



ИНСТИТУТ
ЭКОНОМИЧЕСКОЙ
ПОЛИТИКИ
ИМЕНИ Е. Т. ГАЙДАРА

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП ИМ. ГАЙДАРА.РУ 09/2018

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 ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА Е. Астафьева, М. Турунцева.....	32
ТЕСТИРОВАНИЕ СТАЦИОНАРНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПРИ НАЛИЧИИ СДВИГОВ: МОДИФИКАЦИЯ ТЕСТА БУЗЕТТИ-ХАРВИ С ПРИЛОЖЕНИЕМ К ИНДЕКСАМ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ РФ А. Скроботов.....	36

АННОТАЦИИ И КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА К СТАТЬЯМ №9/2018

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 октябре 2018 г. – марте 2019 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 ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА НИУ ВШЭ

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. Более того, качество почти половины прогнозов ИЭП улучшается в последние полгода рассматриваемого интервала (март-август 2018 г.).

Ключевые слова: прогнозирование, качество прогнозов, индексы промышленного производства.

А. Скроботов

ТЕСТИРОВАНИЕ СТАЦИОНАРНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПРИ НАЛИЧИИ СДВИГОВ: МОДИФИКАЦИЯ ТЕСТА БУЗЕТТИ-ХАРВИ С ПРИЛОЖЕНИЕМ К ИНДЕКСАМ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ РФ

В данной работе предлагается модификация теста на стационарность Бузетти-Харви со структурным сдвигом в неизвестное время. Известно, что тест на стационарность, использующий суперсостоятельную оценку доли даты сдвига, является эффективным при больших сдвигах, а инфимум-тест является эффективным при малом сдвиге или при отсутствии сдвига, а при большом сдвиге имеет существенные искажения размера. В статье предлагается решающее правило, основанное на предварительном тестировании наличия сдвига: если гипотеза об отсутствии сдвига не отвергается тестом, робастным к порядку интегрированности ряда, то используется инфимум-тест; если такая гипотеза будет отвергаться, что говорит о высокой амплитуде сдвига, то необходимо применять тест, использующий оценку доли даты сдвига как истинную. Предложенная модификация показывает хорошие свойства на конечных выборках.

Также мы предлагаем обобщение на случай нескольких структурных сдвигов. Если робастный к порядку интегрированности ошибок тест на определение количества сдвигов не обнаруживает никаких сдвигов, то использование инфимум-теста будет приводить к наибольшей мощности. Аналогично, если процедура определяет максимально возможное заданное количество сдвигов, то эффективным будет тест, применяющий суперсостоятельную оценку долей дат сдвигов. При обнаружении меньшего количества сдвигов, но не их отсутствия, мы рекомендуем использовать комбинацию из двух рассматриваемых тестов.

В качестве апробации результатов мы тестируем гипотезу о стационарности для 13 российских индексов цен производителей промышленных товаров. Гипотеза стационарности отвергается для 9-ти рядов из 13-ти на 10%-ном уровне значимости и для 8-ми рядов из 13-ти – на 5%-ном уровне значимости.

Ключевые слова: Тест на стационарность, KPSS тест, инфимум-тест, искажение размера, мощность, структурные сдвиги, предварительное тестирование, индексы цен.

JEL: C12, C22.

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 октябре 2018 г. – марте 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, так как этот показатель в значительной степени определяет динамику затрат производителей.

В качестве основного показателя, который может оказывать влияние на величину экспорта и импорта, следует отметить реальный обменный курс, изменение которого приводит к изменению относительной стоимости отечественных и импортных товаров. Однако в эконометрических моделях его влияние оказывается незначимым. Наиболее существенными факторами, определяющими динамику экспорта, являются мировые цены на 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 октябрь 2018 г. – март 2019 г. были использованы ряды месячных индексов промышленного производства Федеральной службы государственной статистики (Росстата) с января 2002 г. по июль 2018 г. и ряды базисных индексов промышленного производства Научно-исследовательского университета Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ)² за период с января 2010 г. по август 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 индекса промышленного производства Росстата в октябре 2018 г. – марте 2019 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года по промышленности в целом составляет 2,9%. Для индекса промышленного производства НИУ ВШЭ данный показатель также составляет 2,8%. По итогам 2018 г. прогнозируемый годовой рост индекса промышленного производства Росстата достигнет 3%, рост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ – 2,2%.

Среднемесячный прирост индекса промышленного производства в добыче полезных ископаемых Росстата и НИУ ВШЭ в октябре 2018 г. – марте 2019 г. составляет соответственно 3,5 и 2,1%.

Средний темп прироста индекса промышленного производства в обрабатывающей промышленности Росстата по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года в октябре 2018 г. – марте 2019 г. достигает 4,4%, индекса НИУ ВШЭ – 1,8%. Среднемесячное увеличение индекса промышленного производства в производстве пищевых продуктов Росстата и НИУ ВШЭ составляет соответственно 3,0 и 1,7%. В производстве кокса и нефтепродуктов средний прирост прогнозируется на уровне -2,5 и -1,9% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно. Среднемесячное изменение индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ для металлургического производства в октябре 2018 г. – марте 2019 г. составляет соответственно 2,9 и 3,9%. В производстве машин и оборудования средний рост прогнозируется на уровне 2,7 и 2,8% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

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	Росстат	НИУ ВШЭ		
	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO	ARIMA	KO		
Окт.18	2,2	3,5	2,3	2,9	3,6	2,5	2,0	3,1	0,3	2,8	2,2	2,7	-0,7	-2,0	6,5	4,1	0,5	5,7
Ноя.18	2,2	2,8	2,4	2,4	4,1	2,5	5,2	2,4	2,1	2,9	1,6	2,2	-1,9	-2,4	5,4	4,9	4,6	3,8
Дек.18	1,6	3,7	1,9	2,5	3,5	2,5	4,2	2,2	2,3	3,0	3,6	1,0	-4,6	-2,6	-0,3	3,5	3,4	-9,5
Янв.19	2,9	3,0	1,3	2,6	3,6	1,9	5,3	-0,5	0,2	-0,6	3,4	0,4	-5,4	-1,9	1,8	2,7	-4,7	7,3
Фев.19	3,7	3,6	2,6	3,0	3,3	1,3	5,6	2,0	-3,1	-3,9	4,7	3,0	-0,6	-0,9	3,5	4,9	3,1	-0,8
Мар.19	2,6	3,0	0,7	2,7	3,0	1,6	4,0	1,3	-3,8	-7,5	2,8	0,7	-1,8	-1,7	0,5	3,4	9,2	10,3
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предшествующего года																		
Справочно: фактический прирост 2017–2018 гг. к соответствующему месяцу 2016–2017 гг.																		
Окт.17	0,2	1,1		1,1	0,1	-1,6	0,6	3,1	-2,1	-1,8	4,6	4,8	-2,3	-2,4	-11,5	2,9	11,3	9,6
Ноя.17	-1,5			-0,3	-0,4	-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	-1,6	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	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	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			1,5	2,4	-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

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.

Средний прирост индекса промышленного производства в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха Росстата в октябре 2018 г. – марте 2019 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет -0,4%; аналогичный показатель для индекса НИУ ВШЭ – -0,5%.

В среднем (по видам экономической деятельности) рост индексов промышленного производства Росстата в 2018 г. достигнет 1,7%, рост индексов промышленного производства НИУ ВШЭ – 1,0%.

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. август 2018 г.

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

Средний прогнозируемый прирост месячного реального товарооборота в период с октября 2018 г. по март 2019 г. по отношению к соответствующему периоду 2017–2018 гг. составляет 3,9%.

В годовом исчислении прогнозируемое увеличение номинального показателя розничного товарооборота в марте 2019 г. в номинальном выражении – 5,5%, в реальном – 3,1%.

ВНЕШНЕТОРГОВЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Модельные расчеты прогнозных значений объемов экспорта, экспорта в страны вне СНГ, импорта и импорта из стран вне СНГ получены на основе моделей временных рядов и структурных моделей, оцененных на месячных данных на интервале с сентября 1998 г. по август 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 октябрь 2018 г. – март 2019 г. по отношению к аналогичному периоду 2017–2018 гг. составит 22,2, 23,6, 23,8 и 15,4% соответственно. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за октябрь 2018 г. – март 2019 г. составит 88,9 млрд долл., что соответствует росту на 19,5% по отношению к аналогичному периоду 2017–2018 гг. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за 2018 г. составит 178,0 млрд долл., что соответствует росту на 54,2% по отношению к аналогичному периоду 2017 г.

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)
Окт.18	2739,1 (5,6)	103,8
Ноя.18	2716,1 (5,6)	104,7
Дек.18	3255,5 (5,5)	104,3
Янв.19	2439,2 (4,8)	103,8
Фев.19	2379,0 (4,9)	103,5
Мар.19	2591,9 (5,1)	103,4
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2017-2018 гг.		
Окт.17	2594,0	103,4
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

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

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.)		фактических данных за соответствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		фактических данных за соответствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		фактических данных за соответствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		фактических данных за соответствующий месяц предшествующего года	
	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Окт.18	37,9	40,0	120	127	24,0	25,2	112	117	33,0	34,9	123	130	21,0	22,1	109	115
Ноя.18	39,4	41,8	118	125	26,6	26,7	121	122	34,6	36,5	121	128	23,1	24,5	118	125
Дек.18	42,9	43,6	114	116	29,3	27,9	121	116	37,9	39,4	118	123	25,4	26,0	117	119
Янв.19	37,3	40,0	111	119	22,8	20,5	137	123	32,3	34,2	109	115	16,0	17,2	108	117
Фев.19	39,9	43,4	128	139	24,3	23,1	127	121	35,8	36,8	133	137	19,6	20,2	115	118
Мар.19	44,6	47,8	122	131	24,9	25,1	115	116	38,7	40,6	122	128	20,8	22,1	108	114
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2017–2018 гг., млрд долл.																
Окт.17	31,6				21,5				26,8				19,2			
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			

Примечание. На интервале с января 1999 г. по август 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.

Таблица 4
Результаты расчетов прогнозных значений индексов цен

	Индексы цен производителей:										производство автотранспортных средств							
	Индекс потребительских цен (ARIMA)	Индекс потребительских цен (SM)	Индекс потребительских цен (FM)	ИЦП промышленных товаров (КО)	ИЦП промышленных товаров (FM)	добыча полезных ископаемых	обрабатывающие производства	производство электроэнергии, газа и воды	производство пищевых продуктов	производство текстильных изделий		обработка древесины и изделий из дерева	производство бумаги и бумажных изделий	производство кокса, нефтепродуктов	химическое производство	металлургическое производство	производство машин и оборудования	
Окт.18	100,5	100,4	100,5	101,1	100,3	100,7	104,0	101,0	101,0	100,6	100,2	101,1	100,8	101,5	101,4	100,3	100,7	100,9
Ноя.18	100,4	100,4	100,4	100,7	100,2	100,6	101,2	100,9	99,8	100,8	100,2	100,8	100,8	101,2	101,1	100,5	100,8	100,7
Дек.18	100,2	100,4	100,4	100,9	100,2	100,8	105,5	101,6	100,3	101,4	99,7	100,9	100,7	97,8	100,0	101,1	100,7	100,2
Янв.19	101,1	100,5	100,5	100,1	103,0	100,4	98,2	101,0	100,3	100,8	100,2	100,7	101,4	96,7	100,4	101,7	101,9	101,0
Фев.19	100,4	100,4	100,5	100,7	100,6	100,6	99,3	101,4	100,3	100,5	100,3	101,2	100,4	101,6	100,7	101,3	101,2	99,9
Мар.19	100,3	100,3	100,5	100,1	99,4	100,8	104,3	101,0	100,3	100,8	100,3	100,8	100,8	101,7	101,0	100,4	100,8	100,6
Окт.18	103,2	103,0	103,9	111,4	109,9	111,3	126,7	112,0	103,6	105,0	103,9	111,6	109,1	126,0	113,1	112,3	111,3	102,1
Ноя.18	103,6	103,5	104,3	112,2	110,1	112,0	128,2	113,0	103,4	105,8	104,1	112,5	110,0	127,6	114,3	112,9	112,3	102,8
Дек.18	103,9	103,9	104,7	113,2	110,3	112,9	135,3	114,8	103,6	107,4	103,8	113,5	110,8	124,8	114,4	114,1	113,1	103,0
Янв.19	101,1	100,5	100,5	100,1	100,1	100,4	98,2	101,0	100,3	100,8	100,2	100,7	101,4	96,7	100,4	101,7	101,9	101,0
Фев.19	101,5	100,9	101,0	100,8	100,3	101,0	97,5	102,4	100,7	101,4	100,6	101,9	101,8	98,2	101,1	103,0	103,1	100,9
Мар.19	101,9	101,2	101,5	100,9	100,0	101,8	101,7	103,3	100,9	102,1	100,8	102,7	102,6	99,9	102,2	103,5	103,8	101,6
Окт.17		101,9			106,2		114,9	103,3	107,2	95,9	100,4	101,8	101,1	114,2	103,5	107,8	101,8	103,2
Ноя.17		102,1			107,1		118,0	103,8	106,6	95,2	101,1	101,7	101,3	116,2	104,4	107,0	103,7	103,7
Дек.17		102,5			108,4		124,1	104,2	106,1	95,2	100,7	102,7	101,0	117,3	105,6	105,5	104,0	103,8
Янв.18		100,3			100,1		101,1	100,1	98,5	100,4	101,0	100,9	100,8	97,4	101,6	100,5	102,1	100,5
Фев.18		100,5			101,1		103,2	100,9	98,9	100,1	101,5	102,3	100,7	98,0	102,1	102,1	102,3	100,9
Мар.18		100,8			100,2		98,9	101,0	99,4	99,4	100,9	103,4	102,3	96,7	102,5	103,8	103,3	101,2

Примечание. На интервале с января 1999 г. по июль 2018 г. ряд цепного индекса цен производителей промышленных товаров в производстве машин и оборудования идентифицирован как процесс, являющийся стационарным около тренда с двумя эндогенным структурными сдвигами. Ряды остальных цепных индексов цен являются стационарными в уровнях.

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

Прогнозируемый среднемесячный прирост индекса потребительских цен в октябре 2018 г. – марте 2019 г. составит 0,5%. Прирост цен производителей промышленных товаров за указанный период прогнозируется в среднем на уровне 0,6% в месяц. Годовой прирост индекса потребительских цен в среднем по двум моделям составит 4,2%. Аналогичный показатель для индекса цен производителей прогнозируется на уровне 12,1%.

Для индексов цен производителей Росстата с октября 2018 г. по март 2019 г. прогнозируются следующие средние темпы роста в месяц: 2,1% – в добыче полезных ископаемых, 1,1% – в обрабатывающих производствах, 0,3% – в обеспечении электрической энергией, газом и паром, 0,8% – в производстве пищевых продуктов, 0,2% – в производстве текстильных изделий, 0,9% – в обработке древесины и производстве изделий из дерева, 0,8% – в производстве бумаги и бумажных изделий, 0,1% – в производстве кокса и нефтепродуктов, 0,8% – в химическом производстве, 0,9% – в металлургическом производстве, 1,0% – в производстве машин и оборудования и 0,6% – в производстве автотранспортных средств.

Годовой прирост индексов цен производителей по видам экономической деятельности составит в среднем 13,2%. По итогам 2018 г. максимальный годовой прирост прогнозируется в добыче полезных ископаемых (35,3%), минимальный – в производстве автотранспортных средств (3,0%).

