



ИНСТИТУТ
ЭКОНОМИЧЕСКОЙ
ПОЛИТИКИ
ИМЕНИ Е. Т. ГАЙДАРА

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП ИМ. ГАЙДАРА.РУ

08/2019

МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ
СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

М. Турунцева, Е. Астафьева, М. Баева, А. Божечкова,
А. Бузаев, Т. Киблицкая, Ю. Пономарев, А. Скроботов 3

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ
РОССИЙСКИХ ВНЕШНЕТОРГОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ
И МИРОВЫХ ЦЕН НА НЕКОТОРЫЕ ВИДЫ СЫРЬЯ

Е. Астафьева, М. Турунцева 32

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ ПОСЛЕДСТВИЙ
РЕАЛИЗАЦИИ КРУПНЫХ СПОРТИВНЫХ СОБЫТИЙ
ДЛЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ СТРАН МИРА

М. Казакова, О. Андронова 37

**М. Турунцева, Е. Астафьева, М. Баева, А. Божечкова, А. Бузаев, Т. Киблицкая,
Ю. Пономарев, А. Скроботов**

МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

В статье представлены расчеты прогнозных значений различных экономических показателей Российской Федерации в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г., построенные на основе моделей временных рядов, структурных эконометрических уравнений и моделей, построенных с использованием результатов конъюнктурных опросов, а также на основе моделей, оцененных с использованием больших массивов данных.

Ключевые слова: прогнозирование, социально-экономические показатели РФ, временные ряды.

Е. Астафьевая, М. Турунцева

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ РОССИЙСКИХ ВНЕШНЕТОРГОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ И МИРОВЫХ ЦЕН НА НЕКОТОРЫЕ ВИДЫ СЫРЬЯ

В статье приведены результаты анализа качества прогнозов ИЭП им. Е.Т. Гайдара показателей внешней торговли Российской Федерации с апреля 2009 г. по май 2019 г. и мировых цен на некоторые виды сырья с апреля 2009 г. по июнь 2019 г. Показано, что рассматриваемые ряды являются довольно сложными с точки зрения прогнозирования и их прогнозы не обладают высоким качеством.

Ключевые слова: прогнозирование, качество прогнозов, внешняя торговля, мировые цена на природные ресурсы.

М. Казакова, О. Андронова

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ ПОСЛЕДСТВИЙ РЕАЛИЗАЦИИ КРУПНЫХ СПОРТИВНЫХ СОБЫТИЙ ДЛЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ СТРАН МИРА

Влияние международных спортивных событий (mega-событий), таких как футбольные Чемпионаты или Олимпийские игры, на экономический рост рассматривается аналитиками и экспертами главным образом с точки зрения краткосрочных эффектов. Гораздо хуже дело обстоит с оценкой долгосрочных результатов от проведения международных спортивных мероприятий. Однако именно долгосрочные эффекты играют ключевую роль для догоняющих экономик в оценке отдачи от организации Чемпионатов и Олимпиад. Так, реализация этих событий оправдывает себя в том случае, если благодаря им в экономике появляются или развиваются экспортные отрасли, в том числе туризм. Настоящая работа посвящена эконометрическому анализу последствий от реализации mega-событий в странах мира. Полученные результаты оценивания могут использоваться при прогнозировании долгосрочных эффектов от проведения международных спортивных мероприятий для регионального экономического развития.

Ключевые слова: крупное спортивное событие, долгосрочный экономический рост, региональное развитие.

МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

М. Турунцева, зав. лабораторией, ИЭП им. Е.Т. Гайдара и РАНХиГС,
Е. Астафьевая, с.н.с., РАНХиГС,
М. Баева, н.с., РАНХиГС,
А. Божечкова, с.н.с., РАНХиГС,
А. Бузаев, ст. эксперт, Банк Москвы,
Т. Киблицкая, н.с., РАНХиГС,
Ю. Пономарев, н.с., ИЭП им. Е.Т. Гайдара, РАНХиГС,
А. Скроботов, н.с., РАНХиГС

В статье представлены расчеты прогнозных значений различных экономических показателей Российской Федерации в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г., построенные на основе моделей временных рядов, разработанных в результате исследований, проводимых в течение последних нескольких лет в ИЭП им. Е.Т. Гайдара¹.

Использованный метод прогнозирования относится к группе *формальных или статистических методов*. Иными словами, полученные значения не являются выражением мнения или экспертной оценки исследователя, а представляют собой расчеты будущих значений конкретного экономического показателя, выполненные на основе формальных моделей временных рядов ARIMA (p, d, q) с учетом существующего тренда и, в некоторых случаях, его значимых изменений. Представляемые прогнозы имеют инерционный характер, поскольку соответствующие модели учитывают динамику данных до момента построения прогноза и особенно сильно зависят от тенденций, характерных для временно-го ряда в период непосредственно предшествующий интервалу времени, для которого строится прогноз. Данные оценки будущих значений экономических показателей Российской Федерации могут быть использованы для поддержки принятия решений, касающихся экономической политики, при условии, что общие тенденции, наблюдаемые до момента, в который строится прогноз для каждого конкретного показателя, не изменятся, т.е. в будущем не произойдет серьезных шоков или изменения сложившихся долгосрочных тенденций.

Несмотря на наличие значительного объема данных, относящихся к периоду до кризиса 1998 г., анализ и построение моделей для прогнозирования производилось лишь на временном интервале после августа 1998 г. Это обусловлено результатами предыдущих исследований², одним из основных выводов которых является то, что учет данных докризисного периода в большинстве случаев ухудшает качество прогнозов. К тому же, в данный момент представляется не корректным использование еще более коротких рядов (после кризиса 2008 г.), поскольку статистические характеристики получаемых на таком небольшом интервале времени моделей оказываются очень низкими.

Оценка моделей рассматриваемых экономических показателей проводилась по стандартным методикам анализа временных рядов. На первом шаге анализировались коррелограммы исследуемых рядов и их первых разностей с целью определения максимального количества запаздывающих значений, которые необходимо включать в спецификацию модели. Затем, исходя из результатов анализа коррелограмм, все ряды тестировались на слабую стационарность (или стационарность около тренда) при помощи теста Дики–Фуллера. В некоторых случаях проводилось тестирование рядов на стационарность около сегментированного тренда при помощи тестов на эндогенные структурные сдвиги Перрона или Зивота–Эндрюса³.

¹ См., например, Энтов Р.М., Дробышевский С.М., Носко В.П., Юдин А.Д. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. М., ИЭПП, 2001; Р.М. Энтов, В.П. Носко, А.Д. Юдин, П.А. Кадочников, С.С. Пономаренко. Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. М., ИЭПП, 2002; В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко. Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий. М., ИЭПП, 2003; Турунцева М.Ю., Киблицкая Т.Р. Качественные свойства различных подходов к прогнозированию социально-экономических показателей РФ. М.: ИЭПП, 2010, Научные труды № 135

² Там же.

³ См.: Perron, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 1997, 80, pp. 355–385; Zivot, E. and D.W.K. Andrews. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1992, 10, pp. 251–270.

После разделения рядов на слабо стационарные, стационарные около тренда, стационарные около тренда со структурным сдвигом либо стационарные в разностях для каждого из них были оценены соответствующие его типу модели (в уровнях, а если необходимо, то и с включением тренда либо сегментированного тренда, либо в разностях). На основе информационных критериев Акаике и Шварца, а также свойств остатков моделей (отсутствие автокоррелированности, гомоскедастичность, нормальность) и качества ретропрогнозов, полученных по этим моделям, выбиралась лучшая. Расчеты прогнозных значений проводились по лучшей модели, построенной для каждого экономического показателя.

Кроме того, в статье на основе разработанных в ИЭП им. Е.Т. Гайдара моделей представлены расчеты будущих значений месячных показателей ИПЦ, объемов импорта из всех стран и экспорта во все страны на основе структурных моделей (SM). Прогнозные значения, полученные на основе структурных моделей, в ряде случаев, могут давать лучшие результаты по сравнению с ARIMA-моделями, поскольку при их построении используется дополнительная информация о динамике экзогенных переменных. Помимо этого включение структурных прогнозов в построение усредненных прогнозов (т.е. прогнозов, полученных как среднее значение по нескольким моделям) может способствовать уточнению прогнозных значений.

При моделировании динамики индекса потребительских цен использовались теоретические гипотезы, вытекающие из денежной теории. В качестве объясняющих переменных применялись: предложение денег, объем выпуска, динамика номинального обменного курса рубля к доллару, характеризующая динамику альтернативной стоимости хранения денег. Также в модель для индекса потребительских цен включался индекс цен в электроэнергетике, так как этот показатель в значительной степени определяет динамику затрат производителей.

В качестве основного показателя, который может оказывать влияние на величину экспорта и импорта, следует отметить реальный обменный курс, изменение которого приводит к изменению относительной стоимости отечественных и импортных товаров. Однако в эконометрических моделях его влияние оказывается незначимым. Наиболее существенными факторами, определяющими динамику экспорта, являются мировые цены на экспортные ресурсы, в особенности цены на нефть: повышение цены приводит к увеличению экспорта товара. В качестве характеристики относительной конкурентоспособности российских товаров используется уровень доходов населения в экономике (стоимость рабочей силы). Для учета сезонных колебаний экспорта введены фиктивные переменные D12 и D01, равные единице в декабре и январе соответственно и нулю в остальные периоды. На динамику импорта оказывают влияние доходы населения и предприятий, увеличение которых вызывает увеличение спроса на все товары, включая импортные. Характеристикой доходов населения являются реальные располагаемые денежные доходы; а показателем доходов предприятий – индекс промышленного производства.

Прогнозные значения показателей курсов валют также строились на основе структурных моделей их зависимости от мировых цен на нефть.

Необходимые для построения прогнозов на основе структурных моделей прогнозные значения объясняющих переменных рассчитывались на основе моделей ARIMA (p, d, q).

В статье также представлены расчеты значений индексов промышленного производства, индекса цен производителей и показателя общей численности безработных, рассчитанные с использованием результатов конъюнктурных опросов ИЭП им. Е.Т. Гайдара. Эмпирические исследования показывают¹, что использование рядов конъюнктурных опросов в прогностических моделях в качестве объясняющих переменных² в среднем улучшает точность прогноза. Расчеты будущих значений этих показателей проводились на основе ADL-моделей (с добавлением сезонных авторегрессионных запаздываний).

¹ См., например: В. Носко, А. Бузаев, П. Кадочников, С. Пономаренко. *Анализ прогнозных свойств структурных моделей и моделей с включением результатов опросов предприятий*. М., ИЭПП, 2003.

² В качестве объясняющих переменных использованы следующие ряды конъюнктурных опросов: текущие/ожидаемые изменение производства, ожидаемые изменения платежеспособного спроса, текущие/ожидаемые изменения цен и ожидаемое изменение занятости.

Индекс потребительских цен и индекс цен производителей также прогнозируются при помощи больших массивов данных (факторных моделей – FM). В основе построения факторных моделей лежит оценка главных компонент большого массива социально-экономических показателей (в нашем случае 112 показателей). Лаги этих главных компонент и лаги объясняемой переменной используются в качестве объясняющих переменных в таких моделях. На основе анализа качества прогнозов, полученных для различных конфигураций факторных моделей, для ИПЦ была выбрана модель, включающая 8-й лаг двух главных компонент, а также 1-й лаг самой переменной, для ИЦП – модель, включающая 12-й лаг первой главной компоненты и 1-й лаг самой переменной.

Все расчеты проводились с использованием эконометрического пакета Eviews. В приложении 1 представлена сводная таблица прогнозов, в приложении 2 – графики временных рядов всех прогнозируемых показателей и их прогнозов на рассматриваемом интервале времени.

ПРОМЫШЛЕННОЕ ПРОИЗВОДСТВО И РОЗНИЧНЫЙ ТОВАРООБОРОТ

Промышленное производство

Для построения прогноза на сентябрь 2019 г. – февраль 2020 г. были использованы ряды месячных индексов промышленного производства Федеральной службы государственной статистики (Росстата) с января 2002 г. по июнь 2019 г. и ряды базисных индексов промышленного производства Научно-исследовательского университета Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ)¹ за период с января 2010 г. по июль 2019 г. (скорректированное значение января 2010 г. принято за 100%). Прогнозные значения рассматриваемых рядов рассчитывались на основе моделей класса ARIMA. Прогнозные значения индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ рассчитываются, кроме того, с использованием результатов конъюнктурных опросов (КО). Полученные результаты представлены в табл. 1.

Как видно из табл. 1, средний² прирост индекса промышленного производства Росстата в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года по промышленности в целом составляет 2,2%. Для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ данный показатель составляет 1,8%. По итогам 2019 г. прогнозируемый годовой рост индекса промышленного производства Росстата составит 2,3%, рост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ – 2%.

Среднемесячное увеличение индекса промышленного производства в добыче полезных ископаемых Росстата и НИУ ВШЭ в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. составляет 1,4 и 1,0% соответственно.

Средний темп прироста индекса промышленного производства в обрабатывающей промышленности Росстата по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. составляет 1,9%, индекса НИУ ВШЭ – 0,8%. Среднемесячное увеличение индекса промышленного производства в производстве пищевых продуктов Росстата и НИУ ВШЭ составляет соответственно 2,8 и 3,7%. В производстве кокса и нефтепродуктов средний прирост прогнозируется на уровне -1,7 и -1,2% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно. Среднемесячное изменение индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ для металлургического производства в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. составляет соответственно 5,3 и 0,6%. В производстве машин и оборудования средний рост прогнозируется на уровне -0,3 и -2,4% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно. Средний прирост индекса промышленного производства в обеспечении электрической энергией, газом и паром; в кондиционировании воздуха Росстата в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет 0,8%; аналогичный показатель для индекса НИУ ВШЭ – 0,0%.

В среднем (по видам экономической деятельности) рост индексов промышленного производства Росстата в 2019 г. составит 2,1%, рост индексов промышленного производства НИУ ВШЭ – -2,0%.

¹ Данные индексы рассчитываются Барановым Э.А. и Бессоновым В.А.

² Под средним приростом индексов промышленного производства мы понимаем среднее значение данных показателей за шесть прогнозируемых месяцев.

Таблица 1
Результаты расчетов прогнозных значений индексов промышленного производства¹, %

		Индекс промышленного производства		ИПП в добыче полезных ископаемых		ИПП в обрабатывающих производствах		ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром		ИПП в производстве пищевых продуктов		ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов		ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий				
Rosstat	НИУ ВШЭ	ARIMA	KO	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM	POCCтAT	HNV BIM		
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предшествующего года																		
Сен.19	2,9	2,4	2,3	1,4	0,6	2,0	3,5	4,7	1,4	3,0	2,3	-2,1	-1,1	11,0	0,1	-8,5	2,7	
Окт.19	2,7	1,6	1,6	1,6	1,1	1,2	1,3	0,1	3,5	4,7	2,3	0,2	0,1	0,0	0,1	-2,3	5,2	
Ноя.19	2,5	0,9	1,6	1,1	0,9	2,1	0,7	-0,3	-0,5	1,8	3,3	-1,5	-2,1	4,0	0,9	4,8	-0,2	
Дек.19	2,8	2,6	2,1	2,6	1,1	1,3	2,1	-0,1	-1,9	-2,2	2,7	6,4	-3,3	-2,5	10,6	0,7	3,5	-17,3
Янв.20	2,5	1,8	1,1	1,9	2,1	1,2	2,8	0,6	-0,5	-1,1	5,0	5,6	-2,2	-0,8	5,4	-0,3	6,9	3,9
Фев.20	1,9	1,6	2,0	1,2	1,7	0,8	1,0	0,2	-0,9	-2,0	2,3	4,3	-1,0	-1,1	0,8	1,7	-6,4	-8,8
Справочно: фактический прирост 2018–2019 гг. к соответствующему месяцу 2017–2018 гг.																		
Сен.18	2,1	4,0	6,9	5,6	-0,1	3,7	-0,4	-0,3	6,7	2,5	3,5	3,0	-6,5	5,6	15,7	7,9		
Окт.18	3,7	4,7	7,4	5,4	2,7	5,7	-3,2	-3,9	6,9	4,6	1,5	0,3	19,6	6,2	-9,3	-6,2		
Ноя.18	2,4	3,8	7,8	6,0	0,0	2,7	2,4	2,7	6,6	1,4	0,3	2,9	7,2	2,5	-5,6	-1,3		
Дек.18	2,0	4,8	6,3	5,7	0,0	4,2	4,5	5,5	4,5	-1,8	0,2	3,5	-8,3	0,2	-6,2	19,1		
Янв.19	1,1	2,3	4,8	4,3	-1,0	1,2	1,3	1,1	2,8	-1,7	1,2	1,2	2,3	2,1	-10,6	4,8		
Фев.19	4,1	3,4	5,1	4,2	4,6	4,3	-1,1	-2,7	7,7	2,5	5,2	3,9	10,3	1,6	5,7	24,4		

Примечание. На рассматриваемых интервалах времени ряды цепных индексов промышленного производства по промышленности в целом Росстата и НИУ ВШЭ, а также цепные индексы промышленного производства машин и оборудования НИУ ВШЭ идентифицированы как процессы, являющиеся стационарными около тренда с эндогенным структурным сдвигом; ряды цепных индексов промышленного производства в обрабатывающих производствах, металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата и НИУ ВШЭ, а также цепных индексов промышленного производства в добывче полезных ископаемых НИУ ВШЭ и в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ и производстве машин и оборудования Росстата идентифицированы как процессы, являющиеся стационарными около тренда с двумя эндогенными структурными сдвигами. Временные ряды остальных цепных индексов являются стационарными в уровнях.

¹ Отметим, что для построения прогнозов использованы так называемые «сырые» индексы (без сезонной и календарной корректировки), поэтому в большинстве моделей учитывается наличие сезонности, и, как следствие, полученные результаты отражают сезонную динамику рядов.

Розничный товарооборот

В данном разделе (см. табл. 2) представлены прогнозы месячных объемов розничного товарооборота, построенные на основе месячных данных Росстата за период с января 1999 г. по август 2019 г.

Из табл. 2 следует, что средний прогнозируемый прирост что объемов месячного товарооборота в период с сентября 2019 г. по февраль 2020 г. по отношению к соответствующему периоду 2018–2019 гг. составляет около 4,1 %. Средний прогнозируемый прирост месячного реального товарооборота в период с сентября 2019 г. по февраль 2020 г. по отношению к соответствующему периоду 2018–2019 гг. составляет 1,6%. В годовом исчислении номинальный розничный товарооборот вырастет на 4,1%, реальный – на 2,1%.

ВНЕШНЕТОРГОВЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Модельные расчеты прогнозных значений объемов экспорта, экспорта в страны вне СНГ, импорта и импорта из стран вне СНГ получены на основе моделей временных рядов и структурных моделей, оцененных на месячных данных на интервале с сентября 1998 г. по июль 2019 г. по данным ЦБ РФ¹. Результаты расчетов представлены в табл. 3.

Средний прогнозируемый прирост экспорта, импорта, экспорта вне СНГ и импорта из стран вне СНГ за сентябрь 2019 г. – февраль 2020 г. по отношению к аналогичному периоду 2018–2019 гг. составит 8,3, 9,7, 8,6 и 7,2% соответственно. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за сентябрь 2019 г. – февраль 2019 г. составит 114,2 млрд долл., что соответствует росту на 6,8% по отношению к аналогичному периоду 2018–2019 гг.

ДИНАМИКА ЦЕН

Индекс потребительских цен и индексы цен производителей

В данном разделе представлены расчеты прогнозных значений индекса потребительских цен и индексов цен производителей (как в целом по промышленности, так и по некоторым ее видам деятельности по классификации ОКВЭД), полученные на основе моделей временных рядов, оцененных по данным Росстата на интервале с января 1999 г. по июнь 2019 г.² В табл. 4 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. по ARIMA-моделям, структурным моделям (SM) и моделям, построенным с использованием конъюнктурных опросов (КО).

Прогнозируемый среднемесячный прирост индекса потребительских цен в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. составит 0,5%. Прирост цен производителей промышленных товаров за указанный пе-

Таблица 2

Результаты расчетов прогнозных значений объема розничного товарооборота и реального розничного товарооборота

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели		
	Розничный товарооборот, млрд руб. (в скобках – прирост к соответствующему месяцу предыдущего года, %)	Реальный розничный товарооборот (в % к соответствующему периоду предшествующего года)
Сен.19	2853,9 (5,0)	101,0
Окт.19	2876,4 (4,8)	101,9
Ноя.19	2880,4 (4,3)	101,5
Дек.19	3448,8 (4,1)	101,8
Янв.20	2589,5 (3,5)	101,6
Фев.20	2526,9 (3,2)	101,4
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2018–2019 гг.		
Сен.18	2719,1	102,3
Окт.18	2744,9	102,2
Ноя.18	2762,8	103,3
Дек.18	3311,6	102,7
Янв.19	2502,8	102,0
Фев.19	2448,0	102,1

Примечание. Ряды розничного товарооборота и реального розничного товарооборота на интервале с января 1999 г. по июль 2019 г. являются рядами типа DS.

¹ Данные по внешнеторговому обороту рассчитаны ЦБ РФ в соответствии с методологией составления платежного баланса в ценах страны экспортёра (ФОБ) в млрд долл. США

² Структурные модели оценивались на интервале с октября 1998 г.

Таблица 3
Результаты расчетов прогнозных значений объемов внешнеторгового оборота со странами вне СНГ

прогнозные значения (млрд долл. в мес.)	Экспорт, всего			Импорт, всего			Экспорт в страны вне СНГ			Импорт из стран вне СНГ		
	в % от фактических данных за соответствующий месяц			в % от фактических данных за соответствующий месяц			в % от фактических данных за соответствующий месяц			в % от фактических данных за соответствующий месяц		
	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Сен.19	40,1	38,8	104	100	22,6	22,1	114	112	35,0	33,7	99	94
Окт.19	42,2	40,3	102	98	23,3	22,5	108	105	37,4	35,5	104	99
Ноя.19	42,0	42,1	104	105	22,9	22,9	108	108	36,9	37,2	104	105
Дек.19	43,6	44,1	107	108	24,0	22,9	107	102	38,5	39,4	107	110
Янв.20	36,9	39,1	120	127	19,2	18,4	117	112	31,4	34,6	115	127
Фев.20	39,6	42,0	114	121	20,9	20,7	115	114	34,8	37,2	115	122
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2018–2019 гг., млрд долл.												
Сен.18	38,6				19,8				33,9			17,8
Окт.18	41,3				21,5				35,8			19,2
Ноя.18	40,3				21,3				35,5			19,0
Дек.18	40,8				22,4				35,8			20,1
Янв.19	30,8				16,4				27,2			14,6
Фев.19	34,8				18,2				30,4			16,2

Примечание. На интервале с января 1999 г. по июнь 2019 г. ряды экспортта, экспорта в страны вне СНГ, импорта и импорта из стран вне СНГ идентифицированы как ряды стационарные в первых разностях. Во всех случаях в спецификацию моделей были включены сезонные компоненты.

Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Результаты расчетов прогнозных значений индексов цен

Индексы цен производителей:											
Прогнозные значения (в % к предыдущему месяцу)											
Предыдущие значения (в % к декабрю 2018 г.)											
Сен.19	102,9	102,4	103,4	102,4	97,9	102,0	102,6	100,4	104,2	100,4	102,1
Окт.19	103,1	102,7	104,0	103,4	99,1	102,6	102,9	100,9	104,8	100,8	101,5
Ноя.19	103,4	103,0	104,4	103,2	99,6	103,2	102,5	99,7	104,7	101,1	103,2
Дек.19	104,0	103,4	104,9	102,7	98,8	103,9	100,1	99,2	104,6	101,4	103,2
Янв.20	101,4	100,3	100,5	100,3	99,9	100,3	100,4	100,1	99,9	100,5	100,4
Фев.20	100,7	100,2	100,5	100,6	100,0	100,5	100,3	101,5	100,1	100,5	100,4
Сен.19	102,9	102,4	103,4	102,4	97,9	102,0	102,6	100,4	104,2	100,4	102,1
Окт.19	103,1	102,7	104,0	103,4	99,1	102,6	102,9	100,9	104,8	100,8	101,5
Ноя.19	103,4	103,0	104,4	103,2	99,6	103,2	102,5	99,7	104,7	101,1	103,2
Дек.19	104,0	103,4	104,9	102,7	98,8	103,9	100,1	99,2	104,6	101,4	103,2
Янв.20	101,4	100,3	100,5	100,3	99,9	100,3	100,4	100,1	99,9	100,5	100,4
Фев.20	102,1	100,5	101,0	100,9	99,9	100,8	100,1	101,4	100,6	100,9	100,8
Справочно: фактические значения за аналогичные периоды 2018/2019 г. (в % к декабрю 2017/2018 г.)											
Сен.18	102,6				110,9				118,4	110,6	102,0
Окт.18	103,0				114,6				128,2	112,4	104,1
Ноя.18	103,6				115,4				131,1	112,7	103,8
Дек.18	104,4				111,6				121,0	110,5	103,5
Янв.19	101,0				98,0				95,9	98,6	99,1
Фев.19	101,4				98,1				97,3	98,0	100,4

Примечание. На интервале с января 1999 г. по июнь 2019 г. ряд ценного индекса цен промышленных товаров в производстве машин и оборудования идентифицирован как процесс, являющийся стационарным около тренда с двумя эндогенным структурными сдвигами. Ряды остальных цепных индексов цен являются стационарными в уровнях.

риод прогнозируется в среднем на уровне 0,4% в месяц. Годовой прирост индекса потребительских цен в среднем по двум моделям составит 4,1%. Аналогичный показатель для индекса цен производителей прогнозируется на уровне 1,8%.

Для индексов цен производителей ОКВЭД с сентября 2019 г. по февраль 2020 г. прогнозируются следующие средние темпы роста в месяц: -0,2% – в добыче полезных ископаемых, 0,0% – в обрабатывающих производствах, 0,4% – в обеспечении электрической энергией, газом и паром, 0,4% – в производстве пищевых продуктов, 0,4% – в производстве текстильных изделий, 0,3% – в обработке древесины и производстве изделий из дерева, 0,5% – производстве бумаги и бумажных изделий, 0,9% – в производстве кокса и нефтепродуктов, 0,7% – в химическом производстве, 0,8% – в металлургическом производстве, 0,6% – в производстве машин и оборудования и 0,5% – в производстве автотранспортных средств.

Годовой прирост индексов цен производителей по видам экономической деятельности составит в среднем 2,6%. По итогам 2019 г. максимальный годовой прирост прогнозируется в производстве автотранспортных средств – 5,9%, минимальный – в обрабатывающих производствах -0,8%.

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

В данном разделе представлены результаты расчетов прогнозируемых значений стоимости минимального набора продуктов питания в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. Прогнозы строились на основе временных рядов по данным Росстата за период с января 2000 г. по август 2019 г. Результаты расчетов представлены в табл. 5.

Как видно из табл. 5, прогнозируется рост стоимости минимального набора продуктов питания по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. При этом средняя прогнозируемая стоимость минимального набора продуктов питания составляет около 4135,1 руб. Прогнозируемый рост стоимости минимального набора продуктов питания составляет в среднем около 4,6% по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года. Годовой прирост стоимости минимального набора продуктов питания в 2019 г. составит 3,7%.

Индексы транспортных тарифов на грузовые перевозки

В данном разделе представлены расчеты прогнозных значений индексов цен транспортных тарифов на грузовые перевозки¹, полученные на основе моделей временных рядов, оцененных по данным Росстата на интервале с сентября 1998 г. по июль 2019 г. В табл. 6 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г.

Таблица 5

Прогноз стоимости минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц)

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели, руб.	
Сен.19	4085,8
Окт.19	4056,7
Ноя.19	4087,4
Дек.19	4138,6
Янв.20	4200,8
Фев.20	4241,4
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2018–2019 гг., млрд руб.	
Сен.18	3840,2
Окт.18	3833,2
Ноя.18	3883,5
Дек.18	3989,2
Янв.19	4065,7
Фев.19	4103,9
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предыдущего года, %	
Сен.19	6,4
Окт.19	5,8
Ноя.19	5,2
Дек.19	3,7
Янв.20	3,3
Фев.20	3,4

Примечание. Ряд стоимости минимального набора продуктов на интервале с января 2000 г. по август 2019 г. является стационарным в первых разностях.

¹ В статье рассмотрены сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки и индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом, а также индекс тарифов на трубопроводный транспорт. Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки рассчитывается на основе индексов тарифов на грузовые перевозки отдельными видами транспорта: железнодорожным, трубопроводным, морским, внутренним водным, автомобильным и воздушным (более подробно см., например: Цены в России. Официальное издание Госкомстата РФ, 1998).

Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Отметим, что некоторые из рассматриваемых показателей (например, индекс тарифов на трубопроводный транспорт) являются регулируемыми, в силу чего их поведение весьма сложно описать моделями временных рядов. В результате получаемые будущие значения могут сильно отличаться от реальных в случаях централизованного увеличения тарифов на интервале прогнозирования или при отсутствии такового на прогнозируемом участке при увеличении накануне.

По результатам прогноза на сентябрь 2019 г. – февраль 2020 г. сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки будет снижаться со среднемесячным темпом 0,4%. В результате его годовой прирост в 2019 г. составит 3,3%.

Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом в течение данных шести месяцев будет расти со среднемесячным темпом 0,1%. Его годовой прирост в 2019 г. прогнозируется на уровне 1,4%. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт в течение следующих шести месяцев будет снижаться со среднемесячным темпом 1,3%. В результате его годовой прирост в 2019 г. составит 12,5%.

Динамика цен на некоторые виды сырья на мировом рынке.

В данном разделе в табл. 7 представлены расчеты среднемесячных значений цен на нефть марки Brent (долл./барр.), алюминий (долл./т), золото (долл./унц.), медь (долл./т) и никель (долл./т) в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г., полученные на основе нелинейных моделей временных рядов, оцененных по данным МВФ на интервале с января 2000 г. по июль 2019 г.

Средний прогнозируемый уровень цен на нефть составляет около 68,3 долл./барр., что выше соответствующих показателей прошлого года в среднем на 5,1%. Цены на алюминий прогнозируются на уровне около 1767 долл./т, а их средний прогнозируемый прирост составляет приблизительно 8% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. Прогноз цен на золото составляет около 1450 долл./унц. Средние прогнозируемые цены на медь составляют около 6061 долл./т, на никель – около 15334 долл./т. Средний прогнозируемый прирост цен на золото – около 16%, на медь – около 2%, на никель – 30% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года.

На конец 2019 г. прогнозируемый прирост цен на нефть, золото, медь и никель по сравнению с концом 2018 г. составит 27,4, 16,8, 1,6 и 44,6% соответственно. Прогнозируемое падение цен на алюминий – 3,1%.

Таблица 6

Результаты расчетов прогнозных значений индексов транспортных тарифов

	Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки	Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом	Индекс тарифов на трубопроводный транспорт
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к предшествующему месяцу)			
Сен.19	100,4	99,9	97,5
Окт.19	95,7	99,9	95,5
Ноя.19	100,4	99,8	102,7
Дек.19	100,4	99,8	103,7
Янв.20	100,4	101,4	96,9
Фев.20	100,4	99,8	96,1
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к декабрю предыдущего года)			
Сен.19	106,8	101,9	101,5
Окт.19	102,2	101,7	99,0
Ноя.19	102,6	101,6	94,6
Дек.19	103,1	101,4	97,2
Янв.20	100,4	101,4	96,9
Фев.20	100,8	101,2	93,8
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2018–2019 гг. (в % к предыдущему месяцу)			
Сен.18	100,1	100,0	99,9
Окт.18	94,8	100,1	88,7
Ноя.18	100,7	99,9	100,0
Дек.18	101,0	100,1	102,2
Янв.19	97,6	100,1	90,5
Фев.19	100,3	102,0	99,9

Примечание. На интервале с сентября 1998 г. по июль 2019 г. ряд индекса тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом был идентифицирован как стационарный ряд; остальные ряды так же были идентифицированы как стационарные ряды на интервале с сентября 1998 г. по июль 2019 г.; для всех рядов использовались фиктивные переменные для учета особо резких всплесков.

Таблица 7

Результаты расчетов прогнозных значений цен на природные ресурсы

	Нефть марки Brent, долл./ барр.	Алюминий, долл./ т	Золото, долл./ унц.	Медь, долл./ т	Никель, долл./ т
Прогнозные значения по ARIMA-моделям					
Сен.19	67,43	1764	1422	5982	15101
Окт.19	67,63	1767	1434	6020	15141
Ноя.19	68,17	1769	1449	6039	15331
Дек.19	68,56	1766	1458	6078	15438
Янв.20	68,75	1767	1466	6107	15483
Фев.20	69,12	1769	1474	6141	15507
Приросты к соответствующему месяцу предыдущего года, %					
Сен.19	-18,5	-14,1	18,6	-4,4	20,3
Окт.19	-10,4	-9,6	18,0	0,4	31,2
Ноя.19	16,1	-9,6	18,6	-2,5	38,2
Дек.19	27,4	-3,1	16,8	1,6	44,6
Янв.20	11,1	-7,0	13,5	-0,9	24,2
Фев.20	4,7	-6,6	11,7	-5,3	18,7
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2018–2019 гг.					
Сен.18	82,72	2053	1198	6259	12548
Окт.18	75,47	1956	1215	5998	11543
Ноя.18	58,71	1958	1221	6197	11098
Дек.18	53,8	1823	1248	5981	10678
Янв.19	61,89	1901	1292	6165	12468
Фев.19	66,03	1895	1320	6483	13063

Примечание. Ряды цен на нефть, никель, золото, медь и алюминий на интервале с января 1980 г. по июль 2019 г. являются рядами типа DS.

ДЕНЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Будущие значения денежной базы (в узком определении – наличные деньги и ФОР) и денежного агрегата M_2 в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. получены на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых ЦБ РФ¹, на интервале с октября 1998 г. по август 2019 г. В табл. 8 приводятся результаты расчетов прогнозных значений и фактические значения этих показателей за аналогичный период предыдущего года. Необходимо отметить, что в силу того, что денежная база является одним из инструментов политики ЦБ РФ, ее прогнозы на основе моделей временных рядов в достаточной степени условны, так как будущие значения данного показателя определяются в значительной степени не внутренними свойствами ряда, а решениями ЦБ РФ.

В сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. денежная база будет расти со среднемесячным темпом 0,7%. Годовой прирост денежной базы в 2019 г. составит

Таблица 8

Прогноз денежного агрегата M_2 и денежной базы

	Денежная база		M_2	
	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %
Сен.19	10511	1,3	47687	0,7
Окт.19	10507	0,0	47357	-0,7
Ноя.19	10650	1,4	47688	0,7
Дек.19	10646	0,0	47870	0,4
Янв.20	11156	4,8	49112	2,6
Фев.20	10788	-3,3	48781	-0,7
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2018–2019 гг. (прирост к предыдущему месяцу, %)				
Сен.18	1,0		1,0	
Окт.18	0,0		-0,3	
Ноя.18	-0,8		-0,1	
Дек.18	-0,9		1,5	
Янв.19	5,2		4,9	
Фев.19	-5,0		-2,9	

Примечание. Временной ряд значений денежной базы на интервале с октября 1998 г. по август 2019 г. был отнесен к классу рядов, являющихся стационарными в первых разностях, с выраженной сезонной компонентой, а временной ряд денежного агрегата M_2 на интервале с октября 1998 г. по август 2019 г. был идентифицирован как стационарный ряд с выраженной сезонной компонентой.

¹ Данные за определенный месяц приводятся в соответствии с методологией ЦБ РФ по состоянию на начало следующего месяца.

по прогнозам 5,4%. В январе 2020 г. прогнозируется сезонный прирост денежной базы в размере 4,8%. В рассматриваемый период времени денежный показатель M_2 будет расти со среднемесячным темпом 0,5%. Годовой прирост показателя M_2 в 2019 г. прогнозируется на уровне 6,6%. В январе 2020 г. прогнозируемый сезонный рост денежного показателя M_2 составит 2,6%.

МЕЖДУНАРОДНЫЕ РЕЗЕРВЫ

В данном разделе представлены результаты статистической оценки будущих значений международных резервов РФ¹, полученные исходя из оценки модели временного ряда международных резервов, по данным ЦБ РФ, на интервале с октября 1998 г. по август 2019 г. Данный показатель прогнозируется без учета сокращения резервов за счет погашения внешнего долга, в силу чего значения объемов международных резервов для месяцев, в которые производятся выплаты по внешнему долгу, могут оказаться завышенными (либо, в противном случае, заниженными) по сравнению с фактическими.

По результатам прогноза в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. международные резервы будут расти со среднемесячным темпом 0,6%. В 2019 г. прогнозируется прирост международных резервов на уровне 14,3%.

ВАЛЮТНЫЕ КУРСЫ

Модельные расчеты будущих значений валютных курсов (рублей за доллар США и долларов США за евро) получены исходя из оценок моделей временных рядов (ARIMA) и структурных моделей (SM) соответствующих показателей, устанавливаемых ЦБ РФ по состоянию на последний день месяца, за период с октября 1998 г. по август 2019 г. и за период с января 1999 г. по август 2019 г.² соответственно.

В сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. значение курса доллара США к рублю прогнозируется в среднем по двум моделям равным 64 руб. 89 коп. за доллар США. Прогнозируемое на конец 2019 г. значение показателя составит 64 руб. 92 коп. за доллар США в среднем по двум моделям.

Таблица 9

Прогноз международных резервов

	Прогнозные значения по ARIMA-моделям	
	млрд долл. США	прирост к предыдущему месяцу, %
Сен.19	526,4	1,3
Окт.19	529,8	0,7
Ноя.19	529,2	-0,1
Дек.19	532,1	0,5
Янв.20	535,6	0,7
Фев.20	538,6	0,6

Справочно: фактические значения за аналогичный период 2018–2019 гг.

	Сен.18	Окт.18	Ноя.18	Дек.18	Янв.19	Фев.19
	460,6	459,2	459,6	462,1	468,5	475,9
	0,6	-0,3	0,1	0,6	1,4	1,6

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по август 2019 г. ряд международных резервов РФ был идентифицирован как стационарный в разностях ряд.

Таблица 10

Прогноз курсов USD/RUR и EUR/USD

	Прогнозные значения курса USD/RUR (рублей за доллар США)		Прогнозные значения курса EUR/USD (долларов США за евро)	
	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Сен.19	64,75	64,79	1,09	1,09
Окт.19	64,74	64,91	1,09	1,10
Ноя.19	64,37	64,67	1,09	1,10
Дек.19	64,75	65,08	1,09	1,11
Янв.20	64,88	65,22	1,09	1,11
Фев.20	65,09	65,48	1,09	1,12

Справочно: фактические значения за аналогичный период 2018–2019 гг.

	Сен.18	Окт.18	Ноя.18	Дек.18	Янв.19	Фев.19
	65,59	65,77	66,63	69,47	66,10	65,76
	1,16	1,14	1,14	1,15	1,15	1,14

Примечание. Рассматриваемые ряды на соответствующих интервалах были идентифицированы как интегрированные первого порядка с сезонной составляющей.

¹ Данные по объему международных резервов представлены по состоянию на первое число следующего месяца.

² В Бюллетеце использованы данные МВФ по курсу евро к доллару США за период с января 1999 г. по июль 2019 г. и по курсу доллара США к рублю за период с октября 1998 г. по август 2019 г. Данные по курсу евро к доллару США за июль-август 2019 г. и по курсу доллара США к рублю за август 2019 г. были взяты с сайта статистики обменных курсов www.oanda.com.

Прогнозируемое значение курса евро к доллару США в среднем на рассматриваемом интервале времени составит 1,10 долл. США за один евро. Значение показателя на конец 2019 г. прогнозируется на уровне 1,10 долл. США за один евро в среднем по двум моделям.

ПОКАЗАТЕЛИ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

В данном разделе (см. табл. 11) представлены результаты расчета ежемесячных прогнозных значений показателя реальной заработной платы, а также ежеквартальных прогнозных значений показателей реальных располагаемых денежных доходов и реальных денежных доходов¹, полученные на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых Росстатом и взятых на интервале с января 1999 г. по август 2019 г., а также с I квартала 2014 г. по II квартал 2019 г. Данные показатели в некоторой степени зависят от централизованных решений о повышении заработной платы работникам бюджетной сферы, а также от решений о повышении пенсий, стипендий и пособий, что вносит некоторые изменения в динамику рассматриваемых показателей. Как следствие, будущие значения показателей реальной заработной платы и реальных располагаемых денежных доходов населения, рассчитанные на основе рядов, последние наблюдения которых существенно выше или ниже предыдущих из-за такого повышения, могут сильно отличаться от реализующихся на практике.

Результаты, представленные в табл. 11, прогнозируют рост реальной заработной платы. Ожидается среднее увеличение уровня реальной заработной платы в размере 1,4% по сравнению с аналогичным периодом предшествующего года. По итогам 2019 г. прогнозируемый прирост уровня реальной заработной платы составит 2,7% за 12 месяцев.

Результаты, представленные в табл. 12, прогнозируют снижение таких рассматриваемых показателей уровня жизни населения как реальные располагаемые денежные доходы и реальные денежные доходы на 1,6%. По итогам 2019 г. прогнозируемое снижение реальных располагаемых денежных доходов и снижение реальных денежных доходов составит 1%.

Таблица 11

Прогноз уровня реальной заработной платы

	Реальная заработная плата
Прогнозные значения по моделям ARIMA (в % к соответствующему месяцу 2018–2019 гг.)	
Сен.19	103,4
Окт.19	103,9
Ноя.19	104,3
Дек.19	104,7
Янв.20	105,1
Фев.20	105,4
Справочно: фактические значения за соответствующий период 2018–2019 гг. (в % к аналогичному периоду 2017–2018 гг.)	
Сен.18	104,9
Окт.18	105,2
Ноя.18	104,2
Дек.18	102,9
Янв.19	101,1
Фев.19	100,0

Примечание. Для расчетов использовался ряд заработной платы в базисной форме (за базисный период был принят январь 1999 г.). На рассматриваемом интервале с января 1999 г. по август 2019 г. эти ряды были отнесены к классу процессов, являющихся стационарными в разностях, с выраженной сезонной составляющей.

Таблица 12

Прогноз показателей уровня жизни населения

	Реальные располагаемые денежные доходы	Реальные денежные доходы
Прогнозные значения по моделям ARIMA (в % к соответствующему кварталу 2018 г.)		
III квартал 2019 г.	98,4	98,4
IV квартал 2019 г.	98,4	98,4
Справочно: фактические значения за соответствующий период 2018 г. (в % к аналогичному периоду 2017 г.)		
III квартал 2018 г.	100,2	101,0
IV квартал 2018 г.	98,0	99,5

¹ Реальные денежные доходы – относительный показатель, исчисленный путем деления индекса номинального размера (т.е. фактически сложившегося в отчетном периоде) денежных доходов населения на ИПЦ. Реальные располагаемые денежные доходы – денежные доходы за вычетом обязательных платежей и взносов. (См.: «Российский статистический ежегодник», Москва, Росстат, 2004, стр. 212.)

ПОКАЗАТЕЛИ ЧИСЛЕННОСТИ ЗАНЯТОГО В ЭКОНОМИКЕ НАСЕЛЕНИЯ И ОБЩЕЙ ЧИСЛЕННОСТИ БЕЗРАБОТНЫХ

Для расчета будущих значений показателей численности занятого в экономике населения и общей численности безработных были использованы модели временных рядов, оцененные на интервале с октября 1998 г. по июнь 2019 г. по месячным данным Росстата¹. Показатель общей численности безработных рассчитывается также на основе моделей с использованием результатов конъюнктурных опросов².

Отметим, что возможные логические расхождения³ в прогнозах общей численности занятых и общей численности безработных, которые в сумме должны быть равны показателю экономически активного населения, могут возникать вследствие того, что каждый ряд прогнозируется отдельно, а не как разность между прогнозными значениями экономически активного населения и другим показателем.

Таблица 13

Результаты расчетов прогнозных значений показателей численности занятого в экономике населения и общей численности безработных

	Численность занятого в экономике населения (ARIMA)		Общая численность безработных (ARIMA)			Общая численность безработных (КО)		
	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2018 г., %	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2018 г., %	в % к показателю численности занятого в экономике населения	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2018 г., %	в % к показателю численности занятого в экономике населения
Сен.19	72,6	-0,7	3,3	-4,0	4,5	3,3	-3,1	4,5
Окт.19	72,2	-0,4	3,4	-5,0	4,7	3,4	-4,7	4,7
Ноя.19	72,1	-0,7	3,5	-4,7	4,9	3,5	-4,6	4,9
Дек.19	71,9	-1,0	3,5	-4,9	4,9	3,5	-4,6	4,9
Янв.20	70,8	-0,6	3,6	-3,4	5,0	3,5	-4,4	4,9
Фев.20	71,0	-0,7	3,6	-3,1	5,1	3,5	-4,4	4,9
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2018–2019 гг., млн чел.								
Сен.18	73,1					3,4		
Окт.18	72,5					3,6		
Ноя.18	72,6					3,7		
Дек.18	72,6					3,7		
Янв.19	71,2					3,7		
Фев.19	71,5					3,7		

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по июнь 2019 г. ряд показателя численности занятого в экономике населения является случайным процессом, стационарным около тренда. Ряд показателя общей численности безработных является случайным процессом, интегрированным первого порядка. Оба показателя содержат сезонную компоненту.

Согласно прогнозам по ARIMA моделям (см. табл. 13), в сентябре 2019 г. – феврале 2020 г. сокращение численности занятых в экономике в среднем составит 0,7% в месяц по отношению к соответствующему периоду предыдущего года. Прогнозируемое на конец 2019 г. значение показателя численности занятого в экономике населения составляет 71,9 млн чел.

Среднее сокращение показателя общей численности безработных прогнозируется на уровне 4,2% в месяц по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. Средняя численность безработных в конце 2019 г. прогнозируется на уровне 3,5 млн чел.

¹ Показатель рассчитан в соответствии с методологией Международной организации труда (МОТ) и приводится по состоянию на конец месяца.

² Модель оценена на интервале с января 1999 г. по июнь 2019 г.

³ Например, таким расхождением можно считать одновременное уменьшение и численности занятого в экономике населения и общей численности безработных. Хотя отметим, что в принципе такая ситуация возможна при условии одновременного уменьшения численности экономически активного населения.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Сводная таблица модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ

	2019							2020	
	Июнь	Июль	Август	Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь	Январь	Февраль
ИПП Росстата (прирост, %)*	3,3	2,8	1,9	2,7	2,2	1,7	2,7	2,2	1,8
ИПП НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,7	2,3	0,9	2,3	1,6	1,4	2,4	1,5	2,0
ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата (прирост, %)*	2,3	2,6	1,7	1,4	1,1	1,1	1,1	2,1	1,7
ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,5	0,8	0,9	0,6	1,2	0,9	1,3	1,2	0,8
ИПП в обрабатывающих производствах Росстата (прирост, %)*	3,4	1,7	1,7	2,0	1,3	2,1	2,1	2,8	1,0
ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,3	3,4	0,4	3,5	0,1	0,7	-0,1	0,6	0,2
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата (прирост, %)*	2,5	3,5	3,7	4,7	3,5	-0,3	-1,9	-0,5	-0,9
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,3	0,9	0,5	1,4	4,7	-0,5	-2,2	-1,1	-2,0
ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата (прирост, %)*	0,6	1,8	1,6	3,0	2,3	1,8	2,7	5,0	2,3
ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,9	4,6	2,3	2,3	0,2	3,3	6,4	5,6	4,3
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата (прирост, %)*	-4,8	-4,6	-3,0	-2,1	0,2	-1,5	-3,3	-2,2	-1,0
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	-5,3	-0,4	1,5	-1,1	0,1	-2,1	-2,5	-0,8	-1,1
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата (прирост, %)*	14,6	9,9	10,7	11,0	0,0	4,0	10,6	5,4	0,8
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,9	0,1	-0,4	0,1	0,1	0,9	0,7	-0,3	1,7
ИПП в производстве машин и оборудования Росстата (прирост, %)*	-4,5	-3,7	-6,9	-8,5	-2,3	4,8	3,5	6,9	-6,4
ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ (прирост, %)*	9,1	9,6	4,2	2,7	5,2	-0,2	-17,3	3,9	-8,8
Розничный товарооборот, трлн руб.	2,73	2,79	2,89	2,85	2,88	2,88	3,45	2,59	2,53
Реальный розничный товарооборот (прирост, %)*	1,4	1,1	0,9	1,0	1,9	1,5	1,8	1,6	1,5
Экспорт (млрд долл.)	32,5	33,4	37,9	39,5	41,3	42,1	43,9	38,0	40,8
Экспорт в страны, дальнего зарубежья (млрд долл.)	27,8	28,3	32,6	34,4	36,5	37,1	39,0	33,0	36,0
Импорт (млрд долл.)	20,0	22,2	23,0	22,4	22,9	22,9	23,5	18,8	20,8
Импорт из стран дальнего зарубежья (млрд долл.)	17,6	19,8	19,9	19,3	20,2	19,8	21,2	16,1	18,1
ИПЦ (прирост, %)**	0,0	0,2	0,0	0,4	0,3	0,3	0,4	0,7	0,5
ИЦП промышленных товаров (прирост, %)**	-0,6	-0,1	0,8	0,7	0,9	0,3	-0,2	0,2	0,4
ИЦП в добыче полезных ископаемых (прирост, %)**	-1,7	-0,8	-0,1	0,4	0,3	-0,3	-2,4	0,4	0,3
ИЦП в обрабатывающих производствах (прирост, %)**	0,0	-0,6	0,2	0,2	0,5	-0,2	-0,5	0,1	0,0
ИЦП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды (прирост, %)**	-1,0	0,5	2,2	0,6	0,6	-0,1	-0,1	-0,1	1,5
ИЦП в производстве пищевых продуктов (прирост, %)**	-0,1	0,6	0,3	0,5	0,5	0,2	0,3	0,5	0,1
ИЦП в текстильном и швейном производстве (прирост, %)**	-0,1	0,4	0,2	0,6	0,5	0,6	0,0	0,4	0,5
ИЦП в обработке древесины и производстве изделий из дерева (прирост, %)**	-0,4	0,3	0,5	0,1	0,6	0,4	0,0	0,4	0,4
ИЦП в целлюлозно-бумажном производстве (прирост, %)**	-0,4	0,1	0,3	0,5	0,6	0,3	0,5	0,7	0,4
ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов (прирост, %)**	0,1	-0,5	3,2	1,6	2,9	1,9	-0,6	-3,0	2,3
ИЦП в химическом производстве (прирост, %)**	-0,3	0,4	0,4	0,4	0,5	1,0	0,2	1,0	1,0
ИЦП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (прирост, %)**	-0,1	1,4	0,1	1,0	1,1	0,5	0,3	0,8	1,3
ИЦП в производстве машин и оборудования (прирост, %)**	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	1,4	0,9
ИЦП в производстве транспортных средств и оборудования (прирост, %)**	0,7	0,6	-0,3	0,1	1,0	0,4	0,7	0,3	0,2
Стоимость минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц), тыс. руб.	4,37	4,31	4,17	4,09	4,06	4,09	4,14	4,20	4,24

Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

	2019								2020	
	Июнь	Июль	Август	Сентябрь	Октябрь	Ноябрь	Декабрь		Январь	Февраль
Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (прирост, %)**	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	1,4	-0,2	
Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (прирост, %)**	-0,1	7,6	2,5	-2,5	-4,5	2,7	3,7	-3,1	-3,9	
Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки (прирост, %)**	-0,1	3,1	0,4	0,4	0,4	-4,3	0,4	0,4	0,4	
Цена на нефть марки Brent (долл./барр.)	66,5	65,2	65,7	67,4	67,6	68,2	68,6	68,8	69,1	
Цена на алюминий (тыс. долл./т)	1,78	1,78	1,76	1,76	1,77	1,77	1,77	1,77	1,77	
Цена на золото (тыс. долл./унц.)	1,36	1,41	1,42	1,42	1,43	1,45	1,46	1,47	1,47	
Цена на медь (тыс. долл./т)	6,00	5,94	6,01	5,98	6,02	6,04	6,08	6,11	6,14	
Цена на никель (тыс. долл./т)	12,7	14,6	15,0	15,1	15,1	15,3	15,4	15,5	15,5	
Денежная база (трлн руб.)	10,2	10,3	10,4	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	
M ₂ (трлн руб.)	46,7	47,3	47,4	47,7	47,4	47,7	47,9	49,1	48,8	
Международные резервы (млрд долл.)	0,50	0,52	0,52	0,53	0,53	0,53	0,53	0,54	0,54	
Обменный курс RUR/USD (руб. за доллар США)	63,08	63,38	66,49	64,77	64,83	64,42	64,92	65,05	65,29	
Обменный курс USD/EUR (долл. США за евро)	1,11	1,10	1,10	1,09	1,10	1,10	1,10	1,10	1,10	
Реальная заработная плата (прирост, %)*	2,9	3,0	3,0	3,4	3,9	4,3	4,7	5,1	5,4	
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	72,0	72,4	72,9	72,6	72,2	72,1	71,9	70,8	71,0	
Общая численность безработных (млн чел.)	3,3	3,3	3,3	3,3	3,4	3,5	3,5	3,6	3,6	

Примечание. Жирным шрифтом выделены фактические значения показателей;

* % к соответствующему месяцу предыдущего года;

** % к предыдущему месяцу.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Графики временных рядов экономических показателей РФ: фактические и прогнозные значения

Рис. 1a. Индекс промышленного производства Росстата (ARIMA-модель), % к декабрю 2001 г.

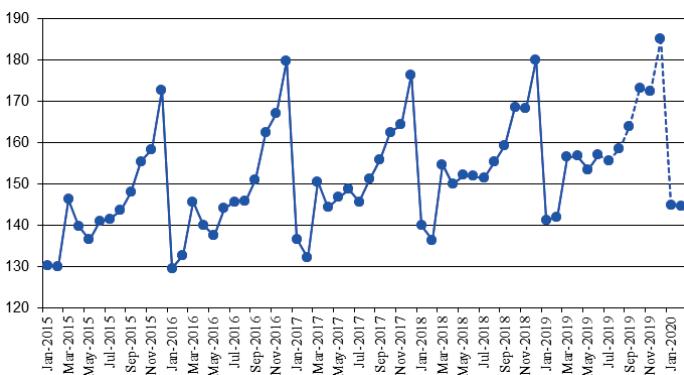


Рис. 16. Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ (ARIMA-модель), % к январю 2010 г.

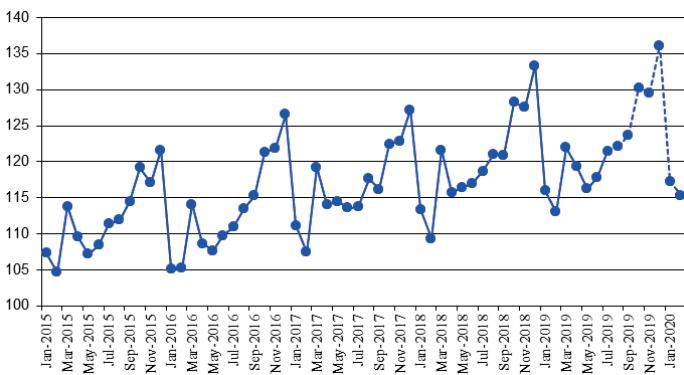


Рис. 2а. ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата, % к декабрю 2001 г.

