Научный вестник ИЭП им. Гайдара.ру

11/16

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	
НЕКОТОРЫХ РОССИЙСКИХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ	
М.Турунцева, Е.Астафьева	. 34
ТЕСТИРОВАНИЕ НАЛИЧИЯ ЕДИНИЧНЫХ КОРНЕЙ В ПАНЕЛЬНЫХ	
ДАННЫХ ПРИ ОДНОРОДНОЙ АЛЬТЕРНАТИВЕ	
А.Скроботов	.39



АННОТАЦИИ И КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА К СТАТЬЯМ №11'2016

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 декабре 2016 г. — мае 2017 г., построенные на основе моделей временных рядов, структурных эконометрических уравнений и моделей, построенных с использованием результатов конъюнктурных опросов.

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

М.Турунцева, Е.Астафьева

Оценка качества краткосрочных прогнозов некоторых российских экономических показателей

В статье приведены результаты анализа качества прогнозов ИЭП индекса потребительских цен (ИПЦ), показателей уровня жизни населения, стоимости минимального набора продуктов питания, розничного товарооборота, численности занятых и общей численности безработных с апреля 2009 г. по август 2016 г. Показано, что прогнозы практически всех рассматриваемых показателей обладают хорошим качеством и превосходят по качеству альтернативные методы прогнозирования.

Ключевые слова: прогнозирование, качество прогнозов.

А.Скроботов

Тестирование наличия единичных корней в панельных данных при однородной альтернативе

В данной работе рассмотрены процедуры тестирования наличия единичного корня в данных при однородной альтернативе. Тестирование наличия единичного корня в панельных данных предназначено для увеличения мощности по сравнению с одномерными тестами на единичный корень. Кроме этого, тестирование на панельный единичный корень может являться предварительным этапом для исследования коинтегарции в панелях. Последнее необходимо для исключения возможности наличия ложной регрессии, которая выражена даже сильнее, чем в случае одномерных временных рядов.

Ключевые слова: панельные единичные корни, однородная альтернатива.

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, А.Скроботов, н.с., РАНХиГС

В статье представлены расчеты значений различных экономических показателей Российской Федерации в декабре 2016 г. – мае 2017 г., построенные на основе моделей временных рядов, разработанных в результате исследований, проводимых в течение последних нескольких лет в ИЭП им. Е.Т. Гайдара¹. Использованный метод прогнозирования относится к группе формальных или статистических методов. Иными словами, полученные значения не являются выражением мнения или экспертной оценки исследователя, а представляют собой расчеты будущих значений конкретного экономического показателя, выполненные на основе формальных моделей временных рядов ARIMA (p, d, q) с учетом существующего тренда и, в некоторых случаях, его значимых изменений. Представляемые прогнозы имеют инерционный характер, поскольку соответствующие модели учитывают динамику данных до момента построения прогноза и особенно сильно зависят от тенденций, характерных для 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 слу-

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.

чаях проводилось тестирование рядов на стационарность около сегментированного тренда при помощи тестов на эндогенные структурные сдвиги Перрона или Зивота—Эндрюса¹.

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

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

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

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

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

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

В статье также представлены расчеты значений индексов промышленного производства, индекса цен производителей и показателя общей численности безработных, рассчитанные с использованием результатов конъюнктурных опросов ИЭП им. Е.Т. Гайдара. Эмпирические исследования показывают², что использование рядов конъюнктурных опросов в прогностиче-

¹ Cm.: 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.

ских моделях в качестве 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 9-й, 12-й и 13-й лаги четырех главных компонент, а также 1-й и 12-й лаги самой переменной, для ИЦП — модель, включающая 8-й, 9-й и 12-й лаги четырех главных компонент, а также 1-й, 3-й и 12-й лаги 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 декабрь 2016 г. – май 2017 г. были использованы ряды месячных индексов промышленного производства Федеральной службы государственной статистики (Росстата) с января 2002 г. по сентябрь 2016 г. и ряды базисных индексов промышленного производства Научно-исследовательского университета Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ)² за период с января 1999 г. по октябрь 2016 г. (значение января 2005 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 maбn. 1, средний прирост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ в декабре 2016 г. — мае 2017 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года по промышленности в целом составляет 1,8%. Для индекса промышленного производства Росстата данный показатель достигает 0,9%. По итогам 2016 г. прогнозируемое годовое сокращение индекса промышленного производства Росстата составит 0,3%, рост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ -4,7%.

Среднемесячные значения индекса промышленного производства в добыче полезных ископаемых Росстата и НИУ ВШЭ в декабре 2016 г. – мае 2017 г. составляют соответственно 1,1% и 1,1%. В производстве кокса и нефтепродуктов средний рост прогнозируется на уровне (–0,6%) и 0,6% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

Средний прирост индекса промышленного производства в обрабатывающей промышленности НИУ ВШЭ в декабре 2016 г. – мае 2017 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет 0,8%, индекса Росстата – 0,9%. Среднемесячные значения индекса промышленного производства в производстве пищевых продуктов Росстата и НИУ ВШЭ составляют соответственно 2,1% и 2,4%. Среднемесячные значения индексов промышленного

¹ В качестве объясняющих переменных использованы следующие ряды конъюнктурных опросов: текущие/ожидаемые изменение производства, ожидаемые изменения платежеспособного спроса, текущие/ожидаемые изменения платежеспособного спроса, текущие/ожидаемые изменения платежеспособного спроса, текущие/ожидаемые 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 6 прогнозируемых месяцев.

Таблица 1

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ИНДЕКСОВ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА¹, %

	ИПП в производстве машин и обо- рудования	EI	них вп		5,7	18,8	18,7	1,0	0,5	5,4		-11,6	-10,3	-9,5	3,9	5,9	13,1		
	ИІ в произ машин рудое	J	гвтээоЧ		-14,4	1,1	11,5	6,7	18,6	31,1		-10,9	2,2	1,0	13,1	-0,7	-11,9		
	ИППП ском производ- стве и произ- водстве готовых металлических изделий	EI	них вп		-5,7	-1,8	-5,5	-3,4	-2,3	-2,5		-6,5	-7,1	0,7	-2,4	-1,4	-0,7		
	и п п п п п п п п п п п п п п п п п п п	J	Госстат		-2,3	-5,4	-6,0	-3,7	-3,4	-3,2		-13,3	-6,5	-1,4	0,3	-1,8	0,2		
	III водстве нефте- ктов	EI	них вп		-2,5	1,2	-0,3	1,6	0,3	3,1	15 rr.	9,0-	-6,7	-4,1	-3,4	-4,5	-8,2		
	ИПП в производстве кокса и нефте- продуктов	J	гвтээоЧ	цего года	-4,2	-0,8	-1,5	1,0	0,0	2,1	мрост 2015/2016 гг. к соответствующему месяцу 2014/2015 гг.	1,9	-3,2	-1,9	-9,3	-3,4	-6,8		
	ИПП в производстве пищевых про- дуктов	EI	НИУ ВП	оост к соответствующему месяцу предшествующего года	2,5	2,7	1,4	1,9	2,5	3,4	му месяц	1,0	3,0	4,8	3,7	2,3	1,7		
	ИПП в произво, пищевых дукто	J	Госстат	яцу пред	0,0	3,1	2,1	2,1	2,3	2,4	гствующе	3,1	2,0	4,5	2,5	2,2	2,1		
	ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды	EI	них вп	щему мес	7,6	-0,2	8,7	6,9	4,7	3,6	. к соотве	-6,4	4,6	-0,8	9,0-	-4,8	1,4		
	ИПП в производ распредел электроэн газа и в	J	гктээоЧ	ветствую	4,6	-1,4	6,0	1,5	2,6	2,8	5/2016 rr	-6,3	2,2	0,0	-0,8	-4,0	2,1		
	ИПП в обрабатываю- щих производ- ствах	EI	Росстат		них вшэ	ост к соот	1,9	0,7	-1,3	0,3	1,2	1,9	ирост 201	-4,2	-4,4	0,0	-0,4	-0,4	0,1
	Индекс промышленного в добыче полез- производства ных ископаемых ст	J			0,1	-0,3	-0,3	1,3	1,8	2,6		-6,1	-5,6	-1,0	-2,8	9,0	0,3		
		них вшэ		Прогнозируемый при	2,7	1,8	-1,6	-0,4	2,0	1,9	: фактич	1,3	0,0	6,2	4,9	1,6	1,5		
		J	гвтээоЧ	Прог	1,2	1,6	-0,8	-0,1	2,2	2,3	Справочно: фактический п	0,1	0,4	5,8	4,2	1,7	1,5		
		шленного (ства НИУ ВШЭ			1,3	2,3	6,0	2,2	1,0	2,0	O	-2,9	-1,0	1,9	1,3	-0,3	0,7		
) 		HINY	AMIAA		3,6	2,0	1,0	0,6 2,1 2,3	3-	7	1	1	Ŷ	0					
	прои	тат	КО		0,0	1,9	-0,3	1,4	0,1	1,5		ಹ	7,	0	ಸ್	20	7		
	Ищ	Poccrar	AMIAA		7.0-	2,5	6,0	8,0	1,3	2,0		-4,5	-2,7	1,0	-0,5	0,5	0,7		
					Дек.16	Янв.17	Фев.17	Map.17	Апр.17	Maŭ.17		Дек.15	Янв.16	Фев.16	Map.16	Апр.16	Maй.16		

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.

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. производства Росстата и НИУ ВШЭ для металлургического производства и производства готовых металлических изделий в декабре 2016 г. – мае 2017 г. составляют соответственно (–4,0%) и (–3,5%). В производстве машин и оборудования средний рост прогнозируется на уровне 9,1% и 8,4% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

Средний прирост индекса промышленного производства в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата в декабре 2016 г. — мае 2017 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет 1.8%; аналогичный показатель для индекса НИУ ВШЭ — 5.2%.

Сокращение индексов промышленного производства Росстата по видам экономической деятельности в 2016 г. составит в среднем (по видам деятельности) 2,0%, рост индексов промышленного производства НИУ ВШЭ -1,8%.

Розничный товарооборот

В данном разделе (см. табл. 2) представлены прогнозы месячных объемов розничного товарооборота, построенные на основе месячных данных Росстата за период с января 1999 г. октябрь 2016 г.

Из табл. 2 следует, что средний прогнозируемый прирост объемов месячного товарооборота (в номинальном выражении, млрд руб.) в период с декабря 2016 г. по май 2017 г. по отношению к соответствующему периоду 2015—2016 гг. составляет около 1,8%.

Среднее прогнозируемое падение месячного реального товарооборота в период с декабря 2016 г. по май 2017 г. по отношению к аналогичному периоду 2015—2016 гг. составляет 5,7%.

В годовом исчислении прогнозируемый прирост номинального показателя розничного товарооборота в 2016 г. составит 7,5%. Падение реального показателя по итогам года достигнет 5,2%.

Таблица 2 РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ОБЪЕМА РОЗНИЧНОГО ТОВАРООБОРОТА И РЕАЛЬНОГО РОЗНИЧНОГО ТОВАРООБОРОТА

Прог	нозируемые значения і	то ARIMA-модели
	Розничный товароо-	Реальный рознич-
	борот, млрд руб.	ный товарооборот
	(в скобках – прирост	(в % к соответству-
	к соответствующему	ющему периоду
	месяцу предыдущего	предшествующего
	года, %)	года)
Дек.16	3114,2 (7,5)	95,6
Янв.17	2104,7 (-1,0)	95,6
Фев.17	2070,5 (-1,3)	93,7
Map.17	2261,1 (1,8)	93,6
Апр.17	2232,5 (1,3)	94,4
Май.17	2283,8 (2,3)	94,2
	Справочно: фактическ	
3	а аналогичные месяцы	2015/2016 гг.
Дек.16	2898,1	85,9
Янв.17	2126,2	93,6
Фев.17	2098,6	95,3
Map.17	2220,3	93,8
Апр.17	2204,2	94,9
Май.17	2232,9	93,6

Примечание. Ряды розничного товарооборота и реального розничного товарооборота на интервале с января 1999 г. по октябрь 2016 г. являются рядами типа DS.

ВНЕШНЕТОРГОВЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Модельные расчеты прогнозных значений объемов экспорта, экспорта в страны вне СНГ, импорта и импорта из стран вне СНГ получены на основе моделей временных рядов и структурных моделей, оцененных на месячных данных на интервале с сентября 1998 г. по октябрь 2016 г. по данным ЦБ $P\Phi^{\text{I}}$. Результаты расчетов представлены в табл. 3.

Средний прогнозируемый прирост экспорта, импорта, экспорта вне СНГ и импорта из стран вне СНГ за декабрь 2016 г. — май 2017 г. по отношению к аналогичному периоду 2015-2016 гг. составит $5,9\%,\ 1,7\%,\ 0,7\%$ и (-3,7%) соответственно. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за 2016 г. составит 84,4 млрд долл. США, что соответствует сокращению на 43,2% по отношению к 2015 г.

 $^{^{1}}$ Данные по внешнеторговому обороту рассчитаны ЦБ $P\Phi$ в соответствии с методологией составления платежного баланса в ценах страны экспортера (Φ OБ) в млрд долл. США.

