



ИНСТИТУТ
ЭКОНОМИЧЕСКОЙ
ПОЛИТИКИ
ИМЕНИ Е. Т. ГАЙДАРА

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП ИМ. ГАЙДАРА.РУ 10/2018

- 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 ИНДЕКСОВ
ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ
Е. Астафьева, М. Турунцева..... 32
- ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРП С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ
ПРОСТРАНСТВЕННОЙ КОРРЕЛЯЦИИ
Т. Горшкова..... 37

АННОТАЦИИ И КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА К СТАТЬЯМ №10/2018

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 мае-октябре 2018 г., построенные на основе моделей временных рядов, структурных эконометрических уравнений и моделей, оцененных с использованием результатов конъюнктурных опросов.

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

Е. Астафьева, М. Турунцева

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ ИНДЕКСОВ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ

В статье приведены результаты анализа качества прогнозов ИЭП им. Е.Т. Гайдара в апреле 2009 г. – августе 2018 г. Показано, что прогнозы ИЭП данной группы показателей в целом демонстрируют довольно высокое качество как сами по себе, так и по сравнению с альтернативными методами прогнозирования.

Ключевые слова: прогнозирование, качество прогнозов, индексы цен производителей промышленных товаров.

Т. Горшкова

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРП С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ КОРРЕЛЯЦИИ

В статье проведен анализ методов прогнозирования макроэкономических панелей, а также их приложение к региональным данным по ВРП. Показано, что в среднем при прогнозировании ВРП наиболее точные результаты дает модель пространственной корреляции с фиксированными эффектами в лагах, оцененная методом максимального правдоподобия. На основании полученных результатов можно говорить о том, что российские регионы демонстрируют довольно сильную взаимосвязь, и при прогнозировании, в частности ВРП, необходимо учитывать пространственную корреляцию между регионами. При этом для случая ВРП спецификация весовой матрицы не имеет большого значения, однако определение регионов в три кластера на основе административно-территориального деления значительно снижает ошибки прогнозов, полученных всеми методами.

Ключевые слова: прогнозирование, качество прогнозов, ВРП, модели пространственной корреляции.

МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

М. Турунцева, зав. лабораторией, ИЭП им. Е.Т. Гайдара и РАНХиГС,
Е. Астафьева, 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 ноябре 2018 г. – апреле 2019 г., построенные на основе моделей временных рядов, разработанных в результате исследований, проводимых в течение последних нескольких лет в ИЭП им. Е.Т. Гайдара¹. Используемый 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 временного 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

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 № 135Р.

² Там же.

стационарность около сегментированного тренда при помощи тестов на эндогенные структурные сдвиги Перрона или Зивота–Эндрюса¹.

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, т.к. 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 экспортируемые 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 показывают², что использование рядов конъюнктурных опросов в прогностических моделях в качестве

¹ 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.

² 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.

объясняющих переменных¹ в среднем улучшает точность прогноза. Расчеты будущих значений этих показателей проводились на основе ADL-моделей (с добавлением сезонных авторегрессионных запаздываний).

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 ноябрь 2018 г. – апрель 2019 г. были использованы ряды месячных индексов промышленного производства Федеральной службы государственной статистики (Росстата) с января 2002 г. по август 2018 г. и ряды базисных индексов промышленного производства Научно-исследовательского университета Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ)² за период с января 2010 г. по сентябрь 2018 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, средний³ прирост роста индекса промышленного производства Росстата в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года по промышленности в целом составляет 2,7%. Для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ данный показатель также составляет 2,7%. По итогам 2018 г. прогнозируемый годовой рост индекса промышленного производства Росстата составит 3,2%, рост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ – 2,6%.

Среднемесячное увеличение индекса промышленного производства в добыче полезных ископаемых Росстата и НИУ ВШЭ в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. достигает соответственно 5,2 и 4,5%.

Средний темп прироста индекса промышленного производства в обрабатывающей промышленности Росстата по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. составляет 2,6%, индекса НИУ ВШЭ – 2,2%. Среднемесячное увеличение индекса промышленного производства в производстве пищевых продуктов Росстата и НИУ ВШЭ – соответственно 3,3 и 3,3%. В производстве кокса и нефтепродуктов средний прирост прогнозируется на уровне 0,4 и 0,6% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно. Среднемесячное изменение индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ для металлургического производства в ноябре 2018 г. –

¹ 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.

² Данные индексы рассчитываются Барановым Э.А. и Бессоновым В.А.

³ 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		ИПП в производстве машин и оборудования				
	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ	Росстат	НИУ ВШЭ			
	ARIMA	КО	ARIMA	КО	ARIMA	КО	ARIMA	КО	ARIMA	КО	ARIMA	КО	ARIMA	КО			
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предшествующего года																	
Ноя.18	3,8	2,7	2,4	2,7	4,4	3,0	2,2	1,0	2,5	2,0	1,5	1,0	-0,2	2,5	5,7	6,4	3,5
Дек.18	4,2	2,8	2,0	2,7	4,2	2,0	3,2	0,8	2,3	3,3	3,2	0,2	-0,7	-1,9	3,5	4,7	-9,9
Янв.19	-0,9	2,7	1,4	2,5	4,7	2,8	0,3	0,9	-1,2	3,3	3,6	-0,7	0,4	-8,6	2,8	-3,0	7,7
Фев.19	1,9	3,5	2,6	3,3	5,5	3,2	3,1	-1,6	-4,4	4,7	5,0	1,2	2,1	-3,9	1,0	4,3	-0,9
Мар.19	-0,3	2,9	0,7	2,8	4,2	2,3	2,6	-5,5	-8,0	2,9	2,4	0,9	0,9	-0,8	-1,6	10,1	10,5
Апр.19	0,2	3,7	0,5	3,6	3,7	2,4	1,6	-0,8	-2,4	3,4	4,0	-0,3	1,3	-0,7	-4,8	-2,1	4,5
Справочно: фактический прирост 2017–2018 гг. к соответствующему месяцу 2016–2017 гг.																	
Ноя.17	-1,5	-0,3	-0,4	-2,0	-2,0	-1,0	2,1	-6,9	-7,9	3,4	4,8	1,1	-0,1	-10,6	1,8	-2,2	0,9
Дек.17	-1,7	0,2	-0,4	-1,9	-1,9	-1,6	2,9	-6,6	-7,1	-0,5	1,0	0,0	-1,0	-1,6	2,9	3,1	18,8
Янв.18	2,4	1,5	0,8	-2,0	-2,0	4,3	4,6	-0,7	-0,8	2,2	3,7	2,7	0,5	5,3	5,6	-14,8	-6,9
Фев.18	3,2	1,6	1,2	-1,4	-1,4	4,7	3,3	1,4	2,4	1,9	3,1	2,2	0,7	2,3	4,5	2,9	-4,9
Мар.18	2,8	1,4	2,4	-0,2	-0,2	2,2	0,7	8,8	10,6	2,8	2,3	1,7	1,4	8,6	0,3	-1,2	-8,5
Апр.18	3,9	1,7	2,5	0,2	0,2	5,3	2,9	0,5	-0,3	5,2	3,5	-0,2	-3,7	2,4	7,7	-5,6	-3,8

Примечание. На рассматриваемых интервалах времени ряды цепных индексов промышленного производства по промышленности в целом Росстата и НИУ ВШЭ, а также цепные индексы промышленного производства в производстве 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 добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ и в 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.

апреле 2019 г. составляет соответственно -2,2 и 1,1%. В производстве машин и оборудования средний рост прогнозируется на уровне 3,4 и 2,6% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

Средний прирост индекса промышленного производства в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха Росстата в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет -0,9%; аналогичный показатель для индекса НИУ ВШЭ – -1,9%.

В среднем (по видам экономической деятельности) рост индексов промышленного производства Росстата в 2018 г. составит 2,1%, рост индексов промышленного производства НИУ ВШЭ – 0,8%.

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 октябрь 2018 г.

Из табл. 2 следует, что средний прогнозируемый прирост объемов месячного товарооборота в период с ноября 2018 г. по апрель 2019 г. по отношению к соответствующему периоду 2017–2018 гг. составляет около 5,3%.

Средний прирост месячного реального товарооборота в период с ноября 2018 г. по апрель 2019 г. по отношению к соответствующему периоду 2017–2018 гг. прогнозируется около 1,7%.

В годовом исчислении прогнозируемое увеличение номинального показателя розничного товарооборота в апреле 2019 г. в номинальном выражении составляет 5,6%, в реальном – 2,5%.

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)
Ноя.18	2720,0 (5,8)	102,8
Дек.18	3258,7 (5,6)	102,0
Янв.19	2443,3 (4,9)	101,5
Фев.19	2380,2 (4,9)	101,3
Мар.19	2596,2 (5,3)	101,2
Апр.19	2588,9 (5,2)	101,2
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2017–2018 гг.		
Ноя.17	2571,2	103,1
Дек.17	3085,7	103,3
Янв.18	2328,2	102,9
Фев.18	2268,1	102,0
Мар.18	2466,5	102,2
Апр.18	2460,7	102,9

Примечание. Ряды розничного товарооборота и реального розничного товарооборота на интервале с января 1999 г. по октябрь 2018 г. являются рядами типа DS.

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 сентябрь 2018 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 ноябрь 2018 г. – апрель 2019 г. по отношению к аналогичному периоду 2017–2018 гг. составит 20,1, 17,5, 19,4 и 19,3% соответственно. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за ноябрь 2018 г. – апрель 2019 г. достигнет 97,4 млрд долл., что соответствует росту на 15,1% по отношению к аналогичному периоду 2017–2018 гг. Средний объем сальдо торгового баланса со всеми странами за 2018 г. прогнозируется на уровне 180,6 млрд долл., что соответствует росту на 56,4% по отношению к аналогичному периоду 2017 г.

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

Таблица 3

Результаты расчетов прогнозных значений объемов внешнеторгового оборота со странами вне СНГ

	Экспорт, всего			Импорт, всего			Экспорт в страны вне СНГ			Импорт из стран вне СНГ				
	прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соответствующий месяц предыдущего года	прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соответствующий месяц предыдущего года	прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соответствующий месяц предыдущего года	прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соответствующий месяц предыдущего года		
	ARIMA	SM		ARIMA	SM		ARIMA	SM		ARIMA	SM			
Ноя.18	39,9	40,9	119	122	115	123	34,4	36,1	120	126	22,4	24,9	114	127
Дек.18	42,7	43,5	114	116	112	118	37,7	39,0	118	122	25,6	26,5	118	122
Янв.19	37,6	39,7	112	118	134	126	32,6	34,4	110	116	18,0	19,2	122	130
Фев.19	41,9	44,9	134	144	121	122	35,4	36,5	132	136	19,6	21,1	115	123
Мар.19	40,6	43,9	111	120	112	107	35,9	36,5	113	115	22,4	22,0	116	114
Апр.19	40,8	44,3	113	123	115	113	35,1	36,8	112	118	21,4	21,8	115	118
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2017–2018 гг., млрд долл.														
Ноя.17	33,4			21,9			28,6			19,6				
Дек.17	37,5			24,1			32,1			21,8				
Янв.18	33,6			16,7			29,7			14,8				
Фев.18	31,3			19,1			26,9			17,1				
Мар.18	36,6			21,6			31,8			19,3				
Апр.18	36,0			20,8			31,3			18,5				

Примечание. На интервале с января 1999 г. по сентябрь 2018 г. ряды экспорта, 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.

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 август 2018 г.¹ В табл. 4 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. по ARIMA-моделям, структурным моделям (SM) и моделям, построенным с использованием конъюнктурных опросов (КО).

Прогнозируемый среднемесячный прирост индекса потребительских цен в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. составит 0,5%. Прирост цен производителей промышленных товаров за указанный период прогнозируется в среднем также на уровне 0,5% в месяц. Годовой прирост индекса потребительских цен в среднем по двум моделям составит 4,2%. Аналогичный показатель для индекса цен производителей прогнозируется на уровне 12%.

Для индексов цен производителей Росстата с ноября 2018 г. по апрель 2019 г. прогнозируются следующие средние темпы роста в месяц: 2,4% – в добыче полезных ископаемых, 1,2% – в обрабатывающих производствах, 0,2% – в обеспечении электрической энергией, газом и паром, 0,9% – в производстве пищевых продуктов, 0,4% – в производстве текстильных изделий, 0,9% – в обработке древесины и производстве изделий из дерева, 1,3% – в производстве бумаги и бумажных изделий, 0,1% – в производстве кокса и нефтепродуктов, 0,9% – в химическом производстве, 0,5% – в металлургическом производстве, 1,1% – в производстве машин и оборудования и 0,5% – в производстве автотранспортных средств. Годовой прирост индексов цен производителей по видам экономической деятельности составит в среднем 13,4%. По итогам 2018 г. максимальный годовой прирост прогнозируется в добыче полезных ископаемых (30,9%), минимальный – в обеспечении электрической энергией, газом и паром (2,2%).

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

В данном разделе представлены результаты расчетов прогнозируемых значений стоимости минимального набора продуктов питания в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. Прогнозы строились на основе временных рядов по данным Росстата за период с января 2000 г. по октябрь 2018 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 3937,8 руб. Прогнозируемый рост стоимости минимального набора продуктов питания составляет в среднем около 3,1% по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года. Годовой прирост стоимости минимального набора продуктов питания в 2018 г. составит 3%.

Таблица 5

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

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели, руб.	
Ноя.18	3804,1
Дек.18	3833,3
Янв.19	3899,5
Фев.19	3950,0
Мар.19	3975,4
Апр.19	4000,4
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2017–2018 гг., млрд руб.	
Ноя.17	3714,2
Дек.17	3720,0
Янв.18	3749,6
Фев.18	3787,8
Мар.18	3826,3
Апр.18	3895,1
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предыдущего года, %	
Ноя.18	2,4
Дек.18	3,0
Янв.19	4,0
Фев.19	4,3
Мар.19	3,9
Апр.19	2,7

Примечание. Ряд стоимости минимального набора продуктов на интервале с января 2000 г. по октябрь 2018 г. является стационарным в первых разностях.

¹ Структурные модели оценивались на интервале с октября 1998 г.

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 август 2018 г. В табл. 6 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. 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 ноябрь 2018 г. – апрель 2019 г., сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки будет снижаться со среднемесячным темпом 0,8%. При этом в январе 2018 г. имело место сезонное снижение индекса на -5,6 п.п., а в октябре 2018 г. ожидается на -4,2 п.п. В результате его годовой прирост в 2018 г. составит 1,6%. В апреле 2019 г. прогнозируется сезонный рост данного показателя на 3,9 п.п.

Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом в течение данных шести месяцев будет расти со среднемесячным темпом 0,05%. Его годовой прирост в 2018 г. прогнозируется на уровне -0,1%. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт в течение следующих шести месяцев будет расти со среднемесячным темпом 1,4%. В результате его годовой прирост в 2018 г. составит 9,1%. В апреле 2019 г. ожидается сезонный рост индекса на 4,0 п.п.

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 ноябре 2018 г. – апреле 2019 г., полученные на основе нелинейных моделей временных рядов, оцененных по данным МВФ на интервале с января 2000 г. по сентябрь 2018 г.

Средний прогнозируемый уровень цен на нефть составляет около 94,9 долл./барр., что выше соответствующих показателей прошлого года в среднем на 38,9%. Цены на алюминий прогнозируются

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)			
Ноя.18	100,2	99,8	102,4
Дек.18	100,2	99,8	101,4
Янв.19	100,2	101,4	98,7
Фев.19	100,1	99,8	99,9
Мар.19	100,1	99,8	101,8
Апр.19	103,9	99,7	104,0
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к декабрю предыдущего года)			
Ноя.18	101,4	100,1	107,6
Дек.18	101,6	99,9	109,1
Янв.19	100,2	101,4	98,7
Фев.19	100,3	101,2	98,6
Мар.19	100,4	101,0	100,4
Апр.19	104,4	100,7	104,4
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг. (в % к предыдущему месяцу)			
Ноя.17	100,5	100,0	100,1
Дек.17	100,5	100,0	100,9
Янв.18	94,4	100,1	86,8
Фев.18	101,5	100,1	100,0
Мар.18	100,1	100,1	100,1
Апр.18	105,5	100,1	113,5

Примечание. На интервале с сентября 1998 г. по август 2018 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 август 2018 г.; для всех рядов использовались фиктивные переменные для учета особо резких всплесков.

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*).

на уровне около 2040 долл./т, а их среднее прогнозируемое снижение составляет приблизительно 5% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. Прогноз цен на золото составляет около 1197 долл./унц. Средние прогнозируемые цены на медь составляют около 6432 долл./т, а на никель – около 12173 долл./т. Среднее прогнозируемое снижение цен на золото составляет около 9%, на медь – около 7%, на никель – 6% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года.

На конец 2018 г. прогнозируемый прирост цен на нефть по сравнению с концом 2017 г. составит 40,5%. Падение цен на алюминий, золото, медь и никель составит соответственно -10,1, -5,5, -11,4 и -3,6%.

ДЕНЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Будущие значения денежной базы (в узком определении – наличные деньги и ФОР) и денежного агрегата M_2 в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. получены на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых ЦБ РФ¹, на интервале с октября 1998 г. по октябрь 2018 г. для денежной базы и с октября 1998 г. по сентябрь 2018 г. для денежного агрегата M_2 . 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 ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. денежная база будет расти на рассматриваемом интервале времени со среднемесячным темпом 0,8%. Годовой прирост денежной базы в 2018 г. составит по прогнозам 13,6%. В январе 2019 г. планируется сезонный рост денежной базы на 5,0%.