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

В данном разделе представлены результаты расчетов прогнозируемых значений стоимости минимального набора продуктов питания в октябре 2018 г. – марте 2019 г. Прогнозы строились на основе временных рядов по данным Росстата за период с января 2000 г. по сентябрь 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 3910,4 руб. Прогнозируемый прирост стоимости минимального набора продуктов питания составляет в среднем около 3,4% по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года. Прогнозируемый годовой прирост стоимости минимального набора продуктов питания в 2018 г. составит 4%.

Таблица 5

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

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

Примечание. Ряд стоимости минимального набора продуктов на интервале с января 2000 г. по сентябрь 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 июль 2018 г. В табл. 6 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в октябре 2018 г. – марте 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 октябрь 2018 г. – март 2019 г., за шесть рассматриваемых месяцев сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки в течение этих шести месяцев будет снижаться со среднемесячным темпом -0,4%. При этом в октябре 2018 г. ожидается сезонное снижение индекса на -4,1 п.п. В результате его годовой прирост в 2018 г. составит 2,2%.

Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом в течение данных шести месяцев будет расти со среднемесячным темпом 0,04%. Его годовой прирост в 2018 г. прогнозируется на уровне -0,5%.

Индекс тарифов на трубопроводный транспорт в течение следующих шести месяцев будет снижаться со среднемесячным темпом -0,2%. В результате его годовой прирост в 2018 г. составит 10,6%.

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 октябре 2018 г. – марте 2019 г., полученные на основе нелинейных моделей временных рядов, оцененных по данным МВФ на интервале с января 2000 г. по август 2018 г.

Средний прогнозируемый уровень цен на нефть составляет около 71,9 долл./барр., что выше соответствующих показателей прошлого года в среднем на 9,15%. Цены на алюминий прогнозируют-

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)			
Окт.18	95,9	99,8	95,5
Ноя.18	100,3	99,8	102,4
Дек.18	100,3	99,8	104,3
Янв.19	100,3	101,4	97,8
Фев.19	100,3	99,7	96,1
Мар.19	100,3	99,7	102,5
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к декабрю предыдущего года)			
Окт.18	101,6	99,9	103,6
Ноя.18	101,9	99,7	106,1
Дек.18	102,2	99,5	110,6
Янв.19	100,3	101,4	97,8
Фев.19	100,6	101,2	94,0
Мар.19	100,8	100,9	96,3
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг. (в % к предыдущему месяцу)			
Окт.17	94,2	100,1	89,0
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

Примечание. На интервале с сентября 1998 г. по июль 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 июль 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*).

ся на уровне около 2151 долл./т, а их средний прогнозируемый прирост составляет приблизительно 0,7% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. Прогноз цен на золото на уровне около 1187 долл./унц. Средние прогнозируемые цены на медь составляют около 5810 долл./т, а на никель – около 12125 долл./т. Среднее прогнозируемое снижение цен на золото составляет около 9%, цен на медь – около 16%, цен на никель – 5% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года.

На конец 2018 г. прогнозируемый прирост цен на нефть по сравнению с концом 2017 г. достигнет 8,5%. Падение цен на алюминий, золото, медь и никель составит соответственно 5,2, 6,1, 19,7 и 4,5%.

ДЕНЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Будущие значения денежной базы (в узком определении – наличные деньги и ФОР) и денежного агрегата M_2 в октябре 2018 г. – марте 2019 г. получены на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых ЦБ РФ¹, на интервале с октября 1998 г. по август 2018 г. В табл. 8 приводятся результаты расчетов прогнозных значений и фактические значения этих показателей за аналогичный период предыдущего года. Необходимо отметить, что в силу того, что денежная база является одним из инструментов политики ЦБ РФ, ее прогнозы на основе моделей временных рядов в достаточной степени условны, так как будущие значения данного показателя определяются в значительной степени не внутренними свойствами ряда, а решениями ЦБ РФ.

В октябре 2018 г. – марте 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 14,4%. 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 10,8%. В январе 2019 г. планируется сезонный рост показателя M_2 на 2,3%.

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					
Окт.18	74,87	2117	1192	5855	12360
Ноя.18	73,60	2137	1190	5846	12242
Дек.18	72,53	2158	1184	5823	12085
Янв.19	71,52	2156	1182	5801	12050
Фев.19	70,04	2160	1186	5779	11990
Мар.19	69,29	2176	1186	5758	12022
Приросты к соответствующему месяцу предыдущего года, %					
Окт.18	22,0	-2,3	-6,9	-14,7	-0,5
Ноя.18	15,8	4,5	-7,2	-13,6	9,9
Дек.18	8,5	-5,2	-6,1	-19,7	-4,5
Янв.19	3,6	-2,6	-11,3	-18,3	-10,7
Фев.19	6,5	1,2	-10,9	-16,6	-12,7
Мар.19	-1,4	8,5	-10,5	-14,5	-10,1
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.					
Окт.17	61,37	2167	1280	6860	12423
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

Примечание. Ряды цен на нефть, никель, золото, медь и алюминий на интервале с января 1980 г. по август 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, %
Окт.18	10335	0,0	43911	-0,5
Ноя.18	10495	1,5	44143	0,5
Дек.18	10493	0,0	44452	0,7
Янв.19	11014	5,0	45494	2,3
Фев.19	10653	-3,3	45262	-0,5
Мар.19	10813	1,5	45494	0,5
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2017–2018 гг. (прирост к предыдущему месяцу, %)				
Окт.17		0,3		0,4
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

Примечание. Временные ряды показателей денежной базы и денежного агрегата M_2 на интервале с октября 1998 г. по август 2018 г. соответственно были отнесены к классу рядов, являющихся стационарными в первых разностях, с выраженной сезонной компонентой.

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

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 июль 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 октябре 2018 г. – марте 2019 г. международные резервы будут расти со среднемесячным темпом 0,5%. В 2018 г. прогнозируется прирост международных резервов на уровне 8,1%.

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

В октябре 2018 г. – марте 2019 г. значение курса доллара к рублю прогнозируется в среднем по двум моделям равным 66 руб. 13 коп. за доллар. Прогнозируемое на конец 2018 г. значение показателя составит 65 руб. 94 коп. за доллар в среднем по двум моделям.

Прогнозируемое значение курса евро к доллару в среднем на рассматриваемом интервале времени составит 1,16 доллара за один евро. Значение показателя на конец 2018 г. прогнозируется на уровне 1,16 доллара 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, %
Окт.18	462,2	0,6
Ноя.18	464,5	0,5
Дек.18	466,8	0,5
Янв.19	469,1	0,5
Фев.19	471,4	0,5
Мар.19	473,7	0,5
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.		
Окт.17	424,8	0,2
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

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по июль 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
Окт.18	65,76	65,96	1,16	1,16
Ноя.18	64,95	65,65	1,16	1,16
Дек.18	65,43	66,46	1,16	1,16
Янв.19	65,59	66,77	1,16	1,16
Фев.19	65,83	67,35	1,16	1,16
Мар.19	66,05	67,75	1,16	1,16
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2017–2018 гг.				
Окт.17	57,87		1,16	
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	

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 сентябрь 2018 г. взяты с сайта статистики обменных курсов www.oanda.com.

ПОКАЗАТЕЛИ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

В данном 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 август 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 1,1%; реальных денежных доходов – 0,5%. Прогнозируемый среднемесячный прирост реальной заработной платы составит 3,6%.

По итогам 2018 г. прогнозируемый прирост реальных располагаемых денежных доходов составит 1,1%; реальных денежных доходов – на 1,4%, а прирост реальной заработной платы – 7,8%.

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.)			
Окт.18	100,6	100,8	106,2
Ноя.18	100,3	100,7	105,9
Дек.18	99,7	100,6	104,9
Янв.19	98,4	99,0	101,9
Фев.19	97,3	98,0	100,7
Мар.19	97,0	98,0	101,7
Справочно: фактические значения за соответствующий период 2017 г. (в % к аналогичному периоду 2016–2017 гг.)			
Окт.17	98,6	99,4	105,4
Ноя.17	99,9	100,4	105,8
Дек.17	98,8	99,3	106,2
Янв.18	100,1	100,5	111,0
Фев.18	104,2	104,5	110,5
Мар.18	104,6	104,8	108,7

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

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по июль 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 октябре 2018 г. – марте 2019 г. сокращение численности занятых в экономике в среднем составит 0,1% в месяц по отношению к соответствующему периоду предыдущего года. Прогнозируемое на конец 2018 г. значение показателя численности занятого в экономике населения составляет 72,6 млн чел.

Среднее сокращение показателя общей численности безработных прогнозируется на уровне 5,5% в месяц по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. Средняя численность безработных в конце 2018 г. прогнозируется на уровне 3,7 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		
	июл	авг	сен	окт	ноя	дек	янв	фев	мар
ИПП Росстата (прирост, %)*	3,9	2,7	2,0	2,9	2,5	2,7	3,0	3,7	2,8
ИПП НИУ ВШЭ (прирост, %)*	3,8	1,8	2,3	2,6	2,4	2,2	2,0	2,8	1,8
ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата (прирост, %)*	3,2	2,8	3,7	3,6	4,1	3,5	3,6	3,3	3,0
ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,2	1,0	1,9	2,5	2,5	2,5	1,9	1,3	1,6
ИПП в обрабатывающих производствах Росстата (прирост, %)*	4,6	4,0	2,0	2,0	5,2	4,2	5,3	5,6	4,0
ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ (прирост, %)*	5,6	2,5	3,8	3,1	2,4	2,2	-0,5	2,0	1,3
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата (прирост, %)*	1,8	-0,5	1,9	0,3	2,1	2,3	0,2	-3,1	-3,8
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,2	0,4	0,5	2,8	2,9	3,0	-0,6	-3,9	-7,5
ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата (прирост, %)*	5,2	3,4	3,6	2,2	1,6	3,6	3,4	4,7	2,8
ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,9	1,2	2,9	2,7	2,2	1,0	0,4	3,0	0,7
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата (прирост, %)*	2,6	-0,1	2,0	-0,7	-1,9	-4,6	-5,4	-0,6	-1,8
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,9	-2,7	-0,8	-2,0	-2,4	-2,6	-1,9	-0,9	-1,7
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата (прирост, %)*	3,3	-2,0	-1,9	6,5	5,4	-0,3	1,8	3,5	0,5
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,4	1,6	2,5	4,1	4,9	3,5	2,7	4,9	3,4
ИПП в производстве машин и оборудования Росстата (прирост, %)*	4,2	7,3	7,3	0,5	4,6	3,4	-4,7	3,1	9,2
ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ (прирост, %)*	6,6	-0,1	6,7	5,7	3,8	-9,5	7,3	-0,8	10,3
Розничный товарооборот, трлн руб.	2,64	2,75	2,72	2,74	2,72	3,26	2,44	2,38	2,59
Реальный розничный товарооборот (прирост, %)*	2,5	2,8	3,3	3,8	4,7	4,3	3,8	3,5	3,4
Экспорт (млрд долл.)	34,4	37,4	39,2	39,0	40,6	43,3	38,7	41,7	46,2
Экспорт в страны, дальнего зарубежья (млрд долл.)	29,8	32,7	34,1	34,0	35,6	38,7	33,3	36,3	39,7
Импорт (млрд долл.)	21,0	21,6	23,0	24,6	26,7	28,6	21,7	23,7	25,0
Импорт из стран дальнего зарубежья (млрд долл.)	18,8	19,4	20,2	21,6	23,8	25,7	16,6	19,9	21,5
ИЦП (прирост, %)**	0,3	0,0	0,4	0,5	0,4	0,3	0,7	0,4	0,4
ИЦП промышленных товаров (прирост, %)**	0,3	0,3	0,7	0,7	0,5	0,6	1,2	0,6	0,1
ИЦП в добыче полезных ископаемых (прирост, %)**	-0,3	1,4	1,2	4,0	1,2	5,5	-1,8	-0,7	4,3
ИЦП в обрабатывающих производствах (прирост, %)**	0,4	1,0	1,4	1,0	0,9	1,6	1,0	1,4	1,0
ИЦП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды (прирост, %)**	0,8	2,8	0,7	1,0	-0,2	0,3	0,3	0,3	0,3
ИЦП в производстве пищевых продуктов (прирост, %)**	0,9	0,5	0,8	0,6	0,8	1,4	0,8	0,5	0,8
ИЦП в текстильном и швейном производстве (прирост, %)**	-0,7	0,0	0,0	0,2	0,2	-0,3	0,2	0,3	0,3
ИЦП в обработке древесины и производстве изделий из дерева (прирост, %)**	0,8	1,2	1,0	1,1	0,8	0,9	0,7	1,2	0,8
ИЦП в целлюлозно-бумажном производстве (прирост, %)**	1,5	0,2	0,8	0,8	0,8	0,7	1,4	0,4	0,8
ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов (прирост, %)**	-0,6	1,2	2,4	1,5	1,2	-2,2	-3,3	1,6	1,7
ИЦП в химическом производстве (прирост, %)**	1,0	1,6	2,0	1,4	1,1	0,0	0,4	0,7	1,0
ИЦП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (прирост, %)**	-0,1	0,6	0,8	0,3	0,5	1,1	1,7	1,3	0,4
ИЦП в производстве машин и оборудования (прирост, %)**	1,6	0,7	0,8	0,7	0,8	0,7	1,9	1,2	0,8
ИЦП в производстве транспортных средств и оборудования (прирост, %)**	0,9	-0,5	0,3	0,9	0,7	0,2	1,0	-0,1	0,6
Стоимость минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц), тыс. руб.	4,04	3,94	3,84	3,80	3,83	3,90	3,95	3,98	4,00
Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (прирост, %)**	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	1,4	-0,3	-0,3

	2018						2019		
	июл	авг	сен	окт	ноя	дек	янв	фев	мар
Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (прирост, %)**	8,4	2,7	-1,5	-4,5	2,4	4,3	-2,2	-3,9	2,5
Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки (прирост, %)**	3,7	0,3	0,3	-4,1	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
Цена на нефть марки Brent (долл./барр.)	74,3	77,4	75,3	74,9	73,6	72,5	71,5	70,0	69,3
Цена на алюминий (тыс. долл./т)	2,08	2,12	2,13	2,12	2,14	2,16	2,16	2,16	2,18
Цена на золото (тыс. долл./унц.)	1,24	1,20	1,19	1,19	1,19	1,18	1,18	1,19	1,19
Цена на медь (тыс. долл./т)	6,32	5,99	5,89	5,85	5,85	5,82	5,80	5,78	5,76
Цена на никель (тыс. долл./т)	14,1	12,8	12,5	12,4	12,2	12,1	12,0	12,0	12,0
Денежная база (трлн руб.)	10,1	10,2	10,3	10,3	10,5	10,5	11,0	10,7	10,8
M ₂ (трлн руб.)	44,1	43,9	44,1	43,9	44,1	44,5	45,5	45,3	45,5
Международные резервы (млрд долл.)	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,47	0,47	0,47	0,47
Обменный курс RUR/USD (руб. за доллар США)	62,78	68,08	65,56	65,86	65,30	65,95	66,18	66,59	66,90
Обменный курс USD/EUR (долл. США за евро)	1,18	1,16	1,16	1,16	1,16	1,16	1,16	1,16	1,16
Реальные располагаемые денежные доходы (прирост, %)*	2,3	-0,9	-0,8	0,6	0,3	-0,3	-1,6	-2,7	-3,0
Реальные денежные доходы (прирост, %)*	2,9	-0,3	-0,5	0,8	0,7	0,6	-1,0	-2,0	-2,0
Реальная заработная плата (прирост, %)*	7,5	7,0	6,1	6,2	5,9	4,9	1,9	0,7	1,7
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	72,7	73,1	73,0	72,6	72,4	72,6	71,9	71,8	72,3
Общая численность безработных (млн чел.)	3,6	3,5	3,5	3,6	3,7	3,7	3,7	3,7	3,7

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.