Таблица 3

PE3YABIATЫ PACYETOB ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ОБЪЕМОВ ВНЕШНЕТОРГОВОГО ОБОРОТА СО СТРАНАМИ ВНЕ СНГ

	Экспорт, всего	г, всего)		Импорт, всего	З, всего		Экс	Экспорт в страны вне СНГ	аны вне С	HL	Skellopt, Beero Akenopt Beero Akenopt Beero Akenopt Beero Akenopt Beero	порт из ст	Импорт из стран вне СНГ	
Окспо	Chrop	т, всего в % от фактиче- ских данных за	актиче-	VIMILO ITOOPHO3HEVE 3H8.	KIMILOPI	г, всего в % от фактиче- ских панных за	актиче-	Окспорт в ст	порт в стр	аны вне Спп в % от фактиче- ских панных за	ии актиче-	импориодния.	порт из ст	ран вне Спп в % от фактиче-	г фа
тозные чения долл. в	ымес.)	ских данных за соответствующий месяц предшеству ющего года	нным за гвующий эдшеству-	ирогнозныя чения (млрд долл.)	ия л. в мес.)	смих данных за соответствующий месяц предшеству ющего года	ным за вующий дшеству-	ирогнозныя чения (млрд долл.	IDIC SHA- ILI. B MEC.)	смих данных за соответствующий месяц предшеству ющего года	ным за вующий дшеству- года	ирогнозныя чения (млрд долл.	ия ия и. в мес.)	прогнозные зна- соответствующий чения соответствующий несяц предпеству- (млрд долл. в мес.) месяц предпеству- кощего года прогнозные зна- соответствующий чения соответствующий соответствующий несяц предпеству- котреднеству-	ных утоп (шес года
	$_{ m SM}$	ARIMA	$_{ m NM}$	ARIMA	$_{ m SM}$	ARIMA	$_{ m SM}$	ARIMA	$_{ m SM}$	ARIMA	$_{ m SM}$	ARIMA	$_{ m SM}$	ARIMA	SM
	27,8	06	26	18,8	18,5	108	106	23,3	22,8	95	93	16,9	17,7	108	113
	18,1	114	106	11,3	10,4	115	106	15,3	16,4	103	111	8,3	7,7	94	87
	20,6	110	103	13,8	14,5	107	112	18,5	19,2	107	111	11,4	12,7	86	109
	24,9	108	108	13,1	14,0	85	91	19,6	18,4	66	92	12,7	10,9	91	79
	24,9	111	115	14,4	14,7	95	97	19,0	18,8	102	101	12,0	11,7	06	88
	25,3	104	115	14,6	15,4	101	106	19,9	18,2	106	97	12,4	12,2	97	96
			Справочн	Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2015/2016 гг., млрд долл.	еские знач	чения за с	оответству	тощие мес	ящы 2015/	2016 rr., M	глрд долл.				
	28,7	7,			17,4	4,			24,5	٠, ت			15,6	9,	
	17,1	.,1			8,6	8			14,8	8,			8,8	8	
	20,0	0,0			12,9	6,			17,3	ن			11,6	9,	
	23,2	2,5			15,4	,4			19,9	6,			13,9	6,	
	21,7	7,			15,2	2,			18,6	9,			13,4	4,	
	22,1	,1			14,5	5			18,8	δ,			12,8	8,	

Примечание. На интервале с января 1999 г. по октябрь 2016 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.

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ИНДЕКСОВ ЦЕН

	производство транспортных средств и оборудования		100,9	100,7	100,3	100,8	100,8	100,9		109,2	100,7	101,1	101,9	102,7	103,7		116,3	6,66	101,0	101,5	102,1	103,3							
	-000 и нишвм очтэцоавиоцп винваодуц		100,5	101,0	100,8	100,0	100,3	100,3		107,8	101,0	101,8	101,8	102,1	102,4		114,0	103,3	104,0	105,2	105,9	106,4							
	металлургическое производ- ство и производство готовых металлических изделий		100,7	2,66	99,1	100,1	100,3	6,66		112,6	2,66	7,86	6,86	99,1	0,66		111,9	7,66	102,3	102,7	102,8	107,9							
	химилеское производство		99,5	99,4	99,5	93,6	99,7	9,66		97,0	99,4	98,9	98,5	98,2	8,76	rr.)	118,2	100,2	101,9	101,5	100,4	966							
	производство кокса, нефте-		100,0	8,66	102,6	103,6	102,6	103,0		105,1	8,66	102,4	106,1	108,8	112,1	2014/2015	100,9	92,6	92,7	97,2	96,6	98,0							
ָּבֶּי בְּיִּבוּיִי	-одп эонжвичое про- пзводство		100,5	100,6	100,6	100, 5	100,2	100, 5		108,5	100,6	101,2	101,7	102,2	102,8	экабрю 20	119,0	101,2	106,1	106,9	107,2	108,1							
Интексы пен производителей:	-обработка древесины и про- вяечение и йипеден овтодовеи	нцу)	100,5	100,7	100,6	100,9	100,7	100,7	(TT.)	106,4	100,7	101,3	102,1	102,9	103,6	. (в % к декабрю	109,3	100,5	100,2	101,3	101,7	102,8							
ТЕЗЗ ЛЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТЕГОТ	текстильное и швейное про- овтэдовеи	значения (в % к предыдущему месяцу)	100,1	100,6	100,6	100,6	100,6	100,5	2015/2016	107,1	100,6	101,2	101,8	102,5	103,0	аналогичные периоды 2015/2016 гг.	113,6	102,0	103,3	104,6	104,9	105,5							
HTERCEIT	производство пищевых про-	гредыдуп	100,5	100,5	101,0	101,1	101,1	101,0	декабрю 2	105,2	100,5	101,6	102,7	103,9	104,9	лоды 201	113,9	100,8	101,3	101,4	101,8	102,2							
	производство электроэнер-	я (в % к і	100,2	101,4	103,5	100,4	100,5	100,1	(B % K	103,8	101,4	105,0	105,4	105,9	106,0	іные пері	109,4	99,3	100,5	100,3	6,66	98,5							
	обрабатывающие производ-		6,66	100,9	100,5	100,3	100,1	100,9	значения	105,6	100,9	101,4	101,7	101,7	102,6	аналогис	111,2	99,4	100,6	101,9	102,0	103,3							
	дой учета полезных ископае- мых	Прогнозные	101,8	100,1	103,0	103,2	101,7	101,4	Прогнозные	117,5	100,1	103,1	106,4	108,2	109,7	чения за	109,8	92,6	83,8	94,3	106,6	107,9							
	-ваот хіаннэцшіамодіі ПДІN (МЧ) вод				6,66	100	101,5	101,8	101,4	101,5	Π	107,0	100,0	101,5	103,3	104,8	106,3	ские знач											
	-ваот хіаннэвліпамодії ПДІМ (ОЙ) вод				H					7,86	101,9	8,76	101,7	7,86	101,4		105,5	966	99,5	100,1	100,4	100,8	Справочно: фактические значения за	110,8	98,6	0,76	100,0	102,6	103,7
	-ваот хідннэцшідмодії ПДІЛ (АМІЯА) аод						100,5	100,4	101,2	101,9	101,0	101,2		107,5	100,4	101,6	103,5	104,5	105,8	равочно:									
	нэд хихээлгэтидэсүгон эхэднИ (МЧ)		100,7	101,7	100,8	100,8	100,9	100,9		105,9	101,7	102,5	103,3	104,3	105,2	Сп													
	индекс потребительских цен (SM)		100,3	100,5	100,4	100,3	100,3	100,2		105,2	100,5	100,9	101,2	101,5	101,7		113,2	101,0	101,6	102,1	102,5	102,9							
	нэд хихэдгэтидэдтоп эхэднИ (АМІЯА)		100,4	101,2	100,6	100,6	100,7	100,7		105,2	101,2	101,8	102,4	103,1	103,8														
			Дек.16	Янв.17	Фев.17	Map.17	Апр.17	Maй.17		Дек.16	$_{ m HIB.17}$	Фев.17	Map.17	Апр.17	Maŭ.17		Дек.15	Янв.16	Фев.16	Map.16	Апр.16	Maň.16							

Примечание. На интервале с января 1999 г. по сентябрь 2016 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 сентябрь 2016 г. В табл. 4 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в декабре 2016 г. мае 2017 г. по ARIMA-моделям, структурным моделям (SM) и моделям, построенным с использованием конъюнктурных опросов (КО).

Прогнозируемый среднемесячный прирост индекса потребительских цен в декабре 2016 г. — мае 2017 г. составит 0,7%. Прирост цен производителей промышленных товаров за указанный период прогнозируется в среднем также на уровне 0,7% в месяц. Годовой прирост индекса потребительских цен в среднем по трем моделям составит 5,4%. Аналогичный показатель для индекса цен производителей прогнозируется на уровне 6,7%.

Для индексов цен производителей Росстата с декабря 2016 г. по май 2017 г. прогнозируются следующие средние темпы роста в месяц: 1,9% — в добыче полезных ископаемых, 0,4% — в обрабатывающих производствах, 1,0% — в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды, 0,9% — в производстве пищевых продуктов, 0,5% — в текстильном и швейном производстве, 0,7% — в обработке древесины и производстве изделий из дерева, 0,5% — в целлюлозно-бумажном производстве, 1,9% — в производстве кокса и нефтепродуктов, (-0,5)% — в химическом

производстве, 0.0% — в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий, 0.5% — в производстве машин и оборудования и 0.7% — в производстве транспортных средств и оборудования.

Годовой прирост индексов цен производителей по видам экономической деятельности составит в среднем 7,0%. По итогам 2016 г. максимальный годовой прирост прогнозируется в добыче полезных ископаемых (17,5%), минимальный – в химическом производстве (–3,0%).

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

В данном разделе представлены результаты расчетов прогнозируемых значений стоимости минимального набора продуктов питания в декабре 2016 г. – мае 2017 г. Прогнозы строились на основе временных рядов по данным Росстата за период с января 2000 г. по октябрь 2016 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

Таблица 5
ПРОГНОЗ СТОИМОСТИ МИНИМАЛЬНОГО
НАБОРА ПРОДУКТОВ ПИТАНИЯ

(НА ОДНОГО ЧЕДОВЕКА В МЕСЯЦ)

(НА ОДНОГС) ЧЕЛОВЕКА В МЕСЯЦ)
Прогнозируемые зна	ачения по ARIMA-модели, руб.
Дек.16	3691,2
Янв.17	3723,7
Фев.17	3751,6
Map.17	3771,7
Апр.17	3797,9
Май.17	3844,6
	неские значения за аналогич- 2015/2016 гг., млрд руб.
Дек.16	3589,9
Янв.17	3627,1
Фев.17	3649,8
Map.17	3655,3
Апр.17	3677,6
Май.17	3740,0
	прирост к соответствующему
	редыдущего года, %
Дек.16	2,8
Янв.17	2,7
Фев.17	2,8
Map.17	3,2
Апр.17	3,3
Май.17	2,8
п	

Примечание. Ряд стоимости минимального набора продуктов на интервале с января 2000 г. по октябрь 2016 г. является стационарным в первых разностях.

¹ Структурные модели оценивались на интервале с октября 1998 г.

питания составляет около 3763,4 руб. Прогнозируемый прирост стоимости минимального набора продуктов питания составляет в среднем около 2,9% по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года. Годовой прирост стоимости минимального набора продуктов питания в мае 2017 г. составит 2,8%.

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 сентябрь 2016 г. В табл. 6 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в декабре 2016 г. — мае 2017 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.

Таблица 6 РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ИНДЕКСОВ ТРАНСПОРТНЫХ ТАРИФОВ

Период	Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки	Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом	Индекс тарифов на трубопровод- ный транспорт			
	Прогнозные значения по	ARIMA-моделям (в % к предшеству	ующему месяцу)			
Дек.16	100,0	100,0	103,2			
Янв.17	100,0	101,7	101,3			
Фев.17	100,0	100,0	100,4			
Map.17	100,0	99,9	102,4			
Апр.17	104,4	99,9	102,5			
Май.17	100,0	99,9	100,6			
	Прогнозные значения по .	ARIMA-моделям (в % к декабрю пр	едыдущего года)			
Дек.16	111,7	101,2	111,2			
Янв.17	100,0	101,7	101,3			
Фев.17	100,0	101,6	102,7			
Map.17	100,0	101,6	103,1			
Апр.17	104,4	101,5	105,5			
Май.17	104,4	101,4	108,2			
Спр	авочно: фактические значения за	аналогичный период 2015/2016 гг. (в % к предыдущему месяцу)				
Дек.15	100,6	101,9	100,5			
Янв.16	100,7	102,2	93,7			
Фев.16	99,8	100,1	99,8			
Map.16	99,5	99,0	99,6			
Апр.16	108,9	99,6	119,2			
Май.16	100,1	99,9	100,1			

Примечание. На интервале с сентября 1998 г. по сентябрь 2016 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 сентябрь 2016 г.; для всех рядов использовались фиктивные переменные для учета особо резких всплесков.

