

НАУЧНЫЙ ВЕСТНИК ИЭП им. ГАЙДАРА.РУ

01/13

МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ
СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

**М. Турунцева, Е. Астафьева, М. Баева, А. Божечкова,
А. Бузаев, Т. Киблицкая, Ю. Пономарев, А. Скроботов** 2

МОНИТОРИНГ ФИНАНСОВОЙ СТАБИЛЬНОСТИ В РФ
(ПО ДАННЫМ НА 1 ФЕВРАЛЯ 2013 Г.)

П. Трунин 34

РАЦИОНАЛЬНОСТЬ ПРОГНОЗОВ: ОПРЕДЕЛЕНИЯ
И МЕТОДЫ ТЕСТИРОВАНИЯ

В. Петренко 36

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ
НЕКОТОРЫХ РОССИЙСКИХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Е. Астафьева, М. Турунцева 43



МОДЕЛЬНЫЕ РАСЧЕТЫ КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РФ

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

В данном бюллетене представлены расчеты значений различных экономических показателей Российской Федерации в феврале–июле 2013 г., построенные на основе моделей временных рядов, разработанных в результате исследований, проводимых в течение последних нескольких лет в ИЭП имени Е.Т. Гайдара¹. Используемый метод прогнозирования относится к группе *формальных* или *статистических* методов. Иными словами, полученные значения не являются выражением *мнения* или *экспертной оценки* исследователя, а представляют собой расчеты будущих значений конкретного экономического показателя, выполненные на основе формальных моделей временных рядов ARIMA (p, d, q) с учетом существующего тренда и, в некоторых случаях, его значимых изменений. Представляемые прогнозы имеют инерционный характер, поскольку соответствующие модели учитывают динамику данных до момента построения прогноза и особенно сильно зависят от тенденций, характерных для временного ряда в период непосредственно предшествующий интервалу времени, для которого строится прогноз. Данные оценки будущих значений экономических показателей Российской Федерации могут быть использованы для поддержки принятия решений, касающихся экономической политики, при условии, что общие тенденции, наблюдаемые до момента, в который строится прогноз для каждого конкретного показателя, не изменятся, т.е. в будущем не произойдет серьезных шоков или изменения сложившихся долгосрочных тенденций.

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

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

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 информа-

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.

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

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

Все расчеты проводились с использованием эконометрического пакета Eviews.

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

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

ПРОМЫШЛЕННОЕ ПРОИЗВОДСТВО И РОЗНИЧНЫЙ ТОВАРООБОРОТ

Промышленное производство

Для построения прогноза на февраль–июль 2013 г. были использованы ряды месячных данных индексов промышленного производства Федеральной службы государственной статистики (Росстата) с января 2002 г. по ноябрь 2012 г. и ряды базисных индексов промышленного производства Научно-исследовательского университета Высшей школы экономики (НИУ ВШЭ)¹ за период с января 1999 г. по декабрь 2012 г. (значение января 1995 г. принято за 100%). Прогнозные значения рассматриваемых рядов рассчитывались на основе моделей класса ARIMA. Прогнозные значения индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ рассчитываются, кроме того, с использованием результатов конъюнктурных опросов (КО). Полученные результаты представлены в табл. 1.

Как видно из табл. 1, средний² прирост индекса промышленного производства НИУ ВШЭ в феврале–июле 2013 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года по промышленности в целом составляет 2,4%. Для индекса промышленного производства Росстата данный показатель составляет 2,8%.

Среднемесячные значения индекса промышленного производства в добыче полезных ископаемых Росстата и НИУ ВШЭ в феврале–июле 2013 г. составляют соответственно 1,4% и 1,1%. В производстве кокса и нефтепродуктов средний рост прогнозируется на уровне 5,7% и 4,7% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

Средний прирост индекса промышленного производства в обрабатывающей промышленности НИУ ВШЭ в феврале–июле 2013 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет 3,9%, индекса Росстата – 3,5%. Среднемесячные значения индекса промышленного производства в производстве пищевых продуктов Росстата и НИУ ВШЭ составляют соответственно 4,3% и 4,0%. Среднемесячные значения индексов промышленного производства Росстата и НИУ ВШЭ для металлургического производства и производства готовых металлических изделий в феврале–июле 2013 г. составляют 1,2% и 1,0% соответственно. В производстве машин и оборудования средний рост прогнозируется на уровне 1,4% и (-0,9)% для индексов Росстата и НИУ ВШЭ соответственно.

Средний прирост индекса промышленного производства в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата в феврале–июле 2013 г. по сравнению с аналогичным периодом предыдущего года составляет 1,4%; аналогичный показатель для индекса НИУ ВШЭ – 1,2%.

Розничный товарооборот

В данном разделе (см. табл. 2) представлены прогнозы месячных объемов розничного товарооборота, построенные на основе месячных данных Росстата за период с января 1999 г. по ноябрь 2012 г.

Как следует из результатов, представленных в табл. 2, средний прогнозируемый прирост объемов месячного товарооборота в период с февраля по июль 2013 г. по отношению к соответствующему периоду 2012 г. составляет около 13,4%.

Средний прогнозируемый прирост месячного реального товарооборота в период с февраля по июль 2013 г. по отношению к соответствующему периоду 2012 г. составляет 5,3%.

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

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

Таблица 1
РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ИНДЕКСОВ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА¹, (%)

	Индекс промышленного производства				ИПП в добыче полезных ископаемых		ИПП в обрабатывающих производствах		ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды		ИПП в производстве пищевых продуктов		ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов		ИПП в металлургии и производстве готовых металлических изделий		ИПП в производстве машин и оборудования	
	Ростат		НИУ ВШЭ		Ростат	НИУ ВШЭ	Ростат	НИУ ВШЭ	Ростат	НИУ ВШЭ	Ростат	НИУ ВШЭ	Ростат	НИУ ВШЭ	Ростат	НИУ ВШЭ		
	ARIMA	КО	ARIMA	КО														
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предшествующего года																		
Февраль 13	2,6	1,8	1,6	1,8	-1,2	-1,0	5,0	1,6	-5,2	-4,7	3,3	1,0	9,7	2,7	-2,1	0,0	-10,2	-2,0
Март 13	4,2	1,9	2,7	1,8	0,8	0,8	7,3	3,8	-1,5	0,0	3,8	3,3	5,2	4,9	1,9	0,3	-5,6	-4,3
Апрель 13	5,8	1,7	3,6	1,9	1,8	1,4	5,0	4,0	1,3	4,3	4,6	4,7	9,2	5,5	3,7	0,9	6,5	-0,5
Май 13	3,1	1,7	3,9	1,5	2,8	2,0	0,6	4,3	3,8	4,2	4,5	4,3	5,6	7,7	0,1	0,3	3,8	0,3
Июнь 13	4,4	1,8	3,7	1,7	3,1	1,8	2,0	4,7	5,2	2,6	3,6	3,6	2,6	2,7	2,8	2,2	14,7	6,8
Июль 13	2,8	2,0	3,9	1,7	1,4	1,5	0,9	5,1	4,5	1,0	6,3	7,0	1,9	4,8	0,5	2,3	-0,6	-6,0
Справочно: фактический прирост 2011/2012 гг. к соответствующему месяцу 2011 г.																		
Февраль 12	6,5		5,8		3,7	5,2	6,3	6,2	6,7	5,4	7,9	9,1	5,4	6,3	6,1	1,3	14,6	13,6
Март 12	2,0		1,5		0,8	1,4	2,4	1,7	1,3	0,6	5,2	5,1	0,6	0,7	3,2	-1,9	2,8	6,1
Апрель 12	1,3		1,4		1,2	0,8	3,6	2,5	-0,6	-4,1	4,5	3,4	3,5	0,0	5,0	2,3	-4,8	-2,8
Май 12	3,7		1,9		-0,3	-0,3	7,0	3,4	1,2	-1,7	6,4	4,9	1,0	-4,0	12,2	3,2	-7,7	8,6
Июнь 12	1,9		1,1		0,2	-0,1	3,4	1,9	2,1	-1,7	8,1	7,1	2,0	-0,7	4,2	-0,7	-19,7	-17,1
Июль 12	3,4		2,1		0,9	0,5	5,0	3,3	0,8	-1,2	4,0	3,6	1,7	-1,6	6,2	-2,1	-5,4	7,5

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

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

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

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели		
	Розничный товарооборот, млрд руб. (в скобках – прирост к соответствующему месяцу предыдущего года, %)	Реальный розничный товарооборот (в % к соответствующему периоду предшествующего года)
Фев. 2013	1701,5 (12,2)	105,1
Мар. 2013	1846,4 (13,1)	105,1
Апр. 2013	1868,6 (13,6)	105,3
Май 2013	1941,1 (13,8)	105,4
Июн. 2013	1983,5 (13,7)	105,2
Июл. 2013	2043,2 (14,2)	105,6
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2012 г.		
Фев. 2012	1516,5	107,9
Мар. 2012	1632,6	107,4
Апр. 2012	1645,5	106,8
Май 2012	1706,0	107,1
Июн. 2012	1744,1	107,1
Июл. 2012	1788,4	105,5

Примечание. Ряды розничного товарооборота и реального розничного товарооборота на интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 г.