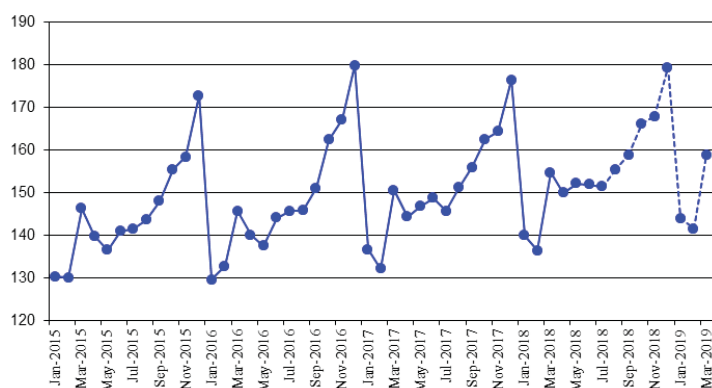


Рис. 1б. Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ (ARIMA-модель), % к январю 2010 г.

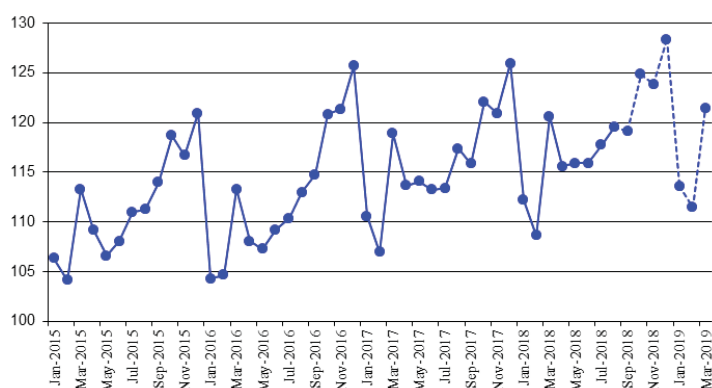


Рис. 2а. ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата, % к декабрю 2001 г.

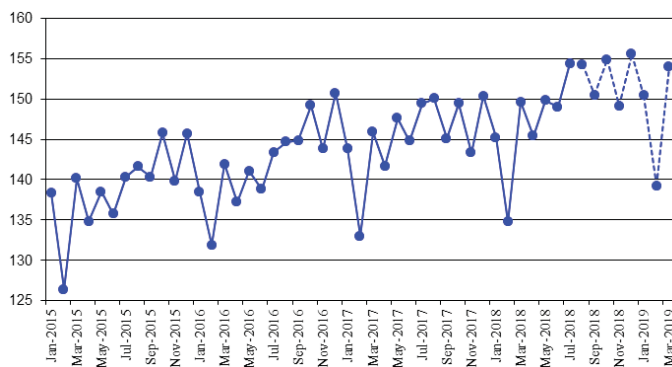


Рис. 2б. ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

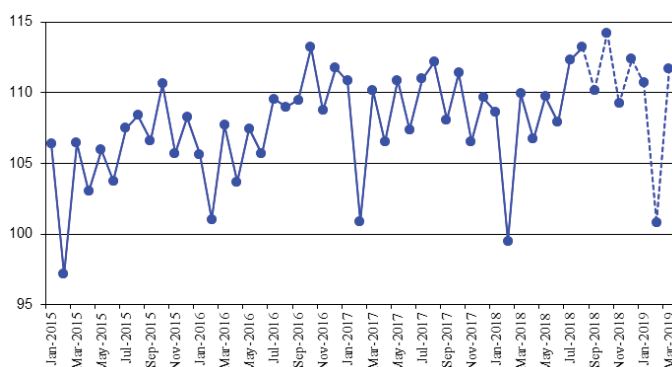


Рис. 3а. ИПП в обрабатывающих производствах Росстата, % к декабрю 2001 г.

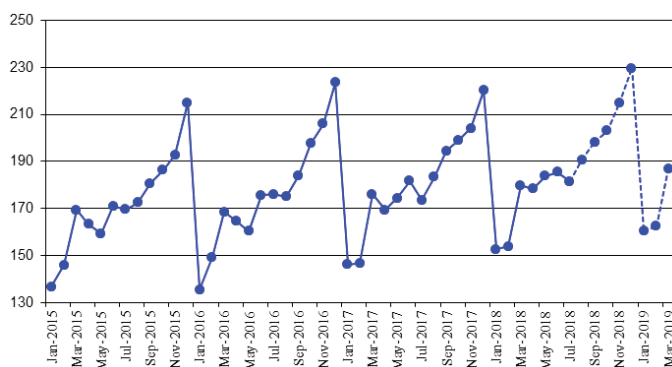


Рис. 3б. ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

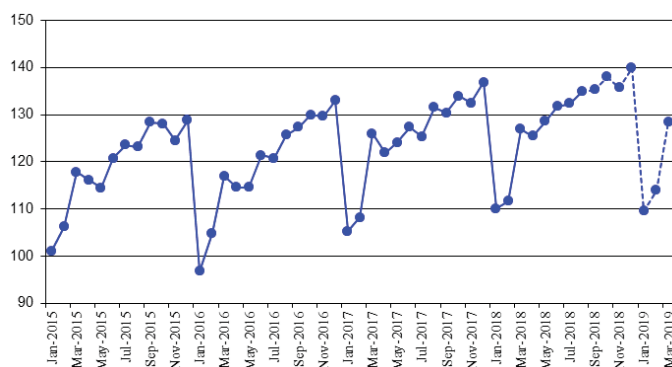


Рис. 4а. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха Росстата, % к декабрю 2001 г.

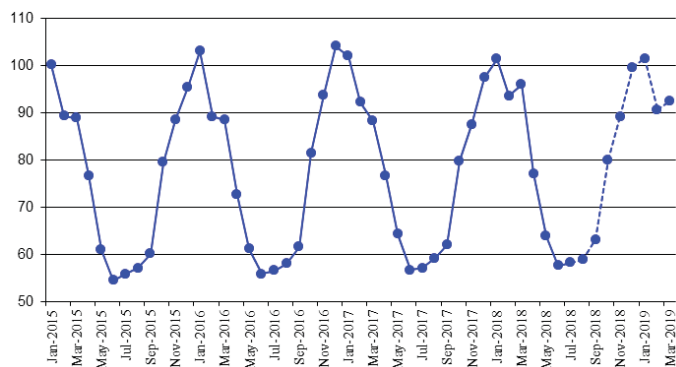


Рис. 4б. ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром; кондиционировании воздуха НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

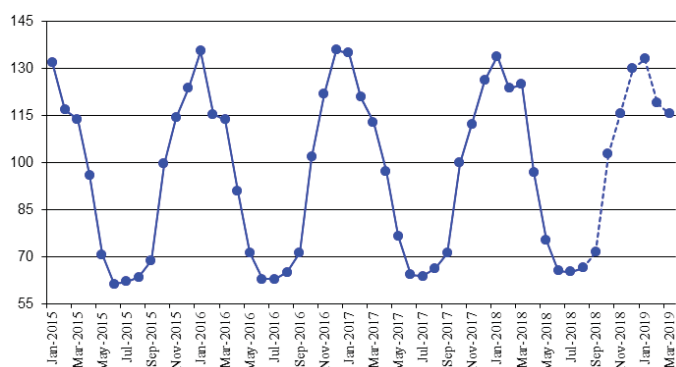


Рис. 5а. ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

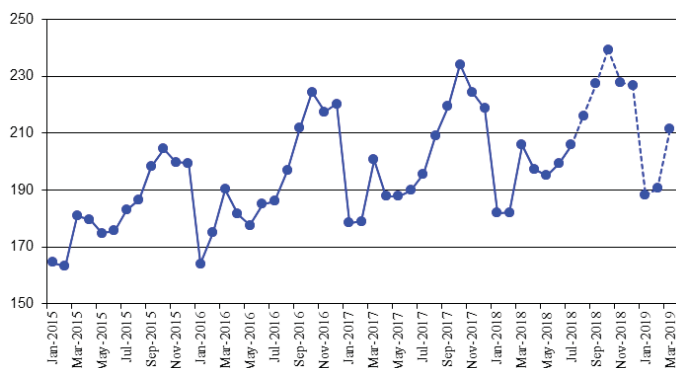


Рис. 5б. ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

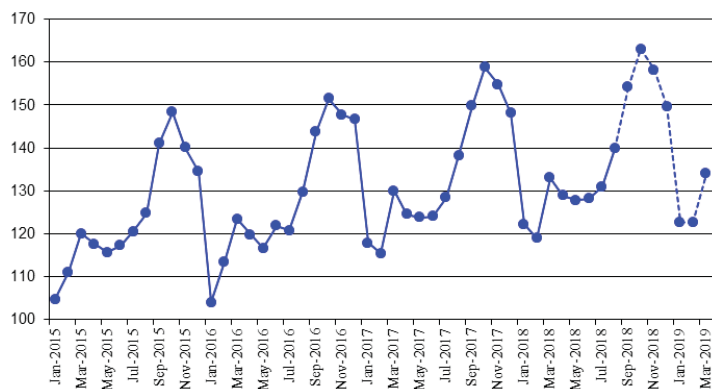


Рис. 6а. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

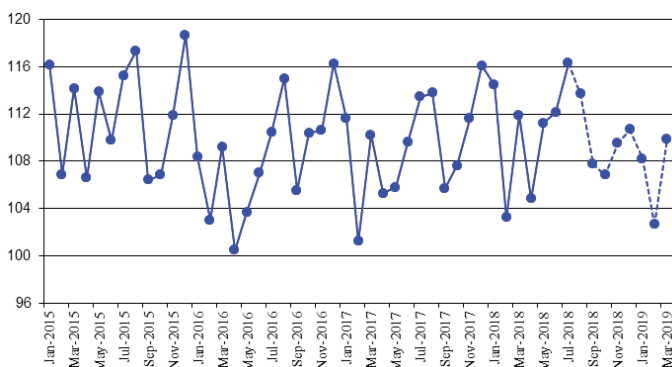


Рис. 6б. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

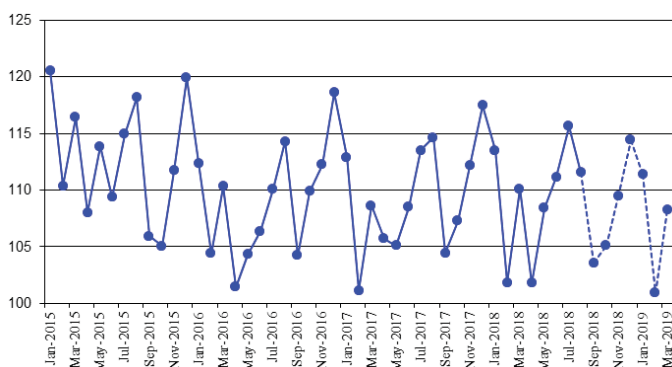


Рис. 7а. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата, % к декабрю 2001 г.

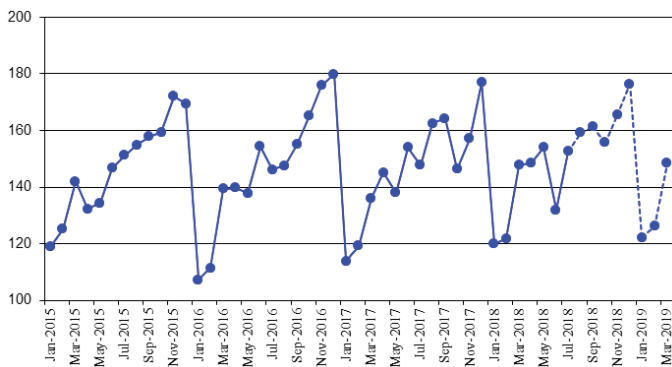


Рис. 7б. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

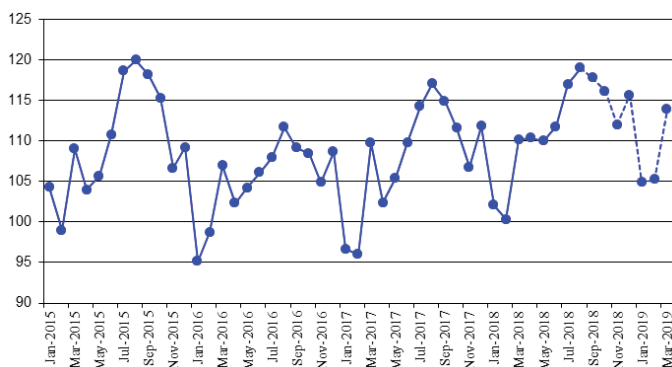


Рис. 8а. ИПП в производстве машин и оборудования Росстата, % к декабрю 2001 г.

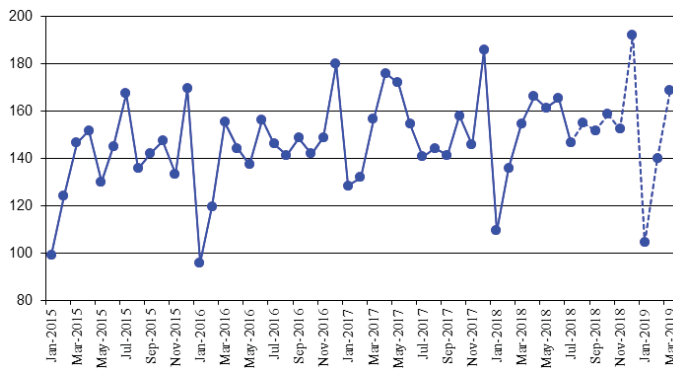


Рис. 8б. ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ, % к январю 2010 г.

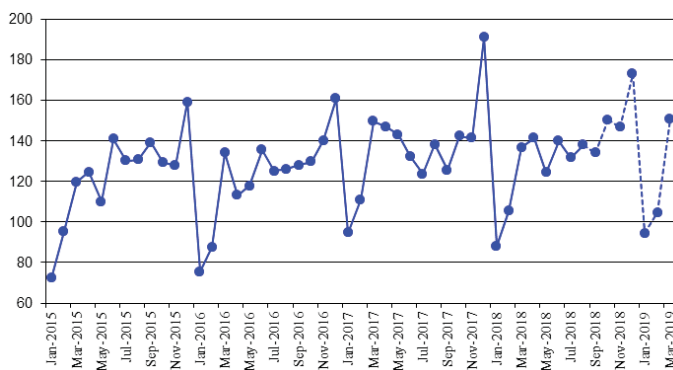


Рис. 9. Оборот розничной торговли, млрд руб.

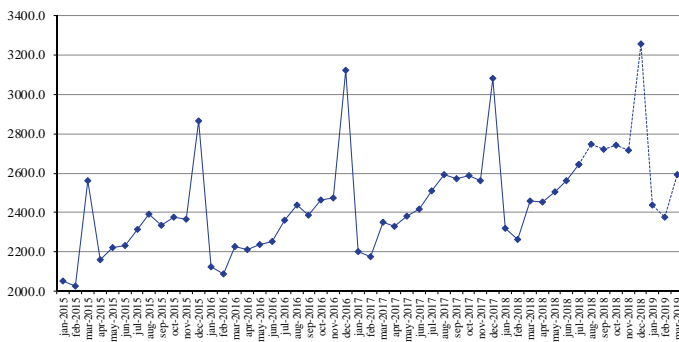


Рис. 9а. Реальный оборот розничной торговли, % к соответствующему периоду прошлого года

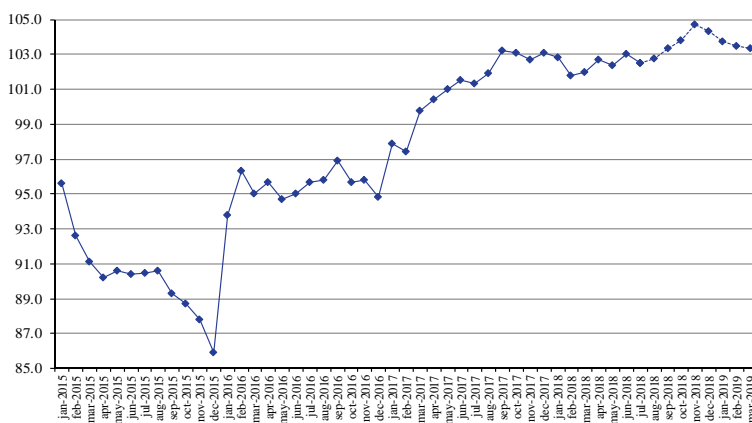


Рис. 10. Экспорт во все страны, млрд долл.

