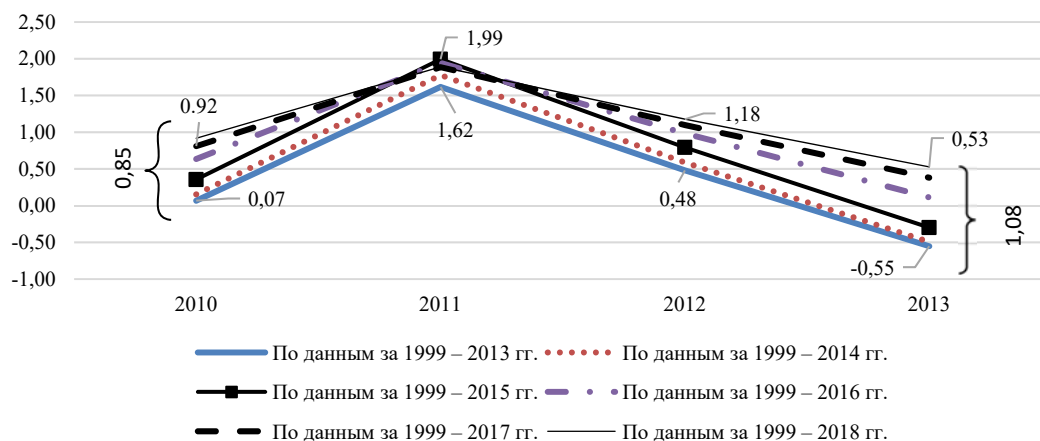


Рис. 34. Диапазон оценок внешнеторговой компоненты темпов роста ВВП в период 2010–2013 гг., %

Источник: расчеты авторов.

¹ Такой выбор временного интервала несколько смягчает проблему «виляния хвостом», характерную для сглаженных фильтром Ходрика – Прескотта временных рядов.

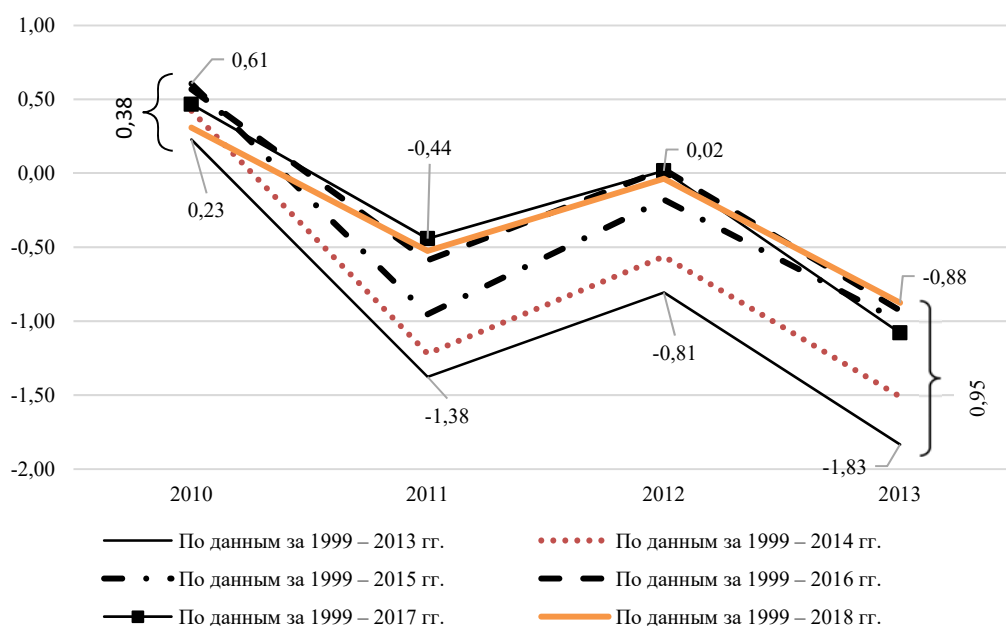


Рис. 35. Диапазон оценок конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП в период 2010–2013 гг., %

Источник: расчеты авторов.

Как можно видеть, добавление новых наблюдений (данных за 2014–2018 гг.) приводит к ретроспективной переоценке всех компонент темпов роста, при этом результаты декомпозиции остаются достаточно устойчивыми: масштабы переоценки темпов роста, как правило, не превышают 1–1,7 п.п. Оценки компонент экономического роста для более отдаленных по времени периодов (2010 г.), как правило, пересматриваются в существенно меньшей степени, чем оценки для более близких периодов (2013 г.). Наиболее чувствительной к добавлению новых наблюдений является оценка структурной компоненты, наименее чувствительной – оценка внешнеторговой компоненты темпов роста.

Если обобщить сказанное выше, то оценки вклада различных компонент в темпы роста ВВП ближе к концу временного ряда могут искажаться, особенно в периоды смены тренда любой из компонент темпов роста. В силу тождественной взаимосвязи между фактическими темпами роста ВВП и суммой структурной,

внешнеторговой и конъюнктурной компонент возникновение ошибки в оценке любой из них ведет к неправильным оценкам других.

Если российская экономика в будущем начнет расти быстрее при неизменной конъюнктурной составляющей, то часть этого роста будет объясняться ускорением совокупной факторной производительности, а точка локального минимума тренда СФП будет относиться к текущему периоду. Если же темпы роста будут низкими, то им будет соответствовать стагнация трендовых значений СФП и структурных темпов роста.

Одним из способов моделирования вклада различных компонент в темпы роста ВВП с учетом указанных аспектов является проведение декомпозиции с использованием гипотез о сценариях ожидаемой макроэкономической динамики. Параметры перспективных сценариев развития экономики могут быть взяты из официального прогноза Минэкономразвития Российской Федерации¹. Данный подход позволяет получить диапазон оценок для компонент темпов роста ВВП, соответствующих различным сценариям, что является более полезной формой представления и интерпретации результатов по сравнению с оценками на основе только ряда фактических данных. При этом по мере появления новой статистики полученные оценки будут уточняться, а диапазон их значений – сужаться.

¹ Сценарные условия прогноза социально-экономического развития на 2019–2024 годы. Министерство экономического развития России, 2019. URL: <http://economy.gov.ru/minrec/press/news/2019040903>

4. Использование сценариев социально-экономического развития Российской Федерации

Параметры базового и консервативного сценариев макроэкономической динамики на период 2019–2024 гг. приведены в *табл. 6*.

Таблица 6

Сценарии макроэкономической динамики на 2019–2024 гг.

Сценарий	Показатель	Год					
		2019	2020	2021	2022	2023	2024
	Темп роста ВВП, %	1,3	2,0	3,1	3,2	3,3	3,3
Базовый сценарий	Численность рабочей силы, млн чел.	76,2	76,3	76,4	76,4	76,6	76,8
	Уровень безработицы, %	4,7	4,7	4,6	4,6	4,6	4,5
	Индекс потребительских цен, на конец года	104,3	103,8	104	104	104	104
	Номинальная начисленная среднемесячная заработная плата работников организаций, руб.	46 111	48 789	52 085	55 636	59 386	63 437
	Индекс физического объема основных фондов*	102,6	103,0	103,3	103,5	103,7	103,8
	Цены на нефть марки Urals (мировые), долл./барр.	63,4	59,7	57,9	56,3	55,0	53,5
Консервативный сценарий	Темп роста ВВП, %	1,3	1,5	2,4	2,8	3,0	3,0
	Численность рабочей силы, млн чел.	76,2	76,3	76,4	76,4	76,6	76,8
	Уровень безработицы, %	4,7	4,7	4,7	4,7	4,6	4,6
	Индекс потребительских цен, на конец года	104,3	104,2	104,0	104,0	104,0	104,0
	Номинальная начисленная среднемесячная заработная плата работников организаций, руб.	46 111	48 677	51 736	55 082	58 698	62 555
	Индекс физического объема основных фондов*	102,6	102,8	102,9	103,0	103,1	103,2
	Цены на нефть марки Urals (мировые), долл./барр.	63,4	42,5	43,3	44,2	45,0	45,9

* Показатель рассчитан авторами на основе данных «Прогноза»¹.

Источник: Министерство экономического развития РФ.

Консервативный сценарий предполагает более низкие цены на нефть, более низкие темпы роста ВВП в совокупности с более высоким уровнем безработицы

¹ Сценарные условия прогноза социально-экономического развития на 2019–2024 годы. Министерство экономического развития России, 2019. URL: <http://economy.gov.ru/minrec/press/news/2019040903>

и инфляции. Сценарии динамики ВВП, согласно прогнозам Минэкономразвития РФ, представлены на *рис. 36*.

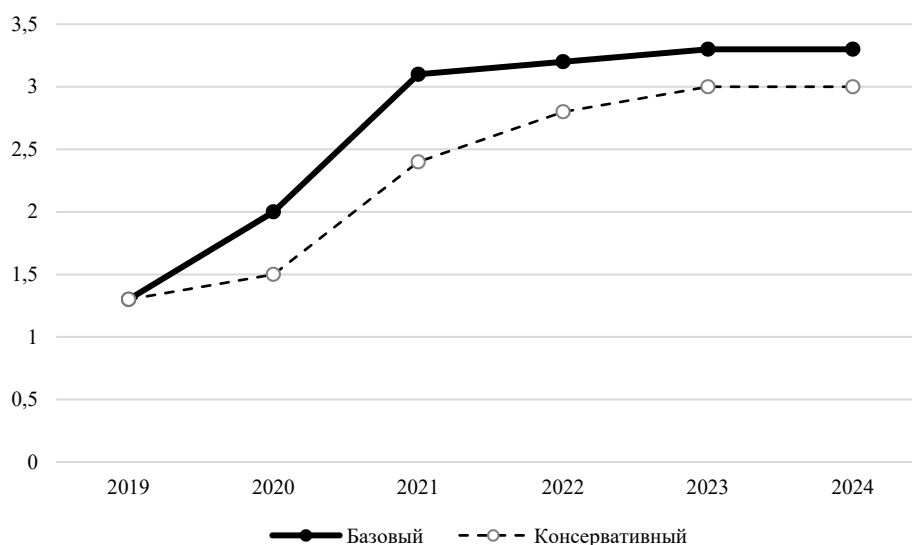


Рис. 36. Темпы роста ВВП в различных сценариях в 2019–2024 гг., % к предыдущему периоду

Источник: Министерство экономического развития России.

Далее для данных сценариев на 2019–2024 гг. будет проведена декомпозиция темпов роста ВВП РФ в период с 2007 по 2018 г. Разумеется, разложение темпов роста в 2007–2018 гг., построенное исходя из фактических значений экономической динамики в 2019–2024 гг., будет другим, если фактическая динамика будет отличаться от прогнозной.

5. Декомпозиция темпов роста ВВП РФ на период до 2024 г. и интерпретация ее результатов

5.1. Структурная компонента

Оценка структурных темпов роста в различных макроэкономических сценариях по итогам 2018 г. составляет 1,4–1,6 п.п. Замедление структурных темпов роста ВВП в 2007–2018 гг. (рис. 37) объясняется суммой эффектов, обусловленных динамикой фундаментальных факторов производства: совокупной факторной производительности, капитала, труда.

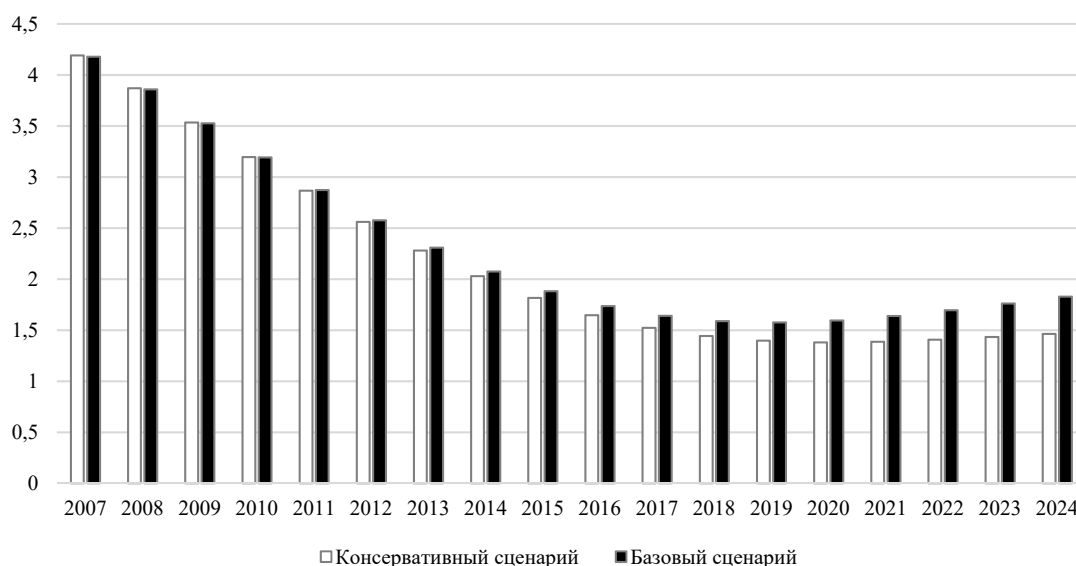


Рис. 37. Структурная компонента темпов роста ВВП в 2007–2024 гг. в различных макроэкономических сценариях, % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

Последовательное замедление *сглаженных* темпов роста СФП, наблюдавшееся с начала – середины 2000-х годов (рис. 38¹), обусловлено рядом факторов, в числе

¹ Отметим, что использование предлагаемой методики декомпозиции темпов роста ВВП привело к заметному уточнению оценок совокупной факторной производительности в российской экономике. На рис. 38 приводится сравнение оценок динамики СФП, полученных на основе предлагаемой методики, и оценок динамики СФП, полученных на основе методики ИЭП-2014 (см. работу С. Синельникова-Мурылева, С. Дробышевского, М. Казаковой [2]).

которых основными являются: во-первых, завершение посттрансформационного восстановительного роста конца 1990-х – середины 2000-х; во-вторых, ухудшение бизнес-климата: рост доли государства в экономике, усиление государственного вмешательства, отсутствие прогресса в сфере институциональных реформ¹.

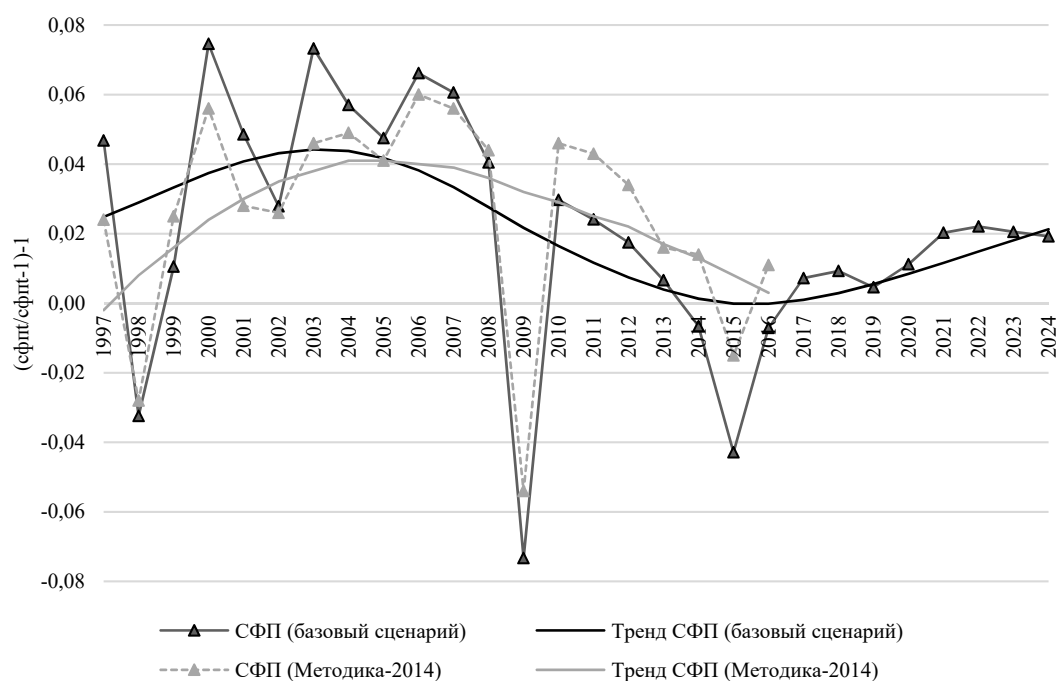


Рис. 38. Темпы роста СФП российской экономики при различных методиках декомпозиции

Источник: расчеты авторов.

Согласно обновленной методике расчетов, точка локального минимума *сглаженных* темпов роста СФП (тренда СФП) приходится на период 2014–2016 гг. Одним из дополнительных факторов замедления динамики СФП, начиная с 2014 г., является применение рядом крупных зарубежных партнеров РФ режима торговых и финансовых санкций: в 2014 г. в отношении российских компаний и

¹ Кроме того, прохождение экономикой негативной фазы делового цикла также способствует замедлению динамики СФП.

банков были введены секторальные (затрагивающие поставки машин и оборудования) и финансовые санкции. В том же году были приняты ответные меры в виде агропродовольственных контрсанкций¹.

Рост цены привлечения капитала вследствие кредитного rationирования и роста процентных ставок по кредитам для российских компаний, а также увеличения рублевых цен импортных товаров инвестиционного назначения² привело к сворачиванию инвестиционного процесса. Финансовые ограничения способствовали в том числе сокращению долгосрочных инвестиционных программ ряда российских компаний. Первая за период с 1999 г. продолжительная инвестиционная пауза, наблюдавшаяся в 2013–2016 гг.³, способствовала локальному замедлению процессов обновления основного капитала и также стала одним из факторов замедления темпов роста СФП. Данные явления оказали влияние и на замедление структурных темпов роста (долгосрочный эффект от снижения инвестиций).

По итогам 2017 г. рост инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах составил 4,48%, что обусловило вероятное завершение инвестиционной паузы. С некоторым лагом этому могла способствовать активизация правительством РФ программ импортозамещения в 2015 г., в том числе в сфере производства инвестиционных товаров⁴. Однако необходимо учитывать, что действующие ограничения на поставки машин и оборудования оказывают прямое негативное влияние на долгосрочную динамику технологического развития российской экономики.

¹ См. Указ Президента Российской Федерации от 06.08.2014 г. № 560 «О применении отдельных специальных экономических мер в целях обеспечения безопасности Российской Федерации» [36].

² Вследствие девальвации рубля в декабре 2014 г.

³ Феномен инвестиционной паузы рассматривается в работах: О. Буклемишева [34], Б. Замараева и др. [35].

⁴ См., например, Приказ Минпромторга России № 646 от 31 марта 2015 г. «Об утверждении отраслевого плана мероприятий по импортозамещению в отрасли химической промышленности Российской Федерации» [37], Приказ Минпромторга России № 663 от 31 марта 2015 г. «Об утверждении отраслевого плана мероприятий по импортозамещению в отрасли гражданского авиастроения Российской Федерации» [38] и др.

В условиях глобализации мировой экономики эффективность такого рода эмбарго ограничена в той мере, в какой выпадающие поставки ряда инвестиционных товаров могут компенсироваться производителями стран, не присоединившихся к политике установления санкций в отношении РФ. Но зачастую это невозможно в силу высокой концентрации глобального рынка некоторых видов инвестиционных товаров. Установление режима торговых ограничений в определенной мере способствует замедлению диффузии технологий, ограничивает движение российской экономики к уровню производственных возможностей глобальной технологической границы. Динамика трендовых значений СФП приведена на *рис. 39*.

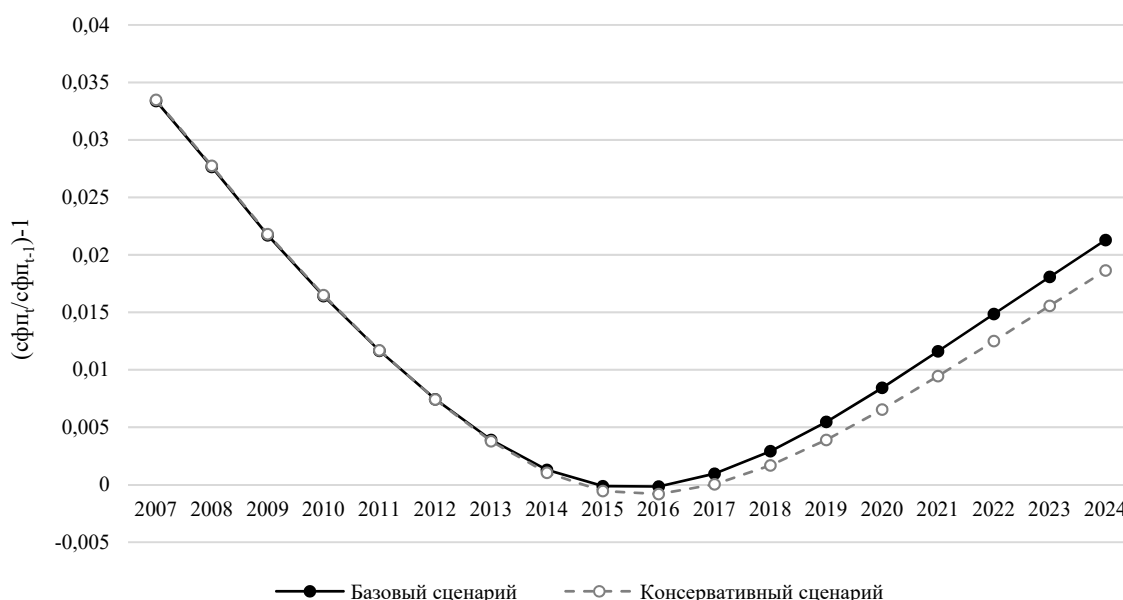


Рис. 39. Темпы роста тренда СФП российской экономики в различных макроэкономических сценариях

Источник: расчеты авторов.

В период инвестиционной паузы объемы выбытия основных фондов не превышали объемов ввода, однако снижение темпов роста запаса капитала в российской экономике стало дополнительной причиной замедления структурных темпов роста ВВП в последние годы (*рис. 40*).

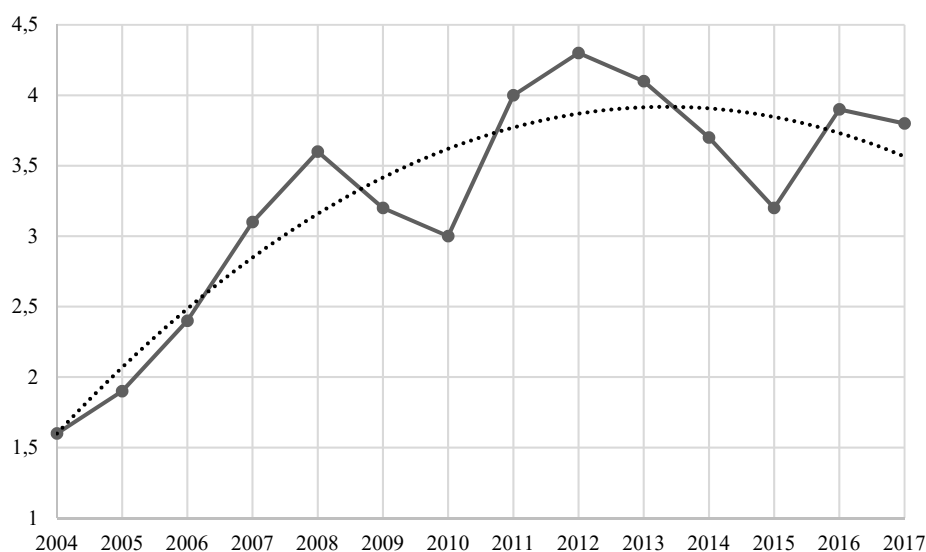


Рис. 40. Темпы роста объема основных фондов, % к предыдущему году
Источник: расчеты авторов по данным Росстата [22].

Существенным фактором, воздействующим на величину структурных темпов роста экономики, также является неблагоприятная демографическая ситуация. Согласно среднему варианту демографического прогноза Росстата на период 2019–2036 гг. численность населения в трудоспособном возрасте снизится на 3,1 млн чел.¹, а в период 2019–2024 гг. – на 2,6 млн чел. При этом, согласно прогнозу Росстата, данный показатель уже учитывает пополнение трудовых ресурсов за счет миграционного прироста населения, не связанного с временной занятостью (рис. 41).

Постепенное снижение численности населения в трудоспособном возрасте при определенных предпосылках можно рассматривать как стимул для бизнеса к обновлению капитала в целях сохранения достигнутого уровня или темпов роста

¹ Показатель рассчитывается на начало года. Показатели на начало 2036 г. и 2025 г. приблизительно соответствуют показателям на конец 2035 г. и 2024 г.

выпуска, к инвестированию в трудосберегающие технологии, включая автоматизацию и роботизацию¹. Данная гипотеза позволяет непротиворечивым образом в рамках одного макроэкономического сценария допустить снижение численности трудовых ресурсов, увеличение запаса капитала и рост совокупной факторной производительности. В то же время в отсутствие обновления капитала и роста СФП обеспечение прогнозируемых структурных темпов роста выпуска экономики потребует большего миграционного прироста населения. На сегодняшний день прогнозируемый Росстатом прирост в 2019–2024 гг. составляет порядка 200–200–245 тыс. чел. в год (рис. 42).

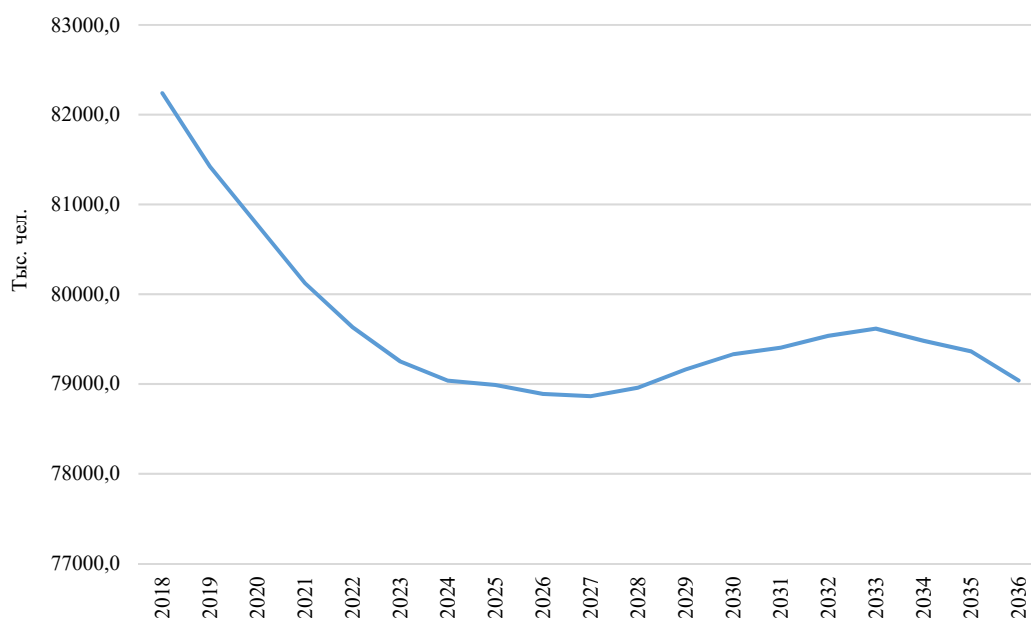


Рис. 41. Численность населения в трудоспособном возрасте на начало года, согласно среднему варианту демографического прогноза

Источник: Росстат [23].

¹ Среди прочего, это отвечало бы задачам развития цифровой экономики в России.

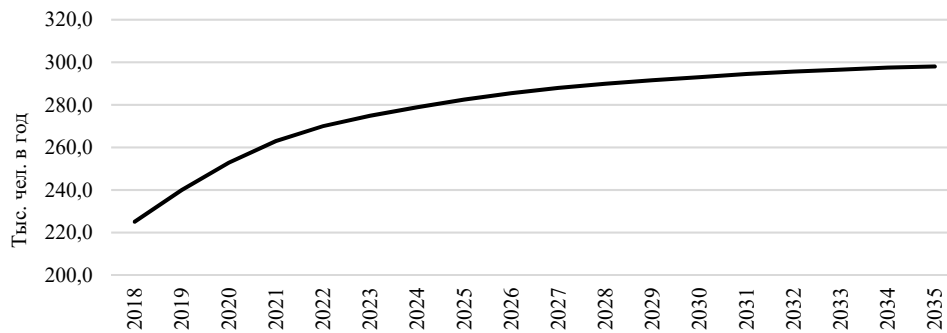


Рис. 42. Миграционный прирост населения в среднем варианте «Демографического прогноза Росстата» на период до 2035 г.

Источник: Росстат.

5.2. Внешнеторговая компонента

Динамика внешнеторговой компоненты определена исходя из прогноза цен на нефть марки Urals Минэкономразвития РФ (рис. 43–44).

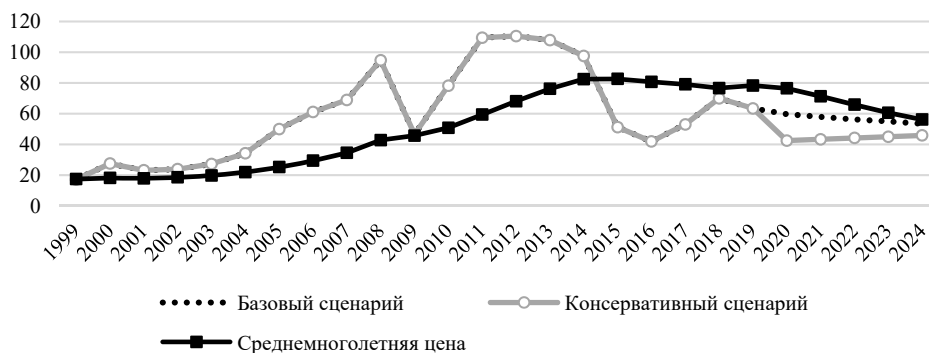


Рис. 43. Динамика цен на нефть марки Urals, фактические значения и прогноз на 2019–2024 гг.^{1,2}

Источник: расчеты авторов по данным Министерства экономического развития России³.

¹ Согласно предпосылкам Минэкономразвития РФ невысокие темпы роста мировой экономики будут ограничивать рост спроса на энергоносители. Кроме того, в ближайшей перспективе давление на рынок нефти будет оказывать рост добычи в странах, не участвующих в сделке ОПЕК (Ливия и Нигерия), а также рост производства сланцевой нефти в США.

² Среднеголетняя цена рассчитана для базового сценария. Среднеголетняя цена для консервативного сценария несущественно меньше в 2019–2024 гг.

³ Сценарные условия прогноза социально-экономического развития на 2019–2024 годы. Министерство экономического развития России, 2019. URL: <http://economy.gov.ru/minec/press/news/2019040903>

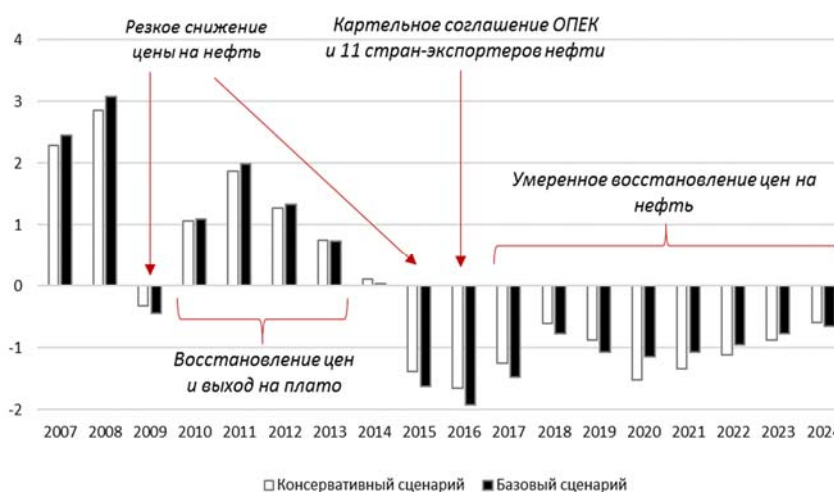


Рис. 44. Внешнеторговая компонента темпов роста ВВП в 2007–2024 гг. в различных макроэкономических сценариях¹, % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

2007–2014 гг.

В 2007–2014 гг. (за исключением 2009 г.) высокие цены на нефть определяют положительную внешнеторговую компоненту темпов роста ВВП. После короткого периода стабилизации на уровне около 100 долл./барр. в 2011–2014 гг., цены на нефть начинают стремительно снижаться.

2015–2024 гг.

Снижение в 2015 г. цен на нефть ниже уровня среднееголетних значений обусловило переход внешнеторговой компоненты в отрицательную область. Заключение картельного соглашения об ограничении нефтедобычи странами ОПЕК

¹ Средняя цена на нефть марки Urals за январь-июнь 2019 г. приблизительно соответствовала уровням, которые были заложены Министерством экономического развития России в различные макроэкономические сценарии на 2019 г., и составила порядка 65,63 долл./барр. Если среднегодовая цена на нефть Urals в 2019–2024 гг. останется на текущем уровне, то оценка вклада внешнеторговой компоненты в темпы экономического роста в базовом и консервативном макроэкономическом сценарии должна быть скорректирована в сторону увеличения, в свою очередь, оценка вклада конъюнктурной компоненты должна быть скорректирована на соответствующую величину в сторону уменьшения.

и 11 странами – экспортерами нефти, включая Россию, привело в 2016 г. к приостановке снижения цен [24]. В 2017 г. соглашение об ограничении добычи было продлено до конца 2018 г., что поддержало котировки нефти [25]. Кроме того, 8 мая 2018 г. США объявили о выходе из соглашения по иранской ядерной программе [26], что предполагает возобновление в 180-дневный срок действия санкций, предусматривающих в том числе ограничение поставок иранской нефти на мировой рынок [27]. По некоторым экспертным оценкам, выпадающий объем нефти может быть восполнен производителями других стран мира, включая Саудовскую Аравию и США [28], однако в краткосрочном периоде не исключено ускорение роста цен на энергосырьевые товары.

Согласно рассматриваемому прогнозу, цены на нефть продолжают оставаться на уровне ниже среднемноголетних в ближайшие годы, что будет соответствовать отрицательной величине внешнеторговой компоненты. В различных макроэкономических сценариях потери составят порядка 1 п.п. темпов роста ВВП в год.

5.3. Конъюнктурная компонента

Динамика конъюнктурной компоненты приведена на *рис. 45*.

2007 г.

В 2007 г. при высоких и растущих ценах на нефть и увеличении инвестиционных расходов наблюдался перегрев экономики Российской Федерации. Уровень фактической безработицы был ниже уровня структурной безработицы (см. *рис. 3*).

2008–2009 гг.

Развитие мирового финансово-экономического кризиса обусловило переход конъюнктурной компоненты темпов роста ВВП в отрицательную область. В конце 2008 г. наметился переход к спадающей фазе делового цикла. В 2009 г.

основу снижения конъюнктурных темпов роста составляет случайный шок, обусловленный наложением ряда негативных факторов, включая изменение ожиданий экономических агентов (пессимизм инвесторов стал одной из причин сокращения инвестиций на 13,5%), а также снижением спроса на основные товары российского экспорта в силу прохождения в 2009 г. нижней фазы мирового финансово-экономического кризиса, в которой больше всего сокращается спрос на товары инвестиционного назначения.

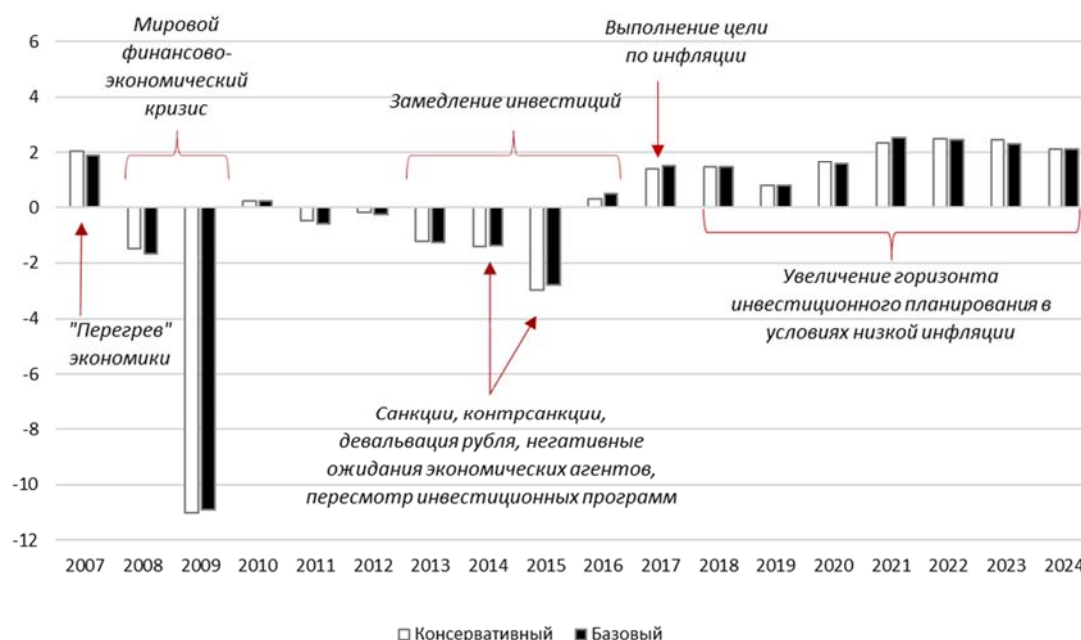


Рис. 45. Конъюнктурная компонента темпов роста ВВП РФ, % к предыдущему периоду

Источник: расчеты авторов.

2010–2012 гг.

Посткризисный период характеризовался переходом к восстановительному росту. Был также зафиксирован небольшой рост положительных ожиданий экономических агентов (например, в марте – октябре 2012 г. индекс предпринимательской уверенности в обрабатывающей промышленности впервые после кризиса

2008–2009 гг. вышел в область положительных значений¹). Тем не менее данные тенденции были неустойчивыми в силу постепенного перехода циклической компоненты темпов роста в область отрицательных значений.

2013–2015 гг.

В 2013–2015 гг. наблюдается углубление циклического спада, усиленное действием ряда случайных шоков. 2013 г. является началом периода инвестиционной паузы в экономике РФ.

В 2014 г. произошло несколько событий, имевших негативное влияние на ожидания экономических агентов². Развертывание политики санкций и контрсанкций привело к росту рисков ведения экономической деятельности в России как для внутренних, так и особенно для иностранных инвесторов. Кроме того, в конце 2014 г. произошло существенное ослабление как номинального, так и реального обменного курса рубля. В целях ограничения девальвационных и инфляционных рисков 16 декабря 2014 г. ЦБ РФ принимает решение о повышении ключевой ставки процента с 10,5 до 17%. Данная мера позволила остановить рост инфляционных ожиданий, однако повышение ключевой ставки привело к росту реальной ставки процента³ и к замедлению кредитования реального сектора. Действие случайных шоков, наблюдавшихся в IV квартале 2014 г., отразилось на формировании негативных ожиданий экономических агентов относительно перспектив развития российской экономики в ближайшие годы и проявилось в негативных значениях конъюнктурной компоненты темпов роста российского ВВП в 2015 г. Отчасти это снижение было обусловлено началом военной операции России в Сирии в сентябре 2015 г.⁴

¹ Источник: Росстат [41].

² Подробнее см. работу Идрисова и др. [40].

³ При расчете реальной процентной ставки по фактической инфляции.

⁴ См. Постановление СФ ФС РФ от 30.09.2015 № 355-СФ «Об использовании Вооруженных Сил Российской Федерации за пределами территории Российской Федерации» [39].

2016–2017 гг.

Несмотря на то что с I квартала 2015 г. ЦБ РФ проводит политику снижения ключевой ставки, в 2016 г. реальные ставки процента по кредитам, рассчитанные по фактической инфляции, остаются самыми высокими за период с 2007 г. При этом реальные ставки процента, рассчитанные по ожидаемой инфляции, в том же периоде являются достаточно низкими, однако в условиях высокого уровня неопределенности, в том числе по поводу становления в России института таргетирования инфляции, инвестиционный процесс продолжает замедление.

В 2017 г. ЦБ РФ впервые в истории современной России обеспечил выполнение целевого ориентира по инфляции, что способствовало формированию в России института таргетирования инфляции, представляющего собой новый элемент в системе макроэкономических институтов России. Фактическое снижение инфляции способствовало «заякориванию» инфляционных ожиданий и снижению уровня неопределенности, что компенсировало негативный эффект от высоких реальных процентных ставок. Инвестиции и экономика в целом реагировали на политику дезинфляции положительно. В частности, 2017 г. стал годом окончания инвестиционной паузы, кроме того, в 2016–2017 гг. отмечается переход компоненты делового цикла в положительную область.

2018–2024 гг.

Предполагается сохранение положительных тенденций в динамике циклической компоненты темпов роста ВВП. При этом сохраняется неопределенность экономической ситуации, обусловленная возможностью введения новых санкций в отношении российских экономических агентов, включая персональные санкции, визовые ограничения, затрагивающие интересы российских предпринимате-

лей [29]. Реализация различного рода рисков может негативно повлиять на конъюнктурную компоненту темпов роста ВВП аналогично тому, как это происходило в 2014–2015 гг.

* * *

Проведенная декомпозиция указывает на высокую вероятность стабилизации структурной компоненты темпов роста ВВП России в различных макроэкономических сценариях на уровне порядка 1,6–1,8 п.п. в год в период 2019–2024 гг. Существенный вклад в темпы экономического роста будет вносить компонента делового цикла, величина которой составит порядка 2 п.п. Таким образом, в базовом и консервативном сценариях прогноза Минэкономразвития России положительные темпы экономического роста на период до 2024 г. будут обеспечиваться суммарным вкладом структурной и конъюнктурной компоненты. В условиях сохранения относительно неблагоприятной внешнеторговой конъюнктуры, вносящей отрицательный вклад в темпы роста (величиной порядка минус 1 п.п. в год), и ненулевой вероятности введения новых санкций, которые могут оказать негативное влияние на условия ведения бизнеса в России, возможен переход от слабого роста к стагнации или рецессии.

6. Выводы и рекомендации по ведению экономической политики

В конце 1990-х – начале 2000-х годов структурные темпы роста российской экономики составляли порядка 5–5,5 п.п., что было обусловлено восстановительным посттрансформационным ростом. Отсутствие значимых институциональных реформ обусловило постепенное замедление структурных темпов роста к 2018 г. до 1,4–1,6 п.п.

Одним из факторов откладывания серьезных институциональных реформ стал устойчиво сохранявшийся на протяжении 2000–2014 гг. (за исключением периода 2009 г.) положительный вклад внешнеторговой конъюнктуры, который в различные годы составлял до 2–3 п.п. темпов роста ВВП в год. Медленное развитие институтов, снижение долгосрочных темпов роста экономики – основные эффекты проявления «ресурсного проклятия» (см. работы Аути [30], Хампфриса, Сакса и Стиглица [31], Гуриева и Сони́на [32]). В 2015–2017 гг. впервые за достаточно продолжительный период внешнеторговая компонента темпов экономического роста вследствие падения мировых цен на энергоносители становится отрицательной и достигает порядка минус 1,5–2 п.п. в год.

Конъюнктурная компонента темпов экономического роста России на протяжении рассматриваемого периода являлась достаточно волатильной, что обусловлено проявлением различных по своей природе случайных шоков и в отдельные периоды их наложением (как, например, в 2008–2009 гг. или в 2014 г.). В целом в развивающихся экономиках деловой цикл обладает свойствами стохастического процесса, что затрудняет его идентификацию и периодизацию. Тем не менее анализ результатов декомпозиции темпов роста ВВП позволяет предложить следующую периодизацию фаз делового цикла, относящихся к рассматриваемому периоду:

- 2008 г. – прохождение пика делового цикла;

- 2008–2015 гг. – фаза спада;
- 2015 г. – достижение «дна» делового цикла;
- 2015 г. – настоящее время – начало фазы оживления.

В отсутствие случайных шоков 2014 г. достижение «дна» делового цикла могло относиться к 2013 г., а инвестиционная пауза могла продлиться всего 1–2 года. Таким образом, переход циклической компоненты в положительную область, вероятно, состоялся бы в 2015 г. В действительности сумма компонент делового цикла и случайных шоков начала выходить в положительную область только по итогам 2016 г., составив, по различным оценкам, 0,3–0,5 п.п.

Таким образом, фактический темп роста экономики на уровне 2,3% в 2018 г. был обусловлен отрицательным влиянием конъюнктуры мировых цен на основные товары российского экспорта, с одной стороны, и положительным влиянием структурной и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП – с другой. В различных сценариях макроэкономической динамики величина вклада структурной и конъюнктурной компонент в наблюдаемые темпы роста в 2018 г. является сопоставимой по величине (порядка 1,4–1,6 п.п.). Оживление конъюнктурной компоненты в совокупности с признаками завершения инвестиционной паузы может свидетельствовать о начале нового цикла экономического роста в российской экономике, который может оказаться тем не менее неустойчивым в силу воздействия случайных шоков, в том числе при введении новых санкций.

Проведенная декомпозиция указывает на вероятность стабилизации структурных темпов роста ВВП в 2019–2024 гг. на уровне 1,6–1,8 п.п. в год в рамках рассматриваемых макроэкономических сценариев. Повышение структурной компоненты темпов роста является одним из условий выхода российской экономики на темпы роста выше среднемировых. Если предусмотреть ухудшение макроэкономических условий по сравнению с консервативным сценарием, предполагая, что темпы роста в 2019–2024 гг. будут находиться на уровне 1,4 п.п. в год (среднее

значение темпов роста в 2016–2018 гг.), то данному сценарию будет соответствовать дополнительное снижение уровня структурной и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП (до 0,8 п.п. и 1,3 п.п. к 2024 г. соответственно), величина внешнеторговой компоненты при этом существенным образом не изменится (рис. 46).

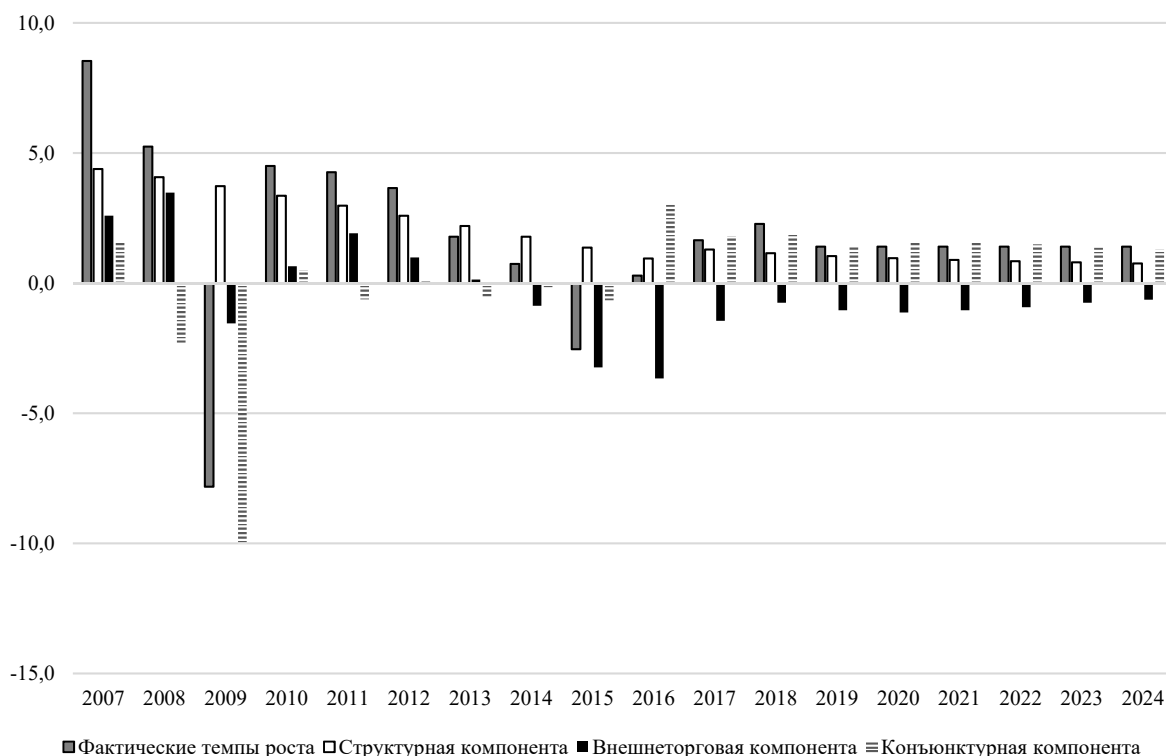


Рис. 46. Декомпозиция темпов роста ВВП в 2007–2024 гг.,
% к предыдущему периоду: стресс-тест

Источник: расчеты авторов.

В целях повышения структурных темпов роста российской экономики возможна реализация нескольких подходов к проведению экономической политики, используемых как по отдельности, так и в сочетании друг с другом.

Первый подход предполагает инвестирование в обновление основного капитала и позволяет в том числе повысить совокупную факторную производитель-

ность экономики: в определенной степени обновление основного капитала и повышение СФП взаимосвязаны, поскольку ввод в эксплуатацию современных основных фондов предполагает также освоение новых производственных технологий. Данный подход чувствителен к стабильности макроэкономических условий, качеству институциональной среды и состоянию делового климата.

Второй подход предполагает расширение объема трудовых ресурсов за счет активизации миграционной политики и проведения пенсионной реформы, подразумевающей повышение пенсионного возраста и стимулирование позднего выхода на пенсию. Данный подход может реализовываться при более низком качестве системных (макроэкономических и институциональных) условий.

В рамках каждого из подходов (или их сочетания) в целях повышения СФП целесообразно проведение политики развития человеческого капитала, модернизации систем основного и дополнительного образования. При этом необходимо учитывать, что существенное ухудшение демографической ситуации, прогнозируемое на ближайшие годы, является естественным ограничением для проведения в России политики экстенсивного трудоемкого роста.

Заключение

Целью работы является оценка величины структурной, внешнеторговой и конъюнктурной компонент темпов роста ВВП с учетом различных сценариев макроэкономической динамики в России на период до 2024 г.

По итогам выполненного исследования были получены следующие результаты:

- 1) проведен анализ структуры выпуска российской экономики;
- 2) предложено развитие методики декомпозиции темпов роста российской экономики;
- 3) проведена декомпозиция темпов роста ВВП России на основе фактических данных за период 2000–2018 гг.;
- 4) проведено исследование чувствительности оценок структурной, внешнеторговой и конъюнктурной компонент темпов роста к добавлению новых наблюдений;
- 5) охарактеризованы сценарии социально-экономического развития РФ на период до 2024 г.;
- 6) проведена декомпозиция темпов роста ВВП России на основе фактических и прогнозных данных на период до 2024 г.;
- 7) сформулированы рекомендации по ведению экономической политики, характеризующие целесообразность проведения структурных реформ в условиях ожидаемой стагнации структурных темпов роста, прогнозируемой неблагоприятной конъюнктуры мировых цен на основные товары российского экспорта и сохранения режима санкций в отношении российских представителей реального и финансового секторов.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. *Giorno C., Richardson P., Roseveare D., van den Noord P.* Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. OECD Economics Department Working Papers. No. 152. Paris: OECD Publishing, 1995.
2. *Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М.* Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С.7–37.
3. *Romer D.* Advanced Macroeconomics. N.Y.: McGraw-Hill, 1996.
4. *Solow R.M.* A policy for full employment // Industrial Relations: A Journal of Economy and Society. 1962. No. 2(1). P 1–14.
5. *Razin A.* Aggregate Supply and Potential Output. NBER Working Paper No. 10294. February 2004.
6. *Blanchard O., Johnson D.R.* Macroeconomics. 6th Edition. Pearson. 2013. P.124.
7. Произведенный валовой внутренний продукт // Росстат. 2018. URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/vvp/vvp-god/tab10.htm
8. *Elmeskov J., MacFarlan M.* Unemployment persistence // OECD Economic Studies. No. 21. 1993. Winter.
9. *Elmeskov J.* High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes. OECD Economics Department Working Paper No. 132. 1993.
10. *Lendvai J., Salto M., Thum-Thysen A.* Structural unemployment vs. NAWRU: Implications for the assessment of the cyclical position and the fiscal stance. European Commission Economic Papers 552. 2015. June.
11. *Каукин А., Миллер Е.* Новая методика Росстата и динамика отраслевых индексов производства в начале 2017 г. // Экономическое развитие России. 2017. № 6. С. 29–34.
12. *Каукин А., Миллер Е.* Российская промышленность в середине 2017 г. // Экономическое развитие России. 2017. № 9. С. 29–32.

13. Каукин А., Миллер Е. Российская промышленность в III квартале 2017 г. // Экономическое развитие России. 2017. № 11. С. 37–40.

14. О промышленном производстве в 2017 г. Динамика производства по видам экономической деятельности // Росстат. 07.02.2018. URL: http://www.gks.ru/bgd/free/B04_03/IssWWW.exe/Stg/d03/7.htm

15. По итогам десяти месяцев 2017 года отрасль легкой промышленности демонстрирует устойчивый рост // Пресс-служба Минпромторга. 29.11.2017. URL: http://minpromtorg.gov.ru/press-centre/news/#!po_itogam_desyati_mesyacev_2017_goda_otrasl_legkoj_promyshlennosti_demonstriruet_ustoychivyy_rost

16. Каукин А., Миллер Е. Динамика промышленного производства в 2017 г. // Экономическое развитие России. Март 2018 г. № 3(25).

17. Злобин А. Топливо для санкций: экспорт «Газпрома» вырос почти на треть // Forbes. 2017. URL: <http://www.forbes.ru/biznes/358721-toplivo-dlya-sankciy-eksport-gazprom-vyros-v-marte-pochti-na-tret>

18. Turner D., Cavalleri M., Guillemette Y., Kopoin A., Ollivaud P., Rusticelli E. An investigation into improving the real-time reliability of OECD output gap estimates. OECD Economics Department Working Papers. No. 1294. Paris: OECD Publishing, 2016.

19. Grigoli F., Herman A., Swiston A., Di Bella G. Output gap uncertainty and real-time monetary policy. IMF Working Paper WP/15/14. 2015.

20. European Central Bank. The (un)reliability of output gap estimates in real time // Monthly Bulletin. February 2005. P. 43–45.

21. Сценарные условия прогноза социально-экономического развития на 2019–2024 годы. Министерство экономического развития России, 2019. URL: <http://economy.gov.ru/minec/press/news/2019040903>

22. Основные фонды. М.: Росстат, 2018. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/fund/#

23. Демография. М.: // Росстат, 2018. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/demography/#
24. Страны ОПЕК с января снизят добычу нефти на 1,2 миллиона баррелей в день. РИА Новости. 2016. URL: <https://ria.ru/economy/20161130/1482545647.html>
25. Страны ОПЕК+ согласились продлить соглашение по сокращению добычи нефти до конца 2018 года. ТАСС, 2017. URL: <http://tass.ru/ekonomika/4774105>
26. Совместный всеобъемлющий план действий по урегулированию ситуации вокруг иранской ядерной программы. Министерство иностранных дел Российской Федерации, 2018. URL: http://www.mid.ru/foreign_policy/international_safety/regprla/-/asset_publisher/YCxFJnKuD1W/content/id/3103551
27. *Ceasing U.S. Participation in the JCPOA and Taking Additional Action to Counter Iran's Malign Influence and Deny Iran All Paths to a Nuclear Weapon* // www.whitehouse.gov. 2018. URL: <https://www.whitehouse.gov/presidential-actions/ceasing-u-s-participation-jcpoa-taking-additional-action-counter-irans-malign-influence-deny-iran-paths-nuclear-weapon/>
28. U.S. Seeks to Quickly Curb Iran Oil After Scrapping Deal // www.bloomberg.com. 2018. URL: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2018-05-08/u-s-seeks-to-quickly-curb-iran-oil-output-after-scrapping-deal>
29. Представители Абрамовича не комментируют публикации о невыдаче ему британской визы. ТАСС, 2018. URL: <http://tass.ru/obschestvo/5216575>
30. *Auty R. Sustaining development in mineral economies: the resource curse thesis*. Routledge, 2002.
31. *Humphreys M., Sachs J., Stiglitz J.E.* (ed.) *Escaping the resource curse*. Columbia: Columbia University Press, 2007.
32. *Гуриев С., Сонин К.* Экономика «ресурсного проклятия» // Вопросы экономики. 2008. №. 4. С. 61–74.