В рассматриваемый период времени денежный показатель M_2 будет расти со среднемесячным темпом 0,5%. Годовой прирост показателя M_2 в 2018 г. прогнозируется на уровне 10,3%. В январе 2019 г. планируется сезонный рост показателя M_2 на 3,0%.

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

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					
Ноя.18	89,31	2048	1199	6447	12337
Дек.18	93,95	2046	1191	6424	12198
Янв.19	90,80	2029	1192	6426	12164
Фев.19	98,30	2037	1200	6429	12110
Мар.19	97,97	2043	1201	6437	12132
Апр.19	99,28	2039	1197	6429	12093
Приросты к соответствующему месяцу предыдущего года, %					
Ноя.18	40,5	0,2	-6,5	-4,7	10,7
Дек.18	40,5	-10,1	-5,5	-11,4	-3,6
Янв.19	31,5	-8,3	-10,5	-9,5	-9,8
Фев.19	49,4	-4,5	-9,9	-7,3	-11,8
Мар.19	39,4	1,9	-9,3	-4,5	-9,3
Апр.19	32,1	-9,4	-10,3	-5,7	-11,6
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.					
Ноя.17	63,57	2045	1282	6767	11143
Дек.17	66,87	2276	1261	7252	12653
Янв.18	69,05	2214	1332	7101	13488
Фев.18	65,78	2134	1332	6934	13738
Мар.18	70,27	2005	1325	6739	13380
Апр.18	75,17	2249	1335	6821	13675

Примечание. Ряды цен на нефть, никель, золото, медь и алюминий на интервале с января 1980 г. по сентябрь 2018 г. являются рядами типа DS.

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, %
Ноя.18	10450	1,5	44371	1,0
Дек.18	10450	0,0	44369	0,0
Янв.19	10968	5,0	45721	3,0
Фев.19	10608	-3,3	45262	-1,0
Мар.19	10765	1,5	45723	1,0
Апр.19	10768	0,0	45260	-1,0
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2017-2018 гг. (прирост к предыдущему месяцу, %)				
Ноя.17		-0,5		0,2
Дек.17		-0,1		1,1
Янв.18		7,4		5,8
Фев.18		-6,0		-2,0
Мар.18		1,8		1,1
Апр.18		1,2		0,8

Примечание. Временной ряд значений денежной базы на интервале с октября 1998 г. по октябрь 2018 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 сентябрь 2018 г. был идентифицирован как стационарный ряд с выраженной сезонной компонентой.

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 сентябрь 2018 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 ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. международные резервы будут расти со среднемесячным темпом 0,5%. В 2018 г. прогнозируется прирост международных резервов на уровне 8,6%.

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 октябрь 2018 г. и за период с января 1999 г. по октябрь 2018 г.² соответственно.

В ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. значение курса доллара США к рублю прогнозируется в среднем по двум моделям равным 66 руб. 00 коп. за доллар США. Прогнозируемое на конец 2018 г. значение показателя составит 65 руб. 65 коп. за доллар США в среднем по двум моделям.

Прогнозируемое значение курса евро к доллару США в среднем на рассматриваемом интервале времени составит 1,14 долл. США за один евро. Значение показателя на конец 2018 г. прогнозируется на уровне 1,15 долл. США за один евро в среднем по двум моделям.

Таблица 9

Прогноз международных резервов

	Прогнозные значения по ARIMA-моделям	
	млрд долл. США	прирост к предыдущему месяцу, %
Ноя.18	466,3	0,6
Дек.18	468,6	0,5
Янв.19	470,9	0,5
Фев.19	473,2	0,5
Мар.19	475,6	0,5
Апр.19	478,0	0,5
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.		
Ноя.17	424,9	0,0
Дек.17	431,6	1,6
Янв.18	432,7	0,3
Фев.18	447,7	3,5
Мар.18	453,6	1,3
Апр.18	458,0	1,0

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по сентябрь 2018 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
Ноя.18	64,86	65,48	1,14	1,15
Дек.18	65,32	65,99	1,14	1,15
Янв.19	65,48	66,25	1,13	1,15
Фев.19	65,72	66,61	1,13	1,15
Мар.19	65,94	66,94	1,13	1,15
Апр.19	66,17	67,28	1,13	1,16
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.				
Ноя.17	58,33		1,18	
Дек.17	57,60		1,20	
Янв.18	56,29		1,25	
Фев.18	55,67		1,22	
Мар.18	57,26		1,23	
Апр.18	62,00		1,21	

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 Данные по курсу евро к доллару США и по курсу доллара США к рублю за октябрь 2018 г. взяты с сайта статистики обменных курсов www.oanda.com.

ПОКАЗАТЕЛИ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

В этом разделе (см. табл. 11) представлены результаты расчета прогнозных значений показателей реальной заработной платы, 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 сентябрь 2018 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.

Согласно результатам, представленным в табл. 11, среднемесячное падение реальных располагаемых денежных доходов по сравнению с соответствующим прошлогодним уровнем прогнозируется на уровне 1,8%; реальных денежных доходов – 0,7%. Прогнозируемый среднемесячный прирост реальной заработной платы составит 3,9%. По итогам 2018 г. прогнозируемый прирост реальных располагаемых денежных доходов составит 2,1%; реальных денежных доходов – на 1,8%, а прирост реальной заработной платы – 8,2%.

Таблица 11

Прогноз показателей уровня жизни населения

	Реальные располагаемые денежные доходы	Реальные денежные доходы	Реальная начисленная заработная плата
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к соответствующему месяцу 2017–2018 гг.)			
Ноя.18	100,0	100,7	107,0
Дек.18	–	100,6	106,0
Янв.19	98,1	99,0	103,0
Фев.19	96,9	98,0	101,8
Мар.19	96,6	98,0	102,8
Апр.19	98,5	99,4	103,0
Справочно: фактические значения за соответствующий период 2017 г. (в % к аналогичному периоду 2016–2017 гг.)			
Ноя.18	99,9	100,4	105,8
Дек.18	98,8	99,3	106,2
Янв.19	100,1	100,5	111,0
Фев.19	104,2	104,5	110,5
Мар.19	104,6	104,8	108,7
Апр.19	105,6	105,9	107,6

Примечание. Для расчетов использовались ряды располагаемых денежных доходов, реальных денежных доходов и реальной заработной платы в базисной форме (за базисный период был принят январь 1999 г.). На рассматриваемом интервале с января 1999 г. по сентябрь 2018 г. эти ряды были отнесены к классу процессов, являющихся стационарными в разностях, с выраженной сезонной составляющей.

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 август 2018 г. по месячным данным Росстата². Показатель общей численности безработных рассчитывается также на основе моделей с использованием результатов конъюнктурных опросов³.

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).

² Показатель рассчитан в соответствии с методологией Международной организации труда (МОТ) и приводится по состоянию на конец месяца.

³ Модель оценена на интервале с января 1999 г. по август 2018 г.

Отметим, что возможные логические расхождения¹ 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 12

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 2017–2018 гг., %	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2017–2018 гг., %	в % к показателю численности занятого в экономике населению	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2017–2018 гг., %	в % к показателю численности занятого в экономике населения
Ноя.18	72,7	0,2	3,6	-8,0	4,9	3,5	-9,1	4,8
Дек.18	72,8	0,3	3,6	-6,8	5,0	3,6	-9,0	4,9
Янв.19	72,1	0,2	3,8	-3,4	5,2	3,6	-9,0	5,0
Фев.19	72,0	0,0	3,7	-2,1	5,2	3,6	-6,1	5,0
Мар.19	72,5	0,3	3,7	-2,6	5,1	3,6	-6,4	5,0
Апр.19	72,7	0,5	3,6	-1,7	5,0	3,5	-4,9	4,8
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг., млн чел.								
Ноя.17		72,5				3,9		
Дек.17		72,6				3,9		
Янв.18		71,9				3,9		
Фев.18		72,0				3,8		
Мар.18		72,3				3,8		
Апр.18		72,3				3,7		

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по август 2018 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. 12), в ноябре 2018 г. – апреле 2019 г. рост численности занятых в экономике в среднем составит 0,3% в месяц по отношению к соответствующему периоду предыдущего года. Прогнозируемое на конец 2018 г. значение показателя численности занятого в экономике населения составляет 72,8 млн чел.

Среднее сокращение показателя общей численности безработных прогнозируется на уровне 5,8% в месяц по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. Средняя численность безработных в конце 2018 г. прогнозируется на уровне 3,6 млн чел.

¹ 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

	2018					2019			
	авг	сен	окт	ноя	дек	янв	фев	мар	апр
ИПП Росстата (прирост, %)*	2,7	1,3	3,0	3,3	3,5	0,9	2,7	1,3	2,0
ИПП НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,8	3,3	2,8	2,6	2,4	2,0	3,0	1,8	2,1
ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата (прирост, %)*	4,5	5,5	5,5	5,9	5,3	5,5	5,2	4,8	4,5
ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,9	3,7	4,1	4,4	4,2	4,7	5,5	4,2	3,7
ИПП в обрабатывающих производствах Росстата (прирост, %)*	2,2	0,8	0,8	3,0	2,0	2,8	3,2	2,3	2,4
ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,4	3,4	4,4	2,2	3,2	0,3	3,1	2,6	1,6
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата (прирост, %)*	0,1	1,9	-0,6	1,0	0,8	0,9	-1,6	-5,5	-0,8
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,4	-0,3	2,3	2,5	2,3	-1,2	-4,4	-8,0	-2,4
ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата (прирост, %)*	6,1	4,9	2,9	2,0	3,3	3,3	4,7	2,9	3,4
ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,2	2,5	1,4	1,5	3,2	3,6	5,0	2,4	4,0
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата (прирост, %)*	-0,4	1,5	2,3	1,0	0,2	-0,7	1,2	0,9	-0,3
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	-2,7	2,3	0,0	-0,2	-0,7	0,4	2,1	0,9	1,3
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата (прирост, %)*	-5,2	-7,1	5,0	2,5	-1,9	-8,6	-3,9	-0,8	-0,7
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,7	5,5	5,3	5,7	3,5	2,8	1,0	-1,6	-4,8
ИПП в производстве машин и оборудования Росстата (прирост, %)*	13,3	9,6	2,9	6,4	4,7	-3,0	4,3	10,1	-2,1
ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ (прирост, %)*	-1,5	6,7	4,8	3,5	-9,9	7,7	-0,9	10,5	4,5
Розничный товарооборот, трлн руб.	2,75	2,72	2,75	2,72	3,26	2,44	2,38	2,60	2,59
Реальный розничный товарооборот (прирост, %)*	2,8	2,1	1,8	2,8	2,0	1,5	1,3	1,2	1,2
Экспорт (млрд долл.)	37,4	38,4	39,2	40,9	43,5	39,7	44,9	43,9	44,3
Экспорт в страны, дальнего зарубежья (млрд долл.)	32,7	33,8	33,9	35,3	38,4	33,5	36,0	36,2	36,0
Импорт (млрд долл.)	21,6	20,0	25,0	26,1	27,7	21,7	23,2	23,7	23,7
Импорт из стран дальнего зарубежья (млрд долл.)	19,4	17,9	22,4	23,7	26,1	18,6	20,4	22,2	21,6
ИЦП (прирост, %)**	0,0	0,4	0,5	0,5	0,4	0,9	0,4	0,4	0,3
ИЦП промышленных товаров (прирост, %)**	0,2	0,9	1,1	0,5	0,5	0,2	0,3	-0,2	1,0
ИЦП в добыче полезных ископаемых (прирост, %)**	-1,8	0,0	4,3	1,6	6,0	-1,6	-0,5	4,3	4,9
ИЦП в обрабатывающих производствах (прирост, %)**	0,7	1,2	0,9	0,9	1,6	0,9	1,4	0,8	1,4
ИЦП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды (прирост, %)**	2,4	0,7	0,2	-0,1	0,0	0,0	1,5	0,5	-0,6
ИЦП в производстве пищевых продуктов (прирост, %)**	0,5	0,8	0,7	0,8	1,4	0,8	0,5	0,7	0,9
ИЦП в текстильном и швейном производстве (прирост, %)**	-0,1	0,1	0,2	0,4	-0,1	0,3	0,6	0,7	0,6
ИЦП в обработке древесины и производстве изделий из дерева (прирост, %)**	1,0	1,0	1,0	0,7	0,9	0,7	1,2	0,8	0,7
ИЦП в целлюлозно-бумажном производстве (прирост, %)**	2,4	0,8	1,9	1,6	0,7	1,8	0,7	0,8	2,0

Модельные расчеты краткосрочных прогнозов

	2018					2019			
	авг	сен	окт	ноя	дек	янв	фев	мар	апр
ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов (прирост, %)**	1,5	2,5	1,5	1,2	-2,2	-3,3	1,6	1,7	1,7
ИЦП в химическом производстве (прирост, %)**	2,4	2,5	1,8	1,4	0,3	0,6	0,8	1,1	1,3
ИЦП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (прирост, %)**	-0,5	-0,8	0,1	0,7	0,8	0,4	0,6	0,6	0,2
ИЦП в производстве машин и оборудования (прирост, %)**	1,5	1,1	1,0	0,8	0,8	1,8	1,3	0,8	0,8
ИЦП в производстве транспортных средств и оборудования (прирост, %)**	1,4	0,4	1,2	0,7	0,3	1,0	-0,1	0,7	0,5
Стоимость минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц, тыс. руб.)	3,94	3,84	3,83	3,86	3,90	3,93	3,95	3,98	4,00
Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (прирост, %)**	0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	1,4	-0,2	-0,2	-0,3
Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (прирост, %)**	0,3	-0,3	-1,9	2,4	1,4	-1,3	-0,1	1,8	4,0
Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки (прирост, %)**	0,2	0,2	-4,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	3,9
Цена на нефть марки Brent (долл./барр.)	77,4	82,7	84,5	89,3	93,9	90,8	98,3	98,0	99,3
Цена на алюминий (тыс. долл./т)	2,12	2,05	2,05	2,05	2,05	2,03	2,04	2,4	2,04
Цена на золото (тыс. долл./унц.)	1,20	1,20	1,20	1,20	1,19	1,19	1,20	1,20	1,20
Цена на медь (тыс. долл./т)	5,99	6,26	6,37	6,45	6,42	6,43	6,43	6,44	6,43
Цена на никель (тыс. долл./т)	12,8	12,5	12,5	12,3	12,2	12,2	12,1	12,1	12,1
Денежная база (трлн руб.)	10,2	10,3	10,3	10,5	10,4	11,0	10,6	10,8	10,8
M ₂ (трлн руб.)	43,9	44,4	43,9	44,4	44,4	45,7	45,3	45,7	45,3
Международные резервы (млрд долл.)	0,46	0,46	0,46	0,47	0,47	0,47	0,47	0,48	0,48
Обменный курс RUR/USD (руб. за доллар США)	68,08	65,59	65,69	65,17	65,66	65,87	66,17	66,44	66,73
Обменный курс USD/EUR (долл. США за евро)	1,16	1,16	1,13	1,15	1,15	1,14	1,14	1,14	1,15
Реальные располагаемые денежные доходы (прирост, %)*	-0,9	-1,5	0,4	0,0	-0,7	-1,9	-3,1	-3,4	-1,5
Реальные денежные доходы (прирост, %)*	-0,2	-0,6	0,8	0,7	0,6	-1,0	-2,0	-2,0	-0,7
Реальная заработная плата (прирост, %)*	6,8	7,2	7,3	7,0	6,0	3,0	1,8	2,8	3,0
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	73,4	73,3	72,8	72,7	72,8	72,1	72,0	72,5	72,7
Общая численность безработных (млн чел.)	3,5	3,5	3,5	3,6	3,6	3,7	3,7	3,7	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. 1а. Индекс промышленного производства Росстата (ARIMA-модель), % к декабрю 2001 г.

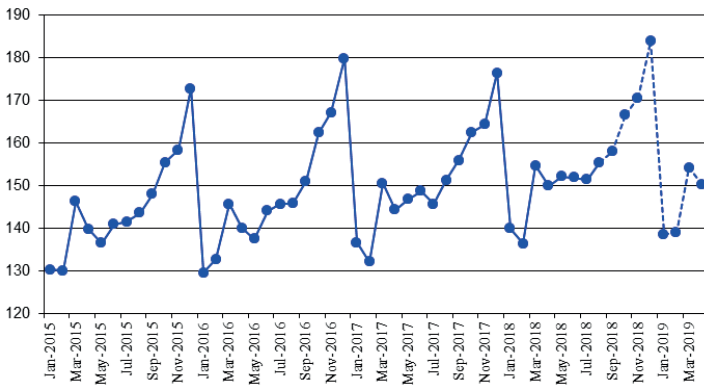


Рис. 1б. Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ (ARIMA-модель), % к январю 2010 г.

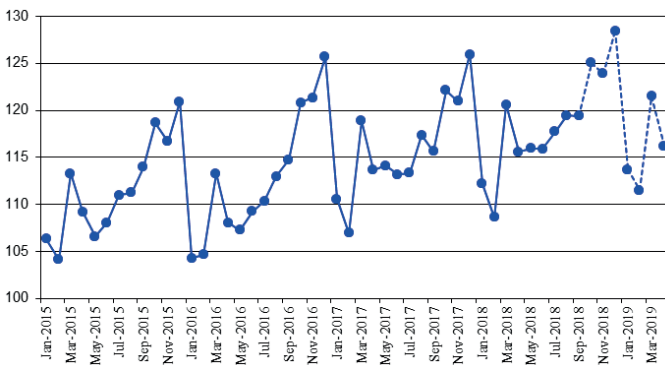


Рис. 2а. ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата, % к декабрю 2001 г.