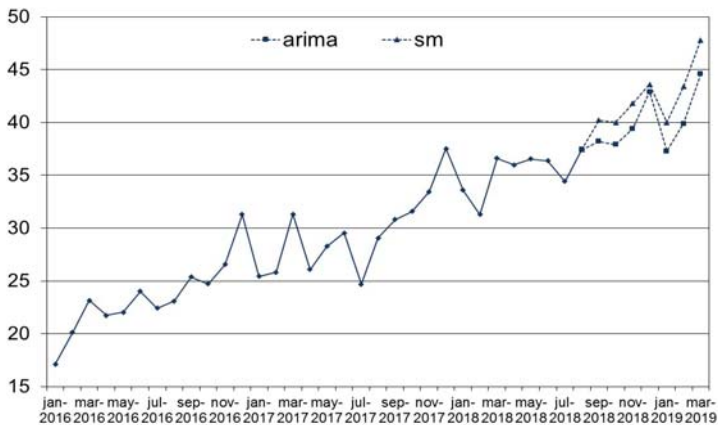


Рис. 11. Экспорт в страны вне СНГ, млрд долл.

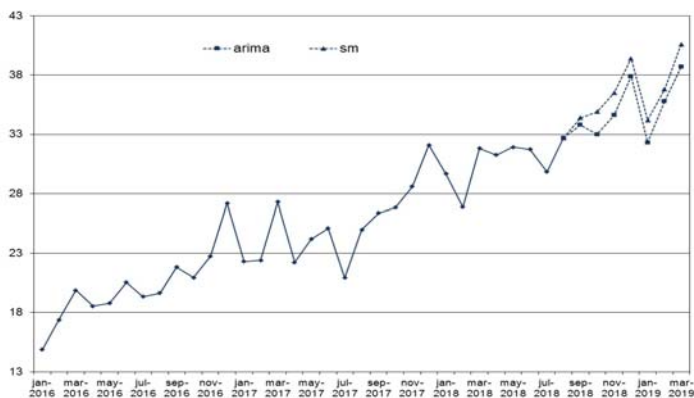


Рис. 12. Импорт из всех стран, млрд долл.

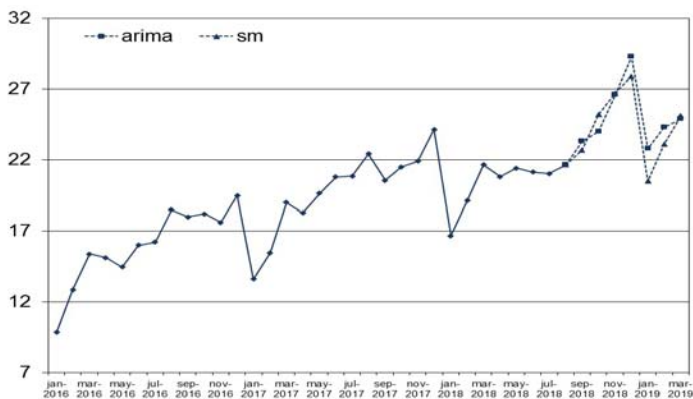


Рис. 13. Импорт из стран вне СНГ, млрд долл.

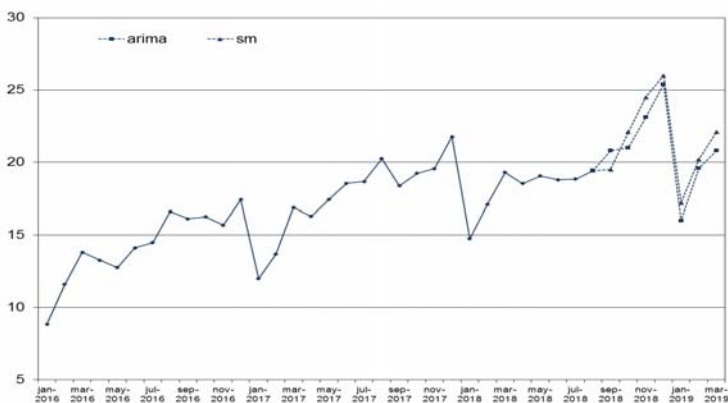


Рис. 14. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года

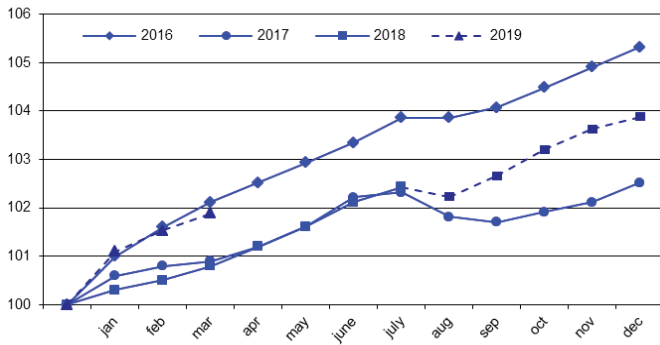


Рис. 14а. Индекс потребительских цен, % к декабрю предыдущего года (SM)

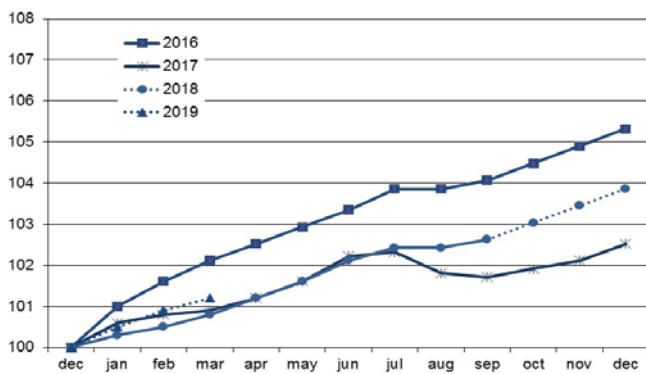


Рис. 15. Индекс цен производителей промышленных товаров, % к декабрю предыдущего года

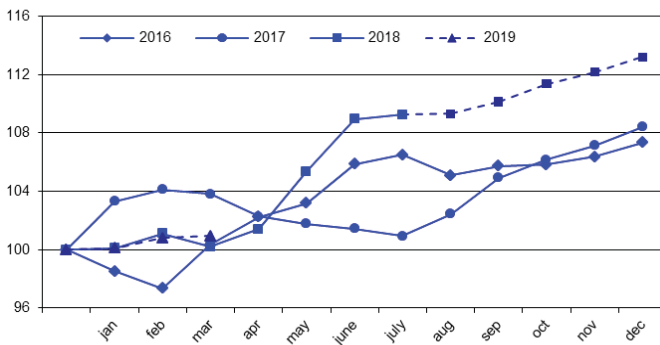


Рис. 16. Индекс цен в добыче полезных ископаемых, % к декабрю предыдущего года

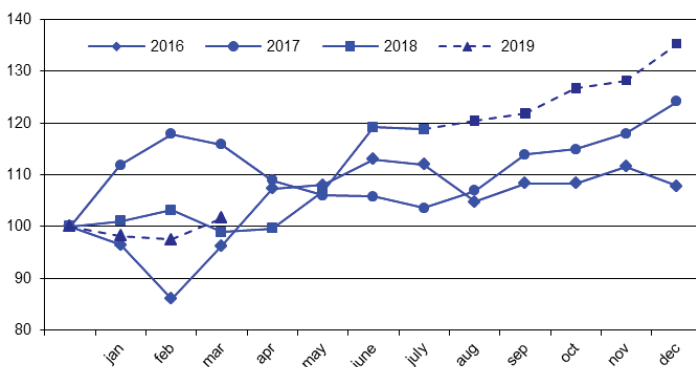


Рис. 17. Индекс цен в обрабатывающих производствах, % к декабрю предыдущего года

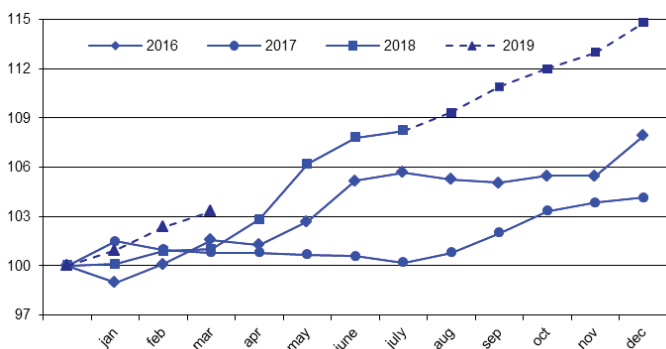


Рис. 18. Базисный индекс цен в обеспечении электрической энергией, газом и паром, % к декабрю предыдущего года

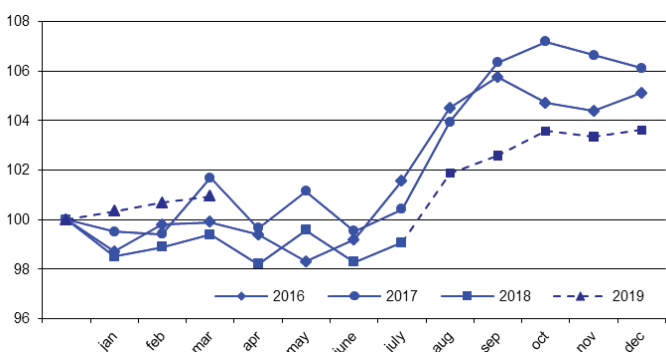


Рис. 19. Индекс цен в производстве пищевых продуктов, % к декабрю предыдущего года

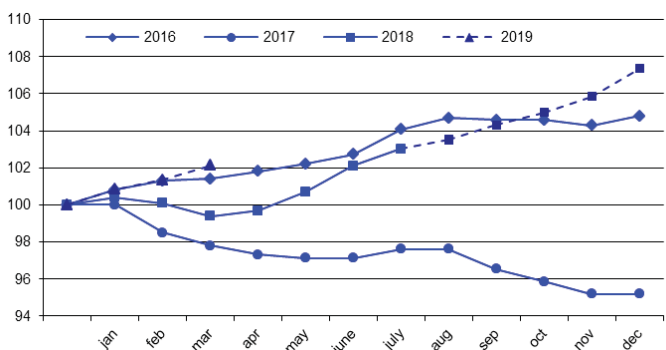


Рис. 20. Индекс цен в производстве текстильных изделий, % к декабрю предыдущего года

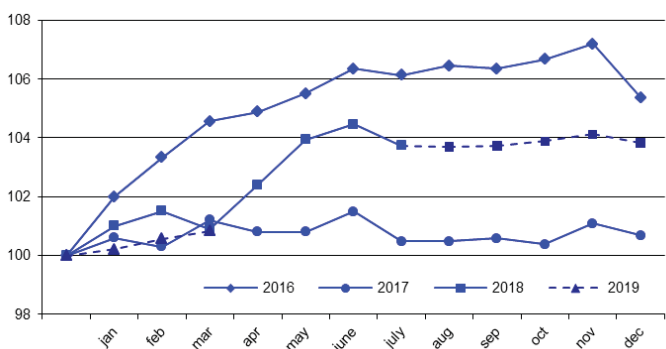


Рис. 21. Индекс цен в обработке древесины и производстве изделий из дерева, % к декабрю предыдущего года

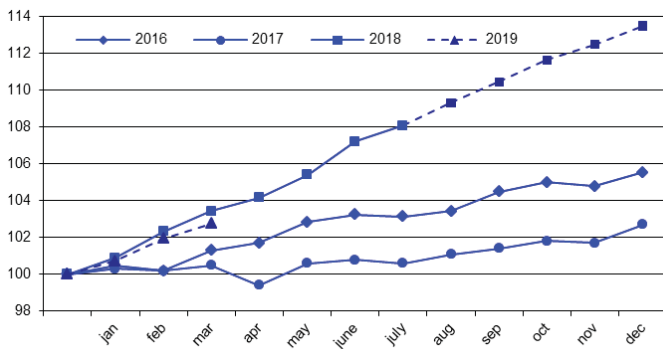


Рис. 22. Индекс цен в производстве бумаги и бумажных изделий, % к декабрю предыдущего года

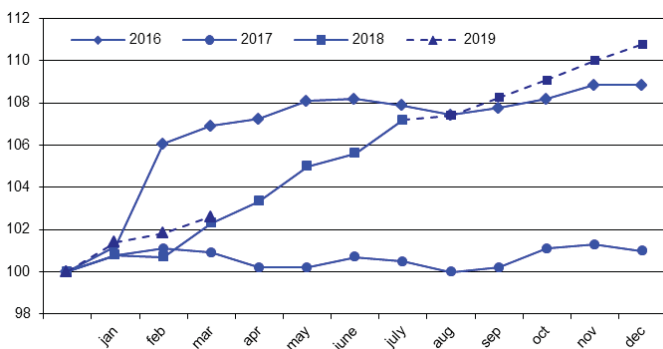


Рис. 23. Индекс цен в производстве кокса и нефтепродуктов, % к декабрю предыдущего года

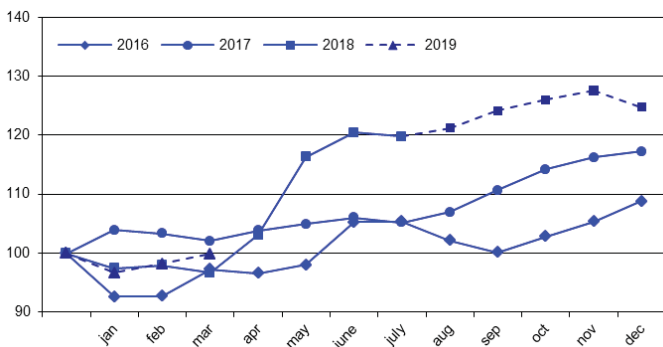


Рис. 24. Индекс цен в химическом производстве, % к декабрю предыдущего года

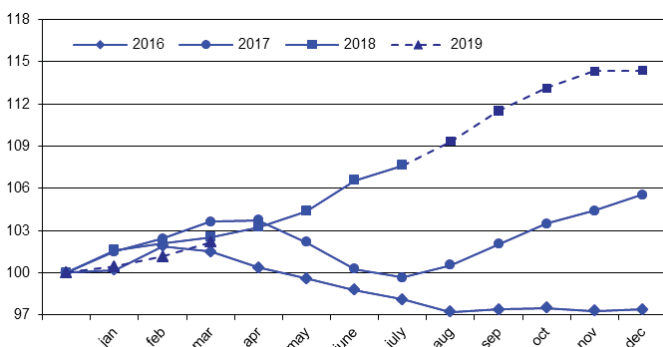


Рис. 25. Индекс цен в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий, % к декабрю предыдущего года

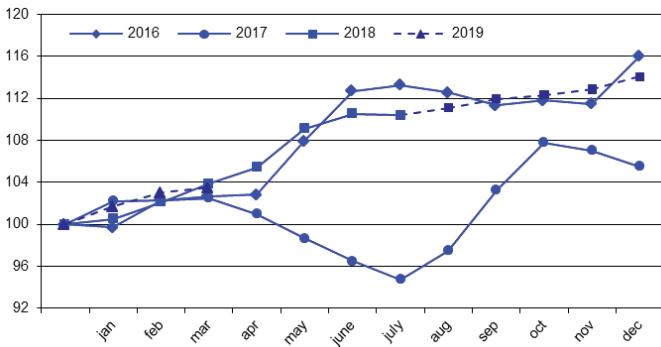


Рис. 26. Индекс цен в производстве машин и оборудования, % к декабрю предыдущего года

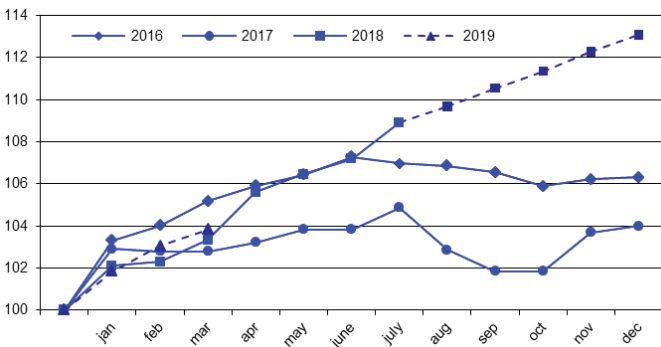


Рис. 27. Индекс цен в производстве автотранспортных средств и оборудования, % к декабрю предыдущего года

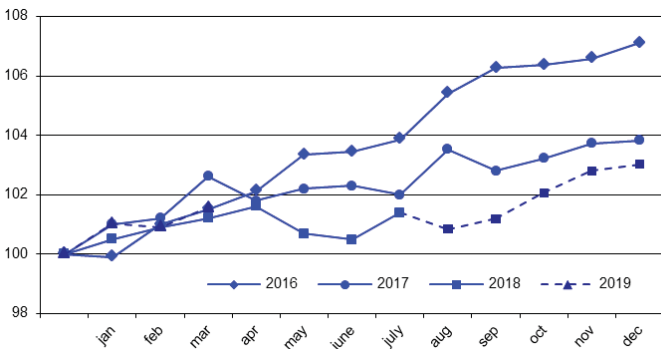


Рис. 28. Стоимость минимального набора продуктов питания на одного человека в месяц, руб.