33. *Бессонов В.* Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭПП, 2003.

34. *Буклемишев О.В.* Инвестиционная пауза в российской экономике и ее преодоление // Журнал НЭА. 2016. № 1 (29). С. 160–167.

35. *Замараев Б.А., Назарова А.Г., Суханов Е.Ю.* Финансовые ограничения вслед за инвестиционной паузой // Вопросы экономики. 2014. №. 10. С. 4–43.

36. Указ Президента Российской Федерации от 6 августа 2014 г. № 560 «О применении отдельных специальных экономических мер в целях обеспечения безопасности Российской Федерации».

37. Приказ Минпромторга России № 646 от 31 марта 2015 г. «Об утверждении отраслевого плана мероприятий по импортозамещению в отрасли химической промышленности Российской Федерации».

38. Приказ Минпромторга России № 663 от 31 марта 2015 г. «Об утверждении отраслевого плана мероприятий по импортозамещению в отрасли гражданского авиастроения Российской Федерации».

39. Постановление СФ ФС РФ от 30 сентября 2015 г. № 355-СФ «Об использовании Вооруженных Сил Российской Федерации за пределами территории Российской Федерации».

40. *Идрисов Г., Каукин А., Пономарев Ю.* Динамика производства в отдельных отраслях промышленности // Российская экономика в 2015 г. Тенденции и перспективы. Вып. 37. М.: Ин-т Гайдара, 2016. С. 221–232.

41. Промышленное производство. Росстат, 2018. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/industrial/#

Приложение

Сопоставление основных положений методики оценки разрыва выпуска ОЭСР и методики декомпозиции темпов роста ВВП РФ Института Гайдара-2014

№ п/п	Элемент методики (переменная, уравнение, параметр)	ОЭСР	Институт Гайдара-2014
1	Потенциальный выпуск и разрыв выпуска	<p>Моделируется потенциальный выпуск (ВДС) в секторе бизнеса, фактический выпуск в госсекторе считается равным потенциальному.</p> <p>Разрыв выпуска в экономике определяется через разность фактического и потенциального выпусков в секторе бизнеса.</p>	<p>Моделируется потенциальный темп роста ВВП.</p> <p>Разрыв выпуска: разность фактических и потенциальных темпов роста ВВП.</p>
2	Уравнение выпуска	<p>В уровнях</p> $\ln Y_t = \ln E_t + \alpha \ln K_t + (1 - \alpha) \ln L_t$ <p>Зависимая переменная – выпуск в секторе бизнеса</p>	<p>В приростах</p> $\Delta \ln(Y_t) = \Delta \ln(E_t) + \alpha \Delta \ln(K_t^{adj}) + (1 - \alpha) \Delta \ln(L_t)$ <p>Зависимая переменная – темп роста ВВП</p>
3	Параметр α	Используется эмпирическая оценка для стран ОЭСР $\alpha \in (0.25; 0.35)$	<p>1) $\alpha = 0.3$ аналогично ОЭСР;</p> <p>2) $\alpha = 0.4$ расчет по СНС: валовая прибыль и смешанные доходы (доля капитала) / оплата труда наемных работников (доля труда)</p>
4	Переменная затрат капитала	Фактический запас капитала в секторе бизнеса K	<p>Скорректированный на уровень загрузки производственных мощностей запас капитала в экономике: $K^{adj} = C \times K$</p> <p>Цель корректировки – исключить из рассмотрения старые фонды, незагруженные, загруженные не полностью, но числящиеся на балансе предприятий</p>
5	Фактические затраты труда	L_t – численность занятых в секторе бизнеса (затраты труда)	L_t – среднегодовая численность занятых в экономике
6	Уравнение потенциального выпуска / темпов роста выпуска	$\ln Y_t^* = \ln E_t^{HP} + \alpha \ln K_t + (1 - \alpha) \ln L_t^*$ <p>Фактический запас капитала равен потенциальному</p>	$\Delta \ln Y_t^* = \Delta \ln E_t^{HP} + \alpha \Delta \ln(K_t^{adj}) + (1 - \alpha) \Delta \ln(L_t^{NAIRU})$ <p>По аналогии с методикой ОЭСР скорректированный фактический запас капитала рассматривается как потенциальный</p>
7	Потенциальные затраты труда	$L_t^* = LFS_t(1 - NAWRU_t) - EG_t$ <p>(см. публикацию ОЭСР [1])</p> <p>LFS_t – сглаженная численность рабочей силы (произведение численности населения в трудоспособном возрасте на трендовое значение доли участия в рабочей силе);</p> <p>$NAWRU_t$ – показатель уровня безработицы;</p> <p>EG_t – численность занятых в государственном секторе</p>	$L_t^* = LFS_t(1 - NAIRU_t) - EG_t$ <p>(см. работу Синельникова-Мурылева и др. [2])</p>
8	Безработица	$NAWRU = U - (DU / D3 \log W) \times D2 \log W$	$NAIRU = 7,6\%$ (средний уровень безработицы в период замедления инфляции: 1999–2014 гг.)

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

№ п/п	Элемент методики (переменная, уравнение, параметр)	ОЭСР	Институт Гайдара-2014
9	Расчет структурной составляющей темпов роста ВВП	нет данных	Сглаживание структурной составляющей темпов роста ВВП фильтром Ходрика – Прескотта
10	Расчет разности (остатков) между фактическими и структурными темпами роста ВВП	нет данных	ΔY_t^{resid} = сумма внешнеторговой и конъюнктурной составляющих темпов роста ВВП Оценивается уравнение: $\Delta Y_t^{resid} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{P_t^{oil}}{\overline{P}_t^{oil}} + \tau_t,$ P_t^{oil} – цена на нефть в период t ; \overline{P}_t^{oil} – среднееголетняя цена на нефть (например, за 10 лет)
11	Выделение внешнеторговой и конъюнктурной компонент темпов роста	нет данных	Теоретическое значение ΔY_t^{resid} – внешнеторговая компонента темпов роста экономики Остатки уравнения τ_t – конъюнктурная компонента темпов роста экономики

Источник: составлено авторами.

Каукин А.С., Косарев В.С., Павлов П.Н.

**Подходы к оценке экономического значения
социального капитала и предпринимательской
культуры в России**

Введение

С конца 1990-х – начала 2000-х годов российская экономика развивается в условиях замедления структурных темпов роста ВВП. В период с середины 2000-х годов отмечается замедление динамики совокупной факторной производительности, обусловленное, во-первых, завершением посттрансформационного восстановительного роста и, во-вторых, отсутствием существенного прогресса в области институциональных реформ. Несмотря на оживление инвестиций в 2017 г., инвестиционная пауза 2013–2016 гг. обусловила некоторое замедление процессов накопления капитала. К системным ограничениям развития российской экономики на ближайшие годы относятся неблагоприятные демографические тенденции, определяющие снижение численности занятых в трудоспособном возрасте [1]. В указанных условиях целесообразно охарактеризовать экономический потенциал альтернативных источников роста – неформальных институтов, а именно социальных и культурных норм, сложившихся в российских регионах, включая различные формы социального капитала и предпринимательской культуры. Основная цель исследования: оценка влияния социального капитала и предпринимательской культуры на показатели социально-экономического развития РФ.

На настоящий момент исследования в данной области имеют разобщенный характер. Однако в книге Ш. Бегельсдейка «Культура в экономике» [2] два понятия встречаются в одном контексте. Утверждается, что социальный капитал, как и предпринимательская культура, является движущей силой созидательного экономического роста. Социальный капитал снижает вероятность оппортунистического поведения граждан и позволяет более продуктивно использовать ресурсы, отведенные на контроль за деятельностью агентов. Предпринимательская куль-

тура, как пишет Х. Лайбенстайн [3], отражает способность общества задействовать недостаточно определенные факторы производства, что стимулирует производство и экономическое развитие в целом.

В работе предполагается проверить ряд гипотез о влиянии социокультурных факторов и неформальных институтов на экономический рост регионов РФ на основе динамической неоклассической модели. Посредством ряда эмпирических спецификаций оценивается влияние первоначальных запасов социального капитала в регионах и условного стартового уровня предпринимательской культуры на последующую динамику социально-экономического развития в период 2007–2016 гг.

В число основных фундаментальных и прикладных задач исследования входят:

- систематизация подходов к измерению и оценке показателей социального капитала и предпринимательской культуры в академической литературе;
- систематизация факторов динамики социального капитала и уровня предпринимательской культуры;
- анализ особенностей динамики показателей социального капитала и предпринимательской культуры в РФ;
- изучение подходов к теоретическому моделированию влияния социального капитала и предпринимательской культуры на параметры социально-экономического развития;
- разработка гипотез о влиянии социального капитала и предпринимательской культуры на параметры социально-экономического развития РФ;
- построение различных теоретических моделей роста с включением показателей социального капитала и предпринимательской культуры на уровне как экономики в целом, так и отдельных отраслей экономики;
- эмпирическая оценка влияния социального капитала и предпринимательской культуры на параметры социально-экономического развития РФ.

В конечном итоге результаты исследования могут быть использованы в интересах Министерства экономического развития России в целях совершенствования научно-методического обеспечения построения прогнозов социально-экономического развития России с учетом параметров динамики институциональной среды, включая показатели социального капитала и предпринимательской культуры; Агентства стратегических инициатив для разработки конкретных направлений, мер и механизмов государственной политики в сфере повышения качества институциональной среды в России, в том числе в части повышения уровня социального капитала и предпринимательской культуры.

1. Систематизация теоретических и эмпирических подходов к измерению уровня социального капитала и предпринимательской культуры

В данном разделе приведены основные способы измерения социального капитала и предпринимательской культуры, основанные на обработке социологических опросов населения.

1.1. Теоретические и эмпирические подходы к измерению уровня социального капитала и предпринимательской культуры

Сложность эмпирического изучения социального капитала, как и предпринимательской культуры, состоит в том, что это ненаблюдаемые многомерные концепции. Их формализованное представление зависит от принятых исследователями предпосылок и проверяемых гипотез. Для измерения показателей социального капитала и предпринимательской культуры требуется статистика по различным социальным и культурным характеристикам объекта исследования (страны, региона, населенного пункта). Систематическим сбором релевантных данных в настоящий момент занимаются такие проекты, как: «Европейский обзор ценностей» (EVS) [4] и «Обзор мировых ценностей» (WVS) [5]. Базы данных проектов накопили количественные данные о культуре разных стран и народов за нескольких десятков лет. На их основе было проведено множество исследований – как межстрановых, так и региональных.

Таким образом, для определения уровней социального капитала и предпринимательской культуры используются, как правило, данные социологических опросов. Формы социального капитала и предпринимательской культуры, обобщенные в *табл. 1*, – это по-прежнему некоторые многомерные концепции, которые конкретизируются в зависимости от формулировки вопроса, принимаемой исследователем в качестве меры. Количественным показателем становится после определения доли респондентов, ответы которых соответствуют выдвинутой гипотезе.

В случае измерения такой формы социального капитала, как уровень доверия, могут использоваться следующие вопросы: «Доверяете ли вы членам своей семьи?», «Доверяете ли вы коллегам по работе?», «Доверяете ли вы людям в целом?». Доли респондентов, положительно ответивших на вопросы, могут использоваться как отдельные показатели уровня доверия. В случае необходимости агрегирования информации по всем вопросам одной категории может применяться метод главных компонент или усреднение. Аналогичным образом строятся показатели социальных сетей и связей. Доли респондентов, входящих в социальные группы, которые способствуют культивированию социального капитала, отражают тесноту социальных связей в обществе.

В случае когда формулировки вопросов не предполагают однозначного ответа, а имеют некоторую шкалу, на ее основе может быть построен индикатор. Стандартный социологический опрос «оправдать или не оправдывать?», используемый для оценки социальных норм и ценностей, предлагает респонденту оценить пять смоделированных ситуаций по шкале от 1 (никогда не оправдывать) до 10 (всегда оправдывать). Ситуации, включенные в опрос: неуплата налогов, безбилетный проезд, мошенничество с налогами, присваивание найденных денег, избегание ответственности за задетый автомобиль на парковке. Сумма баллов по всем вопросам характеризует одного индивида, усредненные данные всех респондентов субъекта исследования являются индикатором социальных норм (С. Нэк и П. Кифер [6]).

Показатели предпринимательской культуры – как доли респондентов – используют формулировки вопросов, которые могут выявлять предпринимательское мышление (*табл. 1*). Так же используются авторские индексы, определенным образом агрегирующие информацию. К примеру, Д. Гранато [7] вводит индекс мотивации к достижениям, который рассчитывается как сумма долей респондентов,

считающих важным воспитывать в детях экономию денег и упорство, за вычетом долей респондентов, которые воспитывают религиозность и послушание.

Таблица 1

**Измерение социального капитала и предпринимательской культуры
на основе данных «Европейского обзора ценностей»
и «Обзора мировых ценностей»**

	Форма	Формулировка вопроса	Показатель
Социальный капитал	Уровень до- верия	В целом считаете ли вы, что большинству людей можно доверять, или, напротив, нужно быть осторожными, имея дело с людьми?	Обобщенный уровень доверия – рассчитывается, как средний процент респондентов, доверяющих другим.
	Социаль- ные сети и связи	Членом каких организаций вы являетесь?	Доля респондентов, входящих в определенные социальные/политические/общественные организации.
	Социаль- ные нормы и ценности	Оправдать или не оправды- вать?	Гражданское сотрудничество – доля ре- спондентов, оправдывающих предложен- ные поведенческие ситуации.
Предпринимательская культура	Предприни- мательское мышление	Какие качества вы считаете важным воспитывать в детях?	Индекс мотивации к достижениям. С положительным знаком в индекс входят экономию денег и упорство, с отрицатель- ным – религиозность и послушание. [Granato J., Inglehart R., Leblang D., 1996. American Journal of Political Science]
		Следует ли развивать частный бизнес? За наше будущее ответствен- ные мы сами? В долгосрочной перспективе тяжелый труд обычно делает жизнь лучше?	Доля населения с предпринимательским мышлением. Доля респондентов, положительно ответив- ших на вопросы, которые характеризуют предпринимательское мышление. [Beugelsdijk S., 2010, Entrepreneurship and culture]

Источник: составлено авторами.

Представленные в *табл. 1* формы социального капитала (социальные сети и связи; социальные нормы и ценности; доверие между индивидами) были выделены Джеймсом Коулманом [8]. Большинство эмпирических работ проверяли экономическое значение одной из этих форм или, как правило, сразу нескольких, конкретизируя формы исходя из проверяемых гипотез.

1.2. Анализ динамики показателей социального капитала и предпринимательской культуры в России

В первой части подраздела приводятся оценки состояния социального капитала и предпринимательской культуры различными исследователями в России в хронологическом порядке и анализируются общепринятые показатели. Во второй части подраздела анализируется изменение положения России в рамках более общей социокультурной теории, которая позволяет сопоставить социально-экономическое развитие страны с другими странами.

1.2.1. Анализ динамики и накопления социального капитала и формирования предпринимательской культуры

Первые исследователи, работы которых были написаны в условиях социальной, экономической и политической трансформации России в 90-е годы, закономерно обращали внимание на кризисное снижение уровня социального капитала в России.

П. Кеннеди и И. Кавачив в работе 1998 г. [9] отмечают низкий уровень доверия к государственным органам и вместе с тем востребованность государственного регулирования, что отражает недоверие в обществе. Отечественные социологи А. Татарко, Н. Лебедева [10] из проведенного в 2005 г. исследования делают схожие выводы с поправкой на некоторую дифференциацию взглядов между молодым и старшим поколениями (около половины респондентов в выборке были представлены студентами различных вузов¹). Отмечается, что уровень межличностного доверия у молодежи несколько ниже, чем у взрослых. При этом иссле-

¹ Общий объем выборки составил 903 человека, среди которых практически в равных долях были представители городов Москвы, Санкт-Петербурга, Балашова, Пензы. Репрезентативность выборки с точки зрения описания генеральной совокупности требует отдельного обсуждения, однако доступность данных является общим ограничением исследований социального капитала в РФ.

дователи видят благоприятный показатель для формирования социального капитала в том, что молодежь имеет более «сильную» и позитивную гражданскую идентичность¹. Для опрошенных респондентов в целом было характерно недоверие политическим партиям, местному правительству, региональному правительству, парламенту, армии. Со средним уровнем доверия опрошенные относились к системе правосудия, профсоюзам, крупному бизнесу. Выше среднего доверие было оценено к общественным и международным организациям, президенту, церкви, системе образования. Таким образом, для некоторой доли россиян было характерно мнение, что защиту интересов можно найти скорее в общественных организациях, чем в государственных институтах.

В 2007 г. ФОМ² проводил масштабное исследование социального капитала, результаты которого были проанализированы и впервые связаны с уровнем экономического развития в работе Л. Полищука и Р. Меняшева [11].

Опрос был проведен в 1924 населенных пунктах 69 регионов РФ по методологии «Обзора мировых ценностей» и определял личные и общественные нормы, удовлетворенность жизнью и качественные характеристики респондентов и населенных пунктов.

Исследователи заметили положительную взаимосвязь между открытым социальным капиталом и уровнем социально-экономического развития городов. Согласно общепринятой практике, социальный капитал разделяют на открытый и закрытый. В обоих случаях это некоторые наборы этических норм, преобладающих в обществе. Для открытого такие нормы способствуют сплочению всего общества и позволяют достигать общественных целей, для закрытого – это нормы,

¹ Формулировка соответствующего вопроса: «Ощущаете ли вы себя представителем своего государства?».

² Фонд общественного мнения [54].

способствующие сегментированию общества и, как следствие, достижению корыстных целей некоторых закрытых объединений. В работе Л. Полищука индикатор открытого социального капитала учитывал доли респондентов с высоким уровнем обобщенного доверия, общественной солидарности, взаимопомощи и готовности к объединению. Отрицательное влияние на экономическое развитие регионов оказывал закрытый социальный капитал, который характеризовался высоким уровнем доверия только к близким людям и ограниченным кругом ответственности. Гипотеза о прямом влиянии социального капитала на валовой региональный продукт не подтвердилась. Исследователи связали это с разнородностью социального капитала внутри одного региона. При этом включение в регрессию показателя ответственности за происходящее в городе привело к тому, что показатели социального капитала оказались значимыми. По мнению авторов, это говорит о том, что социальный капитал как ресурс должен быть использован для обеспечения экономического развития. Условием эффективного использования социального капитала являлась высокая степень ответственности горожан за будущее своего региона¹. В случае низкого уровня гражданской ответственности социальный капитал, несмотря на его наличие, мог не влиять на социально-экономическое развитие.

Уровень доверия между членами общества использовался в качестве меры социального капитала не только в работе Л. Полищука. Важнейшим проявлением социального капитала считали доверие такие ученые, как Ф. Фукуяма [12], П. Зак и С. Кнэк [13], Р. Таббелини [14] и др. По определению С. Дурлауф и М. Фафшамп [15], теория социального капитала изучает основанные на социальных связях процессы, создающие благоприятные результаты через нормы доверия. Основным

¹ Переменная построена на основе вопроса «Георейтинга»: «Имеете ли Вы чувство ответственности за происходящее в населенном пункте?»

механизмом, создающим «благоприятные экономические результаты», в данном случае является снижение транзакционных издержек.

Эмпирические исследования, подтверждающие связь уровня доверия как отдельной формы социального капитала и темпов экономического роста, были проведены такими учеными, как П. Уайтли [16], С. Нэж и Ф. Кифер [6], Г. Таббеллини [14], Р. Патнэм [17].

Данные WVS (рис. 1) демонстрируют устойчивый рост обобщенного доверия с начала нового тысячелетия после критического спада в конце 90-х годов¹. Позитивное изменение уровня доверия в стране также косвенно подтверждается при анализе данных двух исследовательских волн RLMS, включающих подходящие вопросы, соответственно в 2006 и 2013 гг.²

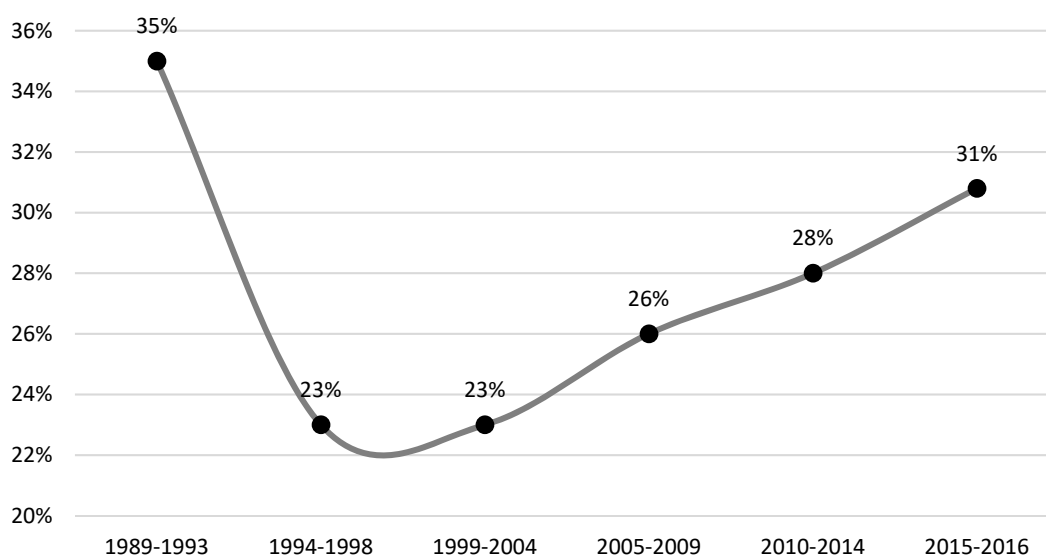


Рис. 1. Уровень обобщенного доверия в РФ (средний процент респондентов, доверяющих другим)

¹ Ввиду отсутствия на момент написания работы результатов последней исследовательской волны WVS, для расчета последнего значения (2015–2016 гг.) использовались данные ESS [55].

² Формулировки вопросов: «В какой степени Вы доверяете людям, с которыми Вы вместе работаете, Вашим коллегам?»; «В какой степени Вы доверяете руководству Вашего предприятия, организации?».

Данные WVS позволяют построить индекс мотивации к достижениям Гранато¹, характеризующий предпринимательскую культуру (рис. 2). Индекс демонстрирует негативную динамику. Однако если разобрать его на составляющие, то окажется, что основное падение индекса в 90-е годы и после кризиса 2008–2009 гг. было вызвано падением бережливости населения. В условиях обесценения валюты в кризисные периоды у населения сокращались стимулы к сбережениям, что и зафиксировал индекс.

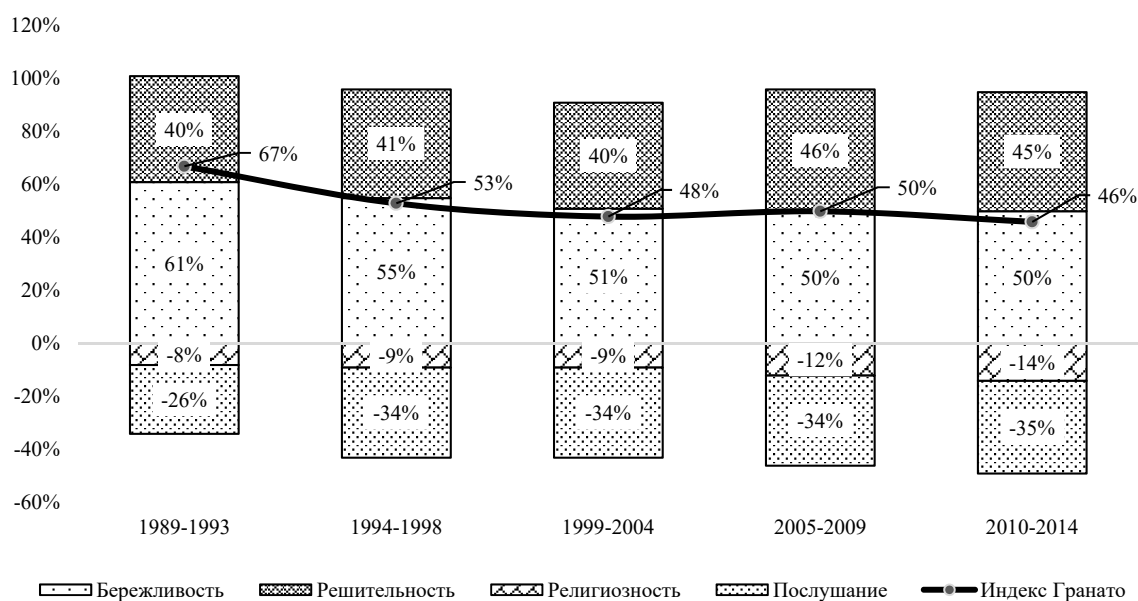


Рис. 2. Динамика индекса Гранато и его составляющие для Российской Федерации

Первые две компоненты индекса – бережливость и решительность – входят в индекс с положительным знаком, оставшиеся – религиозность и послушание – с отрицательным. По мнению Гранато, религиозность в целом, как и послушание, воспитанное в детях, прививает им нормы, которые побуждают принять свое социальное положение. Такие нормы поддерживают социальную солидарность, но

¹ Индекс построен на основе мнения респондентов о том, какие черты необходимо воспитывать в детях.

препятствуют развитию экономики. Кроме того, послушание, как указывал Табеллини, может отражать напряжение в социальной среде, что создает плохой климат для развития бизнеса. И эти две составляющие на всем доступном диапазоне данных сокращали значения индекса для РФ.

Другой распространенной характеристикой изменения предпринимательской культуры считается динамика преобладающих психологических черт, которые были отнесены социологами и экономистами, такими как Й. Шумпетер, Д. Макклелланд, к ментальным качествам предпринимателя. На *рис. 3* – это важность генерировать новые идеи и быть креативным, успешным и принимать решения самостоятельно. Проценты, соответствующие исследовательским волнам, – доли респондентов, придающих высокую важность таким категориям. Статистика ESS показывает снижение доли людей с такого рода предпринимательскими качествами, однако важность их вклада в формирование предпринимательской культуры в России может быть относительной.

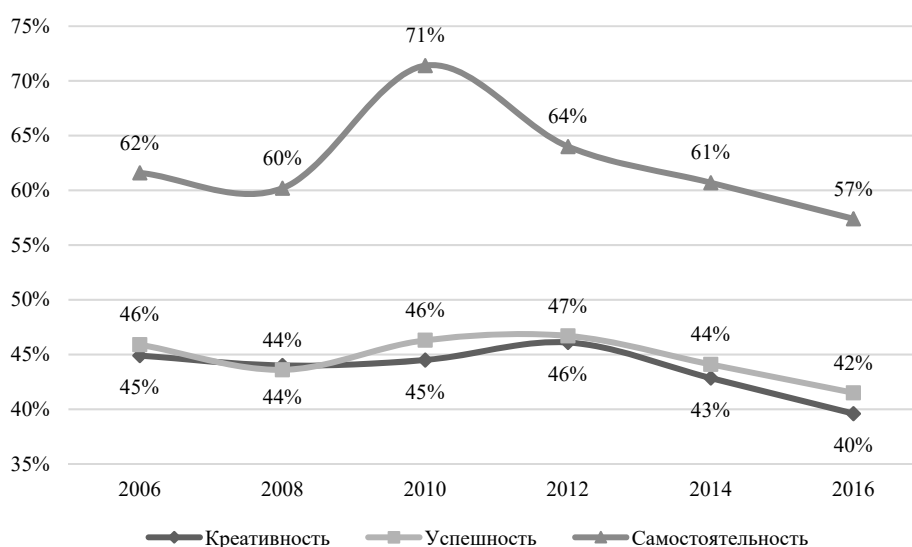


Рис. 3. Основные показатели предпринимательской культуры Бегельсдейка для Российской Федерации

Приведенные статистические данные свидетельствуют о наличии и даже о накоплении социального капитала (в данном случае в форме обобщенного доверия) на уровне страны. Обнаруживает себя и некоторый уровень предпринимательской культуры, измеренный при помощи распространенных методов. Однако для подтверждения экономического значения таких факторов в условиях российской экономики необходим более детальный анализ.

Анализируя особенности социального капитала РФ, стоит обратить внимание на этнометрические исследования, посвященные проблеме российской экономической ментальности, поскольку они оперируют практически теми же понятиями, что и социальный капитал.

В работе Н. Латовой и Ю. Латова [18] приведены сравнительные результаты методик Хофстеда, Тромпенаарса, WVS, GLOBE, целью которых является кластеризация стран по социально-экономическим и культурным особенностям. Все они по-разному оценивают экономическую ментальность РФ. При этом различия в результатах необязательно вызваны различием в методологиях. Одни из ключевых показателей – дистанция власти и коллективизм – присутствуют во всех методиках. Результаты отличаются на подвыборках (в различных регионах и городах) и во времени. Это говорит о том, что этнометрические характеристики различны для регионов РФ, в которых насчитывается более 150 этнических групп. Некоторые (европейские) регионы ближе к европейской ментальности, соответственно восточные – к восточным, не говоря уже про моноэтнические субъекты с подавляющим азиатским менталитетом.

1.2.2. Динамика социокультурных факторов России в рамках эмансипативной теории

Одним из исследователей, сконцентрировавших свой научный интерес в области изучения экономического значения культуры, является Рональд Инглхарт. В своей книге «Культурные изменения в развитых индустриальных странах»

1990 г. [19] он обращается к теории модернизации (оказавшейся на периферии науки на тот момент), в рамках которой экономическое развитие рассматривалось как один из параметров более широкого процесса социальных и культурных изменений [2]. Теория модернизации получила некоторое распространение в 60-е годы XX века на волне популярности работ Мэннинга Нэша [20], Макклелланда [21] и др. Основная идея Макклелланда состояла в том, что менее развитым обществам нужно отбросить сдерживающие их традиции и посредством системы образования привить «современные» предпринимательские установки. Нэш утверждал, что экономическое процветание возможно при воспитании восприимчивости в обществе проверенных знаний и культурных ценностей развитых стран. Однако научный мир критиковал теорию за этноцентризм. Как утверждает Бегельсдейк, предложенная одномерная и однонаправленная эволюционная точка зрения на развитие, по сути, была колониальным проектом. Р. Инглхарт модернизирует теорию, призывая учитывать историческую и культурную идентичность обществ. По его мнению, каждое общество будет развиваться с собственной скоростью и по траектории, определяемой социокультурными особенностями. При этом стремление общества к экономическому благосостоянию может характеризоваться некоторыми общими признаками. Для того чтобы снова связать экономическую науку с культурой на более прочной основе, чем теоретическое обоснование, и определить эти признаки, Р. Инглхарт инициирует в 1990 г. создание масштабного проекта «Обзор мировых ценностей» [5].

Проект Инглхарта продолжает «Европейский обзор ценностей» (EVS) [4] и предполагает накопление статистики по различным социальным и культурным характеристикам развитых и развивающихся стран. Пользуясь методологией

EVS, участники проекта создают систему унифицированной и максимально однородной статистики¹ и предоставляют к ней открытый доступ. Это порождает интерес научного мира к изучению культуры с совершенно разных ракурсов. При этом использование формализованных и строгих методов эмпирического исследования предотвращает субъективизм и проявление шовинизма, за что в том числе ранее критиковалась теория модернизаций при попытке связать национальную культуру и экономическое развитие.

Р. Инглхарт и К. Вельцем, продолжая развивать общую теорию модернизаций, в 2005 г. предлагают новую эмансипативную теорию [22]. Ее ключевой предпосылкой является то, что человечество вступило в новую историческую стадию – постиндустриализма, которой свойственны общие постматериалистические ценности и стремления независимо от культурно-исторических особенностей.

Согласно «пересмотренной теории модернизации» ценности могут меняться предсказуемыми способами. Приоритеты людей переходят от традиционных к светско-рациональным ценностям, когда их чувство экзистенциальной безопасности возрастает. Вместе с тем, когда люди перестают заботиться о своих экзистенциальных потребностях, они развивают эмансипативные ценности, которые преимущественно заключаются в расширении прав и возможностей человека.

Теория визуализирована на сайте проекта. Представляется возможным проследить динамику межкультурных изменений по двум составным индикаторам, отражающим основные положения теории. На *рис. 4* проведена кластеризация стран таким образом, что вертикальная ось сопоставляет традиционные ценности против рациональных, горизонтальная – выживание против самовыражения.

¹ Опросные листы имеют идентичную структуру во всех странах, но для недопущения искажения смысла формулировок привлекаются социологи – носители языка. Процедура опроса жестко регламентирована, но при этом призвана учитывать национальные особенности объекта исследования.

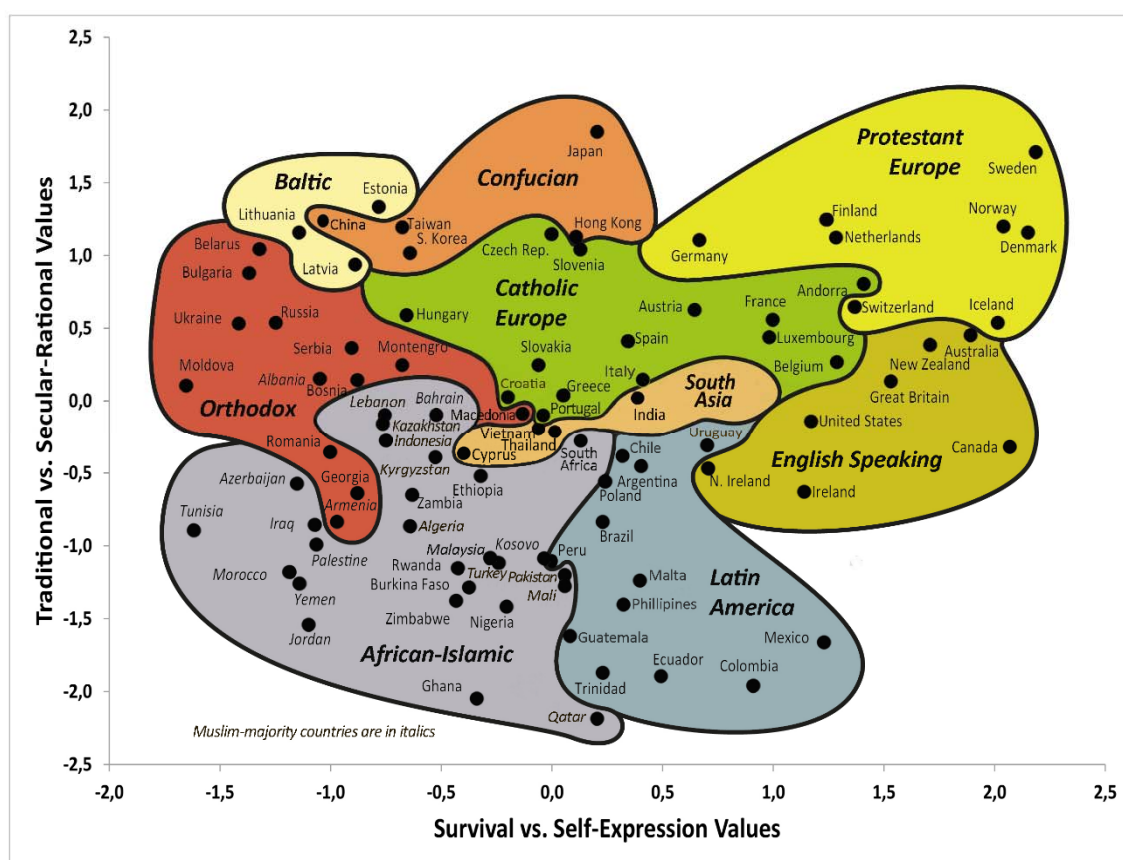


Рис. 4. Шестая волна WVS 2010–2014 гг.

Источник: Мировой обзор ценностей.

Преобладание традиционных ценностей усиливается при направлении движения вниз графика. Традиционные ценности подчеркивают важность религии, связей между родителями и детьми, уважения к авторитету и традиционным семейным ценностям. Люди, которые принимают эти ценности, также отвергают развод, аборт, эвтаназию и самоубийство. Эти общества имеют высокий уровень национальной гордости и националистических взглядов. Движение вверх графика отражает преобладание ценностей, обратных традиционным. Эти общества уде-

ляют меньше внимания религии, традиционным семейным ценностям и авторитету. Развод, аборты, эвтаназия и самоубийство рассматриваются как относительно приемлемые.

Со смещением относительно центра графика влево общества все больше уделяют внимания экономической и физической безопасности. Отрицательная горизонтальная область также связана с этноцентризмом¹ и низким уровнем доверия и терпимости. В положительной горизонтальной плоскости общества придают высокое значение самовыражению, защите окружающей среды, терпимости к иностранцам, геем и лесбиянкам и гендерному равенству, а также требуют участия в принятии решений в экономической и политической жизни.

На *рис. 4* отражена ситуация по результатам последнего проведенного исследования. Всего было проведено 6 волн, при этом количество стран, включенных в состав объектов исследования, с каждой волной расширялось. Российская Федерация впервые приняла участие в проекте в 1990 г., благодаря чему мы можем проследить, каким образом на протяжении 27 лет менялись основные культурные ценности в рамках эмансипативной теории.

Если проследить изменение пространственного положения Российской Федерации с 1990 г., то можно заметить, что индикатор рациональных ценностей имел максимальное значение в 1,5 пункта в первой волне (1990–1994 гг.), затем снижался до минимального значения в 0,4 пункта в пятой волне (2005–2009 гг.) и в последней сменил тенденцию на положительный рост и по последним измерениям составил 0,5 пункта. По горизонтальной оси изначальное положение в первой волне соответствовало -1,5 пункта. В последующее десятилетие происходит падение до -2 пунктов, и с 2004 г. начинается уверенное движение вправо до нынешнего положения -1,2 пункта.

¹ Этноцентризм – предпочтение своей этнической группы, проявляющееся в восприятии и оценке жизненных явлений сквозь призму ее традиций и ценностей.

Ценностные различия между обществами во всем мире показывают ярко выраженную *картину зон культуры*. Самый сильный акцент на традиционные ценности и ценности выживания можно найти в исламских странах Ближнего Востока. Напротив, самый сильный акцент на светско-рациональных ценностях и значениях самовыражения можно найти в протестантских странах Северной Европы.

Определенные положения в культурной зоне отражают различные *исторические пути* того, как страны вступили в современность. Эти пути объясняют разное восприятие экзистенциальной безопасности людей и индивидуальных потребностей, которые, в свою очередь, объясняют их различия в светско-рациональных ценностях и ценностях самовыражения. Несколько упрощенная квинтэссенция теории эмансипации состоит в том, что после повышения уровня жизни и перехода в постиндустриальное общество страна имеет тенденцию двигаться по диагонали в направлении от нижнего левого угла к верхнему правому. Однако результат ранжирования стран вышеприведенным образом сильно коррелирует с философскими, политическими и религиозными идеями, которые доминировали в стране. Светско-рациональные ценности и материализм могут быть заметны особенно в странах с долгой историей социал-демократической или социалистической политики и в странах, где большая часть населения изучала философию и науку в университетах. Ценности выживания характерны для стран восточного мира, а ценности самовыражения – для стран западного мира и Латинской Америки.

2. Систематизация теоретических и эмпирических подходов к оценке экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры

2.1. Теоретические и эмпирические подходы к оценке экономического значения социального капитала

В работе С. Нэка и Ф. Кифера [6] проверяется гипотеза о влиянии социального капитала на экономический рост и инвестиции, исследуется взаимосвязь доверия и горизонтальных связей в обществе, представленных группами Олсона и Патнэма, проверяется влияние гетерогенности и социальной дифференциации общества на уровень доверия. В работе используются данные опросов международного проекта «Обзор мировых ценностей» [5] по 29 странам. Для аппроксимации уровня социального капитала использованы следующие переменные:

1. Индикатор доверия – процент респондентов в каждой стране, ответивших, что большинству людей они могут доверять (переменная TRUST). Авторы статьи замечают, что формулировка вопроса предполагает неоднозначное толкование, поскольку содержит понятие «большинство людей». Респонденты при выборе ответа могли руководствоваться представлением о личном доверии к людям разных групп – начиная от небольших коллективов и заканчивая обществом в целом.

2. Степень гражданского сотрудничества (переменная CIVIC). Переменная представляет собой адаптированный для анализа результат стандартного социологического опроса «Оправдать или доверять?». Смысл опроса состоит в том, что респонденту предлагается оценить пять смоделированных ситуаций по шкале от 1 (никогда не оправдывать) до 10 (всегда оправдывать). Ситуации, включенные в опрос: неуплата налогов, безбилетный проезд, мошенничество с налогами, присваивание найденных денег, избегание ответственности за задетый автомобиль на парковке. В работе С. Нэка данные приведены к шкале с максимальным значением в 50 пунктов. Одному наблюдению соответствует сумма баллов, поставлен-

ная одним респондентом. Авторы работы при этом признают возможную необъективность показателя, поскольку респонденты могут нечестно отвечать на вопросы про обман государства (про неуплату налогов, невыплату штрафов). Однако корреляция с переменной доверия и контрольной переменной¹ достаточно высока, что в целом говорит об удовлетворительном уровне информативности показателя. Содержательно мера измерения норм гражданского сотрудничества отражает выраженную респондентами готовность к сотрудничеству при столкновении с проблемами коллективных действий. Другими словами, можно ожидать, что в обществе с высоким уровнем показателя CIVIC два случайных его представителя решат проблему заключенного с Парето-оптимальным исходом.

В работе исследуется влияние описанных индикаторов на экономический рост и инвестиции. Чтобы избежать проблем эндогенности, используются лаговые значения социального капитала.

Другие объясняющие переменные:

- 1) ВВП на душу населения в долларах США 1980 г.;
- 2) уровень цен на инвестиционные товары относительно цен в США на аналогичные товары;
- 3) использованные как прокси-переменные для человеческого капитала в работе Р. Барро [23] доли учащихся начальных и средних школ по отношению к общей численности населения страны в 1960 г.

Некоторые переменные по странам были взвешены. Переменная веса, представленная на сайте проекта «Обзор мировых ценностей» для каждой страны, используется для коррекции рядов, в которых выборка могла быть нерепрезентативной.

¹ Для проверки объективности переменных TRUST и CIVIC использовались данные результатов эксперимента «потерянного кошелька». Суть эксперимента состояла в проверке реакции граждан на оставленный в общественном месте кошелек с 50 долларами и номером телефона предполагаемого владельца. Процент возвращенных кошельков имел высокую корреляцию с описанными переменными.

Зависимая переменная в уравнениях 1–3 табл. 2 – это среднегодовой темп прироста доходов на душу населения в период 1980–1992 гг. Связь между переменными социального капитала и ростом подушевых доходов является статистически значимой. Коэффициент в уравнении 1 перед переменной доверия означает, что ее увеличение на 12 п.п. приводит к росту зависимой переменной на 1 п.п. Повышение на 4 балла по 50-балльной шкале гражданского сотрудничества во 2-м уравнении приводит к увеличению экономического роста более чем на 1 п.п. При добавлении одновременно двух переменных в уравнении 3 коэффициенты несколько снижаются, но при этом остаются значимыми.

Таблица 2

**Доверие, гражданское сотрудничество и экономический рост:
результаты оценки моделей С. Нэка и Ф. Кифера**

Уравнение	1	2	3	4	5	6	7
Метод	OLS	OLS	OLS	OLS	2SLS	OLS	OLS
Зависимая переменная	Среднегодовой темп прироста доходов на душу населения в период 1980–1992 гг.					Инвестиции/ВВП ¹ в 1980–1992 гг.	
Константа	-0,935 (1,280)	-10,476 (4,730)	-9,593 (4,520)	-2,829 (1,895)	-1,037 (1,898)	9,617 (3,820)	-23,893 (11,998)
Первоначальный ВВП	-0,361 (0,131)	-0,273 (0,126)	-0,375 (0,127)	0,152 (0,274)	-0,366 (0,127)	0,162 (0,403)	0,273 (0,364)
Начальное образование	6,192 (1,051)	5,930 (1,164)	7,061 (1,224)	4,818 (1,709)	6,270 (1,759)	11,655 (3,558)	13,030 (3,274)
Среднее образование	2,194 (1,632)	3,457 (1,543)	1,648 (1,485)	1,256 (1,930)	2,085 (2,133)	-0,431 (8,286)	0,495 (7,067)
Инвестиции ²	-3,693 (0,867)	-3,117 (1,100)	-3,535 (0,935)	-3,930 (0,755)	-3,713 (0,809)	-4,435 (1,993)	-3,170 (2,154)
Доверие	0,082 (0,030)		0,076 (0,030)	0,192 (0,060)	0,086 (0,039)	0,146 (0,078)	
Гражданское сотрудничество		0,272 (0,098)	0,207 (0,092)				0,872 (0,301)
Доверие·Перв. ВВП				-0,013 (0,006)			
Adj. R2	0,55	0,44	0,56	0,60	0,52	0,37	0,38
SEE	1,37	1,52	1,35	1,29	1,37	4,43	4,38
Mean, D.V.	1,45	1,45	1,45	1,45	1,45	22,4	22,4

Примечание. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Источник: работа С. Нэка и Ф. Кифера [6].

В уравнении 4 вводится переменная, значения которой равны произведению переменной доверия и первоначального ВВП. Влияние доверия на экономический

¹ Среднегодовая доля инвестиций в ВВП страны.

² Уровень цен на инвестиционные товары относительно цен в США на аналогичные товары.

рост должно быть выше в более бедных странах, если доверие имеет более важное значение в тех случаях, когда правовые системы не обеспечивают надежного соблюдения правовых норм и когда доступ к источникам кредитных средств ограничен из-за слабо развитого финансового сектора. Такую точку зрения подтверждает отрицательный коэффициент, который является значимым. Таким образом, для страны с ВВП на душу населения в 1980 г. всего 1000 долл. коэффициент доверия равен 0,179, что больше в 2 раза, чем средний по выборке в целом¹.

В уравнении 5 для исправления возможных проблем эндогенности применяется двухшаговый МНК. В качестве инструментов для переменного доверия используются процент населения страны, относящегося к самой крупной «этнолингвистической» группе², и количество студентов-юристов в 1963 г. в процентах от числа всех студентов среднего возраста. Для 1-го инструмента предполагается положительная связь с уровнем доверия. Это объясняется предположением о том, что в гомогенных или более однородных обществах уровень доверия выше. Для 2-го инструмента предполагается отрицательная связь, поскольку общество с низким уровнем доверия будет иметь больший спрос на адвокатов и юристов. В результате оценки все переменные модели, включая переменную доверия, остаются значимыми.

В уравнениях 6 и 7 табл. 2 была проверена гипотеза о влиянии социального капитала на долю инвестиций в ВВП. В результате коэффициенты перед переменными доверия и гражданского сотрудничества остаются положительными, но уже не являются статистически значимыми. Это указывает на то, что канал влияния на экономический рост является более важным.

¹ $0,192 + 1000 \times (-0,013) = 0,179$. Для сравнения в спецификациях (1), (3) коэффициент при показателе доверия составлял порядка 0,08.

² Группы идентифицируются по признаку расы, языка или религии в зависимости от того, какая из них представляется наиболее значительной частью общества. Смысл инструмента в том, что в гомогенных или более однородных по своему составу обществах уровень доверия будет выше.

Кроме прямого влияния на экономический рост социального капитала, в работе исследуется косвенное – посредством влияния доверия на состояние имущественных и договорных отношений. И поскольку часть данных была получена авторами работы самостоятельно и они признают их ограниченность и возможную нерепрезентативность, обратим внимание преимущественно на методы исследования.

Таблица 3

**Эффективность правительства: результаты оценки
моделей С. Нэка и Ф. Кифера**

Уравнение	1	2	3	4	5	6	7
Зависимая переменная	Эффективность правительства	Бюрократизация государственных органов		Права собственности		Исполнимость договоров	
		Индекс 1	Индекс 2				
Константа	0,626	2,662	2,065	4,812	2,647	1,395	1,266
	(0,074)	(1,244)	(0,755)	(1,102)	(1,100)	(0,281)	(0,318)
Первоначальный ВВП	,0085	0,235	0,134	0,293	0,170	0,065	0,057
	(,0091)	(0,102)	(0,056)	(0,149)	(0,104)	(0,029)	(0,031)
Начальное образование	-0,162	2,195	0,750	5,765	6,483	0,054	0,101
	(0,093)	(1,263)	(0,578)	(1,468)	(0,954)	(0,333)	(0,360)
Среднее образование	-0,215	2,220	0,675	1,938	1,586	0,485	0,465
	(0,145)	(1,412)	(0,964)	(1,847)	(1,507)	(0,426)	(0,421)
Доверие	0,0045	0,050	0,018	0,065	0,037	0,015	0,014
	(,0013)	(0,025)	(0,010)	(0,020)	(0,029)	(0,005)	(0,005)
Исполнительные ограничения ¹					0,616		0,037
					(0,260)		(0,039)
Adj. R2	0,20	0,73	0,69	0,74	0,82	0,73	0,73
SEE	0,096	1,33	0,645	1,81	1,51	0,324	0,324
Mean, D.V.	0,605	9,66	4,91	16,3	16,3	2,75	2,75
Выборка	28	29	28	29	29	28	28

Примечание. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Источник: работа С. Нэка и Ф. Кифера [6].

Для оценки эффективности правительства был построен соответствующий индекс при помощи опросных данных. Представители стран, включенных в выборку, оценивали работу образовательной и правовой систем, полиции и государственных органов. Далее был рассчитан процент респондентов в каждой стране,

¹ В уравнениях 5 и 7 в качестве контрольной переменной используется субъективный индикатор «исполнительных ограничений» Т. Гурра. Переменная оценивает степень институциональных ограничений, от которых зависят полномочия принимающих решения руководителей, будь то отдельные лица или коллективы [52]. Индикатор имеет шкалу от 1 до 7. Максимальное значение соответствует положению, при котором произвол и необоснованность решений исполнительной власти минимально возможны.

оценивших положительно деятельность в каждой категории. В результате средний процент по четырем категориям использовали как показатель общей эффективности правительства, участвующий в уравнении 1 *табл. 3*. В регрессию включены переменные, которые использовались в предыдущих моделях. В результате единственной значимой переменной оказывается уровень доверия, который положительно связан с эффективностью правительства.

Эффективность деятельности правительства отражает степень бюрократизации государственных институтов, которую С. Нэк и Ф. Кифер измеряют при помощи двух индексов. Первый составлен из двух показателей: «коррупция в правительстве» и «степень бюрократизма», публикующихся на сайте проекта «Международное руководство по страновым рискам» [24]. Максимальное значение индекса равно 12. Высший балл указывает на меньшие коррупцию и бюрократизм в правительственной системе. Второй индекс также является составным. В него входят показатели «бюрократические задержки» и «качество транспорта и связи», публикуемые на сайте проекта «Анализ бизнес-рисков» [25]. Максимальная оценка страны по индексу, равная 8, указывает на минимальные проблемы в деловой среде. Оба индекса, как следует из оценок уравнений 2 и 3, имеют положительную значимую связь с переменной доверия. Учитывая, что в более ранней работе С. Нэка и Ф. Кифера [26] было доказано, что приведенные индексы являются предикторами экономического роста, можно утверждать, что такой механизм объективно существует. В уравнениях 4 и 5 зависимая переменная представляет собой сумму показателей «риск отказа от государственных контрактов» и «риск экспроприации» активов¹. В уравнениях 6 и 7 зависимая переменная «исполнимость договоров» – оценка «Международного руководства по страновым рискам». В урав-

¹ Используются данные ресурса «Анализ бизнес-рисков» [25].

нениях 4 и 6 уровень доверия имеет значительную положительную связь с зависимыми переменными. Как можно видеть из *табл. 3*, независимое влияние показателя доверия несколько уменьшается, но при этом остается значимым.

Кроме того, в работе исследуется влияние на экономический рост горизонтальных связей в обществе. Эмпирическое доказательство положительного влияния таких связей было продемонстрировано в работе Р. Патнэма [17]. С. Нэк и Ф. Киффер допускают и обратное влияние, ссылаясь на работу М. Олсона [27], отмечающего, что горизонтальные ассоциации могут выступать в роли специальных групп, лоббирующих преференциальную политику в ущерб общественным интересам.

Для построения переменных, отражающих влияние горизонтальных связей в обществе, используются данные опросов ресурса «Обзор мировых ценностей». Респондентам предлагалось ответить, к какой группе или группам, приведенным ниже, они относятся:

- 1) религиозные или церковные организации;
- 2) образование, искусство, музыка или культурная деятельность;
- 3) профсоюзы;
- 4) политические партии или группы;
- 5) местные общественные организации, занимающиеся вопросами нищеты, занятости, жилья, расовой дискриминации;
- 6) развитие третьего мира или права человека;
- 7) охрана окружающей среды, экология;
- 8) профессиональные ассоциации;
- 9) молодежные группы.

На основании этих опросов С. Нэк создает группы: группа Патнэма, которая должна оказать положительное влияние на экономический рост, и группа Олсона, членство в которой, скорее, тормозит экономическое развитие.

Группа Патнэма включает организации, связанные с религией, образованием, искусством, музыкой или культурной деятельностью, с развитием стран третьего мира или правами человека. В группу Олсона входят профсоюзы, политические партии и профессиональные организации. Результаты оценки представлены в табл. 4. В 1-м уравнении участвует переменная «членство в группах», значение которой для каждой страны равняется среднему числу групп, в которых состоит «средний человек». Предполагается, что чем в большем количестве групп состоит человек, тем больше он имеет горизонтальных связей.

Таблица 4

Проверка влияния горизонтальных связей на экономический рост

Уравнение	1	2	3	4
Зависимая переменная	Рост		Инвестиции/ВВП	
Константа	1,156 (3,323)	1,558 (3,618)	21,676 (8,210)	22,698 (8,528)
Первоначальный ВВП	-0,219 (0,153)	-0,274 (0,164)	0,648 (0,414)	0,448 (0,455)
Начальное образование	4,421 (1,641)	4,800 (1,482)	1,933 (5,302)	2,968 (5,383)
Среднее образование	4,196 (1,995)	4,065 (2,061)	4,237 (7,076)	5,098 (7,328)
Инвестиции ¹	- 3,102 (1,657)	- 3,601 (1,767)	-2,954 (3,118)	-4,235 (3,316)
Членство в группах	-0,232 (0,872)		-6,199 (3,306)	
Группа Олсона		2,186 (1,551)		-1,200 (5,980)
Группа Патнэма		- 1,303 (1,412)		-10,589 (3,890)
Adj. R2	0,19	0,18	0,19	0,16
SEE	1,71	1,72	4,50	4,59
Mean, D.V.	1,54	1,54	23,2	23,2

Примечание. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Источник: работа С. Нэка и Ф. Кифера [6].

В результате членство в группах незначимо как в уравнении роста, так и в уравнении инвестиций. Для группы Олсона мы наблюдаем аналогичные результаты для уравнений 2 и 4. Вопреки ожиданиям группа Патнэма отрицательно влияет на инвестиции в уравнении 4. При этом утверждается, что результат устойчив к различным вариациям организаций в двух группах.

¹ Уровень цен на инвестиционные товары относительно цен на аналогичные товары в США.

С. Нэк и Ф. Кифер отвечают на вопрос о том, является ли наличие горизонтальных связей в обществе фактором, формирующим общественное доверие и социальные нормы. Выше утверждалось, что наличие горизонтальных связей в обществе может оказывать неоднозначное влияние на экономическое развитие: с одной стороны, возможно снижение транзакционных издержек благодаря доверию и моральным нормам, которые возникают в горизонтальных обществах, а с другой – увеличиваются возможности для совершения экономических преступлений. Поскольку эмпирические результаты не подтвердили выдвинутые предположения, в работе проверяется правомерность основания первого утверждения. По мнению С. Нэка и Ф. Кифера, горизонтальные ассоциации, действительно, могут культивировать общественное доверие и определенные формы гражданской ответственности. Это утверждение основано на идее Р. Патнэма о том, что создающиеся внутриинформационные сети препятствуют возникновению асимметрии информации или создают такие поведенческие шаблоны, которые позволяют достигать консенсуса в общественных и межличностных вопросах. Люди, которые принадлежат к таким сетям, чаще доверяют другим и соблюдают этические гражданские нормы. Однако часто общественные группы делятся по этническим, политическим, религиозным особенностям или уровню дохода. Внутри таких групп нормы доверия и общественного поведения могут быть на высоком уровне, однако в гетерогенном обществе между группами такие нормы будут ослаблены. В результате измерения в национальном масштабе могут показать отрицательную связь между горизонтальными группами и уровнем доверия в обществе.