По результатам прогноза на декабрь 2016 г. – май 2017 г. сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки будет расти со среднемесячным темпом 0,7%. В апреле 2017 г.

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).

ожидается сезонный рост индекса на 4,4 п.п. Годовой прирост в 2016 г. данного показателя составит 11,7%.

Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом будет расти со среднемесячным темпом 0.2% в течение данных шести месяцев. Его годовой прирост прогнозируется на уровне 1.2% в 2016 г.

Индекс тарифов на трубопроводный транспорт будет расти в течение следующих шести месяцев со среднемесячным темпом 1,7%. В результате его годовой прирост в 2016 г. составит 11,2%. В апреле 2017 г. ожидается сезонный рост на 2,5 п.п.

Динамика цен на некоторые виды сырья на мировом рынке

В данном разделе в табл. 7 представлены расчеты среднемесячных значений цен на нефть марки Brent (долл./барр.), алюминий (долл./т), золото (долл./унц.), медь (долл./т) и никель (долл./т) в декабре 2016 г. – мае 2017 г., полученные на основе нелинейных моделей временных рядов, оцененных по данным МВФ на интервале с января 1980 г. по октябрь 2016 г.

Таблица 7
РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ЦЕН НА ПРИРОЛНЫЕ РЕСУРСЫ

	Нефть марки Brent,	Алюминий,	Золото,	Медь,	Никель,
	долл./ барр.	долл./ т	долл./ унц.	долл./ т	долл./ т
	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		ачения по ARIMA-мо		
Дек.16	53,08	1670	1284	4763	10332
Янв.17	56,08	1689	1297	4777	10359
Фев.17	58,87	1699	1294	4791	10359
Map.17	63,33	1685	1297	4807	10384
Апр.17	58,60	1686	1308	4823	10430
Май.17	55,54	1686	1323	4842	10483
	Пр	оиросты к соответству	ющему месяцу преды	дущего года, %	
Дек.15	40,7	11,5	20,2	2,7	18,6
Янв.16	82,1	14,0	18,2	6,8	21,8
Фев.16	77,3	10,9	7,9	4,2	24,8
Map.16	62,1	10,1	4,1	-3,0	19,1
Апр.16	38,7	7,3	5,3	-1,0	17,5
Май.16	17,8	8,8	5,0	3,1	21,0
	Справочі	но: фактические знач	ения за аналогичный	і период 2015/2016 гг.	,
Дек.15	37,72	1497	1068	4639	8708
Янв.16	30,8	1481	1097	4472	8507
Фев.16	33,2	1531	1200	4599	8299
Map.16	39,07	1531	1246	4954	8717
Апр.16	42,25	1571	1242	4873	8879
Май.16	47,13	1551	1259	4695	8660

Примечание. Ряды цен на нефть, никель, золото, медь и алюминий на интервале с января $1980 \, \mathrm{r.}$ по октябрь $2016 \, \mathrm{r.}$ являются рядами типа DS.

Средний прогнозируемый уровень цен на нефть составляет около 57,8 долл./барр., что выше соответствующих показателей прошлого года в среднем на 53,1%. Цены на алюминий прогнозируются на уровне около 1685 долл./т, а их среднее прогнозируемое повышение составляет приблизительно 10% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. Прогноз цен на золото составляет около 1300 долл./унц. Средние прогнозируемые цены на медь составляют около 4800 долл./т, а на никель – около 10390 долл./т. Среднее прогнозируемое повышение цен на золото составляет около 10%, среднее повышение цен на медь – около 2%, среднее понижение цен на никель – 20% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года.

На конец 2016 г. прогнозируемый прирост цен на нефть, алюминий, золото, медь и никель по сравнению с концом 2015 г. составит по прогнозу 40,7%, 11,5%, 20,2%, 2,7% и 18,6% соответственно.

ДЕНЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Будущие значения денежной базы (в узком определении – наличные деньги и ФОР) и денежного агрегата M_{2} в декабре 2016 г. – мае 2017 г. получены на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых ЦБ $P\Phi^{1}$, на интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2016 г. для денежной базы и с октября 1998 г. по октябрь 2016 г. для денежного агре-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 декабре 2016 г. – мае 2017 г. денежная база будет расти на рассматриваемом интервале времени со среднемесячным темпом 0,8%, а денежный показатель $\rm M_2$ – со среднемесячным темпом 0,9%.

Годовой прирост денежной базы в 2016 г. составит по прогнозам 6,8%. Годовой прирост показателя $\rm M_2$ в 2016 г. прогнозируется на уровне 12,3%. В январе 2017 г. планируется сезонный рост денежной базы на 5,6%, а денежного показателя $\rm M_2$ – на 2,9%.

МЕЖДУНАРОДНЫЕ РЕЗЕРВЫ

В данном разделе представлены результаты статистической оценки будущих значений международных резервов РФ², полученные исходя из оценки модели временного ряда международных резервов, по данным ЦБ РФ, на интервале с октября 1998 г. по октябрь 2016 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

Таблица 8 ПРОГНОЗ ДЕНЕЖНОГО АГРЕГАТА ${\rm M_2}$ И ДЕНЕЖНОЙ БАЗЫ

	Ден	ежная база		${ m M}_2$
	млрд руб.	прирост к предыдуще- му месяцу, %	млрд руб.	прирост к предыдуще- му месяцу, %
Дек.16	8480	0,2	37405	0,9
Янв.17	8955	5,6	38474	2,9
Фев.17	8594	-4,0	38636	0,4
Map.17	8730	1,6	38797	0,4
Апр.17	8714	-0,2	38958	0,4
Май.17	8851	1,6	39119	0,4

Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2015/2016 гг. (прирост к предыдущему месяцу, %)

Дек.15	-0,1	1,4
Янв.16	10,1	7,5
Фев.16	-6,3	-2,7
Map.16	1,0	0,8
Апр.16	-0,7	1,0
Май.16	3,1	1,3

Примечание. Временные ряды показателей денежной базы и денежного агрегата ${\rm M_2}$ на интервалах с октября 1998 г. по октябрь 2016 г. и с марта 1998 г. по сентябрь 2016 г. соответственно были отнесены к классу рядов, являющихся стационарными в первых разностях, с выраженной сезонной компонентой.

Таблица 9 ПРОГНОЗ МЕЖДУНАРОДНЫХ РЕЗЕРВОВ

	Прогнозные знач	иения по ARIMA-моделям						
Период	млрд долл.	прирост к предыдущему						
	США	месяцу, %						
Дек.16	388,6	-0,6						
Янв.17	387,2	-0,3						
Фев.17	387,0	0,0						
Map.17	389,0	0,5						
Апр.17	390,9	0,5						
Май.17	392,3	0,4						
Справ	*	е значения за аналогич-						
ный период 2015/2016 гг.								
Дек.15	364,7	-1,3						
Янв.16	368,4	1,0						
Фев.16	371,6	0,9						
Map.16	380,5	2,4						
Апр.16	387,0	1,7						
Май.16	391,5	1,2						

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2016 г. ряд международных резервов РФ был идентифицирован как стационарный в разностях ряд.

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

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

выплаты по внешнему долгу, могут оказаться завышенными (либо, в противном случае, заниженными) по сравнению с фактическими.

По результатам прогноза в декабре 2016 г. – мае 2017 г. международные резервы будут расти со среднемесячным темпом 0.1%. В 2016 г. прогнозируется прирост международных резервов на уровне 6.6%.

ВАЛЮТНЫЕ КУРСЫ

Модельные расчеты будущих значений валютных курсов (рублей за доллар США и долларов США за евро) получены исходя из оценок моделей временных рядов (ARIMA) и структурных моделей (SM) соответствующих показателей, устанавливаемых ЦБ РФ по состоянию на последний день месяца, за период с октября 1998 г. по ноябрь 2016 г. и за период с января 1999 г. по ноябрь 2016 г. ¹ соответственно.

В декабре 2016 г. – мае 2017 г. значение курса доллара США к рублю прогнозируется в среднем по двум моделям равным 66 руб. 29 коп. за доллар США. Прогнозируемое в среднем по двум моделям на конец 2016 г. значение показателя составит 65 руб. 55 коп. за доллар США.

Прогнозируемое значение курса евро к доллару США в среднем на рассматриваемом интервале времени составит 1,08 долл. США за один евро. Значение показателя на конец 2016 г. прогнозируется также на уровне 1,08 долл. США за один евро в среднем по двум моделям.

Таблица 10 ПРОГНОЗ КУРСОВ USD/RUR И EUR/USD

	Прогнозн	ые значе- USD/RUR	Прогнозн	
		а доллар	ния курса	в США за
	СШ		ев	
	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Дек.16	65,71	65,38	1,07	1,09
Янв.17	66,39	65,56	1,07	1,09
Фев.17	66,64	65,45	1,06	1,10
Map.17	66,97	65,22	1,06	1,12
Апр.17	67,29	66,22	1,06	1,11
Май.17	67,61	67,00	1,06	1,10
Справ	очно: факті			налогич-
	ный п	ериод 2015	/2016 гг.	

Дек.15	72,88	1,09
Янв.16	75,17	1,09
Фев.16	75,09	1,09
Map.16	67,61	1,14
Апр.16	64,33	1,14
Май.16	66,08	1,11

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

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 доходов², полученные на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых Росстатом и взятых на интервале с января 1999 г. по октябрь 2016 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

¹ В статье использованы данные МВФ за период с января 1999 г. по август 2016 г. Данные за сентябрь и октябрь 2016 г. взяты с сайта статистики обменных курсов www.oanda.com.

² 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).

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 maбn. 11, ожидаемое среднемесячное падение показателей реальных располагаемых денежных доходов и реальных денежных доходов составит 1,8% и 2,2% соответственно. Прогнозируется среднемесячный прирост уровня реальной заработной платы в размере 1,1% по сравнению с аналогичным периодом предшествующего года.

По итогам 2016 г. прогнозируемое падение реальных располагаемых денежных доходов составит 5%; реальных денежных доходов -4.9%, прирост реальной заработной платы -0.7% за 12 месяцев.

Таблица 11 ПРОГНОЗ ПОКАЗАТЕЛЕЙ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

	Реальные располагаемые денежные доходы	Реальные денежные доходы	Реальная начисленная заработная плата							
	Прогнозные значения по ARIM	А-моделям (в % к соответствующем	у месяцу 2015/2016 гг.)							
Дек.16	96,2	95,6	103,0							
Янв.17	98,4	97,6	102,5							
Фев.17	97,5	97,4	99,5							
Map.17	97,1	97,2	101,2							
Апр.17	99,4	98,9	100,7							
Май.17	100,6	100,2	99,5							
	Справочно: фактические	значения за соответствующий пери	иод 2015/2016 гг.							
(в % к аналогичному периоду 2015/2014 гг.)										
Дек.15	99,1	98,5	91,6							
Янв.16	94,3	95,1	96,4							
Фев.16	95,7	95,3	100,6							
Map.16	98,7	98,0	101,5							
Апр.16	93,0	93,4	98,9							
Май.16	94,0	93,7	101,0							
	- 9*	, •	. =, •							

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 октябрь 2016 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 сентябрь 2016 г. по месячным данным Росстата. Показатель общей численности безработных рассчитывается также на основе моделей с использованием результатов конъюнктурных опросов².

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

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

² Модель оценена на интервале с января 1999 г. по сентябрь 2016 г.

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

Таблица 12 РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЧИСЛЕННОСТИ ЗАНЯТОГО В ЭКОНОМИКЕ НАСЕЛЕНИЯ И ОБЩЕЙ ЧИСЛЕННОСТИ БЕЗРАБОТНЫХ

		тенность занятого номике населения (ARIMA)	Общая численность безработных (ARIMA)				Общая численность безработных (КО)			
	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2015/2016 гг., %	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу $2015/2016$ гг.,	в % к показателю численности за- нятого в экономи- ке населению	прирост к соответствующему месяцу 2015/2016 гг.,		в % к показателю численности за- нятого в эконо- мике населения		
Дек.16	72,4	0,1	4,3	-2,7	5,9	4,3	-1,9	5,9		
Янв.17	71,9	0,9	4,4	1,0	6,2	4,3	-1,9	6,0		
Фев.17	72,0	0,7	4,5 2,5		6,3	4,4	-0,6	6,1		
Map.17	72,2	0,8	4,4 -3,5		6,1 4		-4,3	6,1		
Апр.17	72,4	0,8	4,3 -4,6 4,1 -4,4		5,9 4,		-3,1	6,1		
Май.17	73,1	73,1 1,2		-4,4	5,6	4,3	0,7	5,9		
Справочно: факти				ческие значения за аналогичный период 2015/2016 гг., млн чел.						
Дек.15		72,3	4,4							
Янв.16	71,3		4,4							
Фев.16	71,5		4,4							
Map.16	71,6		4,6							
Апр.16	71,8		4,5							
Май.16	72,2		4,3							

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по сентябрь 2016 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 декабре 2016 г. – мае 2017 г. рост численности занятых в экономике в среднем составит 0,8% в месяц по отношению к соответствующему периоду предыдущего года. Прогнозируемое на конец 2016 г. значение показателя численности занятого в экономике населения составляет 72,4 млн чел.