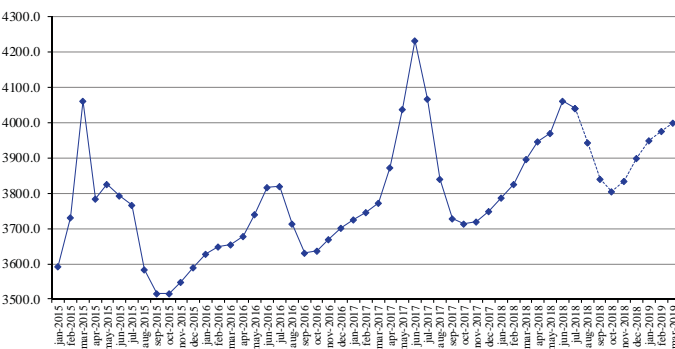


Рис. 29. Сводный индекс транспортных тарифов, для каждого года, % к предыдущему месяцу

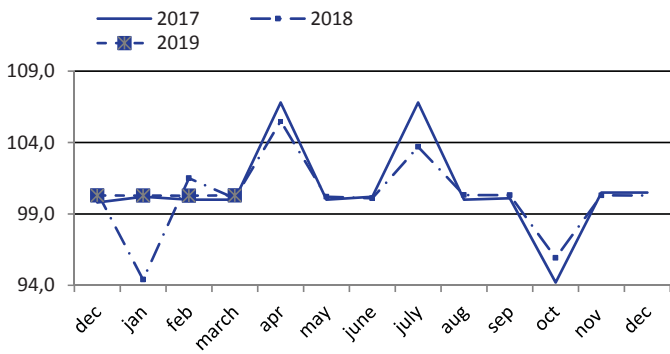


Рис. 30. Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом, для каждого года, % к предыдущему месяцу

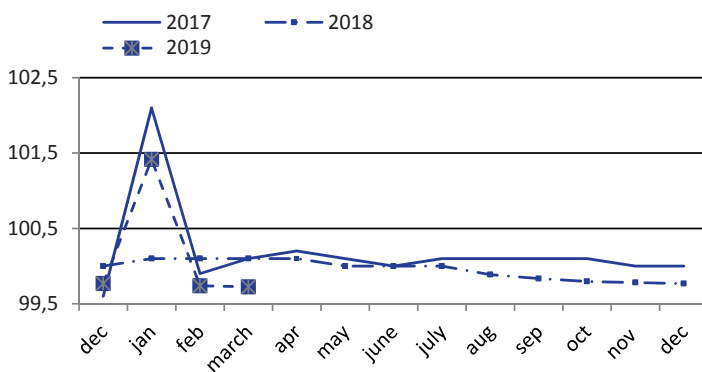


Рис. 31. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт, для каждого года, % к предыдущему месяцу

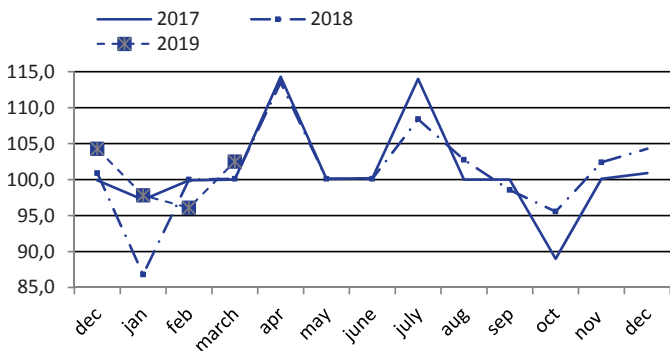


Рис. 32. Цена на нефть марки Brent, долл./барр.

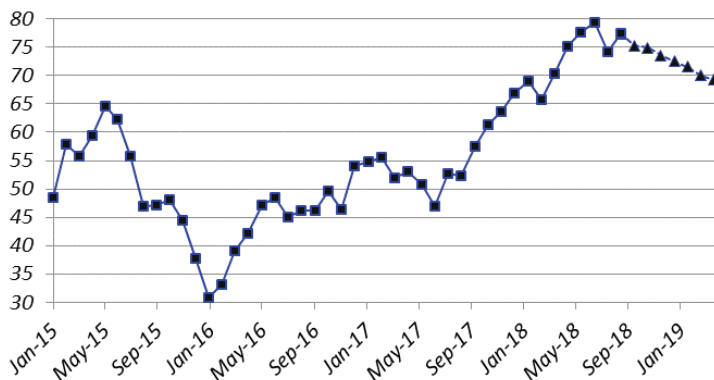


Рис. 33. Цены на алюминий, долл./т

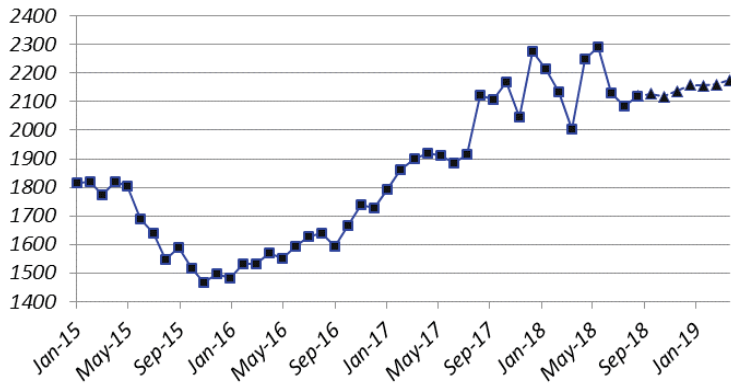


Рис. 34. Цены на золото, долл./унц.

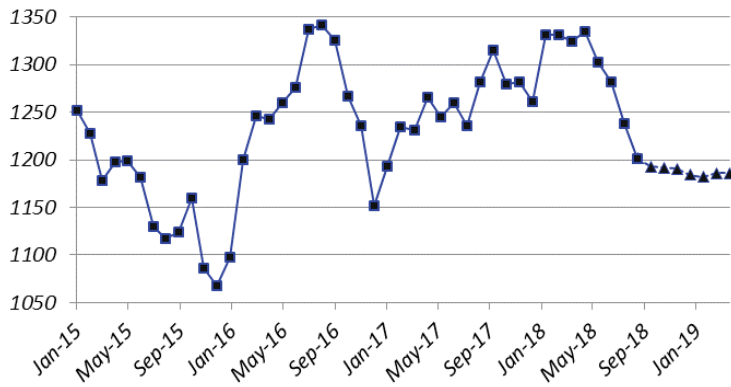


Рис. 35. Цены на никель, долл./т

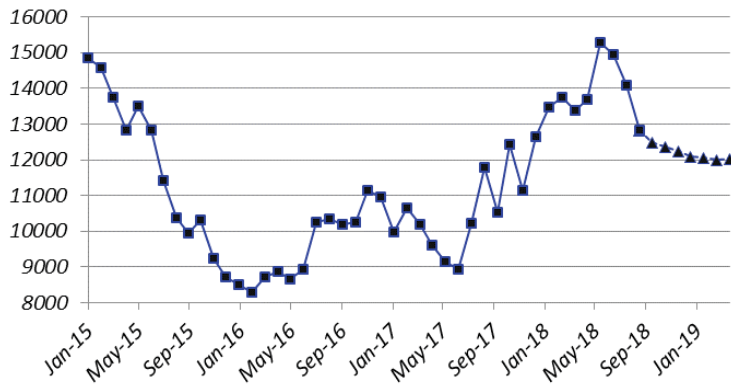


Рис. 36. Цены на медь, долл./т

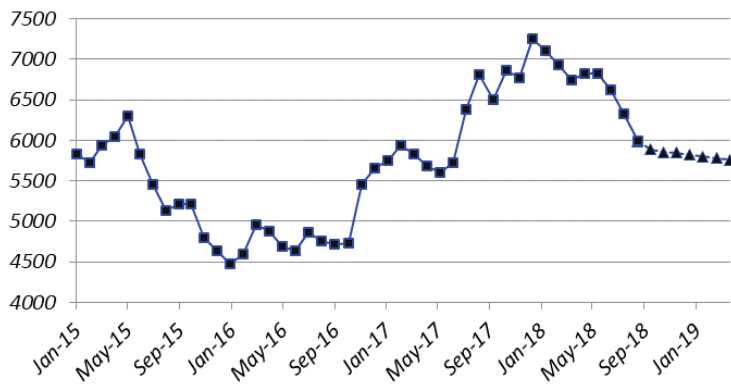


Рис. 37. Денежная база, млрд руб.

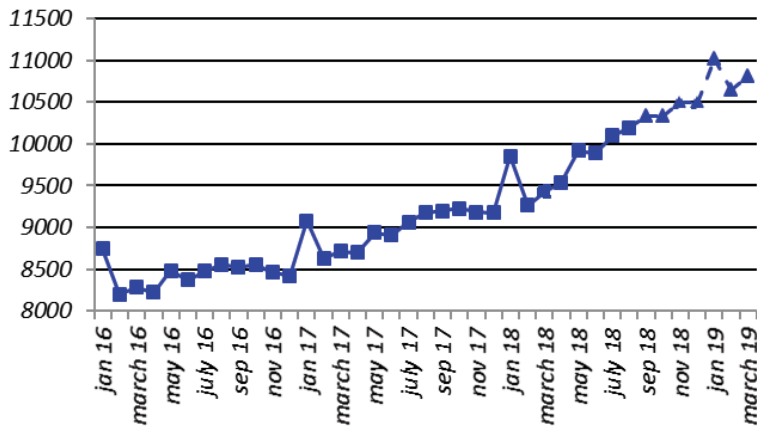


Рис. 38. M_2 , млрд руб.

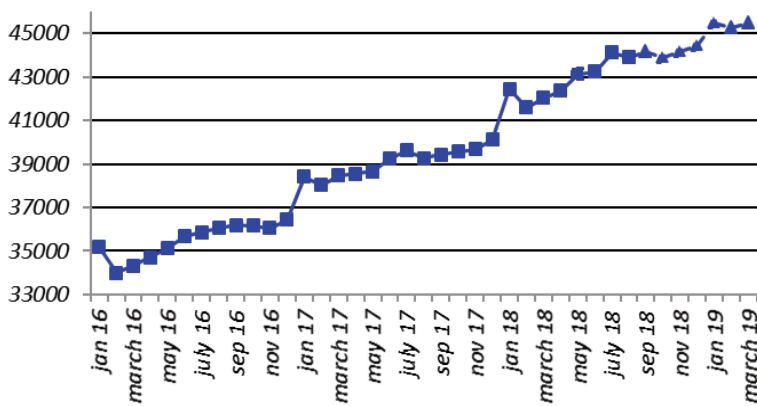


Рис. 39. Международные резервы РФ, млн долл. США

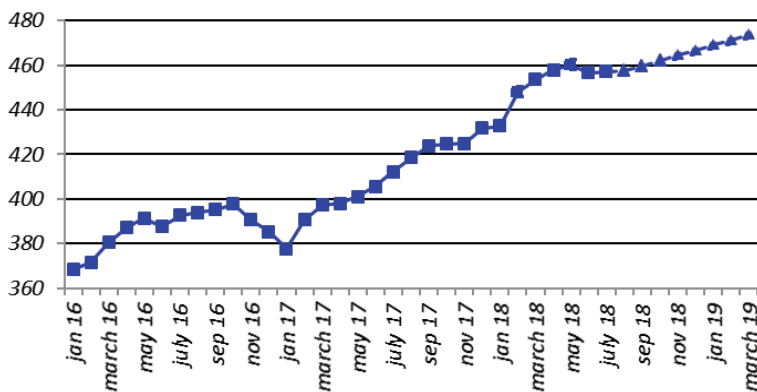


Рис. 40. Курс RUR/USD

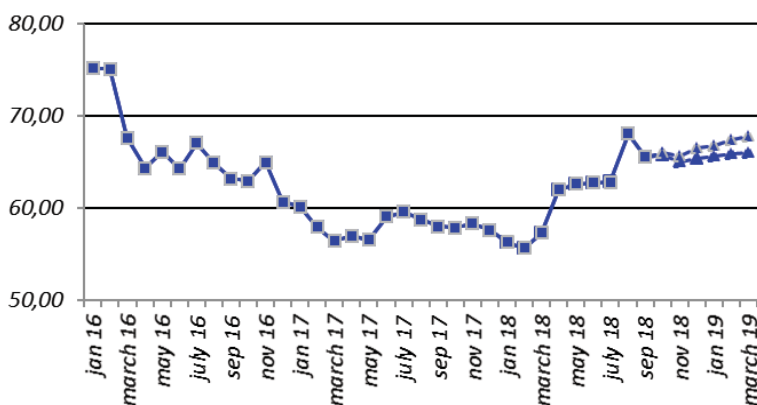


Рис. 41. Курс USD/EUR

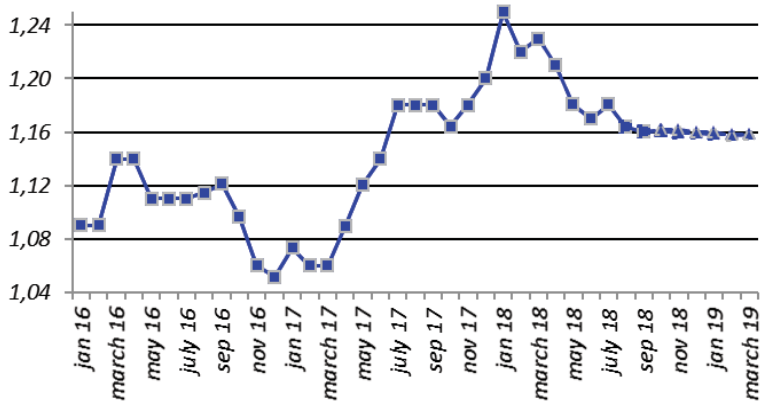


Рис. 42. Реальные располагаемые денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