Исходя из этого С. Нэк и Ф. Кифер проверяют следующую гипотезу: гетерогенность общества, проявляющаяся в многообразии этнических групп и социальной дифференциации, отрицательно влияет на нормы доверия и гражданское сотрудничество. Результаты проверки представлены в *табл. 5*. В 1-м уравнении проверяется влияние неравенства доходов, аппроксимированное через коэффициент

Джини. Согласно оценкам, высокий уровень социального расслоения связан с более низким уровнем доверия и гражданского сотрудничества в обществе. В уравнениях 3 и 4 используется переменная «этническая гомогенность», которая имеет 100-балльную шкалу. Максимальное значение присваивается мононациональному государству. Согласно оценкам, этническое многообразие связано с более низким уровнем доверия и гражданского сотрудничества. Таким образом, заявленная гипотеза подтверждается.

Таблица 5

Проверка влияния гетерогенности общества на экономический рост

Уравнение	1	2	3	4
Зависимая переменная	TRUST	CIVIC	TRUST	CIVIC
Константа	57,938 (12,108)	47,704 (2,112)	25,717 (4,645)	39,883 (1,710)
Первоначальный ВВП	1,341 (0,516)	0,054 (0,143)	1,776 (0,473)	0,224 (0,150)
Начальное образование	-24,228 (7,137)	-5,509 (1,511)	-25,660 (8,219)	-8,305 (1,766)
Среднее образование	17,425 (9,566)	0,906 (2,667)	5,968 (9,350)	1,313 (2,413)
Коэффициент Джини	-0,453 (0,173)	-0,099 (0,027)		
Этническая гомогенность			0,349 (0,107)	0,064 (0,023)
Доля студентов-юристов			-1,254 (0,194)	0,012 (0,068)
Adj. R2	0,55	0,31	0,73	0,30
SEE	9,53	1,68	7,32	1,68
Mean, D.V.	35,6	39,4	35,8	39,4
N	28	28	29	29

Примечание. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Источник: работа С. Нэка [6].

В последних двух уравнениях в качестве объясняющей переменной присутствует «доля студентов-юристов». Отрицательная, статистически значимая связь с переменной доверия в 3-м уравнении подтверждает гипотезу о том, что в обществе с более низким уровнем доверия будет повышенный спрос на юристов, а следовательно, и на юридические специальности.

Результатом исследования является подтверждение прямого влияния социального капитала, проявляющегося в обобщенном доверии и гражданском сотрудничестве, на темпы экономического роста. Не отвергается гипотеза о влиянии тех же

факторов социального капитала на эффективность деятельности государственных органов, что означает и наличие опосредованного влияния на экономический рост. При этом наличие групп Патнэма и Олсона на использованной выборке не связано с экономическим ростом, в то время как социальная дифференциация и многообразие этнических групп оказывают статистически значимое влияние.

Для собственного исследования интерес представляют описанные механизмы влияния уровня доверия на экономический рост. Косвенное влияние социального капитала на эффективность политических институтов может быть проверено на данных Российской Федерации. В качестве критерия эффективности можно использовать уровень коррупции.

В работе П. Уайтли [28] исследуется влияние социального капитала, измеренного с точки зрения межличностного доверия, на экономический рост. В качестве базы для исследования в работе используется неоклассическая теория экономического роста. Отправной точкой в эмпирическом анализе является динамическая модель, предложенная Н. Мэнкью, Д. Ромером [29] в 1992 г.

Определяя содержание понятия «социальный капитал», П. Уайтли обращается к теоретической работе Джеймса Коулмана [30], который выделяет три формы социального капитала:

- обязательства и ожидания;
- доверие к информационным каналам;
- социальные нормы.

Коулман объясняет взаимосвязь между первой формой и социальным капиталом следующим образом: если А делает что-то для В и предполагает, что В ответит взаимностью в будущем, то возникают ожидания индивида А и обязательство В. Это обязательство можно рассматривать как своего рода кредитный билет (credit slip), удерживаемый А, исполнить который обязан В. Таким образом, соци-

альное взаимодействие порождает определенные обязательства, сравнимые с кредитными билетами, и нормы взаимных отношений. Вторая форма социального капитала, по Коулману, основана на идее доверия к представленной информации, которая может служить основой для действия. Отличие от первой формы в том, что использование информации не предполагает оказания взаимной услуги источнику ее предоставления. Для объяснения третьей формы Коулман приводит следующий пример:

«Эффективные социальные нормы препятствуют совершению преступлений, позволяют свободно ходить по улице в ночное время в городе и позволяют старикам покидать свои дома, не опасаясь за их безопасность».

Из трех форм самое важное значение Коулман придает благонадежности социальной среды, поскольку это явление гарантирует исполнение обязательств, что, в свою очередь, облегчает социальное взаимодействие. Доверие поощряет нормы, которые укрепляют идею о том, что люди должны действовать в интересах группы, а не в личных, что способствует решению коллективных проблем.

Однако, как замечает П. Уайтли, поведение, основанное на доверии, невозможно смоделировать посредством классической теории игр. Агенты могут перейти к сотрудничеству только на некоторой итерации повторяющейся игры, но на вопрос, почему это может произойти на первом шаге, теория ответ дать не может. Это означает, что обществу с небольшим объемом социального капитала будет крайне трудно его создавать. Любой, кто попытается в таком обществе сотрудничать, попросту будет эксплуатироваться. В такой ситуации процесс генерации социального капитала практически невозможен.

Таким образом, ключевым элементом социального капитала П. Уайтли видит готовность доверять другим, часто – незнакомым людям, не ожидая того, что они ответят взаимностью. При этом естественным является ожидание ответного аль-

труистического поведения от неопределенного человека в неопределенный период времени в будущем. Индивиды готовы совершать альтруистические поступки, поскольку имеют надежду на то, что в будущем по отношению к ним поступят так же.

Объясняя зарождение общественного доверия, П. Уайтли обращается к работам Р. Путнам [17] и М. Леви [31]. Первая утверждает, что важнейшим источником общественного доверия является семья, вторая – что доверие возникает, скорее всего, как результат опыта взаимодействия за пределами малых ассоциаций, а не в результате членства в них. Соединяя два мнения, П. Уайтли формулирует собственное определение общественного доверия: «это феномен, берущий свое начало в семье, на который также влияют общество, социальные нормы и ценности».

Далее П. Уайтли определяет понятие социального капитала как готовность граждан доверять другим, включая членов их семей, сограждан и людей в целом. П. Уайтли утверждает, что социальный капитал, определяемый с точки зрения межличностного доверия, оказывает очень важное влияние на все аспекты экономики. Для того чтобы подтвердить достоверность такой гипотезы эмпирически, П. Уайтли использует модель экономического роста Н. Мэнкью, Д. Ромера, Д. Вейла [29] и добавляет к их спецификации переменную, отождествляемую с социальным капиталом, которая отражает уровень доверия в обществе. В конечном итоге базовая спецификация приобретает следующий вид:

$$\ln \left[\frac{Y}{L} \right] = \alpha + \beta_1 \ln(\text{investment}) + \beta_2 \ln(\text{population growth}) + \beta_3 \ln(\text{human capital stock}) + \beta_4 \ln(\text{social capital stock}) + \beta_5 \ln(\text{initial GDP per capita}) + \varepsilon, \quad (1)$$

где Y/L – переменная роста, рассчитанная как темпы роста реального ВВП на душу населения в постоянных ценах (базовый – 1985 г.), в долл. США с 1970 по 1992 г.;

investment – средняя доля инвестиций, в % ВВП в ценах 1985 г. с 1970 по 1992 г.;

population growth – темпы роста населения с 1970 по 1992 г.;

human capital stock – человеческий капитал, общее количество зачисленных в начальные школы в странах в 1980 г.;

social capital stock – социальный капитал, который включает три показателя общественного доверия, приведенных к одному при помощи метода главных компонент;

initial GDP per capita – реальный ВВП на душу населения 1970 г. в ценах 1985 г.;

ε – случайная ошибка.

Кроме социального капитала, в уравнение была добавлена переменная, позволяющая учесть конвергенцию, – это первоначальный уровень ВВП. Согласно неоклассической теории экономического роста отстающие экономики должны демонстрировать большие темпы роста, чем умеренно процветающие страны, поскольку могут использовать общедоступную информацию о новых технологиях. Значимость добавления такой переменной была подтверждена в исследовании Д. Бенхабиба [32].

По мнению П. Уайтли, социальный капитал оказывает прямое влияние на экономические показатели за счет воздействия на снижение транзакционных издержек и компенсирует последствия негативных внешних эффектов. Также социальный капитал позволяет решать проблему внешних эффектов. Проблемы распределения ресурсов, загрязнения внешней среды будут решаться эффективнее в обществе с высоким уровнем социального капитала, поскольку использование исключительно государственного регулирования подобных вопросов без опоры на

социальный капитал (введение налогов, квот или штрафов) приведет к повышению транзакционных издержек, что потенциально снизит экономическую эффективность.

Теорема Коуза [33] утверждает, что, когда транзакционные издержки низкие, участники смогут более эффективно решать проблемы коллективных действий, чем это может быть достигнуто за счет внешнего регулирования. Таким образом, сокращая транзакционные издержки, социальный капитал облегчает решение проблем внешних эффектов, что, в свою очередь, повышает экономическую эффективность и стимулирует рост.

Другим проявлением прямого эффекта является снижение издержек при взаимодействии «принципал – агент». В обществе с низким уровнем доверия в том случае, если агент имеет стимулы к уклонению от качественного выполнения работы, принципал будет вынужден контролировать работу и нести дополнительные издержки [34].

Механизм косвенного влияния социального капитала через человеческий капитал П. Уайтли связывает с возможностью решения проблем внешних эффектов. Социальный капитал может влиять на эффективность распределения и использования инвестиций в образование.

Другой косвенный механизм – это связь между инвестициями и социальным капиталом. В дополнение к вопросу о распространении инноваций, связанных с повышением эффективности инвестиций, акторы могут взять на себя больше рисков и, следовательно, быть более предприимчивыми в обществе с высоким уровнем доверия. Высокий уровень социального капитала означает, что общество будет менее подвержено риску, и это создает большие стимулы для инвестиций как в физический, так и в человеческий капитал.

Наконец, то же, что о человеческом капитале относительно конвергенции, можно сказать о социальном капитале. Если страна отстает от другой с точки зрения технологического прогресса, то распространение новых технологий будет в значительной степени шире в обществе с высоким уровнем социального капитала, в отличие от общества с низким уровнем доверия и неприятием риска, где развитие будет тормозиться.

Для получения данных о социальном капитале П. Уайтли использует экономические данные по 34 странам с 1970 по 1992 г. базы данных проекта «Обзор мировых ценностей» [5]. База содержит три показателя общественного доверия, которые формируют в конечном итоге прокси-переменную для социального капитала, используемую в эмпирической части работы:

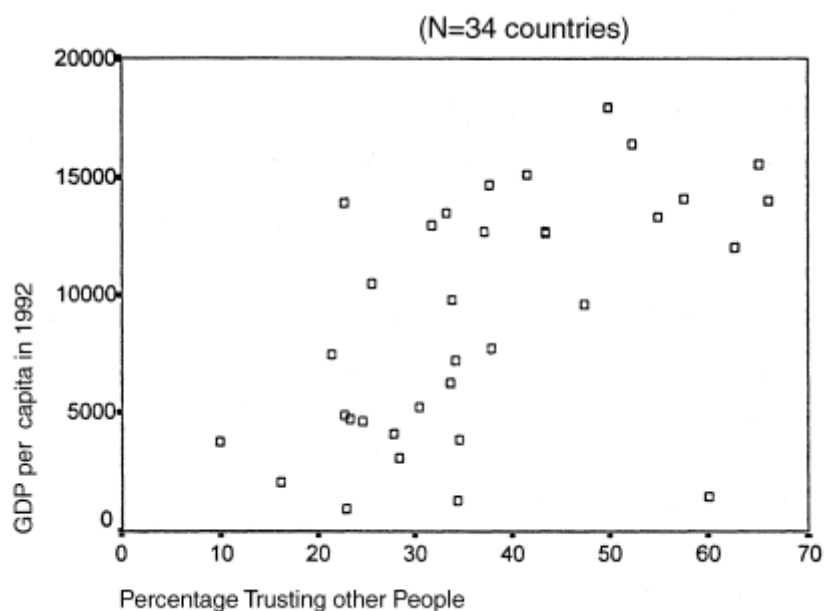
- уровень доверия в семье;
- уровень доверия к гражданам в стране;
- уровень доверия к незнакомому человеку.

Переменные представляют собой результаты опросов 56 000 человек. Данные трех переменных при помощи метода главных компонент сведены в одну и в таком виде используются для оценки модели.

Уравнение (1) является базовой моделью исследования. В качестве контрольных переменных применяются четырехзначный индикатор ценностей Гранато¹, а также два показателя, использованных в модели экономического роста

¹ Для расчета индекса Д. Гранато [7] используются опросные данные ресурса «Обзор мировых ценностей» из рубрики «какие качества необходимо воспитывать в детях». Индекс измеряется в процентах и учитывает ответы респондентов, согласившихся с важностью определенного качества. С положительным знаком в индекс входят экономия денег и упорство, с отрицательным – религиозность и послушание.

Д. Свонка¹, и собственный индикатор – принадлежность страны в прошлом к социалистическому блоку. Экономическое значение социального капитала очевидно на *рис. 5*.



Примечание. N = 34 countries – выборка включает 34 страны; GDP per capita in 1992 – ВВП на душу населения в 1992 г.; Percentage Trusting other People – процент доверия.

Рис. 5. ВВП на душу населения и уровень доверия в 1992 г.

Источник: исследование П. Уайтли [28].

Данные со средним процентом населения, ответившего положительно на вопрос относительно доверия согражданам, и уровнем дохода (ВВП на душу населения) представляет собой вытянутое облако точек с положительным наклоном. П. Уайтли утверждает, что во всех 34 странах существует положительная корреляция между приведенными показателями.

¹ Первый показатель – индикатор конфуцианской культуры; бинарная переменная, равная 1 для Японии, Китая и Кореи. Второй показатель – страны, имеющие похожую социально-корпоративную культуру; бинарная переменная, равная 1 для Австрии, Дании, Финляндии, Норвегии и Швеции, согласно классификации Д. Свонка [51].

Оценки моделей П. Уайтли

Переменные	A	B	C	D
Константа	-10,99*	-8,92	-11,81**	-
	(1,8)	(1,3)	(2,1)	
Логарифм инвестиций	1,47***	1,75**	1,60***	0,69***
	(2,7)	(2,9)	(4,7)	
Логарифм начального образования	2,22*	2,13*	2,22**	0,29**
	(1,8)	(1,6)	(2,0)	
Логарифм среднего образования	-0,02	0,25	-	-
	(0,0)	(0,5)		
Логарифм темпов роста населения	-0,22	-0,55	-	-
	(0,6)	(1,1)		
Логарифм индекса социального капитала	0,62***	0,57**	0,63***	0,42***
	(2,6)	(2,0)	(2,7)	
Логарифм реального ВВП на душу населения в 1970 г.	-0,32*	-0,70**	-0,30***	-0,41***
	(1,9)	(2,5)	(2,9)	
Открытость экономики	-	0,00	-	-
		(0,2)		
Четырехзначный индикатор ценностей Гранато	-	0,25	-	-
		(0,7)		
Индикатор конфуцианства	-	-0,39	-	-
		(0,8)		
Социально-корпоративный индекс	-	-0,38	-	-
		(1,3)		
Принадлежность к социалистическому блоку	-	-0,83*	-	-
		(1,9)		
R ² -adj	0,37	0,29	0,40	0,40
F ratio	4,16***	2,35**	6,54***	6,54***
Тест на нормальность χ^2	28,0***	29,6***	27,9***	27,9***
Тест на гетероскедастичность	1,49	1,64	1,98	1,98

Примечание. Зависимая переменная – логарифм переменной роста; N = 34. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Источник: работа П. Уайтли [28].

В табл. 6 приведены оценки 4 моделей. Первая спецификация соответствует уравнению 1 и демонстрирует значимые оценки коэффициентов всех переменных, кроме роста населения и среднего образования, которое отражает человеческий капитал. Вторая переменная, отвечающая за человеческий капитал – начальное образование, остается значимой. Поскольку переменные представлены в логарифмах, коэффициенты модели интерпретируются как эластичности. П. Уайтли отмечает также наличие конвергенции. Страны с национальным доходом ниже среднего за 1970 г. на 10% росли примерно на 3% быстрее, чем в среднем.

Вторая спецификация включает контрольные переменные, однако значимым из них является только индикатор принадлежности к социалистическому режиму.

При этом влияние уровня первоначального ВВП и инвестиций в физический капитал несколько усиливаются. Влияние социального капитала несколько ослабло, хотя остается значимым.

Последняя модель – с исключенными незначимыми переменными – показывает, что инвестиции в физический капитал являются самым важным фактором, объясняющим экономический рост. Интересным выводом является то, что человеческий капитал менее важен, чем социальный, который оказывает такое же воздействие на экономический рост, как и первоначальный уровень ВВП.

Поскольку остатки модели не являются нормальными, П. Уайтли тестирует робастность полученных результатов. Используя метод максимального правдоподобия и процедуру бутстрапа при оценке дополнительных моделей, П. Уайтли получает похожие результаты: коэффициенты значимы перед такими же объясняющими переменными, имеют аналогичные знаки, хотя и несколько различаются по своему абсолютному значению. Кроме того, была использована статистика Кука, демонстрирующая смещение оценок коэффициентов регрессии при исключении определенного наблюдения. В результате анализа расстояний из выборки были исключены две страны. Гипотеза о нормальности распределения остатков в новой модели не отвергалась, а полученные коэффициенты наиболее соответствовали результатам из основной модели.

В работе П. Уайтли уделяется внимание и вопросу причинности. Используемые данные для аппроксимации социального капитала были получены из проведенного в 1992 г. опроса. Показатели экономического роста по странам были собраны с 1970 по 1992 г. Чтобы проверить, не повлиял ли экономический рост на уровень доверия граждан, зафиксированный в 1992 г., была построена модель с использованием данных опроса 1981 г. и данных роста экономики 1981–1992 гг. Полученные оценки подтвердили имеющийся результат, что позволило сделать вывод о влиянии социального капитала на темпы экономического роста.

В работе Л. Полищука и Р. Меняшева [11] анализируется влияние социального капитала в закрытой и открытой формах на экономику и общественное благосостояние. Тестирование заявленных гипотез производится на основе опросных данных проекта «Георейтинг» фонда «Общественное мнение», проведенного в 2007 г. в городах России. Результаты исследования показали, что индикаторы открытого социального капитала и гражданской культуры находятся в статистически значимой положительной связи с удовлетворенностью россиян положением дел в городе, в то время как индикатор закрытой социальной культуры имеет значимую отрицательную связь.

Открытая и закрытая формы социального капитала в работе Л. Полищука и Р. Меняшева [11] по своему смысловому содержанию тождественны группам Патнэма и Олсона. Открытому социальному капиталу соответствуют коллективные действия в рамках широких общественных коалиций, которые благоприятствуют экономическому развитию. Закрытый социальный капитал отражает коллективные действия ограниченных групп, действия которых направлены на получение определенной ренты.

Рассматриваемые формы социального капитала, согласно авторам, могут влиять на состояние институтов, экономику, общественное благосостояние посредством двух механизмов: горизонтального и вертикального. Горизонтальный механизм, способствуя решению общественных проблем преимущественно благодаря высокому уровню доверия, снижает трансакционные издержки. Вертикальный механизм позволяет повысить благосостояние общества через политическую активность граждан, которые добиваются высокой подотчетности и эффективности работы государственных чиновников.

Проверка экономического значения двух форм социального капитала проводится с использованием опросных данных проекта «Георейтинг» фонда «Общественное мнение», проведенного в 1924 населенных пунктах 68 регионов РФ в

2007 г. Опросный лист содержал три блока вопросов. Первый блок включал вопросы, характеризующие личностные и общественные нормы. Индикатор открытого социального капитала учитывал вопросы из блока, касающиеся уровня обобщенного доверия, общественной солидарности, взаимопомощи и готовности к объединению. Индикатор закрытого социального капитала учитывал доли респондентов, которых можно отнести к группам Олсона. Их характеризуют: доверие к близким и людям, с которыми много общего, ограниченный круг ответственности перед семьей и близкая среда обитания. Кроме того, из первого блока вопросов был получен индикатор гражданской культуры, который учитывает чувство ответственности респондентов за происходящее в городе, дворе, семье.

Второй блок вопросов характеризует удовлетворенность жизнью населения. При помощи вопросов, содержащихся в нем, были получены индикаторы социально-экономического уровня развития города и подотчетности властей. Третий блок вопросов содержал информацию о возрасте, доходе, образовании респондента, а также характеристики города или населенного пункта.

В исследовании Л. Полищука и Р. Меняшева единицей анализа являются города и населенные пункты. Обобщение используемых индикаторов на уровень регионов показало, что усреднение социального капитала приводит к потере информации, поскольку между городами одного региона могла наблюдаться значительная дифференциация.

Далее в работе используются три модели. Уравнение (2) описывает первую используемую регрессионную модель, посредством которой оценивается влияние трех индикаторов социального капитала на уровень социально-экономического развития города, оцененного респондентами.

$$\text{Outcome}_i = \text{const} + \beta_1 \text{OpenSC}_i + \beta_2 \text{ClosedSC}_i + \beta_3 \text{CivicCulture}_i + \gamma_1 \text{Control}_i + \text{RegionDummy}_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

где Outcome_i – оценка респондентами положения дел в городах;

OpenSCi – открытый социальный капитал;

ClosedSCi – закрытый социальный капитал;

CivicCulturei – гражданская культура¹;

Controlk – характеристики населенного пункта и его жителей;

RegionDummyi – региональные дамми;

ϵ_i – случайная ошибка.

Результаты оценки уравнения (2) представлены в *табл. 7*. Первая спецификация уравнения демонстрирует статистически значимую связь переменных социального капитала и развития. При этом знаки коэффициентов специфицированы согласно теоретическим предположениям. Увеличение индикатора групп Р. Патнэма на одно стандартное отклонение приводит к улучшению социально-экономической ситуации в городе на 0,25 стандартного отклонения. Гражданская культура так же положительно связана с развитием, хотя ее влияние несколько ниже. Закрытый социальный капитал отрицательно влияет на развитие. Включение в модель контрольных переменных не оказывает существенного влияния на коэффициенты перед индикаторами социального капитала.

Во второй модели оценивается влияние тех же объясняющих переменных на подотчетность государственных органов. Полученное эмпирическое подтверждение такой связи позволило заключить, что работа городской администрации является передаточным механизмом между социальным капиталом и развитием. Коэффициенты перед объясняющими переменными являются значимыми и имеют аналогичные знаки, хотя и несколько меньше по своему абсолютному значению.

В последней модели (3) к объясняющим переменным была добавлена подотчетность государственных органов, а в качестве объясняемой переменной выступала оценка респондентами социально-экономического развития, как в первой модели.

¹ Факторы социального капитала калиброваны таким образом, что минимальное значение нулевое, а стандартное отклонение – единичное.

Таблица 7

**Влияние социального капитала на социально-экономическое
развитие населенных пунктов РФ**

Переменные	(1)	(2)	(3)	(4)
Открытый СК	0,122*** (0,010)	0,114*** (0,012)	0,122*** (0,010)	0,114*** (0,014)
Закрытый СК	-0,091*** (0,003)	-0,088*** (0,002)	-0,091*** (0,003)	-0,088*** (0,015)
Гражданская культура	0,019** (0,006)	0,025** (0,009)	0,021*** (0,005)	0,025* (0,014)
Население	0,0013*** (0,0002)	0,0010** (0,0003)		
Возраст		-0,003 (0,005)		-0,003 (0,003)
Образование		0,002 (0,009)		0,003 (0,012)
Персональная ответственность		0,115*** (0,016)		0,116*** (0,029)
Дамми на размер города	Нет	Нет	Да	Да
Региональные эффекты	Да	Да	Да	Да
Наблюдения	1822	1822	1822	1822
R-squared	0,267	0,282	0,266	0,280

Примечание. Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

В круглых скобках указаны t -статистики.

Источник: работа Л. Полищука и Р. Меняшева [11].

$$\begin{aligned} \text{Outcome} = \text{const} + \beta_0 \text{Accountability}_i + \beta_1 \text{OpenSC}_i + \beta_2 \text{ClosedSC}_i + \\ + \beta_3 \text{CivicCulture}_i + \gamma_1 k \text{Control}_k + \text{RegionDummy}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (3)$$

где *Accountability_i* – подотчетность государственных органов;

Outcome_i – оценка респондентами положения дел в городах;

OpenSC_i – открытый социальный капитал;

ClosedSC_i – закрытый социальный капитал;

CivicCulture_i – гражданская культура¹;

Control_k – характеристики населенного пункта и его жителей;

RegionDummy_i – региональные дамми;

ε_i – ошибка.

¹ Факторы социального капитала калиброваны таким образом, что минимальное значение нулевое, а стандартное отклонение – единичное.

Положительный статистически значимый коэффициент перед добавленной переменной (табл. 8) указывает на то, что работа органов власти является вертикальным передаточным механизмом между социальным капиталом и развитием. Оставшиеся значимыми коэффициенты трех факторов социального капитала указывают на то, что существует и горизонтальный механизм, работающий без участия административной власти. Однако коэффициенты сокращаются вдвое, что говорит о главенствующей роли вертикального механизма.

Таблица 8

Влияние социального капитала и степени подотчетности государственных органов на социально-экономическое развитие населенных пунктов РФ

Уравнения	(1)	(2)	(3)	(4)
Подотчетность власти	0,450*** (0,022)	0,352*** (0,014)	0,338*** (0,015)	0,338*** (0,016)
Открытый СК		0,078*** (0,008)	0,072*** (0,009)	0,072*** (0,009)
Закрытый СК		-0,060*** (0,006)	-0,056*** (0,002)	-0,056*** (0,003)
Гражданская культура		-0,007 (0,005)	0,005 (0,004)	0,005 (0,002)
Население			0,0011*** (0,0003)	
Возраст			-0,002 (0,005)	-0,001 (0,005)
Образование			0,005 (0,010)	0,004 (0,008)
Персональная ответственность			0,094*** (0,014)	0,093*** (0,014)
Дамми на размер города	Нет	Нет	Нет	Да
Региональные эффекты	Нет	Да	Да	Да
Наблюдения	1822	1822	1822	1822
R-squared	0,137	0,319	0,336	0,335

Примечание. В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Источник: работа Л. Полищука и Р. Меняшева [11].

В результате эмпирического анализа была доказана экономическая значимость социального капитала для городов Российской Федерации. При этом Л. Полищук и Р. Меняшев замечают, что прямое влияние свойственно преимущественно малым городам и населенным пунктам. В крупных и средних городах социальный капитал влияет на социально-экономическое развитие, скорее, опосредованно че-

рез повышение подотчетности государственных органов. Не подтверждается гипотеза о влиянии социального капитала на валовой региональный продукт. Исследователи связывают это с разнородностью социального капитала внутри одного региона. При этом включение в регрессию переменной показателя ответственности за происходящее в городе приводит к тому, что переменные социального капитала становятся значимыми. По мнению исследователей, это свидетельствует о том, что социальный капитал как ресурс должен быть использован для того, чтобы существовала экономическая отдача. Об использовании социального капитала говорит высокая степень ответственности горожан за будущее своего региона¹. В случае отсутствия ответственности социальный капитал, несмотря на его наличие, может не влиять на социально-экономическое развитие.

В первую очередь для нашего исследования интерес в этой работе представляет использованная база данных. Кроме того, авторы исследования ставили под вопрос робастность последней модели, где тестировалось влияние переменных социального капитала на ВРП. Это связано с тем, что в модели использовались неисторические данные по социальному капиталу и исторический рост. Под историческим ростом в данном случае подразумевается рост экономики, измеренный до проведения опроса «Георейтинга». Использование измеренных в таком порядке показателей в модели вызывает сомнение относительно истинной направленности влияния в обнаруженной зависимости. В настоящее время опрос «Георейтинга» является базой, которая может быть использована для перепроверки гипотезы с точки зрения влияния исторического уровня социального капитала на последующие темпы регионального роста.

¹ Переменная построена на основе вопроса «Георейтинга»: «Имеете ли Вы чувство ответственности за происходящее в населенном пункте?»

2.2. Теоретические и эмпирические подходы к оценке экономического значения предпринимательской культуры

В статье С. Бегельсдейка [35] описана методология расчета уровня предпринимательской культуры для регионов Европы. На основе неоклассической модели экономического роста исследуется связь предпринимательской культуры с ростом и инновациями.

Бегельсдейк утверждает, что проведение исследования о значении предпринимательской культуры находится на границе двух наук – экономики и социологии. Это создает определенные трудности в работе. В силу того что экономистов интересуют последствия развития предпринимательской культуры, а социологов – источники ее формирования, данные социологов малоприменимы. Бегельсдейк в работе [35] предпринимает попытку построить собственный показатель предпринимательской культуры.

В статье используются данные сайта «Обзор европейских ценностей» [4]. Цель – разработать микромеру предпринимательской культуры, которая позволит определить долю населения, предрасположенного к ведению бизнеса

Для этого строятся два уравнения логистической регрессии.

1. Для первого уравнения объясняемая переменная – индикатор, принимающий значение 1, если респондент относится к категории самозанятых, и 0 в остальных случаях (в качестве последней категории исследуется население в целом: в выборке присутствуют все респонденты, включая пенсионеров, безработных, студентов и домохозяек).

2. Во втором уравнении объясняемая переменная не меняется, но при этом сужается выборка. В нее входят только респонденты, получающие заработную плату (т.е. занятые). Вторая модель позволяет сравнить набор ценностей самозанятых и наемных работников.

Правая часть обоих уравнений включает переменные, которые определяют пол, возраст, доход, социально-экономический статус респондента и выявляют черты

характера и ценности, свойственные предпринимателям. Бегельсдейк, отбирая вопросы для такого рода переменных, использовал выводы из работ Шумпетера, Макклелланда, Брандштеттера, которые исследовали психологию личности предпринимателя. Полный перечень вошедших вопросов и результаты оценки моделей представлены в *табл. 9*.

Таблица 9

**Моделирование склонности к samozанятости на основе
логит-регрессий: результаты оценки
моделей Бегельсдейка**

	Модель 1 (самозанятые = 1, население в целом = 0)	Модель 2 (самозанятые = 1, наемные работники = 0)
1	2	3
Люди живут в нужде...		
Потому что они несчастны	-0,23 (-1,22)	-0,22 (1,10)
Потому что ленивы и имеют недостаточную силу воли	0,13 (0,73)	0,12 (0,69)
Из-за несправедливости в нашем обществе	-0,12 (-0,70)	-0,11 (0,59)
Потому что это неизбежное следствие технического прогресса	-0,15 (-0,82)	-0,16 (0,84)
Важные качества, которые нужно воспитывать в детях...		
Независимость	-0,03 (-0,37)	-0,05 (0,63)
Трудолюбие	0,17** (2,03)	0,10 (1,18)
Воображение	0,85 (1,01)	0,11 (1,24)
Бережливость	-0,006 (-0,07)	0,04 (0,45)
Настойчивость	-0,05 (-0,63)	-0,025 (0,30)
Послушание	-0,12 (-1,46)	-0,11 (1,24)
Оценка будущих событий ...		
Больше внимания уделять разработке технологий	0,05 (0,63)	0,05 (0,60)
Больше внимания уделять развитию личности	-0,073 (-0,69)	-0,16 (1,53)
Свобода важна больше, чем равенство	0,12 (1,58)	0,089 (1,16)
Отношение к социальным вопросам...		
Следует развивать частный бизнес (индивидуальные усилия)	0,02*** (3,34)	0,02** (3,05)
Следует развивать госкорпорации	-0,02* (1,88)	-0,027** (2,22)
Государству следует взять на себя больше обязанностей	-0,03** (2,36)	-0,029** (2,03)
Безработные должны иметь право отказаться от работы	-0,03** (2,50)	-0,027* (1,91)
Конкуренция вредна. Она выявляет худшее в людях	0,007 (1,07)	0,005 (0,75)
Успех – результат удачи и связей	-0,04*** (2,85)	-0,04*** (3,02)

1	2	3
Контрольные переменные		
Подушевой ВВП 1990 г.	-0,1*** (8,79)	-0,1*** (8,84)
Возраст	0,18*** (11,28)	0,027 (1,55)
Возраст в квадрате	-0,002*** (11,25)	0,00005 (0,25)
Пол	0,71*** (9,30)	0,25 (3,15)***
Доход	0,03* (1,74)	-0,03* (1,79)
Социально-культурный статус	-0,096*** (2,73)	-0,028 (0,81)
N	14,846	8,332
Chi2	658,02	512,28
Log likelihood	-3 032,95	-2 570,89

Примечание. Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

В круглых скобках указаны t -статистики.

Источник: работа С. Бегельсдейка [35].

Статистическая значимость переменной означает отличие в мышлении самозанятого человека от остальных. Положительный коэффициент говорит о том, что переменная стремится увеличить вероятность того, что человек является предпринимателем. Полученные результаты соответствуют теоретическим представлениям о характерных чертах предпринимателя. Самозанятые в отличие от наемных работников считают, что следует развивать частный бизнес, а не государственные корпорации. Успех, по мнению самозанятых, не является результатом удачи и связей, а государство не должно вмешиваться во все сферы деятельности. Важным качеством, которое следует воспитывать в детях, как предприниматели, так и самозанятые считают трудолюбие, в отличие от безработных.

Полученные результаты использованы при составлении *табл. 10*. На ее основе жители каждого из 54 регионов Европы, принявшие участие в опросе, были разделены на две группы. В первую попали респонденты, для которых значимыми являлись утверждения из первой колонки *табл. 10*. Доля таких респондентов представляет долю населения региона, не имеющего предпринимательских наклонностей. Во вторую группу входят респонденты (за исключением предпри-

нимателей), которые придавали высокую значимость одновременно всем утверждениям из второй колонки *табл. 10*. Таким образом, вторая группа представляет часть населения региона, являющегося носителем предпринимательской культуры.

Таблица 10

**Необходимые показатели для оценки
предпринимательской культуры**

Не предприниматели считают:	Для предпринимателей значимыми являются:
Доходы должны быть равными	Должно быть больше возможностей для индивидуальных усилий
Доля государства в бизнесе и промышленности должна быть увеличена	Следует развивать частный бизнес
Государство должно быть ответственно за наше будущее	Индивиды должны быть ответственны за свое будущее
Безработные должны иметь возможность отказаться от работы, если она им не подходит	Безработные должны согласиться на предлагаемую работу или потерять государственные выплаты
Тяжелый труд обычно не приносит успеха. Успех больше зависит от удачи и связей	В долгосрочной перспективе тяжелый труд обычно делает жизнь лучше

Источник: работа С. Бегельсейка [35].

Для оценки влияния уровня предпринимательской культуры на экономическое развитие регионов используется стандартная модель экономического роста. Первоначально С. Бегельсейк воспроизводит эмпирические результаты Барро и Сала-и-Мартина [36], которые исследовали различия в экономическом развитии между регионами Европы.

В базовой спецификации кроме стандартного набора переменных для неоклассической модели – таких как уровень первоначального ВВП, инвестиции в физический капитал и школьное образование – в качестве объясняющих переменных также используются:

- 1) эффект агломерации – дамми-переменная, необходимая для контроля большой концентрации человеческого капитала в агломерациях¹;
- 2) пространственный доход – средний доход на душу населения в соседних регионах. Переменная необходима для учета зависимости между регионами;

¹ Основные агломерации: западная часть Нидерландов, Париж, Берлин, Лондон, Барселона, Брюссель, Рим.

3) региональные инновации – количество патентов в регионе на одного человека;

4) уровень предпринимательской культуры, полученный в результате описанной выше процедуры.

Результаты оценок моделей представлены в *табл. 11*. Зависимая переменная во всех моделях – это среднегодовой темп роста регионального дохода на душу населения в период 1950–1998 гг. Первая модель в *табл. 11* включает только базовые экономические переменные. Коэффициенты перед всеми переменными, кроме инвестиций, являются значимыми. Вторая модель включает переменную предпринимательской культуры, коэффициент которой является значимым и свидетельствует о положительной связи с региональным ростом. Модель под номером 3 демонстрирует значимую положительную связь региональных инноваций и экономического роста. При этом использование в качестве объясняющих переменных одновременно двух последних переменных приводит к тому, что коэффициент перед предпринимательской культурой становится незначимым. С. Бегельсдейк отмечает высокую положительную корреляцию между двумя переменными. Однако такое положение позволяет использовать предпринимательскую культуру как инструмент для инноваций. Поскольку возможно взаимно обратное влияние между экономическим ростом и инновациями, в 5-й модели используется двухшаговый МНК.

Таблица 11

**Моделирование темпов экономического роста за период 1950–1998 гг.:
результаты оценки моделей С. Бегельсдейка**

Модель	1 OLS	2 OLS	3 OLS	4 OLS	5 2SLS
Первоначальный подушевой ВВП	-0,97*** (0,06)	-0,94 *** (0,07)	-1,07*** (0,12)	-1,04*** (0,11)	-1,10*** (0,14)
Log инвестиций	0,48 (0,27)	0,15 (0,10)	0,30** (0,09)	0,22 * (0,10)	0,25* (0,12)
Log школьного образования	0,53* (0,27)	0,66** (0,23)	0,65 *** (0,14)	0,67 *** (0,15)	0,68*** (0,12)
Агломерационный эффект	0,53** (0,16)	0,45** (0,16)	0,42** (0,16)	0,41** (0,14)	0,39* (0,17)
Пространственный доход	0,31**	0,18	0,17	0,15	0,13

**Подходы к оценке экономического значения социального капитала
и предпринимательской культуры в России**

	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
Региональные инновации (1980–2003)			0,16 *** (0,02)	0,15*** (0,03)	0,22*** (0,03)
Предпринимательская культура (инструмент для региональных инноваций в уравнении 5)		0,49** (0,16)		0,17 (0,12)	2,28*** (0,46)
R-squared	0.41	0.53	0.63	0.64	0.60
N	54	54	54	54	54

Примечание. Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,0$.

В круглых скобках указаны *t*-статистики.

Источник: работа С. Бегельсейка [35].

В модели 2SLS в качестве инструмента для региональных инноваций используется предпринимательская культура.

Для проверки робастности полученных результатов применяется альтернативный метод учета индивидуальных эффектов региона. В моделях *табл. 11* использовался взвешенный МНК. Однако оценки могли быть несостоятельными, если ненаблюдаемые переменные, влияющие на рост, коррелировали с наблюдаемыми характеристиками. Поэтому в качестве дополнительного теста оценивается регрессия, где для каждого региона вводится дамми-переменная. Как показано в *табл. 12*, коэффициент перед переменной предпринимательской культуры является значимым при использовании дамми-переменных как в OLS, так и в регрессии 2SLS.

Далее проверяется устойчивость результатов на альтернативных периодах. Затем, после выявления потенциальных выбросов, был построен ряд моделей с их поочередным исключением. Как видно из *табл. 12*, основные результаты являются устойчивыми к исключению наблюдений.

Подводя итоги, можно сказать, что С. Бегельсейком продемонстрирован эффективный метод работы с данными социологических опросов для определения уровня предпринимательской культуры. Два уравнения регрессии показали отличие предпринимательского мышления от мировосприятия наемных рабочих и других людей. Полученные результаты были использованы для определения предпринимательской культуры регионов Европы. На основе стандартной

неоклассической модели роста было доказано влияние предпринимательской культуры на различия в экономическом развитии регионов Европы.

Таблица 12

Проверка робастности результатов базовых моделей

Модель	Модель 2 OLS Зависимая переменная: экономический рост, коэффициент перед предпринимательской культурой	Модель 4 OLS Зависимая переменная: экономический рост, коэффициент перед предпринимательской культурой	Модель 5a 2SLS Зависимая переменная: инновации, коэффициент перед предпринимательской культурой	Модель 5b 2SLS Зависимая переменная: экономический рост, коэффициент перед ин- новациями	Коли- чество наблю- дений
Стандартная модель	0,49** (0,16)	0,17 (0,12)	2,28*** (0,46)	0,22*** (0,03)	54
Дамми для региона	0,38 ** (0,20)	0,15 (0,20)	1,39** (0,56)	0,27** (0,13)	54
Период 1984–1998	1,52** (0,46)	0,72 (0,44)	2,26*** (0,45)	0,67*** (0,11)	54
Период 1990–1998	2,35** (0,66)	1,05 (0,72)	2,22*** (0,45)	1,05*** (0,17)	54
Исключение 4 са- мых быстрорасту- щих регионов	0,39** (0,13)	0,15 (0,13)	1,99*** (0,44)	0,19*** (0,03)	50
Исключение 4 мед- ленно растущих ре- гионов	0,51*** (0,11)	0,24** (0,09)	2,2*** (0,50)	0,23*** (0,04)	50
Исключение 4 реги- онов с высоким уровнем инноваций	0,39** (0,12)	0,23 (0,14)	1,8*** (0,38)	0,22*** (0,04)	50
Исключение 4 реги- онов с низкой инновационной ак- тивностью	0,48** (0,18)	0,17 (0,15)	2,31*** (0,52)	0,21*** (0,03)	50
Исключение 4 реги- онов с высокой предприниматель- ской культурой	0,49** (0,21)	0,12 (0,18)	2,46*** (0,52)	0,20*** (0,05)	50
Исключение 4 реги- онов с низкой пред- принимательской культурой	0,56** (0,21)	0,20 (0,16)	2,61*** (0,57)	0,22*** (0,03)	50

Примечание. Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

В круглых скобках указаны t -статистики.

Источник: работа С. Бегельсдейка [35].

Опыт С. Бегельсдейка полезен при проведении исследования по регионам Российской Федерации. При этом методологию определения отличительных качеств можно применять с любым доступным набором опросных данных, важным лишь является наличие статуса работника (самозанятый или наемный).

В работе Г. Таббеллини [14] изучается роль культуры как канала исторического влияния на экономическое развитие 69 регионов 8 европейских стран. Показатели

культуры инструментируются историческими переменными – уровнем грамотности в конце XIX века и показателями политических институтов с 1600 по 1850 г. Согласно эмпирическим результатам, не отвергается гипотеза о том, что исторические переменные влияют на уровень регионального развития только через культуру, которая, в свою очередь, оказывает влияние на экономический рост.

Г. Таббеллини изначально приводит общепринятую логическую цепочку: исторические институты влияют на состояние современных институтов, которые, в свою очередь, обуславливают экономическое развитие. При этом эмпирический анализ подтверждает предположение о том, что исторические институты могут влиять на вид современных институтов во взаимодействии или через культуру. Добавление культурной компоненты в логическую цепочку объясняет тот факт, что при схожих формальных исторических институтах европейские регионы имеют различный уровень экономического развития.

Основной задачей исследования является измерение влияния культуры на экономическое развитие 69 регионов Европы. Для этих целей использованы результаты опросов «Европейского обзора ценностей» [4] и «Мирового обзора ценностей» [5], проведенных в две волны: в 1990–1991 и 1995–1997 гг. В качестве переменных, отражающих уровень культуры, Таббеллини использует:

- 1) уровень обобщенного доверия, который измеряется как доля респондентов, ответивших, что «большинству людей они могут доверять»;
- 2) уровень уважения в обществе – доля респондентов, разделяющих позицию толерантности и уважения к другим членам общества;
- 3) послушание как качество, которое необходимо воспитывать в детях. Таббеллини утверждает, что, воспитывая в детях послушание, родители хотят предотвратить возможное девиантное поведение, к которому может склонять социум

или текущий уровень культуры в обществе. Таким образом, регион с высокой долей респондентов, придающих значимость воспитанию послушания, будет обладать относительно меньшим уровнем социального капитала;

4) доля респондентов, убежденных в том, что индивидуальные усилия должны окупиться, является четвертым показателем культуры. По мнению Таббелини, мотивированные будущим успехом индивиды склонны много работать, проявлять инициативу, что в конечном итоге может оказывать влияние на экономические показатели в долгосрочной перспективе.

Первоначально оценивается МНК-регрессия (уравнение 4) темпов регионального роста поочередно на культурные переменные, описанные выше с включенными в правую часть контрольными переменными во всех уравнениях: уровень образования в 1960 г. и первоначальный уровень экономического развития. По результатам все оценки значимы, а знаки интерпретируемы согласно теоретическим предположениям. Однако полученные результаты, по мнению Таббелини, не могут считаться достоверными, поскольку остается открытым вопрос о причинности культурной переменной. Предполагается, что возможна корреляция культуры и ненаблюдаемой переменной, заключенной в ошибке e .

$$Y = \alpha + \delta C + \beta Y_0 + \gamma X + e, \quad (4)$$

где Y – экономическое развитие, логарифм разностей среднегодовых темпов роста валовой добавленной стоимости на душу населения. Данные с 1970 по 2001 г.;

C – индикатор культуры;

Y_0 – урбанизация в 1850 г.;

X – уровень образования, измеренный в 1960 г., который является прокси для текущего уровня развития институтов;

e – ошибка.

Для решения проблемы эндогенности используются инструменты для переменных культуры. Прежде чем перейти к их описанию, приведем определение культуры Таббеллини. Согласно ему, культура – это результат современного социального взаимодействия и культурных традиций, унаследованных от предыдущих поколений. Такое понимание культуры может описывать уравнение (5):

$$C = \alpha + dC_0 + bY_0 + cX + u, \quad (5)$$

где C – текущий уровень культуры;

C_0 – уровень культуры предыдущего поколения;

Y_0 – начальный уровень экономического развития;

X – текущее состояние институтов, измеренное как количество учащихся в средних школах в 1960 г.;

u – ошибка, которая включает и обратный эффект влияния экономического роста на культуру.

Невозможность наблюдения уровня культуры предыдущего поколения делает невозможным оценку уравнения (2). Однако Таббеллини предполагает, что C_0 , в свою очередь, является функцией от социального взаимодействия прошлых поколений и исторических особенностей политической и экономической среды, что позволяет записать уравнение (6):

$$C = \lambda_1 + \lambda_2 X_0 + \lambda_3 Y_0 + \lambda_4 X + v, \quad (6)$$

где C – текущий уровень культуры;

X_0 – исторический аналог переменных X , который предполагается измерять при помощи оценки ограничений исполнительной власти в 1600, 1700, 1750, 1800 и 1850 гг. и уровня грамотности в XIX в.;

Y_0 – начальный уровень экономического развития, измеренный как доля городского населения в 1850 г.;

X – текущий уровень состояния институтов, измеренный как количество учащихся в средних школах в 1960 г.

Табеллини предполагает, что использованные инструменты достаточны для того, чтобы считать, что культура неэндогенна по отношению к экономическому росту. При этом отмечается необходимость проверки действенности инструментов в уравнении (6).

В *табл. 13* оценки первых трех уравнений показывают влияние инструментов на текущий экономический рост. Уравнение под номером 4 является оценкой сводного индекса культуры регионов на инструменты. Согласно приведенным данным, оба инструмента являются значимыми.

Таблица 13

Оценка инструмента для переменной культуры

Зависимая переменная	Экономический рост			Культура
	1	2	3	
Уравнение				4
Школьное образование в 1960 г.	0,46 (0,37)	0,54 (0,20)***	0,42 (0,36)	0,32 (0,30)
Урбанизация в 1850 г.	0,55 (0,26)**	0,62 (0,18)***	0,49 (0,22)**	0,03 (0,16)
Уровень грамотности в XIX в.	0,94 (0,23)***		0,81 (0,23)***	0,48 (0,15)***
Исторические институты		10,71 (4,06)**	7,21 (4,31)*	10,16 (3,06)***
Количество наблюдений	67	69	67	67
Adj R-squared	0,56	0,51	0,58	0,76

Примечание. В круглых скобках указаны t-статистики; Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Источник: работа Г. Таббеллини [14].

Последнее уравнение из *табл. 13* используется как первый шаг в двухступенчатой процедуре 2МНК. Результаты проверки влияния инструментированных переменных представлены в *табл. 14*.

Таблица 14

Оценка моделей с инструментированными переменными

Зависимая переменная	Экономический рост						
	1	2	3	4	5	6	7
Уравнение							
ГК_культура_4	1,07 (0,26)***						
ГК_культура_3		1,16 (0,32)***					
ГК_воспитание			1,4 (0,39)***				
Контроль				13,17 (7,61)*			
Доверие					4,67 (1,41)***		
Послушание						-5,88 (2,19)***	
Уважение							2,86 (0,76)***
Наблюдения	67	67	67	67	67	67	67
F-статистика	12,71	17,47	6,75	2,4	4,84	3,2	9,29
p-value	0,2	0,1	0,08*	0,19	0,89	0,95	0,01***

Примечание. В круглых скобках указаны t-статистики.

Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Источник: работа Г. Таббелини [14].

Вследствие того что уровень культуры измерялся в 1990 г., в качестве зависимой переменной для оценки уравнений использовалась усеченная выборка с 1995 по 2000 г.

В качестве переменных культуры, инструментированных по принципу, описанному выше, кроме отдельных показателей, таких как доверие, послушание, уважение, использовались также их обобщенные значения:

ГК_культура_4 – переменная, объединяющая в общий индикатор культуры при помощи метода главных компонент четыре переменные: доверие, уважение, послушание и индивидуальные стремления;

ГК_культура_3 – метод главных компонент для трех переменных: доверие, уважение, индивидуальные особенности. В данном случае не участвует переменная послушания, так как имеет отрицательную корреляцию со всеми остальными переменными культуры;

ГК_воспитание – метод главных компонент для предпочтительных качеств при воспитании детей: послушание и уважение.

По результатам оценки все инструментированные переменные оказались значимыми, что не отвергает первоначально заявленную гипотезу о влиянии культуры на экономический рост.

При проведении исследования мы также столкнемся с проблемой эндогенности. Естественно, используемые инструменты являются крайне специфичными для выбранной области исследования. Однако при решении использовать межстрановые данные опыт может быть полезен.

* * *

Большая часть эмпирических исследований в проведенном обзоре основана на кросс-страновых данных. Однако традиционное использование стран как единиц анализа сопряжено с рядом проблем. Для оценки культурных различий необходимо иметь критерии и исследовательские методы, равно подходящие для всех культур. Однако в этом и кроется противоречие: культурная специфичность является таковой, поскольку сторонние методы и критерии, применяемые к ней, не всегда релевантны. Респонденты в разных странах могут по-разному понимать вопросы или придавать им разную степень важности в зависимости от культурных традиций. Показательным является тот факт, что А. Татарко и Н. Лебедева [10] в процессе адаптации вопросов WVS для проведения собственного исследования в 2005 г. исключили часть вопросов как незначимые.

В работе Д. Темпла [37] отмечается, что страны, различающиеся по социальным, политическим и институциональным характеристикам, могут также отличаться по релевантным индикаторам социального капитала. То есть в разных странах могут быть значимыми те или иные формы социального капитала: обобщенное доверие, горизонтальные связи (членство в ассоциациях), социальные нормы (чувство ответственности, гражданская активность). К примеру, такой показатель,

входящий в индикатор эмансипативных ценностей¹ Р. Инглхарта с положительным знаком, как дистанция власти², может искажать реальность для азиатских стран. Высокие показатели эффективности азиатских экономик (Япония, Тайвань) соответствуют исторически большой дистанции населения и власти.

Культуролог палестинского происхождения Э. Саид в книге «Ориентализм» [38] доказывал, что изображение незападного мира западными авторами долгое время было сильно искажено. Таким образом, к странам исламского мира также могут применяться чуждые им категории.

Искажать результаты исследований может тот факт, что большинство выборок содержат подавляющее количество европейских развитых стран, что связано с доступностью данных, относительно меньшее количество развивающихся стран Европы и Азии и лишь несколько развитых стран азиатского мира. В таких условиях любая регрессия экономического развития на культурные ценности будет выделять ментальные качества европейцев, как характеризующие экономическое процветание и благополучие. Однако даже условие нахождения в выборке стран исключительно западной культуры тоже не гарантирует абсолютно объективного результата. По мнению П. Халла [39], *во всех рыночных странах действуют разные вариации рыночных экономик, основанные на разных институтах*. Л. Полищук [11] замечает, что специфика стран лишь отчасти может быть учтена включением в регрессионные уравнения различных контрольных переменных, особенно в том, что касается институтов. В «Протестантской этике» М. Вебера демонстрируется факт различного отношения к ценности труда, богатства, накоплений между представителями католицизма и протестантизма, а также множества течений внутри этих направлений христианства. При этом, естественно, границы

¹ Индикатор Таббеллини для кластеризации стран по социально-экономическому развитию.

² В русском языке может также употребляться более точное название показателя «дистанция до власти».

между религиозными конфессиями, как и между этносами, не совпадают с административными границами как стран, так и внутреннего деления этих стран. Ш. Бегельсдейк [2] утверждает, что *исследования, где единицей культуры выступает страна, исходят из идеи: одно государство – одна нация, одна культура. При этом игнорируется борьба между разными группами, идеями и убеждениями; игнорируется различная ментальность этнолингвистических групп, которые могут составлять значительные доли населения. Отсюда произрастает проблема агрегирования данных*¹.

Тем не менее кросс-страновые исследования, несмотря на проблему потери части информации при агрегировании показателей, доказывают, что культура имеет значение для развития экономики. Но в силу перечисленных выше недостатков они не могут ответить на вопрос, какое именно значение имеет культура для отдельно взятой страны. Таким образом, представляется возможным использовать ценный опыт исследователей, определивших формы социального капитала и механизмы влияния на экономический рост для некоторых межстрановых выборок и регионов отдельных стран для того, чтобы определить ценность таковых для экономики Российской Федерации.

Этническая разнородность Российской Федерации предполагает некоторые трудности при агрегировании показателей социального капитала на уровне регионов. Однако, исходя из поставленных целей и задач, можно пренебречь некоторыми специфичными особенностями, поскольку мы хотим понять не то, какая культура лучше, а то, какие институты при всем многообразии культур нам необходимо развивать. Мы принимаем культуру как результат влияния исторических институтов в соответствии с логикой Табеллини.

¹ Л. Полищук и Р. Меняшев обратили внимание на то, что эта проблема проявляется даже на уровне отдельных регионов страны, когда получили незначимый коэффициент в регрессии ВРП на усредненный региональный социальный капитал.

2.3. Разработка теоретической и построение эмпирической модели влияния институциональных факторов на параметры социально-экономического развития Российской Федерации

В неоклассической модели экономического роста Солоу – Суона агрегированный выпуск моделируется при помощи производственной функции Кобба – Дугласа следующего типа:

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha}, \text{ при } 0 < \alpha < 1, \quad (7)$$

где Y – доход;

K – физический капитал;

A – уровень технологий;

L – труд.

Технологические изменения и рост населения определяются экзогенно и растут с постоянным темпом во времени:

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (8)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (9)$$

Таким образом, эффективный труд $A(t)L(t)$ растет с темпом $(n + g)$. Также предполагается, что инвестиции, под которыми понимается скорость изменения физического капитала K , изменяются во времени следующим образом:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = s_p Y(t), \quad (10)$$

где норма сбережений s_p – константа, пропорциональная доходу.