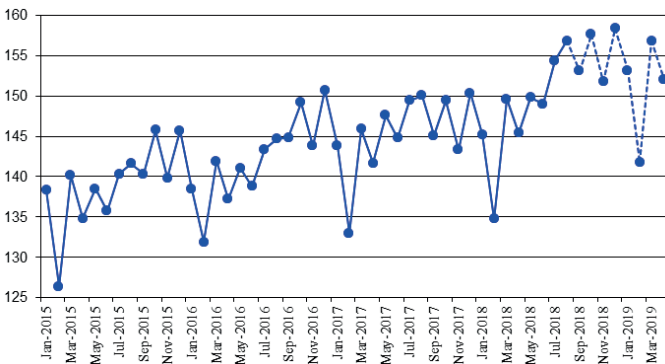


Рис. 2б. ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

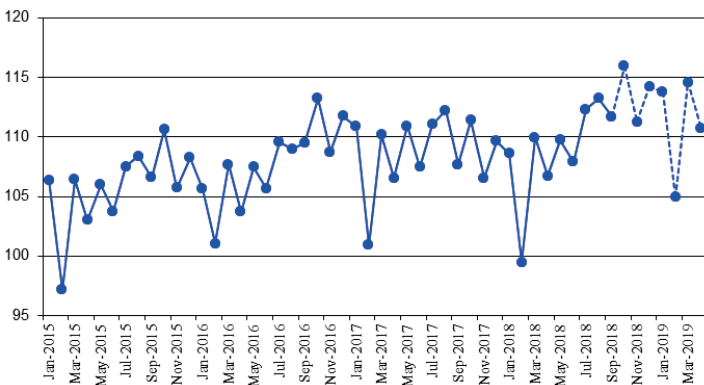


Рис. 3а. ИПП в обрабатывающих производствах Росстата, % к декабрю 2001 г.

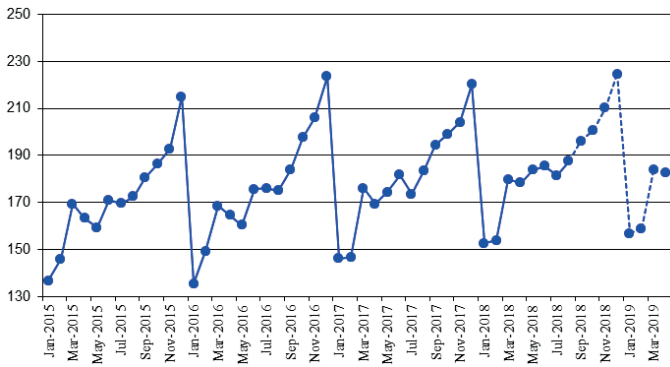


Рис. 3б. ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

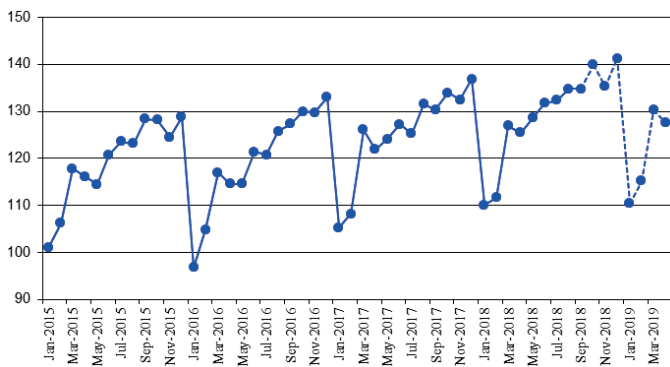


Рис. 4а. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха Росстата, % к декабрю 2001 г.

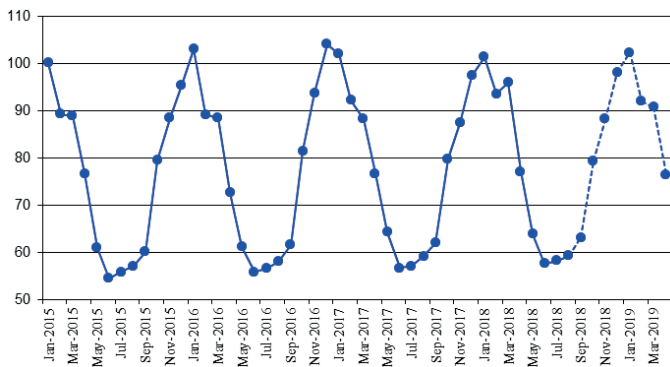


Рис. 4б. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

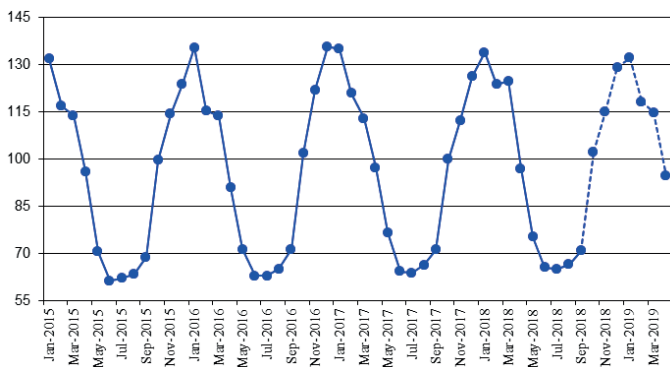


Рис. 5а. ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

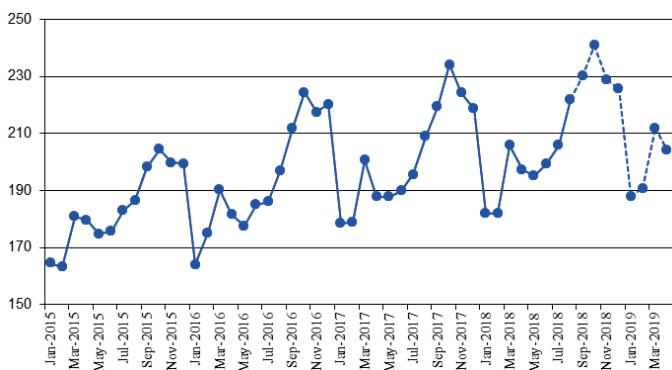


Рис. 5б. ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

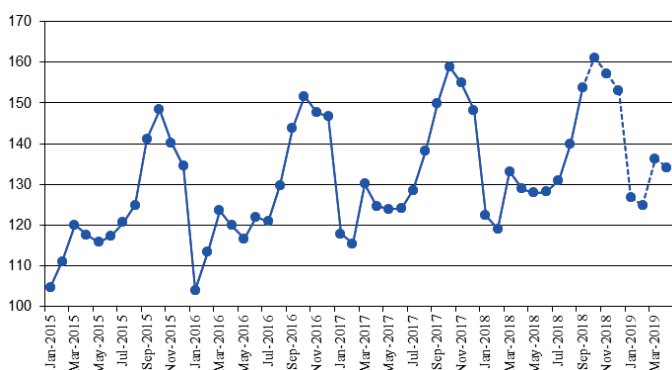


Рис. 6а. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

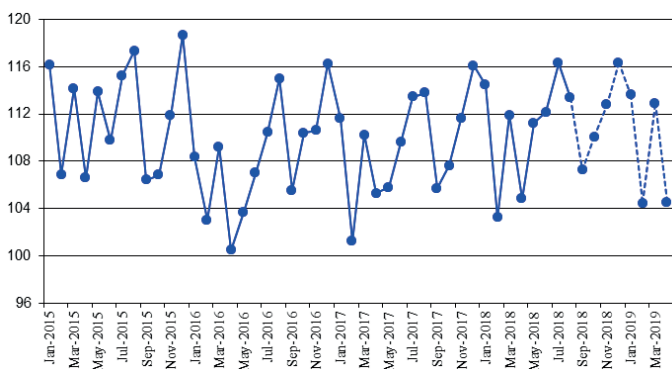


Рис. 6б. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

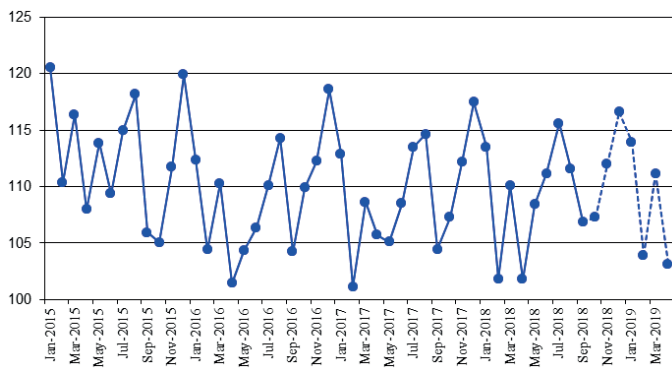


Рис. 7а. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата, % к декабрю 2001 г.

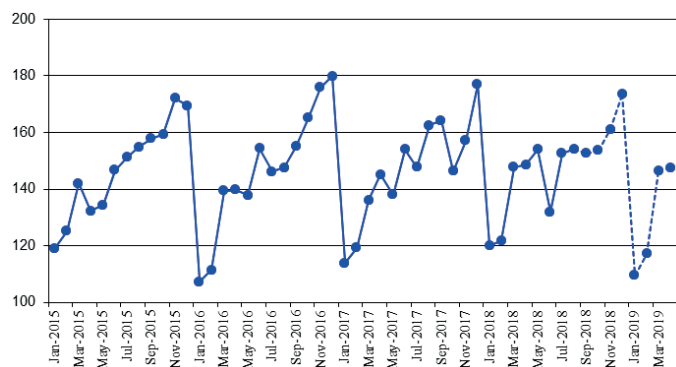


Рис. 7б. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

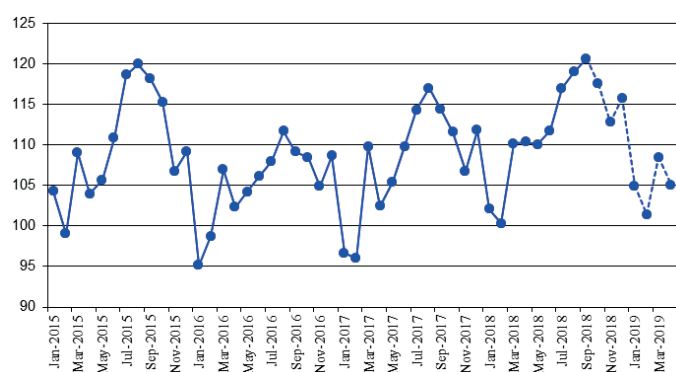


Рис. 8а. ИПП в производстве машин и оборудования Росстата, % к декабрю 2001 г.

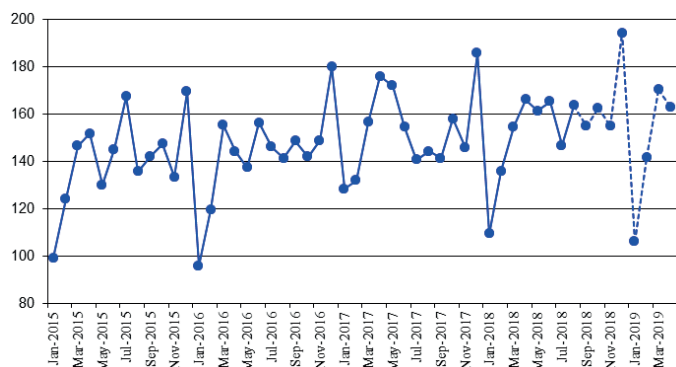


Рис. 8б. ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

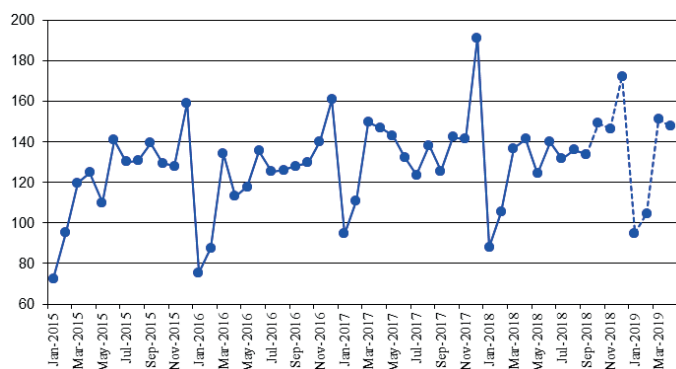


Рис. 9. Оборот розничной торговли, млрд руб.

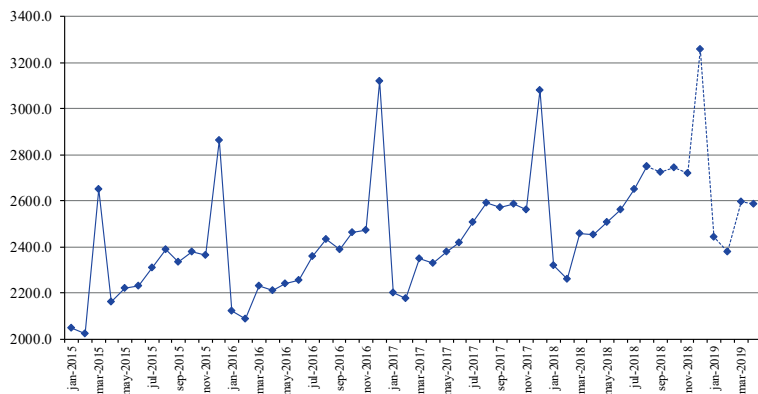


Рис. 9а. Реальный оборот розничной торговли,% к соответствующему периоду прошлого года

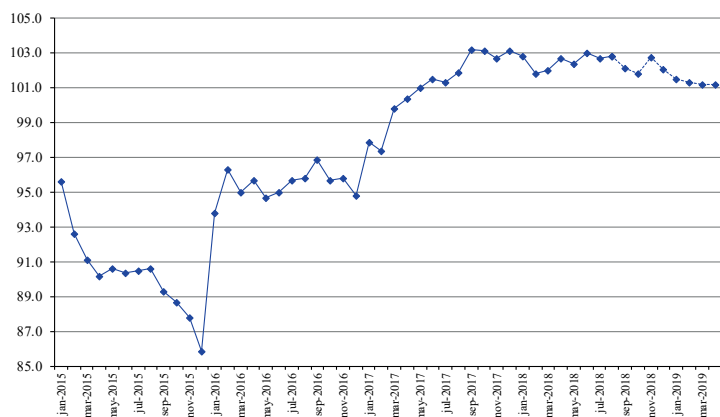


Рис. 10. Экспорт во все страны, млрд долл.

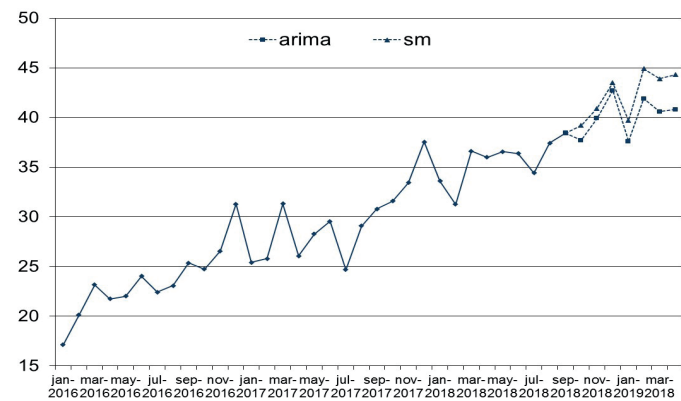


Рис. 11. Экспорт в страны вне СНГ, млрд долл.

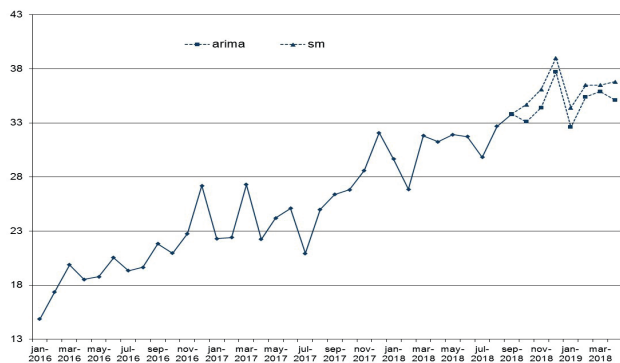


Рис. 12. Импорт из всех стран, млрд долл.

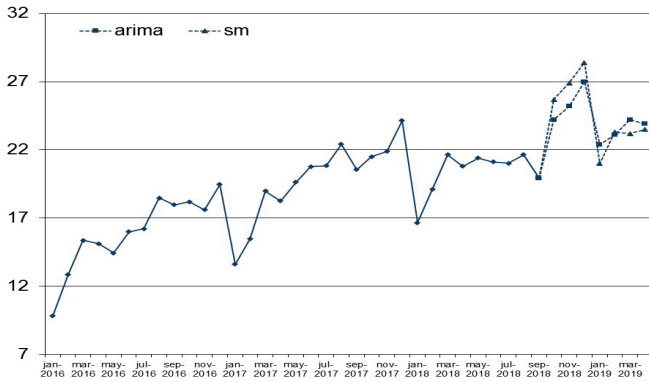


Рис. 13. Импорт из стран вне СНГ, млрд долл.