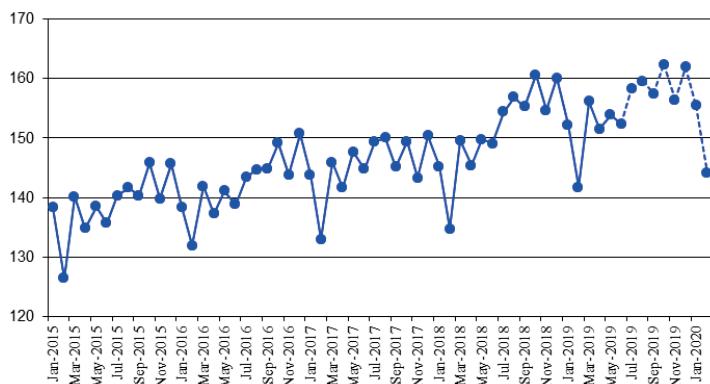


Рис. 2б. ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

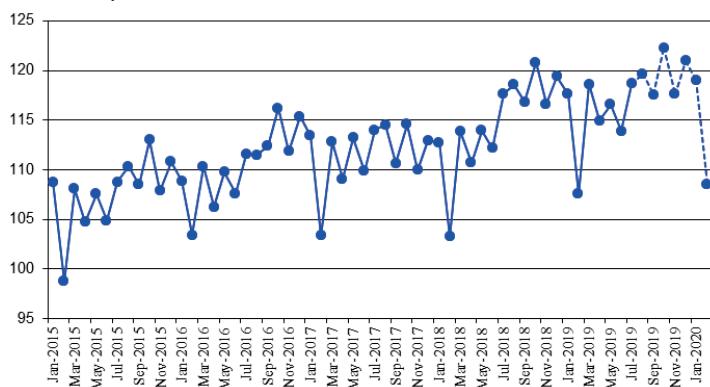


Рис. 3а. ИПП в обрабатывающих производствах Росстата, % к декабрю 2001 г.

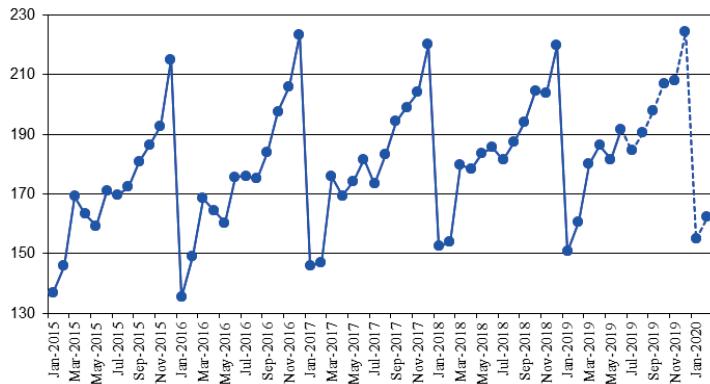
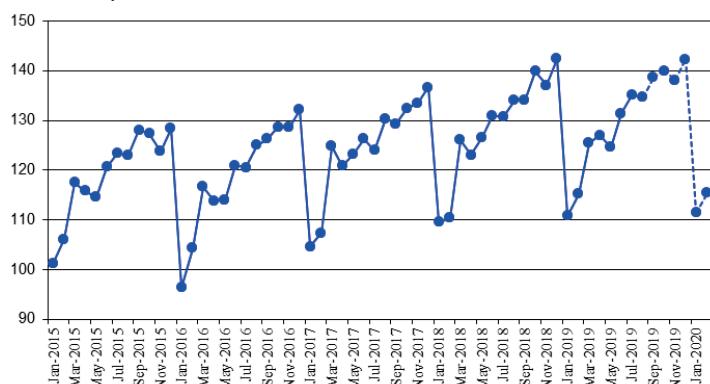


Рис. 3б. ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 4а. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха Росстата, % к декабрю 2001 г.

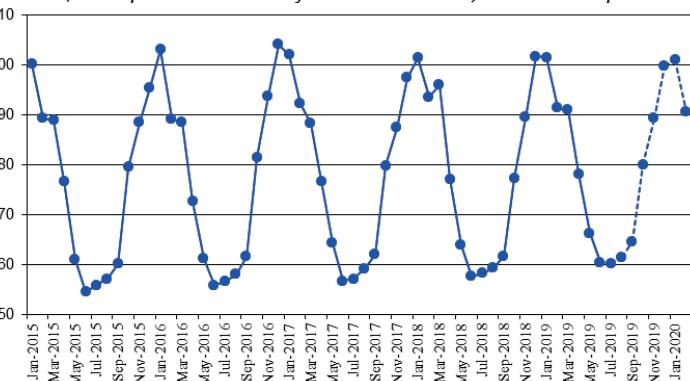


Рис. 4б. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

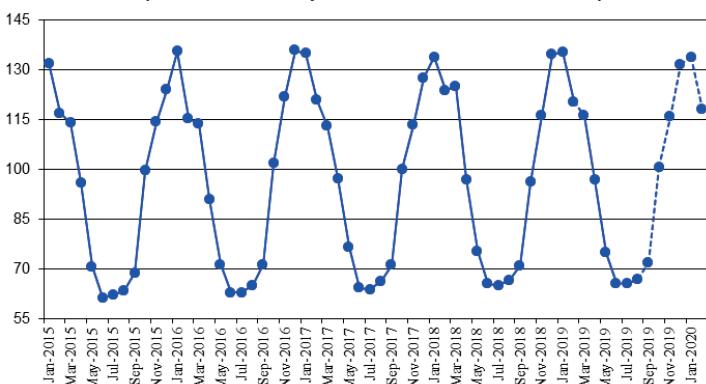


Рис. 5а. ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

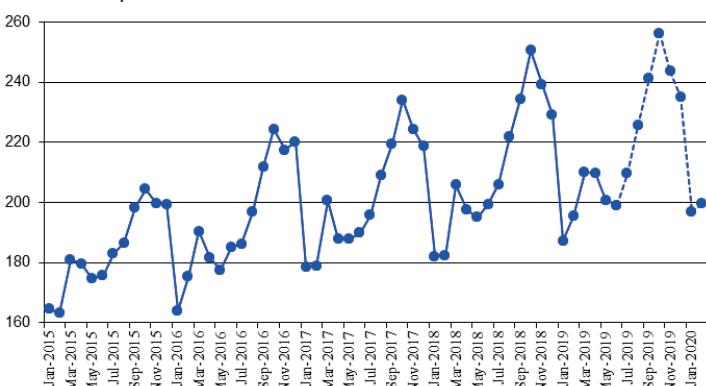


Рис. 5б. ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

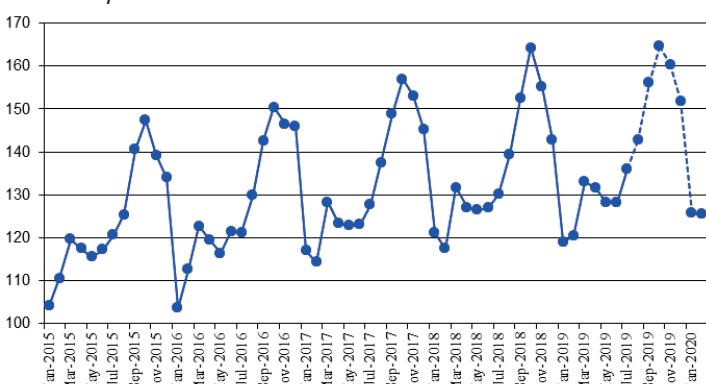


Рис. 6а. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

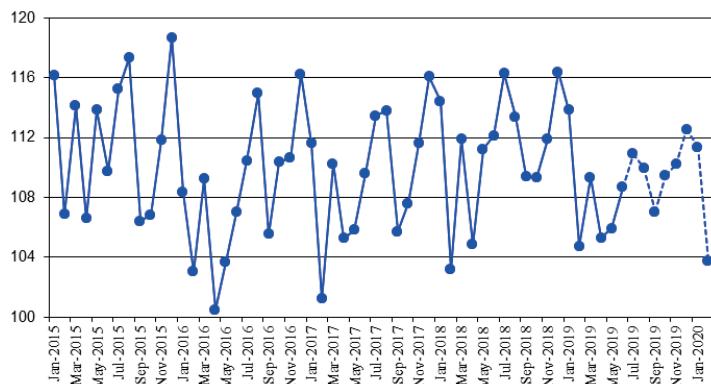


Рис. 6б. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

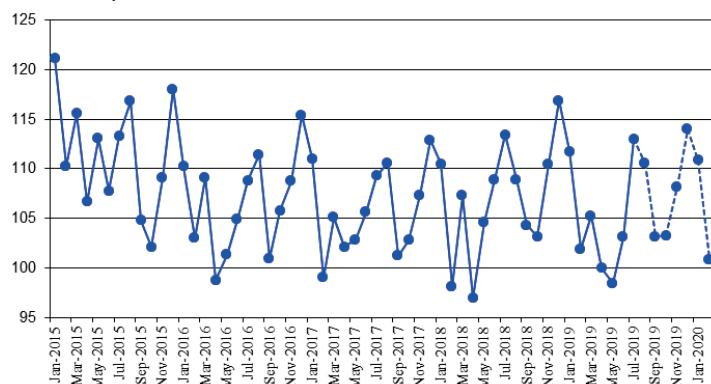


Рис. 7а. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата, % к декабрю 2001 г.

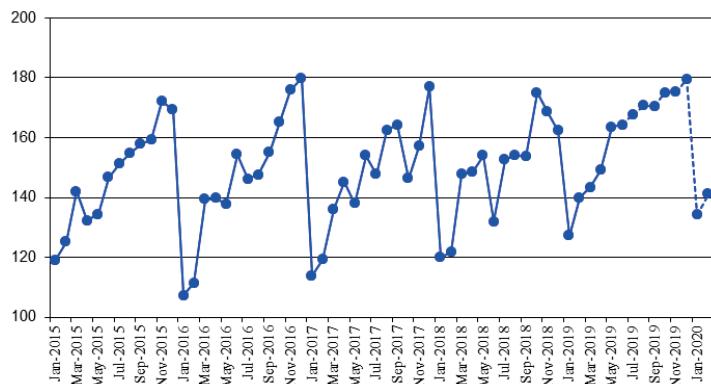
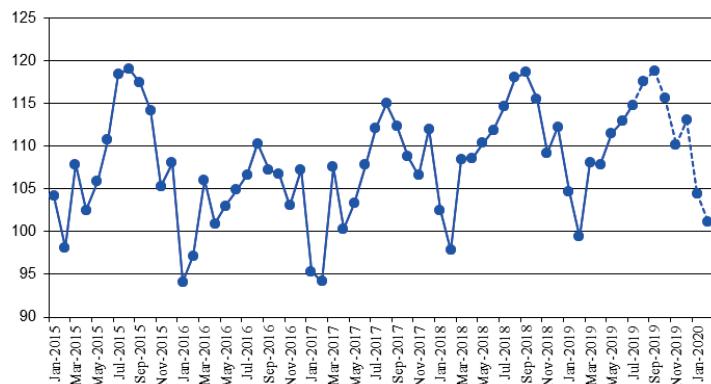


Рис. 7б. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 8а. ИПП в производстве машин и оборудования Россстата, % к декабрю 2001 г.

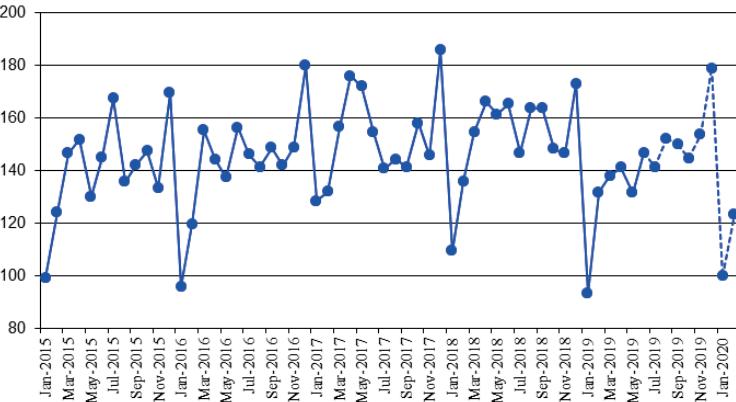


Рис. 8б. ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

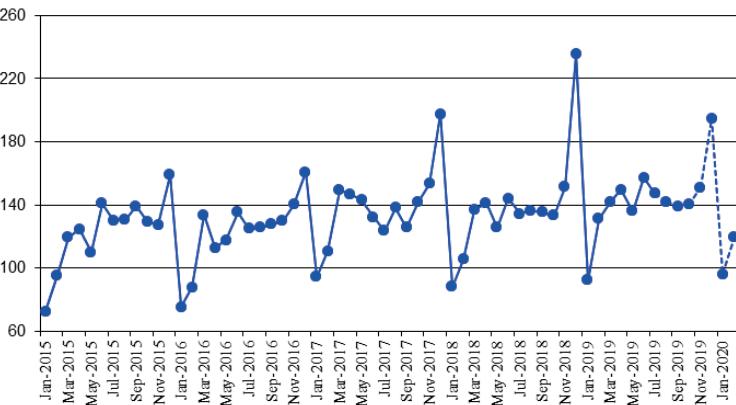


Рис. 9. Оборот розничной торговли, млрд руб.

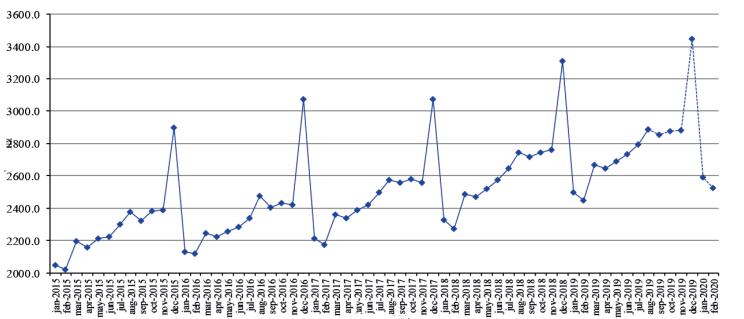


Рис. 9а. Реальный оборот розничной торговли, % к соответствующему периоду прошлого года

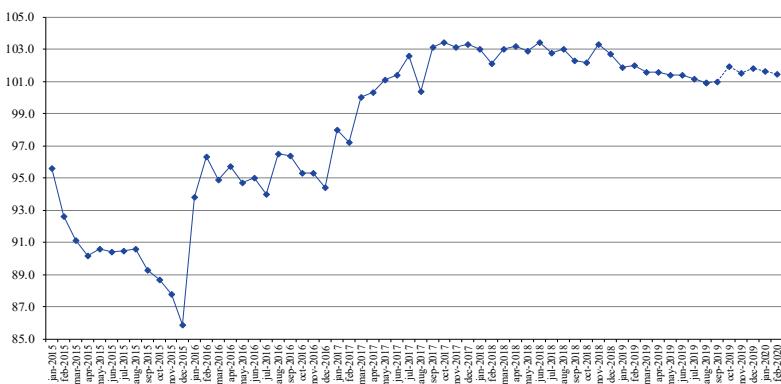


Рис. 10. Экспорт во все страны, млрд долл.

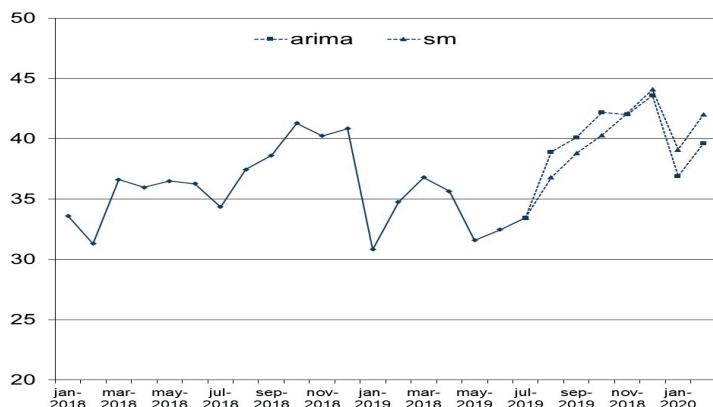


Рис. 11. Экспорт в страны вне СНГ, млрд долл.

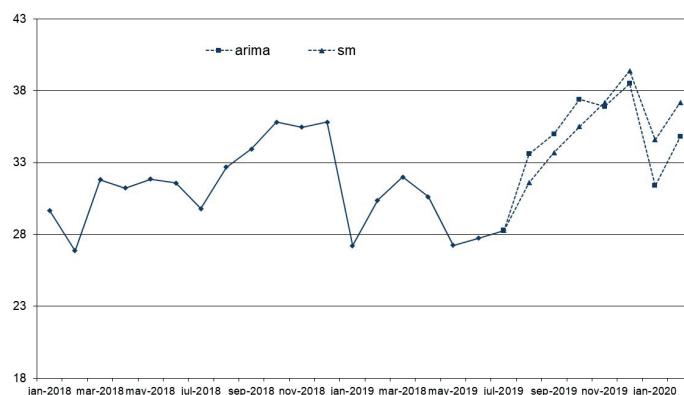


Рис. 12. Импорт из всех стран, млрд долл.

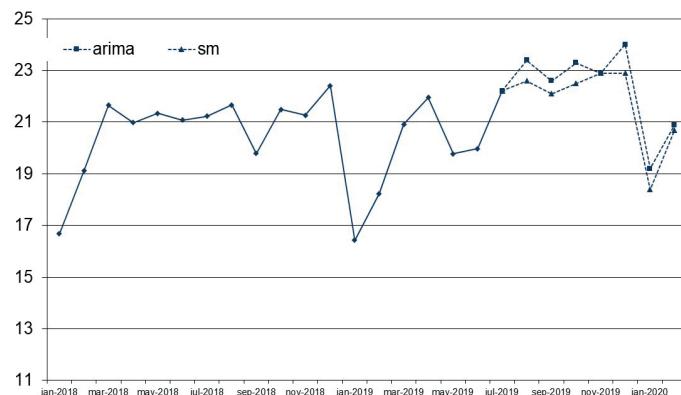
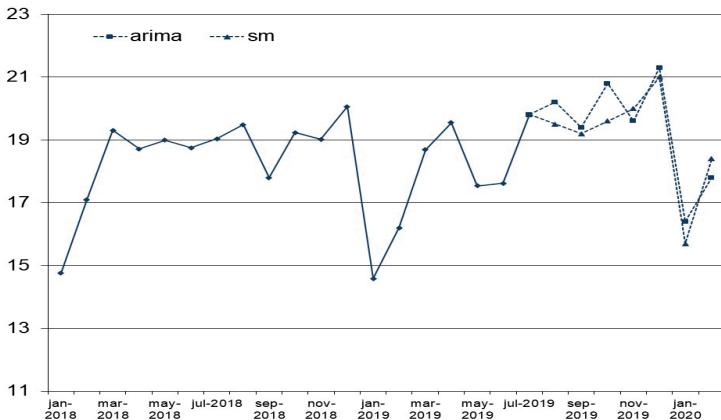


Рис. 13. Импорт из стран вне СНГ, млрд долл.