Подставив производственную функцию в явном виде в уравнение, получим:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = s \left(K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha} \right) \quad (11)$$

Такое изменение инвестиций обеспечивает эффективное использование рабочей силы. Важно также найти скорость изменения инвестиций, которые обеспечивают полную занятость, учитывая темпы роста рабочей силы. Для того чтобы сделать это, используется отношение капитала на единицу эффективного труда:

$$p = \frac{K}{AL} \text{ или } K = pAL \quad (12)$$

Из уравнений (8) и (9) получаем:

$$K = pL(0)e^{nt}A(0)e^{gt} \quad (13)$$

Производная по времени капитала:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = npL(0)e^{nt}A(0)e^{gt} + \frac{\partial p}{\partial t}L(0)e^{nt}A(0)e^{gt} + pgL(0)e^{nt}A(0)e^{gt} \quad (14)$$

Преобразовав уравнение (14), получим:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = \left(np + \frac{\partial p}{\partial t} + pg \right) (L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}) \quad (15)$$

Уравнение (11) может быть представлено с учетом (8) и (9) как однородное уравнение первой степени в следующем виде:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = s(L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}) \left[\left\{ \frac{K(t)}{L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}} \right\}^\alpha \left\{ \left(\frac{A(t)L(t)}{L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}} \right) \right\}^{1-\alpha} \right] \quad (16)$$

или:

$$\frac{\partial K}{\partial t} = s(L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}) \{p(t)^\alpha\} \quad (17)$$

Приравняв данное уравнение к уравнению (15), получим:

$$\left(np + \frac{\partial p}{\partial t} + pg\right) (L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}) = s(L(0)e^{nt}A(0)e^{gt})\{p(t)^\alpha\} \quad (18)$$

Разделив результат формулы (18) на $L(0)e^{nt}A(0)e^{gt}$, получим изменение капитала на единицу труда во времени:

$$\frac{\partial p}{\partial t} = sy(t) - (n + g)p(t), \quad (19)$$

где $y=Y/AL$; $p=K/AL$ – отношение дохода к эффективному труду и отношение физического капитала к эффективному труду.

Таким образом, отношение капитал/труд зависит от ставки процента и темпа роста эффективного труда.

Устойчивое состояние в долгосрочном периоде p определяется как:

$$p^* = \left[\frac{s}{n+g}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (20)$$

Другими словами, в долгосрочном периоде отношение капитала к труду положительно связано с нормой сбережения и отрицательно с темпом роста населения и технологиями. Замена уравнения (15) на производственную функцию и выражение уравнения в логарифмической форме приводит к тому, что долгосрочный выпуск на душу населения можно записать следующим образом:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_p - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (21)$$

Н. Мэнкью, Д. Ромер, Д. Вейл [29] предположили, что $\ln A(0) = a + \varepsilon$ и $\alpha = 0,5$. Это позволило представить уравнение (21) в виде:

$$\ln \frac{Y}{L} = a + \beta_1 \ln investment + \beta_2 \ln(population\ growth + constant) + \varepsilon, \quad (22)$$

где β_1 и β_2 – соответственно эластичности инвестиций и темпов роста населения по ВВП на душу населения. Темпы роста дохода и норма амортизации капитала предполагались неизменными во времени и были заменены некоторой константой.

Полученное уравнение использовалось в качестве базовой спецификации для проверки гипотез о влиянии инвестиций, человеческого капитала на экономическое развитие стран, а также конвергируемости экономик. В работе Р. Барро и Х. Сала-и-Мартина [36], объясняющей дифференциацию экономического роста европейских регионов, использовалась спецификация Н. Мэнкью, включающая человеческий капитал и первоначальный уровень ВРП. Дополнительно в уравнение была добавлена переменная пространственного дохода для учета региональных зависимостей:

$$\ln \frac{Y}{L} = a + \beta_1 \ln investment + \beta_2 \ln population\ growth + \beta_3 \ln human\ capital + \quad (23)$$

$$+ \beta_4 \ln initial\ growth + \beta_5 \ln spatial\ income + \varepsilon$$

Уравнение (23) используется в качестве базовой спецификации для нашего эмпирического исследования. Для проверки влияния социокультурных факторов на экономическое развитие регионов к объясняющим переменным были добавлены прокси для социального капитала и предпринимательской культуры. Таким образом, эмпирическая спецификация принимает вид:

$$\ln(g_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(I/Y_i) + \beta_2 \ln(n_i) + \beta_3 \ln(Y_0/L_{0i}) + \beta_4 \ln(SI_i) + \beta_5 \ln(S_{0i}) +$$

$$+ \beta_6 \ln(E_{0i}) + \varepsilon_i, \quad (24)$$

где $\ln(g_i)$ – темпы роста ВРП на душу населения, логарифм;

$\ln(I/Y_i)$ – доля инвестиций в физический капитал, логарифм;

$\ln(n_i)$ – темпы роста населения, логарифм;

$\ln(Y_0/L_{0i})$ – ВРП на душу населения в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(SI_i)$ – пространственный доход, логарифм;

$\ln(S_{0i})$ – уровень социального капитала в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(E_{0i})$ – уровень предпринимательской культуры в момент времени t_0 , логарифм.

3. База данных эмпирического исследования

3.1. Описание структуры базы данных

В исследовании были использованы данные Росстата, фонда «Общественное мнение» (ФОМ), база данных ВШЭ (RLMS).

Основными данными, благодаря которым стало возможно проведение настоящего анализа, являются предоставленные ФОМ в полном объеме результаты общенационального исследования 2007 г., задачей которого была всесторонняя характеристика социального климата в стране. В проекте ФОМ, названном «Георейтинг», приняли участие жители 68¹ регионов Российской Федерации. В каждом регионе опрашивалось по 500 респондентов, отобранных на основе репрезентативной для данного региона выборки. Всего в опросе приняли участие 34 000 респондентов. Основная часть вопросов, релевантных для данного исследования, была взята из блока, касающегося установок россиян, их готовности участвовать в гражданских инициативах, уровня доверия/солидарности и факторов, способствующих их формированию.

Переменные экономического блока в разрезе регионов Российской Федерации были взяты с сайта Росстата. Изначально данные представляли собой временные ряды с годовой частотностью и периодом 2007–2017 гг., начальная точка которого обусловлена временем сбора статистики ФОМ. Важность использования лаговых значений показателей социального капитала и предпринимательской культуры подчеркивается в работах С. Нэка, П. Уайтли, Р. Табеллини и др. Измерение этих переменных хронологически должно предшествовать измерению экономического

¹ Исследование ФОМ не проводилось в республиках: Адыгея, Калмыкия, Крым, Дагестан, Ингушетия, Кабардино-Балкария, Карачаево-Черкесия, Северная Осетия – Алания, Алтай, Тыва, Саха, в Чеченской Республике, в Чукотском, Ненецком, Ямало-Ненецком автономных округах.

роста для учета возможной проблемы взаимобратной причинности анализируемых факторов (эндогенности). Максимальный объем выборки ограничен 68 субъектами – количеством регионов, в которых проводились опросы «Георейтинга». В табл. 15 представлены статистические характеристики экономических переменных для первого подхода (уравнение (25)), предполагающего использование кросс-секционных данных. Объясняемая переменная «экономический рост» представляет собой логарифм средней геометрической индекса физического объема ВРП на душу населения за 10 лет (с января 2007 г.). Индекс физического объема избавлен от влияния инфляции и позволяет проследить реальное изменение выпуска в экономике регионов. Средняя геометрическая темпов роста населения – объясняющая переменная, влияние которой предполагается отрицательным. При прочих равных, при увеличении населения ВРП на душу населения снижается, что должен продемонстрировать отрицательный знак в регрессии. Следующая объясняющая переменная – средние за период доли инвестиций в физический капитал в ВРП региона. В данном случае предполагается положительная связь с темпами экономического роста. Переменная «первоначальный уровень ВРП на душу населения», рассчитанная как отношение ВРП региона в текущих ценах 2007 г. к численности постоянного населения в среднем за 2007 г., необходима для проверки гипотезы о конвергенции.

$$\ln(g_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{I}{Y_i}\right) + \beta_2 \ln(n_i) + \beta_3 \ln\left(\frac{Y_0}{L_{0i}}\right) + \\ + \beta_4 \ln(SY_i) + \beta_4 \ln(S_{0i}) + \beta_5 \ln(E_{0i}) + \varepsilon_i, \quad (25)$$

где $\ln(g_i)$ – средняя геометрическая индекса физического объема ВРП на душу населения¹ с 2007 по 2016 г., логарифм;

¹ Данный показатель получается как частное от деления индекса физического объема ВРП и индекса изменения численности постоянного населения (Методологические пояснения Росстата).

$\ln\left(\frac{I}{Y_i}\right)$ – средняя геометрическая доли инвестиций в физический капитал в ВРП региона, логарифм;

$\ln(n_i)$ – темпы роста населения, логарифм;

$\ln(Y_0/L_{0i})$ – ВРП на душу населения в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(SY_i)$ – пространственный доход в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(S_{0i})$ – уровень социального капитала в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(E_{0i})$ – уровень предпринимательской культуры в момент времени t_0 , логарифм.

Экономические переменные для второго подхода, согласно уравнению (26), отличаются от первых только тем, что к ним не было применено усреднение и данные сохранили панельную структуру. В эмпирической части работы основные результаты будут представлены с использованием второго подхода, поскольку необходимое усреднение для первого приводит к значительной потере информации.

$$\begin{aligned} \ln(g_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(I/Y_{it}) + \beta_2 \ln(n_{it}) + \beta_3 \ln(Y/L_{i0}) + \beta_4 \ln(SY_{it}) + \\ & + \beta_5 \ln(S_{i0}) + \beta_6 \ln(E_{i0}) + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (26)$$

где $\ln(g_{it})$ – индексы физического объема ВРП на душу населения с 2007 по 2016 г., логарифм;

$\ln(I/Y_{it})$ – доли инвестиций в физический капитал в ВРП региона в текущих ценах, логарифм;

$\ln(n_{it})$ – темпы роста населения, логарифм;

$\ln(Y/L_{i0})$ – ВРП на душу населения в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(SY_i)$ – пространственный доход в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(S_{i0})$ – уровень социального капитала в момент времени t_0 , логарифм;

$\ln(E_{i0})$ – уровень предпринимательской культуры в момент времени t_0 , логарифм.

Статистическая характеристика переменных экономического блока

	Наблюдения	Среднее	Стандартное отклонение	Максимум	Минимум	Источник	Период/частотность данных
Экономический рост	68	2,64	1,55	6,20	-1,28	Росстат	Январь 2007 – декабрь 2017/месячные данные
Темп роста населения	68	0,99	0,02	1,06	0,95	Росстат	Январь 2007 – декабрь 2017/месячные данные
Доля инвестиций в ВРП	68	0,97	0,06	1,14	0,85	Росстат	Январь 2007 – декабрь 2017/месячные данные
Первоначальный уровень ВРП на количество занятых	68	1,23	0,06	1,39	1,09	Росстат	Январь 2007 – декабрь 2017/месячные данные

Источник: расчеты авторов.

3.2. Описание алгоритма формирования отдельных переменных

3.2.1. Социальный капитал

Обобщенное доверие

Для построения переменных, отражающих уровень социального капитала, преимущественно были использованы данные ФОМ.

Из вышеприведенного анализа литературы следует, что под уровнем социального капитала исследователи, как правило, понимают уровень обобщенного доверия. Есть основания полагать, что именно такая форма доверия может оказать положительное влияние на экономическое развитие. Доверие внутри семьи или определенных коллективов, скорее, характеризует закрытый социальный капитал и теоретически может способствовать достижению интересов некоторых групп.

Наличие обобщенного доверия, когда индивид может доверять другому, случайно взятому члену общества, делает возможным снижение транзакционных издержек при возникновении экономических отношений. Формулировка вопроса ФОМ относительно обобщенного доверия следует мировым стандартам и позволяет определить долю респондентов, согласившихся с утверждением о том, что большинству они могут доверять. Таким образом, в работе проверяется гипотеза о том, что регионы, которые имеют большую долю населения, доверяющего людям в целом, демонстрируют более высокие темпы роста.

Анализ обобщенного доверия в разрезе возрастов и уровня образования представлен в *табл. 16*. Корреляционная матрица (см. таблицу Приложения 1) свидетельствует о том, что экономический рост за период 2007–2016 гг. в большей степени коррелирует с уровнем доверия группы населения в возрастной категории от 18 до 36 лет, а также с группами, имеющими среднее специальное и высшее образование.

Таблица 16

Характеристика переменных доверия

	Наблюдения	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	25%	50%	75%	Максимум
Доверие	68	18,39	4,71	10,4	15,4	17,5	20,63	35,2
18–35 лет	68	17,73	6,49	8,15	13,22	16,47	21,51	39,41
36–54 года	68	19,26	4,9	11,8	15,58	18,77	21,96	34,48
55 лет и старше	68	17,95	4,99	8,84	14,41	17,02	20,74	30,83
Образование ниже среднего	68	16,79	7,68	0	12,03	15,2	21,05	45,45
Среднее общее, ПТУ	68	16,98	5,63	9,2	13,09	15,41	19,55	35,8
Среднее специальное	68	18,2	5,19	8,38	14,89	17,39	21,52	31,88
Высшее	68	22,8	6,29	8,33	17,63	23,29	27,29	39,78

Источник: расчеты авторов.

Общественные связи

Социальные сети и связи, согласно общепринятым подходам, измеряются количеством участников различных общественных объединений. В зависимости от целей их существования потенциально возможно как положительное влияние на

социально-экономическое развитие (такие объединения традиционно называют группами Патнэма), так и отрицательное (группы Олсона). Для расчета соответствующих показателей был проанализирован блок вопросов, в которых респондентам предлагалось ответить, в какие формальные и неформальные организации они входят.

В основе определения групп Патнэма и Олсона в данном случае используется аргументация С. Нэка и Ф. Кифера [26]. Группы Патнэма предполагают наличие горизонтальных информационных каналов, уровень доверия к которым находится на высоком уровне. Полученная из таких сетей информация может стать мотивом экономической активности; деловые отношения внутри таких групп связаны с относительно меньшей степенью риска, что, в свою очередь, снижает трансакционные издержки при проведении и контроле экономических операций. В работе С. Нэка группы Патнэма представлены организациями, относящимися к сфере образования, культуры, защиты прав человека, окружающей среды, развития стран третьего мира. К группам, лоббирующим определенные интересы в ущерб общественным (Олсона), исследователи относили профессиональные организации, профсоюзы, политические партии.

Блок вопросов анкеты ФОМ – «В деятельности каких общественных объединений и других некоммерческих организаций, общественных гражданских инициатив Вы принимаете участие? Членом каких общественных организаций Вы являетесь?» – позволяет проверить гипотезы о положительном и отрицательном влиянии таких групп на экономическое развитие регионов Российской Федерации. Парная корреляция использованных результатов опроса представлена в *табл. 17*.

Суммы долей респондентов, относивших себя к организациям из *табл. 17*, являются индикаторами для двух групп соответственно:

1. Патнэма: экологические организации (орг. 1), общества защиты прав потребителей (орг. 2), благотворительные организации (орг. 3, орг. 4, орг. 5), правозащитные организации (орг. 6), спортивные (орг. 7), культурные (орг. 8), молодежные политические объединения (орг. 9);
2. Олсона: профсоюзы (орг. 10), инициативные группы (орг. 11), этнические (национальные) общины (орг. 12).

Таблица 17

Попарная корреляция долей участников общественных организаций

	орг. 1	орг. 2	орг. 3	орг. 4	орг. 5	орг. 6	орг. 7	орг. 8	орг. 9	орг. 10	орг. 11	орг. 12
орг. 1	1,00	0,48	0,48	0,39	0,51	0,13	0,54	0,51	0,16	0,28	0,41	0,31
орг. 2		1,00	0,30	0,32	0,42	0,13	0,34	0,22	0,03	0,18	0,38	0,10
орг. 3			1,00	0,30	0,34	0,20	0,50	0,38	0,04	0,27	0,42	0,71
орг. 4				1,00	0,41	0,33	0,36	0,36	0,08	0,18	0,43	0,01
орг. 5					1,00	0,08	0,50	0,59	0,16	0,46	0,49	0,29
орг. 6						1,00	0,12	0,31	0,02	0,19	0,16	0,14
орг. 7							1,00	0,64	0,05	0,58	0,73	0,47
орг. 8								1,00	0,03	0,48	0,58	0,32
орг. 9									1,00	0,06	0,09	0,16
орг. 10										1,00	0,49	0,25
орг. 11											1,00	0,37
орг. 12												1,00

Источник: расчеты авторов.

Гражданское сотрудничество

Показателем третьей формы социального капитала, по Коулману, социальных норм и ценностей является гражданское сотрудничество. Для его измерения применяются вопросы: «Как Вы думаете, сегодня в нашей стране среди людей больше согласия, сплоченности или несогласия, разобщенности?» и «Насколько часто можно встретить сейчас среди окружающих Вас людей готовность объединяться, чтобы решать свои проблемы?», а также имеющий видоизмененное окончание второго вопроса: «...чтобы вместе решать общественные проблемы, которые не касаются их лично?». Гражданское сотрудничество, измеренное таким образом,

отражает выраженную респондентами готовность к сотрудничеству при столкновении с проблемами коллективных действий. Стоит заметить, что первичный анализ ответов респондентов показал некоторую закономерность. Она заключается в том, что респонденты, скорее, однозначно заявят о существующих проблемах, если таковые наблюдаются, чем признают ситуацию нормальной. К примеру, шкала ответов на последний вопрос следующая: «очень часто; довольно часто; довольно редко; очень редко; не встречаются; затрудняюсь ответить». Коэффициент перед таким показателем, как доля респондентов, ответивших «очень часто», имеет положительный знак, хотя и незначим в уравнении регрессии, объясняющей вариацию темпов роста регионов Российской Федерации. Добавление доли «затрудняюсь ответить» приведет к граничному значению probability, близкому к тому, чтобы не отвергать гипотезу о значимости коэффициента. При этом на некоторых подвыборках коэффициент является значимым. Доля респондентов с ответом «не встречаются» демонстрирует более стабильные результаты. Коэффициент в регрессии перед таким показателем отрицательный, что говорит о правильной спецификации – высокий уровень разобщенности общества связан с более низким уровнем экономического развития. Значимость коэффициента не отвергается на 1%-ном уровне как на всей выборке, так и на подвыборках. Аналогичная ситуация наблюдается и с другими показателями социального капитала. В связи с этим в работе используются обратные показатели норм гражданского взаимодействия – гражданской разобщенности. Соответственно проверяемая гипотеза: гражданская разобщенность отрицательно влияет на социально-экономическое развитие региона.

3.2.2. Предпринимательская культура

Уровень предпринимательской культуры в регионах был оценен как доля респондентов, выбирающих определенные ответы на вопросы, характеризующие прямым или косвенным образом уровень предпринимательской культуры. Для

этого использовались формулировки, приведенные в *табл. 18*. Стоит заметить, что в число отобранных вопросов вошли и такие, которые не позволяют измерить непосредственно предпринимательское мышление. Вместо этого ответы респондентов на часть вопросов демонстрируют результат, видимый обществом, который стал следствием взаимодействия или конфронтации существующей предпринимательской культуры и институтов. Использование такого подхода предполагает учет влияния двух факторов в одной переменной на экономический рост, характеризующих как предпринимательскую культуру, так и институты, являющиеся каузальным механизмом между предпринимательской ментальностью и экономическим ростом.

В качестве аргумента в пользу неразрывности культуры и институтов при эмпирическом анализе можно привести логику Табеллини, согласно которой исторические институты некогда сформировали культуру, а дальше включился в работу бесконечный цикл: культура видоизменяет институты, которые, в свою очередь, воздействуют на облик самой культуры. Это можно представить в виде зависимости:

$$C_t = f(Inst_{t-1}), \text{ где } Inst_{t-1} = f(C_{t-2}) \dots$$

или

$$C_t = f(Inst_{t-1}, C_{t-2}, \dots, Inst_{t-n}, C_{t-n}),$$
(27)

где C_t – культура;

$Inst_t$ – институты;

n – период, когда сформировалась первая социальная среда.

Тогда для предпринимательской культуры – как составляющей национальной культуры – верна подобная формула. Постоянная циклическая трансформация такого рода происходит по вполне естественным причинам развития общества и

смены поколений. Однако историческая специфичность России такова, что для смены парадигм и систем ценностей зачастую не требуется нескольких поколений. Для развитых стран Европы и США, в частности, период t может составлять 20–50 лет. За условные точки отсчета можно принять следующие события: вторая промышленная революция, создание переменного тока, распространение телеграфа, персонального компьютера, Интернета и т.п. Предпринимательская культура и институты новой России пережили несколько трансформаций только с 1991 г. С учетом скорости, с которой протекают трансформационные процессы в России, становится невозможным определить, в какой части цикла мы находились в тот или иной период, или утверждать об однонаправленном влиянии культуры на институты и наоборот. В таком случае предпринимательская культура в Российской Федерации может быть задана следующей формулой:

$$IC_t = f(IC_{t-1}, Inst_{t-1}) \quad (28)$$

Тогда в качестве прокси-переменных для предпринимательской культуры в период t мы можем использовать результат взаимодействия предпринимательской культуры и институтов в период $(t - 1)$. Таким образом, предпринимательская культура в нашем случае есть синтетическая характеристика институтов и предпринимательской культуры в один момент времени. Возможно, такие переменные отражают действительный уровень предпринимательской культуры в регионе в большей степени, чем обобщенные ментальные характеристики, которыми оперирует подход агрегированных психологических черт¹.

¹ Определение уровня предпринимательской культуры как доли населения с ярко выраженным предпринимательским мышлением.

Из наших расчетов следует¹, что социальный капитал в форме общественного доверия способен оказывать влияние на экономическое развитие только в том случае, когда учитывается работоспособность институтов, которые способствуют «освоению» экономикой данного ресурса. Это позволяет предположить, что предпринимательская культура также может иметь экономическое значение при условии корректной работы передаточных механизмов, которыми являются институты.

Показатели предпринимательской культуры

1. Предпринимательская культура в регионах России характеризуется в том числе ответом респондентов на вопрос: «Соответствует ли поведение большинства бизнесменов и менеджеров требованиям профессиональной этики?». Сумма долей респондентов, ответивших «соответствует» и «скорее, соответствует», от общего числа опрошенных в регионе является первой прокси-переменной для предпринимательской культуры. Соответственно ожидается положительный знак в регрессии.

2. Следующая оценка предпринимательской культуры была получена при помощи вопроса: «Воспринимаете ли Вы бизнесменов и менеджеров в своей области (крае, республике) в качестве членов единого бизнес-сообщества?». Показатель сплоченности бизнес-сообщества входит с положительным знаком в индекс развития деловой среды. В том случае, когда сплоченность бизнеса не является реакцией на низкий уровень развития институциональной среды, такую характеристику можно трактовать как положительную для предпринимательской культуры. В таком случае ожидается положительный знак в регрессии, что соответствует основной гипотезе. Кроме того, можно ожидать и отрицательный знак в

¹ В работе Л. Полищука на аналогичных данных ФОМ был получен схожий результат: воздействие анализируемых форм открытого и закрытого социального капитала на социально-экономическое развитие усиливалось, когда учитывалось влияние институтов.

регрессии, что характеризовало бы бизнес-сообщество как закрытую социальную группу, лоббирующую частную преференциальную политику.

3. Доля респондентов, на вопрос «Какие из перечисленных на карточке высказываний, на Ваш взгляд, наиболее точно характеризуют состояние бизнеса в нашей стране?» ответивших: «Большинство населения страны осознает, что бизнесмены и менеджеры многое делают для развития страны». Гипотеза: ориентация бизнеса на социальную ответственность предполагает наличие развитой предпринимательской культуры, что положительно влияет на экономическое развитие региона.

4. Вопрос: «О каких общественных бизнес-объединениях и профессиональных организациях менеджеров Вы знаете или хотя бы слышали?». Прокси для предпринимательской культуры – доля респондентов, выбирающих среди предложенных вариантов ответы: «Деловая Россия», «ОПОРА России», Координационный совет организаций работодателей России. Перечисленные организации имеют представительства в большинстве регионов Российской Федерации (к примеру, «ОПОРА России» – в 85 регионах); их основной деятельностью являются поддержка, защита бизнеса и урегулирование конфликтов. Ввиду достаточного распространения филиалов таких НКО по регионам можно предположить, что «узнаваемость» респондентами перечисленных организаций коррелирует не с большими объемами экономик регионов, а с действительной потребностью в их деятельности. Таким образом, в регионах с низким уровнем развития бизнес-среды будет наблюдаться высокий спрос на деятельность правозащитных НКО. Исходя из предпосылки о том, что низкий уровень развития бизнес-среды не может генерировать развитие предпринимательской культуры, проверим гипотезу об отрицательном влиянии предложенной прокси на экономическое развитие.

Краткое описание используемых переменных, а также ожидаемый знак при коэффициенте в соответствии с гипотезами представлены в *табл. 18*.

Таблица 18

**Гипотезы о коэффициентах расширенного уравнения
/неоклассической модели роста с включением переменных
социального капитала и предпринимательской культуры**

	Переменная	Формулировка вопроса и учитываемые ответы	Знак
	1	2	3
Социальный капитал	Обобщенное доверие	Вопрос: «Как Вы считаете, большинству людей можно доверять или в отношениях с людьми следует быть осторожными?» Возможные варианты ответа: «большинству людей можно доверять»; «в отношениях с людьми следует быть осторожными»; «затрудняюсь ответить». Учитываемый ответ: «большинству людей можно доверять»	+
	Разобщенность общества	Вопрос: «Как Вы думаете, сегодня в нашей стране среди людей больше согласия, сплоченности или несогласия, разобщенности?» Возможные варианты ответа: «безусловно, согласия, сплоченности»; «скорее, согласия, сплоченности»; «скорее, несогласия, разобщенности»; «безусловно, несогласия, разобщенности»; «затрудняюсь ответить». Учитываемый ответ: «безусловно, несогласия, разобщенности».	-
	Неготовность объединяться для решения своих проблем	Вопрос: «Насколько часто можно встретить сейчас среди окружающих Вас людей готовность объединяться, чтобы решать свои проблемы?» Возможные варианты ответа: «очень часто»; «довольно часто»; «довольно редко»; «очень редко»; «не встречается»; «затрудняюсь ответить». Учитываемые ответы: «довольно редко» и «очень редко».	-
	Неготовность объединяться для решения чужих проблем	Вопрос: «Насколько часто можно встретить сейчас среди окружающих Вас людей готовность объединяться, чтобы вместе решать общественные проблемы, которые не касаются их лично?» Возможные варианты ответа: «довольно часто»; «довольно редко»; «очень редко»; «не встречается»; «затрудняюсь ответить». Учитываемые ответы: «довольно редко» и «очень редко».	
	Группы Патнэма	Вопрос: «В деятельности каких общественных объединений и других некоммерческих организаций, общественных гражданских инициатив Вы принимаете участие, членом каких общественных организаций Вы являетесь?» Учитываемый ответ и логика формирования показателя: доля респондентов в регионе, входящих хотя бы в одну из общественных организаций: экологические организации, общества защиты прав потребителей, благотворительные организации, правозащитные организации, спортивные, культурные, молодежные политические объединения.	+
	Группы Олсона	Вопрос: «В деятельности каких общественных объединений и других некоммерческих организаций, общественных гражданских инициатив Вы принимаете участие, членом каких общественных организаций Вы являетесь?» Учитываемый ответ и логика формирования показателя: доля респондентов в регионе, входящих хотя бы в одну из общественных организаций: профсоюзы, инициативные группы, этнические (национальные) общины.	-

	1	2	3
Предпринимательская культура	Социальная ответственность бизнеса	<p>Вопрос: «Какие из перечисленных на карточке высказываний, на Ваш взгляд, наиболее точно характеризуют состояние бизнеса в нашей стране?»</p> <p>Возможные варианты ответа: «большинство населения страны осознает, что бизнесмены и менеджеры многое делают для развития российской экономики»; «большинство населения страны враждебно настроено по отношению к бизнесу»; «бизнесмены и менеджеры – наиболее активная часть российского общества».</p> <p>Ответ: «большинство населения страны осознает, что бизнесмены и менеджеры многое делают для развития страны».</p>	+
	Правозащитные НКО	<p>Вопрос: «О каких общественных бизнес-объединениях и профессиональных организациях менеджеров Вы знаете или хотя бы слышали?»</p> <p>Возможные варианты ответа: Торгово-промышленная палата; Ассоциация российских банков; «ОПОРА России»; «Деловая Россия»; Координационный совет организаций работодателей России и т.д.</p> <p>Ответ: «ОПОРА России»¹; «Деловая Россия»; Координационный совет организаций работодателей России.</p>	-
	Сплоченность бизнеса	<p>Вопрос: «Воспринимаете ли Вы бизнесменов и менеджеров в своей области (крае, республике) в качестве членов единого бизнес-сообщества?»</p> <p>Возможные варианты ответа: «безусловно да»; «скорее да»; «скорее нет»; «безусловно нет»; «затрудняюсь ответить».</p> <p>Ответ: «скорее да».</p>	+
	Этика бизнес-сообщества	<p>Вопрос: «Соответствует ли поведение большинства бизнесменов и менеджеров требованиям профессиональной этики?»</p> <p>Возможные варианты ответа: «безусловно, соответствует»; «скорее, соответствует»; «скорее, не соответствует»; «безусловно, не соответствует»; «затрудняюсь ответить».</p> <p>Ответ: «скорее, соответствует».</p>	+
Институты	Игнорирование интересов граждан властью	<p>Вопрос: «По Вашему мнению, власти понимают и учитывают интересы таких людей, как Вы, или нет?»</p> <p>Возможные варианты ответа: «безусловно, да»; «скорее, да»; «скорее, нет»; «безусловно, нет»; «затрудняюсь ответить».</p> <p>Ответ: «скорее, нет».</p>	-
	Степень неудовлетворенности	<p>Вопрос: «Если говорить в целом, Вы довольны или недовольны положением дел в нашем городе (селе, поселке)?»</p> <p>Возможные варианты ответа: «безусловно, доволен»; «скорее, доволен»; «скорее, недоволен»; «безусловно, недоволен»; «затрудняюсь ответить».</p> <p>Учитываемые ответы: «совершенно недоволен»; «скорее, недоволен».</p>	-

Источник: составлено авторами.

¹ Основной целью НКО «ОПОРА России» является защита прав и интересов предпринимателей с целью предотвращения незаконных действий, рейдерских захватов и давления в отношении представителей малого бизнеса (аналогично – «Деловая Россия»).

Важно отметить, что измерителями социокультурных факторов на региональном уровне отчасти служат ответы на вопросы, формулировки которых предполагают оценку респондентом ситуации на федеральном уровне. Используя подобные вопросы, мы предполагаем, что мнение респондента относительно страны сформировано преимущественно с учетом наблюдаемой ситуации в домашнем регионе

4. Эмпирическая оценка экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России

Оценка экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры была получена при помощи расширенной неоклассической модели экономического роста. В базовую спецификацию модели Н. Мэнкью, Д. Ромера, Д. Вейла [40] были добавлены соответствующие прокси-переменные. В качестве единиц анализа выступали регионы Российской Федерации, что обусловлено особенностями релевантных для исследования данных, которые не позволили спуститься на уровень муниципалитетов, что теоретически могло повысить точность полученных результатов. Однако исследование на региональном уровне также позволило учесть основные положения критики Темпла¹ и не прибегать к использованию ряда допущений, свойственных кросс-страновым подходам, при интерпретации результатов.

4.1. Содержательные гипотезы исследования

В работе последовательно проверяются гипотезы относительно влияния на экономическое развитие трех форм социального капитала по Коулману: обобщенного доверия, социальных сетей и связей, социальных норм и ценностей.

С учетом механизмов, посредством которых обобщенное доверие может влиять на экономическое развитие регионов, были сформулированы следующие гипотезы:

1. Регион с высоким уровнем обобщенного доверия, распространяющегося горизонтально, будет демонстрировать большие темпы роста ВРП на душу населения.

¹ Темпл в работе [37] критикует кросс-страновой подход, основными недостатками которого при изучении роли социального капитала считает игнорирование региональной дифференциации внутри страны по всем анализируемым показателям.

2. Регион с высоким уровнем обобщенного доверия, распространяющегося вертикально, будет демонстрировать большие темпы роста ВРП на душу населения.

Первая гипотеза предполагает, что доверие оказывает прямое влияние на экономические показатели за счет снижения транзакционных издержек. С. Бегельсдейк утверждает, что доверие является субститутутом правовой системы, это позволяет с меньшими издержками контролировать исполнение контрактов и регулировать экономические отношения. В таком случае правовая система не является гарантом исполнения обязательств. Такой механизм влияния в литературе также называется горизонтальным, поскольку в процессе его работы экономический эффект обнаруживает себя вследствие взаимодействия активных экономических агентов без задействования государственных институтов. Вертикальный механизм, напротив, предусматривает активное участие государственных институтов и предполагает, что социальный капитал тесно связан с государственными и общественными институтами, качественная работа которых способна повлиять на экономические успехи региона. Возможность существования такого механизма на уровне регионов России и призвана проверить вторая гипотеза. Критерием качественной работы институтов выступает в данном случае уверенность респондентов в том, что государственные органы власти учитывают интересы своих граждан. Таким образом, существование вертикального механизма должно обеспечиваться положительным влиянием уровня доверия на качество институтов. Отсюда вытекает следующая формулировка гипотезы:

3. Регионы с относительно высоким уровнем доверия демонстрируют более качественную работу институтов.

Уровень доверия и экономическое развитие, возможно, объединяет не прямой механизм, связанный с инвестиционными решениями. В работе проверяется гипотеза:

4. Регионы с относительно высоким уровнем доверия демонстрируют более высокую долю инвестиций в ВРП.

Согласно П. Уайтли, экономические агенты могут взять на себя больше рисков и, следовательно, быть более предприимчивыми в обществе с высоким уровнем доверия. Высокий уровень доверия также означает, что общество будет менее подвержено риску, и это создает большие стимулы для инвестиций как в физический, так и в человеческий капитал.

Предполагается проверить гипотезу Патнэма о положительном влиянии на экономический рост степени вовлеченности в горизонтальные группы. Соответствующая гипотеза:

5. Регионы с относительно большей долей населения, входящих в группы Патнэма, демонстрируют большие темпы роста ВРП на душу населения.

Согласно Патнэму, создающиеся внутриинформационные сети препятствуют возникновению асимметрии информации, что снижает транзакционные издержки. Ввиду этого возможно прямое влияние на экономическое развитие посредством горизонтального механизма, описанного выше. Антагонизмом групп Патнэма являются группы Олсона. Отрицательное влияние на экономическое развитие, которое они предположительно оказывают, объясняется наличием и активным использованием лоббистских возможностей. Проверяемая гипотеза, вытекающая из этого:

6. Регионы с относительно большей долей населения, входящих в группы Олсона, демонстрируют меньшие темпы роста ВРП на душу населения.

Возможность проверки таких гипотез обеспечивают переменные, описанные в пункте «Социальный капитал».

Следующая гипотеза призвана проверить, имеет ли экономическое значение для региональных экономик третья форма социального капитала по Коулману – социальные нормы и ценности. Из анализа литературы следует, что мерой такой

формы служит степень гражданского сотрудничества или же ее обратная величина – степень разобщенности общества. От наличия (или отсутствия) данной формы социального капитала зависит эффективность решения проблем коллективных действий, с которыми сталкиваются жители региона. Соответствующая гипотеза:

7. Регионы с относительно большим уровнем гражданской разобщенности демонстрируют меньшие темпы роста ВРП на душу населения.

Следуя Нэку и Киферу, проверяется также гипотеза о том, что гетерогенность общества, проявляющаяся в социальной дифференциации, отрицательно влияет на уровень обобщенного доверия.

При определении экономического значения предпринимательской культуры мы не сможем пойти по пути предыдущих исследователей и использовать подход агрегированных психологических черт. Это связано с отсутствием опросных данных по регионам Российской Федерации, на основе которых можно было бы построить индекс мотивации к достижениям или определить долю населения региона с личностными качествами, которые, по мнению классиков социологии, характеризуют личность предпринимателя. Однако предпринимательская культура, которая характеризуется преобладанием определенных психологических черт, свойственных предпринимателю, скорее, в реалиях отечественной экономики будет отражать ее потенциальный уровень. Известно утверждение Лебинштейна [3] о том, что предприниматель как человек, заполняющий пробелы и находящий недостающие факторы производства, является основной движущей силой созидательной части процесса экономического роста. И с этим трудно спорить, однако условия для реализации предпринимательского потенциала обеспечивают институты – как общественные, так и государственные. В связи с этим и в соответствии с логикой, приведенной в пункте 3.2.2 «Предпринимательская культура», мы при-

ходим к мнению, что фактический уровень предпринимательской культуры в регионах зависит в том числе и от качества работы институтов. Отсюда вытекает следующая гипотеза:

8. Регионы с относительно большим уровнем наблюдаемой предпринимательской культуры демонстрируют большие темпы роста ВРП на душу населения.

В свою очередь, для проверки данной теоретической гипотезы будут проверены четыре статистические гипотезы, основанные на данных социологического опроса ФОМ. Порядок обработки данных приведен в предыдущем разделе. Непосредственно положенные в основу гипотезы формулировки вопросов приведены в *табл. 18*.

4.2. Стратегия эмпирической оценки

Данная работа базируется на спецификации неоклассической модели Н. Мэнкью, Д. Ромера, Д. Вейла [40], к которой взамен человеческого капитала были добавлены уровни социального капитала и предпринимательской культуры. Подобный подход был использован в работе П. Уайтли [16] и ряде других, где были получены доказательства положительного влияния социального капитала на рост подушевого ВВП.

Поскольку влияние социокультурных факторов экономического роста будет исследоваться на уровне российских регионов, при построении собственной модели будет учитываться опыт отечественных исследователей в построении региональных моделей экономического роста.

Во-первых, в эмпирической спецификации теоретической модели роста целесообразно учитывать пространственную зависимость между регионами. В работе [42] отмечается, что изучаемые региональные показатели могут быть автокоррелированы в пространстве, т.е. их динамика не случайна, а определяется региональной принадлежностью. Распространенным показателем, измеряющим тесноту пространственного взаимовлияния регионов, является индекс Морана.

В ряде работ [42; 43; 44] были получены статистические значимые индексы Морана для российских регионов. Результаты расчета индекса для периода 1998–2004 гг. в работе Лугового продемонстрировали, что регионы с относительно высокими значениями средних темпов роста ВРП на душу населения в среднем находятся в окружении быстрорастущих соседей, также, как и относительно богатые регионы – в окружении относительно богатых¹.

Во-вторых, общепринятым подходом в литературе является контроль на уровень урбанизации [42; 43]: рост урбанизации может влиять не только на экономический рост, но и одновременно на рост социокультурных показателей. В работе [45] приведены результаты социологического опроса, показывающие трансформацию этнической идентичности при переезде из сельской местности в городскую. Неучет урбанизации в модели приведет к одной из форм проявления эндогенности – пропущенной переменной, что приведет к смещенности оценки влияния на экономический рост социокультурных факторов.

Во-третьих, поскольку человеческий капитал является важным фактором экономического развития, полезным является опыт отечественных исследователей в определении релевантных показателей для России, позволяющих его измерить. Исследователи [46] в рамках модели Мэнкью-Ромера-Уэйла, используют четыре различных подхода: долю выпускников вузов в общей численности населения; долю персонала в исследованиях и разработках; объем затрат на НИОКР в регионе; объем инвестиций в образование. В работе [42] использовалась численность аспирантов на 10000 человек в регионе.

¹ В работе Ивановой [Иванова, 2014] показано, что значение коэффициента Морана сильно варьируется в зависимости от выбора пространственной матрицы. Наибольшие значения индекса для логарифмов среднегодовых темпов роста региональных среднедушевых доходов за 1996–2012 гг. были получены при использовании матрицы смежности регионов.

С учетом имеющихся теоретических и эмпирических разработок в настоящем исследовании предложена следующая теоретическая модель экономического роста:

$$\begin{aligned} \ln(g_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(I_{it}/L_{it}) + \beta_2 \ln(n_{it}) + \beta_3 \ln(Y_{i0}/L_{i0}) + \beta_4 \ln(mY_{it}) + \\ & + \beta_5 \ln(HC_{it}) + \beta_6 \ln(Urban_{i0}) + \beta_7 \ln(S_{i0}) + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (29)$$

где:

$\ln(g_{it})$ – темпы роста реального¹ ВРП на душу населения в регионе i в период t , логарифм;

$\ln(I_{it}/L_{it})$ – реальные инвестиции в основной капитал на душу населения в регионе i в период t , логарифм;

$\ln(n_{it})$ – темпы роста населения в регионе i в период t , логарифм;

$\ln(Y_{i0}/L_{i0})$ – ВРП на душу населения в регионе i в нулевом периоде, логарифм;

$\ln(mY_{it})$ – средние реальные темпы роста подушевого дохода граничных регионов i -го региона в период t^2 ;

$\ln(HC_{it})$ – численность аспирантов на 10000 человек в регионе i в период t , логарифм;

$\ln(Urban_{i0})$ – доля городского населения в общей численности населения региона i в период t , логарифм;

$\ln(S_{i0})$ – уровень социального капитала в регионе i в нулевом периоде, логарифм.

¹ В работе Ивановой [43] утверждается, что при моделировании пространственного роста важно использовать реальные показатели, поскольку номинальные не позволяют учесть неоднородность покупательной способности в регионах и «изолировать» эффект пространственной дисперсии цен.

² Усреднение проводится в пространстве – по «соседним» регионам.

4.3. Описание результатов эмпирической оценки экономического значения социального капитала и предпринимательской культуры в России

Применение обычного МНК для уравнения 29 невозможно, поскольку наличие пространственного лага в правой части приводит к проблеме эндогенности и, как следствие, смещенным оценкам. Для оценивания модели использовался двухшаговый МНК. В качестве инструментов для пространственного лага, следуя Ивановой [43], использовались пространственно-взвешенные степени и лаги исходной переменной. При этом для проверки гипотез коэффициентов применялась ковариационная матрица, учитывающая гетерогенность регионов и кластеризацию ошибок по регионам, причиной которой могут быть неучтенные ненаблюдаемые характеристики. Для контроля временных эффектов использовались фиктивные переменные, что позволило учесть общие шоки экономической конъюнктуры, влияющие на все регионы одновременно.

Стоит отметить, что двухшаговый МНК может давать смещенные оценки при наличии пропущенных переменных. Для того, чтоб проверить робастность полученных оценок используется системный обобщенный метод моментов, предложенный Бланделлом и Бондом (system GMM) [47]. Суть метода заключается в том, что оценивается система уравнений для переменных в уровнях и в разностях. Уравнение в разностях инструментруется лагированными значениями зависимой и независимых переменных в уровнях, а уравнение в уровнях инструментруется разностями. Это позволяет получить состоятельные оценки.

Валидность используемых инструментов – лагов зависимых и независимых переменных, подтверждается результатами теста Саргана. Кроме того, необходимым условием состоятельности оценок является некоррелированность остатков. Тест Аррелано – Бонда отвергает наличие автокорреляции 2-ого порядка в остатках (при значениях P-value больше 0,05, гипотеза об отсутствии автокорреляции

2-ого порядка не отвергается). Тест не отвергает автокорреляцию 1-го порядка, что является естественным, поскольку уравнение оценивается в разностях.

В Приложении 2 приведены оценки различных спецификаций неоклассической модели экономического роста регионов России. Во всех спецификациях получены статистически значимые отрицательные оценки коэффициентов при стартовом уровне ВРП на душу населения, что свидетельствует о продолжающемся процессе бета-конвергенции регионов по уровню развития. Два метода оценки (pooled OLS и system GMM) дают схожие результаты. Не отвергается гипотеза о влиянии пространственного расположения регионов на подушевой экономический рост: аналогично результатам работы [42], полученные оценки свидетельствуют о том, что регионы с относительно высокими значениями средних темпов подушевого роста ВРП на душу населения в среднем находятся в окружении относительно быстро растущих соседей. Это может объясняться тем, что наличие у фирм доступа к интенсивно развивающимся рынкам стимулирует деловую активность. Положительно связаны с ростом подушевого ВРП инвестиции в основной капитал. Оценки коэффициента при урбанизации не были устойчивы, что, предположительно, обусловлено закономерностями, наблюдавшимися в период исследования: для ряда регионов с самыми низкими темпами подушевого роста наблюдался одновременно высокий уровень урбанизации (Кемеровская область, Мурманская область, Челябинская область). Такая ситуация могла быть вызвана вынужденным оттоком населения из сельских районов в поисках заработка. Положительное влияние на экономический рост численности аспирантов в регионе и прироста населения статистически значимо только в случае использования системного метода моментов (system GMM).

Уровень обобщенного доверия, измеренный как доля респондентов в регионе, ответивших, что «большинству людей они могут доверять» (нормы доверия между индивидами), оказался незначимым (см. уравнения 2 и 7 Приложения 2).

По результатам эмпирической оценки выявлено значимое отрицательное влияние групп Олсона на темпы экономического роста регионов РФ (горизонтальные связи). В соответствии с гипотезой увеличение доли представителей таких групп в регионе приводит к снижению темпов экономического роста (см. уравнения 3 и 8 Приложения 2). При этом группы Патнэма не оказывают статистического влияния на экономический рост.

Результаты последовательной проверки показателей гражданской разобщенности (социальные нормы и ценности) приведены в уравнениях 4, 5, 6, 10, 11, 12 Приложения 2. Гражданская разобщенность, неготовность объединяться для решения своих проблем снижает темпы экономического роста: рост на 10 п.п. доли респондентов, не готовых к объединению для решения своих проблем, при прочих равных приводит к снижению подушевых темпов роста ВРП на душу населения на 0,03 п.п. в год.

Также в исследовании была предпринята попытка оценки влияния на экономический рост российских регионов состояния предпринимательской культуры и предпринимательской среды (как альтернативных социокультурных и институциональных факторов экономического роста) (см. Приложение 3). Было показано, что статистически значимое влияние на подушевой рост оказывают улучшения в сфере социальной ответственности бизнеса и уровня качества предпринимательской среды.

В *табл. 23* представлены результаты анализа факторов, влияющих на формирование обобщенного доверия в регионах. Для проверки ряда гипотез относительно формирования уровня доверия, согласно подходу С. Нэка и П. Кифера [6], используется модель:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Trust}_i) = & \alpha_0 + \beta_1 \text{Educ}_i + \beta_2 \text{Init RGP}_i + \beta_3 \text{Gini}_i + \beta_4 \text{Olson}_{i+} + \\ & + \beta_5 \text{Patnem}_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (30)$$

где $Trust_i$ – обобщенный уровень доверия в регионе;

$Educ_i$ – уровень образования в регионе;

$Gini_i$ – коэффициент Джини для региона;

$Olson_i$ – доля респондентов, отнесенных к группам Олсона в регионе;

$Patnem_i$ – доля респондентов, отнесенных к группам Патнэма в регионе.

На основе данной модели были проверены следующие содержательные гипотезы:

- регионы с большей социальной дифференциацией общества свидетельствуют об относительно низком уровне доверия в обществе;
- регионы, которые имеют относительно большее распространение горизонтальных связей (что отражает доля респондентов, отнесенных к группе Патнэма), демонстрируют более высокий уровень доверия;
- регионы, которые имеют относительно большее распространение вертикальных связей (группы Олсона), обнаруживают более низкий уровень доверия.

По результатам оценки выявляется положительное и отрицательное влияние соответственно групп Патнэма и Олсона на уровень доверия в регионах (табл. 23). Коэффициенты статистически значимы, знаки правильно специфицированы. Полученные результаты подтверждают теоретическое предположение о том, что социальные сети создают такие поведенческие шаблоны и моральные ценности, которые способны влиять на уровень обобщенного доверия. Отрицательно влияет на уровень доверия социальная дифференциация, которую отражает коэффициент Джини. Участие в молодежных политических объединениях, при прочих равных, увеличивает социальный капитал (уровень доверия) в регионе.

Результаты проведенного исследования показывают, что изначальное распределение социокультурных факторов оказывает статистически значимое влияние на экономическое развитие вошедших в выборку российских регионов. Нормы гражданского сотрудничества, аппроксимированные показателями гражданской

разобщенности, демонстрируют устойчивую отрицательную связь с экономическим ростом.

Таблица 23

Влияние различных показателей на формирование обобщенного уровня доверия

Уравнение	1	2	3	4	5	6	7
Зависимая переменная	Доверие	Доверие	Доверие	Доверие	Доверие	Доверие	Доверие
Константа	-8,58*** (2,45)	-6,5** (2,5)	-7,85*** (2,47)	-7,52*** (2,52)	-7,41*** (1,4)	-7,02*** (1,39)	-7,29*** (1,39)
Образование ¹	0,32 (0,44)	0,81* (0,44)	0,76* (0,43)	0,74* (0,43)	0,35*** (0,08)	- (0,08)	- (0,08)
Первоначальный уровень душевого ВРП	0,28*** (0,09)	- (0,09)	0,15** (0,06)	0,14** (0,07)	- (0,08)	0,31 (0,08)	0,31 (0,08)
Коэффициент Джини	-1,61** (0,64)	- (0,64)	- (0,64)	- (0,64)	-1,75*** (0,58)	-1,67** (0,58)	-1,93*** (0,57)
Группы Олсона	-0,05 (0,04)	-0,07* (0,04)	-0,04 (0,04)	- (0,04)	- (0,04)	- (0,04)	- (0,04)
Группы Патнэма	1,7 (1,83)	3,28* (1,82)	- (1,82)	0,79 (1,68)	- (1,68)	- (1,68)	- (1,68)
Инициативные группы (Org17)	- (4,56)	- (4,56)	- (4,56)	- (4,56)	-8,11* (4,56)	- (4,56)	- (4,56)
Молодежные политические объединения (Org20)	- (7,45)	- (7,45)	- (7,45)	- (7,45)	- (7,45)	16,17** (7,45)	- (7,45)
Экологические организации (Org 25)	- (9,35)	- (9,35)	- (9,35)	- (9,35)	- (9,35)	- (9,35)	19,36** (9,35)
Rsquared	0,24	0,12	0,15	0,14	0,26	0,27	0,27
Prob(JB)	0,35	0,15	0,4	0,19	0,8	0,53	0,19
Nobs	67	67	67	67	67	67	67

Примечание. В круглых скобках указаны стандартные отклонения.

Вероятности: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

При проверке гипотез использовались робастные стандартные ошибки.

Источник: расчеты авторов.

Нежелание большего числа граждан объединяться для решения собственных или общественных проблем в регионе ассоциируется с низкими темпами экономического развития. Активность лоббистских групп (группы Олсона) снижает темпы экономического роста. В свою очередь рост социальной ответственности (предпринимательской культуры) бизнеса оказывает прямое положительное влияние на темп душевого роста ВРП российских регионов.

¹ Прокси-переменная человеческого капитала (логарифм численности населения с полным средним образованием на 1000 человек в регионе на 2010 г.).

Стоит заметить, что систематические исследования Всемирного Обзора Ценностей свидетельствуют о росте социального капитала в России, если под таковым подразумевать обобщенное доверие. За последние две волны произошло увеличение показателя на 5 п.п. (волна 2005–2009 гг. – 26% и волна 2015–2016 гг. соответственно 31%). Если предположить аналогичную положительную динамику для уровня обобщенного доверия и иных показателей социального капитала, использованных в процессе расчетов, то в будущем стоит ожидать некоторого дополнительного экономического роста, не обусловленного фундаментальными факторами.

Тем не менее относительное изменение экономических факторов дают несколько больший эффект, чем относительные изменения социокультурных факторов. Это может объясняться как особенностями выбранного периода исследования, характеризующегося относительно небольшой вариацией темпов экономического роста регионов РФ, так и влиянием структурных характеристик российской экономики, таких как значительная экономическая роль государственного сектора, монополизация отдельных отраслей экономики, низкий по сравнению с развитыми странами уровень занятости в сегменте малого и среднего бизнеса. По нашему предположению, чувствительность к влиянию социокультурных факторов роста у небольших компаний частного сектора, не обладающих доступом к административному ресурсу, выше, чем, скажем, у крупных государственных компаний или компаний с государственным участием.

Таким образом, задействование потенциала социокультурных факторов экономического роста, может предполагать повышение экономического значения частного сектора и активизацию процессов структурной трансформации российской экономики, в том числе за счет приватизации, повышения численности занятых в сегменте малого и среднего бизнеса, совершенствования инструментов антимонопольной политики.

4.4. Разработка рекомендаций в области совершенствования качества институциональной среды в России

Результаты эмпирического исследования, основанные на данных опросов респондентов в 68 регионах Российской Федерации, свидетельствуют о том, что социальный капитал, проявляющийся в нормах гражданского сотрудничества, оказывает значимое влияние на экономическое благосостояние регионов. Разобщенность гражданского общества, которая выражается в неготовности респондентов в регионах объединяться для решения как своих личных, так и общественных проблем, связана с более низкими темпами экономического развития. Таким образом, стимулирование развития норм гражданского сотрудничества становится важной стратегической задачей государства.

Многие эмпирические исследования говорят о том, что уровень образования является важным источником накопления данной формы социального капитала. В работе В.В. Иванова и П.Н. Павлова [48] приводится ряд исследований, в которых была выявлена положительная связь между нормами кооперации и уровнем образования и делается вывод о том, что методики, направленные на социализацию и поощрение норм кооперации, встроенные в учебный процесс, являются эффективными. Значимость подобных методик тестируется в работе Ю. Алгана, П. Каю и А. Шлейфера [49]. Основным выводом авторов является то, что школьники и студенты, которые проходили обучение в рамках групповых проектных работ, демонстрировали впоследствии более высокие нормы кооперации. Альтернативная методология, которая продемонстрировала худшие результаты, предполагала записывание материалов за учителем. Результат тестирования оставался устойчивым после контроля на уровень остаточных знаний. Таким образом, в процессе группового обучения происходит приобретение индивидами социальных навыков (коммуникабельность, умение налаживать контакты, доверительное отношение). Роль этих навыков трудно переоценить в контексте экономических вза-

имоотношений. Следовательно, при разработке стандартов образовательных программ целесообразно обращать внимание на выбор методик преподавания, способных решать задачи социализации и развития личности.

Наибольший эффект с точки зрения стимулирования роста российских регионов связан с улучшениями в сфере социальной ответственности бизнеса, которая рассматривается как одно из наблюдаемых проявлений предпринимательской культуры.

Взгляд современной научной западной мысли в отношении социальной ответственности бизнеса отражает речь немецкого профессора Клауса Швабе на Давосском форуме в 2018 г. [56], адресованная его участникам. Основным посылом речи состоял в необходимости перехода от политики «количественного смягчения» к политике «качественного смягчения». Политика «количественного смягчения» позволила преодолеть экономический кризис 2008 г., политика «качественного смягчения» должна помочь преодолеть социальный кризис, в котором, по мнению Швабе, находятся большинство развивающихся и развитых стран. Суть политики «качественного смягчения» состоит в стимулировании сознательного участия бизнеса в социальном развитии. Профессор утверждал, что «предпринимательский мир обладает огромным потенциалом для существенного повышения качества производительности, создания новых рабочих мест, соблюдения трудового законодательства, борьбы с государственной и частной коррупцией; способен содействовать социальной справедливости, а также справедливому и равноправному распределению прибыли». О важности преодоления проблемы социальной ответственности бизнеса в России писали и отечественные исследователи. В работе О.Л. Веревкина [50] обращается внимание на разницу в понимании данного феномена российскими и западными деловыми кругами. В России под проявлениями социальной ответственности бизнеса понимаются, как правило, разовые

проекты, инициированные в целях повышения репутации, а также проекты государственного принуждения. На Западе социальную ответственность рассматривают как длительный и непрерывный процесс конструктивного, взаимовыгодного взаимодействия работодателя с работниками, со своими контрагентами, клиентами, общественными организациями и органами власти. Несмотря на критику профессора Швабе положения дел в этой области в европейском сообществе, положение в России признается еще более отсталым. Минимальная доля компаний, реализующих социальные программы, принадлежит электроэнергетической отрасли (1,3%). Максимальная доля – в 15,2% – принадлежит финансовому сектору (статистические данные, которые приводит О.Л. Веревкин).

Стимулами для ориентации бизнеса на социальную ответственность могут стать как правовые меры, регламентирующие вклад в развитие общества за счет реализации социальных программ и проектов, так и неправовое регулирование. К последнему относится поддержка и поощрение деятельности некоммерческих организаций, основной целью которых является объединение представителей бизнес-сообщества, поддерживающих идею социальной ориентации предпринимательства. Примерами таких организаций могут служить множество европейских и американских объединений промышленников и производителей. Крупнейшей такой организацией в США является «Бизнес за социальную ответственность». В России на настоящий момент подобные организации широкого распространения не имеют. Таким образом, в целях развития социальной ответственности бизнеса государство может задействовать оба канала влияния: правовое и неправовое регулирование.