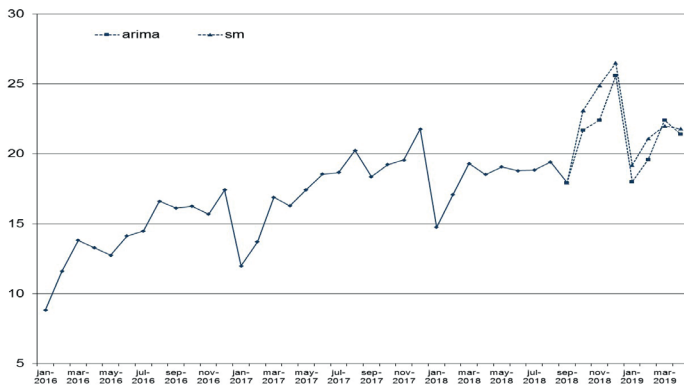


Рис. 14. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года

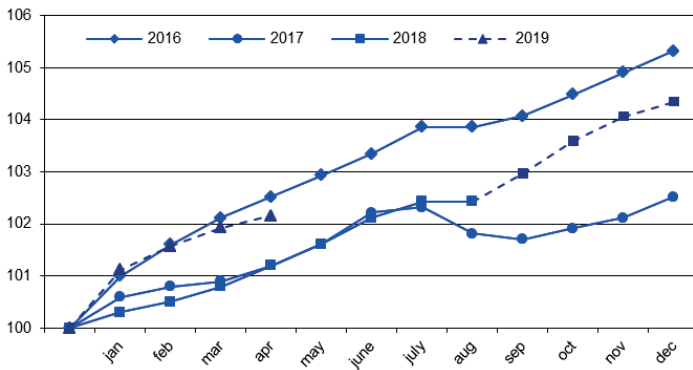


Рис. 14а. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года (SM)

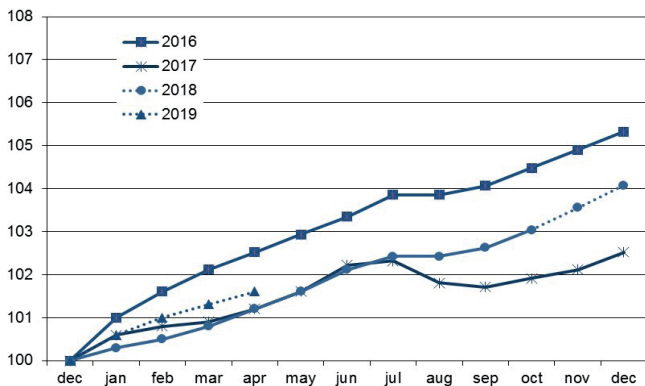


Рис. 15. Индекс цен производителей промышленных товаров, % к декабрю предыдущего года

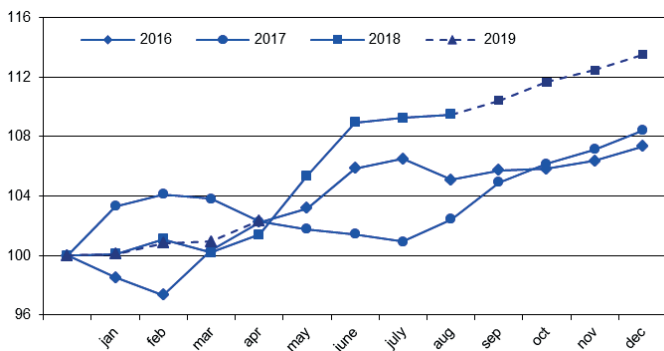


Рис. 16. Индекс цен в добыче полезных ископаемых, % к декабрю предыдущего года

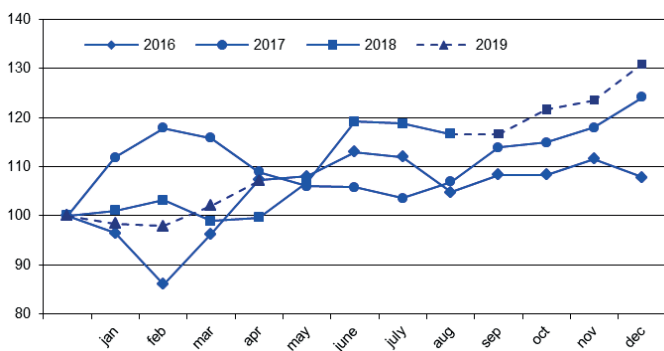


Рис. 17. Индекс цен в обрабатывающих производствах, % к декабрю предыдущего года

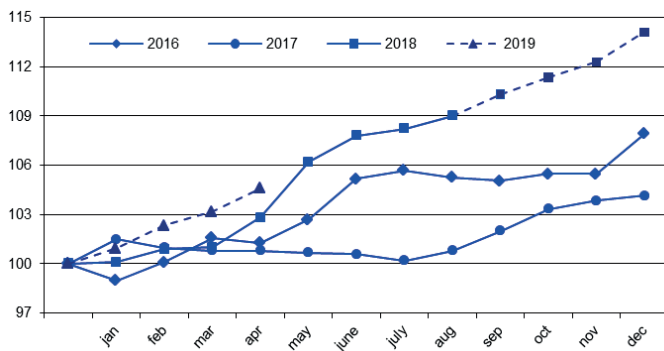


Рис. 18. Базисный индекс цен в обеспечении электрической энергией, газом и паром, % к декабрю предыдущего года

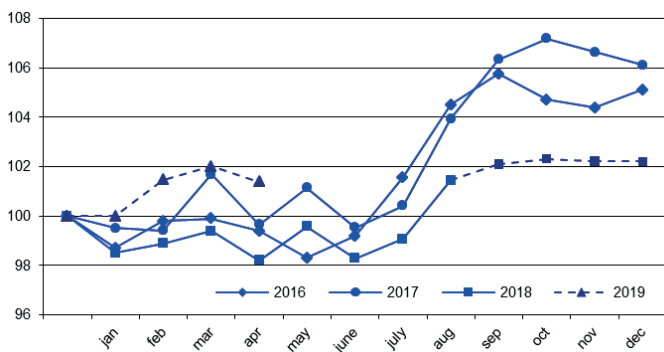


Рис. 19. Индекс цен в производстве пищевых продуктов, % к декабрю предыдущего года

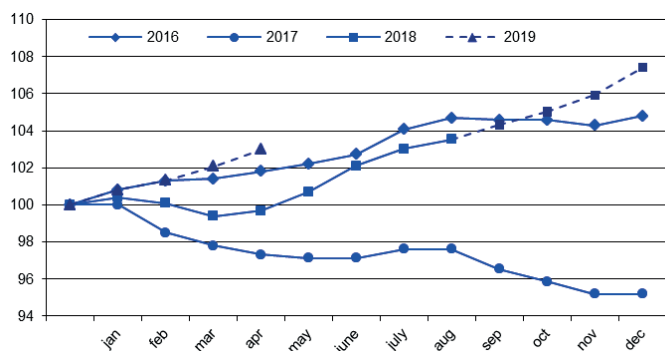


Рис. 20. Индекс цен в производстве текстильных изделий, % к декабрю предыдущего года

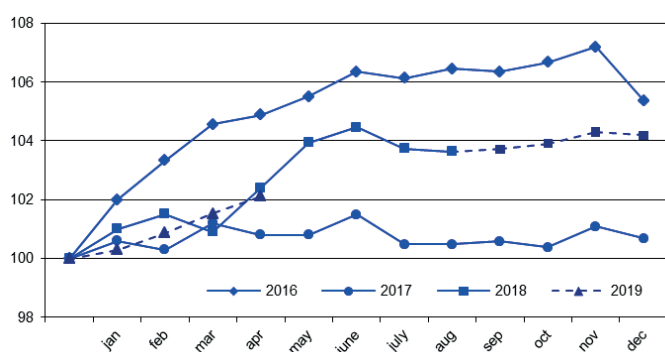


Рис. 21. Индекс цен в обработке древесины и производстве изделий из дерева, % к декабрю предыдущего года

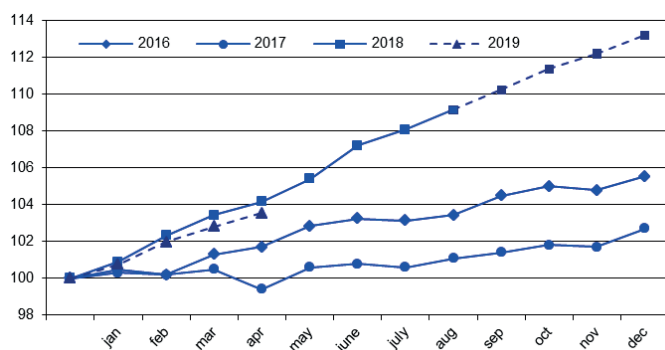


Рис. 22. Индекс цен в производстве бумаги и бумажных изделий, % к декабрю предыдущего года

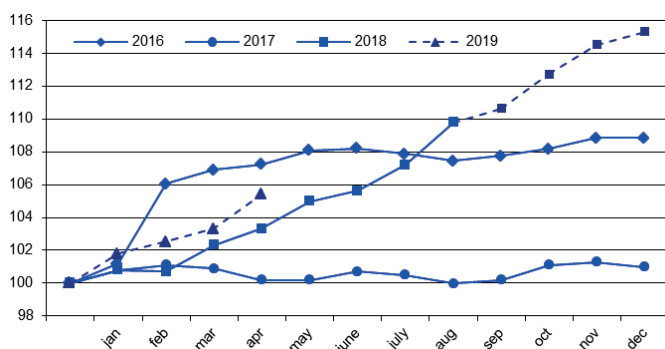


Рис. 23. Индекс цен в производстве кокса и нефтепродуктов, % к декабрю предыдущего года

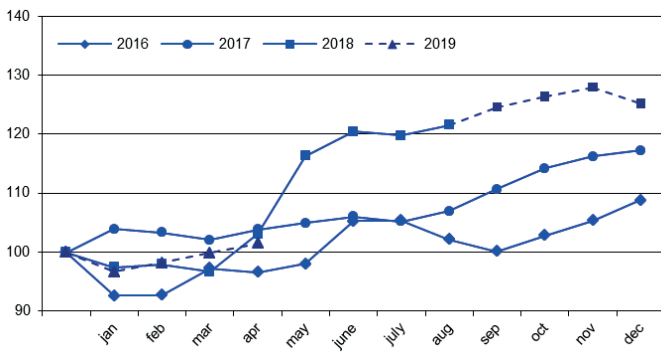


Рис. 24. Индекс цен в химическом производстве, % к декабрю предыдущего года

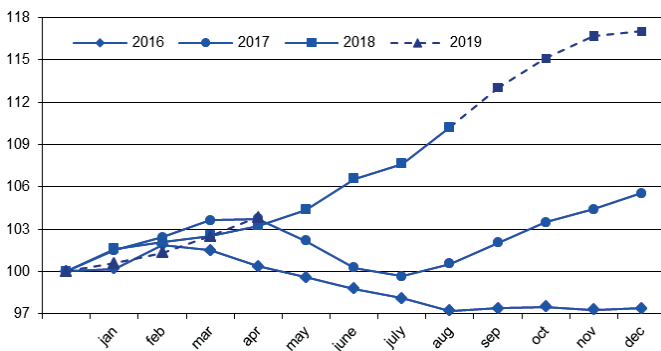


Рис. 25. Индекс цен в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий, % к декабрю предыдущего года

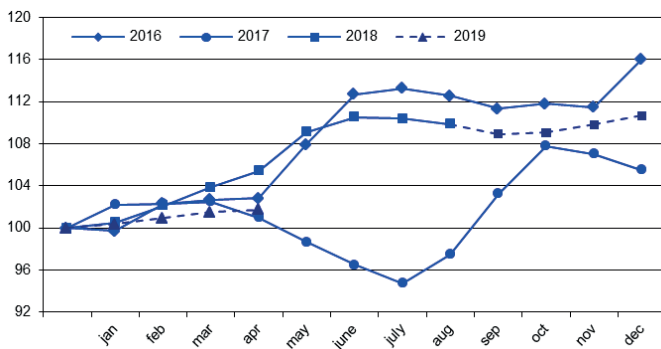


Рис. 26. Индекс цен в производстве машин и оборудования, % к декабрю предыдущего года

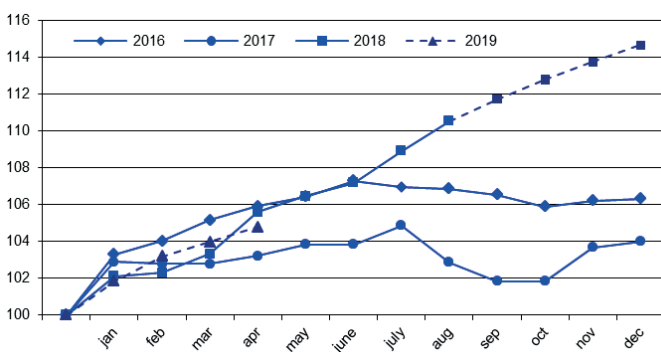


Рис. 27. Индекс цен в производстве автотранспортных средств и оборудования, % к декабрю предыдущего года

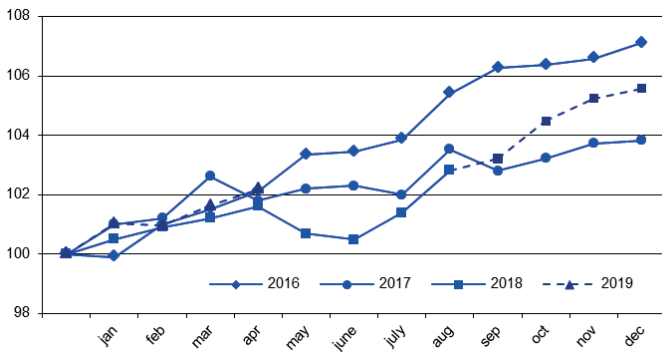


Рис. 28. Стоимость минимального набора продуктов питания на одного человека в месяц, руб.

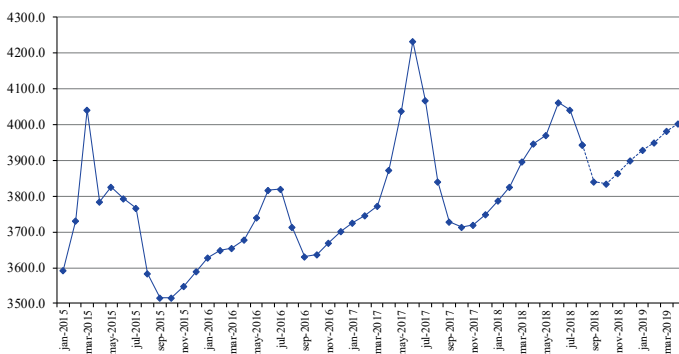


Рис. 29. Сводный индекс транспортных тарифов, для каждого года, % к предыдущему месяцу

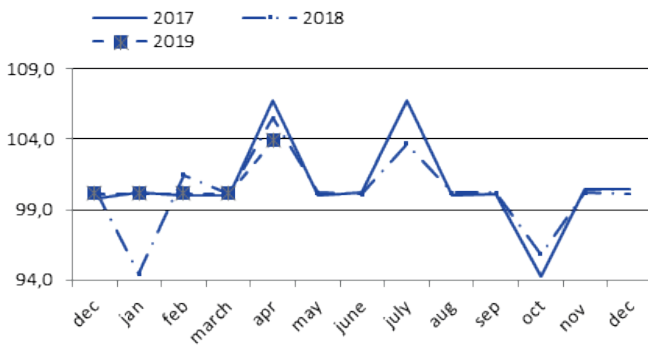


Рис. 30. Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом, для каждого года, % к предыдущему месяцу

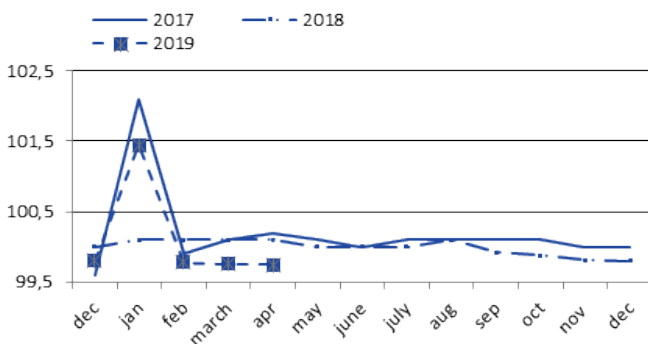


Рис. 31. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт, для каждого года, % к предыдущему месяцу

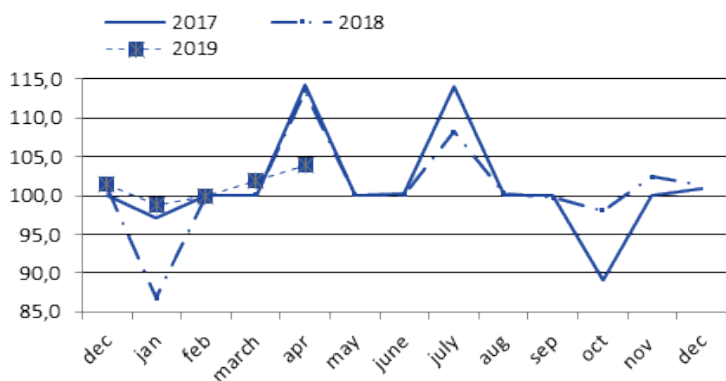


Рис. 32. Цена на нефть марки Brent, долл./барр.