Таблица 3
РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ
ОБЪЕМА ИНВЕСТИЦИЙ В ОСНОВНОЙ КАПИТАЛ И
РЕАЛЬНЫХ ИНВЕСТИЦИЙ В ОСНОВНОЙ КАПИТАЛ

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели		
	Инвестиции в основной капитал, млрд руб. (в скобках – прирост к соответствующему месяцу предыдущего года, %)	Реальные инвестиции в основной капитал (в % к соответствующему периоду предшествующего года)
Фев. 2013	617,2 (7,7)	103,0
Мар. 2013	753,1 (12,3)	104,4
Апр. 2013	744,3 (8,8)	107,1
Май 2013	980,7 (7,5)	106,1
Июн. 2013	1131,9 (7,3)	105,2
Июл. 2013	994,1 (2,7)	103,9
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2012 г.		
Фев. 2012	573,3	116,2
Мар. 2012	670,9	117,0
Апр. 2012	684,4	108,1
Май 2012	912,3	113,4
Июн. 2012	1055	108,8
Июл. 2012	968	112,1

Примечание. Ряды инвестиций в основной капитал на интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 г. являются рядами типа DS.

ИНВЕСТИЦИИ В ОСНОВНОЙ КАПИТАЛ

В табл. 3 представлены результаты расчетов прогнозируемых значений инвестиций в основной капитал в феврале–июле 2013 г. Прогнозы строились на основе моделей временных рядов по данным Росстата за период с января 1999 г. по ноябрь 2012 г.

Результаты, представленные в табл. 3, показывают, что средний прогнозируемый прирост инвестиций в период с февраля по июль 2013 г. по отношению к соответствующему периоду 2012 г. составляет около 7,7%.

Средний прогнозируемый прирост реальных инвестиций в период с февраля по июль 2013 г. по отношению к соответствующему периоду 2012 г. составляет 5,0%.

ВНЕШНЕТОРГОВЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Модельные расчеты прогнозных значений объемов экспорта, импорта 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 ноябрь 2012 г. по данным ЦБ РФ¹. Результаты расчетов представлены в табл. 4.

Средний прогнозируемый прирост экспорта, импорта, экспорта вне СНГ и импорта из стран вне СНГ за февраль–июль 2013 г. по отношению к аналогичному периоду 2012 г. составит 6,3%, 9,9%, 8,2% и 8,7% соответственно. Средний прогнозируемый объем сальдо торгового баланса со всеми странами за февраль–июль 2013 г. составит 100,0 млрд долл. США, что соответствует увеличению на 0,5% по отношению к аналогичному периоду 2012 г.

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

Таблица 4

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ОБЪЕМОВ ВНЕШНЕТОРГОВОГО ОБОРОТА СО СТРАНАМИ ВНЕ СНГ

Месяц	Экспорт, всего				Импорт, всего				Экспорт в страны вне СНГ				Импорт из стран вне СНГ			
	прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соот- ветствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соот- ветствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соот- ветствующий месяц предшествующего года		прогнозные значения (млрд долл. в мес.)		в % от фактических данных за соот- ветствующий месяц предшествующего года	
	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Февраль 2013	46,2	43,7	102	97	26,5	26,8	106	108	39,0	41,6	103	110	26,7	24,8	125	116
Март 2013	45,5	47,5	97	101	31,4	30,2	109	105	37,9	42,8	96	108	26,1	24,0	107	98
Апрель 2013	48,7	48,2	108	107	32,8	29,5	122	110	38,5	41,2	101	108	26,8	25,2	117	110
Май 2013	47,4	46,1	104	101	32,5	28,7	115	102	39,2	41,4	100	106	27,0	24,7	111	102
Июнь 2013	46,9	47,4	115	116	31,0	31,5	115	117	39,0	40,8	114	120	26,3	25,4	113	109
Июль 2013	47,2	48,8	114	118	31,7	31,0	107	104	40,2	41,3	117	120	26,9	25,0	104	97
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2012 г. (млрд долл.)																
Февраль 2012	45,2				24,9		37,8				21,3					
Март 2012	46,8				28,7		39,7				24,4					
Апрель 2012	45,1				26,9		38,2				22,9					
Май 2012	45,7				28,2		39,0				24,3					
Июнь 2012	40,9				27,0		34,1				23,3					
Июль 2012	41,3				29,7		34,4				25,9					

Примечание. На интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 г. ряды экспорта, импорта, экспорта в страны вне СНГ и импорта из стран вне СНГ идентифицированы как ряды стационарные в первых разностях. Во всех случаях в спецификацию моделей были включены сезонные компоненты.

ДИНАМИКА ЦЕН

Индекс потребительских цен и индексы цен производителей

В данном разделе представлены расчеты прогнозных значений индекса потребительских цен и индексов цен производителей (как в целом по промышленности, так и по некоторым ее видам деятельности по классификации ОКВЭД), полученные на основе моделей временных рядов, оцененных по данным Росстата на интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 г.¹. В табл. 5 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в феврале–июле 2013 г. по ARIMA-моделям, структурным моделям (SM) и моделям, построенным с использованием конъюнктурных опросов (КО).

Таблица 5

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ИНДЕКСОВ ЦЕН

Месяц	Индекс потребительских цен (ARIMA)	Индекс потребительских цен (SM)	Индексы цен производителей:													
			ИЦП промышленных товаров (ARIMA)	ИЦП промышленных товаров (КО)	добыча полезных ископаемых	обрабатывающие производства	производство электроэнергии, газа и воды	производство пищевых продуктов	текстильное и швейное производство	обработка древесины и производство изделий из дерева	целлюлозно-бумажное производство	производство кокса, нефтепродуктов	химическое производство	металлургическое производство и производство готовых металлических изделий	производство машин и оборудования	производство транспортных средств и оборудования
Прогнозные значения (в % к предыдущему месяцу)																
фев.13	100,7	100,5	101,5	102,1	101,4	100,7	106,3	100,3	100,4	100,9	100,3	100,6	100,4	98,5	100,8	100,2
мар.13	100,4	100,3	100,1	101,3	100,8	100,4	101,7	100,6	100,4	100,5	100,4	102,5	101,5	99,2	100,3	100,5
апр.13	100,6	100,3	99,6	100,8	100,8	101,1	99,7	100,5	100,7	100,2	100,4	102,2	102,1	101,5	100,2	100,3
май.13	100,7	100,2	100,5	98,0	101,0	100,5	99,8	100,6	100,8	100,4	100,6	101,8	99,8	103,5	100,4	100,3
июн.13	100,7	100,1	101,3	99,6	100,4	100,6	100,0	101,2	100,5	100,4	100,4	101,6	100,3	102,7	100,3	100,0
июл.13	100,7	100,2	100,7	98,9	103,0	100,5	99,5	101,6	100,7	100,3	100,4	101,9	100,8	102,0	100,2	100,9
Прогнозные значения (в % к декабрю 2012 г.)																
фев.13	102,3	101,1	102,6	102,7	106,8	100,8	109,5	100,6	101,0	101,0	100,7	102,1	100,9	98,2	101,8	101,7
мар.13	102,7	101,4	102,8	104,0	107,7	101,3	111,3	101,3	101,5	101,5	101,1	104,6	102,4	97,4	102,1	102,3
апр.13	103,4	101,7	102,3	104,8	108,6	102,4	110,9	101,7	102,1	101,7	101,5	106,9	104,6	98,8	102,3	102,6
май.13	104,1	101,9	102,8	102,7	109,7	102,9	110,7	102,4	103,0	102,1	102,2	108,8	104,4	102,3	102,7	102,9
июн.13	104,8	102,0	104,1	102,3	110,1	103,5	110,6	103,7	103,6	102,5	102,5	110,5	104,7	105,1	103,0	102,9
июл.13	105,5	102,2	104,8	101,2	113,4	104,1	110,1	105,3	104,3	102,9	103,0	112,7	105,5	107,2	103,2	103,8
Справочно: фактические значения за аналогичные периоды 2012 г. (в % к декабрю 2011 г.)																
фев.12	100,9		100,8		106,4	99,0	99,4	99,2	98,3	99,9	100,5	94,1	101,7	99,9	100,7	100,8
мар.12	101,5		102,9		114,7	99,3	99,9	99,7	98,8	100,3	100,3	94,7	101,7	99,4	101,7	101,5
апр.12	101,8		103,5		115,3	100,2	99,7	100,3	98,9	100,2	100,1	98,1	102,9	98,5	103,0	102,0
май.12	102,3		101,0		105,1	100,3	98,7	100,7	98,3	100,8	101,3	97,7	103,1	98,1	103,8	101,8
июн.12	103,2		100,1		101,3	100,6	97,7	101,3	98,8	101,4	100,7	96,5	103,5	99,5	103,6	102,4
июл.12	104,5		99,0		93,6	101,3	99,5	102,6	98,9	100,9	100,6	98,4	103,8	99,6	103,6	102,6

Примечание. На интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 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.