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 14. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года

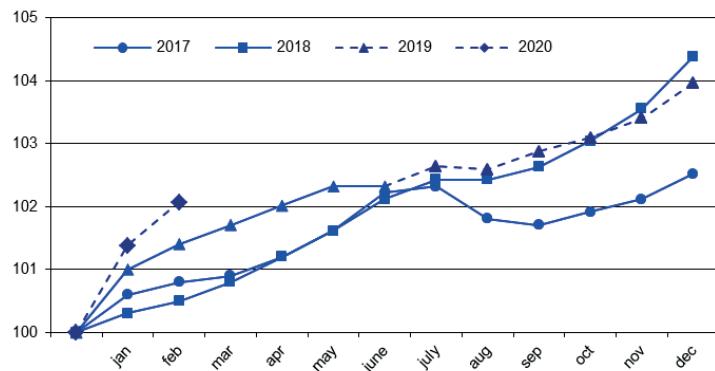


Рис. 14а. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года (SM)

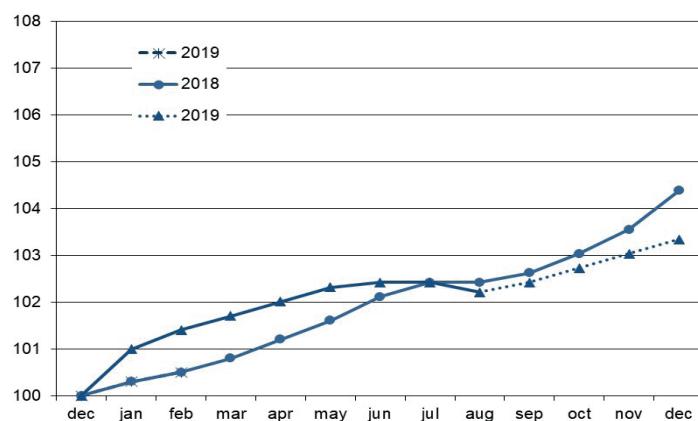


Рис. 15. Индекс цен производителей промышленных товаров, % к декабрю предыдущего года

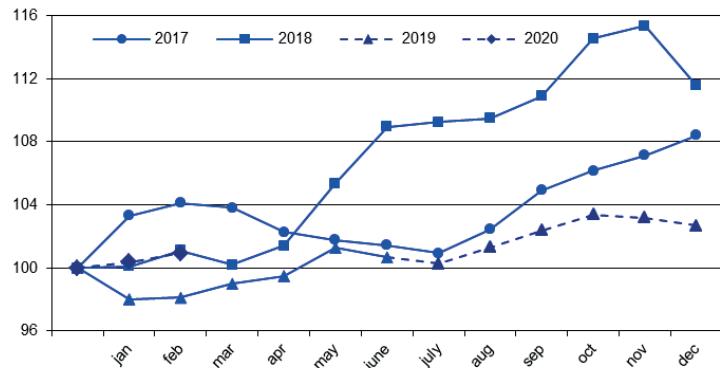


Рис. 16. Индекс цен в добыче полезных ископаемых, % к декабрю предыдущего года

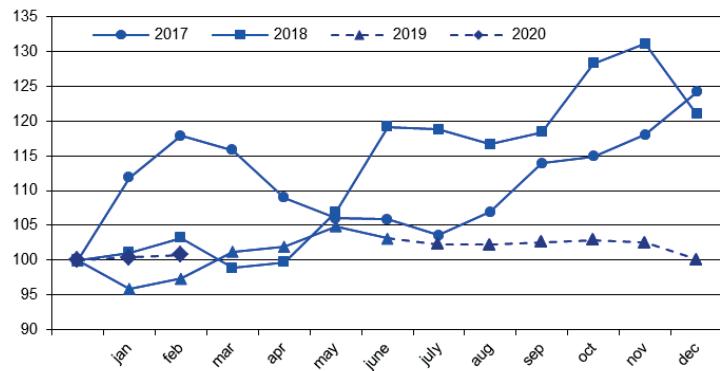


Рис. 17. Индекс цен в обрабатывающих производствах, % к декабрю предыдущего года

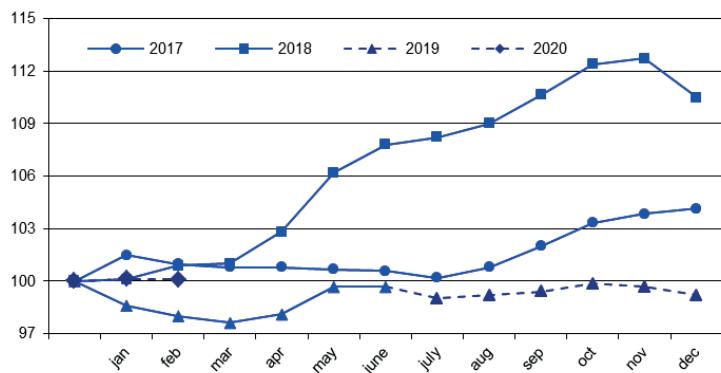


Рис. 18. Базисный индекс цен в обеспечении электрической энергией, газом и паром, % к декабрю предыдущего года

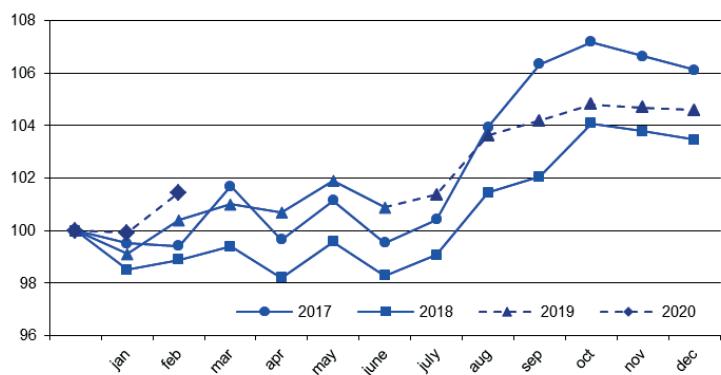


Рис. 19. Индекс цен в производстве пищевых продуктов, % к декабрю предыдущего года

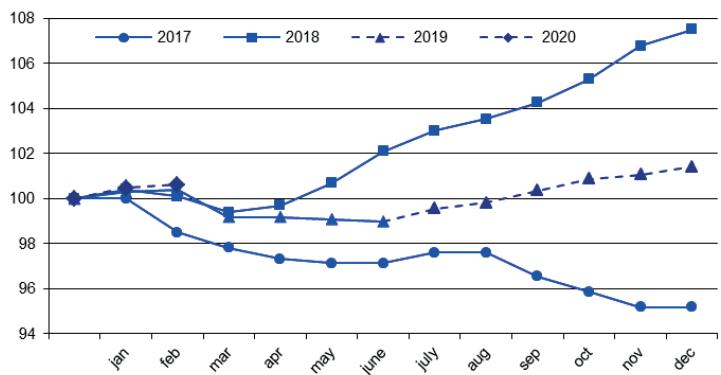
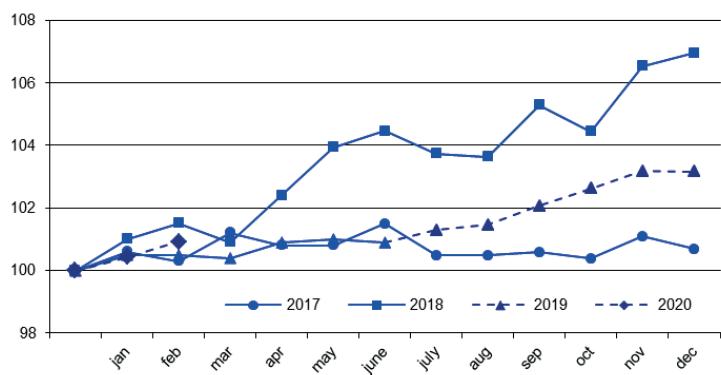


Рис. 20. Индекс цен в производстве текстильных изделий, % к декабрю предыдущего года



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 21. Индекс цен в обработке древесины и производстве изделий из дерева, % к декабрю предыдущего года

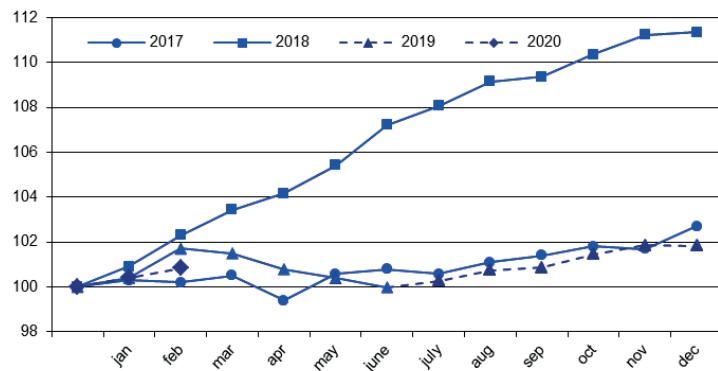


Рис. 22. Индекс цен в производстве бумаги и бумажных изделий, % к декабрю предыдущего года

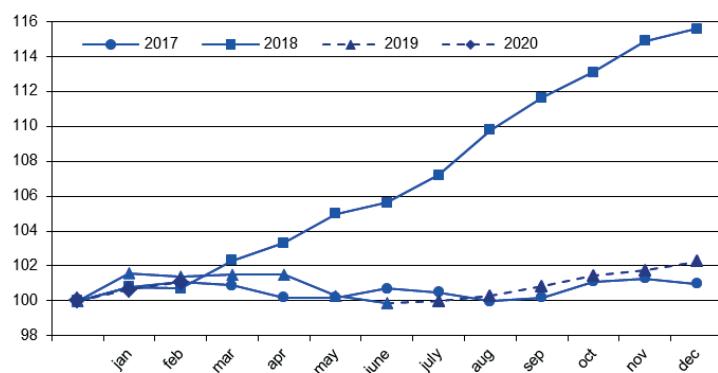


Рис. 23. Индекс цен в производстве кокса и нефтепродуктов, % к декабрю предыдущего года

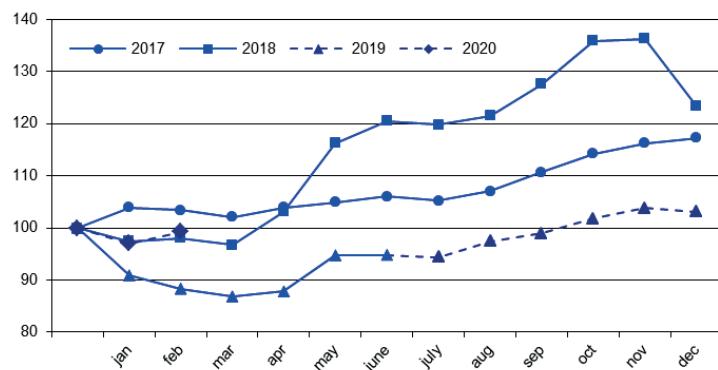


Рис. 24. Индекс цен в химическом производстве, % к декабрю предыдущего года

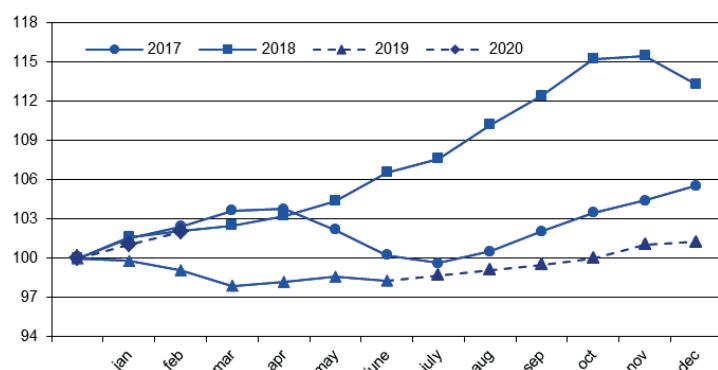


Рис. 25. Индекс цен в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий, % к декабрю предыдущего года

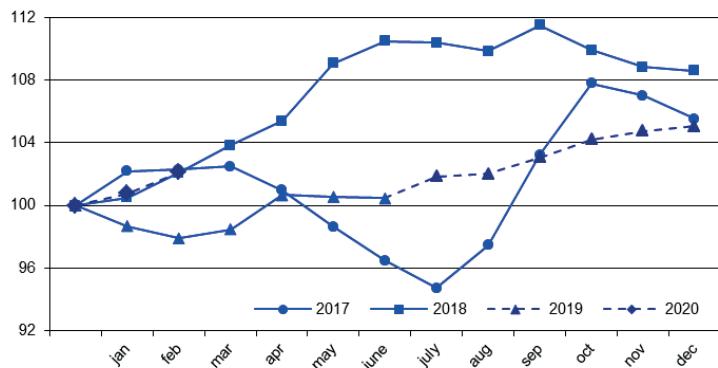


Рис. 26. Индекс цен в производстве машин и оборудования, % к декабрю предыдущего года

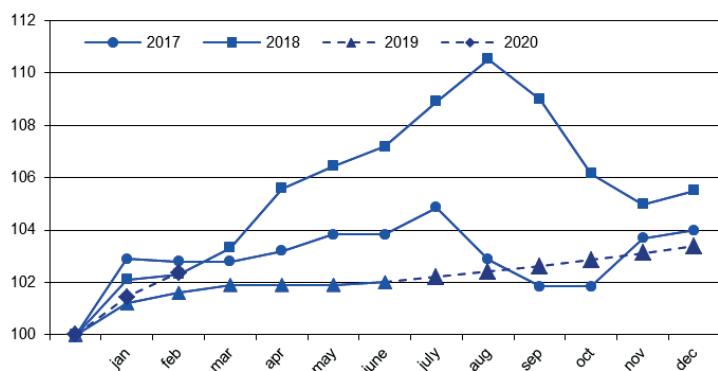


Рис. 27. Индекс цен в производстве автотранспортных средств и оборудования, % к декабрю предыдущего года

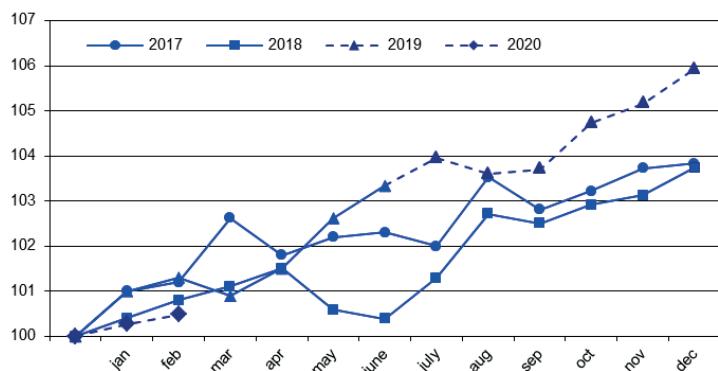
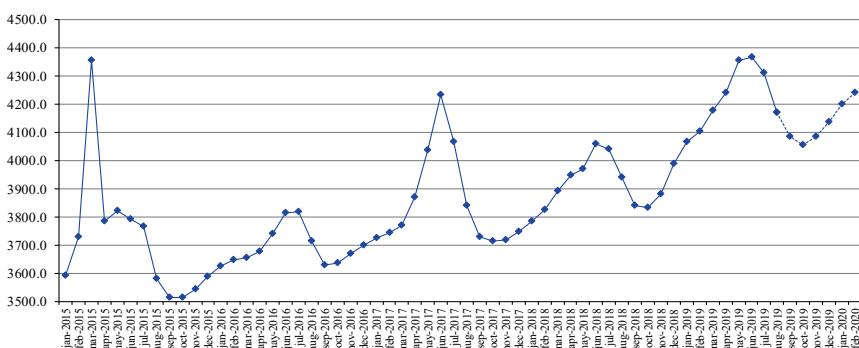


Рис. 28. Стоимость минимального набора продуктов питания на одного человека в месяц, руб.



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 29. Сводный индекс транспортных тарифов, для каждого года, % к предыдущему месяцу

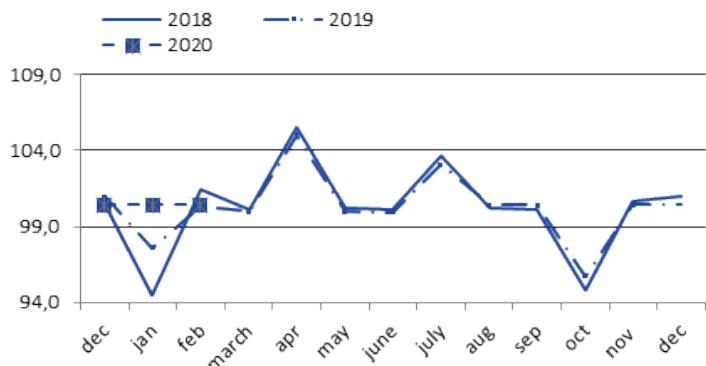


Рис. 30. Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом, для каждого года, % к предыдущему месяцу

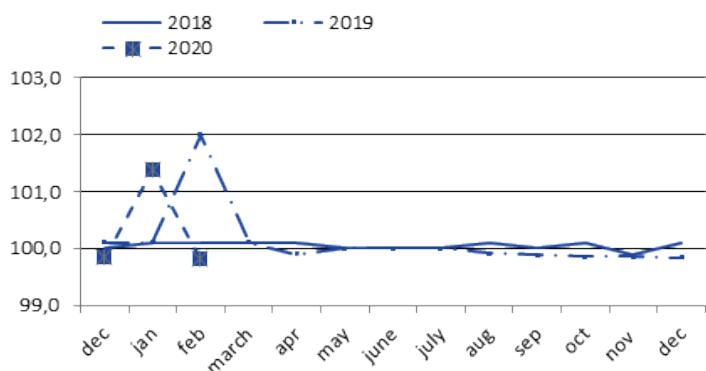


Рис. 31. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт, для каждого года, % к предыдущему месяцу

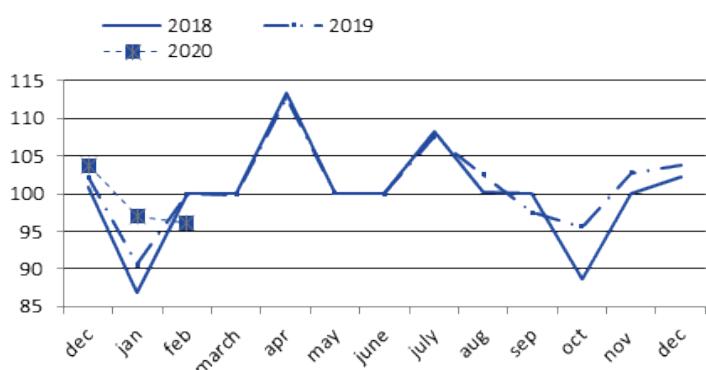


Рис. 32. Цена на нефть марки Brent, долл./барр.