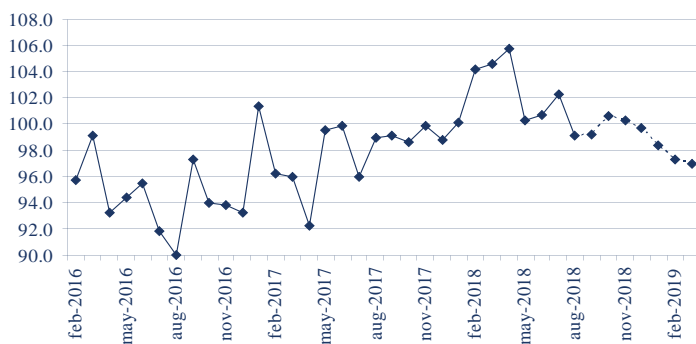


Рис. 43. Реальные денежные доходы, % к соответствующему периоду предыдущего года

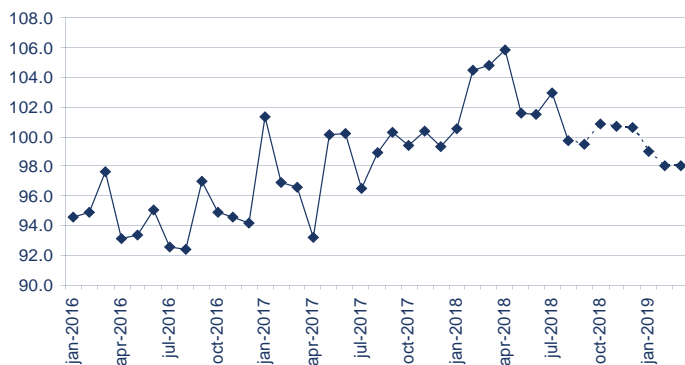


Рис. 44. Реальная начисленная заработная плата, % к соответствующему периоду предыдущего года

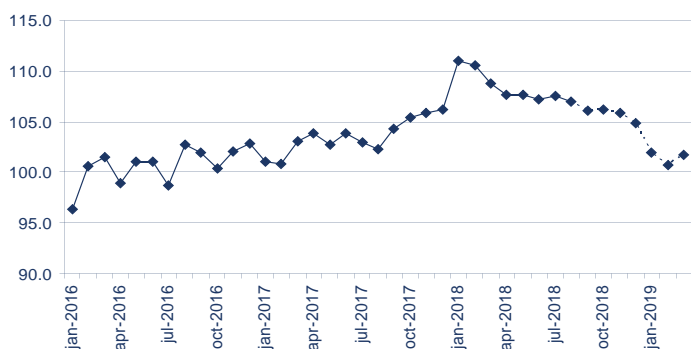


Рис. 45. Численность занятого в экономике населения, млн чел.



Рис. 46. Общая численность безработных, млн чел.



ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ ИНДЕКСОВ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА НИУ ВШЭ

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

В статье приводятся результаты анализа качественных свойств прогнозов индексов промышленного производства (ИПП) НИУ ВШЭ, ежемесячно публикуемых Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара¹ (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 данных показателей построены для массива данных, охватывающих период с апреля 2009 г. по август 2018 г. Статистика показателей ИПП НИУ ВШЭ предоставляется с месячным запаздыванием, в результате полугодовые прогнозы представляют собой ожидаемые в соответствии с моделями значения показателей на 2–7 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). В статье также представлены результаты проверки гипотезы об отсутствии значимых различий между прогнозами ИЭП и прочими прогнозами при помощи теста знаков. Результаты анализа представлены в *табл. 1*.

Средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов *индекса промышленного производства* НИУ ВШЭ составляет 2,4%. В рассматриваемом периоде прогнозы ИЭП превосходят по качественным характеристикам все простейшие методы. На основании теста знаков гипотеза об отсутствии значимых различий отвергается при сравнении ARIMA-прогнозов с наивными сезонными прогнозами и прогнозами на основе скользящего среднего.

Для моделей, оцененных с использованием результатов конъюнктурных опросов (КО-прогнозов), ошибка несколько ниже и составляет 2,2%. На основании теста знаков КО-прогнозы ИЭП индекса промышленного производства значимо лучше всех простейших прогнозов, а при сравнении КО-прогнозов с ARIMA-прогнозами гипотеза об отсутствии значимых различий не отвергается (значение статистики составило -1,82).

Оценки, построенные для каждого отдельного месяца, говорят, что среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИПП НИУ ВШЭ в рассматриваемом периоде не превышает 11%, а начиная с марта 2010 г. расхождения между прогнозами ИЭП и истинными значениями данного показателя в абсолютном процентном выражении не превышают 5%. В последние 6 месяцев рассматриваемого периода средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов ИПП НИУ

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/ob-izdanii.html>

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» № 135. Москва: ИЭПП, 2010.

ВШЭ снизилась до уровня 1,9%, КО-прогнозов – до 0,8%. В эти полгода прогнозы ИЭП по моделям временных рядов уступают по качеству всем простейшим методам прогнозирования, прогнозы по моделям, основанным на результатах конъюнктурных опросов – лишь прогнозам на основе скользящего среднего: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в марте-августе 2018 г. составляет 1,3%, наивных сезонных прогнозов – 1,6%, скользящего среднего – 0,7%.

Таблица 1

ПРОСТЕЙШИЕ СТАТИСТИКИ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЗНАКОВ

		Индекс промышленного производства (ARIMA)	Индекс промышленного производства (КО)	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	ИПП в производстве машин и оборудования
Прогнозы ИЭП	MAPE	2.36%	2.19%	1.48%	3.62%	3.46%	2.66%	2.53%	5.97%	11.80%
	MAE	2.36	2.22	1.51	3.69	3.46	2.73	2.56	6.09	11.29
	RMSE	3.58	3.42	1.99	5.70	4.42	3.48	3.19	10.57	14.99
Наивные прогнозы	MAPE	3.01%		1.83%	4.22%	4.70%	2.71%	3.34%	5.35%	13.82%
	MAE	3.07		1.87	4.30	4.72	2.80	3.40	5.50	13.86
	RMSE	5.34		2.58	7.42	6.17	3.62	4.21	8.49	18.84
	Z	-1.46	-5.07	-5.07	-0.61	-5.68	-0.69	-5.76	-1.31	-2.84
		не отв	отв	отв	не отв	отв	не отв	отв	не отв	отв
Наивные сезонные прогнозы	MAPE	5.29%		2.58%	7.63%	5.89%	3.49%	4.55%	9.28%	24.24%
	MAE	5.46		2.64	7.94	5.89	3.58	4.61	9.61	21.51
	RMSE	9.14		3.74	13.30	7.89	4.58	5.58	15.58	30.95
	Z	-8.45	-12.21	-8.07	-9.22	-7.37	-6.38	-10.06	-7.76	-8.22
		отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв	отв
Скользящее среднее	MAPE	3.78%		1.77%	5.56%	4.06%	2.69%	3.00%	6.06%	18.47%
	MAE	3.92		1.81	5.83	4.07	2.77	3.04	6.31	16.86
	RMSE	6.81		2.72	9.99	5.47	3.58	3.81	10.63	24.29
	Z	-3.07	-7.83	-0.92	-3.30	-3.30	-1.23	-2.61	-1.15	-5.22
		отв	отв	не отв	отв	отв	не отв	отв	не отв	отв

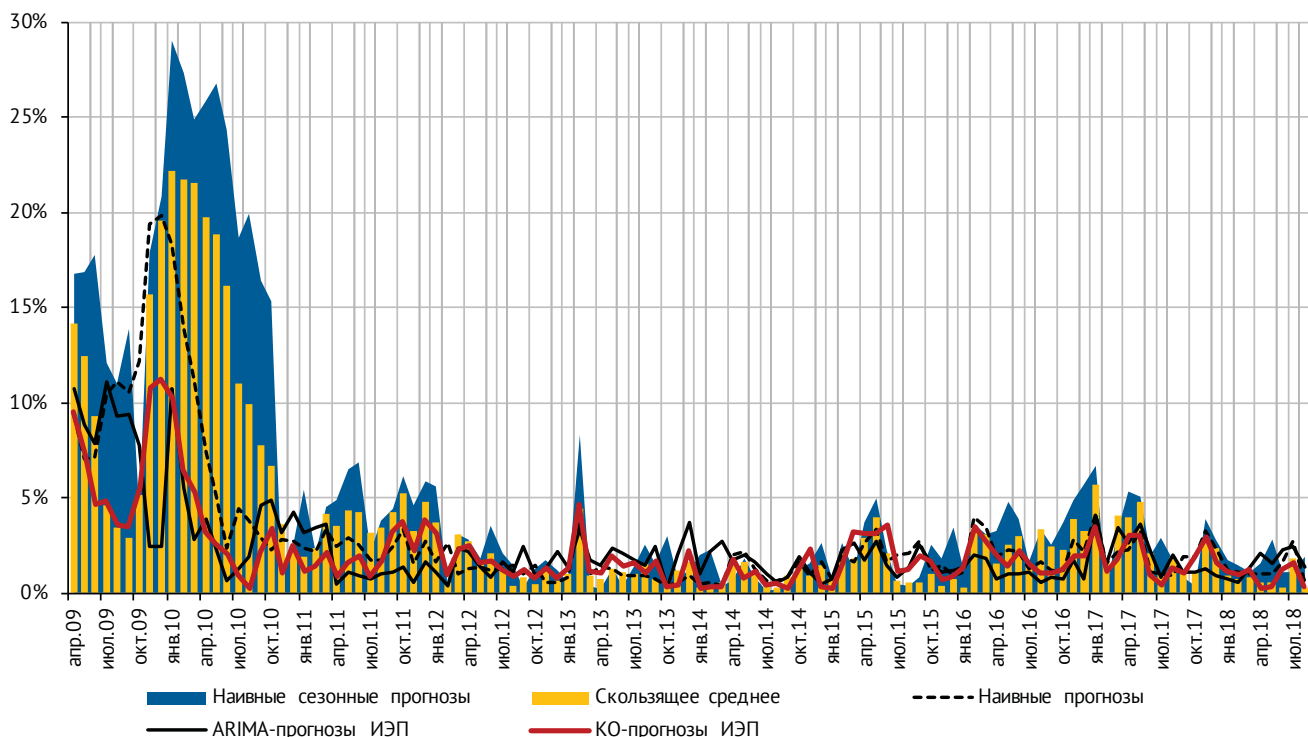


Рис. 1. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов ИПП НИУ ВШЭ по месяцам

В соответствии с качественными характеристиками прогнозов в рассматриваемом периоде у 5-ти ИПП НИУ ВШЭ средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования не превышает 5% – это: ИПП в добыче полезных ископаемых (1,5%), ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов (2,5%), ИПП в производстве пищевых продуктов (2,7%), ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром (3,5%) и ИПП в обрабатывающих производствах (3,6%).

Прогнозы данных показателей на основе моделей временных рядов демонстрируют более низкий уровень ошибок в сравнении со всеми простейшими методами прогнозирования. При этом на основании теста знаков ARIMA-прогнозы ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром и ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов значимо лучше всех прогнозов, построенных альтернативными методами. В случае ИПП в обрабатывающих производствах на основании того же теста прогнозы ИЭП значимо лучше наивных сезонных прогнозов и прогнозов, построенных на основе скользящего среднего. Для ИПП в добыче полезных ископаемых гипотеза об отсутствии значимых различий отвергается при сравнении ARIMA-прогнозов с наивными прогнозами и наивными сезонными прогнозами. Для ИПП в производстве пищевых продуктов тест знаков выявил значимые преимущества прогнозов ИЭП только перед наивными сезонными прогнозами.

Прогнозы индексов промышленного производства данных видов экономической деятельности демонстрируют достаточно высокие качественные характеристики и по отдельным месяцам. Среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов всех ИПП данной группы в последние 6 месяцев рассматриваемого периода демонстрирует снижение, составив 1,1% в добыче полезных ископаемых, 2,0% – в производстве кокса и нефтепродуктов, 1,0% – в производстве пищевых продуктов, 2,6% – в обеспечении электрической энергией, газом и паром, 2,0% – в обрабатывающих производствах.

В марте-августе 2018 г. прогнозы ИЭП ИПП в производстве пищевых продуктов и ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов превосходят по качеству все альтернативные методы прогнозирования. Для ИПП в добыче полезных ископаемых, ИПП в обрабатывающих производствах и ИПП в обеспечении электрической энергией, газом и паром наименьшие расхождения с истинными значениями показателя, составляющие 0,9%, 1,1% и 2,5% соответственно, демонстрируют прогнозы, построенные на основе скользящего среднего.

Как и ранее, худшие качественные характеристики прогнозов среди ИПП НИУ ВШЭ демонстрируют показатели в металлургическом производстве и в производстве машин и оборудования. Средние абсолютные процентные ошибки прогнозирования ИПП данных видов экономической деятельности

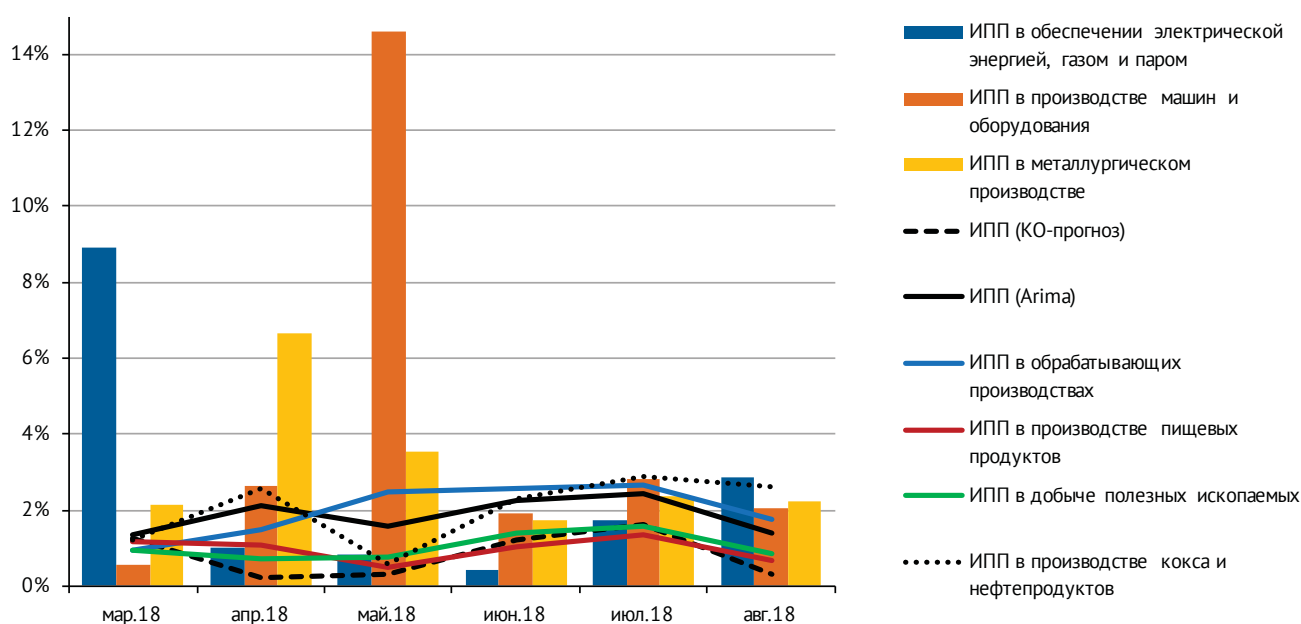


Рис. 2. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов ИПП НИУ ВШЭ в марте-августе 2018 г.