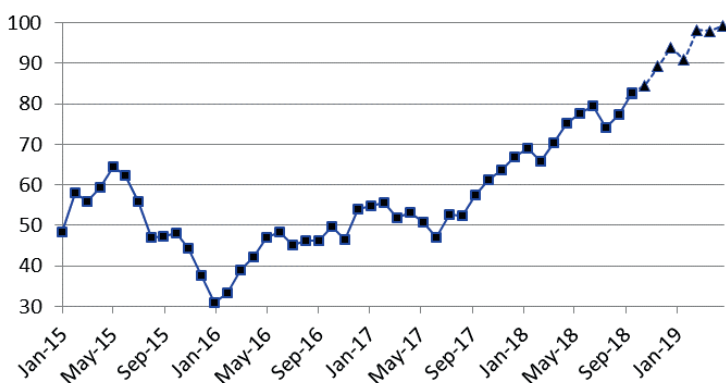


Рис. 33. Цены на алюминий, долл./т

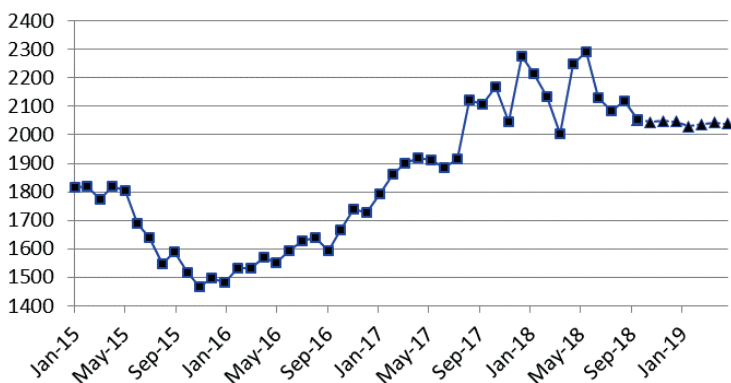


Рис. 34. Цены на золото, долл./унц.

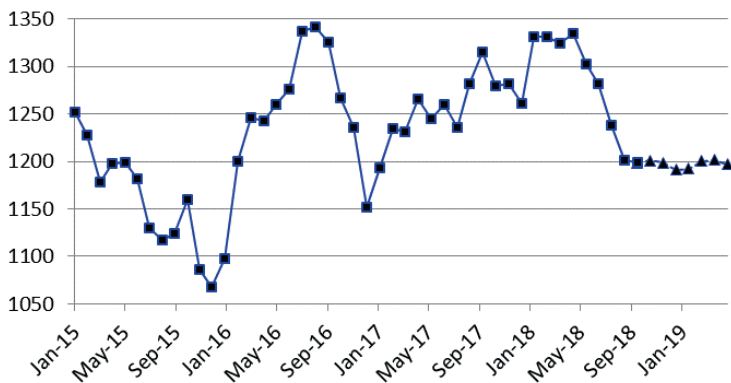


Рис. 35. Цены на никель, долл./т

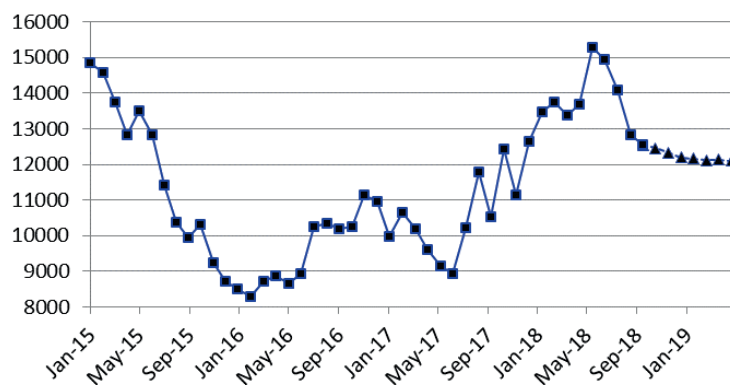


Рис. 36. Цены на медь, долл./т

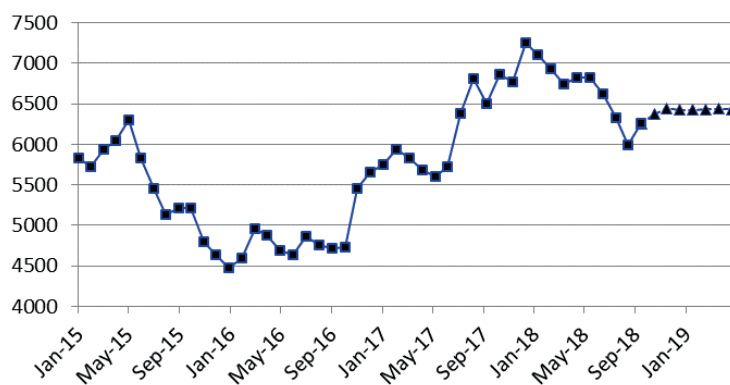


Рис. 37. Денежная база, млрд руб.

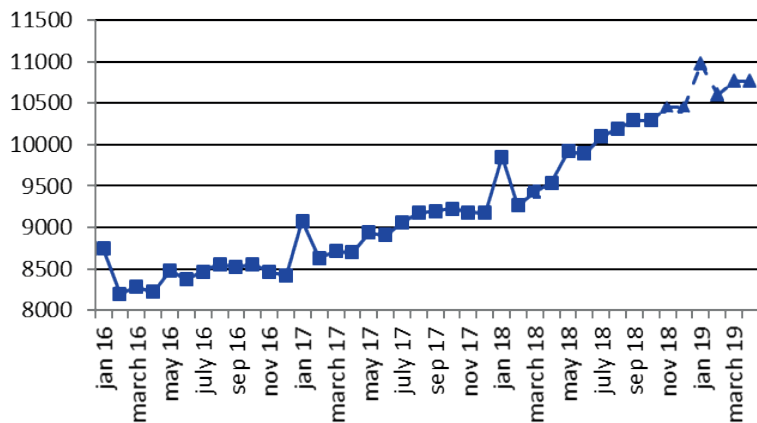


Рис. 38. M_2 , млрд руб.

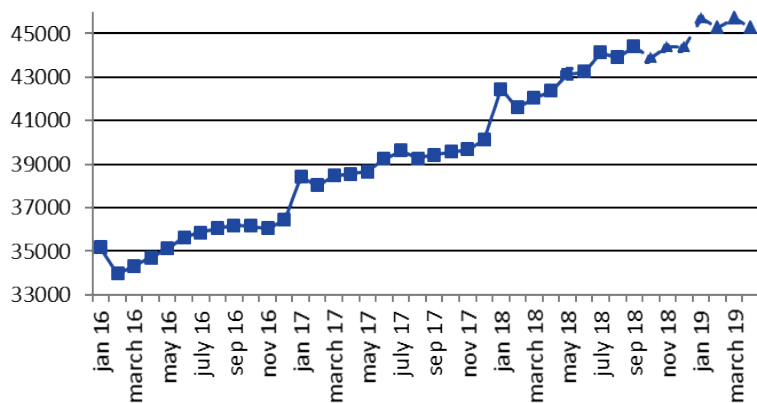


Рис. 39. Международные резервы РФ, млн долл.

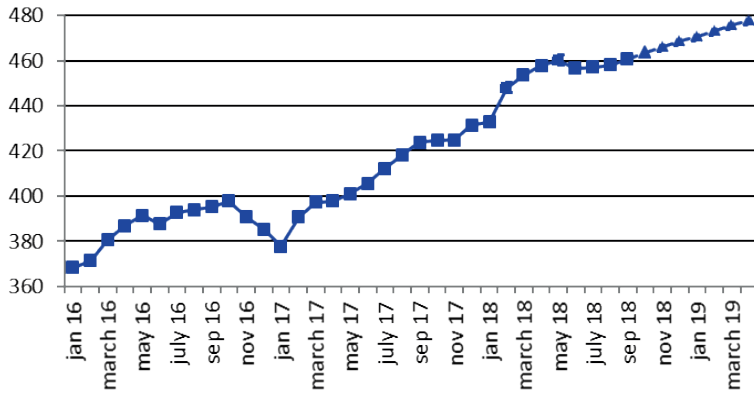


Рис. 40. Курс RUR/USD

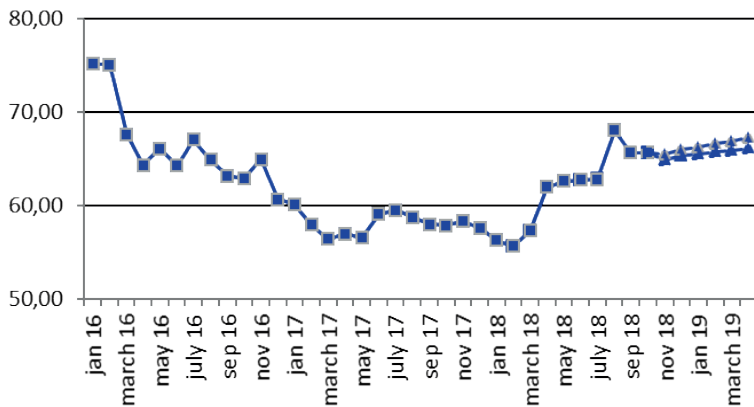


Рис. 41. Курс USD/EUR

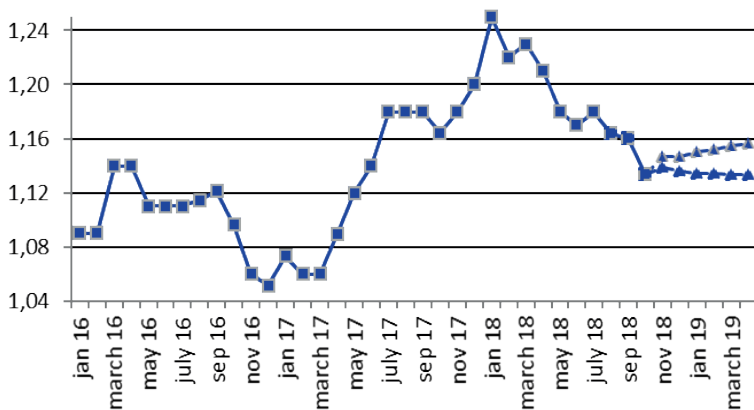


Рис. 42. Реальные располагаемые денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

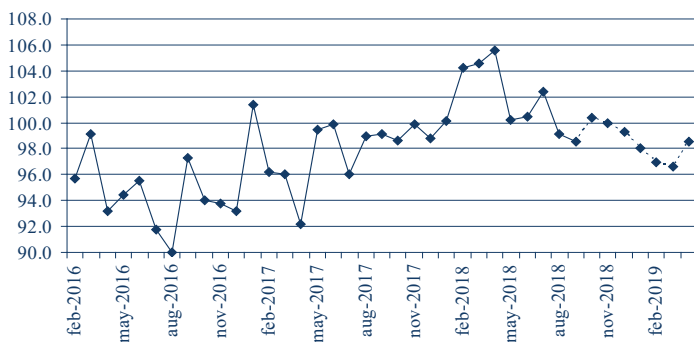


Рис. 43. Реальные денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

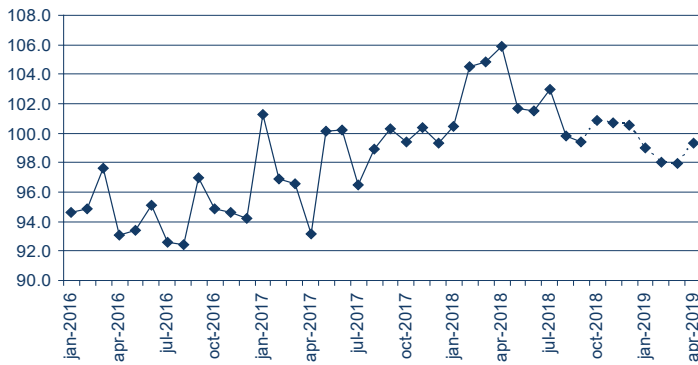


Рис. 44. Реальная начисленная заработная плата, % к соответствующему периоду предыдущего года

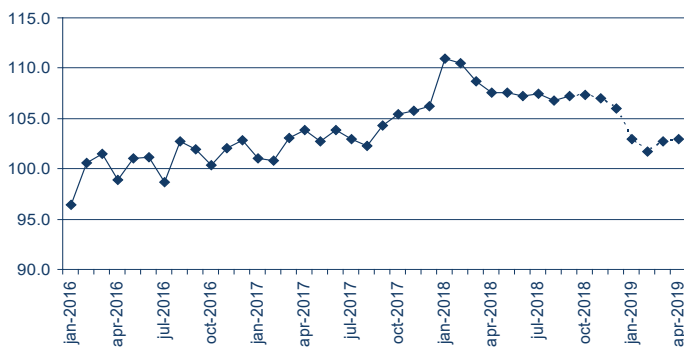


Рис. 45. Численность занятого в экономике населения, млн чел.



Рис. 46. Общая численность безработных, млн чел.



ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ ИНДЕКСОВ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ

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

В статье описываются результаты анализа качественных свойств прогнозов индексов цен производителей (ИЦП), ежемесячно публикуемых Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара в «Научном вестнике ИЭП им. Гайдара.ру»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.

Оценки качества прогнозов ИЦП построены для массива данных, который охватывает период с апреля 2009 г. по август 2018 г. Статистика показателей ИЦП предоставляется с 2-месячным запаздыванием, в результате публикуемые прогнозы представляют собой ожидаемые в соответствии с моделями значения показателей на 3–8 месяцев (а не 1–6 месяцев) вперед. В общей сложности массив прогнозов состоит из 678 точек (113 прогнозных месяцев, по 6 прогнозов для каждого месяца). Результаты анализа представлены в *табл. 1*.

Средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозирования *индекса цен производителей промышленных товаров* составляет 1,4%. В рассматриваемом периоде на основе оценок качественных характеристик прогноз ИЭП предпочтительнее всех простейших прогнозов. По результатам теста знаков (*табл. 1*) гипотеза об отсутствии значимых различий не отвергается только при сравнении ARIMA-прогнозов с прогнозами, построенными на основе скользящего среднего.

В случае моделей, оцененных с использованием результатов конъюнктурных опросов (КО-прогнозы), ошибка составляет 1,5%. По качественным характеристикам КО-прогнозы превосходят наивные прогнозы и наивные сезонные прогнозы, но уступают прогнозам, построенным на основе скользящего среднего, причем для всех альтернативных методов гипотеза об отсутствии значимых отличий от КО-прогнозов отвергается. При сравнении качества ARIMA-прогнозов и КО-прогнозов гипотеза об отсутствии значимых различий между ними отвергается (значение статистики составило -2,61), так что в рассматриваемом периоде прогнозы, построенные на основе моделей временных рядов, значимо лучше.

Динамика расхождений между прогнозами ИЭП и истинными значениями ИЦП промышленных товаров по месяцам (*рис. 1*) показывает, что абсолютная процентная ошибка прогнозов данного показателя в рассматриваемом периоде не превышает 5%. В последние полгода среднемесячная абсолютная процентная ошибка и ARIMA-прогнозов, и КО-прогнозов ИЦП увеличилась, составив в среднем 1,6% и 1,7% соответственно. В марте-августе 2018 г. средняя абсолютная процентная ошиб-

¹ См.: http://www.iep.ru/index.php?option=com_bibiet&Itemid=124&catid=123&lang=ru&task=showallbib. С августа по декабрь 2012 г. – Бюллетень «Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ». С января 2013 г. – регулярный раздел «Научного вестника ИЭП им. Гайдара.ру»: <http://www.iep.ru/ru/obizdanii.htm>

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

Оценка качества краткосрочных прогнозов индексов цен

ка наивных прогнозов составляет 1,7%, наивных сезонных прогнозов – 2,2%, скользящего среднего – 1,4%, так что в эти 6 месяцев лучшими по качеству следует признать прогнозы, построенные на основе скользящего среднего.