Прогнозируемый среднемесячный прирост индекса потребительских цен в феврале–июле 2013 г. составит 0,5%. Прирост цен производителей промышленных товаров за указанный период прогнозируется в среднем на уровне 0,4% в месяц.

¹ Структурные модели оценивались на интервале с октября 1998 г.

Для индексов цен производителей Росстата с февраля по июль 2013 г. прогнозируются следующие средние темпы роста в месяц: 1,2% – в добыче полезных ископаемых, 0,6% – в обрабатывающих производствах, 1,2% – в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды, 0,8% – в производстве пищевых продуктов, 0,6% – в текстильном и швейном производстве, 0,5% – в обработке древесины и производстве изделий из дерева, 0,4% – в целлюлозно-бумажном производстве, 1,8% – в производстве кокса и нефтепродуктов, 0,8 – в химическом производстве, 1,2% – в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий, 0,4% – в производстве машин и оборудования и 0,4% – в производстве транспортных средств и оборудования.

Динамика стоимости минимального набора продуктов питания

В данном разделе представлены результаты расчетов прогнозируемых значений стоимости минимального набора продуктов питания в феврале–июле 2013 г. Прогнозы строились на основе временных рядов по данным Росстата за период с января 2000 г. по ноябрь 2012 г. Результаты расчетов представлены в табл. 6.

Как видно из табл. 6, прогнозируется рост стоимости минимального набора продуктов питания по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. При этом средняя прогнозируемая стоимость минимального набора продуктов питания составляет 2666,6 руб. Прогнозируемый прирост стоимости минимального набора продуктов питания составляет в среднем около 5,4% по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года.

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 ноябрь 2012 г. В табл. 7 приведены результаты модельных расчетов прогнозных значений в феврале–июле 2013 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

ПРОГНОЗ СТОИМОСТИ МИНИМАЛЬНОГО НАБОРА ПРОДУКТОВ ПИТАНИЯ (НА ОДНОГО ЧЕЛОВЕКА В МЕСЯЦ)

Прогнозируемые значения по ARIMA-модели (руб.)	
Февраль 2013	2617,7
Март 2013	2636,5
Апрель 2013	2644,8
Май 2013	2662,0
Июнь 2013	2704,7
Июль 2013	2734,0
Справочно: фактические значения за аналогичные месяцы 2012 г. (млрд руб.)	
Февраль 2012	2456,0
Март 2012	2472,8
Апрель 2012	2482,9
Май 2012	2508,5
Июнь 2012	2602,8
Июль 2012	2658,4
Прогнозируемый прирост к соответствующему месяцу предыдущего года (%)	
Февраль 2013	6,6
Март 2013	6,6
Апрель 2013	6,5
Май 2013	6,1
Июнь 2013	3,9
Июль 2013	2,8

Примечание. Ряд стоимости минимального набора продуктов на интервале с января 2000 г. по ноябрь 2012 г. является стационарным в первых разностях.

1 В Бюллетене 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*).

Таблица 7

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 трубопроводный транспорт
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к предшествующему месяцу)			
Февраль 2013	101,1	100,0	99,0
Март 2013	101,2	100,0	104,1
Апрель 2013	101,2	100,0	105,1
Май 2013	101,2	100,0	100,0
Июнь 2013	101,2	100,0	99,3
Июль 2013	101,2	99,9	104,3
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к декабрю предыдущего года)			
Февраль 2013	107,3	101,9	99,3
Март 2013	108,5	101,9	103,4
Апрель 2013	109,8	101,9	108,7
Май 2013	111,1	101,9	108,7
Июнь 2013	112,4	101,8	108,0
Июль 2013	113,7	101,8	112,6
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2012 г. (в % к предыдущему месяцу)			
Февраль 2012	100,0	101,2	99,9
Март 2012	100,0	100,6	100,0
Апрель 2012	105,2	100,4	111,6
Май 2012	100,2	100,4	100,1
Июнь 2012	100,2	100,5	100,1
Июль 2013	105,8	99,9	112,4

Примечание. На интервале с сентября 1998 г. по ноябрь 2012 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 ноябрь 2012 г.; для всех рядов использовались фиктивные переменные для учета особо резких всплесков.

По результатам прогноза на февраль–июль 2013 г., среднемесячный рост сводного индекса транспортных тарифов на грузовые перевозки будет на уровне 1,2%.

По прогнозам на февраль–июль 2013 г. индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом практически не будет изменяться. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт будет расти в течение следующих шести месяцев со среднемесячным темпом 2%.

Динамика цен на некоторые виды сырья на мировом рынке

В данном разделе в табл. 8 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 феврале–июле 2013 г., полученные на основе нелинейных моделей временных рядов, оцененных по данным МВФ на интервале с января 1980 г. по декабрь 2012 г.

Средний прогнозируемый уровень цен на нефть составляет около 119,3 долл./барр., что выше соответствующих показателей прошлого года в среднем на 7,2%. Цены на алюминий прогнозируются на уровне около 2214 долл./т, а их среднее прогнозируемое повышение составляет приблизительно 9% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года. Прогноз цен на золото составляет около 1731 долл./унц. Средние прогнозируемые цены на медь составляют около 8206 долл./т, а на никель – около 19288 долл./т. Среднее прогнозируемое повышение цен на золото составляет около 6%, среднее повышение цен на медь – около 3%, среднее повышение цен на никель – 9% по сравнению с соответствующим уровнем прошлого года.

Таблица 8

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ ПРОГНОЗНЫХ ЗНАЧЕНИЙ ЦЕН НА ПРИРОДНЫЕ РЕСУРСЫ

Месяц	Нефть марки Brent (долл./ барр.)	Алюминий (долл./ т)	Золото (долл./ унц.)	Медь (долл./ т)	Никель (долл./ т)
Прогнозные значения по ARIMA-моделям					
Февраль 2013	116,48	2144	1705	8277	18862
Март 2013	118,17	2205	1716	8236	18880
Апрель 2013	119,01	2234	1726	8205	19237
Май 2013	119,30	2222	1738	8187	19347
Июнь 2013	120,70	2235	1748	8180	19567
Июль 2013	122,36	2244	1756	8149	19832
Приросты к соответствующему месяцу предыдущего года (%)					
Февраль 2013	-2,7	-2,9	-2,2	-1,9	-7,5
Март 2013	-5,4	0,9	2,4	-2,8	1,2
Апрель 2013	-1,3	9,1	4,7	-1,0	7,5
Май 2013	7,9	11,0	9,7	3,7	14,0
Июнь 2013	26,3	18,5	9,5	10,1	17,8
Июль 2013	18,6	19,6	10,2	7,4	23,0
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2012 г.					
Февраль 2012	119,70	2208	1743	8441	20394
Март 2012	124,93	2184	1675	8471	18661
Апрель 2012	120,59	2049	1649	8286	17893
Май 2012	110,52	2003	1585	7897	16968
Июнь 2012	95,59	1886	1596	7428	16604
Июль 2012	103,14	1876	1594	7584	16128

Примечание. Ряды цен на нефть, никель, золото, медь и алюминий на интервале с января 1980 г. по декабрь 2012 г. являются рядами типа DS.

ДЕНЕЖНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Будущие значения денежной базы (в узком определении – наличные деньги и ФОР) и денежного агрегата M_2 в феврале–июле 2013 г. получены на основе моделей временных рядов соответствующих показателей, рассчитываемых ЦБ РФ¹, на интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2012 г. В табл. 9 приводятся результаты расчетов прогнозных значений и фактические значения этих показателей за аналогичный период предшествующего года. Необходимо заметить, что в силу того, что денежная база является одним из инструментов политики ЦБ РФ, ее прогнозы на основе моделей временных рядов являются в достаточной степени условными, так как будущие значения данного показателя определяются в значительной степени не внутренними свойствами ряда, а решениями ЦБ РФ.

В феврале–июле 2013 г. денежная база будет расти со среднемесячным темпом 1,5% в месяц. Денежный показатель M_2 будет расти со среднемесячным темпом 1,3% на рассматриваемом интервале времени.