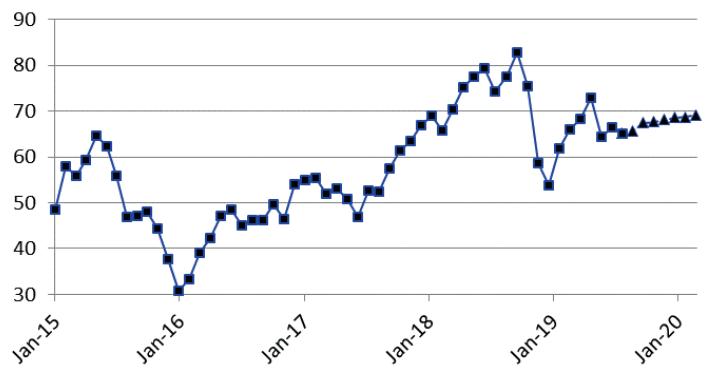


Рис. 33. Цены на алюминий, долл./т

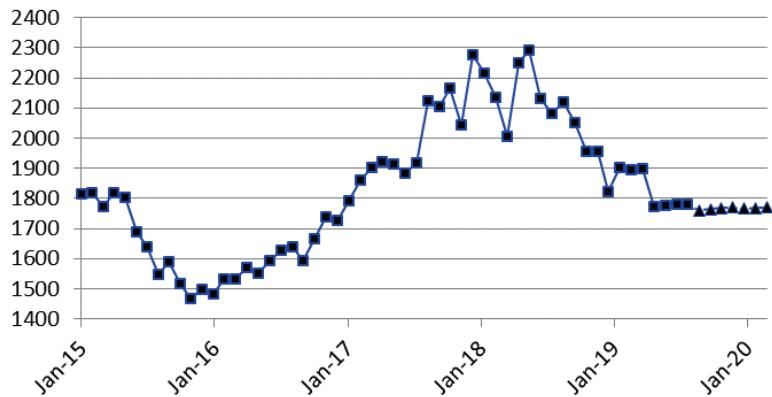


Рис. 34. Цены на золото, долл./унц.

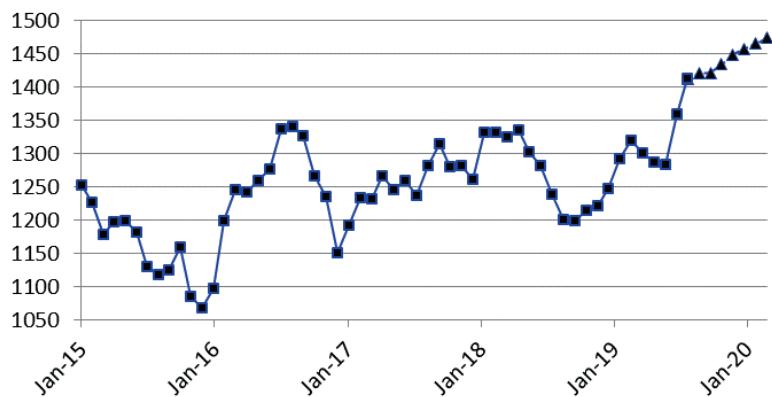


Рис. 35. Цены на никель, долл./т

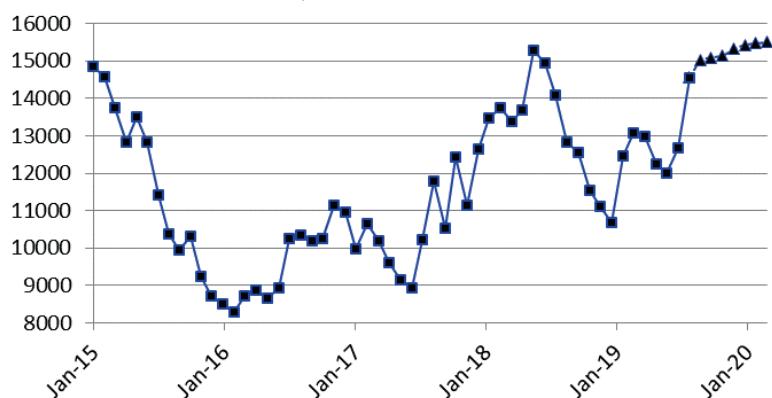
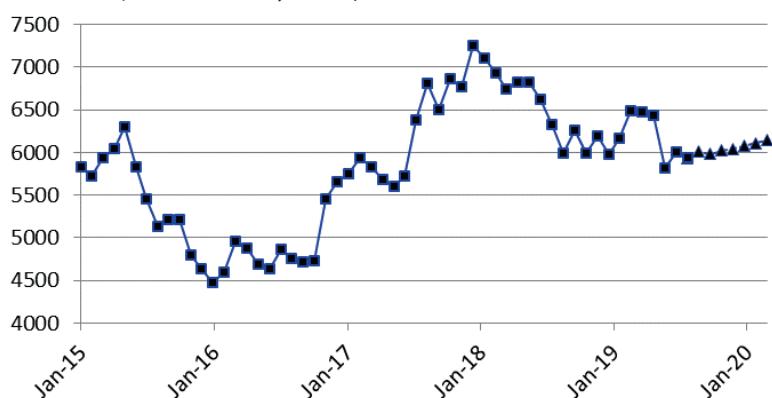


Рис. 36. Цены на медь, долл./т



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 37. Денежная база, млрд руб.

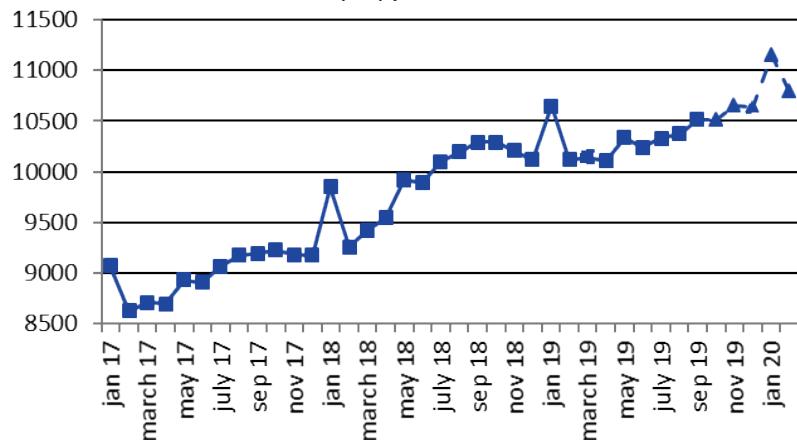


Рис. 38. M_2 , млрд руб.

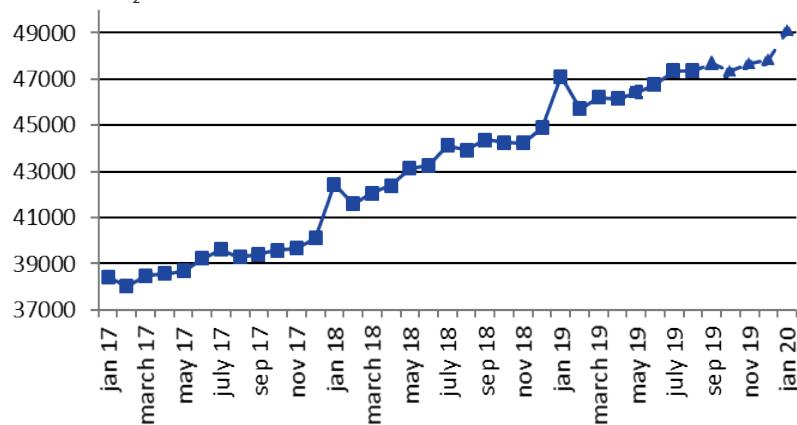


Рис. 39. Международные резервы РФ, млн долл. США

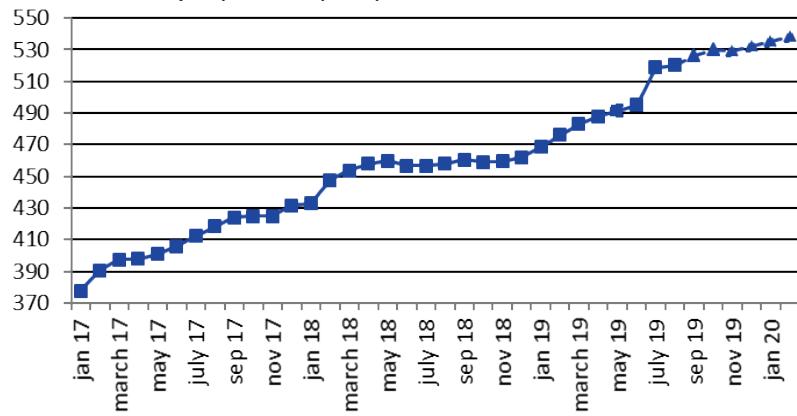


Рис. 40. Курс RUR/USD

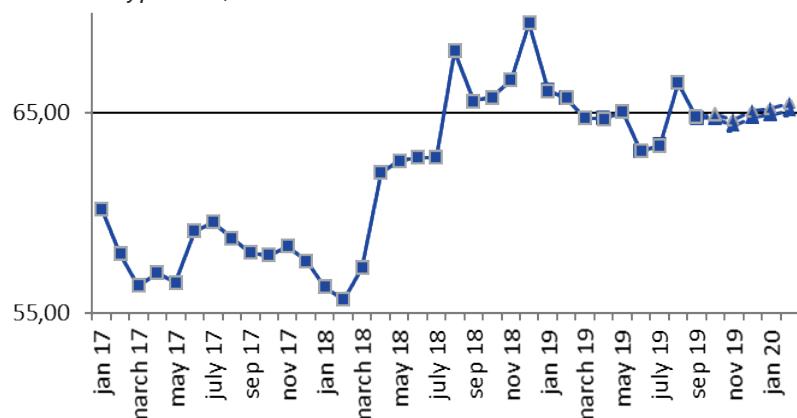


Рис. 41. Курс USD/EUR

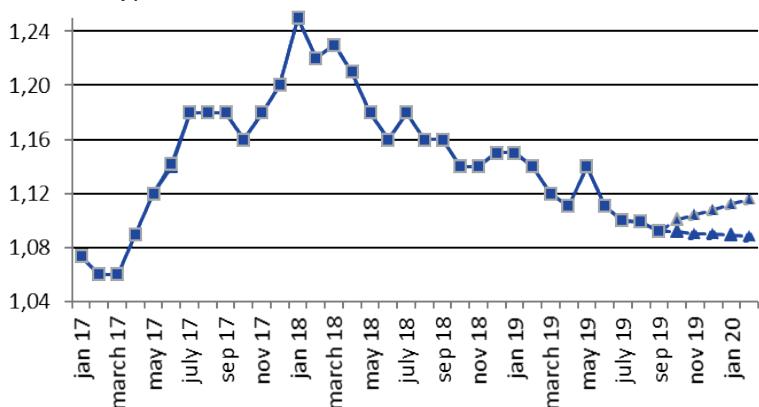


Рис. 42. Реальные располагаемые денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

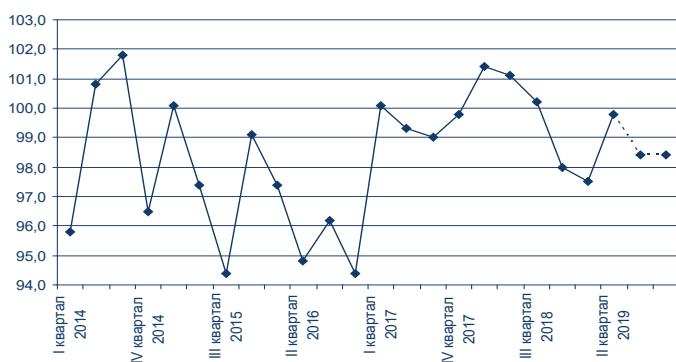


Рис. 43. Реальные денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

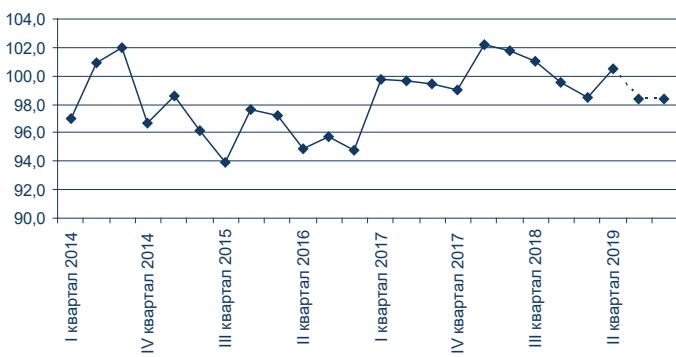
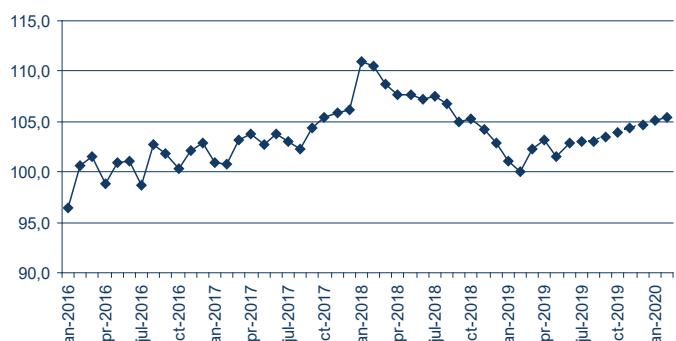


Рис. 44. Реальная начисленная заработная плата, % к соответствующему периоду предыдущего года



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

Рис. 45. Численность занятого в экономике населения, млн чел.



Рис. 46. Общая численность безработных, млн чел.



ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ РОССИЙСКИХ ВНЕШНЕТОРГОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ И МИРОВЫХ ЦЕН НА НЕКОТОРЫЕ ВИДЫ СЫРЬЯ

Е. Астафьева, с.н.с., РАНХиГС,
М. Турунцева, зав. лабораторией, ИЭП им. Е.Т. Гайдара и РАНХиГС

В данной статье мы приводим результаты анализа качественных свойств прогнозов некоторых показателей, ежемесячно публикуемых Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара в бюллетене «Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ»¹ (далее – «прогнозы ИЭП»). Мы рассматриваем простейшие статистики (MAPE, MAE, RMSE) как прогнозов ИЭП, так и альтернативных прогнозов (наивных; наивных сезонных и прогнозов, построенных с использованием скользящего среднего). Помимо сравнительного анализа на основе простейших статистик качества мы также исследуем отсутствие значимых отличий между прогнозами ИЭП и альтернативными прогнозами на основе теста знаков².

Таблица 1
Простейшие статистики качества прогнозов и результаты теста знаков

		Экспорт		в страны дальнего зарубежья	Импорт		из стран дальнего зарубежья	Цены на ресурсы				
		ARIMA	SM		ARIMA	SM		нефть	алюминий	золото	медь	никель
Прогнозы ИЭП	MAPE	16.21%	13.15%	15.21%	16.10%	13.88%	15.37%	17.28%	9.18%	7.56%	11.25%	14.93%
	MAE	4.96	4.26	4.01	3.12	2.66	2.63	12.15	0.18	100.07	0.75	2.29
	RMSE	6.79	5.51	5.43	4.32	3.57	3.58	16.42	0.23	129.12	1.05	2.98
Наивные прогнозы	MAPE	14.16%		15.09%	19.55%		21.34%	14.79%	8.76%	6.75%	9.81%	14.39%
	MAE	4.53		4.07	3.71		3.50	10.08	0.17	89.11	0.65	2.22
	RMSE	5.71		5.30	5.32		5.27	13.88	0.21	114.42	0.86	2.85
	Z	-0.15	-2.00	-2.00	-3.62	-6.06	-5.03	-5.82	-1.25	-5.89	-3.46	-1.77
	не отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	не отв	отв	отв	не отв
Наивные сезонные прогнозы	MAPE	22.45%		24.00%	24.39%		25.20%	29.24%	18.17%	11.77%	19.93%	26.68%
	MAE	6.88		6.23	4.44		3.98	19.52	0.34	156.17	1.30	3.95
	RMSE	8.56		8.02	6.90		6.68	25.82	0.44	201.70	1.59	5.05
	Z	-8.50	-8.35	-7.91	-5.77	-6.87	-5.25	-7.21	-12.74	-7.95	-14.43	-9.35
	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв
Скользящее среднее	MAPE	19.21%		20.58%	23.68%		24.83%	22.04%	13.49%	9.80%	14.51%	20.98%
	MAE	5.97		5.40	4.33		3.94	14.43	0.26	129.65	0.95	3.12
	RMSE	7.36		6.87	6.32		6.13	19.51	0.32	167.66	1.17	3.87
	Z	-5.91	-7.84	-6.21	-5.40	-7.69	-6.80	-3.68	-8.39	-6.99	-7.80	-5.08
	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв

Для анализа были взяты ряды показателей экспорта во все страны, импорта из всех стран, экспорта в страны вне СНГ и импорта из стран вне СНГ, а также некоторых показателей мировых цен на природные ресурсы (нефть, алюминий, золото, медь и никель). Оценки качества показателей внешней торговли построены для всего массива прогнозов с апреля 2009 г. по май 2019 г., для показателей

¹ См.: http://www.iep.ru/index.php?option=com_biblio&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»: <http://www.iep.ru/ru/ob-izdanii.html>

² Методика анализа сравнительного качества прогнозов подробно описана в работе: Турунцева М.Ю., Киблицкая Т.Р. Качественные свойства различных подходов к прогнозированию социально-экономических показателей РФ. Научные труды № 135Р. М.: ИЭПП, 2010.

Оценка качества краткосрочных прогнозов внешнеторговых показателей

цен на природные ресурсы – с апреля 2009 г. по июнь 2019 г. Поскольку для каждой точки из рассматриваемого интервала имеется по 6 прогнозных значений, всего у нас есть массив из 732 точки (122 прогнозных месяца по 6 прогнозов для каждого месяца) для показателей внешней торговли и 738 точек для показателей мировых цен на природные ресурсы.

Основные результаты расчетов представлены в табл. 1. Рассматриваемые показатели традиционно относятся к числу плохо прогнозируемых. Так, к числу хороших с точки зрения качества прогнозов показателей ($5\% < \text{MAPE} < 10\%$) относятся только показатели мировых цен на золото и алюминий. Все остальные показатели относятся к числу плохих ($\text{MAPE} > 10\%$).

ВНЕШНЕТОРГОВЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Оценки прогнозов внешнеторговых показателей свидетельствуют об их достаточно низких качественных характеристиках. Для ARIMA-прогнозов средняя абсолютная процентная ошибка составляет 15–16%; для SM-прогнозов расхождения с истинными значениями показателей несколько меньше (не превосходят 14%), но все равно существенны.

Средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов экспорта во все страны составляет 16,2%. По качественным характеристикам они уступают наивным прогнозам, расхождения которых с истинными значениями показателя составляют 14,2%, но в соответствии с тестом знаков преимущества наивных прогнозов незначимы. При прогнозировании на основе структурной модели ошибка ниже и составляет 13,2%. Альтернативные методы построения прогнозов уступают по качественным характеристикам SM-прогнозам, и по результатам теста знаков во всех случаях эти различия значимы. Кроме этого, при проверке на основании того же теста гипотеза об отсутствии значимых различий между ARIMA-прогнозами и SM-прогнозами также отвергается (значение статистики составило (-2,01)). Следовательно, значимо лучшими прогнозами показателя суммарного экспорта являются прогнозы на основе структурной модели.

В соответствии с оценками, полученными по месяцам, в последние полгода рассматриваемого периода ARIMA-прогнозы суммарного экспорта демонстрируют увеличение абсолютной процентной ошибки, составившей в среднем за эти 6 месяцев 17,7%. SM-прогнозы в декабре 2018 г. – мае 2019 г. также демонстрируют рост абсолютной процентной ошибки, причем рост существенный (до уровня 23,9%). Для обоих методов прогнозирования наиболее существенные расхождения между истинными и прогнозируемыми значениями показателей наблюдаются в мае 2019 г. В последние полгода прогнозы ИЭП уступают по качеству всем альтернативным методам: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в эти 6 месяцев составляет 13,6%, наивных сезонных прогнозов – 7,2%, скользящего среднего – 8,7%.

При прогнозировании экспорт в страны дальнего зарубежья средняя абсолютная процентная ошибка составляет 15,2%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП данного показателя превосходят наивные сезонные прогнозы и прогнозы на ос-

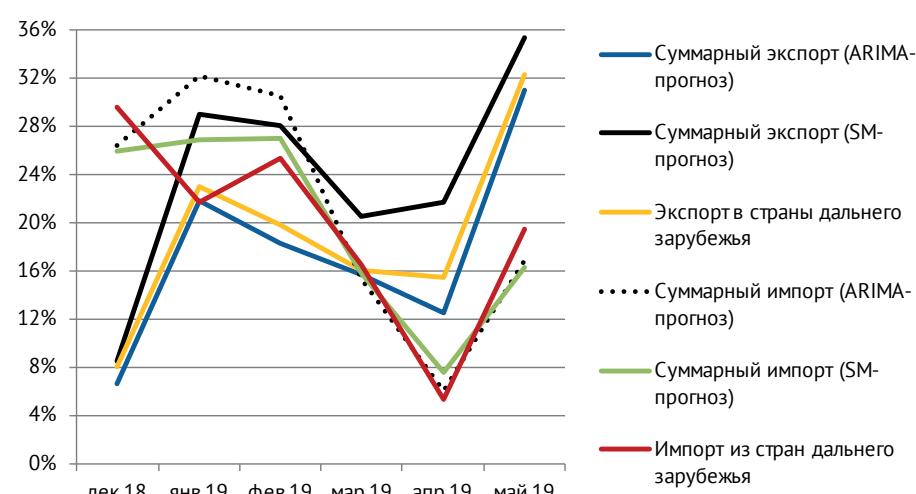


Рис. 1. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов внешнеторговых показателей, построенных для периода 12/2018 – 05/2019

нове скользящего среднего, но уступают наивным прогнозам, демонстрирующим ошибку на уровне 15,1%. Тест знаков отвергает гипотезы о несущественности различий между ARIMA-прогнозами данного показателя и всеми простейшими методами, так что для экспорта в страны дальнего зарубежья лучшими следует признать наивные прогнозы.

В последние 6 месяцев рассматриваемого периода абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов экспорта в страны дальнего зарубежья составляет в среднем 19,1%. В эти полгода прогнозы ИЭП проигрывают по качественным характеристикам прогнозам, построенным всеми простейшими методами: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в декабре 2018 г. – мае 2019 г. составляет 14,1%, наивных сезонных прогнозов – 8,3%, скользящего среднего – 9,0%.

Средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов *импорта из всех стран* составляет 16,1%. По качественным характеристикам прогнозы данного показателя, построенные по моделям временных рядов, превосходят все альтернативные методы, причем на основании теста знаков преимущества ARIMA-прогнозов значимы. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования на основе структурной модели составляет 13,9%. При этом и альтернативные методы построения прогнозов, и ARIMA-прогнозы значимо уступают SM-прогнозам по качественным характеристикам (значение статистики критерия при сравнении прогнозов ИЭП составило (-3,54)).

В последние полгода рассматриваемого периода прогнозы ИЭП суммарного импорта демонстрируют увеличение абсолютной процентной ошибки, и увеличение существенное. В эти 6 месяцев расхождения с истинными значениями показателей составляют для ARIMA-прогнозов 21,2%, для SM-прогнозов – 19,9%. Рост средней абсолютной процентной ошибки прогнозов ИЭП определяется значительным увеличением отклонений от реальных значений в первые месяцы 2019 г. Простейшие прогнозы в последние полгода, напротив, характеризуются улучшением качественных характеристик: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в декабре 2018 г. – мае 2019 г. составляет 11,3%, наивных сезонных прогнозов – 5,0%, скользящего среднего – 9,8%. Так что и ARIMA-прогнозы, и SM-прогнозы уступают по качеству всем альтернативным методам.

При прогнозировании *импорта из стран дальнего зарубежья* средняя абсолютная процентная ошибка составляет 15,4%, что существенно ниже значений ошибок для всех альтернативных методов, и в соответствии с тестом знаком во всех случаях полученные различия значимы. В последние полгода рассматриваемого периода ARIMA-прогнозы данного показателя демонстрируют увеличение абсолютной процентной ошибки до уровня 19,7%, обеспечиваемое ростом отклонений прогнозов от реальных значений импорта из стран дальнего зарубежья в осенние месяцы 2018 г. В эти полгода расхождения наивных прогнозов с истинными значениями показателя составляют 11,7%, наивных сезонных прогнозов – 5,3%, скользящего среднего – 10,2%, так что в декабре 2018 г. – мае 2019 г. прогнозы ИЭП уступают по качеству прогнозам, построенным простейшими методами.

ДИНАМИКА ЦЕН НА НЕКОТОРЫЕ ВИДЫ СЫРЬЯ НА МИРОВОМ РЫНКЕ

В соответствии с оценками качественных характеристик в рассматриваемом периоде лучшими свойствами обладают прогнозы *цен на золото*, для которых средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования составляет 7,6%. ARIMA-прогнозы данного показателя превосходят по качеству наивные сезонные прогнозы и прогнозы, полученные на основе скользящего среднего, но уступают наивным прогнозам, ошибка которых равна 6,8%. На основании теста знаков гипотеза о несущественности различий между прогнозами ИЭП и всеми альтернативными методами отвергается, так что для цен на золото значимо лучшими являются наивные прогнозы. В соответствии с оценками, полученными по месяцам, в 1-м полугодии 2019 г. расхождения ARIMA-прогнозов цен на золото с истинными значениями показателя демонстрируют нисходящую динамику, составляя в среднем 4,8%. Однако в эти полгода прогнозы ИЭП уступают по качеству большинству альтернативных методов: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов составляет 5,2%, наивных сезонных прогнозов – 2,8%, скользящего среднего – 2,5%.

Оценка качества краткосрочных прогнозов внешнеторговых показателей

К числу удовлетворительных прогнозов относятся также прогнозы цен на алюминий, расхождения которых с истинными значениями составляют в среднем 9,2%. Несмотря на достаточно высокий уровень ошибки, прогнозы ИЭП данного показателя демонстрируют лучшие качественные характеристики в сравнении с наивными сезонными прогнозами и прогнозами, полученными на основе скользящего среднего. В обоих случаях применение теста знаков для проверки

гипотезы о несущественности различий свидетельствует о том, что прогнозы ИЭП значимо лучше прогнозов, построенных простейшими методами. Лучшие качественные характеристики в рассматриваемом периоде для цен на алюминий демонстрируют наивные прогнозы, расхождения которых с истинными значениями составляют в среднем 8,8%. Но по результатам теста знаков их преимущества перед ARIMA-прогнозами незначимы. Оценки, полученные по месяцам, показывают, что в 1-м полугодии 2019 г. средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования цен на алюминий снизилась до 5,9%. Большинство альтернативных методов, напротив, демонстрируют увеличение ошибки в сравнении со средним значением за весь рассматриваемый период: расхождения наивных прогнозов с истинными значениями цен на алюминий составляют в среднем за эти полгода 6,5%, наивных сезонных прогнозов – 18,7%, прогнозов, полученных на основе скользящего среднего – 14,2%. Так что в январе-июне 2019 г. прогнозы ИЭП, полученные по моделям временных рядов, являются лучшими по качеству.

Для остальных показателей данного раздела средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования в рассматриваемом периоде превышает 10%. При прогнозировании цен на медь она составляет 11,3%. Прогнозы ИЭП данного показателя превосходят по качеству наивные сезонные прогнозы и прогнозы, полученные на основе скользящего среднего. Но значимо лучшими качественными характеристиками обладают наивные прогнозы, ошибка которых составляет 9,8%. Оценки, полученные по месяцам, свидетельствуют, что в 1-м полугодии 2019 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов цен на медь составляет в среднем 6,6%. В эти 6 месяцев прогнозы ИЭП уступают по качеству не только наивным прогнозам, но и прогнозам на основе скользящего среднего: наивные прогнозы демонстрируют расхождения с истинными значениями на уровне 5,4%, наивные сезонные прогнозы – 9,9%, скользящее среднее – 5,6%.

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования цен на никель в рассматриваемом периоде составляет 14,9%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП данного показателя превосходят наивные сезонные прогнозы и прогнозы, полученные на основе скользящего среднего, но уступают наивным прогнозам. Тест знаков для проверки гипотезы о несущественности различий между ARIMA-прогнозами и простейшими методами свидетельствует о том, что прогнозы ИЭП значимо предпочтительнее скользящего среднего и наивных сезонных прогнозов, а их различия с наивными прогнозами незначимы. В последние 6 месяцев рассматриваемого периода абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов цен на никель снижается до уровня 12,4%. Альтернативные методы также демонстрируют улучшение качественных характеристик прогнозов в январе-июне 2019 г.: расхождения наивных прогнозов с истинными значениями цен на никель составляют в среднем за эти полгода 8,7%, наивных сезонных прогнозов – 13,6%, скользящего среднего – 6,8%.

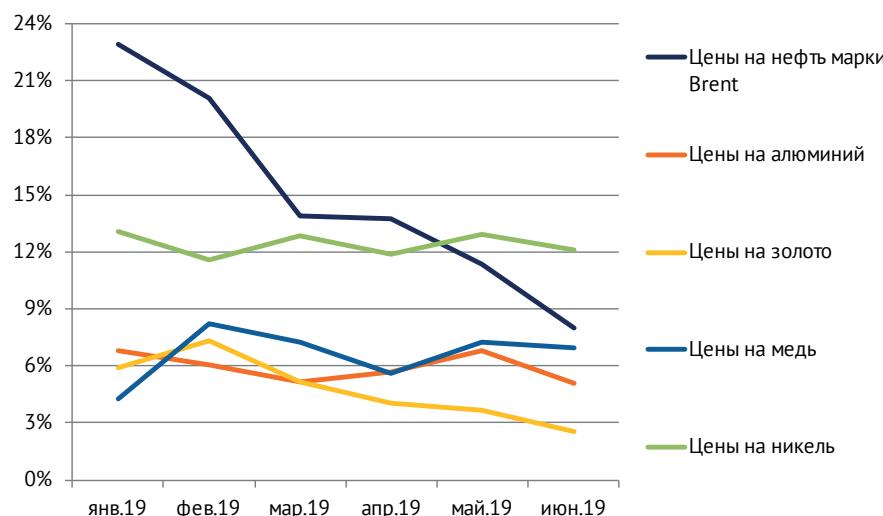


Рис. 2. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов цен на ресурсы, построенных для периода 01/2019 – 06/2019

Так что в 1-м полугодии 2019 г. ARIMA-прогнозы уступают по качеству наивным прогнозам и прогнозам на основе скользящего среднего.

Самую высокую в данной группе показателей среднюю абсолютную процентную ошибку прогнозирования, составляющую 17,3%, демонстрируют прогнозы цен на нефть марки *Brent*. Как и в случае цен на остальные ресурсы, прогнозы ИЭП цен на нефть по качественным характеристикам превосходят наивные сезонные прогнозы и прогнозы, полученные на основе скользящего среднего, но уступают наивным прогнозам, ошибка которых равна 14,8%. По результатам теста знаков их преимущества перед ARIMA-прогнозами значимы. В последние полгода рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозов ИЭП цен на нефть демонстрирует нисходящую динамику (рис. 2), составляя в среднем 15,0%. В эти 6 месяцев прогнозы ИЭП оказываются качественно менее предпочтительными в сравнении со всеми альтернативными методами: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов данного показателя, в 1-м полугодии 2019 г. составляет 14,3%, наивных сезонных прогнозов – 11,2%, скользящего среднего – 8,6%.

* * *

Таким образом, можно говорить, что качество прогнозов рассматриваемых показателей остается на достаточно низком уровне. Как и ранее, данные показатели можно отнести к группе плохо прогнозируемых рядов. Лишь для двух показателей (мировых цен на золото и алюминий) MAPE прогнозов ИЭП меньше 10% на рассматриваемом интервале времени. Прогнозы остальных показателей имеют MAPE, превышающую 10%-ный порог. С точки зрения сравнительного качества, значимо лучшими прогнозы ИЭП оказываются в трех случаях из девяти. В оставшихся шести случаях лучшими являются наивные прогнозы. Кроме этого, следует отметить, что в последние полгода рассматриваемого периода прогнозы всех внешнеторговых показателей демонстрируют ухудшение качественных характеристик, уступая по качеству альтернативным методам. Прогнозы ИЭП показателей мировых цен на природные ресурсы, кроме цен на алюминий, несмотря на сокращение ошибки в последние 6 месяцев, также уступают по качеству альтернативным методам. ■

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ ПОСЛЕДСТВИЙ РЕАЛИЗАЦИИ КРУПНЫХ СПОРТИВНЫХ СОБЫТИЙ ДЛЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ СТРАН МИРА

М. Казакова, к.э.н., заместитель заведующего лабораторией макроэкономических исследований по науке ИПЭИ, РАНХиГС; в.н.с. научного направления «Макроэкономика и финансы» Института Гайдара,
О. Андронова, н.с. лаборатории макроэкономических исследований ИПЭИ, РАНХиГС

В настоящей статье будет рассмотрен подход к изучению влияния мега-событий на экономическое развитие стран мира, основанный на модели экономического роста, предложенной в работе Mankiw et al. (1992)¹, дополненной дамми-переменными, которые иллюстрируют эффекты крупных спортивных событий для экономического развития стран как на этапе подготовки к таким мероприятиям, так и на периоде после проведения мероприятий (этот подход применен в статье Драпкин и др. (2018)²). На наш взгляд, результаты применения данного подхода позволяют улучшить качество прогноза долгосрочных последствий от реализации мега-событий для регионального экономического развития.

Обширная литература свидетельствует о том, что исследование влияния крупных спортивных событий на экономическое развитие различных стран можно проводить в разрезе краткосрочных и долгосрочных эффектов, фокусируясь на общих показателях экономического развития, таких как ВВП на душу населения, уровень занятости, уровень инфляции, государственный долг; а также некоторых частных показателях, таких как открытость торговли, доля городского населения, индекс восприятия коррупции, индекс экономической свободы и пр.³

Если проанализировать ключевые экономические показатели развивающихся стран, принимавших у себя мега-событие, то окажется, что прямого положительного воздействия на экономику реализация международного события не имеет. Но некоторые исследователи утверждают, что вопрос успешности или не успешности проведения мега-мероприятия, а также их экономической целесообразности остается открытым, так как принято считать, что проведение Олимпиады будет способствовать развитию экспорта страны. Например, Rose, Spiegel (2011)⁴ нашли убедительные доказательства большого положительного эффекта проведения Олимпиады как на экспорт, так и на общую торговлю. В странах, которые принимали Олимпийские игры, экспорт оказался при прочих равных условиях на 30% выше, чем в странах, не принимавших игры. Другие мега-события, такие как Чемпионат мира, также оказывают сильное положительное влияние на торговлю. Страны, принимающие мега-события, получают экономическую выгоду от большей открытости.

Для оценки эффектов от мега-событий для принимающих регионов могут применяться различные виды анализа. Так, рекомендуемым видом является использование анализа затрат и выгод и модели «затраты-выпуск», поскольку они учитывают все эффекты от мега-событий⁵. Для анализа экономического эффекта также используется стратегия псевдорандомизации для сравнения стран-участниц

¹ Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, vol. 107(2), 407–437.

² Драпкин И., Семенова Е., Чернега А. Влияние спортивных мега-событий на экономический рост в принимающей стране: результаты эмпирического анализа // Вестник УрФУ. Серия экономика и управление. 2018. Том 17. № 3. С. 406–422.

³ Авторы выражают благодарность И. Любимову за ценные комментарии при обсуждении настоящего исследования

⁴ См. Rose, A. K., & Spiegel, M. M. (2011). The Olympic effect. The Economic Journal, 121, 652–677. DOI:10.1111/j.1468-0297.2010.02407.x

⁵ Данный подход описан, в частности, в таких работах, как Lyck, L. (2006). Mega Sports Events – Can we, will we, should we go for such events in Copenhagen? Copenhagen Business School, Centre for Tourism and Culture Management. Working Paper No. 5, November 2006, ISBN 87-92019-02-1; Müller, M. (2009). Measuring the regional economic impact of mega-events: what are the benefits of the 2014 Olympics for Sochi? In: Professional training for the XXII Olympic and XI Paralympic Winter Games: problems and perspectives, ed. G. Romanova, 192–201. Sochi: Sochi State University for Tourism and Recreation.

mega-событий со странами, которые хоть и не были выбраны для проведения мероприятия, но также подавали заявки. Эта стратегия позволяет решить как проблему самоотбора (скорее всего, только страны с определенным уровнем экономического развития подают заявки на реализацию mega-события), так и возможной обратной причинно-следственной связи. Для оценки эффекта от проведения mega-мероприятий для экономики используется и гравитационная модель международной торговли, которая моделирует двусторонние торговые потоки между парой стран в зависимости от расстояния между ними и их торговым оборотом¹, а также другие модели.