Заключение

В данной работе на основе расширенной неоклассической модели экономического роста было исследовано влияние ряда социокультурных показателей на динамику ВРП 66 регионов России. Использование данных о первоначальной наделенности регионов социокультурными факторами роста, такими как социальный капитал и предпринимательская культура, позволило специфицировать эконометрическую модель, объясняющую дифференциацию в уровне развития регионов России. В ходе исследования была предложена методология оценки запасов социального капитала и предпринимательской культуры на уровне регионов РФ. В соответствии с международным опытом она основана на результатах опросов общественного мнения, позволяющих определить социокультурные характеристики подавляющей части населения региона, такие как:

- уровень обобщенного доверия;
- наличие социальных сетей и связей;
- нормы гражданского сотрудничества;
- наблюдаемый уровень предпринимательской культуры.

Единственным доступным масштабным социологическим опросом, отвечающим критериям репрезентативности выборки, является исследование ФОМ «Гео-рейтинг» 2007 г., результаты которого использовались в эмпирической части работы. Применение «исторических» данных в собственном исследовании позволило получить качественные эмпирические результаты. Лаговые значения социального капитала и предпринимательской культуры, использованные совместно с последующей динамикой экономических региональных показателей в эконометрической модели, позволили учесть проблему взаимобратного влияния (эндогенности), что отличает данное исследование от проведенных ранее. Однако, забегая

вперед, важно отметить стратегическую необходимость повторного проведения подобных опросов для контроля развития ситуации.

Однако мы не считаем, что предложенные в данной работе факторы для измерения социокультурных показателей региона являются единственно возможными. В рамках дальнейших исследований в направлении данной темы предполагается поиск других источников измерения и оценки уровня социального капитала и предпринимательской культуры регионов. Мы также признаем, что использование лагированных значений социокультурных факторов могло полностью не устранить проблему эндогенности ввиду возможного наличия пропущенной переменной, оказывающей влияние на уровень социального капитала и экономический рост. Устранение эндогенности в перспективе могло бы качественно улучшить интерпретируемость результатов, однако в данный момент мы сталкиваемся с недостаточностью данных, что лишает нас возможности подбора качественных контрольных переменных и инструментов. Результаты проведенного исследования демонстрируют, что изначальное распределение социокультурных факторов оказывает статистически значимое влияние на экономическое развитие вошедших в выборку российских регионов.

В ходе исследования определены возможные механизмы, посредством которых рассмотренные показатели социального капитала и предпринимательской культуры могут оказывать влияние на экономическое и социальное развитие регионов. Основным механизмом, создающим «благоприятные экономические результаты» в случае обобщенного доверия, является снижение транзакционных издержек. Согласно Ш. Бегельсдейку, высокий уровень доверия между экономическими агентами снижает издержки заключения контрактов и контроля их исполнения; стимулирует инвестиции, поскольку доверие связано с долгосрочным горизонтом планирования, благоприятным для рискованных инвестиций, а также позволяет эффективно решать проблемы коллективных действий, не привлекая для этого

внешнее регулирование. Кроме того, высокий уровень данной формы социального капитала снижает вероятность оппортунистического поведения и позволяет более продуктивно использовать ресурсы, в противном случае выделяемые на контроль за деятельностью агентов.

Социальные сети и связи препятствуют возникновению асимметрии информации или создают такие поведенческие шаблоны, которые повышают уровень доверия в обществе и позволяют эффективнее решать общественные и межличностные проблемы.

Нормы гражданского взаимодействия отражают выраженную индивидами готовность к сотрудничеству при столкновении с проблемами коллективных действий. Другими словами, можно ожидать, что в обществе с высоким уровнем доверия два случайных его представителя решат дилемму заключенного с Парето-оптимальным исходом.

Высокий уровень предпринимательской культуры предполагает социальную ответственность бизнеса, что выражается в инициализации и инвестиционной поддержке общественно значимых проектов.

По итогам выполненного исследования был сделан вывод о том, что изначальная наделенность регионов запасами социального капитала и предпринимательской культуры оказала значимое влияние на их экономическое развитие. Нормы гражданского сотрудничества, аппроксимированные показателями гражданской разобщенности, демонстрируют устойчивую отрицательную связь с экономическим ростом. Нежелание большего числа граждан объединяться для решения собственных или общественных проблем в регионе ассоциируется с низкими темпами экономического развития. Активность горизонтальных групп в виде широко распространенных лоббистских организаций оказывает негативное влияние на темпы роста индекса физического объема душевого ВРП.

Рост обобщенного доверия оказывает опосредованное влияние на экономическое развитие через совершенствование работы политических институтов. В свою очередь, общественные объединения или социальные сети создают такие поведенческие шаблоны и моральные ценности, которые способны влиять на уровень обобщенного доверия. При этом активность лоббистских групп (группы Олсона) снижает уровень доверия в регионе, в то время как активность общественно ориентированных групп (групп Патнэма способствует накоплению обобщенного доверия).

Социальная дифференциация общества оказывает негативное влияние на процессы накопления социального капитала, о чем свидетельствует статистически значимая отрицательная связь уровня доверия и коэффициента Джини для регионов Российской Федерации в уравнении регрессии.

Социокультурные факторы экономического роста, являясь отражением неформальной компоненты институциональной среды, имеют самостоятельное экономическое значение. При этом для достижения наибольшего эффекта с точки зрения обеспечения устойчивого регионального развития целесообразно сочетать развитие формальных институтов (разрабатывать и использовать образовательные стандарты, нацеленные на повышение норм гражданского сотрудничества; совершенствовать региональную нормативную базу для создания прозрачных и действенных механизмов подотчетности региональных органов власти обществу) и неформальных, способствующих активизации социальной ответственности бизнеса.

При этом стоит отметить, что, несмотря на значимое влияние социокультурных факторов на экономический рост, оно все же является маргинальным по сравнению с фундаментальными факторами. Однако предполагается, что данная работа является лишь отправной точкой, учитывающей опыт немногочисленных иссле-

дований в данной области. Основным выводом является то, что анализ социокультурных факторов экономического роста на уровне регионов России – релевантное и перспективное для исследований направление, для проведения которого в первую очередь необходим качественный мониторинг социокультурного развития регионов Российской Федерации.

Список использованных источников

1. Демографический прогноз до 2035 г. // Росстат. 2018. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/demography/#
2. Бегельсдейк Ш., Маселанд Р. Культура в экономической науке: история, методологические рассуждения и области практического применения в современности. М.: Изд-во Института Гайдара, 2016.
3. *Leibenstein H.* Entrepreneurship and Development // *The American Economic Review*. 1968. Vol. 58. No. 2. P. 72–83.
4. Обзор европейских ценностей: [сайт]. URL: <http://www.europeanvaluesstudy.eu/>
5. Обзор мировых ценностей: [сайт]. URL: <http://www.worldvaluessurvey.org>
6. *Knack S., Keefer P.* Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation // *The Quarterly journal of economics*. 1997. Vol. 112. No. 4. P. 1251–1288.
7. *Granato J., Inglehart R., Leblang D.* The effect of cultural values on economic development: theory, hypotheses, and some empirical tests // *American Journal of Political Science*. 1996. P. 607–631.
8. *Coleman J.S.* Social capital in the creation of human capital // *Knowledge and social capital*. 2000. P. 17–41.
9. *Kennedy B.P., Kawachi I., Brainerd E.* The role of social capital in the Russian mortality crisis // *World Development*. 1998. Vol. 26. No. 11. P. 2029–2043.
10. *Татарко А.Н., Лебедева Н.М.* Социальный капитал: теория и психологические исследования. М.: РУДН, 2009. Т. 233.
11. *Polishchuk L., Menyashv R.* Does Social Capital Have Economic Payoff in Russia? WP10/2011/01. The University – Higher School of Economics. Moscow: Publishing House of the University – Higher School of Economics, 2011.

12. *Fukuyama F.* Trust: The social virtues and the creation of prosperity // Free Press Paperbacks. 1995. No. D10 301. P. 1–2.
13. *Zak P.J., Knack S.* Trust and growth // The Economic Journal. 2001. Vol. 111. No. 470. P. 295–321.
14. *Tabellini G.* Culture and institutions: economic development in the regions of Europe // Journal of the European Economic Association. 2010. Vol. 8. No. 4. P. 677–716.
15. *Durlauf S.N., Fafchamps M.* Social Capital. The Centre for the Study of African Economies // Berkeley Electronic Press. 2004. No. 214. P. 89.
16. *Whiteley P.F.* Economic growth and social capital // Political Studies. 2000. Vol. 48. No. 3. P. 443–466.
17. *Putnam R.D.* Tuning in, tuning out: The strange disappearance of social capital in America // PS-WASHINGTON. 1995. Vol. 28. P. 664–667.
18. *Латова Н., Латов Ю.* Этнометрические подходы к сравнительному анализу хозяйственно-культурных ценностей // Вопросы экономики. 2008. № 5. С. 80–102.
19. *Inglehart R.* Culture shift in advanced industrial society. Princeton University Press, 1990.
20. *Nash M.* Social prerequisites to economic growth in Latin America and Southeast Asia // Economic Development and Cultural Change. 1964. Vol. 12. No. 3. P. 225–242.
21. *McClelland D.C.* The achieving society. Princeton, NJ: D. Van Nostrand Company Inc., 1961.
22. *Inglehart R., Welzel C.* Modernization, cultural change, and democracy: The human development sequence. Cambridge University Press, 2005.
23. *Barro R.J.* Economic growth in a cross section of countries // The quarterly Journal of Economics. 1991. Vol. 106. No. 2. P. 407–443.

24. Международное руководство по страновым рискам: [сайт]. URL: <http://www.prsgroup.com/about-us/our-two-methodologies/icrg>.
25. Анализ бизнес-рисков: [сайт]. URL: <http://www.beri.com/>
26. *Keefe P., Knack S.F.* Polarization, property rights, and the links between inequality and growth. Center for Institutional Reform and the Informal Sector, University of Maryland at College Park, 1995.
27. *Olson M.* The rise and decline of nations: Economic growth, stagflation, and economic rigidities. New Haven: Yale University Press, 1982.
28. *Whiteley P.F.* Economic growth and social capital // *Political Studies*. 2000. Vol. 48. No. 3. P. 443–466.
29. *Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N.* A contribution to the empirics of economic growth // *The Quarterly Journal of Economics*. 1992. Vol. 107. No. 2. P. 407–437.
30. *Coleman J.S.* Social capital in the creation of human capital // *American Journal of Sociology*. 1988. Vol. 94. P. S95–S120.
31. *Levi M.* Social and unsocial capital: A review essay of Robert Putnam's *Making Democracy Work* // *Politics & Society*. 1996. Vol. 24. No. 1. P. 45–55.
32. *Benhabib J., Spiegel M.M.* The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data // *Journal of Monetary Economics*. 1994. Vol. 34. No. 2. P. 143–173.
33. *Coase R.H.* The firm, the market, and the law. University of Chicago press, 2012.
34. *Moe T.M.* The new economics of organization // *American Journal of Political Science*. 1984. P. 739–777.
35. *Beugelsdijk S.* Entrepreneurial culture, regional innovativeness and economic growth // *Entrepreneurship and Culture*. Springer, Berlin, Heidelberg, 2010. P. 129–154.
36. *Barro R.J., Sala-i-Martin X.* Economic growth. McGraw-Hill, 1995.

37. *Temple J.* The new growth evidence // *Journal of economic Literature.* – 1999. – Т. 37. – No. 1. – С. 112–156.
38. *Said E.* *Orientalism: Western representations of the Orient.* New York: Pantheon, 1978.
39. *Hall P.A.* *Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage.* Oxford: Oxford University Press, 2001.
40. *Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N.* A contribution to the empirics of economic growth // *The Quarterly Journal of Economics.* 1992. Vol. 107. No. 2. P. 407–437.
41. *Quah D.T.* Empirics for economic growth and convergence // *European Economic Review.* 1996. Vol. 40. No. 6. P. 1353–1375.
42. *Луговой О., Дашкеев В., Мазаев И., Фомченко Д., Поляков Е., Хехт А.* Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. М.: ИЭПП, 2007.
43. *Иванова В.И.* Региональная конвергенция доходов населения: пространственный анализ // *Пространственная экономика.* 2014. № 4. С. 100–119.
44. *Демидова О.А., Иванов Д.С.* Модели экономического роста с неоднородными пространственными эффектами (на примере российских регионов) // *Экономический журнал ВШЭ.* 2016. Т. 20. №. 1. С. 52–75.
45. *Ефимов В.С., Ефимов А.В., Лантева А.В.* Вчерашний П.М. Политика наращивания человеческого капитала Сибири и Дальнего востока // *ЭКО.* 2015. №45(2). С.28–38.
46. *Комарова А.В., Крицына Е.А.* О вкладе человеческого капитала в рост ВРП регионов России // *Вестник НГУ. Серия: Социально-экономические науки.* 2012. № 3(12). С. 5–14.
47. *Blundell R., Bond S.* Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics,* 1998, vol. 87, no. 1, pp. 115–143.

48. *Иванов В.В.* и др. Формирование социального капитала в России // Вестник Московского ун-та. Серия 6: Экономика. 2014. No. 3. С. 3–16.
49. *Algan Y., Cahuc P., Shleifer A.* Teaching practices and social capital // American Economic Journal: Applied Economics. 2013. Vol. 5. No. 3. P. 189–210.
50. *Веревкин О.Л.* Социальная ответственность бизнеса // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2010. № 1 (95). С. 37–48.
51. *Swank D.* Culture, institutions and economic growth: theory, recent evidence, and the role of. 1996.
52. *Gurr T.R., Jagers K., Moore W.H.* Polity II: Political structures and regime change, 1800–1986. Ann Arbor, Mich.: Inter-University Consortium for Political and Social Research, 1990.
53. *Barro R.J., Sala-i-Martin X.* Technological diffusion, convergence, and growth // Journal of Economic Growth. 1997. Vol. 2. No. 1. P. 1–26.
54. Фонд общественного мнения: [сайт]. URL: <http://fom.ru>
55. Европейский социальный обзор: [сайт]. URL: <http://www.europeansocialsurvey.org/>
56. Мировой экономический форум: [сайт]. URL: www.weforum.org/
57. *Каукин А., Павлов П.* Оценка ВВП России в 2017 г. с помощью декомпозиции темпов роста // Экономическое развитие России. 2018. № 4. С. 9–13.

Приложение 1

Таблица

Корреляционная матрица переменных, использованных в уравнениях регрессии

	Годовые темпы роста подушевого ВРП	Темп роста населения	Доля инвестиций в ВРП	Первоначальный ВРП	Уровень образования	Пространственный до- ход	Обобщенное доверие	Группы Олсона	Группы Патнэма	Разобщенность обще- ства (Q3)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Годовые темпы роста подушевого ВРП	1	0,31	0,18	-0,11	-0,01	0,75	-0,04	-0,06	-0,07	0,06
Темп роста населе- ния	0,31	1	0,02	0,08	-0,08	0,36	-0,06	-0,06	-0,04	0,05
Доля инвестиций в ВРП	0,18	0,02	1	-0,03	0,02	0,1	0,08	-0,11	-0,11	-0,09
Первоначальный ВРП	-0,11	0,08	-0,03	1	0,15	-0,05	0,17	0,24	0,36	-0,2
Уровень образования	-0,01	-0,08	0,02	0,15	1	-0,03	0,24	0,14	0,15	-0,18
Пространственный доход	0,75	0,36	0,1	-0,05	-0,03	1	-0,03	0	-0,03	0,06
Обобщенное доверие	-0,04	-0,06	0,08	0,17	0,24	-0,03	1	0,15	0,19	-0,73
Группы Олсона	-0,06	-0,06	-0,11	0,24	0,14	0	0,15	1	0,56	-0,04
Группы Патнэма	-0,07	-0,04	-0,11	0,36	0,15	-0,03	0,19	0,56	1	-0,04
Разобщенность обще- ства (Q3)	0,06	0,05	-0,09	-0,2	-0,18	0,06	-0,73	-0,04	-0,04	1
Неготовность объ- единяться для реше- ния своих проблем	0,06	0,09	0,01	-0,05	-0,08	0,01	-0,42	-0,27	-0,26	0,49
Неготовность объ- единяться для реше- ния чужих проблем	0,07	0,08	-0,03	-0,05	-0,12	0,03	-0,46	-0,11	-0,06	0,54
Игнорирование инте- ресов граждан вла- стью	0,04	-0,02	-0,13	-0,15	-0,01	0,03	-0,44	0,1	0,02	0,67
Коэффициент Джини	0,01	0,15	0	0,62	-0,15	0,03	-0,12	0,08	0,16	0,08
Степень неудовле- творенности	-0,03	-0,09	-0,07	0,19	0,22	0,02	0,01	0,7	0,45	0,13
Правозащитные НКО	-0,07	0,03	-0,22	0,39	0,07	-0,01	0,09	0,48	0,63	0,03
Разобщенность обще- ства	-0,04	0	-0,11	0,24	-0,04	-0,04	0,02	0,4	0,55	-0,04
Этика бизнес-сооб- щества	-0,06	-0,02	-0,08	0,3	0,02	-0,03	0,16	0,44	0,52	-0,12
Социальная ответ- ственность бизнеса	0,04	0,04	-0,01	0,14	-0,15	0,01	0,09	0,31	0,25	0,01

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

Окончание таблицы

1	12	13	14	15	16	17	18	19
	Неготовность объединяться для решения чужих проблем	Игнорирование интересов граждан властью	Коэффициент Джини	Степень неудовлетворенности	Правозащитные НКО	Разобщенность общества	Этика бизнес-сообщества	Социальная ответственность бизнеса
Годовые темпы роста подушевого ВРП	0,07	0,04	0,01	-0,03	-0,07	-0,04	-0,06	0,04
Темп роста населения	0,08	-0,02	0,15	-0,09	0,03	0	-0,02	0,04
Доля инвестиций в ВРП	-0,03	-0,13	0	-0,07	-0,22	-0,11	-0,08	-0,01
Первоначальный ВРП	-0,05	-0,15	0,62	0,19	0,39	0,24	0,3	0,14
Уровень образования	-0,12	-0,01	-0,15	0,22	0,07	-0,04	0,02	-0,15
Пространственный доход	0,03	0,03	0,03	0,02	-0,01	-0,04	-0,03	0,01
Обобщенное доверие	-0,46	-0,44	-0,12	0,01	0,09	0,02	0,16	0,09
Группы Олсона	-0,11	0,1	0,08	0,7	0,48	0,4	0,44	0,31
Группы Патнэма	-0,06	0,02	0,16	0,45	0,63	0,55	0,52	0,25
Разобщенность общества (Q3)	0,54	0,67	0,08	0,13	0,03	-0,04	-0,12	0,01
Неготовность объединяться для решения своих проблем	0,73	0,25	0,22	-0,13	-0,22	-0,17	-0,35	0,06
Неготовность объединяться для решения чужих проблем	1	0,37	0,24	-0,01	0,07	0	-0,18	0,18
Игнорирование интересов граждан властью	0,37	1	0,05	0,18	0,09	-0,02	-0,14	-0,11
Коэффициент Джини	0,24	0,05	1	0,04	0,32	0,25	0,16	0,18
Степень неудовлетворенности	-0,01	0,18	0,04	1	0,34	0,17	0,28	0,15
Правозащитные НКО	0,07	0,09	0,32	0,34	1	0,66	0,68	0,49
Разобщенность общества	0	-0,02	0,25	0,17	0,66	1	0,76	0,47
Этика бизнес-сообщества	-0,18	-0,14	0,16	0,28	0,68	0,76	1	0,32
Социальная ответственность бизнеса	0,18	-0,11	0,18	0,15	0,49	0,47	0,32	1

Приложение 2

Таблица

Влияние социального капитала на экономическое развитие регионов РФ

Модель	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	Pooled	System	System	System	System	System
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
	1	2	3	4	5	6	7	8	10	11	12
Зависимая переменная	Индекс физического объема ВРП на душу населения (логарифм)										
Константа	-0,009 (0,028)	-0,010 (0,028)	0,0002 (0,029)	-0,002 (0,029)	0,060* (0,035)	0,050 (0,034)					
log (Темп роста населения)	0,029 (0,064)	0,024 (0,064)	0,028 (0,063)	0,037 (0,064)	0,024 (0,063)	0,020 (0,063)	0,122** (0,04)	0,12** (0,038)	0,119*** (0,036)	0,107** (0,036)	0,104** (0,038)
log (Доля инвестиций в ВРП)	0,024*** (0,004)	0,025*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,023*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,045*** (0,006)	0,043*** (0,006)	0,045*** (0,005)	0,044*** (0,006)	0,043*** (0,006)
log (Первоначальный ВРП)	-0,029*** (0,005)	-0,029*** (0,005)	-0,025*** (0,005)	-0,027*** (0,005)	-0,029*** (0,005)	-0,029*** (0,005)	-0,022*** (0,004)	-0,018*** (0,003)	-0,021*** (0,004)	-0,022*** (0,003)	-0,021*** (0,003)
log (Пространственный лаг, инструмент для 1-6)	0,092*** (0,028)	0,095*** (0,028)	0,086*** (0,028)	0,084*** (0,029)	0,082*** (0,028)	0,084*** (0,028)	0,141*** (0,03)	0,148*** (0,029)	0,137*** (0,03)	0,142*** (0,029)	0,142*** (0,029)
log (Численность аспирантов)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	0,004 (0,003)	0,002 (0,003)	0,031*** (0,01)	0,031*** (0,01)	0,034*** (0,009)	0,035*** (0,009)	0,031*** (0,008)
log (Урбанизация)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,001	0,0001 (0,003)	-0,001 (0,003)	0,0004 (0,003)	-0,003, (0,002)	-0,005** (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,004* (0,002)
log (Обобщенное доверие)		-0,0004 (0,0003)					-0,005 (0,004)				
log (Группы Олсона)			-0,004** (0,002)					-0,005*** (0,001)			
log (Разобщенность общества)				-0,003** (0,002)					-0,006* (0,002)		
log (Неготовность объединяться, свои проблемы)					-0,041*** (0,012)					-0,042*** (0,007)	
log (Неготовность объединяться, чужие проблемы)						-0,031*** (0,008)					-0,035*** (0,005)
Дамми на время	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да	Да
AR1							0	0	0	0	0
AR2							0,568	0,557	0,61	0,575	0,563
Статистика Саргана							44,905	45,836	44,587	45,902	45,694
Сарган р-значение							0,832	0,806	0,841	0,804	0,81
R ²	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58					
Кол-во наблюдений	670	670	670	670	670	670	670	670	670	670	670

Примечание. $p < 0.10 = *$; $p < 0.05 = **$; $p < 0.01 = ***$; в таблице представлены: значения коэффициентов, в круглых скобках стандартные отклонения; тесты Arellano – Bond AR(1) и Arellano – Bond AR(2) проверяют нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции разниц остатков первого и соответственно второго порядка. Тест разностей Саргана тестирует гипотезу об экзогенности уровней и инструментов.

Источник: расчеты авторов.

Приложение 3

Таблица

Влияние предпринимательской культуры и качества предпринимательской среды на экономическое развитие регионов РФ

Модель	Pooled 2SLS	Pooled 2SLS	System GMM	System GMM
	1	2	3	4
Зависимая переменная	Индекс физического объема ВВП на душу населения (логарифм)			
Константа	-0,016 (0,028)	-0,031 (0,029)		
log (Темп роста населения)	0,030 (0,063)	0,027 (0,063)	0,119*** (0,036)	0,117** (0,038)
log (Доля инвестиций в ВВП)	0,021*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,044*** (0,005)	0,045*** (0,005)
log (Первоначальный ВВП)	-0,021*** (0,006)	-0,025*** (0,005)	-0,019*** (0,003)	-0,021*** (0,004)
log (Пространственный лаг) инструмент для 1-2	0,097*** (0,028)	0,080*** (0,028)	0,144*** (0,03)	0,144*** (0,028)
log (Численность аспирантов)	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	0,03*** (0,009)	0,03*** (0,009)
log (Урбанизация)	0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,004** (0,002)
log (Правозащитные НКО прокси для качества деловой среды)	-0,002*** (0,001)		-0,004*** (0,001)	
log (Социальная ответственность бизнеса)		0,008*** (0,002)		0,02*** (0,005)
Дамми на время	Да	Да	Да	Да
AR1			0	0
AR2			0,581	0,62
Статистика Саргана			45,34	44,168
Сарган р-значение			0,82	0,852
R ²	0,68	0,68		
Кол-во наблюдений	670	670	670	670

Примечание. $p < 0.10 = *$; $p < 0.05 = **$; $p < 0.01 = ***$; в таблице представлены: значения коэффициентов, в круглых скобках стандартные отклонения; тесты Arellano – Bond AR(1) и Arellano – Bond AR(2) проверяют нулевую гипотезу об отсутствии автокорреляции разниц остатков первого и соответственно второго порядка. Тест разностей Саргана тестирует гипотезу об экзогенности уровней и инструментов.

Источник: расчеты авторов.

Астафьева Е.В., Зямалов В.Е., Турунцева М.Ю.

Прогнозирование с использованием больших массивов данных в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей

Введение

Прогнозирование макроэкономических показателей является неотъемлемой частью макроэкономического анализа. Располагая данными большого числа показателей, исследователям хотелось бы максимально полно использовать имеющуюся информацию при прогнозировании отдельных переменных. В связи с этим в последние годы значительное внимание уделяется многомерным (факторным) прогнозам в силу их способности моделировать наборы данных, в которых число переменных N превышает длину временных рядов T .

Данный подход основывается на формировании небольшого числа факторов, обобщающих информацию о большом числе показателей. Полученные факторы и/или их запаздывания включаются в модель анализируемой переменной, которая и используется для ее прогнозирования. Качество получаемых прогнозов зависит от количества включаемых в модель факторов, оптимальное число которых определяется структурой данных.

Методы прогнозирования на основе больших массивов данных используются при оценке прогнозов, ежемесячно публикуемых Институтом Гайдара в «Бюллетене модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ». Изменения, которые внес Росстат в методологию расчета индексов промышленного производства и индексов цен производителей промышленных товаров, привели к изменению структуры данных, используемых при прогнозировании (прежде всего к сокращению длины предоставляемых Росстатом временных рядов). В связи с этим основная цель данного исследования состоит в том, чтобы выяснить, как скажутся изменения в методологии расчета индексов на качестве прогнозов социально-экономических показателей, построенных с использованием больших массивов данных. Для этого в работе сравниваются многомерные прогнозы, построенные на основе двух массивов данных, в состав кото-

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

рых входят индексы промышленного производства и индексы цен производителей промышленных товаров, рассчитанные в соответствии с разными классификациями.

1. Различия в методике расчета индекса промышленного производства¹

В данном разделе описана методика построения индексов промышленного производства Росстата и приведены различия в опубликованных методологиях расчета индекса промышленного производства в 1996 и в 2014 гг.

1.1. Методика построения индексов промышленного производства

Рассмотрим процедуру построения индексов промышленного производства Росстата.

Шаг 1. Построение индексов по элементарным видам деятельности

Расчетные формулы приведены в *табл. 1*. Большинство формул присутствуют во всех версиях методологии (для них приведены обозначения методологии 1996 г.).

Индекс производства по элементарным отраслям (для отраслей с коротким циклом производства и имеющих представительную номенклатуру) строится как ценовой индекс Ласпейреса. Для отраслей с отсутствием представительного состава продукции и продукции с долгим циклом производства, а также при изменении качества продукции индекс рассчитывается методом дефлятирования как отношение темпа роста производства (отгрузки) в номинальных ценах к темпу роста индекса цен производителей промышленной продукции (т.е. приближенно темп роста в реальном выражении). При незавершенном производстве используются либо стоимость выполненных работ, либо остатки незавершенного производства по модулю. В случае, когда для рассматриваемой продукции не ведется наблюдение

¹ Данный раздел подготовлен на основе официальной методики Росстата.
См.: URL: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/metod/prom/ofic_met.doc
Версия 2009 г.: URL: www.gks.ru/free_doc/new_site/metod/prom/met2009prom.doc
Версия 1996 г.: URL: www.gks.ru/bgd/free/meta_2010/IssWWW.exe/Stg/d1996/i000690r.htm

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

за ценами, методология 2014 г. предписывает производить дефлятирование при помощи дефлятора, рассчитываемого на основе данных о выпуске военной и гражданской продукции по данному виду деятельности.

Таблица 1

		1996 г.	2009 г.	2014 г.
Индекс производства по подотраслям	$I_{t/b}$		$\frac{\sum_n Q_t \times P_b}{\sum_n Q_b \times P_b} \times 100\%$	
	$I_{t/t-1}$		$\frac{I_{t/b}}{I_{t/t-1}} \times 100\%$	
Индекс производства по подотраслям (дефлятирование, для отраслей без представительного состава продукции, для продукции с долгим циклом производства)	T_d – темп роста производства в действующих ценах		$\frac{V_t}{V_b} \times 100\%$	
	$I_{t/b}$ – индекс цен к среднему уровню базового года		$\left[\frac{I_d}{\sum_{12} I_t / 12} \right] I_{t/d}$	
	$J_{t/t-1}^{def}$ – индекс цен при отсутствии наблюдений за ценами	Нет	Нет	$\frac{\left[\frac{VP_t^d + GP_t^d}{VP_{t-1}^d + GP_{t-1}^d} \right]}{\left[\frac{VP_t^f + GP_t^f}{VP_{t-1}^f + GP_{t-1}^f} \right]} \times 100\%$
	$I_{t/b}$		$\frac{T_d}{I_{t/b}}$	
Индекс производства по подотраслям (новый вид деятельности)	Q_i	Нет	Нет	$\sum_n q_i^k p_b^{new}$
	PB_i – расчетная величина	Нет	Нет	$Q_i d_{DS}^i$
	$I_{t/t-1}$	Нет	Нет	$\frac{PB_t^i}{PB_{t-1}^i} \times 100\%$

где Q_t – производство товара в натуральном или стоимостном выражении;

Q_b, p_b – производство и цена товара в среднем за месяц базового года;

V_t – производство товара в действующих ценах текущего периода;

V_b – производство товара в среднем за месяц базового года в среднегодовых ценах базового года;

I_b – индекс цен декабря базового года к декабрю прошлого года;

I_t – индекс цен месяца базового года к декабрю прошлого года;

$I_{t/d}$ – индекс цен текущего месяца к декабрю базового года;

$VP_t^d, GP_t^d, VP_t^f, GP_t^f$ – выпуск военной (гражданской) продукции в действующих (фиксированных) ценах;

q_i^k – производство нового товара;

p_b^{new} – цена нового товара, приведенная к уровню цен базового года;

d_{DS}^i – доля в добавленной стоимости в базовом году (либо отрасли с новым видом деятельности, либо вышестоящего уровня).

Версия 2014 г. также добавляет метод, позволяющий учесть новые виды экономической деятельности, появившиеся после базового года (естественно, информация о ценах базового года и о добавленной стоимости в базовом году по этим видам деятельности отсутствует). Индекс по элементарным видам деятельности определяется при помощи так называемой «расчетной величины»: цены продукции нового вида деятельности приводятся к уровню цен базового года (дефлятированием по индексу цен производителей либо заменой на уровень цен близких продуктов), и рассчитывается объем выпуска новой продукции в этих ценах. Полученное значение умножается на долю отрасли с новым видом деятельности в добавленной стоимости в базовом году. Это и называется расчетной величиной. На ее основе строится индекс по элементарному виду деятельности относительно предыдущего периода. Нужно особо отметить, что данный индекс не используется в агрегировании, для этих целей применяется расчетная величина.

Шаг 2. Агрегирование

После построения индексов по элементарным видам деятельности проводится их агрегирование по различным уровням классификации отраслей. Для этого проводится взвешивание по величине добавленной стоимости соответствующих видов экономической деятельности (отраслей, групп) в базовом году (*табл. 2*).

Агрегирование отраслей и групп с новыми видами экономической деятельности проводится двумя различными способами в зависимости от того, имеются ли данные о добавленной стоимости рассматриваемой отрасли или группы. Данных по добавленной стоимости может и не быть, если отрасль или группа состоит только из новых видов экономической деятельности.

В первом случае для всех видов деятельности в рамках отрасли или группы определяются расчетные величины. Затем сумма расчетных величин делится на величину добавленной стоимости группы или отрасли в базовом году. Полученное значение

используется как агрегированный индекс по данной группе или отрасли по отношению к базовому году.

Таблица 2

		1996 г.	2009 г.	2014 г.
Агрегирование	$I_{t/b}$	$\frac{\sum_n i_{t/b} D}{\sum_n D}$		
	$I_{t/t-1}$	$\frac{I_{t/b}}{I_{t-1/b}} \times 100\%$		
	$I_{t/b}$ – новый вид деятельности	Нет	Нет	$\frac{\sum_n PB_t^i}{D_b^j}$
	$I_{t/t-1}$ – отсутствие добавленной стоимости	Нет	Нет	$\frac{\sum_n PB_t^i}{\sum_n PB_{t-1}^i}$
Коррекция на военное производство и работы промышленного характера	$I_{t/t-1}^{пром}$	$I_{t/t-1}^{общ} (100 - W_{вп} - W_{рпк}) + I_{t/t-1}^{вп} W_{вп} + I_{t/t-1}^{рпк} W_{рпк}$		

где D – добавленная стоимость по элементарному виду деятельности, группе видов деятельности и т.д. в базовом году;

D_b^j – добавленная стоимость по группе видов деятельности в базовом году;

$W_{вп}, W_{рпк}$ – вес военной продукции и работ промышленного характера в совокупном производстве.

Во втором случае определяются расчетные величины для текущего и предыдущего периодов. Отношение этих величин используется как агрегированный индекс к предыдущему периоду (индекс к базовому году рассчитать не представляется возможным в силу отсутствия добавленной стоимости).

Шаг 3. Коррекция на военное производство

В случае если в рамках группы или отрасли производится также военная продукция, соответствующий индекс нужно корректировать на динамику ее производства. При этом корректируются только те индексы, которые строились как индекс Ласпейреса, поскольку они определялись по информации о производстве и ценах для населения. Индексы, построенные методом дефлятирования, не требуют корректировки, так как информация об объемах отгруженной продукции уже включает информацию о военном производстве. Корректировка проводится

взвешиванием построенного индекса с индексом производства военной продукции по величине добавленной стоимости. В методологии 1996 г. также требовалась коррекция на работы промышленного характера, которые в методологии 2014 г. не требуют отдельного обращения и включаются в расчеты на общих основаниях (методом дефлятирования).

1.2. Различия в классификаторах ОКВЭД и ОКВЭД 2

Различия между этими классификаторами кратко описаны в статье Каукина и Миллер [1]. Из анализа приведенной в статье сводной таблицы различий в части разделов и подразделов классификаторов делается вывод, что изменения в классификаторах приводят к тому, что часть промежуточных индексов несопоставимы между собой, так как изменялся их состав (пример приведен в *табл. 3*).

Таблица 3

ОКВЭД 2007		ОКВЭД 2	
Код группировки	Название группировки	Код группировки	Название группировки
23	Производство кокса, нефтепродуктов и ядерных материалов	19	Производство кокса и нефтепродуктов
		24.46	Производство ядерного топлива

Видно, что группировка 23 из ОКВЭД 2007 была разделена на две группы, одна из которых вошла в состав другой группировки.

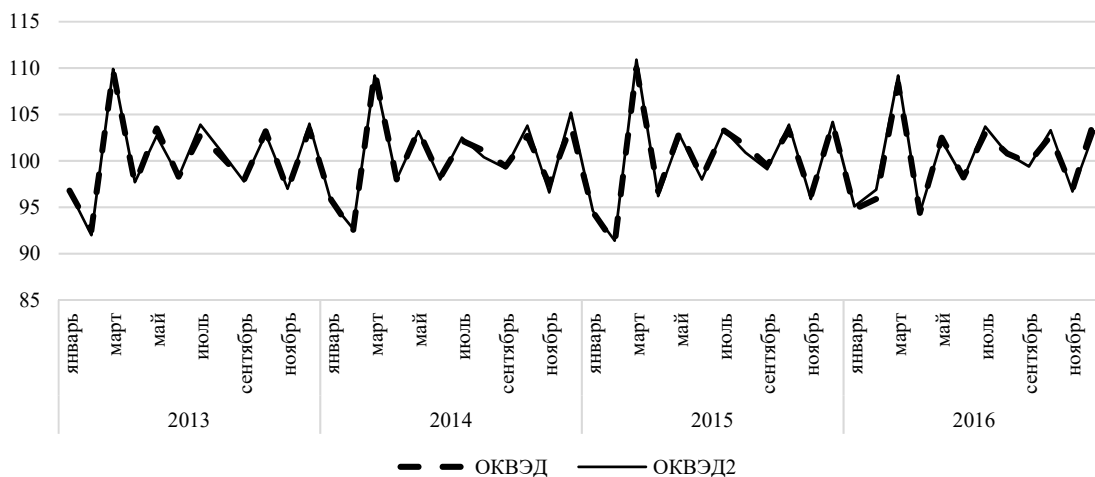
При этом итоговые индексы по разделам остаются вполне сопоставимыми между собой. Росстат предоставляет данные по индексу промышленного производства (ИПП) как по классификации ОКВЭД (до 2016 г. включительно), так и по классификации ОКВЭД 2, рассчитанные ретроспективно на периоде 2013–2016 гг. Графики индексов приведены на *рис. 1*.

Нуждается в комментариях график для показателя ИПП «Электроэнергия, газ и вода»: он построен для разделов E классификатора ОКВЭД 2007 и D классификатора ОКВЭД 2. Эти разделы не соответствуют друг другу в полной мере, так как раздел E (ОКВЭД 2007) включает не только раздел D (ОКВЭД 2), но и

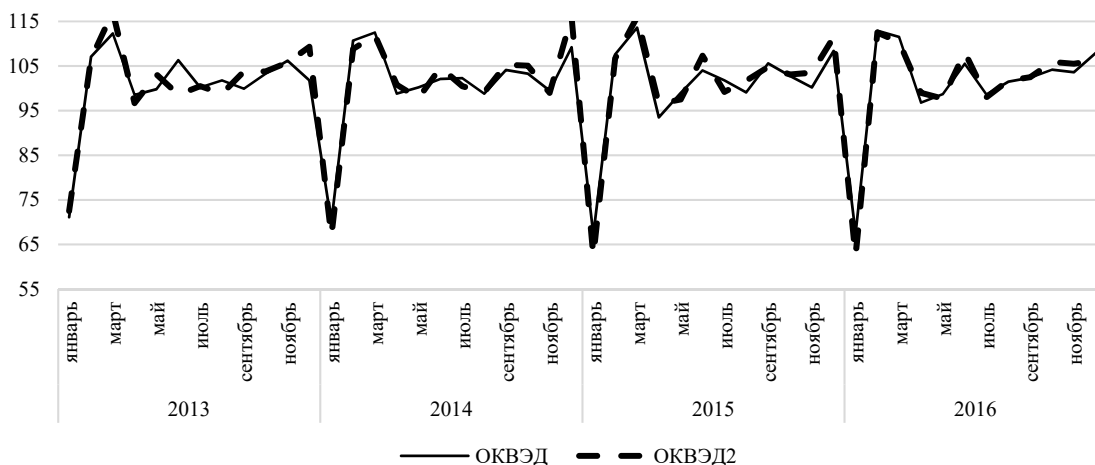
Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

Е (ОКВЭД 2). В 2010 г. добавленная стоимость подразделов D (ОКВЭД 2) и Е (ОКВЭД 2) соотносилась как 80:20. В соответствии с этим индексы этих двух разделов были просуммированы для получения сопоставимого индекса.

Добыча полезных ископаемых



Обрабатывающие производства



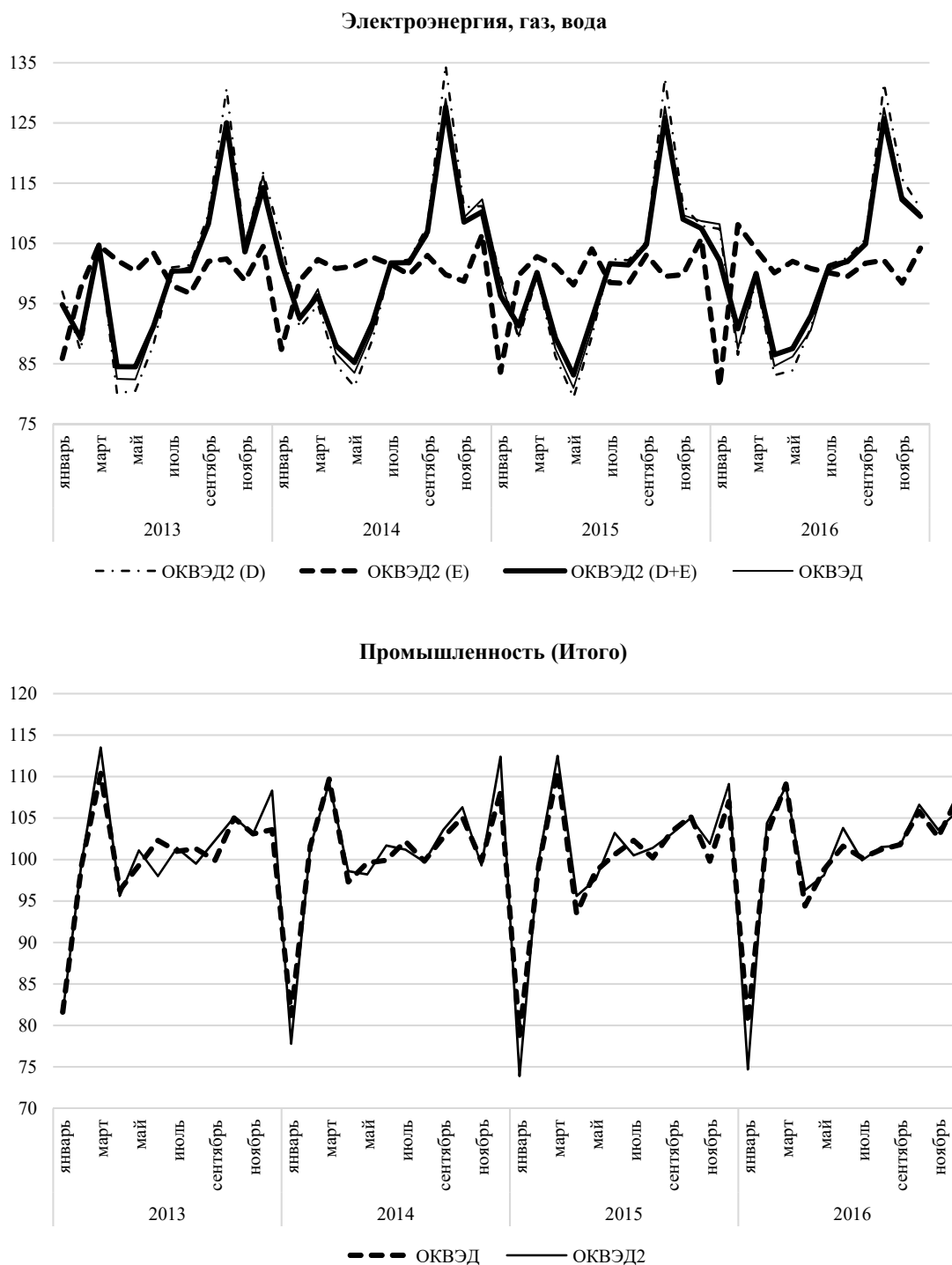
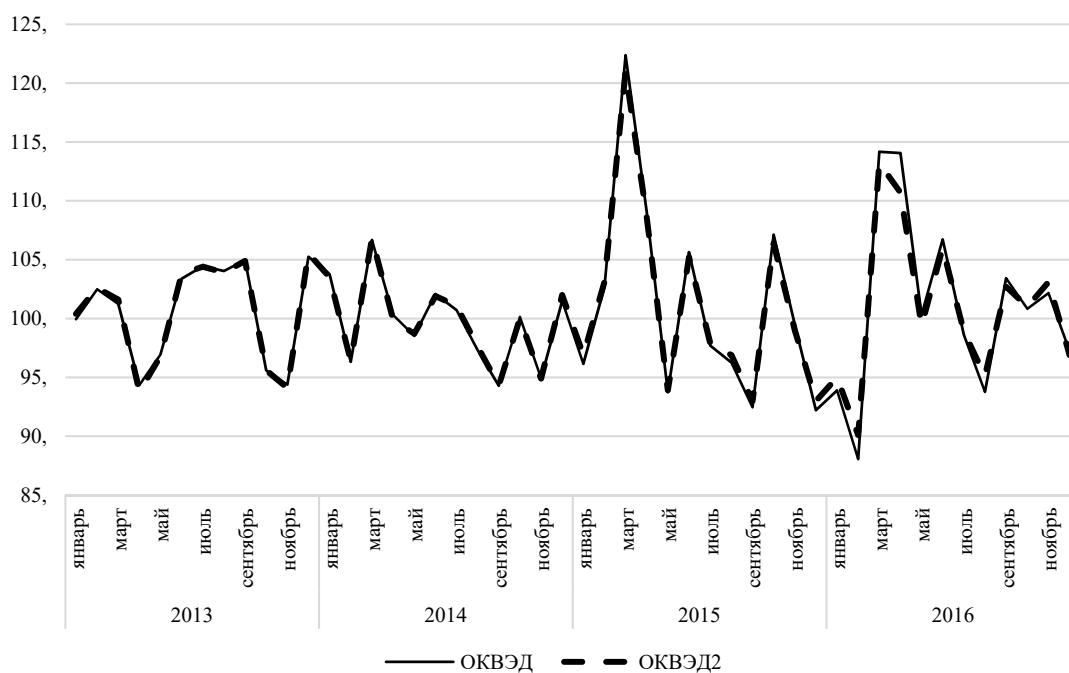


Рис. 1. Индексы промышленного производства

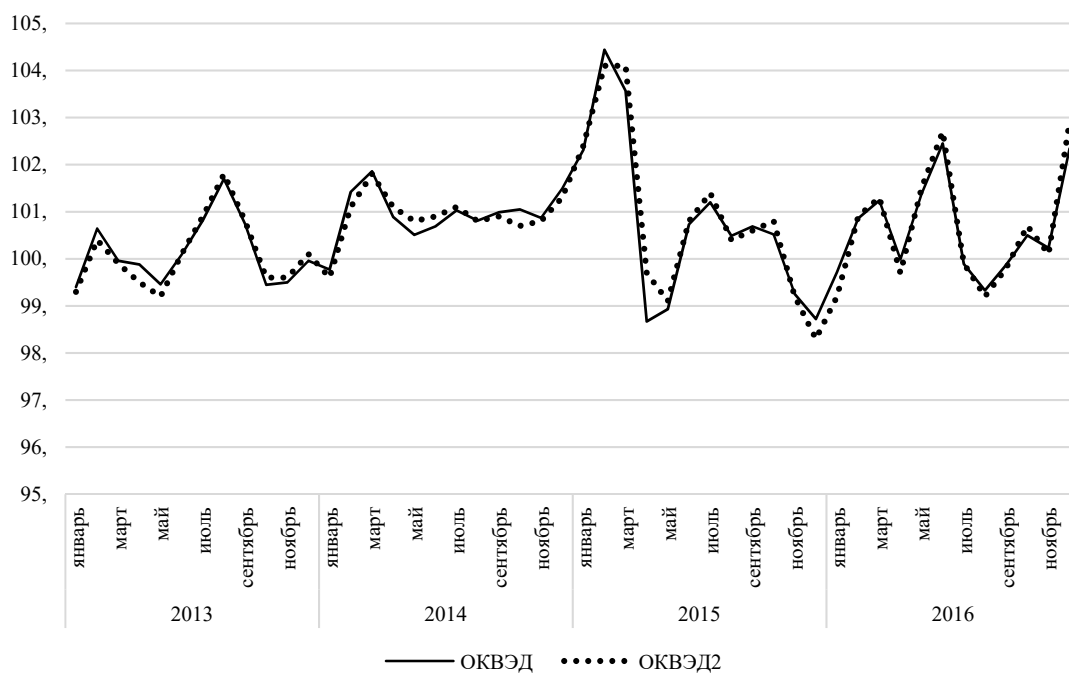
Источник: построено по данным Росстата.

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

Добыча полезных ископаемых



Обрабатывающие производства



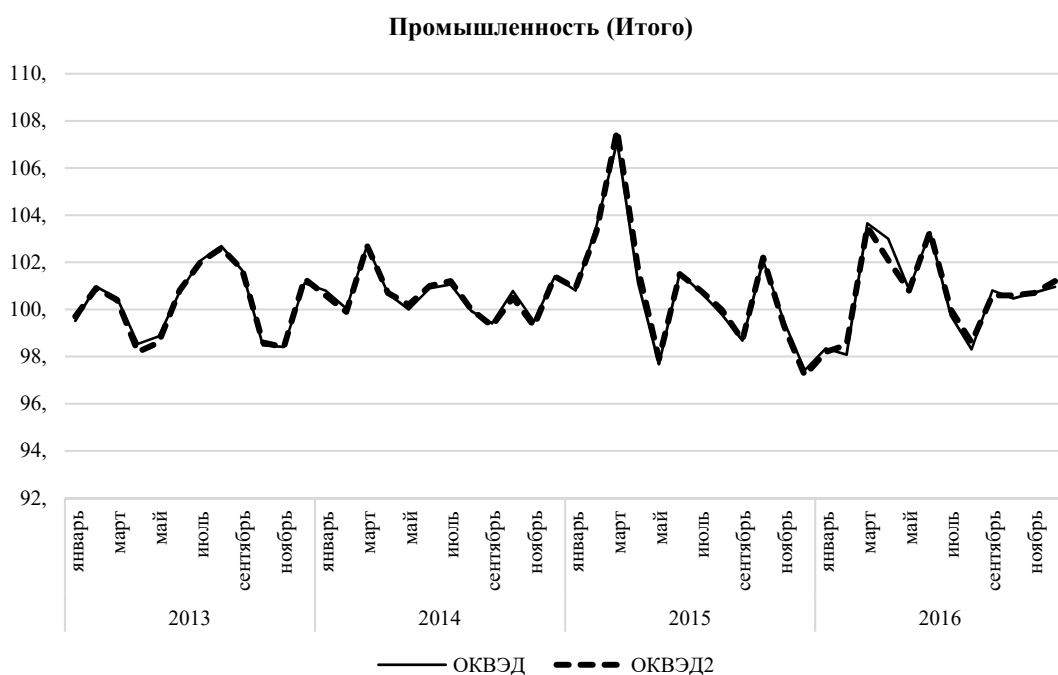
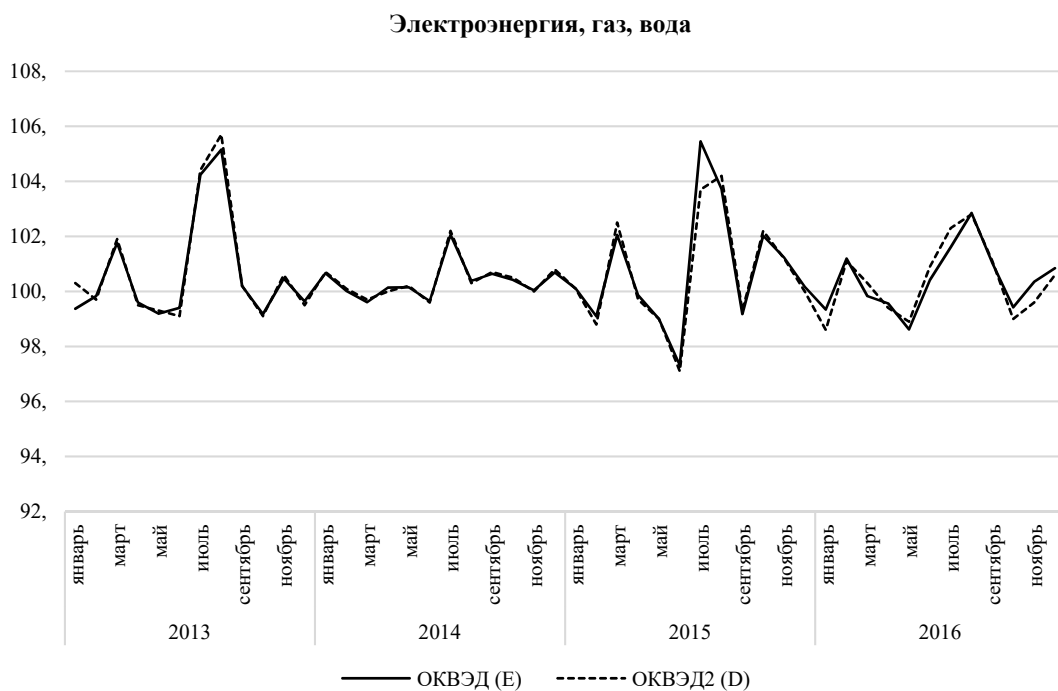


Рис. 2. Индексы цен производителей

Источник: построено по данным Росстата.

2. Методика эмпирического исследования

С 2017 г. Росстат внес изменения в методологию расчета индексов промышленного производства и индексов цен производителей промышленных товаров, перейдя с классификации ОКВЭД к классификации ОКВЭД 2. И хотя большинство показателей остаются сопоставимыми, переход к новой методологии существенно сократил длину предоставляемых Росстатом временных рядов.

В связи с этим основная цель данного исследования состоит в том, чтобы выяснить, как скажутся изменения в методологии расчета индексов на качестве прогнозов социально-экономических показателей, построенных с использованием больших массивов данных. Для этого в работе сравниваются многомерные прогнозы, построенные на основе двух массивов данных, в состав которых входят индексы промышленного производства и индексы цен производителей промышленных товаров, рассчитанные в соответствии с разными классификациями. В обоих случаях расчеты осуществляются в соответствии с методикой, предложенной в НИР Госзадания РАНХиГС 2013 г. [2] и используемой при оценке многомерных прогнозов Института Гайдара, публикуемых в «Бюллетене модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ»¹. Данная методика включает три основных этапа: (1) подготовка исходного массива данных; (2) снижение размерности массива данных с использованием метода главных компонент; (3) моделирование переменных на основе выявленных ранее факторов и построение прогнозов.

На первом этапе для формирования массива объясняющих переменных $\{X_{it}\}$ исходные ряды приводятся к сопоставимому виду. С этой целью для всех временных рядов исходного массива $\{Y_{it}\}$ проверяется гипотеза о стационарности. Для некоторых временных рядов первого массива (включающего индексы по классификации ОКВЭД) проверяется гипотеза о стационарности относительно тренда с эндогенным структурным сдвигом. В соответствии с полученными результатами временные ряды приводятся к стационарному виду путем взятия первой разности и/или исключения тренда. Заключительным шагом подготовки данных является их нормировка, т.е. преобразование к виду с нулевым средним и единичной дисперсией.

¹ См.: URL: http://www.iep.ru/index.php?option=com_bibiet&Itemid=124&catid=123&lang=ru&task=showallbib. С августа по декабрь 2012 г. – Бюллетень «Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ». С января 2013 г. – регулярный раздел «Научного вестника ИЭП им. Гайдара.ру»: URL: <http://www.iep.ru/ru/ob-izdanii.html>

Следует отметить, что применяемая в работе методика отличается от аналогов, используемых в работах зарубежных авторов. Во-первых, она не предусматривает сезонной корректировки данных. Сезонная корректировка исключена намеренно для того, чтобы обеспечить возможность сравнения качества многомерных прогнозов не только между собой, но и с прогнозами ежемесечного Бюллетеня краткосрочных прогнозов Института Гайдара. Во-вторых, для массива объясняющих переменных не производится исключение выбросов. Они учитываются на этапе построения моделей прогнозируемых переменных путем введения фиктивных переменных.

На втором этапе осуществляется снижение размерности массива данных, т.е. переход от матрицы исходных показателей $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$ к матрице факторов $\hat{F} = (\hat{F}_1, \hat{F}_2, \dots, \hat{F}_n)'$. Здесь $\hat{F}_s = \hat{F}_s(X)$ – s -я главная компонента системы показателей X , представляющая собой нормированно-центрированную линейную комбинацию этих показателей, которая не коррелирована с $s-1$ предыдущими главными компонентами и среди всех прочих нормированно-центрированных и не коррелированных с $s-1$ предыдущими главными компонентами линейных комбинаций данных показателей обладает наибольшей дисперсией¹.