Таблица 9

ПРОГНОЗ ДЕНЕЖНОГО АГРЕГАТА M_2 И ДЕНЕЖНОЙ БАЗЫ

Период	Денежная база		M_2	
	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %
Февраль 2013	7678	-0,3	26038	1,3
Март 2013	7933	3,3	26364	1,3
Апрель 2013	7912	-0,3	26693	1,2

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

Таблица 9, окончание

Период	Денежная база		M ₂	
	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %	млрд руб.	прирост к предыдущему месяцу, %
Май 2013	8169	3,2	27026	1,2
Июнь 2013	8154	-0,2	27362	1,2
Июль 2013	8154	-0,2	27177	1,2
Справочно: фактические значения за соответствующие месяцы 2012 г. (прирост к предыдущему месяцу, %)				
Февраль 2012		1,3		0,7
Март 2012		-1,4		0,8
Апрель 2012		2,8		0,8
Май 2012		0,5		0,8
Июнь 2012		2,1		1,3
Июль 2013		1,0		-0,5

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2012 г. все временные ряды денежных показателей были отнесены к классу рядов, являющихся стационарными в первых разностях, с выраженной сезонной компонентой.

МЕЖДУНАРОДНЫЕ РЕЗЕРВЫ

В данном разделе представлены результаты статистической оценки будущих значений международных резервов РФ¹, полученные исходя из оценки модели временного ряда золотовалютных резервов, по данным ЦБ РФ, на интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2012 г. Данный показатель прогнозируется без учета сокращения резервов за счет погашения внешнего долга, в силу чего значения объемов международных резервов для месяцев, в которые производятся выплаты по внешнему долгу, могут оказаться завышенными (либо, в противном случае, заниженными) по сравнению с фактическими.

По результатам прогноза, в феврале–июле 2013 г. международные резервы будут расти со среднемесячным темпом 1,5%.

Таблица 10

ПРОГНОЗ МЕЖДУНАРОДНЫХ (ЗОЛОТОВАЛЮТНЫХ) РЕЗЕРВОВ

Период	Прогнозные значения по ARIMA-моделям	
	млрд долл. США	прирост к предыдущему месяцу, %
Февраль 2013	560,7	2,7
Март 2013	572,3	2,1
Апрель 2013	575,6	0,6
Май 2013	579,0	0,6
Июнь 2013	587,4	1,4
Июль 2013	597,0	1,6
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2012 г.		
Февраль 2012	514,0	1,7
Март 2012	513,5	-0,1
Апрель 2012	524,4	2,1
Май 2012	510,4	-2,7
Июнь 2012	514,3	0,8
Июль 2012	510,5	-0,7

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2012 г. ряд международных резервов РФ был идентифицирован как стационарный в разностях ряд.

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

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 январь 2013 г. и за период с января 1999 г. по январь 2013 г.¹ соответственно.

Значение курса доллара США к рублю на рассматриваемом интервале времени прогнозируется в среднем по двум моделям равным 30 руб. 7 коп. за доллар США. Аналогичное значение для курса евро к доллару США составит 1,36 долл. США за один евро.

Таблица 11

ПРОГНОЗ КУРСОВ RUR/USD И USD/EUR

Период	Прогнозные значения курса RUR/USD (рублей за доллар США)		Прогнозные значения курса USD/EUR (долларов США за евро)	
	ARIMA	SM	ARIMA	SM
Февраль 2013	29,96	29,99	1,35	1,35
Март 2013	29,97	30,03	1,35	1,35
Апрель 2013	30,01	30,07	1,36	1,36
Май 2013	30,08	30,12	1,36	1,36
Июнь 2013	30,09	30,16	1,36	1,36
Июль 2013	30,10	30,20	1,36	1,36
Справочно: фактические значения за аналогичный период 2012 г.				
Февраль 2012	28,95		1,34	
Март 2012	29,33		1,34	
Апрель 2012	29,36		1,32	
Май 2012	32,45		1,24	
Июнь 2012	32,82		1,26	
Июль 2012	32,19		1,23	

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

ПОКАЗАТЕЛИ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

В данном разделе (см. табл. 12) 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 декабрь 2012 г. Данные показатели в некоторой степени зависят от централизованных решений о повышении заработной платы работникам бюджетной сферы, а также от решений о повышении пенсий, стипендий и пособий, что вносит некоторые изменения в динамику рассматриваемых показателей. Как следствие, будущие значения показателей реальной заработной платы и реальных располагаемых денежных доходов населения, рассчитанные на основе рядов, последние наблюдения которых существенно выше или ниже предыдущих из-за такого повышения, могут сильно отличаться от реализующихся на практике.

1 В Бюллетене использованы данные МВФ за период с января 1999 г. по ноябрь 2012 г. Данные за декабрь 2012 г. и январь 2013 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).

Результаты, представленные в *табл. 12*, показывают рост всех показателей уровня жизни населения по сравнению с уровнем соответствующего периода прошлого года. Так, ожидаемое среднее увеличение реальных располагаемых денежных доходов составит около 9,8%, рост реальных денежных доходов – порядка 9,1% по сравнению с соответствующим прошлогодним уровнем. Прогнозируется рост реальной заработной платы в размере 2,9% по сравнению с аналогичным периодом предшествующего года.

Таблица 12

ПРОГНОЗ ПОКАЗАТЕЛЕЙ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ

Период	Реальные располагаемые денежные доходы	Реальные денежные доходы	Реальная начисленная заработная плата
Прогнозные значения по ARIMA-моделям (в % к соответствующему месяцу 2011/2012 гг.)			
Февраль 2013	108,5	107,6	104,0
Март 2013	110,1	109,9	105,6
Апрель 2013	110,4	109,7	101,8
Май 2013	110,2	108,9	100,7
Июнь 2013	107,7	108,1	101,9
Июль 2013	111,7	110,1	103,5
Справочно: фактические значения за соответствующий период 2012 г. (в % к аналогичному периоду 2011 г.)			
Февраль 2012	101,9	103,1	112,1
Март 2012	102,1	102,6	109,0
Апрель 2012	101,1	102,1	111,1
Май 2012	104,9	106,5	112,4
Июнь 2012	106,4	106,3	110,2
Июль 2012	103,2	102,8	108,1

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 декабрь 2011 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 ноябрь 2012 г. по месячным данным Росстата¹. Показатель общей численности безработных рассчитывается также на основе моделей с использованием результатов конъюнктурных опросов².

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

Согласно прогнозам по моделям ARIMA (см. *табл. 13*), в феврале–июле 2013 г. рост численности занятых в экономике в среднем составит 1,0% в месяц по отношению к соответствующему периоду предыдущего года.

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

2 Модель оценена на интервале с января 1999 г. по ноябрь 2012 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.

Среднее сокращение показателя общей численности безработных прогнозируется на уровне 7,4 в месяц по сравнению с аналогичным периодом прошлого года.

Таблица 13

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

Месяц	Численность занятого в экономике населения (ARIMA) млн чел.	Общая численность безработных (ARIMA) прирост к соответствующему месяцу 2011/2012 гг. (%)	Общая численность безработных (КО) млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2011/2012 гг. (%)	в (%) к показателю численности занятого в экономике населению	млн чел.	прирост к соответствующему месяцу 2011/2012 гг. (%)	в (%) к показателю численности занятого в экономике населению
Февраль 2013	70,8	1,3	4,6	-4,2	6,5	4,1	-14,0	5,8
Март 2013	70,9	1,6	4,5	-9,2	6,3	4,2	-14,5	5,9
Апрель 2013	71,5	0,8	4,2	-4,8	5,9	3,9	-10,5	5,5
Май 2013	72,5	0,5	4,0	-3,6	5,5	3,8	-5,5	5,2
Июнь 2013	72,7	0,7	3,9	-5,7	5,3	3,8	-7,3	5,2
Июль 2013	72,9	0,9	3,9	-4,9	5,3	3,9	-5,1	5,3
Справочно: фактические значения за аналогичные периоды 2012 г. (млн чел.)								
Февраль 2012	69,9		4,8					
Март 2012	69,8		4,9					
Апрель 2012	70,9		4,4					
Май 2012	72,1		4,1					
Июнь 2012	72,2		4,1					
Июль 2012	72,3		4,1					

Примечание. На интервале с октября 1998 г. по ноябрь 2012 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.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Сводная таблица модельных расчетов краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ

Показатель	октябрь 2012	ноябрь 2012	декабрь 2012	январь 2013	февраль 2013	март 2013	апрель 2013	май 2013	июнь 2013
ИПП Ростата (прирост, %)*	1,9	4,2	3,0	2,2	3,1	3,8	2,4	3,1	2,4
ИПП НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,9	-0,2	2,4	1,7	2,3	2,8	2,7	2,7	2,8
ИПП в добыче полезных ископаемых Ростата (прирост, %)*	0,3	0,6	0,1	-1,2	0,8	1,8	2,8	3,1	1,4
ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ (прирост, %)*	0,5	0,4	0,4	-1,0	0,8	1,4	2,0	1,8	1,5
ИПП в обрабатывающих производствах Ростата (прирост, %)*	4,0	5,6	5,6	5,0	7,3	5,0	0,6	2,0	0,9
ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,1	-2,1	1,6	1,6	3,8	4,0	4,3	4,7	5,1
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Ростата (прирост, %)*	-2,6	0,8	0,0	-5,2	-1,5	1,3	3,8	5,2	4,5
ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ (прирост, %)*	-5,1	8,4	1,4	-4,7	0,0	4,3	4,2	2,6	1,0
ИПП в производстве пищевых продуктов Ростата (прирост, %)*	4,2	4,5	4,4	3,3	3,8	4,6	4,5	3,6	6,3
ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,2	-0,2	2,0	1,0	3,3	4,7	4,3	3,6	7,0
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Ростата (прирост, %)*	4,1	4,3	4,7	9,7	5,2	9,2	5,6	2,6	1,9
ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (прирост, %)*	6,6	5,9	4,3	2,7	4,9	5,5	7,7	2,7	4,8
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Ростата (прирост, %)*	0,9	-5,3	-1,9	-2,1	1,9	3,7	0,1	2,8	0,5
ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ (прирост, %)*	2,1	-2,0	0,8	0,0	0,3	0,9	0,3	2,2	2,3
ИПП в производстве машин и оборудования Ростата (прирост, %)*	0,2	-5,1	-27,4	-10,2	-5,6	6,5	3,8	14,7	-0,6
ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ (прирост, %)*	1,0	-22,4	-11,2	-2,0	-4,3	-0,5	0,3	6,8	-6,0
Розничный товароборот, трлн руб.	1,89	2,3	1,71	1,7	1,85	1,87	1,94	1,98	2,04
Реальный розничный товароборот (прирост, %)*	4,4	4,3	4,5	5,1	5,1	5,3	5,4	5,2	5,6
Инвестиции в основной капитал, трлн руб.	1,28	2,33	0,4	0,62	0,75	0,74	0,98	1,13	0,99
Реальные инвестиции в основной капитал (прирост, %)*	1,2	-0,2	1,5	3,0	4,4	7,1	6,1	5,3	3,9
Экспорт (млрд долл.)	45,4	47,4	38,1	45,0	46,5	48,5	46,8	47,2	48,0
Экспорт в страны дал. зарубежья (млрд долл.)	38,9	43,0	35,3	40,3	40,4	39,9	40,3	39,9	40,8
Импорт (млрд долл.)	30,1	31,0	23,0	26,7	30,8	31,2	30,6	31,3	31,4
Импорт из стран дал. зарубежья (млрд долл.)	26,0	27,4	20,4	25,8	25,1	26,0	25,9	25,9	26,0
ИПЦ (прирост, %)**	0,3	0,5	1,1	0,6	0,4	0,5	0,5	0,4	0,5
ИПЦ промышленных товаров (прирост, %)**	-1,2	1,3	1,1	1,8	0,7	0,2	-0,8	0,5	-0,2
ИПЦ в добыче полезных ископаемых (прирост, %)**	-3,5	6,5	5,4	1,4	0,8	0,8	1,0	0,4	3,0
ИПЦ в обрабатывающих производствах (прирост, %)**	-0,4	-0,9	0,1	0,7	0,4	1,1	0,5	0,6	0,5
ИПЦ в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды (прирост, %)**	-0,5	-0,3	3,0	6,3	1,7	-0,3	-0,2	0,0	-0,5

Показатель	октябрь 2012	ноябрь 2012	декабрь 2012	январь 2013	февраль 2013	март 2013	апрель 2013	май 2013	июнь 2013
ИЦП в производстве пищевых продуктов (прирост, %)**	0,7	0,5	0,3	0,3	0,6	0,5	0,6	1,2	1,6
ИЦП в текстильном и швейном производстве (прирост, %)**	0,6	0,1	0,6	0,4	0,4	0,7	0,8	0,5	0,7
ИЦП в обработке древесины и производстве изделий из дерева (прирост, %)**	0,1	0,6	0,1	0,9	0,5	0,2	0,4	0,4	0,3
ИЦП в целлюлозно-бумажном производстве (прирост, %)**	-0,4	0,1	0,4	0,3	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4
ИЦП в производстве кокса и нефтепродуктов (прирост, %)**	-2,1	-2,1	1,5	0,6	2,5	2,2	1,8	1,6	1,9
ИЦП в химическом производстве (прирост, %)**	-0,1	0,7	0,5	0,4	1,5	2,1	-0,2	0,3	0,8
ИЦП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий (прирост, %)**	-0,7	-0,4	-0,3	-1,5	-0,8	1,5	3,5	2,7	2,0
ИЦП в производстве машин и оборудования (прирост, %)**	0,2	0,5	1,0	0,8	0,3	0,2	0,4	0,3	0,2
ИЦП в производстве транспортных средств и оборудования (прирост, %)**	0,3	0,3	1,5	0,2	0,5	0,3	0,3	0,0	0,9
Стоимость минимального набора продуктов питания (на одного человека в месяц), тыс руб.	2,57	2,59	2,61	2,62	2,64	2,64	2,66	2,70	2,73
Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (прирост, %)**	-0,2	0,0	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (прирост, %)**	2,1	6,0	0,0	-1,0	4,1	5,1	0,0	-0,7	4,3
Сводный индекс транспортных тарифов на грузовые перевозки (прирост, %)**	1,4	1,1	6,5	1,1	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
Цена на нефть марки Brent (\$ за баррель)	109,7	109,6	113,9	116,5	118,2	119,0	119,3	120,7	122,4
Цена на алюминий (тыс. \$ за тонну)	1,95	2,09	2,12	2,14	2,20	2,23	2,22	2,24	2,24
Цена на золото (тыс. \$ за унцию)	1,72	1,69	1,69	1,70	1,72	1,73	1,74	1,75	1,76
Цена на медь (тыс. \$ за тонну)	7,71	7,97	8,16	8,28	8,24	8,20	8,19	8,18	8,15
Цена на никель (тыс. \$ за тонну)	16,3	17,4	18,5	18,9	18,9	19,2	19,3	19,6	19,8
Денежная база (трлн руб.)	7,16	10,12	7,70	7,68	7,93	7,91	8,17	8,15	8,41
M2 (трлн руб.)	25,1	25,4	25,7	26,0	26,4	26,7	27,0	27,4	27,7
Золотовалютные резервы (млрд долл.)	0,53	0,54	0,55	0,56	0,57	0,58	0,58	0,59	0,60
Обменный курс RUR/USD (руб. за доллар США)	31,1	30,4	30,0	30,0	30,0	30,0	30,1	30,1	30,2
Обменный курс USD/EUR (долл. США за евро)	1,3	1,3	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4
Реальные располагаемые денежные доходы (прирост, %)*	7,8	4,9	6,9	8,5	10,1	10,4	10,2	7,7	11,7
Реальные денежные доходы (прирост, %)*	7,0	5,2	6,6	7,6	9,9	9,7	8,9	8,1	10,1
Реальная заработная плата (прирост, %)*	6,7	0,3	5,6	4,0	5,6	1,8	0,7	1,9	3,5
Численность занятого в экономике населения (млн чел.)	71,5	71,2	70,7	70,8	70,9	71,5	72,5	72,7	72,9
Общая численность безработных (млн чел.)	4,1	4,3	4,5	4,6	4,5	4,2	4,0	3,9	3,9

Примечания: жирным шрифтом выделены фактические значения

* % 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.)

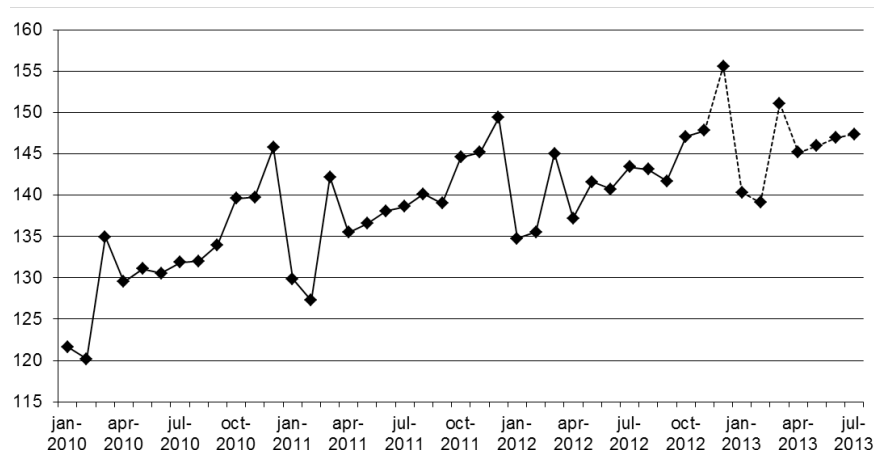


Рис. 1б. Индекс промышленного производства НИУ ВШЭ (ARIMA-модель)
(% к январю 1995 г.)