составляют 6,0% и 11,8% соответственно. ARIMA-прогнозы ИПП в производстве машин и оборудования демонстрируют лучшие качественные характеристики в сравнении со всеми альтернативными методами. В соответствии с тестом знаков во всех случаях эти различия значимы. ARIMA-прогнозы ИПП в металлургическом производстве уступают по качеству наивным прогнозам, средняя абсолютная процентная ошибка которых составляет 5,4%, хотя гипотеза об отсутствии значимых различий между ними не отвергается.

В последние полгода рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов ИПП в металлургическом производстве снизилась, составив в среднем 3,1%. Для данного вида экономической деятельности лучшие качественные характеристики в марте-августе 2018 г. демонстрируют прогнозы, построенные на основе скользящего среднего, для которых средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования составляет 2,6%.

Качественные характеристики ARIMA-прогнозов ИПП в производстве машин и оборудования в последние 6 месяцев также улучшились: для них расхождения с истинными значениями показателя в абсолютном процентном выражении составили 4,1%. В результате, в марте-августе 2018 г. прогнозы данного показателя по моделям временных оказываются предпочтительнее всех простейших методов.

* * *

По результатам проведенного анализа можно говорить о том, что прогнозы ИЭП индексов промышленного производства НИУ ВШЭ в целом демонстрируют довольно высокое качество, как сами по себе, так и по сравнению с альтернативными методами прогнозирования. Более того, качество прогнозов ИЭП всех индексов улучшается в последние полгода рассматриваемого интервала (март-август 2018 г.). Отметим также, что качественные характеристики прогнозов 6-ти из 8-ми показателей ИПП НИУ ВШЭ улучшились по сравнению с моментом предыдущего анализа (см. «Научный вестник ИЭП им. Гайдара.ру», № 3, 2018). ▀

ТЕСТИРОВАНИЕ СТАЦИОНАРНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПРИ НАЛИЧИИ СДВИГОВ: МОДИФИКАЦИЯ ТЕСТА БУЗЕТТИ-ХАРВИ С ПРИЛОЖЕНИЕМ К ИНДЕКСАМ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ РФ

А. Скроботов, н.с., РАНХиГС и ИЭП им. Е.Т. Гайдара

В статье предлагается модификация теста на стационарность Бузетти-Харви со структурным сдвигом в неизвестное время. Также предлагается обобщение на случай нескольких структурных сдвигов.

ВВЕДЕНИЕ

Тестирование гипотезы о стационарности ряда часто используется как противоположное тестированию на единичный корень для подтверждающего анализа. Наиболее распространенным тестом в этом случае является тест Квятковского, Филлипса, Шмидта и Шина [1] (далее KPSS). Обобщение на случай наличия структурного сдвига было рассмотрено, среди прочих, в [2] и [3]. В [3] анализировалось поведение тестов, если дата сдвига неизвестна. Авторы рассмотрели два типа тестов: первый использует суперсостоятельную оценку доли даты сдвига как истинную (так называемый двухшаговый тест); второй строится как инфимум последовательности тестовых статистик для каждой возможной даты сдвига при предположении о том, что величина сдвига в тренде сходится к нулю с более высокой скоростью, чем $T^{-3/2}$ (соответственно для сдвига в уровнях скорость должна быть выше, чем $T^{-1/2}$), так как при отсутствии этого предположения предельное распределение статистики будет зависеть не только от доли даты сдвига, но и от его величины. Таким образом, инфимум-тест является эффективным при отсутствии сдвига, и его мощность будет выше, чем для теста, использующего суперсостоятельную оценку доли даты сдвига. Однако при большом сдвиге инфимум-тест будет иметь существенные искажения размера. В этом случае эффективным тестом будет двухшаговый тест, использующий оценку доли даты сдвига как истинную.

Исходя из вышесказанного, разумной стратегией было бы использовать инфимум-тест, если сдвиг мал или отсутствует, и использовать двухшаговый тест, если сдвиг явно присутствует в данных. По аналогии с процедурами, рекомендованными в [4] (далее HLT), для обнаружения сдвига мы предлагаем применять предварительные тесты на значимость сдвига в тренде t_{PY} [5] или t_{HLT} [6], а также тесты на значимость сдвига в уровнях, предложенные в [7]¹. Тогда, если сдвиг является незначимым, следует использовать инфимум-тест, а если сдвиг является значимым, то есть мы получаем явное свидетельство его наличия, то следует использовать двухшаговый тест. В работе также данная процедура обобщается на случай возможного наличия нескольких сдвигов.

Работа состоит из следующих разделов. В *разделе 2* описывается процесс порождения данных (DGP) и тестовые статистики, предлагается решающее правило, основанное на предварительном тестировании, и обсуждаются результаты симуляций Монте-Карло. Модель с возможным наличием нескольких сдвигов анализируется в *разделе 3*. В качестве приложения для рассматриваемых тестов в *разделе 4* исследуется стационарность рядов индексов цен производителей промышленных товаров. В *заключении* формулируются полученные результаты.

¹ Мы не даем точных формул для этих тестов в целях экономии пространства. Читатель может обратиться к цитируемым работам для получения дополнительной информации.

МОДЕЛЬ

Рассмотрим DGP в виде представления ненаблюдаемых компонент:

$$y_t = d_t' \gamma + u_t + v_t, t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

$$v_t = v_{t-1} + \eta_t, \quad (2)$$

где d_t – некоторая детерминированная функция времени, а u_t – стационарный линейный процесс, $\eta_t \sim i.i.d.(0, q)$, где $q = \sigma_\eta^2$ – отношение сигнал-шум. Нулевая гипотеза о стационарности записывается тогда так $H_0: q = 0$.

Так же, как и в работе Перрона [8], мы рассмотрим три типа моделей: Модель 0 («изменение в уровнях», или «модель краха») соответственно с наличием или отсутствием тренда, Модель I («модель изменения роста») и Модель II («совместный эффект»). Детерминированная компонента d_t записывается тогда так:

$$d_t' = \begin{cases} (1, DU_t), & \text{для Модели 0} \\ (1, t, DU_t), & \text{для Модели 0}_t \\ (1, t, DT_t), & \text{для Модели I} \\ (1, t, DU_t, DT_t), & \text{для Модели II} \end{cases}$$

где $DU_t = \mathbb{I}(t \geq T_b)$, $DT_t = (t - T_b)\mathbb{I}(t \geq T_b)$, $\mathbb{I}(\cdot)$ – индикатор-функция, T_b – дата структурного сдвига. Доля даты сдвига определяется как $\lambda = T_b / T$. Предполагается, что действительная доля даты сдвига λ_0 неизвестна, но принадлежит диапазону $\Lambda = [\lambda_L, \lambda_U]$, $0 < \lambda_L < \lambda_U < 1$, λ_L и λ_U – параметры усечения. Вектор параметров γ записывается соответствующим образом:

$$\gamma' = \begin{cases} (\mu_0, \mu_1), & \text{для Модели 0} \\ (\mu_0, \beta_0, \mu_1), & \text{для Модели 0}_t \\ (\mu_0, \beta_0, \beta_1), & \text{для Модели I} \\ (\mu_0, \beta_0, \mu_1, \beta_1), & \text{для Модели II} \end{cases}$$

Мы используем KPSS-статистику для тестирования стационарности в виде:

$$S(\lambda) = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{s=1}^t \hat{u}_s \right)^2}{\hat{\omega}_u^2}, \quad (3)$$

где $\hat{u}_t = y_t - d_t' \hat{\beta}$ – остатки от OLS-регрессии y_t на d_t в зависимости от типа детерминированной компоненты, а $\hat{\omega}_u^2$ – оценка долгосрочной дисперсии¹. Предельное распределение этой статистики в зависимости от детерминированной компоненты получено в [2] (с исправлениями в [10]).

Первый тест, который мы в дальнейшем используем, если дата сдвига неизвестна, – это двухшаговый тест $S(\hat{\lambda})$, где оценка $\hat{\lambda}$ получена посредством минимизации сумм квадратов остатков \hat{u}_t по всем возможным датам сдвига. Эта оценка является суперсостоятельной при нулевой гипотезе о стационарности.

Второй тест – инфимум-тест строится через минимизацию последовательности тестовых статистик по всем возможным датам сдвига. Более точно, эта статистика строится как:

$$MS = \inf_{\lambda \in \Lambda} S(\lambda). \quad (4)$$

¹ Для оценивания долгосрочной дисперсии мы используем квадратичное спектральное ядро и AR(1) предбеливание, см. [9].

Заметим, что для этого теста требуется дополнительное предположение о том, что величина сдвига сходится к нулю с более высокой скоростью, чем обычный Питменовский снос. Без этого предположения предельное распределение статистики MS будет зависеть и от даты сдвига, и от величины этого сдвига, так что при больших сдвигах будут присутствовать достаточно существенные искажения размера.

Таким образом, как уже было отмечено во введении, тест MS является эффективным при малых сдвигах, в то время как тест $S(\hat{\lambda})$ является эффективным при больших сдвигах. Тогда адаптивное решающее правило будет записываться следующим образом:

$$A(B): \text{отвергать } H_0, \text{ если } \begin{cases} MS > cv_{MS}, & \text{если } B < cv_B \\ S(\hat{\lambda}) > cv_{\hat{\lambda}}, & \text{если } B \geq cv_B \end{cases}, \quad (5)$$

где B – предварительный тест на значимость сдвига, cv – соответствующее ему критическое значение, cv_{MS} – критическое значение для теста MS , $cv_{\hat{\lambda}}$ – критическое значение для теста $S(\hat{\lambda})$ в зависимости от оценки $\hat{\lambda}$. В качестве теста B используются либо тесты Перрона и Ябу [5] (тест t_{py}) и Харви, Лейбурна и Тейлора [6] (тест t_{HLT}) при наличии сдвига в тренде, либо Харви, Лейбурна и Тейлора [7] при сдвиге только в уровнях.

Отметим, что мы также исследовали поведение тестовых стратегий, включающих дополнительное использование теста с трендом без учета сдвига. Тогда при использовании предварительного теста t_{HLT} будут происходить некоторые искажения размера, если сдвиг мал настолько, что не может обнаружиться, и одновременно велик настолько, что приводит к искажениям размера для теста без учета сдвига. Ситуация с предварительным тестом t_{py} более неприятная. В отличие от теста t_{HLT} тест t_{py} имеет корректный размер при нулевой гипотезе о стационарности, но этот размер становится сильно искажен при отклонении от нулевой гипотезы¹. Другими словами, гипотеза об отсутствии сдвига будет слишком часто отвергаться при альтернативной гипотезе $H_1: q > 0$, так что в рассматриваемых нами тестовых стратегиях в этом случае их мощность будет близка к мощности теста $S(\hat{\lambda})$ и выигрыш в мощности при $\lambda = 0$ будет незначительным. Результаты с использованием таких стратегий не приводятся для краткости и доступны по запросу у автора.

Для иллюстрации поведения тестов на конечных выборках рассмотрим только модель со сдвигом в тренде. Мы генерируем процессы, согласно (1)–(2), с $\beta_1 \in \{0, 0.01, 0.02, 0.04, 0.1, 0.2, 0.4, 1, 2\}$, $\lambda \in \{0.3, 0.5, 0.7\}$, $u_t \sim i.i.d.N(0, 1)$ и $\eta_t \sim i.i.d.N(0, q)$ с $q = \{0, 0.2^2\}$. Уровень значимости – 0.05, размер выборки – $T = 150$, число повторений – 10000. Результаты приведены в табл. 1. Всюду $A(t_{HLT})$ превосходит $A(t_{py})$ по мощности, хотя размер несколько превышает номинальный при очень малых сдвигах в случае $\lambda = 0.3$ и $\lambda = 0.7$. В то же время тест MS при больших сдвигах имеет существенные искажения размера, как и в [3], а $S(\hat{\lambda})$ имеет корректный размер только при больших сдвигах. Тест $A(t_{HLT})$ наследует высокую мощность MS при малых сдвигах и сохраняет корректный размер при больших сдвигах.

ВОЗМОЖНОЕ НАЛИЧИЕ НЕСКОЛЬКИХ СДВИГОВ

В данном разделе мы рассмотрим возможность наличия более одного сдвига. Наличие двух сдвигов в контексте тестов на стационарность исследовалась в работах [2] и [11]. Очевидно, что если сдвигов больше, чем принимается во внимание при построении тестов, то размер будет возрастать до единицы при росте амплитуд сдвигов. В случае m сдвигов детерминированную компоненту $d'_t \gamma$ в общем случае можно записать как:

$$d'_t \gamma = \mu_0 + \beta_0 t + \mu' D U_t(\lambda_0) + \beta' D T_t(\lambda_0), \quad (6)$$

¹ Это происходит только для представления ненаблюдаемых компонент из-за накладывания дополнительной шумовой компоненты при альтернативе.

Таблица 1
Размер и мощность тестов, 1 сдвиг

β_1	$q = 0$				$q = 0.2$			
	$S(\hat{\lambda})$	MS	$A(t_{HLT})$	$A(t_{PY})$	$S(\hat{\lambda})$	MS	$A(t_{HLT})$	$A(t_{PY})$
$\lambda = 0.3$								
0	0.013	0.053	0.053	0.051	0.474	0.65	0.639	0.530
0.01	0.014	0.053	0.053	0.048	0.479	0.648	0.636	0.532
0.02	0.016	0.057	0.057	0.040	0.473	0.641	0.630	0.522
0.04	0.014	0.052	0.050	0.016	0.478	0.646	0.626	0.515
0.1	0.021	0.055	0.041	0.021	0.541	0.678	0.624	0.546
0.2	0.024	0.055	0.028	0.024	0.581	0.702	0.605	0.581
0.4	0.026	0.058	0.026	0.026	0.608	0.716	0.608	0.608
1	0.037	0.079	0.037	0.037	0.627	0.731	0.627	0.627
2	0.054	0.168	0.054	0.054	0.664	0.802	0.664	0.664
$\lambda = 0.5$								
0	0.013	0.053	0.053	0.051	0.474	0.650	0.639	0.530
0.01	0.010	0.037	0.037	0.033	0.476	0.644	0.631	0.528
0.02	0.007	0.025	0.025	0.013	0.462	0.634	0.622	0.517
0.04	0.008	0.020	0.018	0.009	0.443	0.610	0.586	0.480
0.1	0.007	0.019	0.012	0.007	0.444	0.568	0.505	0.447
0.2	0.010	0.019	0.011	0.010	0.454	0.556	0.467	0.454
0.4	0.009	0.019	0.009	0.009	0.473	0.561	0.473	0.473
1	0.025	0.039	0.025	0.025	0.514	0.600	0.514	0.514
2	0.050	0.129	0.050	0.050	0.605	0.753	0.605	0.605
$\lambda = 0.7$								
0	0.013	0.053	0.053	0.051	0.474	0.65	0.639	0.530
0.01	0.013	0.054	0.054	0.047	0.475	0.643	0.631	0.527
0.02	0.014	0.05	0.050	0.035	0.471	0.64	0.626	0.522
0.04	0.015	0.049	0.047	0.017	0.479	0.641	0.622	0.517
0.1	0.021	0.053	0.039	0.021	0.530	0.671	0.618	0.535
0.2	0.023	0.053	0.030	0.023	0.575	0.698	0.600	0.575
0.4	0.023	0.051	0.023	0.023	0.600	0.708	0.600	0.600
1	0.036	0.078	0.036	0.036	0.623	0.725	0.623	0.623
2	0.048	0.170	0.048	0.048	0.654	0.799	0.654	0.654

где $\mathbf{DU}_t(\lambda_0) = [DU_t(\lambda_{0,1}), \dots, DU_t(\lambda_{0,m})]'$ и $\mathbf{DT}_t(\lambda_0) = [DT_t(\lambda_{0,1}), \dots, DT_t(\lambda_{0,m})]'$, а элементы этих векторов для общей доли даты сдвига $\lambda_{0,i}$ выражаются как $DU_t(\lambda_{0,i}) = \mathbb{I}(t > [\lambda_{0,i}T])$ и $DT_t(\lambda_{0,i}) = (t - [\lambda_{0,i}T])\mathbb{I}(t > [\lambda_{0,i}T])$ соответственно, $[\lambda_{0,i}T]$ обозначает целую часть числа $\lambda_{0,i}T$, $\boldsymbol{\mu} = [\mu_1, \dots, \mu_m]'$ и $\boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \dots, \beta_m]'$ – векторы соответствующих параметров. Предполагается, что доля даты сдвига $\lambda_{0,i} \in \Lambda = [\lambda_L, \lambda_U]$, $0 < \lambda_L < \lambda_U < 1$, а также что $|\lambda_{0,i} - \lambda_{0,j}| > \varepsilon > 0$ для всех $i \neq j$. Кроме того, $m \leq 1 + [(\lambda_U - \lambda_L) / \varepsilon]$.