Таблица 1

ПРОСТЕЙШИЕ СТАТИСТИКИ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЗНАКОВ

		Индексы цен производителей						
		промышленных товаров (ARIMA)	промышленных товаров (КО)	в добыче полезных ископаемых	в обрабатывающих производствах	в обеспечении электрической энергией, газом и паром	в производстве пищевых продуктов	в производстве текстильных изделий
Прогнозы ИЭП	MAPE	1.42%	1.46%	4.91%	0.89%	1.44%	0.76%	0.62%
	MAE	1.43	1.48	4.98	0.90	1.46	0.77	0.63
	RMSE	1.81	1.84	6.38	1.10	2.10	0.98	0.91
Наивные прогнозы	MAPE	2.11%	2.11%	7.12%	1.15%	1.98%	0.85%	0.84%
	MAE	2.13	2.13	7.26	1.16	2.01	0.86	0.85
	RMSE	2.78	2.78	9.34	1.58	2.85	1.16	1.20
	Z	-7.91	-6.91	-7.76	-4.61	-5.45	-2.38	-8.45
	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	
Наивные сезонные прогнозы	MAPE	2.00%	2.00%	6.22%	1.26%	1.28%	0.99%	0.91%
	MAE	2.01	2.01	6.31	1.27	1.29	1.00	0.92
	RMSE	2.52	2.52	7.91	1.73	1.80	1.28	1.29
	Z	-8.76	-8.37	-5.07	-6.68	-0.38	-8.45	-9.60
	отв	отв	отв	отв	не отв	отв	отв	
Скользящее среднее	MAPE	1.44%	1.44%	4.63%	0.85%	1.37%	0.80%	0.75%
	MAE	1.45	1.45	4.71	0.86	1.38	0.80	0.76
	RMSE	1.82	1.82	6.03	1.11	1.85	1.02	1.07
	Z	-1.23	-2.23	-2.23	-2.15	-1.92	-1.61	-7.53
	не отв	отв	отв	отв	не отв	не отв	отв	

Продолжение Таблицы 1

ПРОСТЕЙШИЕ СТАТИСТИКИ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЗНАКОВ

		Индексы цен производителей						
		в обработке древесины и производстве изделий из дерева и пробки	в производстве бумаги и бумажных изделий	в производстве кокса, нефтепродуктов	в производстве химических веществ и химических продуктов	в металлургическом производстве	в производстве машин и оборудования	в производстве автотранспортных средств, прицепов и полуприцепов
Прогнозы ИЭП	MAPE	0.69%	0.66%	2.68%	1.21%	1.88%	0.70%	0.68%
	MAE	0.69	0.66	2.70	1.22	1.90	0.71	0.68
	RMSE	0.88	0.93	3.54	1.63	2.45	0.92	0.95
Наивные прогнозы	MAPE	0.80%	0.90%	4.24%	1.63%	2.33%	0.91%	0.88%
	MAE	0.81	0.91	4.29	1.65	2.36	0.92	0.89
	RMSE	1.07	1.31	5.90	2.46	3.14	1.24	1.35
	Z	-2.84	-7.30	-7.37	-5.45	-3.84	-6.84	-3.23
	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	
Наивные сезонные прогнозы	MAPE	0.84%	0.93%	3.38%	1.80%	2.80%	0.86%	0.89%
	MAE	0.84	0.94	3.43	1.81	2.83	0.87	0.90
	RMSE	1.10	1.26	4.98	2.80	3.71	1.15	1.25
	Z	-4.22	-10.60	-1.61	-4.15	-8.76	-3.92	-5.53
	отв	отв	не отв	отв	отв	отв	отв	
Скользящее среднее	MAPE	0.70%	0.74%	2.69%	1.25%	1.78%	0.73%	0.70%
	MAE	0.70	0.74	2.73	1.26	1.81	0.73	0.70
	RMSE	0.90	0.99	3.66	1.79	2.35	0.96	0.97
	Z	-0.61	-6.99	-1.15	-1.69	-1.15	-0.61	-0.54
	не отв	отв	не отв	не отв	не отв	не отв	не отв	

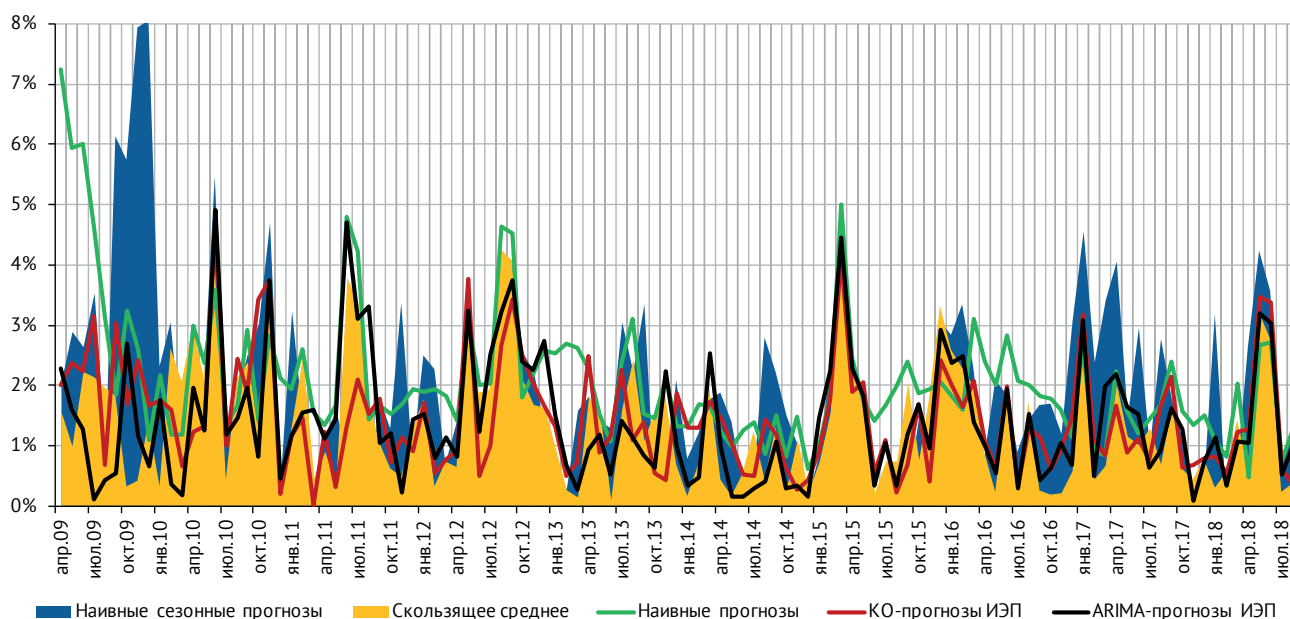


Рис. 1. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов индекса цен производителей промышленных товаров по месяцам

В соответствии с полученными качественными характеристиками в рассматриваемом периоде прогнозы ИЦП промышленных товаров можно разбить на три группы. В первую группу входят показатели, средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования которых не превышает 1% – это ИЦП: в производстве текстильных изделий (0,6%), в производстве бумаги и бумажных изделий (0,7%), в производстве транспортных средств (0,7%), в обработке древесины и производстве изделий из дерева (0,7%), в производстве машин и оборудования (0,7%), в производстве пищевых продуктов (0,8%) и в обрабатывающих производствах (0,9%).

Для большинства видов деятельности этой группы ARIMA-прогнозы характеризуются более высокими качественными характеристиками в сравнении со всеми альтернативными методами прогнозирования. В соответствии с тестом знаков (табл. 1) для ИЦП в производстве бумаги и бумажных изделий, ИЦП в производстве текстильных изделий гипотеза об отсутствии значимых различий отвергается во всех случаях, так что для данных видов экономической деятельности ARIMA-прогнозы ИЦП значимо лучше альтернативных методов. Для ИЦП в производстве транспортных средств, ИЦП в производстве машин и оборудования, ИЦП в производстве пищевых продуктов и ИЦП в обработке древесины гипотеза об отсутствии значимых отличий отвергается при сравнении ARIMA-прогнозов с наивными прогнозами и наивными сезонными прогнозами.

ARIMA-прогнозы ИЦП в обрабатывающих производствах уступают по качеству прогнозам, построенным на основе скользящего среднего, средняя абсолютная процентная ошибка которых составляет 0,8%, однако гипотеза об отсутствии значимых различий между ними не отвергается.

Прогнозы ИЦП данной группы видов экономической деятельности демонстрируют достаточно высокие качественные характеристики и по отдельным месяцам. В марте-августе 2018 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка всех показателей остается ниже 1%-ного уровня. В эти полгода прогнозы двух показателей данной группы демонстрируют улучшение качественных характеристик. Среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП в производстве пищевых продуктов снижается до уровня 0,5%, ИЦП в обрабатывающих производствах – до уровня 0,8%, так что ARIMA-прогнозы превосходят по качеству прогнозы, построенные всеми альтернативными методами.

Среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП в обработке древесины в марте-августе 2018 г. практически не меняется, составляя 0,7%. Однако в последние полгода ARIMA-прогнозы уступают по качеству наивным прогнозам.

В марте-августе 2018 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП в производстве машин и оборудования и ИЦП в производстве бумаги и бумажных изделий увеличива-

ются до уровня 1,0%, ИЦП в производстве транспортных средств и ИЦП в производстве текстильных изделий – до уровня 0,8%. Для первых двух показателей ARIMA-прогнозы остаются качественно предпочтительнее альтернативных методов и в последние полгода рассматриваемого периода; для второй пары показателей лучшие качественные характеристики демонстрируют прогнозы, построенные на основе скользящего среднего.

Несколько выше (1–3%) средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП следующей группы видов экономической деятельности: в *производстве химических веществ и химических продуктов* (1,2%), в *обеспечении электрической энергией, газом и паром* (1,4%), в *металлургическом производстве* (1,9%) и в *производстве кокса и нефтепродуктов* (2,7%). Для половины показателей данной группы (ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов и ИЦП в производстве химических веществ и химических продуктов) ARIMA-прогнозы демонстрируют лучшие качественные характеристики в сравнении со всеми простейшими методами прогнозирования. На основании теста знаков для ИЦП в производстве химических веществ и химических продуктов преимущества прогнозов ИЭП значимы в сравнении с наивными прогнозами и наивными сезонными прогнозами, для ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов – только в сравнении с наивными прогнозами.

ARIMA-прогнозы ИЦП в металлургическом производстве превосходят по качественным характеристикам наивные прогнозы и наивные сезонные прогнозы, и применение теста знаков свидетельствует о значимости этих преимуществ в обоих случаях. Наименьшую ошибку прогнозирования (1,8%) для данного показателя демонстрируют прогнозы, построенные на основе скользящего среднего, но гипотеза об отсутствии значимых отличий между ними и прогнозами ИЭП не отвергается.

ARIMA-прогнозы ИЦП в обеспечении электрической энергией, газом и паром превосходят по качественным характеристикам лишь наивные прогнозы, и на основании теста знаков эти преимущества значимы. Для данного показателя наивные сезонные прогнозы и скользящее среднее демонстрируют меньшую ошибку прогнозирования в сравнении с прогнозами ИЭП. В случае наивных сезонных прогнозов гипотеза об отсутствии значимых отличий от ARIMA-прогнозов отвергается. Так что для ИЦП

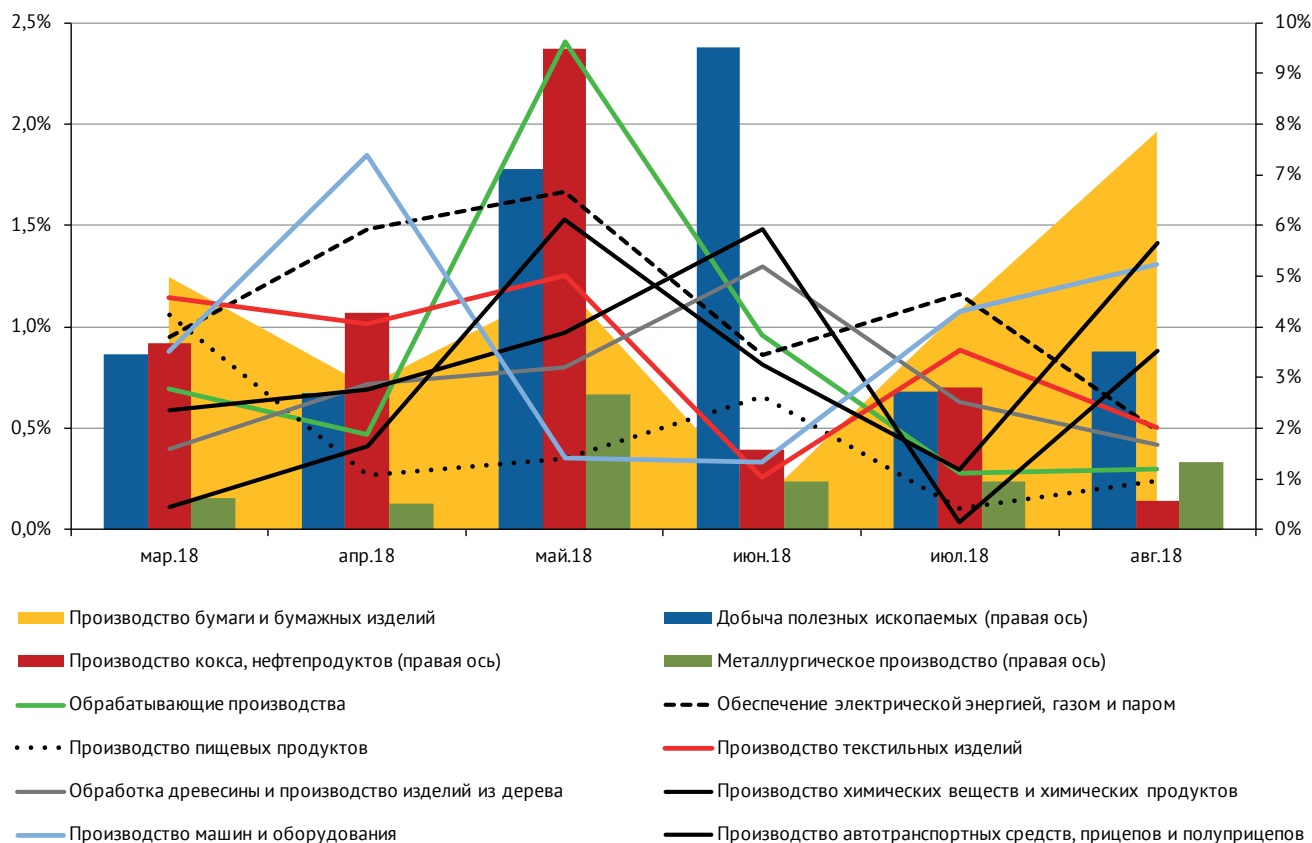


Рис. 2. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов индексов цен производителей в марте-августе 2018 г.

данного вида экономической деятельности значимо лучшими являются наивные сезонные прогнозы, расхождения которых с истинными значениями показателя составляют 1,3%.

В последние полгода рассматриваемого периода динамика средних по месяцам ошибок прогнозирования ИЦП в производстве химических веществ и химических продуктов, ИЦП в обеспечении электрической энергией, газом и паром и ИЦП в металлургическом производстве характеризуется уменьшением расхождений между прогнозами ИЭП и истинными значениями. В марте-августе 2018 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП в производстве химических веществ составляет 0,8%, ИЦП в обеспечении электрической энергией, газом и паром – 1,1%, ИЦП в металлургическом производстве – 1,2%. В эти полгода ARIMA-прогнозы ИЦП в обеспечении электрической энергией, газом и паром качественно уступают наивным сезонным прогнозам, ИЦП в производстве химических веществ и химических продуктов – наивным прогнозам, а ARIMA-прогнозы ИЦП в металлургическом производстве становятся предпочтительнее прогнозов, построенных простейшими методами.

В марте-августе 2018 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов увеличивается до уровня 3,7%. В эти 6 месяцев для данного показателя наименьшей среднемесячной абсолютной процентной ошибкой характеризуются наивные сезонные прогнозы.

Самые низкие качественные характеристики демонстрируют ARIMA-прогнозы ИЦП в добыче полезных ископаемых (средняя абсолютная процентная ошибка составляет 4,9%). Для данного показателя лучшие качественные характеристики показывают прогнозы, построенные на основе скользящего среднего, расхождения которых с истинными значениями составляют 4,6%. По результатам теста знаков гипотеза об отсутствии значимых различий между ними и ARIMA-прогнозами отвергается, так что в рассматриваемом периоде прогнозы, построенные на основе скользящего среднего, значимо лучше.

Последние полгода рассматриваемого периода характеризуются уменьшением расхождений между прогнозами ИЭП и истинными значениями ИЦП в добыче полезных ископаемых. В марте-августе 2018 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов данного показателя составляет 4,7%. В эти полгода средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов составляет 5,1%, наивных сезонных прогнозов – 6,0%, скользящего среднего – 4,2%, так что прогнозы ИЭП ИЦП в добыче полезных ископаемых уступают по качеству только прогнозам, построенным на основе скользящего среднего.

По результатам проведенного анализа можно говорить о том, что прогнозы ИЭП индексов цен производителей в целом демонстрируют довольно высокое качество как сами по себе, так и в сравнении с альтернативными методами прогнозирования. Ошибка прогнозирования для большинства показателей не превышает 3% (исключение составляют только прогнозы ИЦП в добыче полезных ископаемых). Лишь 4 из 13 показателей уступают по качеству альтернативным методам прогнозирования. ▀

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРП С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ КОРРЕЛЯЦИИ

Т. Горшкова, н.с., РАНХиГС

При выборе наиболее эффективной экономической политики государств, состоящих из большого количества субъектов с уникальными географическими и экономическими характеристиками, таких как Российская Федерация, необходимо учитывать особенности всех регионов. Однако в связи с трудоемкостью определения потребностей каждого региона в отдельности и объединении их при выработке общей политики представляется эффективным рассматривать экономическое положение не отдельного региона, а нескольких кластеров, в которые входят регионы с похожими характеристиками.

ВВЕДЕНИЕ

Одним из методов исследования региональных данных является построение моделей с учетом пространственных связей между регионами. Предполагается, что регионы, имеющие общую границу или находящиеся на небольшом расстоянии друг от друга, демонстрируют похожую динамику макропоказателей, что связано с одинаковой наделенностью ресурсами и производственным распределением внутри страны. В данной статье исследуются возможности прогнозирования регионального ВРП на российских данных с помощью одномерных пространственных моделей. Несмотря на то, что в общем случае структурные модели позволяют более точно определять параметры, влияющие на ряд данных, в представленном исследовании структурные модели не рассматриваются, так как целью анализа является получение общего вывода о качестве прогнозов ВРП, разработанных с помощью пространственных моделей.