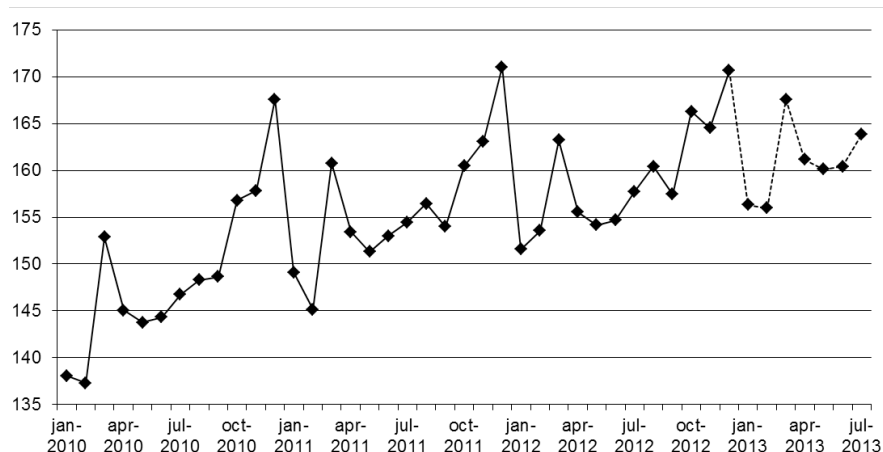


Рис. 2а. ИПП в добыче полезных ископаемых Росстата
(% к декабрю 2001 г.)

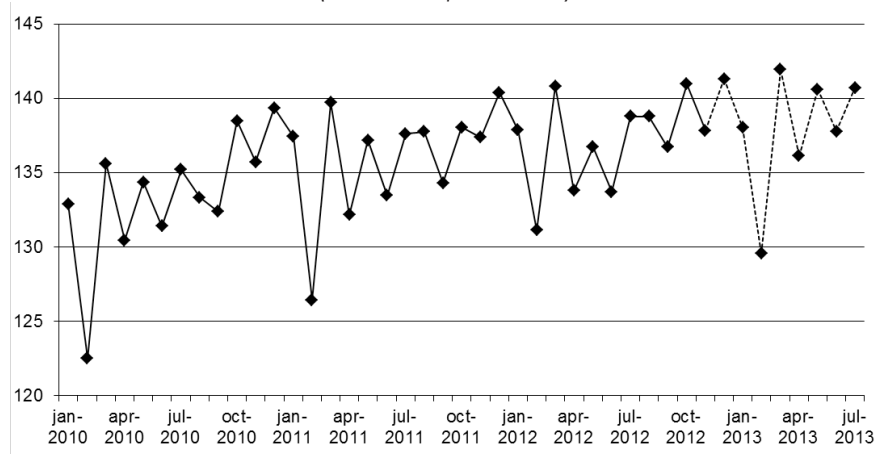


Рис. 2б. ИПП в добыче полезных ископаемых НИУ ВШЭ (% к январю 1995 г.)

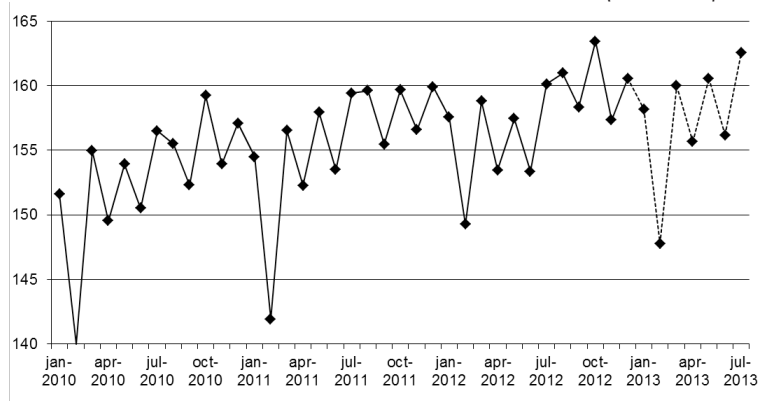


Рис. 3а. ИПП в обрабатывающих производствах Росстата (% к декабрю 2001 г.)

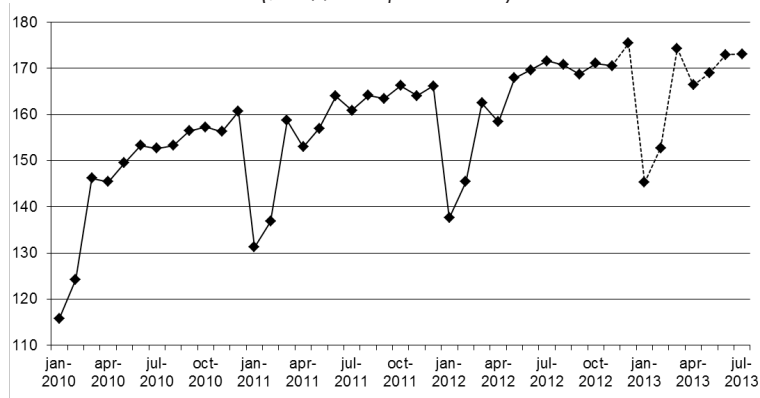


Рис. 3б. ИПП в обрабатывающих производствах НИУ ВШЭ (% к январю 1995 г.)

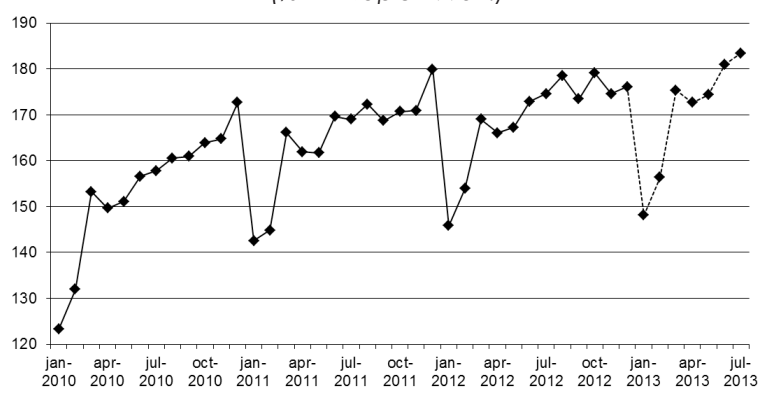


Рис. 4а. ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды Росстата (% к декабрю 1998 г.)

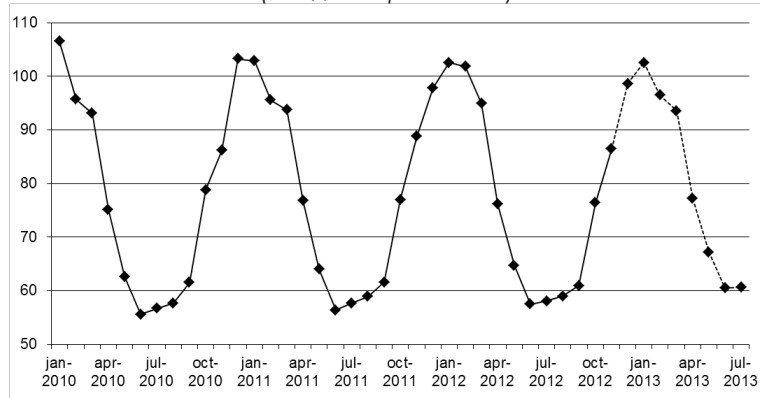


Рис. 4б. ИПП в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды НИУ ВШЭ
(% к январю 1995 г.)

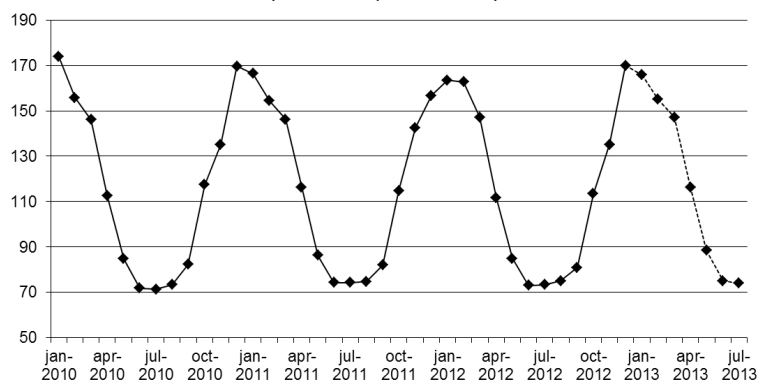


Рис. 5а. ИПП в производстве пищевых продуктов Росстата
(% к декабрю 2001 г.)