Среднее сокращение показателя общей численности безработных прогнозируется на уровне 1,9% в месяц по сравнению с аналогичным периодом прошлого года. Средняя численность безработных в конце 2016 г. прогнозируется на уровне 4,3 млн чел.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Сводная таблица модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ

		9016	9				9017		
		101					7107		
	Сен	Окт	Ноя	Дек	Янв	Фев	Mapr	Апр	Май
ИЩП в химическом производстве (прирост, %)**	0,5	0,5	-0,1	-0,5	9,0-	-0,5	-0,4	-0,3	-0,4
ИЩП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (прирост, $\%$)***	-1,1	-0,2	0,7	0,7	-0,3	-0,9	0,1	0,3	-0,1
ИЦП в производстве машин и оборудования (прирост, %)**	-0,3	0,3	0,4	0,5	1,0	8,0	0,0	0,3	0,3
ИЦП в производстве транспортных средств и оборудования (прирост, %)**	8,0	1,4	0,5	6,0	0,7	0,3	8,0	8,0	0,0
Стоимость минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц), тыс. py6.	3,63	3,64	3,65	3,69	3,72	3,75	3,77	3,79	3,84
Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (прирост, %)**	0,0	0,1	-0,1	0,0	1,7	0,0	-0,1	-0,1	-0,1
Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (прирост, %)**	0,0	0,7	1,3	3,2	1,3	0,4	2,4	2,2	9,0
Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки (прирост, %)**	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	4,4	0,0
Цена на нефть марки Brent (долл./барр.)	46,2	49,7	51,5	53,1	56,1	58,9	63,3	58,6	55,5
Цена на алюминий (тыс. долл./т)	1,59	1,67	1,66	1,67	1,69	1,70	1,69	1,69	1,69
Цена на золото (тыс. долл./унц.)	1,33	1,27	1,27	1,28	1,30	1,29	1,30	1,31	1,32
Цена на медь (тыс. долл./т)	4,72	4,73	4,75	4,76	4,78	4,79	4,81	4,82	4,84
Цена на никель (тыс. долл./т)	10,2	10,3	10,3	10,3	10,4	10,4	10,4	10,4	10,5
Денежная база (трлн руб.)	8,52	8,56	8,46	8,48	8,96	8,59	8,73	8,71	8,85
M_2 (трлн руб.)	36,8	36,9	37,1	37,4	38,5	38,6	38,8	39,0	39,1
Золотовалютные резервы (млрд долл.)	0,40	0,40	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39
Обменный курс RUR/USD (руб. за доллар США)	63,16	62,90	64,68	65,55	65,98	66,05	66,10	92,99	67,31
Обменный курс USD/EUR (долл. США за евро)	1,11	1,10	1,06	1,08	1,08	1,08	1,09	1,09	1,08
Реальные располагаемые денежные доходы (прирост, %)*	-1,5	-5,9	-3,0	-3,8	-1,6	-2,6	-2,9	-0,6	9,0
Реальные денежные доходы (прирост, %)*	-2,8	-5,8	-3,1	-4,4	-2,4	-2,6	-2,8	-1,1	0,5
Реальная заработная плата (прирост, %)*	1,9	2,0	3,6	3,0	2,2	-0,5	1,2	0,7	-0,5
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	73,1	72,8	72,6	72,4	71,9	72,0	72,2	72,4	73,1
Общая численность безработных (млн чел.)	4,0	4,1	4,2	4,3	4,4	4,5	4,4	4,3	4,1

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.

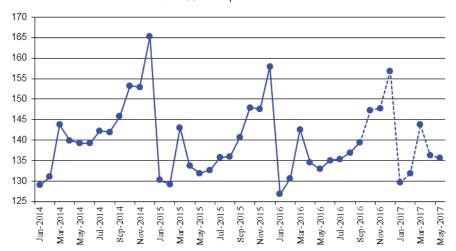


Рис. 1б. Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ (ARIMA-модель), % к январю 2005 г.

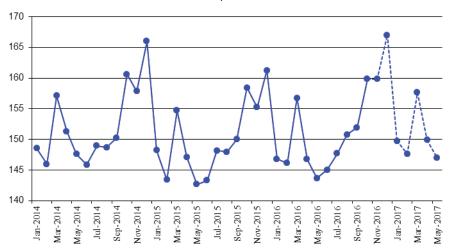


Рис. 2a. ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата, % к декабрю 2001 г.

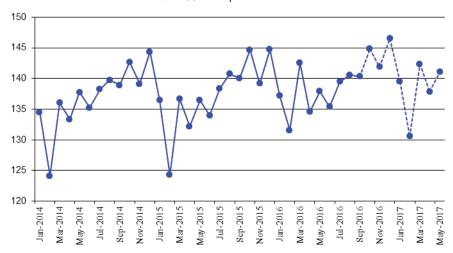


Рис. 2б. ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.

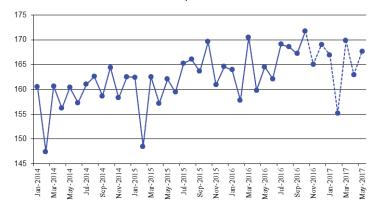


Рис. За. ИПП в обрабатывающих производствах Росстата, % к декабрю 2001 г.

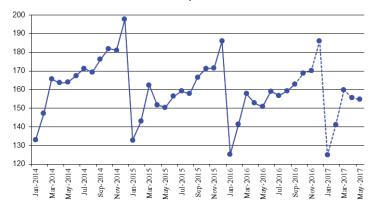


Рис. 3б. ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.

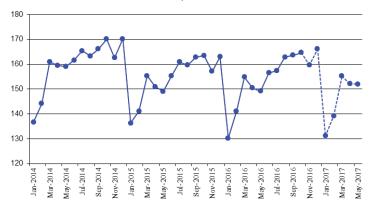


Рис. 4a. ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата, % к декабрю 2001 г.

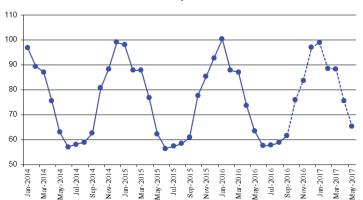


Рис. 4б. ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.

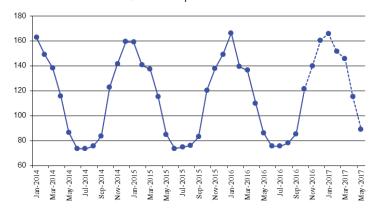


Рис. 5а. ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

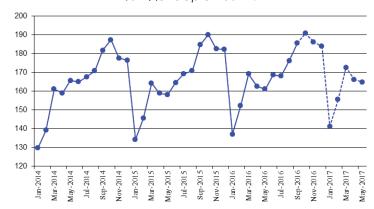


Рис. 5б. ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.

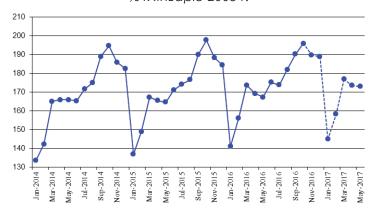


Рис. 6а. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата, % к декабрю 2001 г.

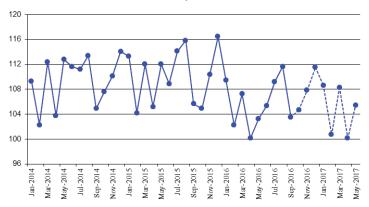


Рис. 6б. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.

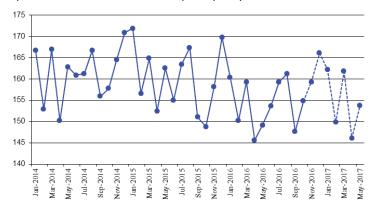


Рис. 7a. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата, % к декабрю 2001 г.

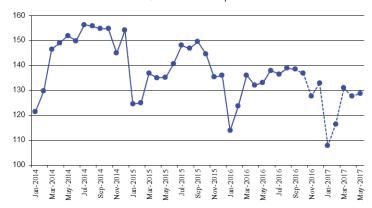


Рис. 7б. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий HUYB HJ, % к январю 2005 г.

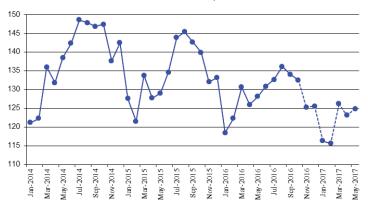


Рис. 8а. ИПП в производстве машин и оборудования Росстата, % к декабрю 2001 г.

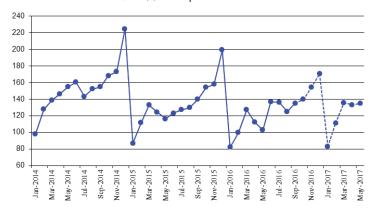


Рис. 8б. ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ, % к январю 2005 г.



Рис. 9. Оборот розничной торговли, млрд руб.



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

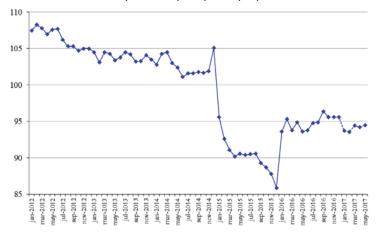


Рис. 10. Экспорт во все страны, млрд долл.

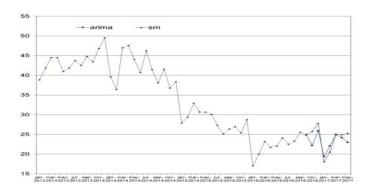


Рис. 11. Экспорт в страны вне СНГ, млрд долл.

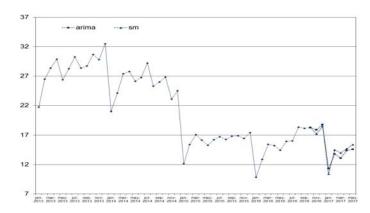


Рис. 12. Импорт из всех стран, млрд долл.

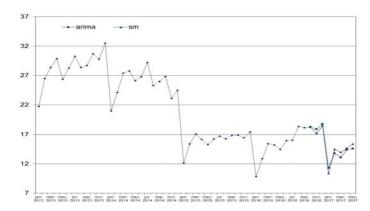


Рис. 13. Импорт из стран вне СНГ, млрд долл.

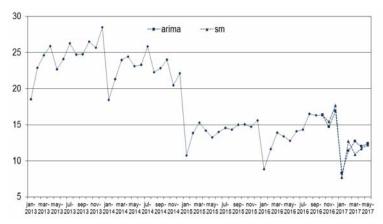


Рис. 14. Индекс потребительских цен в % к декабрю предыдущего года

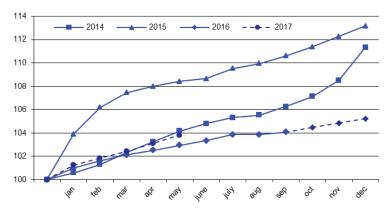


Рис. 14a. Индекс потребительских цен в % к декабрю предыдущего года (SM)

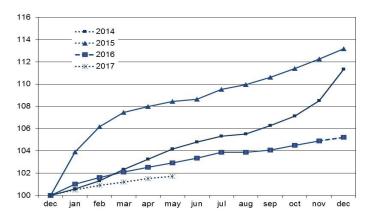


Рис. 15. Индекс цен производителей промышленных товаров в % к декабрю предыдущего года

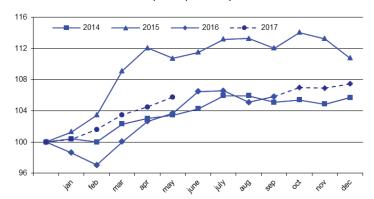


Рис. 16. Индекс цен в добыче полезных ископаемых в % к декабрю предыдущего года

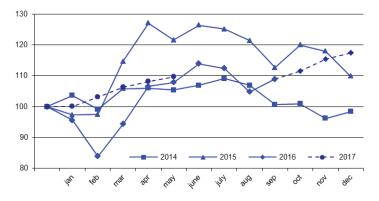


Рис. 17. Индекс цен в обрабатывающих производствах в % к декабрю предыдущего года

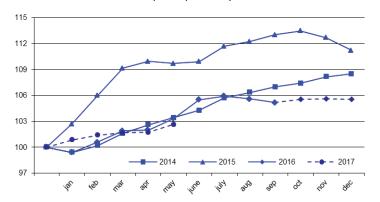


Рис. 18. Индекс цен в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды в % к декабрю предыдущего года

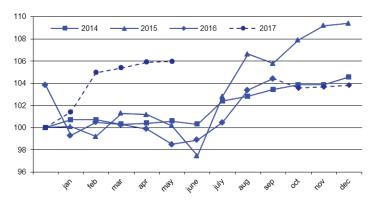


Рис. 19. Индекс цен в производстве пищевых продуктов в % к декабрю предыдущего года

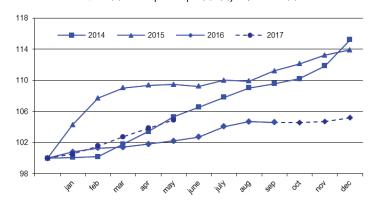


Рис. 20. Индекс цен в текстильном и швейном производстве в % к декабрю предыдущего года