Работа построена следующим образом. В первой части проведен краткий обзор эмпирических исследований, посвященных использованию пространственных моделей. Во второй части одномерные модели, учитывающие пространственную корреляцию между регионами, применены к российскому региональному ряду ВРП, а также к трем подвыборкам ряда для регионов европейской части, Кавказа и Сибири, а также Дальнего Востока. В заключении приводятся основные выводы из исследования и даются рекомендации по использованию моделей прогнозирования регионального ВРП на российских данных.

1. ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Анализ пространственных зависимостей между регионами набирает популярность только в последние годы, в связи с чем в научной литературе имеется довольно небольшой пул работ, посвященных моделям пространственной корреляции. В данной статье кратко рассмотрены только основные модели, а также модели, посвященные анализу регионов, входящих в состав одной страны (США, Германия, Китай). Работы, в которых указанные модели применяются к союзам стран, в текущий обзор не вошли.

Наиболее известным тестом на наличие пространственной автокорреляции является *I* Морана, которое рассчитывается следующим образом:

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}, \quad (1)$$

где x – вектор значений объясняемой переменной, μ – их среднее, N – число наблюдений. *I* Морана принимает значения от -1 до 1 . Значение, равное -1 , свидетельствует о том, что регионы со значениями x выше среднего соседствуют с регионами, в которых значения x ниже среднего. Значение, равное 1 , говорит о положительной корреляции: регионы, в которых x выше среднего, граничат друг с другом. Если значение статистики Морана незначимо, то предполагается, что ошибки распределены между регионами случайным образом. Однако даже в этом случае учет пространственной корреляции может улучшить прогнозные свойства модели^{1,2}.

Витон (2010)³ выделяет следующие базовые типы пространственных моделей, которые сведены в табл. 1.

В работе Семериковой, Демидовой (2016)⁴ модели с пространственной корреляцией используются для прогнозирования безработицы в России и Германии. Авторы исследуют структурные модели, в которых безработица зависит от большого количества экономических показателей, в том числе долей занятых в различных отраслях экономики, ВРП, возрастной структуры рабочей силы. Для учета пространственных эффектов используются модель с пространственной корреляцией в лагах, в ошибках и модель Дарбина. Кроме того, используются два вида пространственных матриц: матрица «соседей первой линии» и обратная матрица расстояний.

На основе проведенного исследования авторы делают вывод, что для Германии выбор взвешивающей матрицы имеет важное значение для получения оценок. Разные матрицы дают разные коэффициенты модели. Для России больших различий в оценках коэффициентов и их значимости между моделями одной спецификации с разными взвешивающими матрицами не наблюдается. Авторы утверждают, что разница в выводах для России и Германии обусловлена тем, что 75 субъектов Российской Федерации занимают гораздо большую площадь, чем 370 регионов Германии. При большом уровне агрегирования пространственное взаимодействие региональных рынков труда, выраженное, например, в виде межрегиональной трудовой мобильности, играет меньшую роль, чем при более мелком региональном делении.

Кроме того, авторы просимулировали российские данные и пришли к выводу, что при моделировании региональной безработицы в России с помощью исследуемых в работе Маддалы и др. (1997)⁵ факторов лучше выбирать матрицу обратных расстояний, отражающую связи между всеми регионами, а не граничную матрицу.

В работе Жирардина и Холодилина (2011)⁶ авторы исследуют темп роста валового регионального продукта (ВРП) в 31 провинции Китая за период 1979–2007 гг. при предположении, что учет пространственной корреляции улучшает прогнозные свойства модели.

Авторы рассматривают несколько моделей:

- AR-модель без ограничений на параметры;
- FE-модель, предполагающую гомогенность коэффициента наклона;
- модель пула, предполагающую гомогенность коэффициента наклона и константы;

¹ Frees E, 2004. Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications for the Social Sciences, New York: Cambridge University Press. ISBN 0-521-82828-7.

² Giacomini, R., Granger, C.W.J., 2004. Aggregation of space-time processes. Journal of Econometrics 118, 7–26.

³ Viton, 2010. Notes on Spatial Econometric Models, City Reg Plann 870(03).

⁴ Семерикова Е.В., Демидова О.А. Взаимодействие региональных рынков труда в России: анализ с помощью пространственных эконометрических моделей // Пространственная экономика. 2016. № 3 С. 57–80.

⁵ Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H., Joutz, F., 1997. Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. Journal of Business and Economic Statistics 15, 90–100.

⁶ Girardin, E., Kholodilin, K.A., 2011. How helpful are spatial effects in forecasting the growth of Chinese provinces, Journal of Forecasting 30, 622–643.

Таблица 1

БАЗОВЫЕ ТИПЫ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ МОДЕЛЕЙ

1	Пространственная модель Дарбина	$y = X\beta + WX\theta + u$ у зависит от значений объясняющих переменных в исследуемом регионе и взвешенных значений этих же объясняющих переменных в соседних регионах
2	SAR – модель пространственной авторегрессии	$y = X\beta + \rho Wy + u$ у зависит от значений объясняющих переменных в исследуемом регионе и от взвешенных значений у в соседних регионах
3	SEM – модель пространственной ошибки	$y = X\beta + (1 - \lambda W)^{-1}v$ у зависит от значений объясняющих переменных в исследуемом регионе и от взвешенной по соседям компоненты ошибки
4	Обобщенная пространственная модель	$y = \rho W_1 v + u$ $u = \lambda W_2 u + v$ у зависит от взвешенных значений у в соседних регионах и от взвешенной по соседям компоненты ошибки
5	Пространственная панельная модель с фиксированными эффектами	$y_{it} = \lambda \sum_j w_{itj} y_{ij} + a_i + x_{it}\beta + u_{it}$ у зависит от фиксированного эффекта, специфичного для исследуемого региона, от значений объясняющих переменных в исследуемом регионе и от взвешенных значений у в соседних регионах
6	Пространственная панельная модель со случайными эффектами	$y_{it} = \lambda \sum_j w_{itj} y_{ij} + x_{it}\beta + v_{it}$ у зависит от специфичного случайного эффекта, входящего в состав ошибки, от значений объясняющих переменных в исследуемом регионе и от взвешенных значений у в соседних регионах

Источник: составлено авторами на основе Витона (2010).

- FE-модель и модель пула с учетом пространственной корреляции;
- модель групповых эффектов, в которой константа специфична для каждой группы провинций (Внутренние и Прибрежные провинции).

Также в работе рассматриваются два типа моделей пространственной корреляции: пространственный лаг (spatial-lag) и пространственная ошибка (spatial-error). Пространственная корреляция учитывается с помощью матрицы пространственных весов W размера $N \times N$. Для обеих моделей пространственной зависимости строятся регрессии пул и FE.

По результатам оценивания можно сделать вывод, что Прибрежные провинции в 1979–2007 гг. росли в среднем быстрее, чем Внутренние. Оцененные коэффициенты пространственной авторегрессии значимы и положительны, что говорит о важности пространственной зависимости среди китайских провинций. Также оценки, полученные в работе, показали, что зависимость между провинциями внутри каждой группы различается. Временная авторегрессия значима, что свидетельствует о важности учета лагов ВРП. Все модели дают лучшие прогнозы, чем наивная модель AR(1). В среднем модели групповых эффектов оказываются лучше, чем пулы, которые в свою очередь лучше фиксированных эффектов.

В статье Longhi, Nijkamp (2007)¹отмечается, что для прогнозирования региональных показателей в пределах одной страны разрабатываются и применяются различные как линейные, так и нелинейные модели, которые зачастую игнорируют пространственную взаимозависимость между регионами. Авторы делают краткосрочные прогнозы уровней региональной безработицы для 326 регионов Западной Германии за период с 1987–2002 гг. Для анализа они используют количество работников, занятых полный рабочий день в 9 секторах экономики, и среднюю дневную зарплату таких рабочих в каждом регионе. Авторы рассматривают непространственные и пространственные модели. В среднем для непространственных моделей модели со случайными эффектами, оцененные мето-

¹ Longhi, S., Nijkamp, P., 2007. Forecasting regional labor market developments under spatial heterogeneity and spatial correlation. *International Regional Science Review* 30, 100–119.

дом максимального правдоподобия, показали лучшие результаты, чем модели с фиксированными эффектами. Модели, учитывающие пространственную гетерогенность, дают худшие прогнозы по сравнению с гомогенными моделями. Таким образом, можно сделать вывод об отсутствии значительной разницы в уровнях занятости в урбанизированных и в сельскохозяйственных регионах. Объединение гетерогенных коэффициентов в пул может дать более надежные прогнозы. Большинство моделей дают лучшие прогнозы в 2000 и 2001 гг., чем «наивная» модель, однако в 2002 г. «наивная» модель оказывается лучше всех остальных. В среднем самые хорошие результаты дала обобщенная модель со случайными эффектами, не учитывающая специфичные эффекты регионов.

Кроме того, авторы рассматривают возможность моделирования пространственных эффектов и пространственной корреляции с помощью модели пространственной структуры ошибок. Для регрессии, учитывающей пространственную корреляцию путем включения средних зарплат в регионе, наилучшие результаты показала модель случайных эффектов, оцененная с помощью метода максимального правдоподобия. В среднем пространственные модели дают более хорошие прогнозы, чем соответствующие непространственные модели. Единственное исключение – модель с фиксированными эффектами.

Аналогично непространственным моделям пространственные оказываются лучше «наивной» в 2000 и 2001 гг., однако хуже в 2002 г. Также модели, не учитывающие гетерогенность пространственных коэффициентов, лучше, чем гетерогенные.

В работе Холодилиной, Силиверстовс, Кутц (2008)¹ прогнозируется годовой темп роста ВВП для 16 немецких регионов. Авторы делят все данные на несколько групп. По пространственному признаку выделяются регионы Восточной и Западной Германии по отдельности и все регионы вместе.

В качестве базовой модели используется линейная AR(1), построенная для каждого региона отдельно. Кроме того, в работе проанализированы следующие модели:

- модель пула, оцененная с помощью двух методов – МНК и ОММ, в которой предлагается идентичность как константы, так и коэффициентов наклона для каждого региона;
- модель с фиксированными эффектами, в которой константа различается для регионов;
- модели, учитывающие пространственную корреляцию путем включения пространственных лагов: пространственная модель Дарбина и пространственная модель Дарбина с фиксированными эффектами;
- пул с пространственной ошибкой;
- модель пространственной ошибки с фиксированными эффектами.

Модели, учитывающие пространственную корреляцию, оцениваются с помощью MLE.

Оценки, полученные с помощью моделей, учитывающих пространственную корреляцию, практически не отличаются от оценок более простых моделей. Оценки пространственных авторегрессионных коэффициентов оказываются незначимы. Однако Элхорст (2003)² показал, что следует использовать модели пространственной автокорреляции, даже если ее коэффициенты оказываются незначимыми. Оценки модели пространственной ошибки, полученные с помощью MLE, близки к МНК-оценкам, но в отличие от моделей пространственной авторегрессии коэффициент пространственной корреляции λ оказывается значимым и положительным. Прогнозы по моделям, учитывающим пространственную корреляцию, оказались более точными. Среди них наибольшую точность показали оценки, полученные для пула.

Результаты всех рассмотренных моделей приведены в *табл. 2*.

¹ Kholodilin, K.A., Siliverstovs, B., Kooths, S., 2008. A dynamic panel data approach to the forecasting of the GDP of German Länder. *Spatial Economic Analysis* 3, 195–207.

² Elhorst, J. P., 2003. Unconditional maximum likelihood estimation of dynamic models for spatial panels. Research Report 03C27, University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management).

Таблица 2
 РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ МОДЕЛЕЙ

Авторы	Данные	Сравниваемые модели	Выводы
Семерикова, Демидова (2016)	Уровень безработицы в России и Германии	Модель с пространственной корреляцией в лагах и в ошибках, модель Дарбина	Для Германии выбор матрицы дают разные коэффициенты модели. Для России различия не существенны. При большом уровне агрегирования пространственное взаимодействие региональных рынков труда играет меньшую роль, чем при более мелком делении.
Girardin, Kholodilin (2011)	Темп роста ВРП в Китае	AR-модель, модель с пространственной корреляцией в лагах и в ошибках, модель групповых эффектов, в которой константа специфична для каждой групп провинций	Коэффициенты пространственной авторегрессии свидетельствуют о важности пространственной зависимости среди китайских провинций. Модели групповых эффектов оказываются лучше, чем пулы, которые в свою очередь лучше фиксированных эффектов.
Longhi, Nijkamp (2007)	Уровень безработицы в Германии	Пространственные и непространственные модели	Пространственные модели дают более хорошие прогнозы, чем непространственные, однако, в целом не улучшают прогнозы, полученные с помощью непространственных моделей.
Kholodilin, Siliverstovs, Kooths (2008)	Темп роста ВРП в Германии	AR(1), пул, модель с фиксированными эффектами, модели, пространственной корреляции (пул, с фиксированными эффектами в лагах и в ошибках)	Оценки пространственных моделей, практически не отличаются от оценок более простых моделей, но прогнозы по пространственным моделям оказались более точными.

Источник: составлено авторами.

2. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВРП РОССИИ

При прогнозировании ВРП используется информация о годовых значениях валового регионального продукта для 83 регионов России за период 2000–2015 гг. Прогнозирование показателей для Республики Крым и города федерального значения Севастополь не проводится в связи с отсутствием данных до 2014 г.

В качестве базовых моделей, с которыми будут сравниваться остальные прогнозы, используются линейные индивидуальные модели авторегрессии AR(1), оцененные для каждого из субъектов отдельно с помощью метода наименьших квадратов. Для каждого региона в отдельности оцениваются уравнения следующего вида:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_i^2), \quad (2)$$

где y_{it} – уровень ВВП для субъекта i в период времени t .

Из 83 регионов только в 15 коэффициент при лаге ВРП оказывается значимым на 10%-ном уровне значимости. Все значимые коэффициенты оказались отрицательными.

Константа практически во всех регрессиях оказывается незначимой. Таким образом, согласно результатам AR(1) моделей, прошлое значение ВРП отрицательно влияет на текущее значение. Отрицательное значение коэффициента может служить косвенным подтверждением наличия безусловной β -конвергенции в российских регионах. В рамках модели безусловной конвергенции темпы экономического роста положительно коррелированы с разрывом между стартовым душевым доходом данного региона и уровнем душевого дохода в устойчивом состоянии равновесия, одинаковым для всех регионов, в начальный момент времени. В соответствии с моделью бедные регионы должны расти более быстрыми темпами, чем богатые, так что в долгосрочной перспективе должно происходить выравнивание региональных уровней экономического развития.

Основной недостаток индивидуальных оценок наименьших квадратов заключается в том, что в связи с малым количеством временных данных оценки коэффициентов, оцененные с помощью МНК, оказываются смещенными. Средняя ошибка прогноза, полученная по наивной AR(1) модели, равна 23%.

Следующая модель – модель пула, в которой константа и коэффициент наклона предполагаются гомогенными:

$$y_{it} = \alpha + \beta y_{it-1} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_i^2), \quad (4)$$

Данная модель оценивается 2-шаговым обобщенным методом моментов на основании методики Ареллано-Бонда. При использовании данного метода лаги зависимой переменной могут использоваться одновременно как в качестве объясняющих переменных, так и в качестве инструментов. При анализе ВРП применялись различные комбинации лаговых значений, критерием качества служил тест Саргана, проверяющий сверхидентифицируемость инструментов.

Также, как и в «наивных» индивидуальных AR(1) моделях, первый лаг выпуска в панельной регрессии оказывается отрицательным и значимым. Тест Вальда на совместную незначимость всех коэффициентов отвергается. J-тест Саргана не отвергает гипотезу об идентифицируемости инструментов.

На основе данной модели были построены прогнозы для ВРП. Средняя ошибка модели пула без учета пространственной корреляции равна 25%.

Следующая модель – панельные данные с фиксированными эффектами, в которой константа предполагается регионально специфической переменной:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta y_{it-i} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_i^2), \quad (5)$$

Гипотеза о том, что индивидуальные фиксированные эффекты данной модели равны 0, отвергается, т.е. индивидуальные эффекты различаются в зависимости от региона, и использование модели пула или модели со случайными эффектами даст смещенные оценки. Об этом же свидетельствует и очень высокое значение корреляции между фиксированными эффектами и значением ВРП, которая равна 0,94. Ошибка прогноза, построенного по данной модели, оказывается ниже ошибки «наивной» AR(1) модели и составляет 17%.

Далее были построены регрессии, учитывающие пространственную корреляцию. Для оценки этих моделей также использовались данные, собранные в пул, и модели с фиксированными эффектами. Все модели пространственной автокорреляции оценивались методом максимального правдоподобия.

Матрица весов представляет собой матрицу смежности, в которой регионам, имеющим общую морскую или сухопутную границу, присвоено значение 1, остальным – 0. Граф смежности регионов представлен на рис. 1, где каждому региону присвоен свой порядковый номер от 1 до 83.