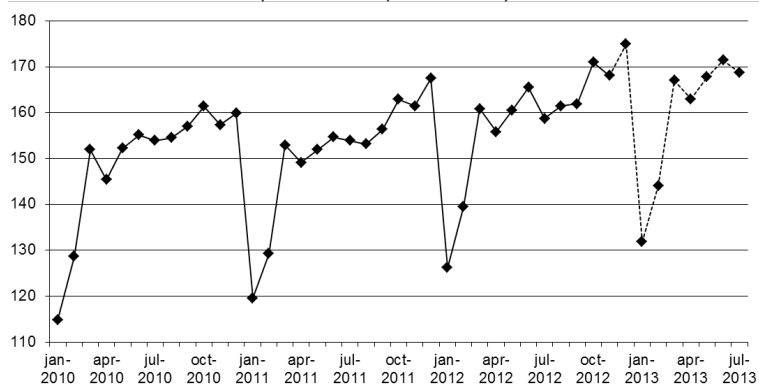


Рис. 5б. ИПП в производстве пищевых продуктов НИУ ВШЭ
(% к январю 1995 г.)

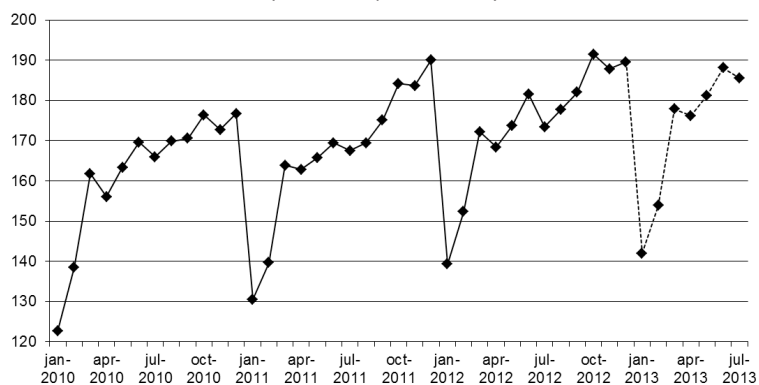


Рис. 6а. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов Росстата
(% к декабрю 2001 г.)

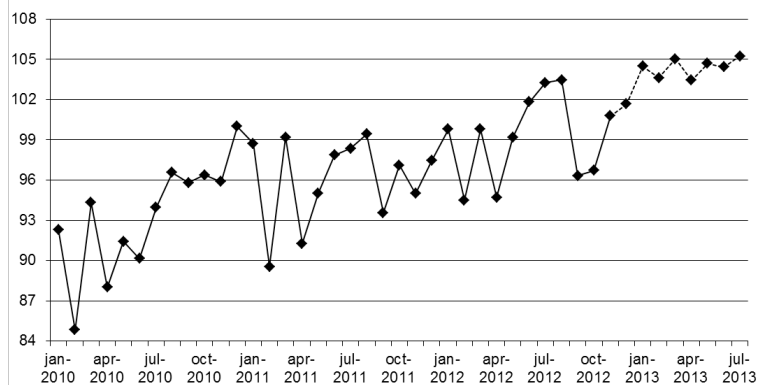


Рис. 6б. ИПП в производстве кокса и нефтепродуктов НИУ ВШЭ (% к январю 1995 г.)

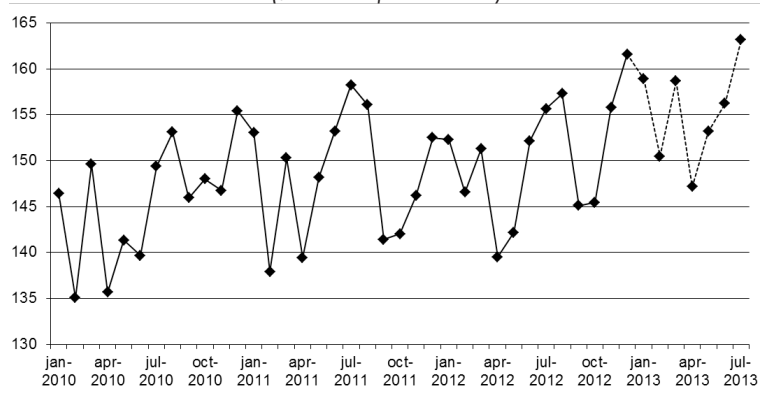


Рис. 7а. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий Росстата (% к декабрю 1998 г.)

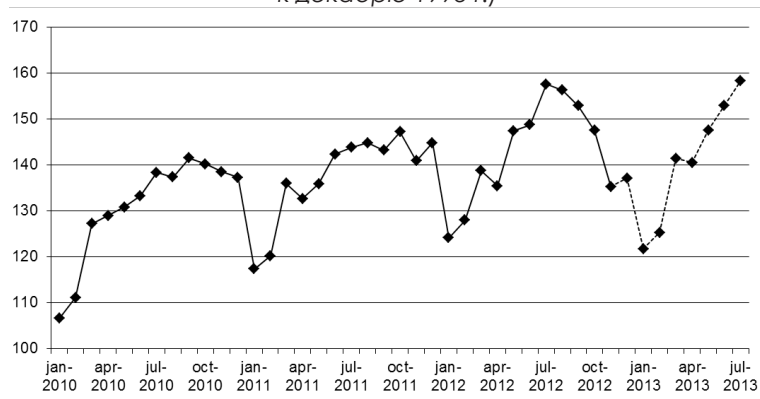


Рис. 7б. ИПП в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий НИУ ВШЭ (% к январю 1995 г.)

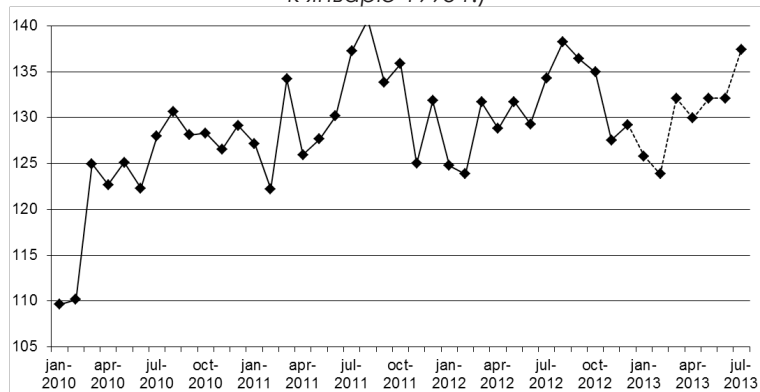


Рис. 8а. ИПП в производстве машин и оборудования Росстата (% к декабрю 1998 г.)

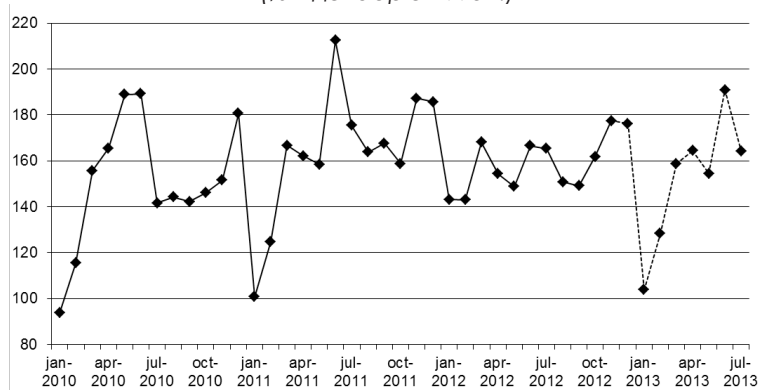


Рис. 8б. ИПП в производстве машин и оборудования НИУ ВШЭ
(% к январю 1995 г.)

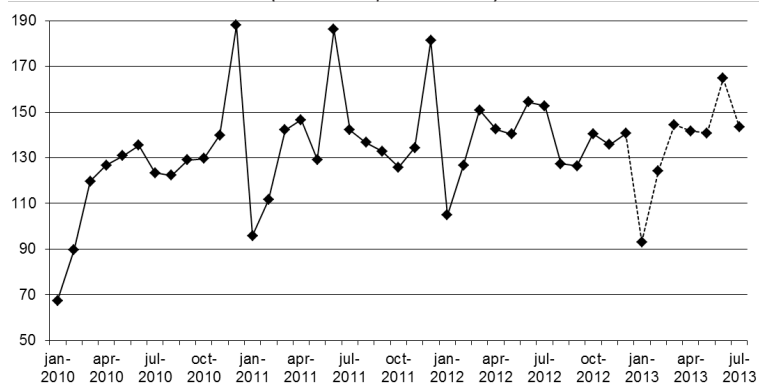


Рис. 9. Оборот розничной торговли (млрд руб.)