ОПИСАНИЕ МЕТОДОЛОГИИ

В работе Mankiw et al. (1992) представлена одна из расширенных версий базовой модели экономического роста Солоу². Авторы вводят дополнительную переменную в производственную функцию – запас человеческого капитала. Также они показывают, что при учете фактора конвергенции в модели и при реалистичных предпосылках о значении некоторых экзогенных переменных можно получить модель, эконометрическое тестирование которой выявляет весьма высокую объясняющую способность регрессий. Отметим, что даже вне моделей экзогенного роста существуют методы моделирования таких параметров, как человеческий капитал, обмен знаниями и других, которые замещают в некоторой степени отсутствие объясненного технологического прогресса. Так, в модели Mankiw et al. (1992) вводятся одинаковые уравнения динамики накопления для физического и человеческого капитала. В такой системе при повышении нормы инвестирования, например, в человеческий капитал, происходит рост выпуска, благодаря которому инвестиции в физический капитал также вырастут. В такой модели объясняется, каким образом накопление одного вида капитала приводит к увеличению накопления другого и наоборот, т.е., по сути, показана ситуация взаимодополняемости капитальных благ. Описанная идея является важной еще и потому, что увеличивает роль капитала в общем экономическом росте при сохранении предпосылки об экзогенности технологического прогресса, что приводит к существенному повышению адекватности получаемых регрессий.

Mankiw et al. (1992) приводят аргументы против устоявшейся точки зрения, что модель Солоу не способна объяснить реальные межстрановые различия достаточно полно, и что на основании модели Солоу могут быть получены неверные выводы. Авторы утверждают и подтверждают, что классическая модель Солоу достаточно хорошо объясняет межстрановые данные по темпам экономического роста, несмотря на то, что она не отвечает на вопросы о динамике технологического прогресса, нормы сбережений и т.д. То есть модель решает те задачи, для которых она была разработана. При этом в рассматриваемой работе не отрицается необходимость и важность теории эндогенного роста.

При включении прокси-переменной накопления человеческого капитала в качестве еще одной объясняющей переменной в межстрановых регressиях авторами была выявлена корреляция этой переменной с нормой сбережения и темпом роста населения. Смысл модификации с включением в анализ человеческого капитала заключается в том, что появление человеческого капитала увеличивает воздействие физического капитала на выпуск. Это происходит из-за того, что при увеличении доли выпуска, инвестируемой в человеческий капитал, выпуск тоже растет, а значит, инвестиции в физический капитал также возрастут, и наоборот. Другими словами, включение человеческого капитала в модель понижает оценки эффектов сбережения населения примерно до величин, предска-

¹ Стратегия псевдорандомизации и гравитационная модель применяются в исследованиях Billings, S. B., and Holladay, J. S. (2012). Should cities go for the gold? The long-term impacts of hosting the Olympics. *Economic Inquiry*, 50, 754-772; Maennig, W.; Richter, F. (2012). Exports and Olympic games: Is there a signal effect? *Hamburg Contemporary Economic Discussions*, No. 42 [rev.], ISBN 978-3-940369-99-4, Univ., Fac. Economics and Social Science, Chair for Economic Policy, Hamburg; Rose, A. K., and Spiegel, M. M. (2011). The Olympic effect. *The Economic Journal*, 121, 652–677. DOI:10.1111/j.1468-0297.2010.02407.x.10.1111/j.1468-0297.2010.02407.x.

² Базовая модель Солоу описана в статьях Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1884513> и Solow, R. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320. DOI:10.2307/1926047.

занных расширенной моделью Солоу. Таким образом, расширенная модель Солоу дает практически полное объяснение того, почему одни страны богаче, а другие – беднее.

АНАЛИЗ ДАННЫХ

В целях расчетов мы рассматривали набор стран, в которых проходили крупные международные спортивные мероприятия за период с 1992 г. по 2018 г. (см. табл. 1). В соответствии с описанными в литературе¹ критериями, к таким событиям мы относим Зимние и Летние Олимпийские игры, а также Чемпионаты мира по футболу, что представляет небольшое отступление от подхода, использованного упомянутыми ранее Драпкин и др. (2018), которые включают в анализ и Чемпионаты Европы по футболу. Заметим также, что в отличие от этой работы, мы не рассматриваем прогнозный период 2020–2028 гг. ввиду отсутствия статистических данных по некоторым переменным за эти годы.

Таблица 1

Сводные данные по крупным международным спортивным событиям, 1992–2018 гг.

Развитые страны			Развивающиеся страны и страны с переходной экономикой		
Страна	Годы	Количество событий	Страна	Годы	Количество событий
Испания	1992	1	Китай	2008	1
Франция	1992, 1998	2	ЮАР	2010	1
Норвегия	1994	1	Россия	2014, 2018	2
США	1994, 1996, 2002	3	Бразилия	2014, 2016	2
Япония	1998, 2002	2	-	-	-
Австралия	2000	1	-	-	-
Южная Корея	2002, 2018	2	-	-	-
Греция	2004	1	-	-	-
Италия	2006	1	-	-	-
Германия	2006	1	-	-	-
Канада	2010	1	-	-	-
Великобритания	2012	1	-	-	-

Источник: составлено авторами.

Таким образом, как видно из табл. 1, за анализируемый период 22 крупных международных спортивных мероприятий проходили в 16 странах, в том числе в 12 развитых (16 мероприятий) и 4 развивающихся странах (Китай, Бразилия, ЮАР и Россия, 6 мероприятий).

В соответствии с подходом, описанным в литературе, мы оцениваем эффекты от мега-событий, имевшие место как в период подготовки к реализации событий (*ex-ante*), так и в период после проведения таких мероприятий (*ex-post*). Таким образом, мы проверяем гипотезы не только о последствиях от реализации событий, но и о том, что, возможно, тот факт, что страна выиграла конкурсный отбор и станет хозяйкой крупного спортивного события, является положительным сигналом об открытости ее экономики для международных инвесторов, торговли, а также привлекательности страны с точки зрения туризма. На основе данных таблицы мы строим 9 дамми-переменных, описывающих влияние крупных международных спортивных событий на экономический рост в рассматриваемых странах, исходя из разных временных рамок ожидаемого эффекта от реализации событий. Каждая дамми-переменная принимает значение 0, если в соответствующем году эффект от мега-события не ожидается, и 1 – если такой эффект ожидается. Например, переменная d_{22} принимает значение 1 за 4 года до мероприятия и 8 лет после мероприятия в соответствующей стране и 0 – в остальные временные периоды. При этом для дамми-переменных d_{31} , d_{32} и d_{33} мы использовали разные временные отрезки

¹ Хорошая систематизация критериев отнесения спортивного события к мега-событию приведена, в частности, в исследовании Müller, M. (2015). What makes an event a mega-event? Definitions and sizes. *Leisure Studies*, 34(6), 627–642. DOI: <https://doi.org/10.1080/02614367.2014.993333>.

для Олимпийских игр и Чемпионатов мира по футболу, что обусловлено тем, что принимающую страну для этих событий выбирают в разное время: за 7 лет до события для Олимпийских игр и за 9 лет до события для Чемпионатов мира по футболу. Временные интервалы для всех дамми-переменных приведены в табл. 2.

Таблица 2

Временные отрезки для фиктивных переменных, описывающих возможные эффекты до и после проведения крупных международных спортивных мероприятий на экономический рост в принимающих странах

Число периодов до\после события	1	2	3	
1	d_{11}	[0;4]	d_{21}	[0;8]
2	d_{12}	[-4;4]	d_{22}	[-4;8]
3	d_{13}	[-7;-9/4]	d_{23}	[-7;-9;8]

Источник: составлено авторами по результатам анализа и Драпкин и др. (2018).

Для эконометрического оценивания эффектов от мега-событий для экономического роста стран-хозяек мероприятий нами было выбрано уравнение (1), выведенное из модели Mankiw et al. (1992), в которое мы впоследствии добавляли описанные выше фиктивные переменные d_{11} - d_{33} :

$$\ln(\frac{Y}{L})_{it} = a_1 + a_2 \ln(s_k)_{it} + a_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + a_4 \ln(s_h)_{it}, \quad (1)$$

где в качестве объясняемой переменной выступает (Y/L) – ВВП на душу экономически активного населения, измеренный по паритету покупательной способности в постоянных долларах 2011 г. (YNEW); объясняющие переменные: s_k – норма сбережения физического капитала (далее для простоты – норма сбережений), или валовое накопление основного капитала, измеренное долей инвестиций в реальном ВВП (SINVEST); n – темп роста экономически активного населения (или рабочей силы), δ – норма амортизации и g – характеристика технологического прогресса, причем, согласно Mankiw et al. (1992) и другим работам, $\delta + g = 0,05$ (соответственно, далее сумма $(n + g + \delta)$ обозначается как LFGD и обозначает прирост/сокращение капитала); s_h – норма сбережения человеческого капитала (далее – человеческий капитал), причем в качестве прокси-переменной в соответствии с литературой мы используем показатель среднего числа лет обучения населения в возрасте старше

15 лет (ATTAIN); $a_1 = \ln A(0) + gt$, $a_2 = \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta}$, $a_3 = \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta}$, $a_4 = \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta}$; ε – ошибки регрессии;

индекс i обозначает страну, а t – год.

Как и в модели Mankiw et al. (1992), мы ожидаем положительные значения оценок коэффициентов при переменных нормы сбережений и человеческого капитала и отрицательный знак коэффициента при переменной прироста/сокращения капитала.

Переменная SINVEST заимствована из базы данных International Monetary Fund, World Economic Outlook Database April 2019 (<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/01/weodata/index.aspx>), переменная YNEW и численность рабочей силы – из базы данных World Development Indicators 02.10.19, World Bank (<https://data.worldbank.org>). Переменная ATTAIN – из базы данных Barro-Lee Educational Attainment for Total Population, 1950–2010 v. 2.2, June 2018 (http://www.barrolee.com/data/Lee_Lee_v1.0/LeeLee_enroll_MF.xls).

Все переменные взяты за период 1992–2018 гг. для 16 стран. Данные по переменной ATTAIN в соответствующей базе заканчиваются 2010 г., поэтому были продлены до 2018 г. при помощи метода линейной экстраполяции. Необходимо отметить, что нами рассматривались и другие варианты прокси-переменных для человеческого капитала, а именно: доля зачисленных в среднюю школу (secondary school enrollment, данные из базы World Development Indicators 02.10.19, World Bank), а также доля занятых горожан с высшим образованием в численности населения (статистика Между-

Моделирование долгосрочных последствий спортивных событий

народной организации труда). В расчетах эти показатели не использовались ввиду недоступности соответствующих статистических данных для ряда стран и/или периодов. Кроме того, в качестве альтернативной прокси-переменной нормы сбережения физического капитала мы использовали показатель валового накопления основного капитала (gross fixed capital formation) из базы World Development Indicators 02.10.19, World Bank. Тем не менее, оценка коэффициента при данной переменной оказалась незначимой, что, по-видимому, обусловлено низкой точностью измерения этого показателя.

ВЫЯВЛЕНИЕ ДОЛГОСРОЧНЫХ ПОСЛЕДСТВИЙ МЕГА-СОБЫТИЙ ДЛЯ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ СТРАН МИРА

На первом этапе мы оценивали уравнение (1) без учета фиктивных переменных для проверки гипотез базовой модели. Нами оценивались следующие панельные регрессии: пул, регрессия в первых разностях, регрессия с фиксированными и случайными эффектами. Результаты теста Хаусмана и F-теста свидетельствуют в пользу регрессии с фиксированными эффектами как наиболее релевантной нашему анализу. Результаты оценивания, которое производилось в пакете R-Studio, приведены в табл. 3 и 4.

Таблица 3
Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами

Сбалансированная панель: n = 16, T = 27, N = 432				
Остатки:				
Min.	1st Qu	Median	3rd Qu.	Max.
-0.9204998	-0.0658702	0.0079413	0.0670756	0.8958535
	Коэффициент Estimate	Ст. ошибка Std. Error	t-статистика t-value	P-значение Pr(> t)
ATTAIN	1.113342	0.091093	12.2220	< 2.2e-16 ***
SINVEST	0.254126	0.065403	3.8855	0.0001189 ***
LFGD	-2.779885	0.868077	-3.2023	0.0014686 **

Уровень значимости: 0 ****, 0.001 **, 0.01 *, 0.05 ., 0.1 ‘ ’ 1

Total Sum of Squares:	17.655
Residual Sum of Squares:	12.397
R-Squared:	0.2978
Adj. R-Squared:	0.2672
F-statistic:	58.3846
on 3 and 413 DF	p-value: < 2.22e-16

Источник: расчеты авторов.

Таблица 4
Результаты F-теста и теста Хаусмана

F-тест на индивидуальные эффекты (модели пула и в первых разностях) data: YNEW ~ ATTAIN + SINVEST + LFGD F = 145.18, df1 = 15, df2 = 413, p-value < 2.2e-16 Альтернативная гипотеза: значимые эффекты
Тест Хаусмана (модели с фиксированными и случайными эффектами) data: YNEW ~ ATTAIN + SINVEST + LFGD chisq = 35.338, df = 3, p-value = 1.033e-07 Альтернативная гипотеза: одна из моделей несостоятельна

Источник: расчеты авторов.

Как видно из приведенной выше табл. 3, эконометрическое оценивание уравнения (1) при помощи регрессии с фиксированными эффектами не позволяет отвергнуть гипотезы об оценках коэффициентов при независимых переменных: переменные нормы сбережения основного капитала и человеческого капитала оказывают высокое положительное влияние на экономический рост в

анализируемых странах, а переменная прироста/сокращения капитала – отрицательное, что свидетельствует об отрицательной связи между приростом рабочей силы и экономическим развитием стран. Отметим также, что коэффициент перед переменной человеческого капитала по абсолютному значению превышает коэффициент при переменной нормы сбережений.

Сказанное выше позволяет оценить уравнение (1) с учетом фиктивных переменных, описывающих *ex-ante* и *ex-post* влияние мега-событий на экономический рост в принимающих странах. В табл. 5 приведены окончательные результаты расчетов.

Таблица 5

Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами и 1 фиктивной переменной, описывающей эффекты от проведения крупных международных спортивных мероприятий для экономического развития стран

Сбалансированная панель: n = 16, T = 27, N = 432				
Остатки:				
Min.	1st Qu	Median	3rd Qu.	Max.
-0.9044758	-0.0732509	-0.0018463	0.0738470	0.8739059
	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
ATTAIN	0.988233	0.094453	10.4627	< 2.2e-16 ***
SINVEST	0.232670	0.064397	3.6131	0.000340 ***
LFGD	-2.700841	0.852118	-3.1696	0.001641 **
d13	0.076443	0.018631	4.1030	4.918e-05 ***
Уровень значимости: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * 0.1 ' 1				
Total Sum of Squares: 17.655				
Residual Sum of Squares: 11.911				
R-Squared: 0.32537				
Adj. R-Squared: 0.29426				
F-statistic:	49.6759	on 4 and 412 DF	p-value: < 2.22e-16	

Источник: расчеты авторов.

Из табл. 5 следует, что мега-события оказывают значимое (на уровне 1%) положительное влияние на экономический рост стран как в 4-летний период подготовки к таким мероприятиям, так и, что, на наш взгляд, более важно, после их проведения, причем этот эффект носит долгосрочный характер и наблюдается в течение 12 лет после проведения мега-событий (переменная d_{13}).

* * *

Результаты эконометрического оценивания панельной регрессии с фиксированными эффектами, основанной на модели экономического роста Мэнкью и др., на выборке 16 стран, принимавших у себя 22 крупных международных спортивных мероприятия за период 1992–2018 гг. с учетом фиктивных переменных, иллюстрирующих эффекты мега-событий для экономического развития как на этапе подготовки к таким мероприятиям, так и на периоде после проведения мероприятий, позволяют заключить, что мега-события оказывают значимое положительное влияние на экономический рост стран как в 4-летний период подготовки к этим мероприятиям, так и после их проведения. Этот эффект носит долгосрочный характер и наблюдается в течение 12 лет после проведения мега-событий.

На наш взгляд, полученные оценки могут быть использованы в построении долгосрочных прогнозов влияния крупных международных спортивных мероприятий на экономическое развитие стран. Мы также полагаем, что для достижения максимального эффекта от реализации международного спортивного события выбор, скорее всего, должен падать на те регионы, где городская, транспортная и гостиничная инфраструктура представляет самое большое препятствие для серьезного ускорения экономического роста. Следовательно, речь идет об инфраструктуре, которая может способствовать развитию отрасли международного туризма. Эта отрасль позволяет зарабатывать средства, которые в дальнейшем могут использоваться для покупки импортных потребительских товаров и услуг,

Моделирование долгосрочных последствий спортивных событий

а также осуществления инвестиционных вложений. Таким образом, некоторой стране целесообразнее выбирать места для проведения крупных спортивных мероприятий, а также строить инфраструктуру так, чтобы спортивные мероприятия могли послужить долгосрочным целям развития. Опыт показывает, что спортивные объекты часто остаются невостребованными после окончания мега-событий, поэтому издержки на их строительство стоит минимизировать, а основные затраты стараться направлять на развитие инфраструктуры в местах, где потенциал развития международного туризма высок.

Дополнительно отметим, что в качестве возможного направления для дальнейших исследований по данной тематике мы рассматриваем оценивание последствий крупных международных спортивных событий на более длительных временных интервалах с учетом появления новых данных по этим событиям и переменным регрессии, соответственно. Это бы позволило, в том числе, изучать эффекты от мега-событий отдельно в развитых и развивающихся странах. 

«Научный вестник ИЭП им. Гайдара.ру» зарегистрирован
Федеральной службой по надзору в сфере связи,
информационных технологий и массовых коммуникаций (Роскомнадзор)
как электронное информационно-аналитическое,
научное периодическое издание
(Свидетельство о регистрации средства массовой информации
Эл № ФС77-42586 от 12 ноября 2010 г.).

ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР

М.Ю. Турунцева, зав. лабораторией краткосрочного прогнозирования

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Г.И. Идрисов, руководитель научного направления «Реальный сектор»,
П.В. Трунин, руководитель научного направления «Макроэкономика и финансы»,
М.В. Казакова, ведущий научный сотрудник
научного направления «Макроэкономика и финансы»,
А.Ю. Кнобель, зав. лабораторией международной торговли

Выпускающий редактор – Е.Ю. Лопатина, РИО

Корректор – К.Ю. Мезенцева, РИО