Матрица главных компонент определяется как произведение: $\hat{F} = \Lambda X$, где $\Lambda = (\Lambda_1, \Lambda_2, \dots, \Lambda_n)'$ – собственная матрица ковариационной матрицы Σ_X , т.е. строки $\{\Lambda_i\}$ представляют собой собственные вектора матрицы Σ_X , соответствующие упорядоченным по убыванию собственным числам $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_i \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$.

Поиск главных компонент эквивалентен поиску новых ортогональных осей в признаковом пространстве. Этот поиск производится последовательно (в соответствии с убыванием собственных чисел матрицы Σ_X) так, что на каждом шаге максимизируется полная дисперсия вдоль новой оси. В результате метод главных компонент позволяет получить достаточно небольшой набор факторов $\{\hat{F}_s\}_{s=1}^m$, где $m < n$, на которые приходится большая часть дисперсии исходного набора наблюдаемых переменных.

Связь главных компонент и исследуемых показателей интерпретируется на основе матрицы факторных нагрузок:

¹ Краткое описание метода главных компонент сделано на основе [3].

$$A = \Lambda' \Sigma_F^{1/2} = \Lambda' \begin{pmatrix} \sqrt{\lambda_1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{\lambda_n} \end{pmatrix}$$

Элемент этой матрицы a_{is} равен парному коэффициенту корреляции между X_i и F_s , определяя удельный вес влияния s -й нормированной главной компоненты на i -ю исходную переменную.

При построении многомерных прогнозов для определения числа главных компонент m , которые необходимо включить в модель, наиболее часто используются критерии $PCP(m)$ (*Panel C_p criteria*) и $IC(m)$ (*panel information criteria*), предложенные Бай и Нг [4]. С точки зрения простоты вычисления более удобным является IC -критерий, для реализации которого авторы предложили 4 статистики:

$$\begin{aligned} IC(m)_1 &= \ln \left(V \left(m, \{\hat{F}_s\}_{s=1}^m \right) \right) + m \frac{n+T}{nT} \ln \left(\frac{n+T}{nT} \right); \\ IC(m)_2 &= \ln \left(V \left(m, \{\hat{F}_s\}_{s=1}^m \right) \right) + m \frac{n+T}{nT} \ln(C_{nT}^2); \\ IC(m)_3 &= \ln \left(V \left(m, \{\hat{F}_s\}_{s=1}^m \right) \right) + m \frac{\ln(C_{nT}^2)}{C_{nT}^2}; \\ IC(m)_4 &= \ln \left(V \left(m, \{\hat{F}_s\}_{s=1}^m \right) \right) + m(n+T-m) \frac{\ln(nT)}{nT}, \end{aligned}$$

где $V \left(m, \{\hat{F}_s\}_{s=1}^m \right) = \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (X_{it} - \Lambda_i^{(m)} \hat{F}_t^{(m)})' (X_{it} - \Lambda_i^{(m)} \hat{F}_t^{(m)})$ – средняя по всем наблюдениям сумма квадратов отклонений, полученная для оценок первых m главных компонент ($\Lambda^{(m)}$ – матрица первых m собственных векторов, $\hat{F}_t^{(m)}$ – первые m главных компонент); $C_{nT} = \min\{\sqrt{n}; \sqrt{T}\}$.

Состоятельная оценка числа главных компонент модели определяется как решение задачи минимизации: $\hat{m}_{IC} = \arg \min \{IC(m)\}$.

Если выполняется условие $(n, T) \rightarrow \infty$, то почти всегда, кроме случая, когда $T = e^n$ или $n = e^T$, критерии асимптотически эквивалентны, но наиболее устойчивые результаты обеспечивает статистика $IC(m)_2$.

Результаты предыдущих исследований [2] по изучению свойств многомерных прогнозов российских социально-экономических показателей показали, что лучшие качественные характеристики прогнозов далеко не всегда обеспечивают модели, включающие оптимальное – с точки зрения критериев Бай–Нг – число главных компонент. Поэтому в данной работе анализ не ограничивается рассмотрением моделей с определенным числом факторов, а оцениваются спецификации, включающие от одной до четырех главных компонент.

На третьем этапе осуществляется моделирование и прогнозирование переменных исходного массива $\{Y_{it}\}$. Для этого оцениваются модели вида:

$$Y_{it} = \beta_0^i + \sum_{s \leq m} \sum_{k \in \{K\}} \beta_s^i \hat{F}_{s,t-k}^i + \sum_{r \in \{R\}} \gamma_r Y_{i,t-r} + \varepsilon_t^i,$$

где Y_{it} – i -я переменная исходного массива данных;

$\hat{F}_{s,t}^i$ – s -я главная компонента, полученная на втором этапе для массива переменных $\{X_{lt}\}$ ($l \neq i$);

m – число факторов, включаемых в модель, $m = \overline{1,4}$;

k – лаги факторов;

K – множество наборов включаемых в модель лагов факторов, которые могут принимать значения:

$$K = \left\{ \begin{array}{l} \{8\}, \{12\}, \{8, 9\}, \{8, 12\}, \{9, 12\}, \{12, 13\}, \\ \{8, 9, 10\}, \{8, 9, 12\}, \{9, 12, 13\} \end{array} \right\}.$$

Выбор лагов факторов обусловлен целями прогнозирования и сезонными свойствами рассматриваемых показателей;

r – лаги моделируемой переменной;

R – множество наборов включаемых в модель лагов моделируемой переменной, которые могут принимать значения: $R = \{\{1\}, \{12\}, \{1, 12\}, \{1, 3, 12\}\}$.

С учетом возможных комбинаций числа включаемых факторов, набора лагов факторов и набора лагов моделируемой переменной для каждого показателя рассматриваются 148 моделей, для которых оцениваются коэффициенты $\hat{\beta}_0^i$, $\hat{\beta}_s^i$, $\hat{\gamma}_r$. На основе каждой модели строится прогноз на τ периодов по формуле:

$$\hat{Y}_{i,t+\tau} = \hat{\beta}_0^i + \sum_{s \leq m} \sum_{k \in \{K\}} \hat{\beta}_s^i \hat{F}_{s,t-k+\tau}^i + \sum_{r \in \{R\}} \hat{\gamma}_r Y_{i,t-r+\tau}.$$

Прогнозирование осуществляется последовательно, начиная с $\tau = 1$, поэтому в случае необходимости в качестве запаздывающего значения прогнозируемой переменной в модели может быть использован ее прогноз, рассчитанный на предыдущих шагах, т.е.:

$$\hat{Y}_{i,t+\tau} = \hat{\beta}_0^i + \sum_{s \leq m} \sum_{k \in \{K\}} \hat{\beta}_s^i \hat{F}_{s,t-k+\tau}^i + \sum_{r \in \{R\}} \hat{\gamma}_r \hat{Y}_{i,t-r+\tau}.$$

С точки зрения временного ресурса прогнозы по моделям, построенным с использованием больших массивов данных, являются намного более затратными по сравнению с другими методами. В связи с этим представляет интерес **сравнение качества многомерных прогнозов** не только между собой, но и с прогнозами,

полученными более простыми в реализации методами. В качестве таких прогнозов в работе рассматриваются ARIMA-прогнозы Института Гайдара, наивные прогнозы, наивные сезонные прогнозы и прогнозы, построенные с использованием метода скользящего среднего.

Построение *наивного прогноза* основано на предположении, что прогнозируемое значение показателя будет совпадать с последним известным на момент прогнозирования значением, т.е. $Y_{i,t+\tau} = Y_{it} + \varepsilon_{i,t+\tau}$, где Y_{it} – прогнозируемый показатель; τ – горизонт прогнозирования.

Построение *наивного сезонного прогноза* основано на предположении, что прогнозируемое значение показателя будет равно его значению в тот же месяц предшествующего года, т.е. $Y_{i,t+\tau} = Y_{i,t+\tau-12} + \varepsilon_{i,t+\tau}$.

При построении *прогнозов на основе скользящего среднего* предполагают, что прогнозируемое значение показателя будет равно своему среднему значению, рассчитанному с использованием последних известных 12 наблюдений этого показателя, т.е. $Y_{i,t+\tau} = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{11} Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t+\tau}$.

При расчетах наивных прогнозов и прогнозов на основе скользящего среднего учитывается двухмесячное запаздывание официальной статистики Росстата, так что в месяц t последним известным значением большинства показателей является не Y_{it} , а $Y_{i,t-2}$. В результате полугодовые прогнозы, ежемесячно рассматриваемые в Бюллетене Института Гайдара, представляют собой прогнозы не на 1–6 месяцев вперед, а на 3–8 месяцев.

Сравнительная оценка качества многомерных прогнозов показателя Y_{it} требует имитации процедуры прогнозирования в «режиме реального времени» для Бюллетеня Института Гайдара. При реализации этой процедуры для периода $[t_1, t_2]$ с учетом особенностей российской статистики для каждого месяца $t_j \in [t_1 - 2, t_2 - 2]$ выполняются следующие шаги:

- по исходным данным, взятым за период $[t_0, t_j]$, формируется массив переменных $\{X_{it}^{(t_j)}\}$;
- по сформированному массиву $\{X_{it}^{(t_j)}\}$ ($l \neq i$) оцениваются главные компоненты $\hat{F}_{s,t}^{i,t_j}$;
- для периода $[t_0, t_j]$ оцениваются коэффициенты $\hat{\beta}_0^{i,t_j}, \hat{\beta}_s^{i,t_j}, \hat{\gamma}_r^{t_j}$ моделей переменной $Y_{it}^{(t_j)}$;

- на основе каждой модели оцениваются прогнозы на 8 месяцев вперед $\hat{Y}_{i,t_j+\tau}^{(t_j)}$, т.е. для периода $[t_j + 1, t_j + 8]$. Необходимость прогнозирования на 8 месяцев вперед определяет выбор лагов факторов, включаемых в модель. Именно поэтому элементы множества K (множества наборов включаемых в модель лагов факторов) ограничены снизу восьмым лагом.

В результате для прогнозируемого показателя Y_{it} получается массив прогнозов, который состоит из 6 ($t_2 - t_1$) точек (по 6 прогнозов для каждого месяца рассматриваемого периода).

Сравнение качества построенных прогнозов и выбор лучшего из них осуществляются на основе средней абсолютной процентной ошибки прогнозирования (MAPE):

$$\text{для месяца } t \quad MAPE = 100\% \cdot \frac{1}{6} \sum_{\tau=3}^8 \left| \frac{\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)} - Y_{it}}{Y_{it}} \right|;$$

$$\text{для периода } [t_1, t_2] \quad MAPE = 100\% \cdot \frac{1}{6(t_2 - t_1)} \sum_{t=t_1}^{t_2} \sum_{\tau=3}^8 \left| \frac{\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)} - Y_{it}}{Y_{it}} \right|,$$

где τ – горизонт прогнозирования;

$\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}$ – прогнозное значение временного ряда, рассчитанное в момент времени $t - \tau$ на τ шагов вперед;

Y_{it} – истинное значение временного ряда в момент времени t .

Для проверки значимости выявленных различий между прогнозами, построенными разными методами, в работе используется **тест знаков**. В соответствии с тестом для двух прогнозов $(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^1$ и $(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^2$ проверяется гипотеза о равенстве нулю медианы функции разности потерь:

$$H_0: Me \left(\Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) = g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^1 \right) - g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^2 \right) \right) = 0$$

против альтернативной гипотезы

$$H_1: Me \left(\Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) = g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^1 \right) - g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^2 \right) \right) \neq 0,$$

где $g(Y)$ – некоторая функция потерь, в качестве которой рассматривается абсолютная процентная ошибка прогнозирования $g(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) = \left| \frac{\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)} - Y_{it}}{Y_{it}} \right|$. В предположении симметричности распределения функции разности потерь, число положительных наблюдений в выборке размера N распределено по биномиальному закону распределения с параметрами N и $0,5$. Тогда наблюдаемое значение тестовой статистики определяется как:

$$S_2 = \sum_{t,\tau} I_+ \left(\Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) \right),$$

$$\text{где } I_+ \left(\Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) \right) = \begin{cases} 1, \Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) > 0 \\ 0, \Delta(\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)}) \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} 1, g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^1 \right) > g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^2 \right) \\ 0, g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^1 \right) \leq g \left((\hat{Y}_{it}^{(t-\tau)})^2 \right) \end{cases}$$

Критическое значение определяется по таблицам кумулятивного биномиального распределения.

Если, как в нашем случае, сравниваются массивы большого объема, то в качестве тестовой статистики можно использовать:

$$S_2' = \frac{S_2 - 0,5N}{0,5\sqrt{N}} \sim N(0,1),$$

которая при истинности гипотезы H_0 имеет асимптотически стандартное нормальное распределение. Если $|S_2'|$ превышает критическое значение, то гипотеза о несущественности различий между прогнозами отвергается.

3. Данные

В работе рассматриваются два массива данных. Оба массива включают по 114 показателей, условно разделенных на 7 групп.

Первую группу составляют показатели производства товаров и услуг. Она включает индексы промышленного производства НИУ ВШЭ (ежемесячно НИУ ВШЭ рассчитывает индексы промышленного производства) и Росстата, а также индексы промышленного производства НИУ ВШЭ и Росстата по отдельным видам экономической деятельности: добыча полезных ископаемых; обрабатывающие производства; производство и распределение электроэнергии, газа и воды (обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха)¹; производство пищевых продуктов; текстильное и швейное производство (производство текстильных изделий); обработка древесины и производство изделий из дерева; целлюлозно-бумажное производство (производство бумаги и бумажных изделий); издательская и полиграфическая деятельность (производство мебели); производство кокса и нефтепродуктов; химическое производство (производство химических продуктов); металлургическое производство и производство готовых металлических изделий; производство готовых металлических изделий; производство машин и оборудования и производство транспортных средств и оборудования (производство автотранспортных средств, прицепов и полуприцепов). В эту группу также входят показатели объема добытой нефти; реального объема сельскохозяйственного производства; объема работ по виду деятельности «Строительство»: ввода в действие жилых домов; грузооборота транспорта, коммерческого грузооборота транспорта, погрузки грузов на железнодорожном

¹ Здесь и далее в скобках указывается название вида экономической деятельности по классификации ОКВЭД2.

транспорте; пассажирооборота транспорта общего пользования; реального оборота розничной торговли, оборота розничной торговли пищевыми продуктами, включая напитки, и табачными изделиями, оборота розничной торговли непродовольственными товарами, оборота общественного питания; объема платных услуг населению.

Вторая группа показателей включает показатели внешней торговли: экспорта товаров во все страны; импорта товаров из всех стран; экспорта товаров в страны дальнего зарубежья и импорта товаров из стран дальнего зарубежья.

Третью группу составляет набор показателей, характеризующих рынок труда. В нее входят показатели: численности занятого в экономике населения; общей численности безработных; уровня безработицы, численности официально зарегистрированных безработных в государственных учреждениях службы занятости населения по данным Федеральной службы по труду и занятости; численности официально зарегистрированных безработных в государственных учреждениях службы занятости населения по данным Федеральной службы по труду и занятости, которые получают пособие по безработице; численности граждан, не занятых трудовой деятельностью, состоящих на учете в государственных учреждениях службы занятости населения по данным Федеральной службы по труду и занятости; потребности работодателей в работниках, заявленной в государственные учреждения службы занятости населения; нагрузки не занятого трудовой деятельностью населения на 100 заявленных вакансий.

Показатели доходов населения составляют **четвертую группу**. В нее включены показатели: среднемесячной номинальной начисленной заработной платы одного работника; реальной начисленной заработной платы одного работника; среднего размера назначенных пенсий; реального размера назначенных пенсий; денежных доходов в среднем на душу населения в месяц; реальных денежных доходов; реальных располагаемых денежных доходов (т.е. доходов за вычетом обязательных

платежей, скорректированных на индекс потребительских цен); денежных доходов, использованных на покупку товаров и оплату услуг; денежных доходов, использованных на оплату обязательных платежей и взносов; денежных доходов, направленных на сбережения во вкладах и ценных бумагах; изменения средств на счетах индивидуальных предпринимателей; изменения задолженности по кредитам; приобретения недвижимости; денежных доходов, использованных на покупку валюты; денежных доходов, использованных на прирост/уменьшение наличных денег.

Пятая группа – индексы цен и цены на природные ресурсы на мировом рынке. В нее включены индексы: потребительских цен; потребительских цен на продукты питания; потребительских цен на алкогольные напитки; потребительских цен на непродовольственные товары; потребительских цен на услуги; цен производителей промышленных товаров. Также в нее входят индексы цен производителей промышленных товаров: в добыче полезных ископаемых; в обрабатывающих производствах; в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды; в производстве пищевых продуктов, включая напитки, и табака; в текстильном и швейном производстве; в обработке древесины и производстве изделий из дерева; в целлюлозно-бумажном производстве; издательской и полиграфической деятельности; в производстве кокса, нефтепродуктов; в химическом производстве; в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий; в производстве машин и оборудования; в производстве транспортных средств и оборудования; на продукцию животноводства; в строительстве (строительно-монтажные работы); а также сводный индекс тарифов на грузовые перевозки. Мировые цены на природные ресурсы представлены показателями: цены на нефть марки Brent; цены на алюминий золото, медь и никель.

Шестую группу мы условно назвали группой бюджетных показателей. В нее вошли показатели: просроченной кредиторской задолженности; просроченной

кредиторской задолженности поставщикам; просроченной кредиторской задолженности в бюджет; просроченной дебиторской задолженности; просроченной дебиторской задолженности покупателей; доходы и расходы федерального и консолидированного бюджетов.

И наконец, в последнюю, *седьмую группу* вошли показатели: официального курса доллара по отношению к рублю на конец периода, курса доллара на ММВБ, курса доллара к евро; реального обменного курса, среднего индекса РТС, межбанковской ставки процента; доходности ГКО; ставки процента по депозитам; ставки по кредитам; денежной базы; денежных агрегатов М0 (деньги вне банков) и М2; международных (золотовалютных) резервов; валютных резервов ЦБР.

Различие между массивами состоит в том, что в первый массив включены отраслевые индексы цен производителей и индексы промышленного производства, рассчитанные в соответствии с классификацией ОКВЭД 1, а во второй массив – аналогичные индексы, рассчитанные в соответствии с классификацией ОКВЭД 2. Как следствие, эти массивы отличаются длиной анализируемых временных рядов: первый массив охватывает период с января 2002 г. по декабрь 2016 г., а второй – с января 2010 г. по декабрь 2016 г.

4. Анализ главных компонент

Прежде чем приступить к описанию основных характеристик полученных главных компонент, необходимо отметить некоторые особенности представленного анализа. Поскольку оценка главных компонент зависит от того, какой из показателей мы пытаемся прогнозировать и на каком интервале, то, вообще говоря, корректнее всего было бы анализировать главные компоненты для каждого из случаев: для 4 показателей и нескольких интервалов прогнозирования. Но в силу того, что массив данных, чью размерность мы снижаем, каждый раз меняется на 1 показатель (всего 114 показателей, один из которых прогнозируется, т.е. в массиве остается 113 показателей), т.е. практически не меняется, веса показателей в главных компонентах также меняются незначительно, и, следовательно, сами главные компоненты практически не меняются. Поскольку временной интервал меняется также незначительно, это тоже не сильно отражается на структуре главных компонент. Кроме того, мы не включали в модели больше четырех главных компонент. В силу сделанных замечаний мы рассматриваем только структуру первых четырех главных компонент для всего набора данных, состоящего из 114 показателей на всем рассматриваемом временном интервале.

Для рассматриваемых массивов **первая главная компонента** демонстрирует похожие структуры (рис. 3). В обоих случаях она наиболее тесно связана с показателями, характеризующими производство товаров и услуг. По первой главной компоненте все индексы этой группы характеризуются положительными факторными нагрузками, составляющими в среднем 0,63 для обоих массивов. Явное исключение составляют индексы промышленного производства в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды согласно Росстату и НИУ ВШЭ (4-й и 15-й спады, практически не отличающиеся от нуля), которые характеризуются очень маленькими факторными нагрузками: не превышающими 0,05 для первого массива и 0,1 – для второго. Нагрузки наиболее тесно связанных с первой главной

компонентой индексов превышают 0,9. Для обоих массивов к ним относятся индексы промышленного производства в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ, по промышленности в целом и в производстве машин и оборудования согласно Росстату, объема работ по виду деятельности «Строительство», объема платных услуг населению. В эту же группу можно отнести и индексы реального оборота розничной торговли и оборота общественного питания, факторные нагрузки которых по первой компоненте для второго массива превышают 0,9, а для первого – близки к 0,9.

Немного слабее взаимосвязь первой главной компоненты с ИПП по промышленности в целом, в производстве готовых металлических изделий, в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ, в производстве кокса и нефтепродуктов согласно Росстату, в производстве пищевых продуктов, в обработке древесины и производстве изделий из дерева, в целлюлозно-бумажном производстве НИУ ВШЭ и согласно Росстату, индекса реального оборота розничной торговли, оборота розничной торговли пищевыми продуктами, включая напитки, и табачными изделиями. Факторные нагрузки этих показателей по первой компоненте для обоих массивов превышают 0,75. Для первого массива данных в эту же группу следует отнести ИПП в издательской и полиграфической деятельности НИУ ВШЭ, для второго – в производстве мебели также согласно расчетам НИУ ВШЭ.

Умеренную взаимосвязь первая главная компонента демонстрирует с ИПП в обрабатывающих производствах, химическом производстве и в производстве готовых металлических изделий согласно Росстату, ИПП в текстильном производстве, в производстве автотранспортных средств НИУ ВШЭ и согласно Росстату, в обороте розничной торговли непродовольственными товарами. Факторные нагрузки этих показателей превышают 0,6.

**Прогнозирование с использованием больших массивов данных
в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей**

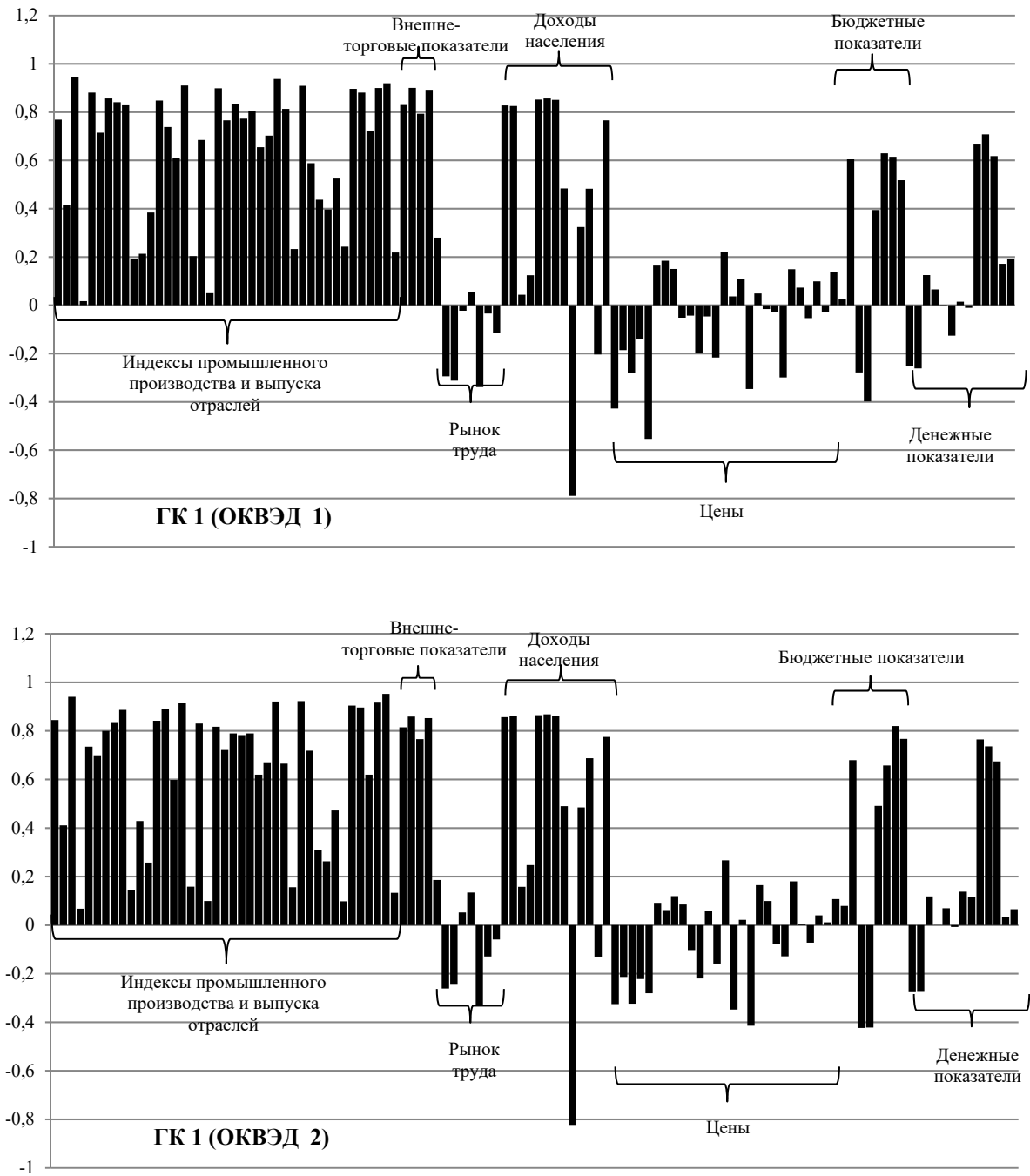


Рис. 3. Факторные нагрузки переменных по первой главной компоненте

Источник: расчеты авторов.

Похожими по величине факторными нагрузками по первой главной компоненте, составляющими в среднем 0,85 и 0,82 для первого и второго массивов соответственно, характеризуются внешнеторговые показатели. Для обоих массивов связь первой главной компоненты с показателями импорта сильнее, чем с показателями экспорта.

Следующей по значимости группой являются показатели, характеризующие доходы населения, факторные нагрузки которых составляют в среднем 0,42 и 0,48 для первого и второго массивов соответственно. Связь всех этих показателей с первой главной компонентой носит положительный характер, за исключением показателя денежных доходов, использованных на покупку товаров и услуг и на покупку валюты. Показатели, наиболее тесно связанные с первой главной компонентой, характеризуются факторными нагрузками, превышающими 0,8. Для обоих массивов к ним относятся среднемесячная номинальная и реальная заработная плата, денежные доходы населения, реальные и реальные располагаемые денежные доходы населения. Близки к 0,8 факторные нагрузки и для показателя денежных доходов, использованных на прирост, уменьшение денег на руках. Для второго массива данных первая главная компонента демонстрирует умеренную взаимосвязь с денежными доходами, использованными на сбережения во вкладах и ценных бумагах, изменение средств на счетах индивидуальных предпринимателей, изменение задолженности по кредитам, приобретение недвижимости.

Средние факторные нагрузки бюджетных и денежных показателей в первой главной компоненте также положительны. Для показателей бюджетного блока они составляют 0,25 и 0,31 для первого и второго массивов соответственно, для денежных показателей – 0,15 и 0,17 соответственно. Из бюджетных показателей первая главная компонента демонстрирует умеренную взаимосвязь с показателями просроченной кредиторской задолженности в бюджет, расходов федерального бюджета, доходов консолидированного бюджета. Для второго массива в этот

список добавляются расходы консолидированного бюджета. Среди показателей денежного блока наибольшие факторные нагрузки по первой главной компоненте, превышающие 0,6 для первого массива и 0,65 – для второго, имеют показатели денежной базы и денежных агрегатов М0 и М2.

Для показателей рынка труда и цен факторные нагрузки первой главной компоненты малы.

Таким образом, для обоих массивов данных первая главная компонента наиболее тесно связана с индексами промышленного производства обрабатывающего сектора, с индексами розничного товарооборота и платных услуг населению, с показателями внешней торговли и доходов населения, а также с показателями доходов и расходов бюджетов различного уровня, денежной базы и денежных агрегатов М0 и М2.

Структуры **второй главной компоненты** существенно различаются для рассматриваемых массивов.

Для первого массива данных самую сильную взаимосвязь вторая главная компонента (*рис. 4*) демонстрирует с показателями рынка труда. Максимальными факторными нагрузками отмечены показатели, характеризующие потребность работодателей в работниках, заявленную в государственные учреждения службы занятости населения, и нагрузки не занятого трудовой деятельностью населения на 100 заявленных вакансий. Факторные нагрузки этих показателей противоположны по знаку и равны соответственно 0,76 и -0,79. Положительной факторной нагрузкой (0,64) характеризуется также показатель численности занятых в экономике. Факторные нагрузки большинства остальных показателей рынка труда по второй главной компоненте отрицательны и составляют около 0,6 по абсолютной величине. Несколько слабее связь второй главной компоненты с показателем численности граждан, не занятых трудовой деятельностью, состоящих на учете в

государственных учреждениях службы занятости населения, факторная нагрузка которого равна -0,48.

Кроме показателей рынка труда, достаточно большими факторными нагрузками по второй главной компоненте отмечены некоторые из индексов цен, денежных показателей и ряд индексов промышленного производства и выпуска отраслей.

Индексы промышленного производства в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды согласно Росстату и НИУ ВШЭ (4-й и 15-й большие отрицательные всплески) характеризуются по второй главной компоненте факторными нагрузками, равными -0,70. Также достаточно большую нагрузку по второй главной компоненте, равную 0,62, демонстрирует индекс реального объема сельскохозяйственного производства.

Среди индексов цен производителей наибольшими факторными нагрузками по второй главной компоненте, близкими к 0,6, отмечены индекс цен производителей промышленных товаров и индекс цен производителей промышленных товаров в обрабатывающих производствах. Несколько ниже нагрузки индекса цен производителей промышленных товаров в производстве кокса и нефтепродуктов, в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (по 0,51) и индекс цен производителей на продукцию животноводства (-0,51).

Из денежных показателей умеренную взаимосвязь со второй главной компонентой демонстрируют показатели международных (золотовалютных) резервов и валютных резервов ЦБР: их факторные нагрузки составляют 0,45 и 0,47 соответственно. Следует отметить, что нагрузки этих показателей являются второстепенными, а доминирующими для них зафиксированы нагрузки по пятой главной компоненте.

**Прогнозирование с использованием больших массивов данных
в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей**

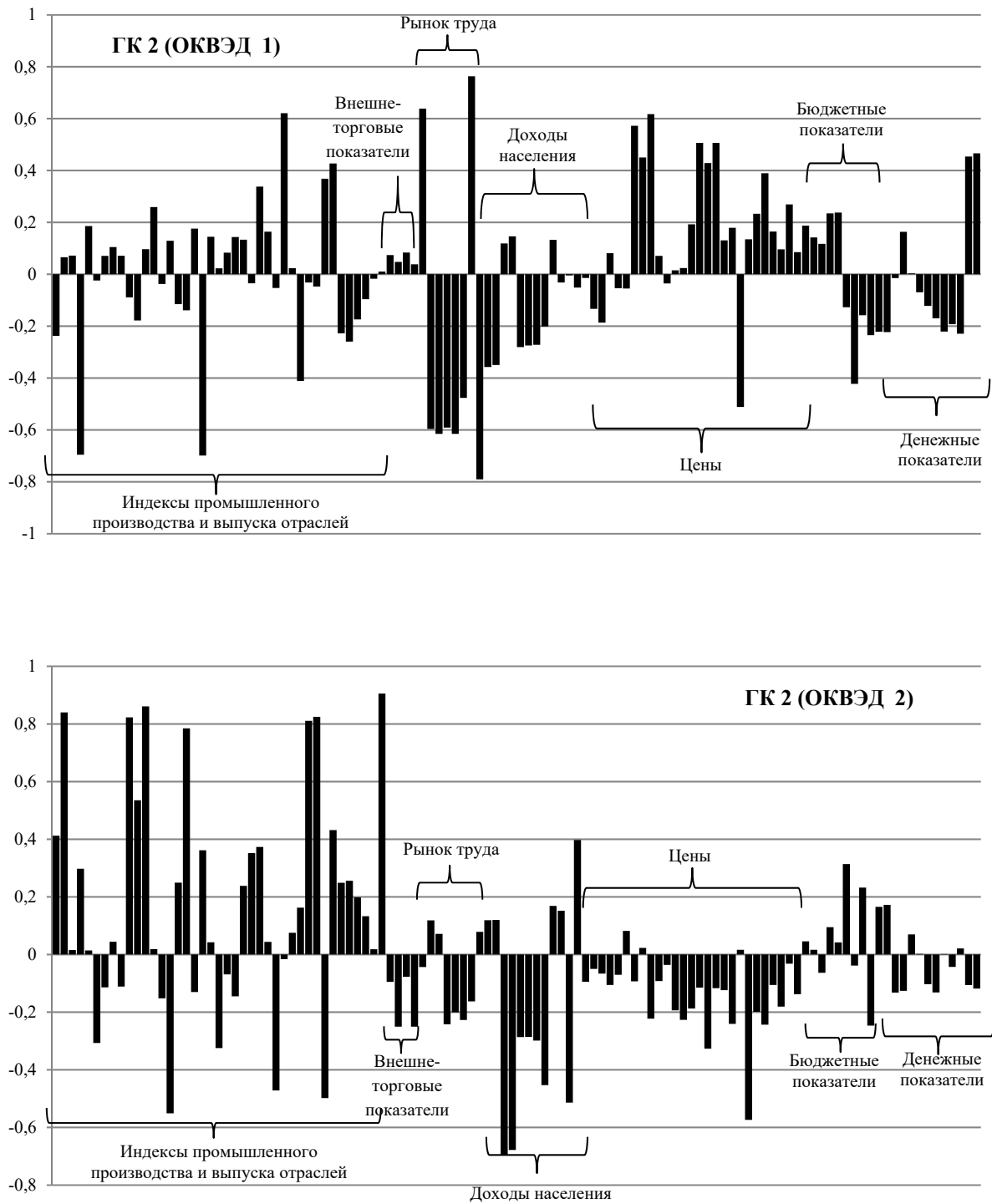


Рис. 4. Факторные нагрузки переменных по второй главной компоненте

Источник: расчеты авторов.

Для второго массива данных вторая главная компонента (*рис. 4*) наиболее тесно связана с рядом индексов промышленного производства, и эта связь (как и в случае первой главной компоненты) носит положительный характер. Максимальную факторную нагрузку, превышающую 0,9, демонстрирует показатель объема добытой нефти. Несколько ниже нагрузки индексов промышленного производства в добыче полезных ископаемых согласно Росстату и НИУ ВШЭ (0,78 и 0,84 соответственно), индекса промышленного производства в производстве кокса и нефтепродуктов и в металлургическом производстве НИУ ВШЭ (0,82 и 0,86 соответственно), индексов грузооборота транспорта и коммерческого грузооборота транспорта (0,81 и 0,82 соответственно). Умеренную взаимосвязь вторая главная компонента демонстрирует также с индексами погрузки грузов на железнодорожном транспорте и пассажирооборота транспорта общего пользования (факторные нагрузки -0,50 и 0,43 соответственно), ИПП в химическом производстве НИУ ВШЭ (0,53).

Следующей группой по значимости взаимосвязи со второй главной компонентой являются показатели, характеризующие пенсионное обеспечение населения и просроченную задолженность по заработной плате. Факторные нагрузки этих показателей отрицательны и составляют -0,69 для среднего размера назначенных пенсий, -0,68 для реального размера назначенных пенсий, -0,45 для просроченной задолженности по заработной плате.

Кроме индексов промышленного производства и доходов населения, достаточно большую факторную нагрузку по второй главной компоненте для второго массива данных, равную -0,57, демонстрирует также индекс цен производителей в строительстве.

Таким образом, для первого массива данных наибольшими факторными нагрузками по второй главной компоненте отмечены показатели рынка труда, а также некоторые индексы цен, показатели международных и валютных резервов

и индексы промышленного производства в электроэнергетике и сельском хозяйстве, для второго массива – индексы промышленного производства, характеризующие результаты деятельности добывающей промышленности, химической промышленности и транспорта, показатели пенсионного обеспечения и индекс цен производителей в строительстве.

Структуры **третьей главной компоненты** также существенно различаются для рассматриваемых массивов.

Для первого массива данных наибольшие факторные нагрузки по третьей главной компоненте (*рис. 5*) демонстрируют некоторые индексы промышленного производства. В отличие от первой главной компоненты, связь большинства показателей этой группы с третьей компонентой носит отрицательный характер. Максимальную по абсолютной величине факторную нагрузку (-0,87) демонстрирует объем добытой нефти. Несколько слабее связь третьей главной компоненты с индексом промышленного производства в металлургическом производстве НИУ ВШЭ (-0,82), с индексами промышленного производства в добыче полезных ископаемых согласно Росстату и НИУ ВШЭ (факторные нагрузки -0,72 и -0,82 соответственно) и с показателями грузооборота транспорта и коммерческого грузооборота транспорта (факторные нагрузки -0,72 и -0,73 соответственно). Очевидно, что показатели, входящие в каждую из этих трех пар, сильно коррелированы друг с другом, что подтверждают практически одинаковые нагрузки для каждой пары. В этой группе показателей можно также выделить индекс промышленного производства в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (-0,68), индекс промышленного производства в химической промышленности НИУ ВШЭ (-0,51), индексы погрузки грузов на железнодорожном транспорте и пассажирооборота транспорта общего пользования (факторные нагрузки 0,43 и -0,46 соответственно).

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

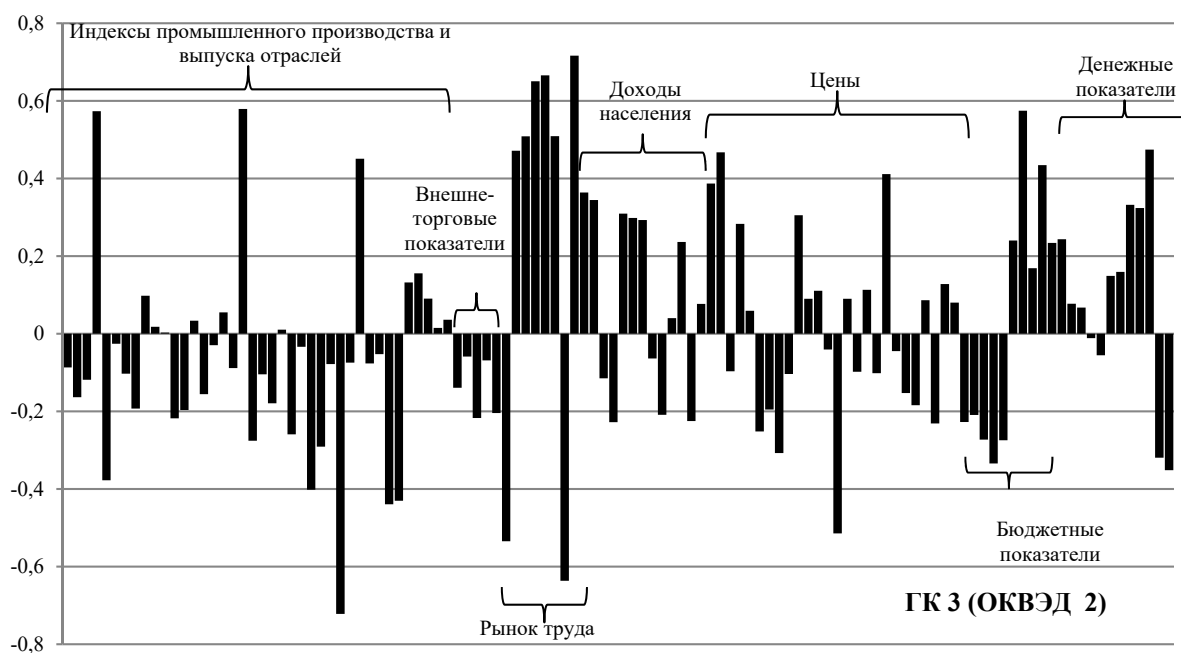
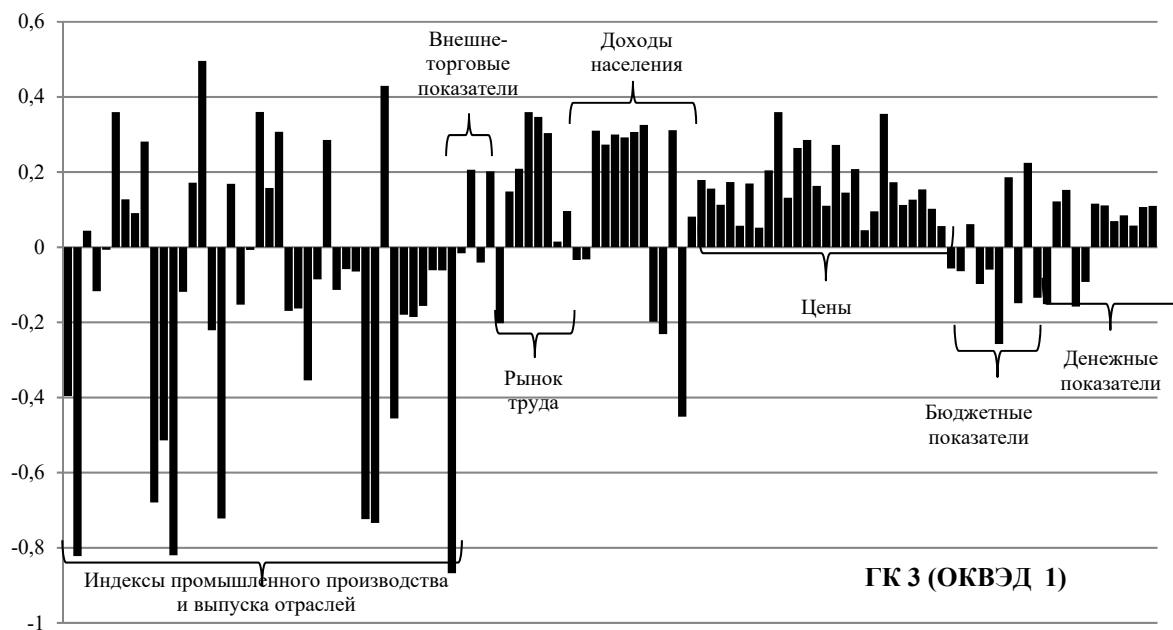


Рис. 5. Факторные нагрузки переменных по второй главной компоненте

Источник: расчеты авторов.

Факторные нагрузки по третьей главной компоненте остальных показателей, за исключением денежных доходов, использованных на покупку валюты, не превышают 0,45 по абсолютной величине.

Для второго массива данных наиболее тесной взаимосвязью с третьей главной компонентой характеризуются показатели рынка труда, факторные нагрузки которых по абсолютной величине составляют в среднем 0,6. Максимальную факторную нагрузку по третьей главной компоненте, равную 0,72, демонстрирует показатель нагрузки не занятого трудовой деятельностью населения на 100 заявленных вакансий. Несколько ниже нагрузки показателей, характеризующих численность официально зарегистрированных безработных в государственных учреждениях службы занятости населения (0,66) и потребности работодателей в работниках, заявленной в государственные учреждения службы занятости (-0,64). Умеренную отрицательную взаимосвязь с третьей главной компонентой демонстрирует показатель численности занятых в экономике, факторная нагрузка которого составляет -0,53. Нагрузки остальных показателей рынка труда по третьей главной компоненте положительны и принимают значения, близкие к 0,5.

Кроме показателей рынка труда, достаточно большими факторными нагрузками по третьей главной компоненте отмечены некоторые индексы цен, денежные и бюджетные показатели и ряд индексов промышленного производства и выпуска отраслей.

Среди индексов промышленного производства наиболее тесную взаимосвязь с третьей главной компонентой демонстрируют индекс реального объема сельскохозяйственного производства (факторная нагрузка -0,72), индексы в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды согласно Росстату и НИУ ВШЭ (факторные нагрузки -0,58 и -0,57 соответственно).

Из остальных показателей умеренную отрицательную взаимосвязь с третьей главной компонентой демонстрирует индекс цен производителей промышленных

товаров в производстве кокса и нефтепродуктов (факторная нагрузка -0,51); умеренную положительную взаимосвязь – расходы федерального и консолидированного бюджетов (факторные нагрузки 0,57 и 0,44 соответственно) и денежный агрегат M2 (0,48). Для последних трех показателей нагрузки являются не доминирующими, а второстепенными.

Таким образом, наибольшие факторные нагрузки по третьей главной компоненте для первого массива данных демонстрируют показатели производства, характеризующие результаты деятельности добывающей промышленности, химической промышленности и транспорта, а также денежные доходы, использованные на покупку валюты, для второго массива – показатели рынка труда, а также индексы промышленного производства в электроэнергетике и сельском хозяйстве, индекс цен производителей промышленных товаров в производстве кокса и нефтепродуктов.

Четвертая главная компонента демонстрирует для рассматриваемых массивов похожие структуры (*рис. 6*). В сравнении с тремя предыдущими компонентами связи четвертой компоненты с рассматриваемыми показателями несколько слабее. Наибольшими факторными нагрузками по этой компоненте отмечены ценовые показатели. Все индексы данной группы, за исключением индекса цен производителей в строительстве и индекса тарифов на грузовые перевозки, демонстрируют положительную взаимосвязь с четвертой главной компонентой. Максимальную факторную нагрузку для первого массива демонстрирует индекс потребительских цен (0,50), для второго массива – индекс потребительских цен на непродовольственные товары (0,58). Нагрузки этих показателей для второго и первого массивов составляют соответственно 0,56 и 0,44. Несколько слабее связь четвертой главной компоненты с индексом потребительских цен на продукты питания (факторные нагрузки составляют 0,42 и 0,50 для первого и второго массивов соответственно), с индексом цен производителей промышленных товаров (0,39 и

0,47 соответственно), с индексами цен производителей в обрабатывающих производствах (0,40 и 0,53 соответственно), в производстве пищевых продуктов (по 0,51) и в текстильном и швейном производстве (0,40 и 0,56 соответственно). Для первого массива данных можно выделить также индекс цен производителей в химическом производстве (факторная нагрузка 0,43), а для второго массива – индексы цен производителей в обработке древесины и производстве изделий из дерева и в металлургическом производстве (факторные нагрузки 0,42 и 0,50 соответственно). Следует отметить, что для первого массива четвертая главная компонента демонстрирует слабую взаимосвязь и с показателями мировых цен на природные ресурсы: факторная нагрузка показателя мировых цен на алюминий составляет 0,37, мировых цен на нефть марки Brent – 0,34, мировых цен на медь – 0,33. Для второго массива данные нагрузки показателей мировых цен на природные ресурсы составляют в среднем всего 0,14; но они являются определяющими для пятой главной компоненты.

Из остальных переменных для обоих массивов данных следует выделить индекс промышленного производства в химическом производстве согласно Росстату и показатель численности граждан, не занятых трудовой деятельностью, состоящих на учете в государственных учреждениях службы занятости, факторные нагрузки которых по четвертой главной компоненте для обоих массивов составляют 0,45 и 0,48 соответственно. Для первого массива данных можно дополнительно отметить индекс промышленного производства в химическом производстве НИУ ВШЭ (факторная нагрузка 0,52), для второго массива – показатели общей численности безработных и уровня безработицы, а также денежного агрегата М0 (факторные нагрузки 0,40, 0,41 и 0,46 соответственно). В отличие от индексов цен нагрузки этих показателей являются не доминирующими, а второстепенными.

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

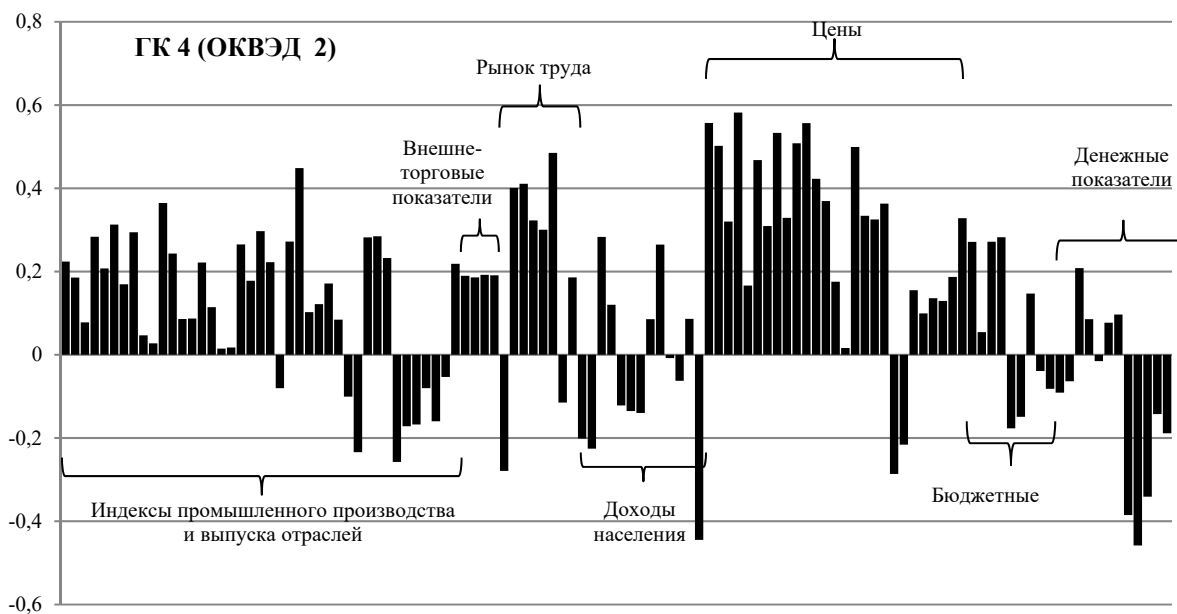
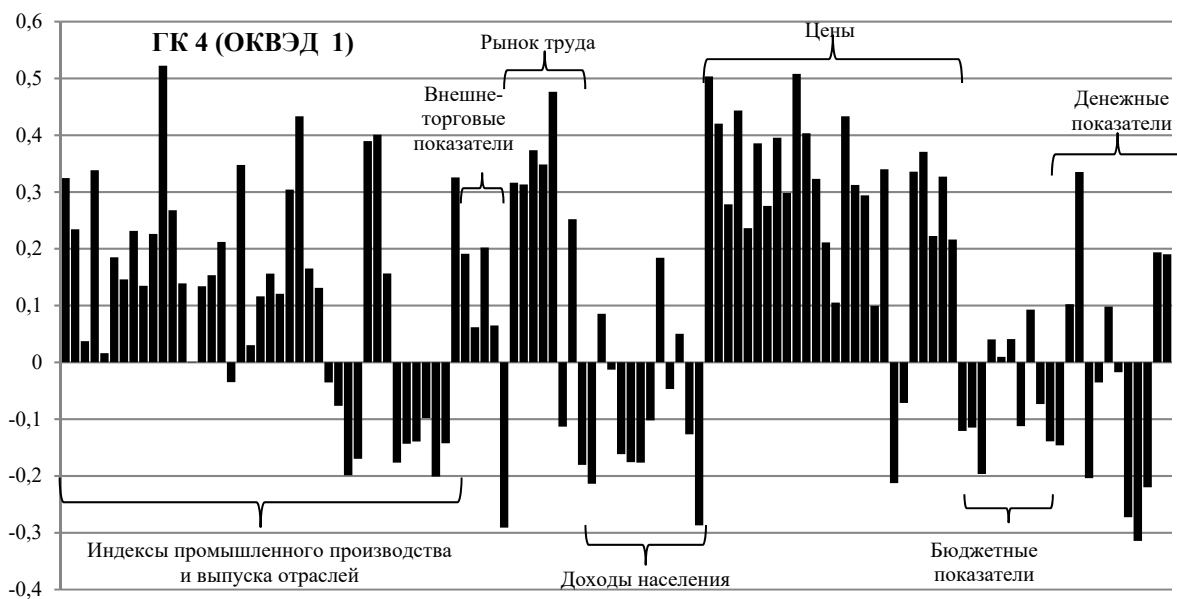


Рис. 6. Факторные нагрузки переменных по четвертой главной компоненте

Источник: расчеты авторов.

Таким образом, для обоих массивов данных четвертая главная компонента наиболее тесно связана с показателями из группы индексов цен, с характеристиками безработицы и ИПП в химическом производстве.

Полученные результаты показывают, что для двух рассматриваемых массивов данных структуры первой и четвертой главных компонент практически совпадают, а структуры второй и третьей компонент носят зеркальный характер.

Первую главную компоненту определяют индексы промышленного производства обрабатывающего сектора, индексы розничного товарооборота и платных услуг населению, внешнеторговые показатели и характеристики доходов населения, а также показатели доходов и расходов бюджетов различного уровня, денежной базы и денежных агрегатов М0 и М2, четвертую главную компоненту – показатели индексов цен, некоторые характеристики рынка труда и ИПП в химическом производстве.

Показатели рынка труда, ИПП энергетического сектора и индекс сельскохозяйственного производства отмечены наибольшими факторными нагрузками по второй главной компоненте для первого массива данных и по третьей главной компоненте для второго массива. Для первого массива их дополняют некоторые индексы цен и показатели денежных резервов, для второго массива – расходы федерального и консолидированного бюджетов, денежный агрегат М2 и индекс цен производителей промышленных товаров в производстве кокса и нефтепродуктов.

Производственные показатели, характеризующие результаты деятельности добывающей промышленности, химической промышленности и транспорта, демонстрируют наибольшие факторные нагрузки по третьей главной компоненте для первого массива данных и по второй главной компоненте для второго массива. Для первого массива их дополняют денежные доходы, использованные на покупку валюты, для второго массива – показатели пенсионного обеспечения и индекс цен производителей в строительстве.

5. Анализ прогнозных свойств моделей, построенных с использованием больших массивов данных

В работе для анализа качества многомерных прогнозов рассматриваются прогнозные свойства моделей четырех показателей: индекса потребительских цен (ИПЦ), индекса цен производителей промышленных товаров (ИЦП), индекса промышленного производства Росстата и индекса промышленного производства НИУ ВШЭ, оцененных на основе двух различных массивов.

Для каждого показателя исследуются **модели**, определяемые тремя характеристиками $\{m, k, r\}$, где m – число включаемых факторов; k – лаги факторов; r – лаги моделируемой переменной. С учетом факторной структуры используемых массивов данных в работе рассматриваются модели, включающие от одной до четырех главных компонент. На основе сравнения качественных характеристик для дальнейшего анализа были отобраны модели, в состав которых входят различные комбинации 8-го, 9-го, 10-го, 12-го и 13-го лагов факторов. С учетом сезонности в модели также включены 1-й, 3-й и 12-й лаги моделируемых показателей. В итоге для каждого показателя рассматриваются 148 моделей.

Для анализа прогнозных свойств моделей получены оценки качественных характеристик прогнозов рассматриваемых показателей для периода с января 2014 г. по декабрь 2016 г. В работе эти характеристики сравниваются не только между различными многомерными моделями, но и с соответствующими характеристиками прогнозов Института Гайдара, ежемесячно публикуемых в «Бюллетене модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ», а также прогнозов, полученных простейшими методами (наивных прогнозов, наивных сезонных прогнозов и прогнозов, полученных на основе скользящего среднего).

Для анализа качества построенных прогнозов и выбора наилучшего из них мы используем среднюю абсолютную процентную ошибку прогнозирования

$$(MAPE): MAPE = 100\% \cdot \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h \left| \frac{f_{T,i} - y_{T+i}}{y_{T+i}} \right|,$$

где h – длина интервала (горизонт) прогнозирования;

$f_{T,i}$ – прогнозное значение временного ряда, рассчитанное в момент времени T на i шагов вперед;

y_{T+i} – истинное значение временного ряда в момент времени $T+i$.

5.1. Анализ качества многомерных прогнозов по отдельным месяцам

Прежде всего рассмотрим динамику характеристик качества прогнозов четырех временных рядов (индекса потребительских цен, индекса цен производителей промышленных товаров, индекса промышленного производства Росстата и индекса промышленного производства НИУ ВШЭ) по месяцам.

Чтобы обеспечить сопоставимость результатов с прогнозами Института Гайдара, для каждого из этих показателей по каждой модели имитируется применение метода прогнозирования в «режиме реального времени» для «Бюллетеня». Суть метода состоит в том, что для каждого «Бюллетеня» построение полугодовых прогнозов осуществляется по данным, доступным на момент выпуска «Бюллетеня» (например, прогнозы «Бюллетеня» за март 2015 г. строятся на основе данных по январь 2015 г.). В итоге для каждой модели оценивается массив, состоящий из шести прогнозов для каждого из 36 месяцев (с января 2014 г. по декабрь 2016 г.).