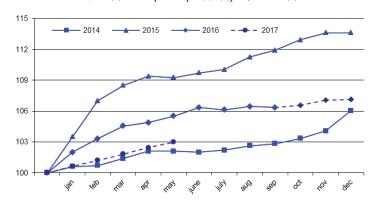


Рис. 21. Индекс цен в обработке древесины и производстве изделий из дерева в % к декабрю предыдущего года

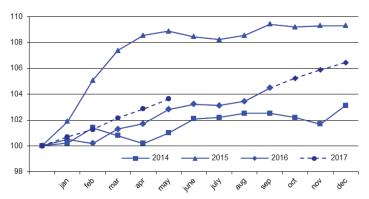


Рис. 22. Индекс цен в целлюлозно-бумажном производстве в % к декабрю предыдущего года

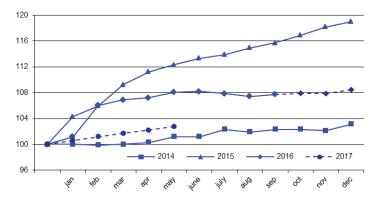


Рис. 23. Индекс цен в производстве кокса и нефтепродуктов в % к декабрю предыдущего года

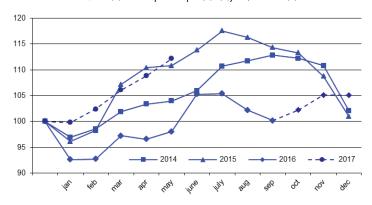


Рис. 24. Индекс цен в химическом производстве в % к декабрю предыдущего года

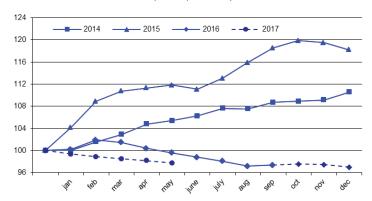


Рис. 25. Индекс цен в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий в % к декабрю предыдущего года

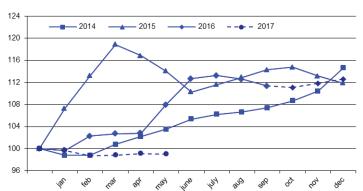


Рис. 26. Индекс цен в производстве машин и оборудования в % к декабрю предыдущего года

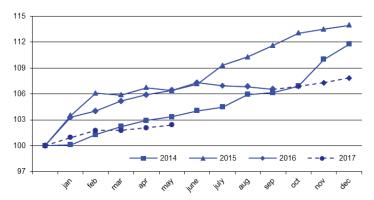


Рис. 27. Индекс цен в производстве транспортных средств и оборудования в % к декабрю предыдущего года

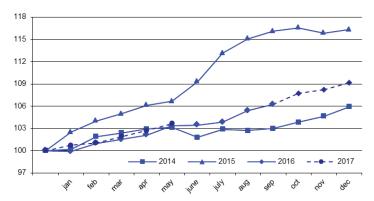


Рис. 28. Стоимость минимального набора продуктов питания на одного человека в месяц, руб.

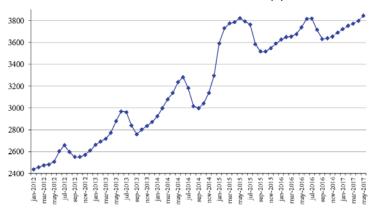


Рис. 29. Сводный индекс транспортных тарифов, для каждого года в % к предыдущему месяцу

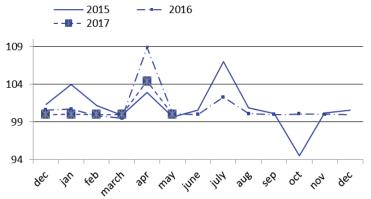


Рис. 30. Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом, для каждого года в % к предыдущему месяцу

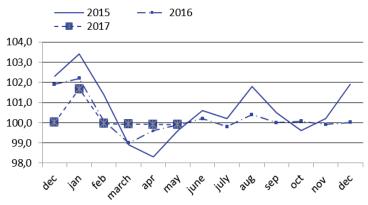


Рис. 31. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт, для каждого года в % к предыдущему месяцу

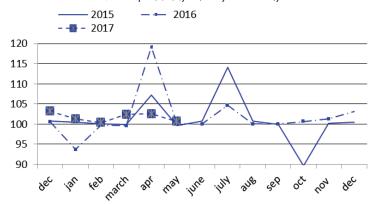


Рис. 32. Цена на нефть марки Brent, долл./барр.

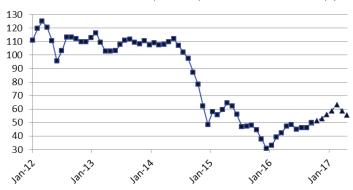


Рис. 33. Цены на алюминий, долл./т

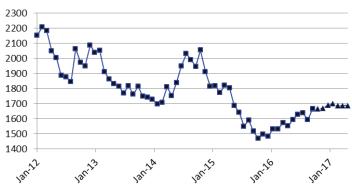


Рис. 34. Цены на золото, долл./унц.

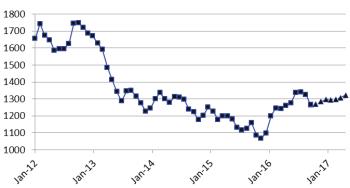


Рис. 35. Цены на никель, долл./т

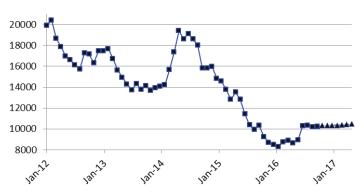


Рис. 36. Цены на медь, долл./т

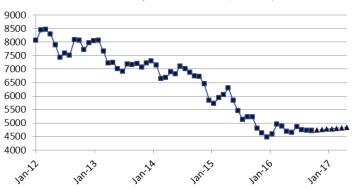
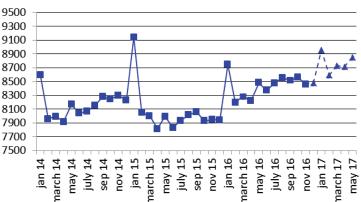
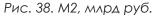


Рис. 37. Денежная база, млрд руб.





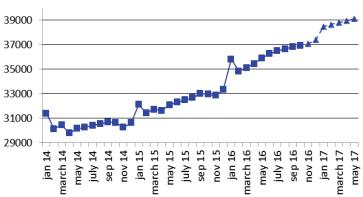


Рис. 39. Международные резервы РФ, млн долл. США

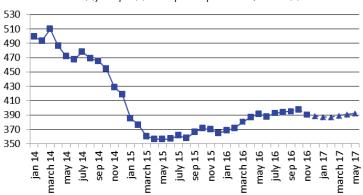


Рис. 40. Kypc RUR/USD

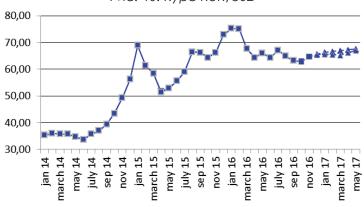


Рис. 41. Kypc USD/EUR

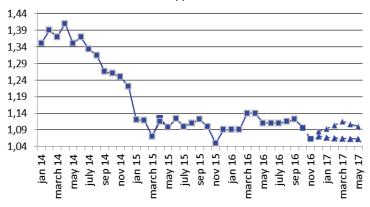


Рис. 42. Реальные располагаемые денежные доходы, в % к соответствующему периоду предыдущего года

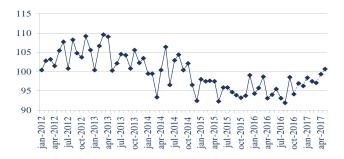


Рис. 43. Реальные денежные доходы (в % к соответствующему периоду предыдущего года)

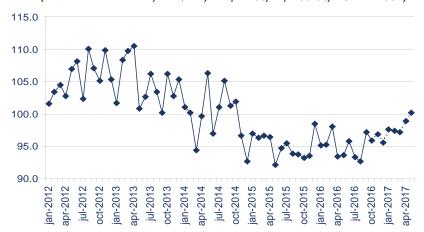


Рис. 44. Реальная начисленная заработная плата, в % к соответствующему периоду предыдущего года

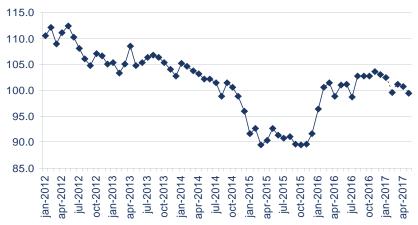
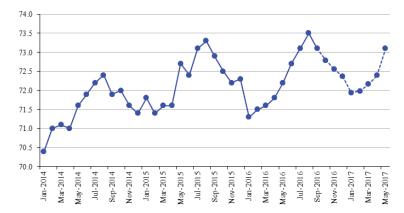
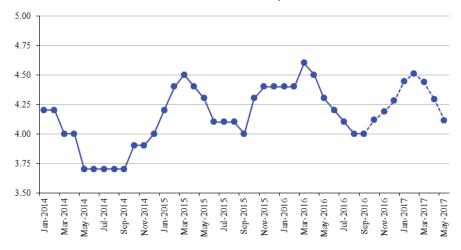


Рис. 45. Численность занятого в экономике населения, млн чел.



Модельные расчеты краткосрочных прогнозов показателей РФ

Рис. 46. Общая численность безработных, млн чел.



ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ НЕКОТОРЫХ РОССИЙСКИХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

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

В данной статье описываются результаты анализа качественных свойств прогнозов индекса потребительских цен (ИПЦ), показателей уровня жизни населения, стоимости минимального набора продуктов питания, розничного товарооборота, численности занятых и общей численности безработных, ежемесячно публикуемых Институтом экономической политики имени Е.Т. Гайдара¹ (далее – «прогнозы ИЭП»). Мы рассматриваем простейшие статистики (МАРЕ, МАЕ, 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 рассматриваемых показателей построены для массива данных, который охватывает период с апреля 2009 г. по август 2016 г. Поскольку официальная статистика предоставляется с 2-месячным запаздыванием, публикуемые прогнозы представляют собой ожидаемые в соответствии с моделями значения показателей на 3–8 месяцев (а не 1–6 месяцев) вперед. В общей сложности массив прогнозов состоит из 534 точек (89 прогнозных месяцев; по 6 прогнозов для каждого месяца). Результаты анализа представлены в *табл. 1*.

Индекс потребительских цен

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования *индекса потребительских цен* на основе ARIMA-моделей составляет 0,4%. В соответствии с оценками качественных характеристик, прогнозы ИЭП предпочтительнее простейших прогнозов, причем результаты теста знаков (maбn. 1) свидетельствуют о значимости преимуществ ARIMA-прогнозов в сравнении со всеми альтернативными методами.

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования индекса потребительских цен на основе структурных моделей несколько выше и составляет 0,4%. По качественным характеристикам, SM-прогнозы ИЭП также не уступают прогнозам, построенным альтернативными методами. Результаты теста знаков свидетельствуют о том, что различия незначимы только при сравнении SM-прогнозов и прогнозов, построенных на основе скользящего среднего. Гипотеза об отсутствии значимых различий между SM-прогнозами и ARIMA-прогнозами отвергается (значение статистики составило -4,41), так что для индекса потребительских цен значимо лучшими следует признать ARIMA-прогнозы.

В соответствии с оценками, полученными по месяцам, ошибки прогнозирования данного показателя демонстрируют достаточно равномерную динамику (см. *puc. 1*). В последние 6 месяцев рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования ИПЦ и по моделям временных рядов, и на основе структурных моделей демонстрирует

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.py»: http://www.iep.ru/ru/ob-izdanii.html

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

снижение, составив в среднем 0,28% и 0,23% соответственно. В марте—августе 2016 г. и ARIMАпрогнозы, и SM-прогнозы ИЭП превосходят по качеству все альтернативные методы: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в эти полгода составляет 0,34%, наивных сезонных прогнозов — 0,30%, прогнозов, построенных на основе скользящего среднего — 0,60%.