Диагональные элементы весовой матрицы равны 0. Элементы каждой строки матрицы нормированы таким образом, что сумма весовых коэффициентов по каждой строке равна 1. На основе матрицы

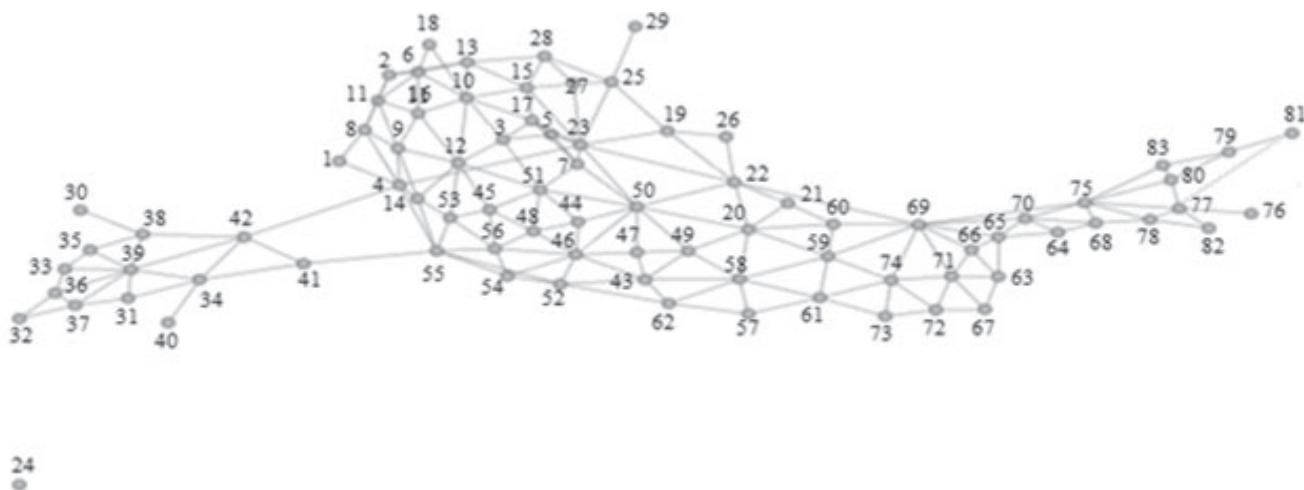


Рис. 1. Граф смежности регионов

Источник: расчеты авторов.

весов и данных по ВРП, очищенных от тренда, были рассчитаны значения I Морана по следующей формуле

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}, \quad (6)$$

где N – количество регионов, w_{ij} – элемент весовой матрицы, x_i – значение ВРП в регионе i , μ – среднее значение ВРП.

Все значения I Морана значимо положительные, что говорит о наличии положительной пространственной корреляции между регионами.

Сначала были проанализированы данные, объединенные в пул:

$$y_{it} = \alpha + \beta y_{it-1} + \delta \sum_{j=1}^{83} w_{ij} y_{jt} + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

В данной спецификации прошлый ВРП отрицательно влияет на текущее значение, что соответствует результатам индивидуальных AR(1) моделей и может быть связано с наличием безусловной конвергенции. Тест Вальда на совместную незначимость всех коэффициентов отвергается. J-тест Саргана свидетельствует о хорошем подборе инструментальных переменных. Средняя абсолютная ошибка прогноза по данной модели равна 19%, что выше, чем ошибка моделей с фиксированными эффектами, не учитывающих пространственную корреляцию между регионами, но ниже ошибок других непространственных моделей.

В модели с фиксированными эффектами первый лаг ВРП оказывается положительным, что соответствует результатам, полученным для панели с фиксированными эффектами без учета пространственной корреляции, и противоречит выводам, полученным на основе пула и индивидуальных моделей. В целом регрессия значима. Гипотеза о том, что индивидуальные фиксированные эффекты равны 0, отвергается, корреляция между фиксированными эффектами и значением ВРП равна по модулю 0,62. Средняя абсолютная ошибка прогноза по данной модели равна 10%, что ниже ошибок других моделей.

Модель с фиксированными эффектами для пространственной корреляции в ошибках оценивалась методом максимального правдоподобия по аналогии с работой Элхорста (2003). В данной работе предполагается оценивать уравнения, очищенные от индивидуальных эффектов путем усреднения рядов объясняемой и объясняющих переменных. Далее оценивается функция правдоподобия следующего вида:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t, \quad e_t = (I - \delta W)[Y_t - \bar{Y} - (X_t - \bar{X})\beta], \quad (8)$$

где w_i – характеристические корни весовой матрицы W , σ^2 – дисперсия ошибок оцениваемого уравнения.

Полученные результаты несравнимы с ОММ-оценками, поэтому для сравнимости также были построены оценки максимального правдоподобия для пространственной SAR модели. Функция правдоподобия в таком случае принимает следующий вид:

$$-\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta w_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t, \quad e_t = (I - \delta W)(Y_t - \bar{Y}) - (X_t - \bar{X})\beta. \quad (9)$$

Средняя абсолютная ошибка прогноза по данной модели равна 15%, что оказывается ниже ошибок всех остальных моделей.

Таким образом, наиболее точным методом прогнозирования ВРП на основе данных по всем российским регионам оказывается модель пространственной корреляции в ошибках, рассчитанная ме-

тодом максимального правдоподобия. При этом точность моделей пространственной корреляции не сильно отличается от точности модели с фиксированными эффектами без учета пространственных связей. В частности, точность модели с учетом пространственной корреляции в ошибках превышает точность всего на 2 п.п. Точность остальных моделей оказывается ниже моделей с фиксированными эффектами.

Средние ошибки прогнозов всех рассмотренных моделей сведены в *табл. 3*.

Затем все регионы были разбиты на три части в соответствии с административно-территориальным делением РФ. Такое деление обуславливается социальными, политическими и климатическими причинами. Например, для северных регионов Сибири и Дальнего Востока Трудовым Кодексом РФ и законом РФ от 19.02.1993 № 4520-1 предусмотрены надбавки к зарплатам за стаж. Регионы Кавказа являются крупнейшими дотационными регионами в России. Эти два фактора (надбавки и дотации) влияют на ВРП регионов, что приводит к необходимости рассматривать их отдельно.

Таблица 3
МАРЕ МОДЕЛЕЙ

	Без пространственных эффектов			С пространственными эффектами		
	AR(1)	P_{OLS}	F_{OLS}	P_{SAR}	F_{SAR}^*	F_{SEM}
MAPE	23%	25%	17%	19%	20%	15%

* Приведена минимальная ошибка из моделей, рассчитанных OMM и MLE

Источник: расчеты авторов.

Деление на более мелкие округа (по географическим или экономическим зонам) невозможно в связи с малым количеством пространственных наблюдений, которые будут включены в такие зоны. В европейскую часть России входят 49 регионов, в кавказскую – 10 регионов, Сибирь и Дальний Восток состоят из 24 регионов.

Для каждого района была рассчитана своя весовая матрица смежности субъектов, входящих в тот же район и построены те же оценки, что и для всех субъектов одновременно.

В целом результаты AR(1) модели не сильно отличаются от результатов моделей с учетом пространственной корреляции. Ошибки всех моделей, приведенные в *табл. 4*, практически идентичны.

Таблица 4
МАРЕ МОДЕЛЕЙ РЕГИОНОВ ЕВРОПЕЙСКОЙ ЧАСТИ РОССИИ

	Без пространственных эффектов			С пространственными эффектами		
	AR(1)	P_{OLS}	F_{OLS}	P_{SAR}	F_{SAR}^*	F_{SEM}
MAPE	15%	10%	13%	11%	10%	12%

* Оценивание OMM не проводилось

Источник: расчеты авторов.

В отличие от предыдущего случая наиболее точной оказалась модель пространственной корреляции в лагах, рассчитанная методом максимального правдоподобия. При этом для европейских регионов России модель, учитывающая пространственную корреляцию в ошибках, дает менее точные результаты не только по сравнению с SAR моделью, но и относительно модели пула, не учитывающей пространственные связи между регионами.

В целом все модели с учетом пространственной корреляции дают результаты, сравнимые по точности с SAR моделью. В частности, точность пула уступает точности F_{SAR} модели всего на 1 п.п. Полученные результаты соответствуют результатам эмпирических исследований на зарубежных данных, в том числе и относительно схожести результатов пространственных моделей с результатами «наивной» AR(1) модели.

По моделям пространственной корреляции были рассчитаны средние ошибки прогнозов, которые приведены в *табл. 5*. Прогнозы по моделям, не учитывающим пространственную корреляцию, не строились в связи с незначимостью первого лага ВРП.

Таблица 5

МАРЕ МОДЕЛЕЙ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ КОРРЕЛЯЦИИ РЕГИОНОВ КАВКАЗА

	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}
МАРЕ	6.4%	2.7%	5%

Источник: расчеты авторов.

Ошибки всех моделей практически идентичны, однако наиболее точной, так же, как и в моделях для всех регионов и для регионов европейской части России, оказывается модель пространственной корреляции в лагах, рассчитанная методом максимального правдоподобия. Оценки коэффициентов в моделях, не учитывающих пространственную корреляцию, оказались незначимыми.

По всем моделям были рассчитаны средние ошибки прогнозов, которые приведены в *табл. 6*.

Таблица 6

МАРЕ МОДЕЛЕЙ РЕГИОНОВ СИБИРИ И ДАЛЬНЕГО ВОСТОКА

	Без пространственных эффектов			С пространственными эффектами		
	AR(1)	P_{OLS}	F_{OLS}	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}
МАРЕ	2.6%	2.3%	2.5%	3.1%	4.2%	4.5%

Источник: расчеты авторов.

В отличие от предыдущих моделей для регионов Сибири и Дальнего Востока прогнозы, полученные методом максимального правдоподобия на основе моделей, учитывающих пространственную корреляцию, оказались наименее точными. Этот результат не соответствует выводам, сделанным на основе статистики Морана, которая свидетельствует о наличии значимой положительной корреляции между регионами Сибири и ДВ на всем исследуемом промежутке. Однако ошибка прогноза пула с учетом пространственной корреляции оказывается меньше ошибок соответствующих моделей с фиксированными эффектами, хотя и выше ошибок непространственных моделей. Полученный результат может свидетельствовать о незначимости индивидуальных фиксированных эффектов среди сибирских и дальневосточных регионов. Сложившаяся ситуация может объясняться отсутствием значительных различий в экономической специализации данных регионов, практически одинаковой удаленностью от центра и похожей скоростью экономического развития (удаленность регионов Дальнего Востока и суровые природные условия сибирских регионов практически одинаково замедляют процессы экономического развития и усложняют государственное управление).

В целях оценивания точности полученных результатов также были построены модели для других весовых матриц. Были использованы еще две матрицы взаимосвязей между регионами, которые описывались в предыдущем разделе. Вторая матрица представляет собой матрицу регионов «второй линии» – регионы считаются соседними, если их разделяет только один регион. Третья матрица – матрица расстояний, элементы которой представляют собой не 1 и 0, а обратная матрица расстояний между центрами регионов.

Для этих двух матриц также были построены прогнозы по моделям с учетом пространственной корреляции и рассчитаны соответствующие ошибки прогнозов. В *табл. 7* приведено сравнение точностей всех моделей для трех матриц: (1) – матрица смежностей, (2) – матрица «второй линии», (3) – матрица расстояний.

Таблица 7

МАРЕ МОДЕЛЕЙ С РАЗЛИЧНЫМИ ВЕСОВЫМИ МАТРИЦАМИ

	Все регионы			Европейская часть			Кавказ			Сибирь и ДВ		
	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}	P_{SAR}	F_{SAR}	F_{SEM}
(1)	19%	20%	15%	11%	10%	12%	6.4%	2.7%	5%	3.1%	4.2%	4.5%
(2)	18%	20%	15%	13%	10%	11%	5%	3%	4%	15%	16%	19%
(3)	18%	21%	14%	12%	10%	12%	4.5%	3%	4%	26%	24%	14%

Источник: расчеты авторов.

Таким образом, по результатам прогнозирования ВРП для трех различных весовых матриц можно сделать вывод, что все три матрицы дают в целом идентичные результаты. Исключением являются регионы Сибири и Дальнего Востока, для которых прогнозы по модели, использующей матрицу смежностей, существенно лучше остальных. Для регионов Сибири и Дальнего Востока наименьшей точностью обладает модель с матрицей «второй линии». Это может быть связано с большими расстояниями даже между соседними регионами, что приводит к практически нулевым весам при учете влияния «соседей через регион».

Наиболее точные результаты по всем моделям были получены для регионов Кавказа, что может быть связано с тесными историческими и геополитическими связями между данными регионами. Для регионов Сибири и Дальнего Востока матрица «второй линии» и матрица расстояний дают прогнозы с очень высокой ошибкой. Таким образом, прогнозирование ВРП с помощью стандартной матрицы соседей дает наиболее точные результаты.

По результатам прогнозирования для четырех подвыборок можно сделать выводы, что, несмотря на различия в ошибках прогноза для частей РФ, модели пространственной корреляции дают наилучшие результаты. При этом для большинства подвыборок AR(1) модели также демонстрируют высокую точность прогнозов. Однако, согласно исследованиям Балтаджи, Ли (2004)¹, даже при отсутствии значимой пространственной связи между регионами для получения эффективных оценок лучше использовать пространственные модели.

Также необходимо заметить, что в данной работе большинство непространственных моделей оценивались методом наименьших квадратов. При оценивании динамических панельных данных МНК оценки оказываются смещенными. В связи с этим для оценивания обычно используется метод обобщенных моментов. Однако на малом временном промежутке ОММ оценки дают нестабильные результаты, поэтому, согласно Жирардину, Холодилину (2011), в целях прогнозирования лучше использовать смещенные, но стабильные МНК оценки.

Таким образом, наиболее точные результаты в среднем для ВРП дают модели с фиксированными эффектами с учетом и модели пула без учета пространственных связей, построенные не для полной выборки регионов, а для регионов, объединенных в кластеры.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В этой работе осуществлен анализ методов прогнозирования макроэкономических панелей, а также их приложения к российским региональным данным.

В первой части проведен обзор работ, посвященных различным свойствам рядов данных и их оценкам. В частности, рассмотрены модели, учитывающие пространственную зависимость между различными способами и проведен обзор работ, посвященных вопросу влияния пространственных эффектов на прогнозы региональных данных. На основе большинства рассмотренных работ можно сделать вывод, что в среднем включение пространственных эффектов либо не улучшает результаты «наивных» AR моделей, либо улучшает незначительно.

¹ Baltagi, B.H., Li, D., 2004. Prediction in the panel data model with spatial correlation. In: Anselin, L., Florax, R.J.G.M., Rey, S.J. (Eds.), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Springer, Berlin, 283–295 (Chapter 13).

Во второй части исследованы эмпирические свойства методов прогнозирования в панелях применительно к российским макроэкономическим региональным панелям для ряда ВРП. Данный показатель прогнозировался с учетом и без учета пространственной взаимосвязи между регионами. В среднем при прогнозировании ВРП наиболее точные результаты дала модель пространственной корреляции с фиксированными эффектами в лагах, оцененная методом максимального правдоподобия. Были использованы три весовые матрицы, которые в среднем дали практически идентичные результаты. При этом для большинства подвыборок AR(1) модели демонстрируют более низкую точность прогнозов.

Таким образом, можно сделать вывод, что российские регионы демонстрируют сильную взаимосвязь и при прогнозировании, в частности ВРП, необходимо учитывать пространственную корреляцию между регионами. При этом спецификация весовой матрицы не имеет большого значения, однако определение регионов в три кластера на основе административно-территориального деления значительно снижает ошибки прогнозов, полученных всеми методами.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Frees E, 2004. *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications for the Social Sciences*, New York: Cambridge University Press. ISBN 0-521-82828-7.
2. Giacomini, R., Granger, C.W.J., 2004. Aggregation of space-time processes. *Journal of Econometrics* 118, 7–26.
3. Viton, 2010. Notes on Spatial Econometric Models, *City Reg Plann* 870(03).
4. Семерикова Е.В., Демидова О.А. Взаимодействие региональных рынков труда в России: анализ с помощью пространственных эконометрических моделей // *Пространственная экономика*. 2016. № 3 С. 57–80.
5. Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H., Joutz, F., 1997. Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 90–100.
6. Girardin, E., Kholodilin, K.A., 2011. How helpful are spatial effects in forecasting the growth of Chinese provinces? *Journal of Forecasting* 30, 622–643.
7. Longhi, S., Nijkamp, P., 2007. Forecasting regional labor market developments under spatial heterogeneity and spatial correlation. *International Regional Science Review* 30, 100–119.
8. Kholodilin, K.A., Siliverstovs, B., Kooths, S., 2008. A dynamic panel data approach to the forecasting of the GDP of German Länder. *Spatial Economic Analysis* 3, 195–207.
9. Elhorst, J. P., 2003. Unconditional maximum likelihood estimation of dynamic models for spatial panels. Research Report 03C27, University of Groningen, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management).
10. Baltagi, B.H., Li, D., 2004. Prediction in the panel data model with spatial correlation. In: Anselin, L., Florax, R.J.G.M., Rey, S.J. (Eds.), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Springer, Berlin, 283–295 (Chapter 13).

«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, зам. зав. международной лабораторией
изучения бюджетной устойчивости,
А.Ю. Кнобель, зав. лабораторией международной торговли

Выпускающий редактор – Е.Ю. Лопатина, РИО

Корректор – К.Ю. Мезенцева, РИО