Далее для каждого месяца (с января 2014 г. по декабрь 2016 г.) рассчитывается средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов, представленная в шести последовательных «Бюллетенях» (например, для оценки за январь 2015 г. усреднялись ошибки прогнозов, представленных в «Бюллетенях» за июль – декабрь 2014 г.).

5.1.1. Анализ динамики ошибок лучших из многомерных прогнозов основных показателей

Для прогнозов **индекса потребительских цен** характерна следующая динамика (табл. 4). Для оценок, полученных по данным обоих массивов, более чем в половине рассматриваемых месяцев (в 23) средняя абсолютная процентная ошибка лучшего из многомерных прогнозов не превышает 0,05%, еще почти в трети случаев (в 10) ошибка не превышает 0,5%. Резкое ухудшение качества факторных прогнозов наблюдается лишь в декабре 2014 г. – феврале 2015 г. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования для факторных моделей в этот период существенно превышает среднюю по месяцам MAPE, но остается ниже MAPE моделей временных рядов. Отметим, что в декабре 2014 г. – феврале 2015 г. фактическое значение индекса потребительских цен оказалось существенно выше соответствующих значений предыдущих лет.

Для первого массива средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования факторных моделей варьируется в интервале от 0,004 до 2,06%, и в среднем этот показатель оказался равным 0,19%, для второго массива – в интервале от 0,005 до 2,55%, составляя в среднем 0,23%. Для сравнения: средние MAPE для остальных моделей составили: для ARIMA-модели – 0,47%, для модели случайного блуждания (НП) – 0,57%, для модели сезонного случайного блуждания (НСП) – 2,19% и скользящего среднего (СС) – 4,19%.

ARIMA-модели оказались лучшим методом в сравнении с многомерными прогнозами, полученными по первому массиву, в марте 2016 г. (MAPE = 0,06%) и сентябре 2015 г. (MAPE = 0,01%), модель сезонного случайного блуждания давала лучшие прогнозы в мае 2016 г. В сопоставлении с прогнозами, полученными по второму массиву, ARIMA-модели оказались предпочтительнее в феврале (MAPE = 1,28%), в июле (MAPE = 0,06%) и в сентябре (MAPE = 0,01%), модель сезонного случайного блуждания – в марте 2015 г. (MAPE = 0,20%) и в мае 2016 г.

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

Для всех остальных месяцев лучшие прогнозы были получены при помощи моделей с использованием больших массивов данных.

Таблица 4

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования индекса потребительских цен

Месяц	Прогноз по ARIMA-моделям, %	Наивные прогнозы, %	Наивные сезонные прогнозы, %	Скользящее среднее, %	Лучшая многомерная модель (массив 1)				Лучшая многомерная модель (массив 2)			
					МАРЕ, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной	МАРЕ, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной
Янв.14	0,86	0,23	0,40	0,07	0,17	1	8, 9	1, 3, 12	0,01	1	8, 9, 10	1, 3, 12
Фев.14	0,15	0,28	0,10	0,18	0,00	3	8, 9	1, 3, 12	0,03	3	8	1
Мар.14	0,53	0,53	0,69	0,48	0,04	4	8	1	0,28	4	12, 13	1, 3, 12
Апр.14	0,48	0,46	0,40	0,39	0,01	3	8	1	0,30	4	8	1
Май.14	0,45	0,36	0,20	0,39	0,02	3	9, 12	12	0,16	3	8, 9, 12	1
Июн.14	0,19	0,10	0,20	0,08	0,01	2	8, 9, 12	12	0,05	4	8, 9, 12	1
Июл.14	0,10	0,22	0,30	0,03	0,01	3	8, 9, 12	12	0,02	2	12	1
Авг.14	0,09	0,57	0,10	0,35	0,00	3	8, 12	12	0,01	3	8, 12	12
Сен.14	0,41	0,15	0,50	0,14	0,01	3	12, 13	1	0,03	1	8, 9, 12	1, 3, 12
Окт.14	0,34	0,17	0,20	0,22	0,01	4	8, 12	1	0,00	1	8, 9, 10	1, 3, 12
Ноя.14	0,83	0,61	0,69	0,69	0,28	4	8	1	0,40	2	8, 9	1
Дек.14	2,03	1,92	2,05	1,94	1,64	4	8	1	1,76	4	8, 9, 12	12
Янв.15	2,60	3,16	3,18	3,15	2,06	3	8, 9, 12	1	2,55	4	8, 9, 10	12
Фев.15	1,28	1,48	1,47	1,52	0,92	2	8, 9, 12	1	1,47	4	8, 9	1, 12
Мар.15	0,39	0,68	0,20	0,50	0,10	4	8, 9	1	0,47	3	8	1
Апр.15	0,36	1,18	0,40	0,29	0,10	4	12, 13	12	0,01	1	9, 12, 13	1, 3, 12
Май.15	0,44	1,51	0,50	0,50	0,32	3	8	12	0,07	3	8, 12	1, 3, 12
Июн.15	0,62	1,80	0,40	0,81	0,28	2	8	1	0,09	3	8, 12	1, 3, 12
Июл.15	0,06	1,24	0,30	0,34	0,04	1	8, 9, 10	1	0,11	1	8, 9, 10	1
Авг.15	0,09	1,39	0,20	0,80	0,01	1	8, 9, 10	1, 12	0,01	1	8	1, 3, 12
Сен.15	0,01	1,03	0,10	0,65	0,01	3	8, 9	12	0,01	1	8, 12	12
Окт.15	0,18	0,51	0,10	0,56	0,00	2	9, 12, 13	12	0,01	1	8	1, 3, 12
Ноя.15	0,20	0,35	0,50	0,45	0,01	3	9, 12, 13	1, 12	0,01	1	8, 9	1, 3, 12
Дек.15	0,21	0,31	1,79	0,44	0,01	4	8	1	0,03	2	8, 9	12
Янв.16	0,72	0,48	2,87	0,23	0,01	2	8	1	0,03	4	8, 9	1
Фев.16	0,32	0,18	1,59	0,62	0,15	1	8, 9, 10	1	0,02	1	8, 9	1
Мар.16	0,06	0,22	0,70	0,70	0,14	1	12, 13	1	0,01	2	12	1
Апр.16	0,18	0,32	0,10	0,72	0,08	2	12, 13	12	0,01	2	8, 9, 12	1
Май.16	0,38	0,35	0,00	0,63	0,12	1	8, 9, 10	1, 3, 12	0,07	2	8, 9, 10	12
Июн.16	0,41	0,33	0,20	0,52	0,01	4	12, 13	1, 3, 12	0,03	3	8, 12	1
Июл.16	0,27	0,22	0,30	0,32	0,01	4	8, 9, 10	1, 3, 12	0,01	2	8, 9, 12	1, 12
Авг.16	0,41	0,62	0,40	0,72	0,02	3	8, 9	1	0,01	3	8	1, 3, 12
Сен.16	0,41	0,35	0,40	0,45	0,05	2	9, 12	12	0,14	3	9, 12	12
Окт.16	0,35	0,07	0,30	0,21	0,02	2	9, 12	1	0,04	4	8	1
Ноя.16	0,28	0,10	0,40	0,20	0,05	1	8, 9, 10	1	0,01	4	8, 9	12
Дек.16	0,29	0,12	0,40	0,18	0,05	1	12	1	0,01	1	8, 9, 12	1, 3, 12

Источник: расчеты авторов.

Дальнейшее сравнение ошибок прогнозов факторных моделей индекса потребительских цен, полученных по данным двух массивов, позволяет сделать следующие выводы:

- для обоих массивов не существует модели, которая давала бы устойчиво лучший результат для всех (или хотя бы для большинства) месяцев рассматриваемого периода;
- модели, позволяющие получить наименьшую ошибку прогнозирования, отличаются не только по месяцам, но и в зависимости от исходного массива данных. Для всего рассматриваемого периода совпадение моделей наблюдается лишь в августе 2014 г. и июле 2015 г. В эти месяцы лучшие результаты прогнозов и для первого, и для второго массивов демонстрируют соответственно модель $\{3, (8,12), 12\}$, включающая 8-й и 12-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПЦ, и модель $\{1, (8, 9, 10), 1\}$, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИПЦ;
- для первого массива чаще других лучшие качественные характеристики прогнозов демонстрируют трехфакторные модели (в 11 случаях из 36), для второго массива – однофакторные модели (также в 11 случаях). Для первого массива чаще других наиболее качественные оценки прогнозов позволяют получить модели, включающие 8-й лаг факторов (в 8 случаях из 36), для второго массива – включающие 8-й лаг факторов или одновременно 8-й и 9-й лаги (в 7 случаях). Для обоих массивов чаще других наименьшей ошибкой прогнозов характеризуются модели, включающие 1-й лаг ИПЦ: в 19 случаях из 36 – для первого массива, в 14 случаях – для второго массива;
- для обоих массивов лучшие по качеству модели меняются от месяца к месяцу и редко повторяются. Однако существуют исключения. Для первого массива исключения составляют: модель $\{4, 8, 1\}$, включающая 8-й лаг четырех факто-

ров и 1-й лаг ИПЦ, модель $\{2, 8, 1\}$, содержащая 8-е запаздывания двух факторов и 1-е запаздывание моделируемой переменной, и модель $\{1, (8, 9, 10), 1\}$, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИПЦ. Модель $\{4, 8, 1\}$ четырежды (в марте, ноябре, декабре 2014 г. и в декабре 2015 г.) демонстрирует лучшие качественные характеристики прогнозов. Каждая из моделей $\{2, 8, 1\}$ и $\{1, (8, 9, 10), 1\}$ дважды является лучшей: в июне 2015 г., в январе 2016 г. и в феврале, ноябре 2016 г. соответственно. Для второго массива шесть моделей дважды оказываются качественно предпочтительнее других. Модель $\{4, 8, 1\}$, включающая 8-й лаг четырех факторов и 1-й лаг ИПЦ, демонстрирует лучшие качественные характеристики прогнозов в апреле 2014 г. и в октябре 2016 г., модель $\{3, (8, 12), (1, 3, 12)\}$, содержащая 8-е и 12-е запаздывания трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м запаздываниями моделируемой переменной, – в мае – июне 2015 г., модель $\{2, 12, 1\}$, включающая 12-й лаг двух факторов и 1-й лаг ИПЦ, – в июле 2014 г. и марте 2016 г., модель $\{1, 8, (1, 3, 12)\}$, содержащая 8-е запаздывание одного фактора, дополненное 1-м, 3-м и 12-м запаздываниями моделируемой переменной, – в августе и октябре 2015 г., модель $\{1, (8, 9, 12), (1, 3, 12)\}$, включающая 8-й, 9-й и 12-й лаги одного фактора, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПЦ, – в сентябре 2014 г. и декабре 2016 г., модель $\{3, 8, 1\}$, содержащая 8-е запаздывания трех факторов и 1-е запаздывание моделируемой переменной, – в феврале 2014 г. и марте 2015 г.;

- средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования лучшей факторной модели, оцененной по данным первого массива, для 23 месяцев оказывается ниже ошибки лучшей модели, оцененной по данным второго массива.

В динамике средней абсолютной процентной ошибки лучшего из многомерных прогнозов **индекса цен производителей промышленных товаров** наблюдается большее количество всплесков (*табл. 5*), максимальный из которых приходится

на март 2015 г. В этот месяц ошибка прогнозов по данным обоих массивов превышает 3%. Менее интенсивный рост ошибки наблюдается в декабре 2015 г. – феврале 2016 г. и в июне – августе 2016 г., а для прогнозов по данным первого массива – еще в феврале, сентябре 2014 г. и в сентябре 2015 г. Так что средняя абсолютная процентная ошибка лучшего из многомерных прогнозов не превышает 0,05% в 40% случаев.

Для первого массива средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования факторных моделей варьируется в интервале от 0,01 до 3,58% и в среднем этот показатель оказался равным 0,64%, для второго массива – в интервале от 0,01 до 3,11%, составляя в среднем 0,48%. Для альтернативных методов средние MAPE составляют: 1,18% – для ARIMA-прогнозов, 1,80% – для наивных прогнозов, 1,50% – для наивных сезонных прогнозов и 1,18% – для прогнозов, построенных на основе скользящего среднего.

Многомерные прогнозы, полученные по второму массиву, уступают по качественным характеристикам лишь наивным сезонным прогнозам в марте и сентябре 2015 г., для которых средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования в эти месяцы равна 3,03 и 0,30% соответственно. Прогнозы, полученные по первому массиву, демонстрируют более высокий уровень ошибки в сравнении с наивными сезонными прогнозами не только в марте и сентябре 2015 г., но и в мае (MAPE = 1,62%), июне (MAPE = 0,10%), августе (MAPE = 0,10%), ноябре (MAPE = 0,20%) 2015 г. и в августе 2016 г. (MAPE = 1,42%). Кроме этого, они оказываются менее предпочтительными в сравнении с ARIMA-прогнозами в феврале (MAPE = 0,47%), августе (MAPE = 0,42%) и сентябре (MAPE = 1,08%) 2014 г., в сравнении с наивными прогнозами в феврале 2016 г. (MAPE = 1,60%). В остальные месяцы модели с использованием больших массивов данных превосходят по качественным характеристикам все альтернативные методы.

**Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования
индекса цен производителей промышленных товаров**

Месяц	Прогноз по ARIMA-моделям, %	Наивные прогнозы, %	Наивные сезонные прогнозы, %	Скользящее среднее, %	Лучшая многомерная модель (массив 1)				Лучшая многомерная модель (массив 2)			
					MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной	MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной
Янв.14	0,33	1,33	0,80	0,16	0,04	2	8, 9	12	0,06	4	8	12
Фев.14	0,47	1,69	1,20	0,69	1,24	2	8, 9, 10	12	0,39	1	8, 9, 10	1, 12
Мар.14	2,53	1,68	1,76	1,97	0,07	3	8, 9, 10	12	0,26	4	8, 9, 10	1
Апр.14	0,96	1,24	1,89	0,45	0,01	1	8, 9, 10	12	0,03	4	12	1
Май.14	0,15	0,98	1,39	0,18	0,01	4	8, 9, 12	12	0,04	1	12	1
Июн.14	0,15	1,26	0,40	0,52	0,02	3	9, 12, 13	12	0,04	3	8, 9, 12	1, 3, 12
Июл.14	0,30	1,39	0,39	1,24	0,01	3	8	12	0,04	4	8	1
Авг.14	0,42	0,87	2,80	0,44	1,02	4	12	1, 12	0,36	1	9, 12, 13	1
Сен.14	1,08	1,51	2,22	1,32	1,68	1	8	1	0,72	1	8, 9, 10	1
Окт.14	0,30	0,83	1,50	0,27	0,06	1	9, 12	1, 3, 12	0,06	4	8, 9	1
Ноя.14	0,34	1,47	1,01	1,10	0,29	4	8, 9, 12	1, 3, 12	0,03	3	12, 13	12
Дек.14	0,17	0,61	0,20	0,23	0,05	2	8, 9, 10	1, 3, 12	0,02	1	8, 12	1
Янв.15	1,46	1,00	0,89	0,75	0,02	1	9, 12	1, 3, 12	0,14	4	8, 9, 10	12
Фев.15	2,24	1,83	2,45	1,56	0,03	3	12	12	1,06	2	12	1
Мар.15	4,45	4,99	3,03	4,77	3,58	3	8, 9, 10	12	3,11	4	12, 13	12
Апр.15	2,29	2,45	1,95	2,20	0,86	4	12, 13	1, 3, 12	1,78	1	12, 13	1, 3, 12
Май.15	1,82	1,75	1,62	1,71	2,07	1	8, 9, 12	12	1,35	4	12, 13	1, 12
Июн.15	0,35	1,41	0,10	0,21	0,33	1	9, 12	12	0,06	2	8	12
Июл.15	1,05	1,43	0,10	0,75	0,01	2	8, 12	12	0,05	3	9, 12, 13	1
Авг.15	0,33	2,20	0,10	0,73	0,56	4	12, 13	12	0,04	3	12, 13	12
Сен.15	1,20	3,02	0,30	2,05	1,33	1	8, 9, 12	1, 3, 12	0,34	4	8	1, 3, 12
Окт.15	1,69	1,52	1,47	0,77	0,53	1	12, 13	1	0,32	4	12, 13	1
Ноя.15	0,96	2,43	0,20	1,77	0,24	4	8, 9, 12	1	0,01	1	8, 9, 10	12
Дек.15	2,93	2,71	3,07	3,33	1,46	4	8, 9, 12	1, 12	1,69	3	8, 9, 10	1
Янв.16	2,39	1,83	2,84	2,59	1,74	3	8, 12	1	0,71	3	12	1
Фев.16	2,50	1,60	3,34	2,29	1,91	2	12	1	1,35	3	8, 9, 10	1
Мар.16	1,39	3,10	2,33	2,00	0,52	4	8, 9, 12	1, 3, 12	0,04	3	9, 12, 13	12
Апр.16	1,01	2,45	0,79	0,91	0,01	3	12	1, 3, 12	0,02	3	12	1, 3, 12
Май.16	0,55	2,00	2,08	0,23	0,02	4	8, 9	12	0,05	2	8, 9, 10	1
Июн.16	1,93	2,81	1,85	1,83	1,00	2	8, 9, 12	1	1,50	3	8, 12	1
Июл.16	0,29	1,95	0,89	0,33	0,24	4	8, 9, 12	1, 3, 12	0,03	1	12, 13	1, 3, 12
Авг.16	1,53	1,86	1,42	1,73	2,06	1	9, 12	12	1,32	2	12, 13	12
Сен.16	0,43	1,66	1,69	0,28	0,01	1	12	12	0,03	2	12, 13	1
Окт.16	0,63	1,65	1,70	0,18	0,03	3	8, 9, 12	12	0,03	3	8, 12	1
Ноя.16	1,06	1,39	1,19	0,24	0,01	2	9, 12	1, 3, 12	0,03	1	9, 12	1
Дек.16	0,67	0,91	3,07	0,60	0,02	1	8, 9	1, 3, 12	0,02	1	12, 13	1

Источник: расчеты авторов.

Сопоставление характеристик лучших прогнозов факторных моделей индекса цен производителей промышленных товаров, полученных по данным двух массивов, позволяет выделить следующее:

- и для первого, и для второго массива данных не удастся выделить модель, которая позволяла бы обеспечить наименьшую ошибку для всех месяцев рассматриваемого периода;
- для двух массивов данных модели, минимизирующие расхождения между прогнозируемыми и наблюдаемыми значениями показателя, совпадают лишь в апреле 2016 г. В этом месяце лучшие результаты прогнозов и для первого, и для второго массива демонстрирует трехфакторная модель $\{3, 12, (1, 3, 12)\}$, включающая 12-е лаги факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПЦ;
- для обоих массивов чаще других наиболее качественные оценки прогнозов позволяют получить однофакторные модели: в 11 случаях из 36. Для первого массива чаще других наименьшей ошибкой прогнозов характеризуются модели, включающие 8-й, 9-й и 12-й лаги факторов (в 10 случаях из 36), для второго массива – включающие 8-й лаг факторов, одновременно 8-й и 9-й лаги или одновременно 8-й, 9-й и 12-й лаги (в 7 случаях). Для первого массива чаще других лучшие качественные характеристики прогнозов демонстрируют модели, включающие 12-й лаг ИЦП (в 17 случаях из 36), для второго массива – включающие 1-й лаг ИЦП (в 14 случаях);
- для обоих массивов данных модели, обеспечивающие минимальную ошибку прогноза, варьируются по месяцам. Лишь в нескольких случаях одна и та же модель используется сразу для нескольких месяцев. Для первого массива повторятся модели: $\{4, (8, 9, 12), (1, 3, 12)\}$, включающая 8-й, 9-й и 12-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИЦП; $\{3, (8, 9, 10), 12\}$, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПЦ; $\{1, (9, 12), 12\}$, включающая 9-й и 12-й лаги одного фактора и 12-й лаг ИЦП; $\{1, (9, 12), (1, 3, 12)\}$,

включающая 9-й и 12-й лаги одного фактора, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИЦП. Модель $\{4, (8, 9, 12), (1, 3, 12)\}$ трижды (в ноябре 2014 г., марте и июле 2016 г.) демонстрирует лучшие качественные характеристики прогнозов, каждая из моделей $\{3, (8, 9, 10), 12\}$, $\{1, (9, 12), 12\}$ и $\{1, (9, 12), (1, 3, 12)\}$ дважды является лучшей: в марте 2014 и 2015 гг., в июне 2015 г. и августе 2016 г., в октябре 2014 г. и январе 2015 г. соответственно. Для второго массива четыре модели дважды оказываются качественно предпочтительнее других: модель $\{3, (12, 13), 12\}$, включающая 12-й и 13-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПЦ – в ноябре 2014 г. и августе 2015 г., модель $\{1, (12, 13), (1, 3, 12)\}$, включающая 12-й и 13-й лаги трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПЦ – в апреле 2015 г. и июле 2016 г., модель $\{3, (8, 9, 10), 1\}$, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИЦП – в декабре 2015 г. и феврале 2016 г., модель $\{3, (8, 12), 1\}$, включающая 8-й и 12-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИЦП – в июне и октябре 2016 г.;

- средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования лучшей факторной модели, оцененной по данным первого массива, для 18 месяцев (ровно в половине случаев) оказывается ниже ошибки лучшей модели, оцененной по данным второго массива.

В отличие от индексов цен, динамика качественных характеристик прогнозов **индекса промышленного производства Росстата** существенно отличается в зависимости от используемого массива данных (*табл. 6*). Для прогнозов, полученных по данным первого массива, наблюдаются резкие скачки средней абсолютной процентной ошибки прогнозирования в январе, сентябре 2014 г., в январе, марте 2015 г. и январе 2016 г. Во всех случаях ошибка прогноза превышает 2%. Между этими скачками наблюдается ряд всплесков поменьше. Для прогнозов, полученных по данным второго массива, скачки средней абсолютной процентной ошибки

**Прогнозирование с использованием больших массивов данных
в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей**

прогнозирования носят менее интенсивный характер как по величине, так и по частоте появления.

Таблица 6

**Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования
индекса промышленного производства Росстата**

Месяц	Прогноз по ARIMA-моделям, %	Наивные прогнозы, %	Наивные сезонные прогнозы, %	Скользящее среднее, %	Лучшая многомерная модель (массив 1)				Лучшая многомерная модель (массив 2)			
					MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной	MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной
Янв.14	5,40	30,12	4,76	29,03	5,85	3	8, 9, 10	12	3,36	3	8, 9	1, 3, 12
Фев.14	0,94	1,90	1,77	1,10	0,05	2	12, 13	1	0,08	3	8	1
Мар.14	1,47	5,42	3,94	8,02	0,01	3	12, 13	12	0,18	3	12, 13	1
Апр.14	2,22	7,79	3,04	1,89	0,16	3	12	1	0,21	2	12	1
Май.14	3,67	8,44	2,95	2,38	0,08	1	9, 12, 13	1	0,53	4	9, 12, 13	12
Июн.14	3,90	7,05	3,64	1,17	0,02	4	8, 9, 10	1, 12	0,09	1	8, 9, 12	1
Июл.14	0,36	7,13	0,20	0,67	0,01	2	9, 12	1, 12	0,07	4	8, 9	12
Авг.14	0,49	7,42	0,20	0,77	0,03	2	12	1	0,10	4	12, 13	1, 12
Сен.14	0,66	7,37	1,25	3,06	3,10	2	9, 12	1, 3, 12	0,58	3	8, 9	1, 3, 12
Окт.14	2,94	5,21	1,13	5,51	0,94	3	12, 13	1, 3, 12	0,16	4	8	1
Ноя.14	4,36	2,75	3,83	1,15	0,06	1	9, 12	1	0,05	1	8, 12	1
Дек.14	3,64	10,59	3,65	10,58	2,62	2	12, 13	1	0,43	4	8, 9, 10	12
Янв.15	7,06	37,73	5,28	36,07	10,92	2	8, 9, 10	12	1,73	4	8, 9, 10	12
Фев.15	0,67	2,37	1,70	0,79	0,22	3	8, 9	1	0,06	4	8, 12	1
Мар.15	3,86	7,78	2,93	10,55	2,95	1	8, 9, 10	12	2,05	4	8, 9, 12	1
Апр.15	3,88	11,33	3,14	5,25	0,13	4	8, 9, 10	1, 3, 12	0,62	3	8, 9, 12	1
Май.15	0,60	9,75	0,61	3,05	0,05	2	12	1	0,13	1	8, 12	1, 3, 12
Июн.15	0,11	9,40	1,45	2,55	1,66	2	8	1	0,44	4	8, 9, 10	12
Июл.15	0,41	9,50	0,70	0,13	0,10	2	12, 13	1	0,37	2	8	1
Авг.15	0,65	9,99	1,68	0,91	0,08	4	8, 12	1	0,12	1	8, 9	1
Сен.15	1,14	8,89	0,48	2,61	0,06	2	9, 12	12	0,05	1	8, 12	1, 12
Окт.15	1,71	5,68	1,24	4,39	0,02	4	9, 12	1, 12	0,04	2	9, 12	1
Ноя.15	1,27	3,99	2,55	1,45	0,05	2	8, 9, 10	12	0,15	3	8, 9	1
Дек.15	1,84	8,13	3,02	7,97	0,01	3	12	1, 3, 12	0,12	2	9, 12	1
Янв.16	2,74	36,28	1,07	34,41	5,51	4	8, 9, 10	1, 12	0,18	4	8, 9, 12	1, 12
Фев.16	4,26	2,00	4,41	3,78	0,71	2	8, 9, 12	1	0,10	2	8, 9, 10	1
Мар.16	2,92	4,96	3,40	7,69	0,03	3	12	1, 12	0,12	3	12, 13	1
Апр.16	0,79	10,49	0,73	4,29	0,41	4	12	1	0,05	2	9, 12, 13	12
Май.16	0,44	9,58	0,51	2,42	0,04	1	12, 13	1	0,04	3	9, 12	1
Июн.16	1,03	6,92	0,58	3,21	0,78	2	8, 12	1	0,05	1	12, 13	1
Июл.16	0,24	8,91	0,60	0,59	0,15	2	8, 9, 12	1	0,15	1	8, 9, 10	1
Авг.16	0,58	8,74	0,10	1,00	0,15	3	8, 9, 10	1	0,02	1	8, 9, 10	1, 3, 12
Сен.16	0,27	7,85	1,38	1,15	0,09	3	9, 12, 13	1	0,03	1	12	1
Окт.16	1,66	5,11	1,50	5,66	0,95	4	8	1	0,37	2	8	1
Ноя.16	1,05	3,86	1,64	2,97	0,08	2	8, 9	1	0,14	3	8, 9, 10	1, 12
Дек.16	2,13	5,28	3,12	4,98	0,01	2	8, 9	1, 12	0,65	3	8, 9	1

Источник: расчеты авторов.

Наиболее существенный рост ошибки прогноза наблюдается в январе 2014 г. и в январе, марте 2015 г. Но во всех случаях ошибка прогноза не превышает уровня 3,5%. Между этими скачками качественные характеристики прогнозов демонстрируют достаточно стабильную динамику.

Для первого массива средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования факторных моделей варьируется в интервале от 0,01 до 10,92%, и в среднем этот показатель оказался равным 1,06%, для второго массива – в интервале от 0,02 до 3,36%, составляя в среднем 0,38%. Для сравнения средние MAPE для остальных моделей составили: для ARIMA-модели – 1,98%, для модели случайного блуждания – 9,33%, для модели сезонного случайного блуждания – 2,06% и скользящего среднего – 5,92%.

В сравнении с прогнозами, полученными по второму массиву, ARIMA-модели дают лучший результат в июне 2015 г. (MAPE = 0,11%), модель скользящего среднего позволяет получить более низкий уровень ошибки в июле 2015 г. (MAPE = 0,13%). Многомерные прогнозы, полученные по первому массиву, чаще уступают по качественным характеристикам альтернативным методам: ARIMA-модели являются лучшим методом в сентябре 2014 г. (MAPE = 0,66%) и в июне 2015 г. (MAPE = 0,11%), модель сезонного случайного блуждания оказывается предпочтительнее в январе 2014 г. (MAPE = 4,76%), в январе 2015 г. (MAPE = 5,28%), в январе (MAPE = 1,07%), в июне (MAPE = 0,58%) и в августе 2016 г. (MAPE = 0,10%). Для всех остальных месяцев наименьшие расхождения с истинными значениями индекса промышленного производства Росстата обеспечивают прогнозы, полученные при помощи моделей с использованием больших массивов данных.

Результаты оценок качества прогнозов многомерных моделей индекса промышленного производства Росстата, полученных по данным двух массивов, свидетельствуют о следующем:

- независимо от используемого массива данных среди моделей невозможно выделить одну, которая позволяла бы получить лучшие качественные характеристики для большинства месяцев рассматриваемого периода;
- для первого массива чаще других наименьшей ошибкой прогнозирования характеризуются двухфакторные модели (в 16 случаях из 36), для второго массива – трехфакторные и четырехфакторные модели (в 10 случаях). Для обоих массивов чаще других лучшие качественные характеристики прогнозов демонстрируют модели, включающие 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов: для первого массива – в 8 случаях из 36, для второго массива – в 7 случаях. Для обоих массивов чаще других наиболее качественные оценки прогнозов позволяют получить модели, включающие первый лаг ИПП Росстата: для первого массива – в 20 случаях из 36, для второго массива – в 22 случаях);
- для обоих массивов многомерные прогнозы, демонстрирующие минимальные расхождения с истинными значениями индекса промышленного производства Росстата для разных месяцев, получены по разным моделям. Однако существуют и совпадения. Для первого массива четыре модели дважды оказываются качественно предпочтительнее других: модель {2, 12, 1}, включающая 12-й лаг двух факторов и 1-й лаг ИПП Росстата – в августе 2014 г. и мае 2015 г., модель {2, (12, 13), 1}, включающая 12-й и 13-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПП Росстата – в феврале и декабре 2014 г., модель {2, (8, 9, 10), 12}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги двух факторов и 12-й лаг ИПП Росстата, – в январе и ноябре 2015 г., модель {4, (8, 9, 10), (1, 12)}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП Росстата, – в июне 2014 г. и январе 2016 г. Для второго массива исключение составляют модели: {4, (8, 9, 12), 12}, включающие 8-й, 9-й и 12-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП Росстата, {2, 8, 1}, включающая 8-й лаг двух факторов и 1-й лаг ИПП Росстата, {2, (9, 12), 1}, включающая 9-й и 12-й лаги двух факторов и 1-й лаг

ИПП Росстата, $\{3, (8, 9), 1\}$, включающая 8-й и 9-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПП Росстата, $\{3, (12, 13), 1\}$, включающая 12-й и 13-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПП Росстата, $\{3, (8, 9), (1, 3, 12)\}$, включающая 8-й и 9-й лаги трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП Росстата. Модель $\{4, (8, 9, 12), 12\}$ трижды (в декабре 2014 г., январе и июне 2015 г.) демонстрирует лучшие качественные характеристики прогнозов, каждая из остальных моделей дважды является лучшей: модель $\{2, 8, 1\}$ – в июле 2015 г. и октябре 2016 г., модель $\{2, (9, 12), 1\}$ – в октябре и декабре 2015 г., модель $\{3, (8, 9), 1\}$ – в ноябре 2015 г. и декабре 2016 г., модель $\{3, (12, 13), 1\}$ – в марте 2014 и 2016 гг., модель $\{3, (8, 9), (1, 3, 12)\}$ – в январе и сентябре 2014 г.;

- средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования лучшей факторной модели, оцененной по данным первого массива, для 19 месяцев (почти в половине случаев) оказывается ниже ошибки лучшей модели, оцененной по данным второго массива.

Прогнозы **индекса промышленного производства НИУ ВШЭ** также демонстрируют различную динамику средней абсолютной процентной ошибки прогнозирования для двух массивов данных (*табл. 7*). Для прогнозов, полученных по данным второго массива, ошибка ведет себя достаточно стабильно, превышая уровень 0,5% лишь в мае 2015 г. Для прогнозов, полученных по данным первого массива, средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования характеризуется более изменчивой динамикой с резкими скачками. Наиболее существенный рост отклонений прогнозов от истинного значения показателя наблюдается в январе и сентябре 2014 г., в январе и марте 2015 г., в марте 2016 г., когда ошибка превышает уровень 1%. Кроме этого, между существенными скачками наблюдается ряд меньших всплесков.

Таблица 7

**Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования
индекса промышленного производства НИУ ВШЭ**

Месяц	Прогноз по ARIMA-модели, %	Наивные прогнозы, %	Наивные сезонные прогнозы, %	Скользящее среднее, %	Лучшая многомерная модель (массив 1)				Лучшая многомерная модель (массив 2)			
					MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной	MAPE, %	число факторов	лаги факторов	лаги переменной
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Янв.14	1,28	16,32	0,27	14,80	2,26	3	9, 12	1	0,05	3	9, 12	1, 3, 12
Фев.14	1,14	3,13	0,30	1,71	0,01	2	9, 12	12	0,02	3	8, 12	1, 3, 12
Мар.14	0,53	6,29	0,18	8,03	0,14	4	12, 13	12	0,09	2	8, 9	1, 3, 12
Апр.14	1,83	6,02	1,68	3,39	0,13	4	12	1	0,13	3	12, 13	1
Май.14	0,48	4,25	0,10	1,31	0,01	1	8, 9, 12	1	0,01	1	8	12
Июн.14	0,48	5,64	0,60	0,02	0,01	2	12, 13	1, 3, 12	0,11	4	8, 12	1
Июл.14	0,65	5,68	0,59	1,82	0,04	4	8, 12	1	0,04	3	9, 12, 13	12
Авг.14	1,34	5,11	1,42	0,58	0,10	3	8, 9, 12	1	0,09	4	9, 12, 13	12
Сен.14	1,73	5,29	2,16	0,98	1,34	2	9, 12	1, 3, 12	0,42	4	8, 9, 10	12
Окт.14	0,77	5,86	0,09	5,65	0,01	4	12	12	0,01	2	8, 9, 12	12
Ноя.14	3,52	4,13	2,36	3,12	0,21	4	8	1	0,12	4	12, 13	1
Дек.14	0,59	5,29	1,47	4,89	0,04	3	9, 12	1	0,04	1	12	1
Янв.15	0,18	17,60	1,20	16,27	4,04	1	8, 9, 12	1	0,30	3	8, 9, 10	1, 3, 12
Фев.15	0,99	3,53	0,63	2,37	0,02	3	8, 9	12	0,08	4	8, 9, 12	1
Мар.15	0,82	6,28	0,12	7,91	1,14	4	9, 12, 13	12	0,07	4	9, 12	12
Апр.15	1,29	6,61	0,58	3,99	0,01	3	12	1, 12	0,14	3	9, 12	1
Май.15	1,36	5,52	1,40	2,71	0,02	2	9, 12	12	0,51	4	8, 9, 10	12
Июн.15	0,29	6,44	1,20	1,27	0,49	2	8	1	0,41	4	8, 9, 10	12
Июл.15	0,46	6,78	0,50	2,43	0,44	4	8, 9, 10	1, 12	0,20	2	8, 9, 10	1, 12
Авг.15	0,72	6,11	0,59	0,18	0,02	2	8	12	0,11	3	9, 12, 13	12
Сен.15	2,24	6,32	1,08	2,27	0,36	2	9, 12	1, 3, 12	0,38	4	8, 9	1, 3, 12
Окт.15	1,65	4,71	2,08	3,91	0,13	4	12	1	0,24	1	9, 12	1
Ноя.15	0,31	3,84	1,08	1,79	0,01	1	9, 12	1, 12	0,06	4	9, 12	12
Дек.15	0,90	3,43	1,71	3,47	0,01	2	8, 9	1, 12	0,48	3	8	1
Янв.16	0,28	17,29	0,25	15,75	0,78	3	9, 12	1	0,03	1	8, 9	1, 12
Фев.16	1,46	1,63	3,10	0,93	0,08	1	8, 9, 10	1	0,12	2	8, 9	1
Мар.16	0,54	6,32	0,07	7,97	1,04	3	9, 12, 13	12	0,07	4	8, 9, 10	12
Апр.16	2,63	7,95	2,16	6,10	0,01	3	8, 9	1, 3, 12	0,20	4	9, 12, 13	1
Май.16	0,90	4,62	1,89	0,67	0,03	4	9, 12, 13	1	0,24	3	9, 12	1
Июн.16	0,89	5,03	0,52	1,85	0,08	2	8, 12	1	0,04	3	9, 12	1
Июл.16	1,54	5,70	2,00	0,49	0,03	1	8, 9, 12	1	0,05	1	8, 12	1
Авг.16	1,75	5,91	2,27	2,41	0,11	3	8, 9	1	0,33	3	8, 9	1

Окончание таблицы 7

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Сен.16	0,58	5,23	1,83	0,35	0,05	4	8, 9, 12	1	0,05	1	8, 9, 12	1
Окт.16	1,04	5,24	1,27	4,98	0,01	2	9, 12, 13	1, 12	0,03	3	9, 12, 13	1
Ноя.16	1,12	3,26	1,98	0,08	0,02	2	8, 9, 10	1, 3, 12	0,15	1	8	1
Дек.16	1,79	2,53	1,18	2,21	0,20	3	8	1	0,08	3	8	1

Источник: расчеты авторов.

Для первого массива средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования факторных моделей варьируется в интервале от 0,01 до 4,04%, и в среднем этот показатель оказался равным 0,37%, для второго массива – в интервале от 0,01 до 0,51%, составляя в среднем 0,15%. Для сравнения: средние MAPE для остальных моделей составили: для ARIMA-модели – 1,11%, для модели случайного блуждания – 6,14%, для сезонного случайного блуждания – 1,16% и скользящего среднего – 3,85%.

Независимо от выбора массива данных ARIMA-модели являются лучшим методом в сравнении с многомерными прогнозами в январе и июне 2015 г., модель сезонного случайного блуждания дает лучшие прогнозы в марте 2016 г. В эти месяцы средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования данных моделей составляет 0,18, 0,29 и 0,07% соответственно. В сравнении с прогнозами, полученными по первому массиву, модель сезонного случайного блуждания позволяет получить более низкий уровень ошибки в январе 2014 г. (MAPE = 0,27%), в марте 2015 г. (MAPE = 0,12%) и в январе 2016 г. (MAPE = 0,25%), модель скользящего среднего – в сентябре 2014 г. (MAPE = 0,98%). В сравнении с многомерными прогнозами, полученными по второму массиву, модель скользящего среднего оказывается предпочтительнее в июне 2014 г. (MAPE = 0,02%) и в ноябре 2016 г. (MAPE = 0,08%). В остальные месяцы рассматриваемого периода существуют модели на основе больших массивов данных, прогнозы по которым превосходят по качеству альтернативные методы.

По результатам представленных в *табл. 7* сравнительных оценок качества лучших из многомерных прогнозов индекса промышленного производства НИУ ВШЭ и альтернативных методов следует отметить следующее:

- среди многомерных моделей, построенных по данным как первого, так и второго массива данных, не удастся выделить одну модель для прогнозирования, так чтобы она гарантировала лучшее качество прогнозов одновременно для всех месяцев;
- многомерные модели, обеспечивающие лучшее качество прогнозов, не совпадают для двух рассматриваемых массивов данных. Исключение составляют лишь трехфакторные модели, включающие 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ с 8-ми лагами факторов $\{3, 8, 1\}$ или 8-ми и 9-ми лагами факторов $\{3, (8, 9), 1\}$. Первая модель для обоих массивов является лучшей в декабре 2016 г., вторая – в августе 2016 г.;
- для первого массива чаще других лучшие качественные характеристики прогнозов демонстрируют двухфакторные модели (в 11 случаях из 36), для второго массива – трехфакторные модели (в 13 случаях). Для обоих массивов чаще других наиболее качественные оценки прогнозов позволяют получить модели, включающие 9-й и 12-й лаги факторов: для первого массива в 8 случаях из 36, для второго массива – в 7 случаях. Для обоих массивов чаще других наименьшей ошибкой прогнозов характеризуются модели, включающие 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ: для обоих массивов в 18 случаях из 36;
- для обоих массивов лучшие по качеству модели не повторяются по месяцам за редким исключением. Для первого массива модель $\{3, (9, 12), 1\}$, включающая 9-й и 12-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, трижды оказывается предпочтительнее других по качеству прогнозирования: в январе, декабре 2014 г. и январе 2016 г. Еще четыре модели дважды оказываются качественно предпочтительнее других: модель $\{4, 12, 1\}$, включающая 12-й лаг четырех

факторов и 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, – в апреле 2014 г. и октябре 2015 г., модель $\{2, (9, 12), 12\}$, включающая 9-й и 12-й лаги двух факторов и 12-й лаг ИПП НИУ, – в феврале 2014 г. и мае 2015 г., модель $\{2, (9, 12), (1, 3, 12)\}$, включающая 9-й и 12-й лаги двух факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ, – в сентябре 2014 и 2015 гг., модель $\{1, (8, 9, 12), 1\}$, включающая 8-й, 9-й и 12-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, – в мае 2014 г. и январе 2015 г. Для второго массива исключение составляют модели: $\{3, (9, 12), 1\}$, включающая 9-й и 12-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, $\{4, (8, 9, 10), 12\}$, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, $\{3, 8, 1\}$, включающая 8-й лаг трех факторов и 1-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, $\{4, (9, 12), 12\}$, включающая 9-й и 12-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ, $\{3, (9, 12, 13), 12\}$, включающая 9-й, 12-й и 13-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ. Модели $\{3, (9, 12), 1\}$ и $\{4, (8, 9, 10), 12\}$ трижды демонстрируют лучшие качественные характеристики прогнозов: первая – в апреле 2015 г., мае и июне 2016 г., вторая – в сентябре 2014 г., июне 2015 г. и марте 2016 г. Каждая из остальных моделей дважды является лучшей: модель $\{3, 8, 1\}$ – в декабре 2015 и 2016 гг., модель $\{4, (9, 12), 12\}$ – в марте и ноябре 2015 г., модель $\{3, (9, 12, 13), 12\}$ – в июле 2014 г. и августе 2015 г.;

- средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования лучшей факторной модели, оцененной по данным первого массива, для 19 месяцев (почти в половине случаев) оказывается ниже ошибки лучшей модели, оцененной по данным второго массива.

Полученные результаты показывают, что для всех рассмотренных показателей наблюдается похожая картина. Независимо от массива данных, используемого при оценке факторов, для подавляющего большинства месяцев лучшие прогнозы, минимизирующие среднюю абсолютную процентную ошибку, обеспечивают

факторные модели. Однако структуры моделей отличаются по месяцам, так что не удастся выделить одну факторную модель, которая давала бы устойчиво лучший результат для большинства месяцев.

Сравнение оценок для разных массивов свидетельствует, что использование данных второго массива обеспечивает меньшую вариабельность ошибок лучших по качеству прогнозов и, как следствие, большие преимущества перед альтернативными методами прогнозирования. Так, для индекса цен производителей промышленных товаров факторные модели, оцененные по второму массиву, обеспечивают лучшие прогнозы для 95% случаев, в то время как прогнозы, полученные по первому массиву, оказываются лучшими лишь в 70% случаев. Аналогичные значения для индекса промышленного производства Росстата составляют 95% против 78%, для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ – 89% против 81%.

5.1.2. Анализ динамики средних ошибок многомерных прогнозов основных показателей

Поскольку ни для одного из показателей не удастся определить одну факторную модель, устойчиво лучшую одновременно для всех месяцев, далее рассматриваются средние ошибки по всем многомерным прогнозам. По результатам оценок преимущество многомерных прогнозов рассматриваемых показателей над альтернативными прогнозами определяются не столько оцениваемой моделью, сколько месяцем, для которого строится прогноз, и рассматриваемым показателем.

Для *индекса потребительских цен (табл. 8)* средняя ошибка по всем многомерным прогнозам, полученным по данным первого массива, ниже ошибки ARIMA-прогноза для 21 месяца из рассматриваемых 36 (т.е. в 58% случаев). Напомним, что лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество в 97% случаев. В сравнении с лучшим из альтернативных прогнозов средняя

ошибка по всем многомерным прогнозам данного показателя оказывается ниже всего в 19% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз превосходит по качеству альтернативные методы в 92% случаев.

При рассмотрении оценок, полученных по данным второго массива, средняя ошибка по всем многомерным прогнозам *индекса потребительских цен* оказывается ниже ошибки ARIMA-прогноза для 23 месяцев (т.е. в 64% случаев), ниже ошибки лучшего из альтернативных прогнозов – всего в 19% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество над ARIMA-прогнозами в 89% случаев, над лучшим из альтернативных прогнозов – в 86% случаев.

Таблица 8

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования индексов цен, %

Месяц	Индекс потребительских цен						Индекс цен производителей промышленных товаров					
	прогноз по ARIMA-моделям	лучший прогноз Института Гайдара	массив 1		массив 2		прогноз по ARIMA-моделям	лучший прогноз Института Гайдара	массив 1		массив 2	
			средняя	лучшая модель	средняя	лучшая модель			средняя	лучшая модель	средняя	лучшая модель
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Янв.14	0,86	0,07	0,74	0,16	0,17	0,01	0,33	0,16	0,50	0,04	0,85	0,06
Фев.14	0,15	0,10	0,11	0,00	0,25	0,03	0,47	0,47	1,95	1,24	1,21	0,39
Мар.14	0,53	0,48	0,46	0,04	0,53	0,28	2,53	1,68	1,07	0,07	1,66	0,26
Апр.14	0,48	0,39	0,29	0,01	0,46	0,30	0,96	0,45	0,55	0,01	0,83	0,03
Май.14	0,45	0,20	0,14	0,02	0,32	0,16	0,15	0,15	0,56	0,01	0,92	0,04
Июн.14	0,19	0,08	0,11	0,01	0,16	0,05	0,15	0,15	0,43	0,02	0,53	0,02
Июл.14	0,10	0,03	0,13	0,01	0,10	0,02	0,30	0,30	0,32	0,01	0,51	0,04
Авг.14	0,09	0,09	0,21	0,00	0,21	0,01	0,42	0,42	1,82	1,02	1,97	0,36
Сен.14	0,41	0,14	0,23	0,01	0,24	0,03	1,08	1,08	2,32	1,68	2,17	0,72
Окт.14	0,34	0,17	0,19	0,01	0,20	0,00	0,30	0,27	0,48	0,06	1,17	0,06
Ноя.14	0,83	0,61	0,61	0,28	0,78	0,40	0,34	0,34	1,15	0,29	0,55	0,03
Дек.14	2,03	1,92	1,97	1,64	2,03	1,76	0,17	0,17	0,49	0,05	0,50	0,01
Янв.15	2,60	2,60	2,64	2,06	3,06	2,55	1,46	0,75	0,65	0,02	1,25	0,14
Фев.15	1,28	1,28	1,35	0,92	1,65	1,47	2,24	1,56	0,95	0,03	1,94	1,06
Мар.15	0,39	0,20	0,35	0,10	0,63	0,47	4,45	3,03	4,14	3,58	4,22	3,11
Апр.15	0,36	0,29	0,36	0,10	0,12	0,01	2,29	1,95	1,39	0,86	2,17	1,78
Май.15	0,44	0,44	0,47	0,32	0,21	0,07	1,82	1,62	2,46	2,07	1,63	1,35

**Прогнозирование с использованием больших массивов данных
в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей**

Окончание таблицы 8

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Июн.15	0,62	0,40	0,48	0,28	0,32	0,09	0,35	0,10	0,77	0,33	0,33	0,06
Июл.15	0,06	0,06	0,25	0,02	0,32	0,11	1,05	0,10	0,18	0,01	0,53	0,05
Авг.15	0,09	0,09	0,22	0,01	0,23	0,01	0,33	0,10	1,24	0,56	0,77	0,04
Сен.15	0,01	0,01	0,12	0,01	0,19	0,01	1,20	0,30	2,03	1,33	1,54	0,34
Окт.15	0,18	0,10	0,10	0,00	0,18	0,01	1,69	0,77	1,87	0,53	1,82	0,32
Ноя.15	0,20	0,20	0,19	0,01	0,22	0,01	0,96	0,20	1,17	0,24	0,76	0,01
Дек.15	0,21	0,21	0,44	0,01	0,32	0,03	2,93	2,71	2,75	1,46	3,22	1,69
Янв.16	0,72	0,23	1,24	0,01	0,40	0,03	2,39	1,83	2,39	1,74	2,19	0,71
Фев.16	0,32	0,18	0,90	0,15	0,27	0,02	2,50	1,60	2,75	1,91	2,36	1,35
Мар.16	0,06	0,06	0,57	0,14	0,16	0,01	1,39	1,39	1,27	0,52	0,76	0,04
Апр.16	0,18	0,10	0,42	0,08	0,16	0,01	1,01	0,79	0,36	0,01	0,57	0,02
Май.16	0,38	0,00	0,34	0,12	0,20	0,07	0,55	0,23	0,27	0,02	0,91	0,05
Июн.16	0,41	0,20	0,14	0,01	0,12	0,03	1,93	1,83	1,35	1,00	2,08	1,50
Июл.16	0,27	0,22	0,11	0,01	0,06	0,01	0,29	0,29	0,63	0,24	0,43	0,03
Авг.16	0,41	0,40	0,41	0,02	0,38	0,01	1,53	1,42	2,67	2,06	2,11	1,32
Сен.16	0,41	0,35	0,36	0,05	0,34	0,14	0,43	0,28	0,48	0,01	0,56	0,03
Окт.16	0,35	0,07	0,23	0,02	0,19	0,04	0,63	0,18	0,47	0,03	0,55	0,03
Ноя.16	0,28	0,10	0,34	0,05	0,16	0,01	1,06	0,24	0,25	0,01	0,70	0,03
Дек.16	0,29	0,12	0,26	0,05	0,18	0,01	0,67	0,60	0,62	0,02	1,40	0,02

Примечание. Жирным шрифтом выделены факторные прогнозы, превосходящие по качеству ARIMA-прогнозы, фоном – факторные прогнозы, превосходящие по качеству лучший из альтернативных методов.

Источник: расчеты авторов.

Для индекса цен производителей промышленных товаров средняя ошибка по всем многомерным прогнозам, полученным по данным первого массива, ниже ошибки ARIMA-прогноза для 15 месяцев из рассматриваемых 36 (т.е. в 42% случаев). При этом лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество в 81% случаев. В сравнении с лучшим из альтернативных прогнозов средняя ошибка по всем многомерным прогнозам данного показателя оказывается ниже в 19% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз превосходит по качеству альтернативные методы в 69% случаев.

При рассмотрении оценок, полученных по данным второго массива, средняя ошибка по всем многомерным прогнозам индекса цен производителей промышленных товаров оказывается ниже ошибки ARIMA-прогноза для 16 месяцев (т.е. в 44% случаев), ниже ошибки лучшего из альтернативных прогнозов – всего в 8%

случаев, в то время как лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество над ARIMA-прогнозами в 89% случаев, над лучшим из альтернативных прогнозов – в 69% случаев.

Для *индекса промышленного производства Росстата* (табл. 9) средняя ошибка по всем многомерным прогнозам, полученным по данным первого массива, ниже ошибки ARIMA-прогноза для 13 месяцев из рассматриваемых 36 (т.е. в 36% случаев). Для сопоставления лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество в 86% случаев. В сравнении с лучшим из альтернативных прогнозов средняя ошибка по всем многомерным прогнозам данного показателя оказывается ниже всего в 25% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз превосходит по качеству альтернативные методы в 78% случаев.

При рассмотрении оценок, полученных по данным второго массива, средняя ошибка по всем многомерным прогнозам *индекса промышленного производства Росстата* оказывается ниже ошибки ARIMA-прогноза для 8 месяцев (т.е. в 22% случаев), ниже ошибки лучшего из альтернативных прогнозов – всего в 3% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество над ARIMA-прогнозами в 97% случаев, над лучшим из альтернативных прогнозов – в 97% случаев.

Таблица 9

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования индексов промышленного производства, %

Месяц	Индекс промышленного производства Росстата						Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ					
	прогноз по ARIMA-моделям	лучший прогноз	массив 1		массив 2		прогноз по ARIMA-моделям	лучший прогноз	массив 1		массив 2	
			средняя	лучшая модель	средняя	лучшая модель			средняя	лучшая модель	средняя	лучшая модель
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Янв.14	5,40	4,76	9,07	5,85	6,21	3,36	1,28	0,27	4,61	2,26	1,34	0,05
Фев.14	0,94	0,94	1,06	0,05	1,41	0,08	1,14	0,30	0,77	0,01	0,67	0,02
Мар.14	1,47	1,47	1,22	0,01	3,11	0,18	0,53	0,18	2,07	0,14	1,55	0,09

**Прогнозирование с использованием больших массивов данных
в условиях смены методики расчета некоторых статистических показателей**

Окончание таблицы 9

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Апр.14	2,22	1,89	1,83	0,16	2,25	0,21	1,83	1,68	2,21	0,13	1,52	0,13
Май.14	3,67	2,38	1,42	0,08	2,35	0,53	0,48	0,10	0,71	0,01	0,63	0,01
Июн.14	3,90	1,17	0,73	0,02	2,93	0,09	0,48	0,02	0,59	0,01	0,79	0,11
Июл.14	0,36	0,20	0,33	0,01	0,65	0,07	0,65	0,59	0,62	0,04	0,51	0,04
Авг.14	0,49	0,20	1,50	0,03	0,62	0,10	1,34	0,58	1,06	0,10	1,30	0,09
Сен.14	0,66	0,66	4,15	2,90	2,84	0,58	1,73	0,98	2,18	0,86	2,62	0,42
Окт.14	2,94	1,13	1,84	0,94	1,65	0,16	0,77	0,09	0,63	0,01	0,82	0,01
Ноя.14	4,36	1,15	3,24	0,06	2,61	0,05	3,52	2,36	2,50	0,21	2,18	0,12
Дек.14	3,64	3,64	7,08	2,62	4,43	0,43	0,59	0,59	1,25	0,04	1,79	0,04
Янв.15	7,06	5,28	15,29	10,92	9,64	1,73	0,18	0,18	7,04	4,04	2,79	0,30
Фев.15	0,67	0,67	2,13	0,22	2,00	0,06	0,99	0,63	1,08	0,02	1,11	0,08
Мар.15	3,86	2,93	4,74	2,95	4,17	2,05	0,82	0,12	2,80	1,14	1,27	0,07
Апр.15	3,88	3,14	2,18	0,13	3,59	0,62	1,29	0,58	0,83	0,01	1,24	0,14
Май.15	0,60	0,60	2,02	0,05	0,92	0,13	1,36	1,36	0,97	0,02	1,83	0,51
Июн.15	0,11	0,11	3,16	1,66	2,12	0,44	0,29	0,29	2,24	0,49	1,41	0,41
Июл.15	0,41	0,13	1,35	0,10	1,11	0,10	0,46	0,46	0,92	0,44	0,86	0,20
Авг.15	0,65	0,65	1,28	0,08	1,88	0,12	0,72	0,18	0,39	0,02	0,83	0,08
Сен.15	1,14	0,48	1,20	0,06	1,46	0,05	2,24	1,08	1,47	0,36	1,58	0,38
Окт.15	1,71	1,24	0,87	0,02	1,59	0,04	1,65	1,65	2,19	0,13	2,32	0,24
Ноя.15	1,27	1,27	2,10	0,05	3,83	0,15	0,31	0,31	1,02	0,01	1,33	0,06
Дек.15	1,84	1,84	1,76	0,01	3,15	0,12	0,90	0,90	1,91	0,01	2,26	0,48
Янв.16	2,74	1,07	9,39	5,51	4,82	0,18	0,28	0,25	4,61	0,78	2,18	0,03
Фев.16	4,26	2,00	3,93	0,71	3,67	0,10	1,46	0,93	3,22	0,08	2,64	0,12
Мар.16	2,92	2,92	1,56	0,03	3,08	0,12	0,54	0,07	2,60	1,04	1,39	0,07
Апр.16	0,79	0,73	2,41	0,41	0,90	0,05	2,63	2,16	1,79	0,01	2,65	0,20
Май.16	0,44	0,44	1,27	0,04	1,00	0,04	0,90	0,67	1,58	0,03	1,76	0,24
Июн.16	1,03	0,58	2,59	0,78	0,83	0,05	0,89	0,52	1,55	0,08	0,75	0,04
Июл.16	0,24	0,24	1,84	0,15	1,04	0,15	1,54	0,49	1,84	0,03	1,65	0,05
Авг.16	0,58	0,10	1,37	0,15	1,22	0,02	1,75	1,75	2,42	0,11	2,51	0,33
Сен.16	0,27	0,27	1,13	0,09	1,01	0,03	0,58	0,35	0,74	0,05	1,47	0,05
Окт.16	1,66	1,50	2,21	0,95	2,14	0,37	1,04	1,04	0,60	0,01	1,59	0,03
Ноя.16	1,05	1,05	3,44	0,08	3,11	0,14	1,12	0,08	1,17	0,02	2,26	0,04
Дек.16	2,13	2,13	2,00	0,01	3,34	0,65	1,79	1,18	2,43	0,20	1,45	0,08

Примечание. Жирным шрифтом выделены факторные прогнозы, превосходящие по качеству ARIMA-прогнозы, фоном – факторные прогнозы, превосходящие по качеству лучший из альтернативных методов.