Таблица 1 ПРОСТЕЙШИЕ СТАТИСТИКИ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЗНАКОВ

		Индекс потребитель- ских цен		Доходы населения			еть о набора итания	ый	тность экономике гения		численно работных	
		ARIMA	$_{ m SM}$	реальные распола- гаемые	реальные	реальная за- работная плата	Стоимость минимального набора продуктов питания	Розничный товарооборот	Численность занятого в эконом населения	ARIMA		24
. 12 🗆	MAPE	0.37%	0.41%	4.71%	4.09%	4.30%	6.10%	4.19%	0.78%	8.7	.72% 7.21	
Про- гнозы ПЭПП	MAE	0.38	0.41	4.75	4.09	4.29	0.18	0.07	0.56	0.	44	0.34
	RMSE	0.56	0.60	6.91	5.02	5.36	0.23	0.10	0.77	0.	69	0.49
	MAPE	0.5	7%	4.01%	3.76%	4.25%	6.78%	10.21%	1.68%	9.67%		
Ible 03bi	MAE	0.	57	4.09	3.84	4.28	0.20	0.20	1.19		0.46	
TBE TH(RMSE	0.	88	5.42	4.98	5.50	0.25	0.25	1.50	0.63		
Наивные прогнозы	Z	-5.28	-5.80	-3.20	-2.08	-0.09	-4.33	-13.24	-12.12	-4.41		-9.00
		ОТВ	ОТВ	ОТВ	отв	не отв	OTB	OTB	ОТВ	O'.	гв	ОТВ
	MAPE	0.50%		5.13%	5.18%	6.77%	9.08%	8.81%	1.01%	12.25%		
Наивные сезонные прогнозы	MAE	0.	0.51		5.26	6.72	0.27	0.16	0.72	0.60		
MBF OHT	RMSE	0.	77	6.97	6.81	8.18	0.33	0.18	0.86	0.78		
Наивные сезонные прогнозы	Z	-7.10	-2.60	-2.77	-3.72	-9.26	-11.08	-12.29	-7.27	-9.	43	-11.86
		ОТВ	ОТВ	OTB	OTB	OTB	OTB	OTB	OTB	ОТВ		OTB
36	MAPE	0.46%		3.83%	3.85%	5.55%	7.98%	8.61%	1.12%	11.05%		
Скользящее среднее	MAE	0.46		3.88	3.89	5.51	0.24	0.16	0.80	0.52		
сользящ	RMSE	0.	67	4.95	4.85	6.84	0.30	0.22	1.01	0.68		
кол	Z	-4.85	-0.09	-4.93	-1.99	-6.32	-8.22	-10.99	-6.58	-5.	02	-9.52
Ö		ОТВ	не отв	отв	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	07.	ОТВ	

Показатели уровня жизни населения

В соответствии с качественными характеристиками прогнозов в рассматриваемом периоде у показателей уровня жизни населения средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования лежит в интервале 4–5%, составляя 4,7% для индекса реальных располагаемых денежных доходов, 4,1% – для индекса реальных денежных доходов и 4,3% – для индекса реальной заработной платы.

Результаты оценок свидетельствуют, что прогнозы ИЭП *индекса реальных располагаемых денежных доходов* уступают по качеству наивным прогнозам и прогнозам, полученным на основе скользящего среднего. В соответствии с тестом знаков во всех случаях гипотеза о несущественности различий отвергается, так что для данного показателя лучшими следует признать прогнозы, полученные на основе скользящего среднего, расхождения которых с истинными значениями показателя составляют в среднем 3,8%.

В последние полгода рассматриваемого периода ARIMA-прогнозы данного показателя демонстрируют увеличение абсолютной процентной ошибки, составившей в среднем за эти 6 месяцев 5,7%. В марте—августе 2016 г. прогнозы ИЭП индекса реальных располагаемых денежных доходов уступают по качественным характеристикам всем альтернативным методам: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в эти полгода составляет 2,7%, наивных сезонных прогнозов -2,3%, скользящего среднего -2,7%.

Для индекса реальных денежных доходов прогнозы ИЭП также уступают по качеству наивным прогнозам и прогнозам, полученным на основе скользящего среднего. В соответствии с тестом знаков при сравнении прогнозов ИЭП со всеми альтернативными методами гипотеза об отсутствии значимых отличий отвергается, так что для данного показателя лучшими являются наивные прогнозы, расхождения которых с истинными значениями показателя составляют в среднем 3,8%.

В марте—августе 2016 г. абсолютная процентная ошибки ARIMA-прогнозов индекса реальных денежных доходов увеличилась, составив в среднем 5,1%. Простейшие прогнозы в эти полгода, напротив, демонстрируют улучшение качества: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов составляет 2,1%, наивных сезонных прогнозов — 1,6%, скользящего среднего — 1,8%. Так что в марте—августе 2016 г. наименьшие расхождения между ожидаемыми и истинными значениями показателя демонстрируют наивные сезонные прогнозы.

По качественным характеристикам прогнозы ИЭП *индекса реальной заработной платы* уступают только наивным прогнозам, однако на основании теста знаков гипотеза о несущественности различий не отвергается, так что преимущества наивных прогнозов незначимы.

К концу рассматриваемого периода средние по месяцам ошибки всех прогнозов индекса реальной заработной платы демонстрируют увеличение, вызванное существенным ростом расхождений между ожидаемыми и истинными значениями показателя весной 2016 г. В марте-августе 2016 г. средняя абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов составляет в среднем 5,3%. В случае альтернативных методов прогнозирования расхождения между ожидаемыми и истинными значениями показателя в этот период составляют: 6,3% – для наивных прогнозов, 9,1% – для наивных сезонных прогнозов, 7,9% – для прогнозов, полученных на основе скользящего среднего. Так что в последние полгода лучшие качественные характеристики демонстрируют прогнозы ИЭП.

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования *стоимости минимального на-бора продуктов питания* составляет 6,1%. Несмотря на достаточно высокий уровень расхождений между ожидаемыми и истинными значениями показателя, прогнозы ИЭП стоимости минимального набора продуктов питания значимо превосходят по качественным характеристикам все альтернативные методы.

В последние полгода рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов стоимости минимального набора продуктов питания демонстрирует снижение до уровня 4,2%. Однако в последние 6 месяцев ARIMA-прогнозы уступают по качеству всем альтернативным методам. Средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в марте—августе 2016 г. составляет 3,8%, наивных сезонных прогнозов — 2,3%, скользящего среднего — 2,8%. Так что наименьшие расхождения между ожидаемыми и истинными значениями показателя демонстрируют наивные сезонные прогнозы.

Розничный товарооборот

В соответствии с оценками качественных характеристик средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования *объема розничного товарооборота* составляет 4,2%. Прогнозы ИЭП данного показателя существенно значимо превосходят по качеству альтернативные методы.

Оценки, полученные по месяцам, свидетельствуют об улучшении качественных характеристик прогнозов ИЭП объема розничного товарооборота в последние полгода рассматриваемого периода. Среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов данного показателя в марте—августе 2016 г. составляет 2,8%. Но в эти полгода прогнозы ИЭП уступают по качеству наивным сезонным прогнозам, расхождения которых с истинными значениями показателя составляют 1,3%.

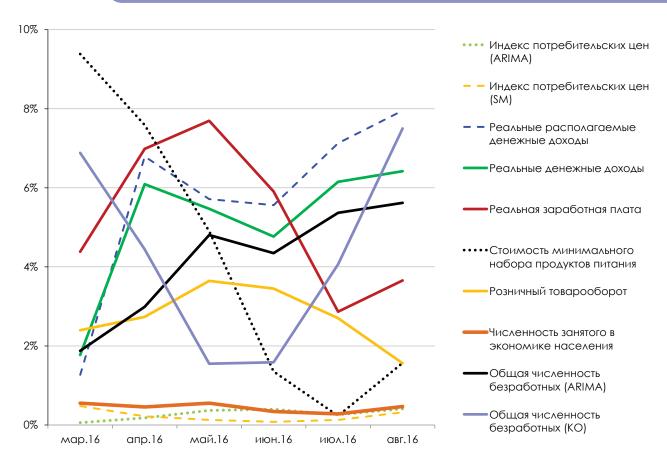


Рис. 1. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов в марте-августе 2016 г.

Показатели численности занятого в экономике населения и общей численности безработных

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования *численности занятого в экономике населения* составляет 0,8%. В рассматриваемом периоде прогнозы ИЭП для данного показателя демонстрируют значимо лучшие качественные характеристики в сравнении с альтернативными методами прогнозирования.

К концу рассматриваемого периода динамика средних по месяцам ошибок прогнозирования численности занятого в экономике населения демонстрирует уменьшение. В марте—августе 2016 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов данного показателя снизилась до уровня 0,4%. И в эти 6 месяцев прогнозы ИЭП не уступают по качеству альтернативным методам: средняя за полгода абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов численности занятых составляет 1,4%, наивных сезонных прогнозов — 0,6%, скользящего среднего — 0,8%.

Существенно хуже качество ARIMA—прогнозов *общей численности безработных*, для которых абсолютная процентная ошибка прогнозирования составляет 8,7%. Несмотря на это прогноз ИЭП значимо лучше всех альтернативных прогнозов.

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования численности безработных на основе конъюнктурных опросов ниже и составляет 7,21%. По качественным характеристикам КО-прогнозы ИЭП также не уступают простейшим прогнозам. Результаты теста знаков свидетельствуют о значимых преимуществах КО-прогнозов в сравнении со всеми альтернативными методами прогнозирования, в том числе и над ARIMA-прогнозом (значение статистики составило -2,77).

В марте—августе 2016 г. среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозов ИЭП общей численности безработных снизились, составив для прогнозов на основе моделей временных рядов 4,2%, прогнозов на основе конъюнктурных опросов – 4,3%. Альтернативные

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП им. Гайдара.ру №11, 2016

методы в эти полгода также демонстрируют улучшение качественных характеристик: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов составляет 6,8%, наивных сезонных прогнозов -4,6%, скользящего среднего -5%. Так что в марте—августе 2016 г. ARIMA -прогнозы превосходят по качественным характеристикам все альтернативные методы.

В целом, можно говорить о том, что прогнозы ИЭП обладают хорошим качеством: у трех из десяти прогнозов МАРЕ не превышает 1%, у четырех – не превышает 5%, у остальных – не превышает 10%. За исключением трех показателей уровня жизни населения прогнозы ИЭП превосходят простейшие альтернативные методы прогнозирования по своему качеству, и в большинстве случаев эти различия оказываются значимыми. В последние полгода рассматриваемого интервала (март—август 2016 г.) качество прогнозов ИЭП ухудшается лишь для трех показателей.

ТЕСТИРОВАНИЕ НАЛИЧИЯ ЕДИНИЧНЫХ КОРНЕЙ В ПАНЕЛЬНЫХ ДАННЫХ ПРИ ОДНОРОДНОЙ АЛЬТЕРНАТИВЕ

А.Скроботов, н.с., РАНХиГС

1. Введение

В данной работе рассмотрены процедуры тестирования наличия единичного корня в данных при однородной альтернативе. Тестирование наличия единичного корня в панельных данных предназначено для увеличения мощности по сравнению с одномерными тестами на единичный корень. Гипотеза единичного корня для каждого временного ряда в панели может не отвергаться, но при объединении в панель гипотеза о том, что все временные ряды имеют единичный корень, может быть отвергнута в пользу альтернативы о том, что существует ненулевая доля стационарных временных рядов. Кроме этого, тестирование на панельный единичный корень может являться предварительным этапом для исследования коинтегарции в панелях. Последнее необходимо для исключения возможности наличия ложной регрессии, которая выражена даже сильнее, чем в случае одномерных временных рядов.

В работе мы акцентируем внимание на тестах на единичный корень в панелях против однородной альтернативы, поскольку такие тесты являются более мощными, чем тесты, построенные против неоднородной альтернативы, даже если в действительности альтернатива неоднородная (см. Westerlund and Breitung, 2013, Fact 2). Отметим, что мы не рассматриваем методы учета пространственной корреляции в панелях. Заинтересованный читатель может обратиться к обзору (Breitung and Pesaran, 2008).

2. Модель

Пусть временные ряды $\{y_{i0}, \dots, y_{iT}\}$ для кросс секционных субъектов $i=1,2,\dots,N$ порождаются для каждого \boldsymbol{i} простой авторегрессией первого порядка

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

где начальное значение y_{i0} является фиксированной константой, ошибки $arepsilon_{it}$ являются независимыми и одинаково распределенными (i.i.d.) по всем i и t с $E(\varepsilon_{it})=0$, $E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma_i^2<\infty$ $E(arepsilon_{it}^2)=\sigma_i^2<\infty$ и $E(arepsilon_{it}^4)<\infty$. Аналогично регрессии Дики-Фуллера, перепишем процесс как

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \tag{2}$$

где $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}, \phi_i = \rho_i - 1$. Нас интересует тестирование нулевой гипотезы

$$H_0: \phi_1 = \cdots \phi_N = 0, \tag{3}$$

т.е. гипотезы о том, что все временные ряды имеют единичный корень (являются независимыми случайными блужданиями), против однородной альтернативы (homogeneous alternative), H.:

$$H_1: \phi_1 = \dots = \phi_N \equiv \phi < 0, \tag{4}$$

Другими словами, при альтенативе авторегрессионный параметр одинаковый для всех кросс-секционных субъектов. Данная альтенатива была рассмотрена в (Levin, Lin and Chu, 2002) (далее LLC). Тест LLC основан на t-статистике для ϕ в регрессии пула

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + arepsilon_{it}$$
 или, используя матричные обозначения,

$$\Delta \mathbf{y}_i = \phi \mathbf{y}_{i,-1} + \varepsilon_i,$$

где
$$\Delta \mathbf{y}_i = [\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT}]', \mathbf{y}_{i,-1} = [y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,T-1}]'$$
 и $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}]'$.