Если датировка сдвигов известна, то KPSS-статистика $S^m(\lambda)$ строится, как в (3). Если датировка сдвигов неизвестна, аналогично случаю одного сдвига можно построить две тестовые статистики: статистика $S^m(\hat{\lambda})$, где $\hat{\lambda}$ – вектор оценок долей дат сдвигов, полученных посредством минимизации сумм квадратов остатков по всем возможным датам сдвигов, и статистика MS^m , которая строится как инфимум последовательности тестовых статистик $S^m(\lambda)$ по всем возможным датам сдвигов. Эти тесты обладают теми же самыми свойствами, что и их аналоги в случае одного сдвига: MS^m является эффективным при малых сдвигах, в то время как $S^m(\hat{\lambda})$ является эффективным при больших сдвигах. Критические значения для Моделей 0, 0t, I и II для $m = 2$ приведены в табл. 2.

Таблица 2

Критические значения для MS^2 на уровне значимости ξ

	Модель 0	Модель 0t	Модель I	Модель II
1%	0.064	0.039	0.048	0.023
5%	0.047	0.03	0.038	0.02
10%	0.041	0.027	0.033	0.018

Пусть мы обнаружили количество сдвигов, равное \hat{m} (например, последовательными процедурами, рассмотренными в работах [12], [13] и [7]). Обобщение стратегии (5) можно записать как:

$$A^m(\hat{m}): \text{Отвергать } H_0, \text{ если } \begin{cases} MS^m > cv_{MS^m}, & \text{если } \hat{m} = 0 \\ \{MS^m > cv_{MS^m} \text{ и } S(\hat{\lambda}) > cv_{S(\hat{\lambda})}\}, & \text{если } 0 < \hat{m} < m \\ S(\hat{\lambda}) > cv_{S(\hat{\lambda})}, & \text{если } \hat{m} = 2 \end{cases} \quad (7)$$

где m – максимально допустимое количество сдвигов, \hat{m} – оцененное значение количества сдвигов, а cv_{MS^m} и $cv_{S(\hat{\lambda})}$ – соответствующие тестам критические значения. Другими словами, если оцененное число сдвигов равно нулю, то следует использовать тест MS^m ; если оцененное число сдвигов равно верхней границе числа сдвигов (максимально возможное число), то эффективным тестом будет $S^m(\hat{\lambda})$; в других ситуациях нельзя определить эффективный тест, и оба теста используются совместно.

Табл. 3 представляет результаты симуляций для случай двух сдвигов, когда $m = 2$, с DGP, аналогичными предыдущему разделу для $\beta_2 = \gamma\beta_1$, $\gamma \in \{0.5, 1, -0.5, -1\}$, число повторений – 1000. Мы рассматриваем только тесты MS^2 , $S^2(\hat{\lambda})$ и $A^2(\hat{m})$, где число сдвигов \hat{m} выбирается на основе процедуры [13] (которая является обобщением работы [6]), поскольку процедура [12] наследует плохие свойства теста [5] при альтернативной гипотезе о нестационарности. Критические значения для теста $S^2(\hat{\lambda})$ приводятся в [11], критические значения для теста MS^2 приведены в табл. 2.

Таблица 3

Размер и мощность тестов, 2 сдвига

β_1	$q = 0$			$q = 0.2$		
	$S^2(\hat{\lambda})$	MS^2	$A^2(\hat{m})$	$S^2(\hat{\lambda})$	MS^2	$A^2(\hat{m})$
0.5						
0	0.005	0.056	0.056	0.179	0.472	0.442
0.01	0.005	0.053	0.053	0.197	0.484	0.452
0.02	0.004	0.052	0.046	0.199	0.497	0.448
0.04	0.005	0.027	0.016	0.189	0.484	0.414
0.1	0.001	0.025	0.017	0.201	0.484	0.366
0.2	0.003	0.02	0.011	0.179	0.422	0.304
0.4	0.000	0.013	0.000	0.132	0.345	0.131
1	0.005	0.042	0.005	0.154	0.388	0.154
2	0.018	0.104	0.018	0.265	0.525	0.265
$\gamma = 1$						
0	0.005	0.056	0.056	0.179	0.472	0.442
0.01	0.005	0.055	0.052	0.199	0.479	0.445
0.02	0.004	0.044	0.044	0.200	0.500	0.446
0.04	0.005	0.014	0.009	0.177	0.467	0.375
0.1	0.005	0.023	0.018	0.165	0.458	0.345

β_1	$q = 0$			$q = 0.2$		
	$S^2(\hat{\lambda})$	MS^2	$A^2(\hat{m})$	$S^2(\hat{\lambda})$	MS^2	$A^2(\hat{m})$
0.2	0.002	0.02	0.003	0.176	0.391	0.231
0.4	0.000	0.017	0.000	0.126	0.344	0.123
1	0.005	0.058	0.005	0.167	0.426	0.167
2	0.027	0.217	0.027	0.35	0.696	0.350
$\gamma = -0.5$						
0	0.005	0.056	0.056	0.179	0.472	0.442
0.01	0.007	0.052	0.052	0.199	0.488	0.458
0.02	0.008	0.061	0.06	0.201	0.51	0.474
0.04	0.004	0.028	0.028	0.186	0.454	0.428
0.1	0.007	0.019	0.019	0.19	0.449	0.418
0.2	0.003	0.025	0.025	0.152	0.372	0.366
0.4	0.001	0.012	0.006	0.151	0.357	0.275
1	0.004	0.041	0.002	0.157	0.388	0.141
2	0.02	0.104	0.02	0.272	0.519	0.269
$\gamma = -1$						
0	0.005	0.056	0.056	0.179	0.472	0.442
0.01	0.009	0.053	0.053	0.197	0.487	0.463
0.02	0.009	0.052	0.052	0.186	0.498	0.468
0.04	0.000	0.017	0.017	0.178	0.455	0.428
0.1	0.005	0.017	0.017	0.178	0.409	0.404
0.2	0.002	0.024	0.024	0.151	0.366	0.366
0.4	0.000	0.014	0.014	0.142	0.345	0.344
1	0.007	0.058	0.026	0.164	0.421	0.294
2	0.027	0.216	0.027	0.359	0.687	0.359

Как и ожидалось, тест MS^2 имеет существенные искажения размера при больших сдвигах, особенно для $\gamma = \pm 1$, а размер $S^2(\hat{\lambda})$ сильно ниже номинального, хотя при увеличении величины сдвигов приближается к номинальному. Тест $A^2(\hat{m})$ сохраняет высокую мощность при малых сдвигах и контролирует размер при больших сдвигах. Отметим, что при сдвигах противоположных знаков более сложно определить их наличие последовательной процедурой, и мощность $A^2(\hat{m})$ даже при умеренных сдвигах похожа на мощность MS^2 , хотя сильных искажений размера все еще нет.

АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ ИНДЕКСОВ ЦЕН ПРОИЗВОДИТЕЛЕЙ ПРОМЫШЛЕННЫХ ТОВАРОВ РФ

В данном разделе мы анализируем стационарность временных рядов индексов цен производителей промышленных товаров РФ: общий индекс, добыча полезных ископаемых, обрабатывающие производства, производство пищевых продуктов, текстильное и швейное производство, обработка древесины и производство изделий из дерева, целлюлозно-бумажное производство, производство кокса, нефтепродуктов, химическое производство, металлургическое производство и производство готовых металлических изделий, производство машин и оборудования, производство транспортных средств и оборудования, производство и распределение электроэнергии, газа и воды. Все ряды рассматриваются на периоде с января 1999 г. по сентябрь 2014 г.¹

В табл. 4 приводятся результаты тестов. Мы предполагаем, что максимально возможное количество сдвигов равно 2 (предполагая, что один из сдвигов произошел в момент кризиса 2008 г. и допуская возможное наличие дополнительного сдвига в данных). В первом столбце приводится название исследуемого временного ряда, в следующих двух столбцах – значения тестовых статистик, далее –

¹ Источник данных: Росстат.

выбранное количество сдвигов на основе процедуры [13] (на 5 и 10%-ных уровнях значимости), а в последних двух столбцах – результат, отвергается ли гипотеза о стационарности или нет на основе предложенного нами теста $A^2(\hat{m})$ (на 5 и 10%-ных уровнях значимости).

Таблица 4

Результаты тестирования на стационарность индексов цен производителей промышленных товаров РФ

Ряд	MS^2	$S(\hat{\lambda})^2$	\hat{m} (5%)	\hat{m} (10%)	$A^2(\hat{m})$ (5%)	$A^2(\hat{m})$ (10%)
Индексы цен производителей промышленных товаров	0.014	0.049**	0	2	не отв.	отв.
Добыча полезных ископаемых	0.011	0.030	2	2	не отв.	не отв.
Обрабатывающие производства	0.019*	0.056**	1	2	не отв.	отв.
Производство пищевых продуктов	0.025**	0.026	0	0	отв.	отв.
Текстильное и швейное производство	0.030**	0.079**	0	0	отв.	отв.
Обработка древесины и производство изделий из дерева	0.030**	0.063**	2	2	отв.	отв.
Целлюлозно-бумажное производство	0.021**	0.030	0	0	отв.	отв.
Производство кокса, нефтепродуктов	0.011	0.020	0	0	не отв.	не отв.
Химическое производство	0.019*	0.116**	2	2	отв.	отв.
Металлургическое производство и производство готовых металлических изделий	0.017	0.018	0	0	не отв.	не отв.
Производство машин и оборудования	0.027**	0.049**	0	0	отв.	отв.
Производство транспортных средств и оборудования	0.022**	0.028	0	0	отв.	отв.
Производство и распределение электроэнергии, газа и воды	0.009	0.011	1	1	не отв.	не отв.

Из табл. 4 мы видим, что результаты тестов MS^2 и $S(\hat{\lambda})^2$ противоречивы для 5-ти рядов из 13-ти. На основе комбинации этих двух тестов мы отвергаем гипотезу стационарности для 9-ти рядов из 13-ти на 10%-ном уровне значимости и для 8-ми рядов из 13-ти на 5%-ном уровне значимости. Соответственно для целей моделирования и прогнозирования необходимо переходить к первым разностям почти всех временных рядов, поскольку неправильный порядок интегрированности может привести к неточным прогнозам и вводящим в заблуждение выводам¹.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Величина структурных сдвигов может иметь большое значение для статистических выводов. В контексте исследования порядка интегрированности ряда результаты могут существенно зависеть от того, насколько велик структурный сдвиг. В последнее время были разработаны процедуры для определения значимости сдвигов вне зависимости от порядка интегрированности ряда. Эти тесты можно использовать в качестве предварительного тестирования наличия сдвигов, чтобы затем использовать полученную информацию для тестирования на единичный корень или на стационарность.

В данной работе мы использовали предварительное тестирование сдвигов в контексте тестов на стационарность и предложили решающие правила, основанные на использовании нескольких тестов. Эти решающие правила показывают хорошие свойства на конечных выборках и при отсутствии априорной информации о величине сдвигов могут использоваться как склонные к риску стратегии для тестирования стационарности ряда.

¹ См., например, работы [14,15,16].

Предложенные тесты были применены к российским индексам цен производителей промышленных товаров РФ. Гипотеза стационарности была отвергнута для 9-ти рядов из 13-ти на 10%-ном уровне значимости и для 8-ми рядов из 13-ти на 5%-ном уровне значимости, что говорит о необходимости взятия первых разностей для моделирования этих временных рядов.

ЛИТЕРАТУРА

Busetti F., Harvey A. Testing for the Presence of a Random Walk in Series with Structural Breaks // *Journal of Time Series Analysis*. 2001. Vol. 22. P. 127–150.

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? // *Journal of Econometrics*. 1992. Vol. 54. P. 159–178.

Busetti F., Harvey A. Further Comments On Stationarity Tests In Series With Structural Breaks At Unknown Points // *Journal of Time Series Analysis*. 2003. Vol. 24. P. 137–140.

Harvey D., Leybourne S., Taylor A. Unit Root Testing under a Local Break in Trend // *Journal of Econometrics*. 2012. Vol. 167. P. 140–167.

Perron P., Yabu T. Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component // *Journal of Business and Economic Statistics*. 2009. Vol. 27. P. 369–396.

Harvey D., Leybourne S., Taylor A. Simple, Robust and Powerful Tests of the Breaking Trend Hypothesis // *Econometric Theory*. 2009. Vol. 25. P. 995–1029.

Harvey D., Leybourne S., Taylor A. Robust Methods for Detecting Multiple Level Breaks in Autocorrelated Time Series // *Journal of Econometrics*. 2010. Vol. 157. P. 342–358.

Perron P. The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. P. 1361–1401.

Andrews D. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation // *Econometrica*. 1991. Vol. 59. P. 817–858.

Harvey D., Mills T. A Note on Busetti-Harvey Tests for Stationarity in Series with Structural Breaks // *Journal of Time Series Analysis*. 2003. Vol. 24. P. 159–164.


Carrion-i-Silvestre J., Sanso-i-Rossello A. J. The KPSS Test with Two Structural Breaks // *Spanish Economic Review*. 2005. Vol. 9. P. 105–127.

Kejriwal M., Perron P. A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component // *Journal of Time Series Analysis*. 2010. Vol. 31. P. 305–328.

Sobreira N., Nunes L. Tests for Multiple Breaks in the Trend with Stationary or Integrated Shocks // *Oxford Bulletin in Economics and Statistics*. 2016. Forthcoming.

Энтов Р.М., Носко В.П., Юдин А.Д., Кадочников П.А., Пономаренко С.С. Проблемы прогнозирования некоторых макроэкономических показателей. М., ИЭПП, 2002.

Турунцева М.Ю., Киблицкая Т.Р. Качественные свойства различных подходов к прогнозированию социально-экономических показателей РФ. Серия «Научные труды» № 135. М.: ИЭПП, 2010.

Турунцева М.Ю., Астафьева Е.В., Скроботов А.А., Божечкова А.В., Пономарев Ю.Ю., Киблицкая Т.Р., Бузаев А.В. Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ // *Научный вестник ИЭП им. Гайдара.ру*. 2015. № 1. С. 1–31. 

«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