Источник: расчеты авторов.

Для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ (табл. 9) средняя ошибка по всем многомерным прогнозам, полученным по данным первого массива, ниже ошибки ARIMA-прогноза для 11 месяцев из рассматриваемых 36 (т.е.

в 31% случаев). При этом лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество в 83% случаев. В сравнении с лучшим из альтернативных прогнозов средняя ошибка по всем многомерным прогнозам данного показателя оказывается ниже всего в 8% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз превосходит по качеству альтернативные методы в 83% случаев.

При рассмотрении оценок, полученных по данным второго массива, средняя ошибка по всем многомерным прогнозам *индекса промышленного производства НИУ ВШЭ* оказывается ниже ошибки ARIMA-прогноза для 9 месяцев (т.е. в 25% случаев), ниже ошибки лучшего из альтернативных прогнозов – всего в 8% случаев, в то время как лучший многомерный прогноз позволяет получить качественное преимущество над ARIMA-прогнозами в 94% случаев, над лучшим из альтернативных прогнозов – в 89% случаев.

Сравнительное качество многомерных прогнозов и альтернативных методов показывает, что для *индексов цен* прогнозы, построенные по данным второго массива, чаще (при рассмотрении по месяцам) оказываются предпочтительнее ARIMA-прогнозов, чем прогнозы, построенные по данным первого массива. Для индексов промышленного производства, напротив, качественное превосходство многомерных прогнозов над прогнозами по моделям временных рядов чаще наблюдается для оценок, полученных по данным первого массива. Для всех индексов более низкий уровень ошибок в сравнении с лучшим из альтернативных методов чаще демонстрируют многомерные прогнозы, полученные по данным первого массива.

Кроме этого, несмотря на то что лучшие факторные прогнозы демонстрируют существенное преимущество по качеству в сравнении с прогнозами Института Гайдара для большинства месяцев рассматриваемого периода, средние оценки, полученные по всем многомерным прогнозам, оказываются хуже альтернативных

методов более чем в половине случаев для всех показателей, кроме индекса потребительских цен.

5.2. Анализ средних по выборке показателей качества многомерных прогнозов

В данном разделе приводятся результаты средних оценок качественных характеристик многомерных прогнозов для всего рассматриваемого периода (216 точек), а также проверки гипотезы об отсутствии значимых различий между прогнозами Института Гайдара и прогнозами, полученными с использованием больших массивов данных, на основе теста знаков.

5.2.1. Сравнение многомерных прогнозов для разных значений параметров

Оценки средних ошибок многомерных прогнозов для моделей с различным числом лагов прогнозируемой переменной показывают, что для обоих массивов данных для *индекса потребительских цен* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 1-й лаг прогнозируемой переменной, для *индекса промышленного производства Росстата* – по моделям, включающим 12-й лаг прогнозируемой переменной (табл. 10).

Таблица 10

**Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов
в зависимости от включаемого лага прогнозируемой переменной, %**

Лаг прогнозируемой переменной	Массив 1				Массив 2			
	t-1	t-12	t-1, t-12	t-1, t-3, t-12	t-1	t-12	t-1, t-12	t-1, t-3, t-12
ИПЦ	0,43	0,49	0,51	0,51	0,42	0,43	0,44	0,44
ИЦП	1,28	1,23	1,23	1,23	1,31	1,33	1,33	1,32
ИПП РС	3,95	2,51	2,58	2,59	3,65	2,17	2,20	2,27
ИПП ВШЭ	2,68	1,59	1,56	1,56	2,46	1,28	1,29	1,30

Примечание. Жирным шрифтом выделены лучшие по качеству модели.

Источник: расчеты авторов.

По данным первого массива для *индекса цен производителей промышленных товаров* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 12-й лаг прогнозируемой переменной, по данным второго массива – по моделям, включающим 1-й лаг прогнозируемой переменной.

По данным первого массива для *индекса промышленного производства НИУ ВШЭ* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 1-й и 12-й лаги прогнозируемой переменной, по данным второго массива – по моделям, включающим 12-й лаг прогнозируемой переменной.

При этом средняя ошибка многомерных прогнозов индекса потребительских цен и обоих индексов промышленного производства, полученная по данным второго массива при всех рассматриваемых вариантах включаемых лагов прогнозируемой переменной, ниже ошибки, полученной по данным первого массива. Для индекса цен производителей промышленных товаров, напротив, прогнозы по данным первого массива позволяют получить более низкий уровень ошибки в сравнении с прогнозами по данным второго массива.

Оценки средних ошибок многомерных прогнозов для моделей с различным **числом включаемых факторов** показывают, что для обоих массивов данных для *индекса цен производителей промышленных товаров* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям без факторов или по однофакторным моделям (табл. 11). Кроме этого, средняя ошибка прогнозирования показателя увеличивается с ростом числа включаемых факторов.

Для *индекса потребительских цен* по данным первого массива лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по трехфакторным моделям, по данным второго массива – по однофакторным моделям.

Для обоих *индексов промышленного производства* по данным первого массива лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по четырехфакторным моделям, по данным второго массива – по трехфакторным моделям.

Таблица 11

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов в зависимости от числа включаемых факторов, %

Число факторов	Массив 1					Массив 2				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
ИПЦ	0,51	0,52	0,47	0,47	0,48	0,43	0,42	0,43	0,44	0,44
ИЦП	1,18	1,19	1,22	1,26	1,31	1,16	1,19	1,26	1,31	1,55
ИПП РС	3,45	3,00	2,89	2,86	2,83	3,12	2,62	2,51	2,49	2,62
ИПП ВШЭ	2,13	1,89	1,90	1,79	1,79	1,87	1,66	1,53	1,50	1,59

Примечание. Жирным шрифтом выделены лучшие по качеству модели.

Источник: расчеты авторов.

При этом средняя ошибка многомерных прогнозов индекса потребительских цен и обоих индексов промышленного производства, полученная по данным второго массива, при всех рассматриваемых вариантах числа включаемых факторов ниже ошибки, полученной по данным первого массива. Для индекса цен производителей промышленных товаров, напротив, прогнозы по данным первого массива позволяют получить более низкий уровень ошибки в сравнении с прогнозами по данным второго массива.

Оценки средних ошибок многомерных прогнозов для моделей с различным **числом лагов включаемых факторов** показывают, что для обоих массивов данных для *индекса цен производителей промышленных товаров* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим только 12-й лаг факторов,

По данным первого массива для *индекса потребительских цен* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, по данным второго массива – по моделям, включающим 8-й и 9-й лаги факторов.

По данным первого массива для *индекса промышленного производства Росстата* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 8-й, 9-й и 12-й лаги факторов, по данным второго массива – по моделям, включающим 9-й и 12-й лаги факторов.

По данным первого массива для *индекса промышленного производства НИУ ВШЭ* лучшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим 9-й, 12-й и 13-й лаги факторов, по данным второго массива – по моделям, включающим 9-й и 12-й лаги факторов.

Таблица 12

**Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов
в зависимости от включаемых
лагов факторов, %**

Лаг факторов	t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
Массив 1									
ИПЦ	0,47	0,53	0,47	0,47	0,50	0,51	0,46	0,47	0,49
ИЦП	1,24	1,19	1,26	1,24	1,24	1,20	1,24	1,31	1,28
ИПП РС	3,41	2,70	3,40	2,68	2,64	2,66	3,12	2,63	2,66
ИПП ВШЭ	2,09	1,78	2,11	1,80	1,70	1,70	1,96	1,68	1,67
Массив 2									
ИПЦ	0,42	0,42	0,42	0,43	0,43	0,43	0,44	0,43	0,45
ИЦП	1,27	1,22	1,34	1,37	1,33	1,22	1,40	1,44	1,38
ИПП РС	3,14	2,34	3,06	2,33	2,25	2,32	2,88	2,29	2,26
ИПП ВШЭ	1,88	1,41	1,88	1,47	1,37	1,40	1,79	1,41	1,38

Примечание. Жирным шрифтом выделены лучшие по качеству модели.

Источник: расчеты авторов.

Как и ранее, средняя ошибка многомерных прогнозов индекса потребительских цен и обоих индексов промышленного производства, полученная по данным второго массива, при всех рассматриваемых вариантах выбора лагов включаемых факторов ниже ошибки, полученной по данным первого массива. Для индекса цен производителей промышленных товаров, напротив, прогнозы по данным первого

массива позволяют получить более низкий уровень ошибки в сравнении с прогнозами по данным второго массива.

5.2.2. Качество многомерных прогнозов основных индексов

Сводные результаты анализа приведены в *табл. 13–20*. В таблицах приведены значения средней абсолютной процентной ошибки прогнозирования (MAPE) по всем альтернативным прогнозам (ARIMA, наивным (НП), наивным сезонным (НСП), скользящему среднему (СС) и факторным прогнозам (БМД)) для всего рассматриваемого периода с января 2014 г. по декабрь 2016 г.

Индекс потребительских цен

Для *индекса потребительских цен* многомерные прогнозы, построенные по данным **первого массива** (*табл. 13*):

- демонстрируют явное качественное преимущество перед простейшими методами прогнозирования (наивными прогнозами, наивными сезонными прогнозами и прогнозами, построенными на основе скользящего среднего);
- в сравнении с ARIMA-прогнозами (MAPE = 0,47%) качественно лучшими оказываются 52 из 144 (36%) рассматриваемых прогнозов, из них 31 (22%) – значительно лучшими;
- в среднем модели, включающие только 1-й лаг ИПЦ, демонстрируют более низкий уровень ошибки в сравнении с остальными рассматриваемыми моделями;
- худшие характеристики демонстрируют прогнозы по моделям, включающим только один фактор или только 12-й лаг факторов независимо от их числа;

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса потребительских цен (массив 1), %

ARIMA-прогноз		0,47		Наивные прогнозы			0,65			
				Наивные сезонные прогнозы			0,63			
				Скользящее среднее			0,57			
Лаги перемен-ной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
t-1	1	0,45	0,48	0,46	0,49	0,48	0,46	0,45	0,49	0,46
	2	0,36	0,47	0,38	0,40	0,44	0,44	0,38	0,41	0,43
	3	0,36	0,48	0,40	0,40	0,44	0,45	0,40	0,42	0,44
	4	0,37	0,49	0,41	0,42	0,46	0,47	0,40	0,43	0,47
t-12	1	0,52	0,53	0,52	0,53	0,53	0,52	0,51	0,53	0,52
	2	0,48	0,52	0,46	0,47	0,48	0,50	0,46	0,46	0,47
	3	0,48	0,52	0,45	0,47	0,48	0,50	0,45	0,45	0,47
	4	0,48	0,54	0,45	0,48	0,49	0,51	0,45	0,45	0,47
t-1, t-12	1	0,55	0,54	0,55	0,54	0,54	0,55	0,54	0,54	0,55
	2	0,50	0,55	0,48	0,48	0,51	0,53	0,48	0,46	0,50
	3	0,49	0,55	0,48	0,47	0,50	0,52	0,47	0,46	0,48
	4	0,49	0,56	0,48	0,47	0,51	0,53	0,47	0,46	0,50
t-1, t-3, t-12	1	0,55	0,54	0,55	0,54	0,54	0,54	0,54	0,54	0,54
	2	0,50	0,55	0,48	0,48	0,51	0,53	0,48	0,46	0,50
	3	0,50	0,55	0,48	0,47	0,50	0,52	0,47	0,46	0,48
	4	0,49	0,57	0,48	0,47	0,51	0,54	0,47	0,46	0,50

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты авторов.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** демонстрируют модели:
 - {2, 8, 1}, включающая 8-й лаг двух факторов и 1-й лаг ИПЦ (MAPE = 0,36%);
 - {3, 8, 1}, включающая 8-й лаг трех факторов и 1-й лаг ИПЦ (MAPE = 0,36%);

- {4, 8, 1}, включающая 8-й лаг четырех факторов и 1-й лаг ИПЦ (МАРЕ = 0,37%);
- немного выше ошибки (МАРЕ = 0,38%) моделей:
 - {2, (8, 9), 1}, включающей 8-й и 9-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПЦ;
 - {2, (8, 9, 10), 1}, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПЦ;
- а также модели (МАРЕ = 0,40%):
 - {2, (8, 12), 1}, включающей 8-й и 12-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПЦ;
 - {3, (8, 9), 1}, включающей 8-й и 9-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПЦ;
 - {3, (8, 12), 1}, включающей 8-й и 12-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПЦ;
 - {3, (8, 9, 10), 1}, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов, дополненные 1-м лагом ИПЦ;
 - {4, (8, 9, 10), 1}, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м лагом ИПЦ.

По результатам оценок качественных характеристик прогнозов *индекса потребительских цен*, построенных по данным **второго массива** (табл. 14), можно сделать следующие выводы:

- все многомерные прогнозы ИПЦ превосходят по качественным характеристикам простейшие методы прогнозирования (наивные прогнозы, наивные сезонные прогнозы и скользящее среднее);
- большинство многомерных прогнозов ИПЦ (95%) превосходят по качественным характеристикам ARIMA-прогнозы. Для 75 (52%) моделей в соответствии с тестом знаков эти преимущества значимы;
- всего 7 моделей уступают по качеству прогнозов моделям временных рядов:
 - {3, (8, 12), (1, 12)}, {3, (8, 12), (1, 3, 12)}, {3, (9, 12, 13), (1, 3, 12)},
 - {4, (9, 12, 13), 1}, {4, (9, 12, 13), 12}, {4, (9, 12, 13), (1, 12)},
 - {4, (9, 12, 13), (1, 3, 12)}.

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса потребительских цен (массив 2), %

ARIMA-прогноз		0,47		Наивные прогнозы				0,65		
				Наивные сезонные прогнозы				0,63		
				Скользящее среднее				0,57		
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
t-1	1	0,41	0,41	0,40	0,41	0,41	0,42	0,41	0,41	0,42
	2	0,40	0,42	0,41	0,41	0,42	0,42	0,43	0,40	0,42
	3	0,42	0,41	0,41	0,41	0,41	0,43	0,44	0,40	0,45
	4	0,41	0,42	0,41	0,40	0,44	0,44	0,43	0,40	0,47
t-12	1	0,43	0,41	0,43	0,41	0,41	0,42	0,44	0,41	0,42
	2	0,43	0,41	0,42	0,41	0,41	0,44	0,45	0,41	0,44
	3	0,41	0,42	0,42	0,44	0,44	0,44	0,44	0,45	0,46
	4	0,42	0,42	0,43	0,44	0,46	0,44	0,44	0,46	0,47
t-1, t-12	1	0,43	0,42	0,43	0,42	0,42	0,42	0,44	0,42	0,42
	2	0,43	0,43	0,44	0,43	0,43	0,43	0,44	0,42	0,43
	3	0,43	0,43	0,41	0,47	0,44	0,44	0,46	0,47	0,47
	4	0,41	0,43	0,42	0,45	0,46	0,45	0,47	0,46	0,48
t-1, t-3, t-12	1	0,43	0,42	0,42	0,42	0,42	0,42	0,43	0,42	0,41
	2	0,43	0,43	0,44	0,43	0,43	0,44	0,44	0,43	0,44
	3	0,42	0,43	0,40	0,47	0,44	0,45	0,46	0,47	0,47
	4	0,41	0,43	0,42	0,46	0,46	0,45	0,47	0,47	0,49

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты авторов.

Однако во всех случаях по результатам теста знаков гипотеза о несущественности различий между многомерными прогнозами и ARIMA-прогнозами не отвергается;

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** (MAPE = 0,40%) демонстрируют модели:
 - {2, 8, 1}, включающая 8-й лаг двух факторов и 1-й лаг ИПЦ;

- {4, (8, 12), 1}, включающая 8-й и 12-й лаги четырех факторов и 1-й лаг ИПЦ;
- немного выше ошибки моделей:
 - {3, (8, 9, 12), 1}, включающей 8-й, 9-й и 12-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИПЦ;
 - {4, (8, 9, 12), 1}, включающей 8-й, 9-й и 12-й лаги четырех факторов и 1-й лаг ИПЦ;

а также:

- {1, (8, 9), 1}, включающей 8-й и 9-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИПЦ;
- {2, (8, 9, 12), 1}, включающей 8-й, 9-й и 12-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИПЦ;
- {3, (8, 9), (1, 3, 12)}, включающей 8-й и 9-й лаги трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПЦ.

Таким образом, в случае индекса потребительских цен в среднем для всего рассматриваемого периода модели с использованием больших массивов данных позволяют получить прогнозы достаточно высокого качества. Все рассматриваемые факторные прогнозы превосходят по качественным характеристикам прогнозы, построенные простейшими методами.

Модели, оцененные по данным второго массива, в среднем обеспечивают более низкий уровень ошибки многомерных прогнозов. Однако если сравнивать оценки для двух массивов по минимальной ошибке факторного прогноза, то следует отдать предпочтение первому массиву. Примечательно, что для данного показателя независимо от используемого массива лучшее качество прогноза достигается на основе одной и той же двухфакторной модели, включающей 8-й лаг факторов и 1-й лаг индекса.

Индекс цен производителей промышленных товаров

По сравнению с индексом потребительских цен качественные характеристики многофакторных прогнозов индекса цен производителей промышленных товаров несколько хуже. Для оценок, полученных по данным первого массива (табл. 15):

- 34 из 144 (24%) многомерных прогнозов ИЦП превосходят по качественным характеристикам все простейшие методы прогнозирования (наивные прогнозы, наивные сезонные прогнозы и скользящее среднее). Оставшиеся 105 многомерных прогнозов ИЦП (76%) превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы и наивные сезонные прогнозы. Здесь самой высокой ошибкой прогнозирования характеризуются прогнозы по моделям, включающим по три лага всех четырех факторов;
- 31 (22%) многомерный прогноз ИЦП превосходит по качественным характеристикам ARIMA-прогнозы (MAPE = 1,18%), 24 из них построены по моделям, которые включают только первый фактор. И следует отметить, что во всех случаях в соответствии с тестом знаков преимущества многомерных прогнозов незначимы;

Таблица 15

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса цен производителей промышленных товаров (массив 1), %

ARIMA-прогноз		1,18		Наивные прогнозы		1,80				
				Наивные сезонные прогнозы		1,50				
				Скользящее среднее		1,18				
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
t-1	1	1,27	1,28	1,26	1,27	1,28	1,29	1,23	1,28	1,29
	2	1,33	1,23	1,32	1,24	1,20	1,22	1,26	1,30	1,25
	3	1,36	1,22	1,35	1,28	1,24	1,21	1,32	1,32	1,26
	4	1,35	1,21	1,33	1,31	1,27	1,26	1,32	1,41	1,37
t-12	1	1,13	1,11	1,17	1,12	1,16	1,13	1,17	1,16	1,18

Окончание таблицы 15

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	2	1,18	1,12	1,26	1,15	1,20	1,16	1,21	1,25	1,28
	3	1,25	1,20	1,30	1,28	1,32	1,17	1,24	1,34	1,30
	4	1,25	1,21	1,28	1,32	1,37	1,16	1,22	1,48	1,37
t-1, t-12	1	1,16	1,16	1,16	1,16	1,16	1,18	1,15	1,17	1,18
	2	1,20	1,19	1,23	1,20	1,18	1,19	1,21	1,27	1,23
	3	1,25	1,21	1,29	1,27	1,24	1,21	1,28	1,32	1,26
	4	1,24	1,22	1,26	1,33	1,30	1,27	1,27	1,49	1,42
t-1, t-3, t-12	1	1,16	1,15	1,16	1,16	1,15	1,16	1,16	1,17	1,16
	2	1,20	1,17	1,25	1,20	1,18	1,17	1,22	1,27	1,21
	3	1,24	1,19	1,28	1,26	1,23	1,20	1,27	1,31	1,26
	4	1,24	1,21	1,27	1,31	1,29	1,27	1,26	1,49	1,42

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты авторов.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** демонстрируют модели (MAPE = 1,11–1,12%):
 - {1, 12, 12}, включающая 12-й лаг одного фактора и 12-й лаг ИЦП;
 - {1, (8, 12), 12}, включающая 8-й и 12-й лаги одного фактора и 12-й лаг ИЦП;
- немного выше ошибки (MAPE = 1,12–1,13%) моделей:
 - {2, 12, 12}, включающей 12-й лаг двух факторов и 12-й лаг ИЦП;
 - {1, 8, 12}, включающей 8-й лаг одного фактора и 12-й лаг ИЦП;
 - {1, (12, 13), 12}, включающей 12-й и 13-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИЦП;
- а также моделей (MAPE = 1,15–1,16%):
 - {2, (8, 12), 12}, включающей 8-й и 12-й лаги двух факторов и 12-й лаг ИЦП;
 - {1, (8, 9, 10), (1, 12)}, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги одного фактора, дополненные 1-м и 12-м лагами ИЦП;

- $\{1, 12, (1, 3, 12)\}$, включающей 12-й лаг одного фактора, дополненный 1-м, 3-м и 12-м лагами ИЦП;
- $\{1, (9, 12), (1, 3, 12)\}$, включающей 9-й и 12-й лаги одного фактора, дополненный 1-м, 3-м и 12-м лагами ИЦП.

По результатам оценок качественных характеристик прогнозов *индекса цен производителей промышленных товаров*, построенных по данным второго массива (табл. 16), можно сделать следующие выводы:

- лишь 19 (13%) многомерных прогнозов ИЦП превосходят по качественным характеристикам все простейшие методы прогнозирования (наивные прогнозы, наивные сезонные прогнозы и скользящее среднее);
 - 104 (72%) многомерных прогноза ИЦП превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы и наивные сезонные прогнозы. Еще 19 (13%) многомерных прогнозов ИЦП превосходят по качеству только наивные прогнозы. Прогнозы по двум моделям уступают по качеству прогнозов всем простейшим методам: $\{4, (8, 9, 12), 1\}$, включающей 8-й, 9-й и 12-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м лагом ИЦП; и $\{4, (9, 12, 13), 1\}$, включающей 9-й, 12-й и 13-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м лагом ИЦП;
- 18 многомерных прогнозов ИЦП превосходят по качественным характеристикам ARIMA-прогнозы. Но только для 7 моделей в соответствии с тестом знаков эти преимущества значимы;
- из многомерных моделей наименьшую ошибку демонстрируют модели (MAPE = 1,08–1,09%):
 - $\{1, 12, 1\}$, включающая 12-й лаг одного фактора и 1-й лаг ИЦП;
 - $\{1, (12, 13), 1\}$, включающая 12-й и 13-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИЦП;

Таблица 16

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса
цен производителей промышленных товаров (массив 2), %

ARIMA-прогноз		1,18		Наивные прогнозы		1,80				
				Наивные сезонные прогнозы		1,50				
				Скользящее среднее		1,18				
Лаги пере-мен-ной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
t-1	1	1,14	1,08	1,19	1,10	1,11	1,09	1,14	1,16	1,13
	2	1,25	1,14	1,31	1,25	1,18	1,12	1,31	1,34	1,15
	3	1,32	1,13	1,38	1,46	1,25	1,10	1,39	1,42	1,34
	4	1,30	1,32	1,59	1,72	1,65	1,39	1,73	1,91	1,82
t-12	1	1,19	1,18	1,21	1,21	1,23	1,18	1,25	1,24	1,24
	2	1,23	1,21	1,31	1,26	1,29	1,18	1,32	1,38	1,28
	3	1,28	1,21	1,34	1,37	1,31	1,17	1,41	1,41	1,35
	4	1,39	1,35	1,44	1,61	1,61	1,37	1,54	1,68	1,72
t-1, t-12	1	1,17	1,17	1,21	1,19	1,21	1,18	1,25	1,22	1,23
	2	1,23	1,19	1,30	1,25	1,25	1,18	1,32	1,38	1,26
	3	1,31	1,21	1,33	1,42	1,29	1,17	1,40	1,44	1,33
	4	1,44	1,33	1,49	1,66	1,60	1,39	1,63	1,77	1,71
t-1, t-3, t-12	1	1,17	1,19	1,22	1,20	1,23	1,21	1,25	1,24	1,27
	2	1,24	1,21	1,29	1,25	1,25	1,21	1,32	1,35	1,28
	3	1,27	1,21	1,30	1,35	1,26	1,19	1,38	1,38	1,28
	4	1,43	1,34	1,48	1,62	1,54	1,41	1,58	1,68	1,69

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значительно отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты авторов.

- немного выше ошибки моделей (MAPE = 1,10–1,12%):
 - {1, (8, 12), 1}, включающей 8-й и 12-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИЦП;
 - {3, (12, 13), 1}, включающей 12-й и 13-й лаги трех факторов и 1-й лаг ИЦП;

- {2, (12, 13), 1}, включающей 12-й и 13-й лаги двух факторов и 1-й лаг ИЦП;
- {1, (8, 12), 1}, включающей 8-й и 12-й лаги одного фактора и 1-й лаг ИЦП.

Таким образом, в случае индекса цен производителей промышленных товаров в среднем для всего рассматриваемого периода модели с использованием больших массивов данных позволяют получить прогнозы сравнимого с альтернативными методами качества.

Модели, оцененные по данным первого массива, в среднем позволяют получить более низкий уровень ошибки многомерных прогнозов. Однако если сравнивать оценки для двух массивов по минимальной ошибке факторного прогноза, то следует отдать предпочтение второму массиву. Для данного показателя для обоих массивов лучшее качество прогноза обеспечивается на основе моделей с похожими структурами включаемых факторов; основное отличие состоит в том, что для первого массива лучшие модели содержат 12-й лаг ИЦП; для второго массива – 1-й лаг.

Индекс промышленного производства Росстата

В отличие от индексов цен средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов *индекса промышленного производства Росстата* превышает ошибку не только ARIMA-прогнозов, но и наивных сезонных прогнозов (демонстрирующих минимальную ошибку среди простейших методов) для обоих рассматриваемых массивов данных. Но преимущества прогнозов, построенных по моделям временных рядов, обусловлены неравномерностью относительного качества многомерных прогнозов по месяцам рассматриваемого периода.

Для оценок, полученных по данным первого массива (*табл. 17*), можно сделать следующие выводы:

- все многомерные прогнозы ИПП Росстата уступают по качественным характеристикам наивным сезонным прогнозам, но все они превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы. Из них 6 уступают по качеству еще и прогнозам, построенным на основе скользящего среднего. Это прогнозы по однофакторным и двухфакторным моделям, включающим 8-й, или 8-й и 9-й, или 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, дополненные 1-м лагом моделируемой переменной;
- средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов ИПП Росстата превышает ошибку ARIMA-прогнозов. Для 133 (92%) моделей в соответствии с тестом знаков преимущества прогнозов Института Гайдара значимы;
- многомерные прогнозы ИПП Росстата существенно уступают ARIMA-прогнозам в апреле – ноябре 2016 г.;

Таблица 17

**Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса
промышленного производства Росстата (массив 1), %**

ARIMA-прогноз		1.98%		Наивные прогнозы		9.33%				
				Наивные сезонные прогнозы		2.06%				
				Скользящее среднее		5.92%				
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
t-1	1	5.94	3.32	5.97	3.35	3.24	3.31	6.20	3.25	3.24
	2	6.01	3.14	6.43	3.13	2.92	2.99	6.35	2.80	2.85
	3	5.77	2.99	5.35	3.01	2.71	2.91	5.22	2.70	2.68
	4	5.57	3.00	5.21	2.79	2.73	2.86	4.88	2.69	2.70
t-12	1	2.60	2.56	2.62	2.55	2.54	2.54	2.55	2.56	2.53
	2	2.59	2.44	2.60	2.42	2.39	2.40	2.40	2.39	2.43
	3	2.57	2.54	2.54	2.54	2.52	2.51	2.36	2.50	2.56
	4	2.54	2.55	2.55	2.50	2.54	2.54	2.33	2.50	2.58
t-1, t-12	1	2.63	2.59	2.66	2.59	2.59	2.62	2.60	2.61	2.61
	2	2.62	2.47	2.67	2.45	2.45	2.50	2.48	2.45	2.55
	3	2.60	2.61	2.62	2.63	2.62	2.54	2.45	2.63	2.63

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	4	2.57	2.61	2.60	2.58	2.63	2.57	2.41	2.61	2.67
t-1, t-3, t-12	1	2.64	2.62	2.67	2.61	2.61	2.64	2.61	2.62	2.63
	2	2.63	2.49	2.68	2.47	2.47	2.52	2.49	2.46	2.57
	3	2.62	2.62	2.64	2.65	2.63	2.55	2.44	2.65	2.67
	4	2.58	2.62	2.62	2.60	2.65	2.58	2.41	2.62	2.71

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты автора.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** демонстрируют модели:
 - 4, (8, 9, 10), 12}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП Росстата (MAPE = 2,33%), а также модели (MAPE = 2,36–2,40%);
 - {3, (8, 9, 10), 12}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПП Росстата;
 - {2, (9, 12), 12}, включающая 9-й и 12-й лаги двух факторов, дополненные 12-м лагом ИПП Росстата;
 - {2, (8, 9, 12), 12}, включающая 8-й, 9-й и 12-й лаги двух факторов и 12-й лаг ИПП Росстата;
 - {2, (8, 9, 10), 12}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги двух факторов и 12-й лаг ИПП Росстата.

В соответствии с тестом знаков отличия прогнозов, полученных по данным моделям, от ARIMA-прогнозов незначимы.

По результатам оценок качественных характеристик прогнозов *индекса промышленного производства Росстата*, построенных по данным второго массива (табл. 18), можно сделать следующие выводы:

- все многомерные прогнозы ИПП Росстата уступают по качественным характеристикам наивным сезонным прогнозам. Но все они превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы. Из них 3 уступают по качеству еще и прогнозам, построенным на основе скользящего среднего. Это прогнозы по однофакторным моделям, включающим 8-й, или 8-й и 9-й, или 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, дополненные 1-м лагом моделируемой переменной;
- средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов ИПП Росстата превышает ошибку ARIMA-прогнозов. Для 99 (69%) моделей в соответствии с тестом знаков преимущества прогнозов Института Гайдара значимы;
- многомерные прогнозы ИПП Росстата существенно уступают ARIMA-прогнозам в октябре 2015 г. – марте 2016 г. и в июле – ноябре 2016 г.;

Таблица 18

**Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов
индекса промышленного производства Росстата (массив 2), %**

ARIMA-прогноз		1,98		Наивные прогнозы		9,33					
				Наивные сезонные прогнозы		2,06					
				Скользящее среднее		5,92					
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)									
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
t-1	1	6,01	2,98	6,13	2,96	2,87	2,79	6,36	2,87	2,73	
	2	5,85	2,63	5,29	2,61	2,37	2,73	4,65	2,32	2,43	
	3	5,88	2,71	4,91	2,65	2,19	2,67	5,00	2,20	2,23	
	4	5,84	2,87	5,58	2,70	2,33	2,81	5,18	2,54	2,38	
t-12	1	2,17	2,15	2,17	2,13	2,13	2,14	2,19	2,13	2,12	
	2	2,20	2,18	2,20	2,18	2,17	2,18	2,19	2,19	2,17	
	3	2,23	2,17	2,21	2,17	2,12	2,15	2,14	2,14	2,12	
	4	2,25	2,16	2,25	2,17	2,12	2,17	2,27	2,14	2,29	
t-1, t-12	1	2,17	2,14	2,18	2,13	2,12	2,19	2,20	2,13	2,16	
	2	2,20	2,18	2,21	2,18	2,16	2,19	2,19	2,20	2,17	
	3	2,23	2,17	2,22	2,18	2,15	2,15	2,18	2,17	2,12	
	4	2,26	2,17	2,35	2,22	2,22	2,14	2,61	2,37	2,25	

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
t-1, t-3, t-12	1	2,20	2,18	2,21	2,17	2,17	2,22	2,23	2,18	2,20
	2	2,24	2,23	2,30	2,24	2,24	2,23	2,23	2,30	2,25
	3	2,27	2,22	2,32	2,24	2,25	2,19	2,25	2,28	2,22
	4	2,30	2,22	2,42	2,36	2,36	2,15	2,81	2,50	2,39

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значительно отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты автора.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** (MAPE = 2,12%) демонстрируют модели:
 - {4, (9, 12), 12}, включающая 9-й и 12-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП Росстата;
 - {1, (9, 12), (1, 12)}, включающая 9-й и 12-й лаги одного фактора, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП Росстата.

В соответствии с тестом знаков отличия прогнозов, полученных по данным моделям, от ARIMA-прогнозов незначимы;

а также модели:

- {3, (9, 12), 12}, включающая 9-й и 12-й лаги трех факторов и двенадцатый лаг ИПП Росстата,
- {1, (9, 12, 13), 12}, включающая 9-й, 12-й и 13-й лаги одного фактора и 12-й лаг ИПП Росстата,
- {3, (9, 12, 13), 12}, включающая 9-й, 12-й и 13-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПП Росстата,
- {3, (9, 12, 13), (1, 12)}, включающая 9-й, 12-й и 13-й лаги трех факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП Росстата.

В соответствии с тестом знаков прогнозы, полученные по этим моделям, значительно хуже ARIMA-прогнозов.

Таким образом, в случае индекса промышленного производства Росстата в среднем для всего рассматриваемого периода прогнозы по моделям с использованием больших массивов данных уступают по качеству ARIMA-прогнозам и наивным сезонным прогнозам.

Сравнивая оценки прогнозов для двух массивов, предпочтение следует отдать второму массиву с точки зрения как среднего уровня ошибки многомерных прогнозов, так и минимальной ошибки факторного прогноза. Для данного показателя для обоих массивов лучшее качество прогноза обеспечивается на основе моделей, включающих 12-й лаг индекса. Но структуры включаемых факторов лучших моделей для двух массивов отличаются: для первого массива – они содержат 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, для второго массива – 9-й и 12-й лаги.

Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ

Сравнительные оценки качественных характеристик прогнозов ИПП НИУ ВШЭ за весь период, полученные по данным первого массива, свидетельствуют о следующем (*табл. 19*):

- все многомерные прогнозы ИПП НИУ ВШЭ уступают по качественным характеристикам наивным сезонным прогнозам. Но все они превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы. Из них 6 уступают по качеству еще и прогнозам, построенным на основе скользящего среднего. Это прогнозы по однофакторным и двухфакторным моделям, включающим 8-й, или 8-й и 9-й, или 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, дополненные 1-м лагом моделируемой переменной;
- средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов ИПП НИУ ВШЭ превышает ошибку ARIMA-прогнозов. Для 94 (65%) моделей в соответствии с тестом знаков преимущества прогнозов Института Гайдара значимы;
- многомерные прогнозы ИПП НИУ ВШЭ существенно уступают ARIMA-прогнозам в январе – сентябре 2016 г.;

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса промышленного производства НИУ ВШЭ (массив 1), %

ARIMA-прогноз		1,11		Наивные прогнозы			6,14			
				Наивные сезонные прогнозы			1,16			
				Скользящее среднее			3,85			
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
t-1	1	3,97	2,37	3,89	2,41	2,18	2,34	4,11	2,14	2,20
	2	3,91	2,61	4,25	2,59	2,15	2,40	3,91	2,09	2,02
	3	3,50	2,22	3,39	2,28	1,94	2,02	3,36	1,83	1,69
	4	3,46	2,13	3,41	2,12	1,86	1,86	3,30	1,82	1,75
t-12	1	1,58	1,58	1,58	1,58	1,57	1,58	1,55	1,58	1,58
	2	1,56	1,63	1,58	1,64	1,59	1,62	1,57	1,59	1,61
	3	1,57	1,64	1,61	1,66	1,63	1,53	1,52	1,62	1,56
	4	1,56	1,60	1,64	1,66	1,68	1,46	1,53	1,67	1,59
t-1, t-12	1	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,57	1,53	1,57	1,58
	2	1,54	1,60	1,53	1,63	1,56	1,59	1,51	1,54	1,58
	3	1,55	1,60	1,53	1,63	1,57	1,53	1,48	1,53	1,57
	4	1,52	1,58	1,59	1,63	1,64	1,46	1,49	1,63	1,60
t-1, t-3, t-12	1	1,55	1,56	1,56	1,56	1,56	1,58	1,53	1,57	1,58
	2	1,54	1,61	1,52	1,64	1,56	1,60	1,52	1,54	1,57
	3	1,55	1,60	1,53	1,63	1,57	1,53	1,48	1,52	1,59
	4	1,52	1,59	1,59	1,63	1,64	1,47	1,50	1,63	1,61

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты автора.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** (MAPE = 1,46–1,47%) демонстрируют модели:
 - {4, (12, 13), 12}, включающая 12-й и 13-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ;
 - {4, (12, 13), (1, 12)}, включающая 12-й и 13-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
 - {4, (12, 13), (1, 3, 12)}, включающая 12-й и 13-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ.

В соответствии с тестом знаков отличия прогнозов, полученных по данным моделям, от ARIMA-прогнозов незначимы;

- немного выше ошибки ($MAPE = 1,48\%$) моделей:
 - $\{4, (8, 9, 10), (1, 12)\}$, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
 - $\{4, (8, 9, 10), (1, 3, 12)\}$, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги четырех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ, которые в соответствии с тестом знаков также незначимо отличаются от ARIMA-прогнозов;

а также моделей ($MAPE = 1,49-1,51\%$):

- $\{3, (8, 9, 10), (1, 12)\}$, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
- $\{3, (8, 9, 10), (1, 3, 12)\}$, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
- $\{2, (8, 9, 10), (1, 12)\}$, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги двух факторов, дополненные 1-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ.

Но в соответствии с тестом знаков прогнозы, полученные по этим моделям, значимо хуже ARIMA-прогнозов.

По результатам оценок качественных характеристик прогнозов *индекса промышленного производства НИУ ВШЭ*, построенных по данным второго массива (табл. 20), можно сделать следующие выводы:

- все многомерные прогнозы ИПП НИУ ВШЭ уступают по качественным характеристикам наивным сезонным прогнозам. Но все они превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы. Из них 4 уступают по качеству еще и прогнозам, построенным на основе скользящего среднего. Это прогнозы по однофакторным моделям, включающим 8-й, или 8-й и 9-й, или 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов, дополненные 1-м лагом моделируемой переменной, а также прогнозы по четырехфакторной модели, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги факторов и 1-й лаг моделируемой переменной;

- средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов ИПП НИУ ВШЭ превышает ошибку ARIMA-прогнозов. Для 79 (55%) моделей в соответствии с тестом знаков преимущества прогнозов Института Гайдара значимы;
- многомерные прогнозы ИПП НИУ ВШЭ существенно уступают ARIMA-прогнозам в июле – ноябре 2016 г.;

Таблица 20

Средняя за весь период ошибка многомерных прогнозов индекса промышленного производства НИУ ВШЭ (массив 2), %

ARIMA-прогноз		1,11		Наивные прогнозы			6,14			
				Наивные сезонные прогнозы			1,16			
				Скользящее среднее			3,85			
Лаги переменной (r)	Число факторов (m)	Лаги факторов (k)								
		t-8	t-12	t-8, t-9	t-8, t-12	t-9, t-12	t-12, t-13	t-8, t-9, t-10	t-8, t-9, t-12	t-9, t-12, t-13
t-1	1	4,04	2,35	4,08	2,35	2,17	2,16	4,26	2,16	2,18
	2	3,67	1,94	3,48	1,95	1,79	1,71	3,10	1,62	1,55
	3	3,53	1,90	3,30	1,89	1,50	1,56	3,52	1,53	1,36
	4	3,67	1,67	3,75	1,76	1,30	1,54	3,87	1,38	1,43
t-12	1	1,23	1,23	1,25	1,26	1,25	1,24	1,24	1,27	1,28
	2	1,26	1,24	1,28	1,30	1,29	1,25	1,24	1,30	1,27
	3	1,25	1,23	1,28	1,28	1,27	1,25	1,24	1,30	1,22
	4	1,30	1,21	1,33	1,32	1,22	1,36	1,67	1,36	1,38
t-1, t-12	1	1,24	1,23	1,25	1,26	1,26	1,25	1,24	1,28	1,29
	2	1,26	1,25	1,28	1,30	1,29	1,26	1,25	1,30	1,28
	3	1,25	1,23	1,27	1,28	1,26	1,26	1,25	1,32	1,24
	4	1,30	1,22	1,33	1,35	1,24	1,35	1,71	1,36	1,38
t-1, t-3, t-12	1	1,26	1,24	1,27	1,27	1,26	1,26	1,26	1,29	1,30
	2	1,27	1,25	1,28	1,31	1,30	1,26	1,21	1,32	1,27
	3	1,27	1,23	1,28	1,28	1,27	1,26	1,22	1,36	1,24
	4	1,29	1,22	1,36	1,35	1,27	1,35	1,86	1,41	1,38

Примечание. Жирным шрифтом выделены модели, прогнозы по которым значимо отличаются от ARIMA-прогнозов, темным фоном – модели, демонстрирующие наименьшую ошибку, светлым фоном – модели, демонстрирующие ошибку, близкую к наименьшей.

Источник: расчеты автора.

- из многомерных моделей **наименьшую ошибку** (MAPE = 1,21%) демонстрируют модели:
 - {4, 12, 12}, включающая 12-й лаг четырех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ;

- {2, (8, 9, 10), (1, 3, 12)}, включающая 8-й, 9-й и 10-й лаги двух факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ.

В соответствии с тестом знаков отличия прогнозов, полученных по данным моделям, от ARIMA-прогнозов незначимы;

- немного выше ошибки (MAPE = 1,22%) моделей:
 - {3, (9, 12, 13), 12}, включающей 9-й, 12-й и 13-й лаги трех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ;
 - {3, (8, 9, 10), (1, 3, 12)}, включающей 8-й, 9-й и 10-й лаги трех факторов, дополненные 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
 - {4, (9, 12), 12}, включающей 9-й и 12-й лаги четырех факторов и 12-й лаг ИПП НИУ ВШЭ;
 - {4, 12, (1, 12)}, включающей 12-й лаг четырех факторов, дополненный 1-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ;
 - {4, 12, (1, 3, 12)}, включающей 12-й лаг четырех факторов, дополненный 1-м, 3-м и 12-м лагами ИПП НИУ ВШЭ.

Таким образом, для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ наблюдается картина, аналогичная индексу Росстата: в среднем для всего рассматриваемого периода прогнозы по моделям с использованием больших массивов данных уступают по качеству ARIMA-прогнозам и наивным сезонным прогнозам. Лучшими следует признать оценки, полученные по данным второго массива, с точки зрения как среднего уровня ошибки многомерных прогнозов, так и минимальной ошибки факторного прогноза.

Для данного показателя для обоих массивов модели, обеспечивающие лучшее качество прогнозов, включают все четыре фактора. Но лаговые структуры включаемых факторов для двух массивов отличаются: для первого массива – они содержат 12-й и 13-й лаги, для второго массива – только 12-й лаг.

Заключение

Проведенный анализ последствий перехода на ОКВЭД 2 применительно к построению прогнозов с использованием больших массивов данных позволяет сделать следующие выводы.

- Изменения в методологии расчета индексов промышленного производства и индексов цен производителей промышленных товаров в основном определяются различиями в части подразделов классификаторов. В результате, несмотря на то что индексы по ряду отраслей претерпели существенные изменения вследствие перераспределения состава подотраслей, индексы по базовым видам экономической деятельности остаются вполне сопоставимыми между собой.
- Переход к новой классификации отраслей не оказал существенного влияния на факторную структуру рассматриваемых показателей, о чем свидетельствуют оценки, полученные по двум массивам данных: по первому массиву, включающему индексы ОКВЭД, и по второму массиву, включающему индексы ОКВЭД 2. Для обоих массивов по первой главной компоненте максимальными нагрузками отмечены индексы промышленного производства обрабатывающего сектора, индексы розничного товарооборота и платных услуг населению, внешнеторговые показатели и характеристики доходов населения, а также показатели доходов и расходов бюджетов различного уровня, денежной базы и денежных агрегатов M0 и M2; по четвертой главной компоненте – показатели индексов цен, некоторые характеристики рынка труда и ИПП в химическом производстве.

Мало отличаются и структуры второй и третьей компонент, разница состоит лишь в их вкладе в суммарную дисперсию исходного набора наблюдаемых переменных. Показатели рынка труда, ИПП энергетического сектора и индекс сельскохозяйственного производства определяют вторую главную компоненту для

первого массива данных и третью главную компоненту для второго массива. Производственные показатели, характеризующие результаты деятельности добывающей и химической промышленности, а также транспорта, демонстрируют наибольшие факторные нагрузки по третьей главной компоненте для первого массива данных и по второй главной компоненте для второго массива.

- Сравнение качества прогнозов по отдельным месяцам свидетельствует о том, что независимо от используемого массива данных для большинства месяцев существуют факторные модели, позволяющие получить прогнозы показателей, превосходящие по качеству альтернативные методы прогнозирования (ARIMA-прогнозы, наивные, наивные сезонные прогнозы и прогнозы по моделям скользящего среднего). Причем лучшие из этих моделей обеспечивают существенное превосходство по качеству в сравнении с альтернативными методами.
- Сопоставление оценок для двух массивов показывает, что лучшие прогнозы по факторным моделям, оцененным по данным второго массива, характеризуются более низким уровнем средней абсолютной процентной ошибки в сравнении с прогнозами, полученными по данным первого массива, и чаще оказываются качественно предпочтительнее альтернативных прогнозов.

Однако ни для одного из массивов данных не удастся выделить одну модель для прогнозирования, так чтобы она гарантировала наименьшую ошибку прогнозов для всех (или хотя бы для большинства) месяцев рассматриваемого периода. В лучшем случае одна и та же модель превосходит остальные по качественным характеристикам прогнозов в трех-четыре месяцах из рассматриваемых тридцати шести. Вид (число включаемых факторов, их лаги и лаги моделируемой переменной) факторных моделей, минимизирующих расхождения между прогнозируемыми и наблюдаемыми значениями показателя, отличается и в зависимости от исходного массива данных.

- Если оценивать качество ежемесячных прогнозов не по минимальной ошибке прогнозирования факторных моделей, а с точки зрения среднего уровня ошибки всех многомерных прогнозов, то более чем в половине случаев многомерные прогнозы оказываются менее предпочтительными в сравнении с альтернативными методами для всех рассматриваемых показателей, кроме индекса потребительских цен. Но следует отметить, что прогнозы по факторным моделям, полученным по данным первого массива, чаще превосходят по качеству альтернативные прогнозы.
- Средние по всему рассматриваемому периоду (январь 2013 г. – декабрь 2016 г.) характеристики качества многомерных прогнозов как сами по себе, так и в сравнении с альтернативными методами отличаются в зависимости от анализируемого показателя. Для индекса потребительских цен прогнозы по всем моделям с использованием больших массивов данных превосходят по качеству не только прогнозы, полученные простейшими методами, но во многих случаях и ARIMA-прогнозы. Для индекса цен производителей промышленных товаров факторные прогнозы демонстрируют сравнимые с альтернативными методами качественные характеристики. Для обоих индексов промышленного производства прогнозы по многомерным моделям превосходят по качеству наивные прогнозы и прогнозы на основе скользящего среднего, но уступают ARIMA-прогнозам и наивным сезонным прогнозам.

Сравнение оценок для разных массивов показывает, что для обоих индексов промышленного производства модели, оцененные по данным второго массива, обеспечивают более низкий уровень как минимальной, так и средней по всем моделям ошибки прогнозирования. Для индекса потребительских цен с точки зрения минимальной ошибки факторного прогноза предпочтение следует отдать первому массиву, а с точки зрения средней ошибки – второму массиву. Для индекса цен

производителей промышленных товаров, наоборот, модели, оцененные по данным первого массива, позволяют получить более низкий уровень средней ошибки многомерных прогнозов, а по данным второго массива – более низкий уровень минимальной ошибки.

Таким образом, в большинстве случаев использование второго массива данных приводит к улучшению качественных характеристик прогнозов. Отличие второго массива от первого состоит в том, что его составляют более короткие временные ряды, в динамике которых отсутствует структурный сдвиг. Поэтому тот факт, что второй массив оказывается предпочтительнее первого, подтверждает гипотезу о том, что наличие структурного сдвига в нагрузках и оценке факторов снижает точность прогноза, построенного по факторной модели, и смещает коэффициенты соответствующей регрессии.

- Для индексов промышленного производства и индекса потребительских цен преимущества оценок, полученных по данным второго массива, сохраняются и при рассмотрении средних ошибок по моделям различного вида, определяемого значениями параметров: числа включаемых лагов прогнозируемой переменной, числа включаемых факторов и их лагов.

Значения параметров моделей, обеспечивающих лучшее качество прогнозов, также отличаются для двух массивов. Прежде всего, здесь следует отметить, что в лучших факторных моделях, оцененных по данным второго массива, число включаемых факторов меньше. И хотя для обоих массивов число факторов в лучшей факторной модели в большинстве случаев превышает оптимальное с точки зрения критерия Баи и Нг, однако для оценок по данным второго массива отклонения от оптимального значения меньше.

Список использованных источников

1. *Каукин А., Миллер Е.* Новая методика Росстата и динамика отраслевых индексов производства в начале 2017 г. // Экономическое развитие России. Июнь 2017 г. № 6.
2. НИР «Прогнозирование макроэкономических показателей с использованием больших массивов данных». РАНХиГС, 2013.
3. *Айвазян С.А., Мхитарян В.С.* Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ, 1998.
4. *Bai J., Ng S.* Determining the number of factors in approximate factor models // *Econometrica*. 2002. Vol. 70. No. 1. P. 191–221.

Заключение

В настоящий сборник вошли три работы, посвященные декомпозиции темпов роста российской экономики, выявлению взаимосвязи таких неформальных институтов, как социальный капитал и предпринимательская культура, с экономическим ростом в России, а также свойств прогнозов основных макроэкономических рядов и интерпретации их динамики в условиях ограниченности доступной статистики.

Результаты исследования структуры российского ВВП, проведенного на основе расширенной и адаптированной авторами методики ОЭСР, показывают, что основной вклад в темпы роста в 2019–2024 гг. будет обеспечивать сумма компонент делового цикла и случайных шоков, что в совокупности с признаками завершения инвестиционной паузы в 2017 г. может свидетельствовать о начале нового цикла экономического роста в российской экономике. Проведенная декомпозиция указывает на вероятность стабилизации структурных темпов роста ВВП в 2019–2024 гг. на уровне 1,6–1,8 п.п. в год в рамках рассматриваемых макроэкономических сценариев. Повышение структурной компоненты темпов роста является одним из условий выхода российской экономики на темпы роста выше среднемировых, что отражает целесообразность проведения структурных реформ.

В работе, посвященной социальному капиталу и предпринимательской культуре, определены возможные механизмы влияния на экономическое и социальное развитие регионов, связанные, в первую очередь, со снижением транзакционных издержек (снижение вероятности оппортунистического поведения, снижение асимметрии информации и др.). Среди положительно влияющих на экономическое развитие факторов авторы выделяют изначальную наделенность социальным капиталом и предпринимательской культурой, а также активность общественно ориентированных групп, готовность объединяться для решения собственных или общественных проблем, в то время как деятельность лоббистских организаций,

согласно представленным расчетам, демонстрирует негативное влияние на темпы роста индекса физического объема подушевого ВРП.

Анализ последствий перехода Росстатом на ОКВЭД 2 на свойства макроэкономических прогнозов, проведенный авторами третьей работы, включенной в сборник, показал, что индексы производства по базовым видам экономической деятельности остаются сопоставимыми, что позволяет строить прогнозы приемлемого качества на основе наиболее актуальной статистики, публикуемой в классификации ОКВЭД 2: в большинстве случаев использование этого массива данных приводит к улучшению качественных характеристик прогнозов. В выборе методики прогнозирования универсальный для всех рассмотренных рядов единый рецепт отсутствует: для индекса потребительских цен наилучшими свойствами обладают прогнозы с использованием больших массивов данных, для индекса цен производителей промышленных товаров факторные прогнозы демонстрируют сравнимые с альтернативными методами качественные характеристики, а для обоих индексов промышленного производства лучшее качество показывают ARIMA-прогнозы и наивные сезонные прогнозы.

Об авторах

Астафьева Е.В., канд. экон. наук, старший научный сотрудник ИПЭИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Дробышевский С.М., д-р экон. наук, доцент директор по научной работе Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара.

Зямалов В.Е., научный сотрудник ИПЭИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Идрисов Г.И., д-р экон. Наук, руководитель научного направления «Реальный сектор» Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара; проректор, директор ИОРИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Каукин А.С., канд. экон. наук, заведующий лабораторией отраслевых рынков и инфраструктуры научного направления «Реальный сектор» Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара; заведующий лабораторией системного анализа отраслевых рынков ИОРИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Косарев В.С., младший научный сотрудник лаборатории системного анализа отраслевых рынков ИОРИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации, аспирант Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара.

Миллер Е.М., старший научный сотрудник лаборатории системного анализа отраслевых рынков ИОРИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Павлов П.Н., старший научный сотрудник лаборатории системного анализа отраслевых рынков ИОРИ РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Синельников-Мурылев С.Г., д-р экон. наук, профессор, ректор Всероссийской академии внешней торговли Минэкономразвития России; научный руководитель Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара; проректор РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

Турунцева М.Ю., канд. экон. наук, заведующий лабораторией краткосрочного прогнозирования Института экономической политики имени Е.Т. Гайдара; заведующая лабораторией макроэкономического прогнозирования РАНХиГС при Президенте Российской Федерации.

***Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара
с 1996 года издается серия “Научные труды”.***

***К настоящему времени в этой серии вышло в свет
более 170 работ.***

Последние опубликованные работы в серии “Научные труды”

№ 178Р Кол. авторов. Малый и средний бизнес как фактор экономического роста России, 2019.

№ 177Р А. Зубарев, М. Казакова, К. Нестерова. Мультирегиональная вычислимая модель общего равновесия с перекрывающимися поколениями для российской экономики и остального мира, 2018.

№ 176Р А. Золотарева, А. Киреева. Анализ механизмов государственной поддержки негосударственных некоммерческих организаций, 2018.

№ 175Р А. Божечкова и др. Построение моделей денежного и валютного рынков. 2018.

№ 174Р В. Барина. Зарубежный опыт развития социального предпринимательства и возможность его применения в России. 2018.

№ 173Р А. Божечкова, А. Мамедов, С. Синельников-Мурылев, М. Турунцева. Стабилизационные свойства трансфертов, выделяемых регионам России из федерального бюджета. 2018.

Для заметок

Некоторые подходы к моделированию отдельных макроэкономических показателей

Редакторы: Н. Главацкая, К. Мезенцева, А. Шанская
Корректор: Н. Андрианова
Компьютерный дизайн: В. Юдичев

Подписано в печать 05.07.2019
Тираж 300 экз.

125993, г. Москва,
Газетный переулок, д. 3–5, стр. 1.
Тел. (495) 629–4713
E-mail: info@iep.ru
www.iep.ru

ISBN 978-5-93255-555-2



9 785932 55552