На первом шаге оценивается σ_i^2 для каждого панельного временного ряда:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i M_i \Delta y_i}{\tau - 2},$$

где $\mathbf{M}_i = \mathbf{I}_T - \mathbf{X}_i (\mathbf{X}'_i \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}'_i$ и $\mathbf{X}_i = (\mathbf{y}_{i,-1})$. Тогда t-статистика для проверки гипотезы (3) принимает вид:

$$\tau_{\phi} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta y'_{i} y_{i,-1} / \hat{\sigma}_{i}^{2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} y'_{i,-1} y_{i,-1} / \hat{\sigma}_{i}^{2}}}.$$
 (5)

Как отмечается в (Breitung, 2000), в LLC предлагается дополнительно делить эту статистику на $\hat{\sigma}_{NT}$, общее (по всем N и T) стандартное отклонение остатков, но эти остатки уже скорректированы на свои стандартные отклонения, поэтому это стандартное отклонение можно опустить.

2.1. Асимптотика тестов на единичный корень в панельных данных

Рассмотрим получение предельного распределения для статистики LLC. Используя FCLT и CMT, можно показать, что при $T \to \infty$

$$\tau_{\phi} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta y'_{i} y_{i,-1} / \hat{\sigma}_{i}^{2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} y'_{i,-1} y_{i,-1} / \hat{\sigma}_{i}^{2}}} \Rightarrow_{T \to \infty} \frac{\sum_{i=1}^{N} \int_{0}^{1} W_{i}(r) dW_{i}(r)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} \int_{0}^{1} W_{i}(r)^{2} dr}} \equiv \zeta, \tag{6}$$

где $W_i(r)$, i=1,...,N – независимые Винеровские процессы. Применяя закон больших чисел, числитель (6) (деленный на N) сходится по вероятности к нулю, а знаменатель (деленный

на N) сходится к $\frac{1}{2}$. Поэтому t-статистика на основе регрессии пула (по центральной предельной теореме) имеет стандартное нормальное распределение. Отметим, что асимптотическая нормальность также имеет место, когда T, $N \to \infty$ одновременно, а не последовательно, сначала при $T \to \infty$, а затем при $N \to \infty$ (см. Phillips and Moon, 1999).

Для состоятельности тестовых статистик здесь предполагается, что доля стационарных временных рядов в панели сходится к фиксированной константе, т.е. $N_0/N \to \kappa$ при $N \to \infty$. Отвержение нулевой гипотезы в пользу *однородной* альтернативы (т.е. когда все временные ряды в панели являются стационарными) не обязательно говорит о том, что наличие единичного корня отвергается для всех i, а только о том, что гипотеза отвергается для доли $N_0 < N$, и тест не дает каких-либо рекомендаций о величине этой доли или о тех элементах панели, для которых гипотеза отвергается.

2.2. Наличие детерминированной компоненты

Рассмотрим более общий случай с наличием детерминированной компоненты. Рассмотрим два стандартных случая,

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
, Модель 1 (7)

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
, Модель 2 (8)

где уравнение (7) соответствует случаю индивидуально-специфических констант (фиксированных эффектов), а (8) соответствует случаю индивидуально-специфических трендов ("случайных трендов", incidental trends в терминологии (Moon and Phillips, 1999).

Для простоты рассмотрим Случай 1 с фиксированными эффектами. Тест LLC основан на t-статистике для ϕ в регрессии с фиксированными эффектами

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$
 или, используя матричные обозначения,

$$\begin{split} \Delta \mathbf{y}_i &= \mathbf{1}\alpha_i + \phi \mathbf{y}_{i,-1} + \varepsilon_i, \\ \text{где } \Delta \mathbf{y}_i &= [\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT}]', \mathbf{y}_{i,-1} = [y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,T-1}]', \varepsilon_i = [\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}]' \text{ и } \mathbf{1} = [1, \dots, 1]'. \end{split}$$

На первом шаге оценивается σ_i^2 для каждого временного ряда:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_{i} M_i \Delta y_i}{T - 2},$$

где $\mathbf{M}_i = \mathbf{I}_T^{T-2} - \mathbf{X}_i (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$ и $\mathbf{X}_i = (\mathbf{1}, \mathbf{y}_{i,-1})$. Тогда t-статистика для проверки гипотезы

$$\tau_{\phi} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta y'_{i} \mathbf{M}_{1} \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_{i}^{2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} \mathbf{y}'_{i,-1} \mathbf{M}_{1} \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_{i}^{2}}},$$
где $\mathbf{M}_{1} = \mathbf{I}_{T} - \mathbf{1} (\mathbf{1}'\mathbf{1})^{-1} \mathbf{1}'.$ (9)

Оценивание коэффициента ϕ эквивалентно оцениванию коэффициента ϕ в центрированной регрессии

$$\Delta ilde{y}_{it} = \phi ilde{y}_{i,t-1} + e_{it},$$
 $ilde{y}_{it} = y_{it} - T^{-1} \sum_{t=1}^{T} z_{t} y_{t}$. При нудевой гипотезе мы получи

где $\tilde{y}_{it} = y_{it} - T^{-1} \sum_{j=0}^{T} y_{i,j}$. При нулевой гипотезе мы получим

$$\lim_{T \to \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} e_{it} \tilde{y}_{i,t-1} = -\sigma_i^2 / 2,$$

$$\lim_{T\to\infty}\frac{1}{T}\sum_{t=1}^T\,\tilde{y}_{i,t-1}\tilde{y}'_{i,t-1}=\sigma_i^2/6,$$

так что $\sqrt{N}T(\hat{\phi}-1)+3\sqrt{N}\Rightarrow N(0,51/5)$, то есть $T(\hat{\phi}-1)\stackrel{p}{\to}-3$. Следовательно, оценка $\hat{\phi}$ является асимптотически смещенной, и t-статистика для проверки $\phi=0$ расходится к $-\infty$ при росте T и N (из-за коррелированности регрессора и ошибки). Это смещение называется смещением Никелла (Nickell bias), см. (Nickell, 1981).

Можно показать, что скорректированная на смещение статистика

$$Z_{LLC} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (\Delta \mathbf{y}'_{i} \mathbf{M}_{1} \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_{i}^{2} + \frac{1}{2} T)}{\sqrt{\frac{1}{2}} \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \mathbf{y}'_{i,-1} \mathbf{M}_{1} \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_{i}^{2}}} = \frac{\tau_{\phi}}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{-\frac{1}{2} T N}{\sqrt{\frac{1}{2}} \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \mathbf{y}'_{i,-1} \mathbf{M}_{1} \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_{i}^{2}}}$$
(10)

будет иметь стандартное нормальное предельное распределение. Отметим, что при $\mu_i \, = \, \mathbf{0}$ статистика Z_{LLC} совпадает с au_{ϕ} . Также следует заметить, что скорость сходимости для оценки $\hat{\phi}$ будет равна $T\sqrt{N}$ (то есть $T\sqrt{N}(\hat{\phi}-1)=O_p(1)$), т.е. сходимость происходит быстрее при $T\to\infty$ (суперсостоятельность), чем при $N \to \infty$. Также из скорости сходимости следует более высокая мощность панельных тестов, поскольку она увеличивается не только с ростом T, но и с ростом N.

Альтернативный способ исключить смещение при оценивании был рассмотрен в (Breitung and Meyer, 1994). Авторы в качестве оценки константы использовали начальное значение y_{i0} , так что регрессионная модель для Случая 1 (против однородной альтернативы H_1) принимает вид

$$\Delta y_{it} = \phi(y_{i,t-1} - y_{i0}) + \varepsilon_{it}. \tag{11}$$

При нулевой гипотезе величина $E[(y_{i,t-1}-y_{i0})\varepsilon_{it}]=0$, так что t-статистика для $m{\phi}$ в регрессии (11) не будет смещенной и будет иметь асимптотическое стандартное нормальное распределение. Полученный тест, являющийся t-статистикой в регрессии для преобразованных рядов, мы называем UB_{NT} .

В случае наличия линейного тренда, чтобы получить несмещенную тестовую статистику, имеющую стандартное нормальное распределение, в (Breitung, 2000) было предложено рассмотреть следующую регрессию:

$$\Delta y_{it}^* = \phi y_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^*,$$
 (12)
$$\Delta y_{it}^* = s_t \left[\Delta y_{it} - \frac{1}{T-t} (\Delta y_{it} + \dots + \Delta y_{iT}) \right],$$

$$s_t^2 = (T-t)/(T-t+1),$$

$$y_{i,t-1}^* = y_{i,t-1} - y_{i0} - \frac{t-1}{T} (y_{iT} - y_{i0}).$$

Это преобразование называется преобразованием Гельмерта (Helmert transformation). В данном преобразовании вычитание y_{i0} удаляет константу, а $(y_{iT}-y_{i0})/T=(\Delta y_{i0}+\cdots+\Delta y_{iT})/T$ является оценкой коэффициента при тренде. Смещения не возникает из-за ортогональности преобразованных регрессора и ошибки.

В (Westerlund, 2015) вместо обычного детрендирования рассматривались свойства рекурсивного детрендирования, допуская возможно нелинейную трендовую функцию (например, полиномиальный тренд). Кроме полиномиального тренда допускается также более сложная структура, такая как, например, гладкий сдвиг в уровнях на основе логистической функции или множественные сдвиги в трендах (см. Westerlund, 2014а). Более ранние работы, такие как (Shin et al., 2004) и (Sul, 2009), а также многие другие, акцентирующие внимание на различных подходах, изучали эффект рекурсивного детрендирования только на основе симуляций, в то время как в (Westerlund, 2015) более аккуратно анализируются асимптотические свойства рекурсивного детрендирования. Причина преимущества рекурсивного детрендирования, например, для обычных временных рядов, заключается в том, что обычное (по всей выборке) детрендирование нарушает мартингальное свойство данных, а рекурсивное его сохраняет, что приводит к менее смещенной оценке наибольшего авторегрессионного корня. Рекурсивное детрендирование можно проводить как для рядов в уровнях, так и в разностях (последнее приводит к большей мощности). Более конкретно статистику t-REC можно записать следующим образом:

$$t - REC = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=p+1}^{T} R_{i,t-1} r_{it} / \hat{\sigma}_{e,i}^{2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=p+1}^{T} R_{i,t-1}^{2} / \hat{\sigma}_{e,i}^{2}}},$$

$$\hat{\sigma}_{e,i}^{2} = \frac{\mathbf{r}_{i}' \mathbf{r}_{i}}{T},$$

$$r_{it} = y_{it} - \sum_{k=2}^{t} y_{ik} a_{kt},$$

$$a$$

$$a_{kt} = d_{k}' (\sum_{n=1}^{t} d_{n} d_{n}')^{-1} d_{t}$$

$$d_{t} = G\Delta D_{t},$$
(13)

где G является $p \times (p+1)$ — selection matrix, состоящая из нулей и единиц, чтобы не учитывать дифференцированную константу, которая становится вектором из нулевых элементов. Здесь p+1 является размерностью детерминированной компоненты. Переменная $R_{i,t-1}$ определяется как $R_{i,t-1} = \sum_{n=p+1}^{t} r_{in}$.

Статистика в модели пула на основе рекурсивно детрендированных рядов будет иметь асимптотическое нормальное распределение без дополнительной коррекции числителя на факторы, связанные со средним и дисперсией, как делается в других тестах. Однако, сравнивая локальную мощность с тестами (Breitung, 2000) и тестом t^+ в (Moon and Perron, 2008) в случае наличия трендов, Вестерлунд заключает, что асимптотическая локальная мощность теста, основанного на рекурсивном детрендировании, несколько ниже (хотя на конечных выборках выше, чем t^+). Более точно $t^+ \Rightarrow -0.053\,\mu_{c,2} + N(0,1),\, UB_{NT} \Rightarrow 0.068\,\mu_{c,2} + N(0,1)$ (используются правосторонние критические значения) и $t^ REC \Rightarrow -0.052\,\mu_{c,2} + N(0,1)$ и оптималь-

ный тест $V_{NT} \Rightarrow -0.075\,\mu_1 + N(0,1)$, так что 0.075 > 0.068 > 0.053 > 0.052. Напомним, что в случае отсутствия тренда $t^+ \Rightarrow -0.47\,\mu_{c,1} + N(0,1)$, $t - REC \Rightarrow -0.5\mu_{c,1} + N(0,1)$, а оптимальный тест $V_{NT} \Rightarrow -0.5\mu_{c,1} + N(0,1)$.

В (Westerlund, 2014b) анализируется GLS-детрендирование¹, однако только для случая фиксированных эффектов. Вестерлунд рассматривает два варианта GLS-детрендирования: в первом случае детрендирование производится после взятия первых разностей, а во втором случае — наоборот. В случае отдельного временного ряда порядок не играет роли. Автор заключает, что первый способ приводит не только к смещенной оценке, но и расходящейся, а при коррекции на среднее и дисперсию мощность сильно падает (рассматривались статистики (Мооп and Perron, 2008), $t^{\#}$ и t^{+}). В терминах локальной мощности рассматриваемые статистики также хуже $t^{\#}$ и t^{+} и даже не лучше, чем обычные GLS-статистики для каждого временного ряда. С другой стороны, если брать разность после детрендирования, то тест будет несмещенным и более мощным, чем $t^{\#}$ и t^{+} при OLS-детрендировании. В качестве объяснения данного феномена см. Remark 6 в (Westerlund, 2014b).

Обозначим соответствующий GLS-оператор как \overline{D} , и этот оператор применяется к y_{it} как $\overline{D}y_{it}=X_{it}-wy_{i1}-w(1-\bar{\rho})\sum_{k=2}^{T}\Delta_{\overline{\rho}}y_{ik}$, где $\Delta_{\overline{\rho}}y_{it}=y_{it}-\bar{\rho}y_{i,t-1}$ для $t\geq 2$, а параметр $\bar{\rho}=1+\frac{\bar{c}}{N^{\overline{k}_T}}$

теперь зависит не только от $\bar{c} \neq 0$, но и от $\bar{\kappa} \geq 0^2$ Пусть (Q)GLS-оценка максимального авторегрессионного корня равна

$$\hat{\phi}_{QGLS} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \bar{\mathcal{D}} y_{i,t-1} \Delta(\bar{\mathcal{D}} y_{it})}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} (\bar{\mathcal{D}} y_{i,t-1})^2},$$

а соответствующая ей t-статистика равна

$$t_{QGLS} = \delta_{QGLS} \frac{\widehat{\phi}_{QGLS}}{\widehat{\sigma}_{e}/\sqrt{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} (\overline{D}y_{i,t-1})^{2}}},$$

где $\delta_{QGLS}=\sqrt{3/4}$. Локальная мощность теста будет равна $\Phi\left(-\frac{\sqrt{3}\mu_{c,1}}{2\sqrt{2}}+Z_{\xi}\right)$. Асимптотические результаты не зависят от \bar{k} и \bar{c} и остаются теми же самыми, даже когда \bar{c}_i , $i=1,\dots,N$, не равны. Сравнивая с асимптотической огибающей мощности, которая задается как (см. Мооп et al., 2007)

$$\Phi\left(\frac{\sqrt{\mu_{c,2}}}{\sqrt{2}} + z_{\xi}\right) \ge \Phi\left(-\frac{\mu_{c,1}}{\sqrt{2}} + z_{\xi}\right)$$

с равенством при $c_1=\dots=c_N$, тест t_{QGLS} имеет непренебрежимую локальную мощность внутри той же самой сокращающейся окрестности , что и огибающая, но будет ниже, чем огибающая, поскольку $\sqrt{3}/2\sqrt{2}\approx 0.612<1/\sqrt{2}\approx 0.707$. Однако t_{QGLS} не лучше, чем статистики P_a и P_b , предложенные в (Bai and Ng, 2010), являющиеся оптимальными, как и статистика $UB_{NT}UB_{NT}$.

Для практической реализации Вестерлунд рекомендует использовать $\bar{\kappa}=0$ и $\bar{c}=-1$.

Подводя итог данного раздела, оптимальными тестами в случае наличия только фиксированных эффектов являются V_{NT} , UB_{NT} , P_a , P_b и t-REC, а тест LLC имеет несколько более низкую мощность. С другой стороны, при наличии трендов оптимальными тестами являются V_{NT} , P_a , P_b , затем идет UB_{NT} , а после статистика t^+ .

¹ Единственная предшествующая работа, которая исследовала эффект от GLS-детрендирования на основе симуляций, была работа (Lopez, 2009).

 $^{^{2}}$ Например, в [] выбиралось \overline{k} =k , а в [] $-\overline{k}$ =0 .

2.3. Наличие слабой зависимости ошибок

Как и в случае временных рядов, логично было бы предположить, что ошибки ε_{it} в (1) могут быть слабо зависимыми. Тогда, аналогично расширенному тесту Дики-Фуллера, можно аппроксимировать краткосрочную динамику добавлением запаздывающих разностей:

$$\Delta y_{it} = d_{it} + \phi_{i1} y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{i,p_i} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$
 где d_{it} – некоторая детерминированная компонента. (14)

В случае однородных альтернатив в LLC рекомендуется сначала очистить переменные от краткосрочной динамики, получая остатки e_{it} (v_{it}) от регрессии Δy_{it} (y_{it}) на $\Delta y_{i,t-j}$ j=1,... , p_i , и d_{it} . Затем общий параметр $oldsymbol{\phi}$ можно оценить по регрессии пула

$$(e_{it}/\hat{\sigma}_i) = \phi(v_{i,t-1}/\hat{\sigma}_i) + v_{it}, \tag{15}$$

где $\hat{\sigma}_i^2$ – оцененная дисперсия e_{it} . Однако регрессия на первом шаге не удаляет всю зави-

$$\lim_{T\to\infty} E\left[\frac{1}{T-p}\sum_{t=p+1}^T e_{it}v_{i,t-1}/\sigma_i^2\right] = \frac{\omega_i}{\sigma_i}\mu_\infty^*,$$

где ω_i^2 — долгосрочная дисперсия e_{it} . В LLC предлагается оценить ω_i^2 непараметрически, используя ряды в первых разностях:

$$\widehat{\omega}_{i}^{2} = \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^{T} \, \widehat{\Delta y}_{it}^{\, 2} + 2 \, \sum_{l=1}^{K} \, \left(\frac{K+1-l}{K+1} \right) \left(\sum_{t=l+1}^{T} \, \widehat{\Delta y}_{it} \, \widehat{\Delta y}_{i,t-l} \right) \right],$$

где $\overline{\Delta y}_{it} = \Delta y_{it} - T^{-1} \sum_{t=2}^{T} \Delta y_{it}$ – центрированный ряд разности, K – параметр усечения. Тогда статистика LLC в (10) принимает вид

$$Z_{LLC} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (\Delta \mathbf{y}'_i \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_i^2 - \mu_T^* T \widehat{\sigma}_i / \widehat{\omega}_i)}{\sigma_T^* \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \mathbf{y}'_{i,-1} \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_i^2}} = \frac{\tau_{\phi}}{\sigma_T^*} - \frac{\mu_T^* T}{\sigma_T^* \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \mathbf{y}'_{i,-1} \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \widehat{\sigma}_i^2}} \times \sum_{i=1}^{N} \frac{\widehat{\sigma}_i}{\widehat{\omega}_i}. \tag{16}$$

Снова отметим, что в контексте временных рядов данная оценка, основанная на первых разностях, не была бы состоятельной, поскольку при стационарной альтернативе сходится к нулю по вероятности. В панелях, однако, данная оценка улучшает мощность теста, поскольку корректирующая компонента пропадает и статистика стремится $\kappa - \infty$.

Чтобы избежать непараметрического оценивания долгосрочной дисперсии, можно использовать подход (Breitung and Das, 2005). На первом шаге предлагается оценить регрессию Δy_{it} на детерминированную компоненту и лаги $\Delta y_{i,t-1},\dots,\Delta y_{i,t-p_i}$. При нулевой гипотезе очищенный от краткосрочной динамики ряд $\psi_i y_{it}$ является случайным блужданием с некоррелированными приращениями. Этот подход также можно использовать для модификации несмещенной статистики UB_{NT} , так что асимптотическая стандартная нормальность сохраняется.

В (Westerlund, 2009) указывается недостаток подхода LLC, который связан с тем, что скорость,при которой оценка долгосрочной дисперсии $\widehat{\omega}_i$ сходится к нулю при альтернативе, очень низка, если параметр ширины окна не слишком велик. Таким образом, как показано автором на симуляциях, большинство методов для выбора ширины окна не являются адекватными. Все это приводит к сдвигу распределения вправо на конечных выборках, что приводит к потере мощности. В (Westerlund and Blomquist, 2013) предлагается подход, похожий на (Breitung and Das, 2005), который основан на следующей регрессии:

$$\Delta y_{it} = d_t + \phi_i y_{i,t-1}^* + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{i,p_i} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

где $y_{i,t-1}^* = (\hat{\sigma}_i/\hat{\omega}_i)y_{t,i-1}$, где долгосрочная дисперсия ω_i оценивается параметрически на основе авторегрессионного представления. В этом случае, при использовании скорректированного запаздывания объясняющей переменной $y_{i,t-1}^*$, статистика LLC корректируется аналогично случаю отсутствия краткосрочной динамики.

Отметим, что статистика, основанная на рекурсивном детрендировании, t-REC, предложенная в (Westerlund, 2015), не требует коррекции статистики на смещение, и требует простой очистки переменных от серийной корреляции после выполнения рекурсивного детрендирования.

GLS-теста $t_{\it QGLS}$, предложенный в (Westerlund, 2014b), хотя и не является смещенным из-за наличия детерминированной компоненты, он будет смещенным из-за серийной корреляции. Пусть

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \, \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2, \ \widehat{\omega}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \, \widehat{\omega}_{\varepsilon i}^2, \ \hat{\lambda}_{\varepsilon} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \, \hat{\lambda}_{\varepsilon i}, \ \hat{\phi}_{\varepsilon}^4 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \, \widehat{\omega}_{\varepsilon i}^4,$$

где $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2$, $\hat{\omega}_{\varepsilon i}^2$ и $\hat{\lambda}_{\varepsilon i} = (\hat{\omega}_{\varepsilon i}^2 - \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2)/2$ – оценки дисперсии, долгосрочной дисперсии и односторонней долгосрочной дисперсии процесса ε_{it} . Тогда скорректированная статистика будет иметь вид

$$\hat{\phi}_{QGLS}^* = \hat{\phi}_{QGLS} + \frac{NT\hat{\lambda}_{\varepsilon}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} (\bar{D}y_{i,t-1})^2},$$
(17)

и соответствующая t-статистика задается как

$$t_{QGLS}^* = \delta_{QGLS}^* \frac{\widehat{\phi}_{QGLS}}{\widehat{\omega}_{\varepsilon} / \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\overline{D}y_{i,t-1})^2}},$$
(18)

где
$$\delta_{QGLS}^* = \sqrt{3\widehat{\omega}_{arepsilon}^4/4\widehat{\phi}_{arepsilon}^4}$$

Литература

Bai, J. and Ng, S. (2010). Panel unit root tests with cross-section dependence: a further investigation. *Econometric Theory*, **26**, 1088–1114.

Breitung, J. and Das, S. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *Statistica Neerlandica*, **59**, 414–433.

Breitung, J. and Meyer, W. (1994). Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated? *Applied Economics*, **26**, 353–361.

Breitung, J. and Pesaran, M.H. (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels in L. Mátyás and P. Sevestre (eds.). The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice, Third Edition, Springer Publishers, Ch. 9, 279–322.

Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data in B. Baltagi, T. B. Fomby, and R. C. Hill (eds.). *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, **15**, JAI Press, Amsterdam, 161–178.

Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. Journal of International Money and Finance, 20, 249–272.

Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. Journal of Econometrics, **108**, 1–24.

Lopez, C. (2009). A Panel Unit Root Test with Good Power in Small Samples. *Econometric Reviews*, 28, 295–313.

Moon, H.R., Perron, B., and Phillips, P.C.B. (2007). Incidental Trends and the Power of Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, **141**, 416–459.

Moon, H.R. and Perron, B. (2008). Asymptotic local power of pooled *t*-ratio tests for unit roots in panels with fixed effects. *Econometrics Journal*, **11**, 80–104.

Moon, H.R. and Phillips, P.C.B. (1999). Maximum likelihood estimation in panels with incidental trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**, 771–748.

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. Econometrica, 49, 1417-1426.

Phillips, P.C.B. and Moon, H.R. (1999). Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data. *Econometrica*, **67**, 1057–1111.

Shin, D. W., Kang, S., and Oh, M.-S. (2004). Recursive mean adjustment for panel unit root tests. *Economics Letters*, **84**, 433–439.

Sul, D. (2009). Panel unit root tests under cross section dependence with recursive mean adjustment. *Economics Letters*, **105**, 123–126.

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП им. Гайдара.ру №11, 2016

- Westerlund, J. and Blomquist, J. (2013). A Modified LLC Panel Unit Root Test of the PPP Hypothesis. Empirical Economics, 44, 833–860.
- Westerlund, J. and Breitung, J. (2013). Lessons From a Decade of IPS and LLC. *Econometric Reviews*, **32**, 547–591.
- Westerlund, J. (2009). A note on the use of the LLC panel unit root test. *Empirical Economics*, **37**, 517–531. Westerlund, J. (2014 a). An IV test for a unit root in generally trending and correlated panels. Unpublished Manuskript
- Westerlund, J. (2014 b). GLS Demeaning in Panel Unit Root Testing. Unpublished Manuskript.
- Westerlund, J. (2015). The effect of recursive detrending on panel unit root tests. *Journal of Econometrics*, **185**, 453–467.

«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, ведущий научный сотрудник ИПЭИ РАНХиГС, М.В. Казакова, зам. зав. международной лабораторией изучения бюджетной устойчивости, А.Ю. Кнобель, зав. лабораторией международной торговли

Выпускающий редактор – Е.Ю. Лопатина, руководитель Пресс-службы Корректор – К.Ю. Мезенцева, РИО

Адрес редакции: 125993, г. Москва, Газетный пер., д. 3-5, стр. 1 Тел.: (495)629–6736 E-mail: info@iep.ru