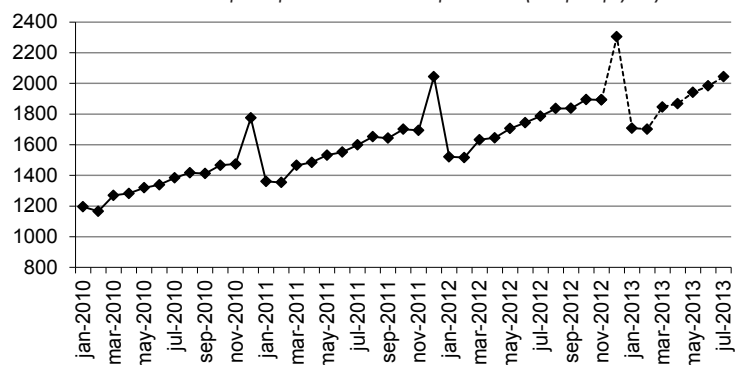


Рис. 9а. Реальный оборот розничной торговли
(% к соответствующему периоду прошлого года)

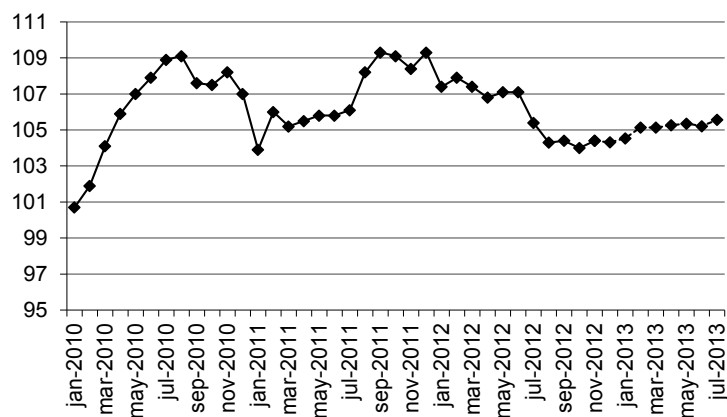


Рис. 10. Инвестиции в основной капитал (млрд руб.)

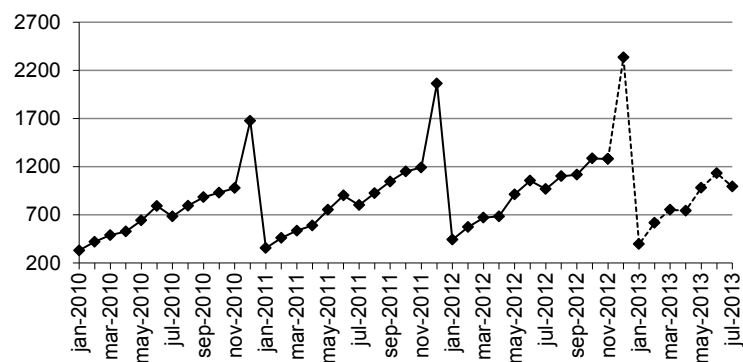


Рис. 10а. Реальные инвестиции в основной капитал
(% к соответствующему периоду прошлого года)

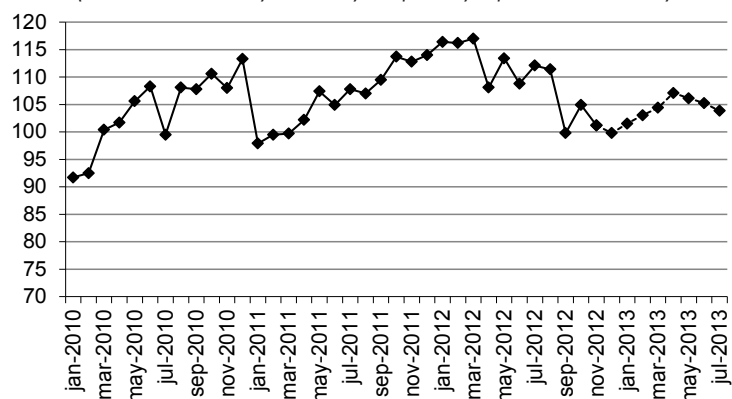


Рис. 11. Экспорт во все страны (млрд долл.)

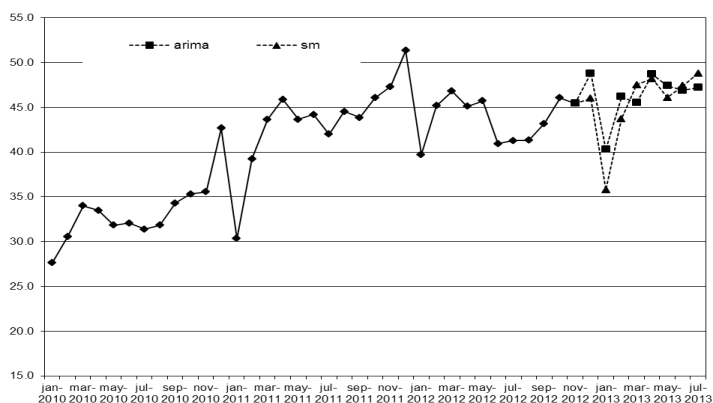


Рис. 12. Экспорт в страны вне СНГ (млрд долл.)

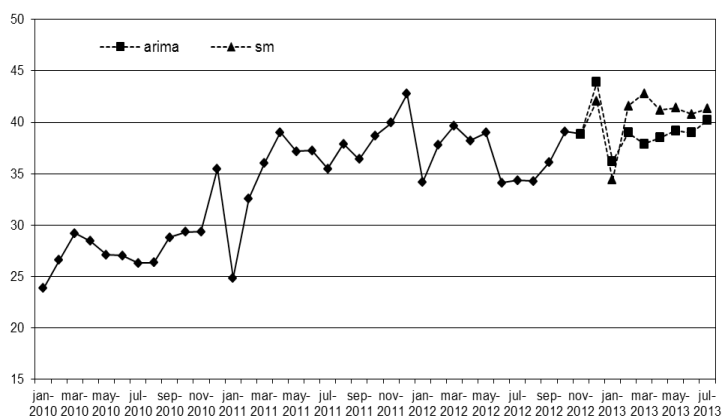


Рис. 13. Импорт из всех стран (млрд долл.)

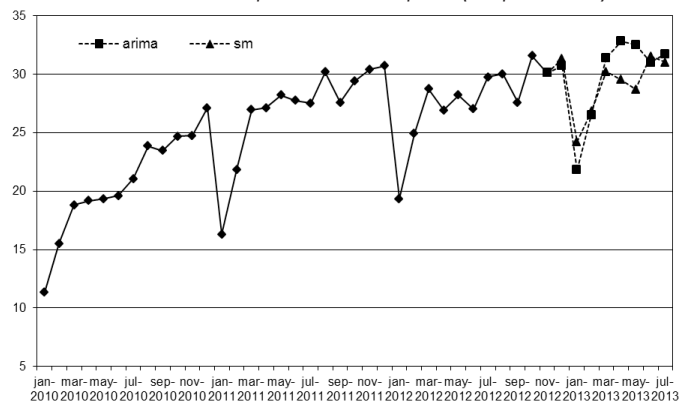


Рис. 14. Импорт из стран вне СНГ (млрд долл.)

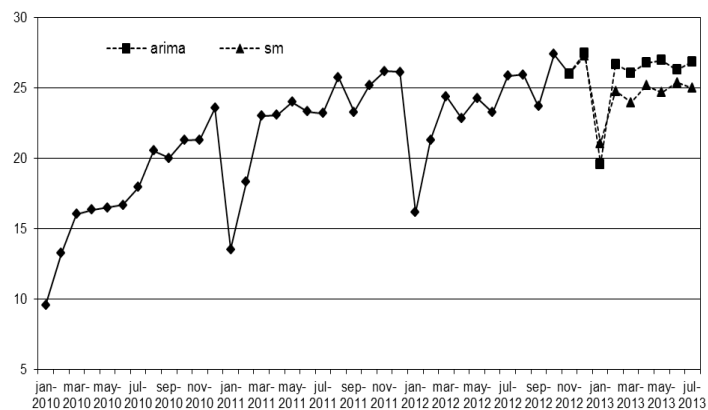


Рис. 15. Индекс потребительских цен в % к декабрю предшествующего года

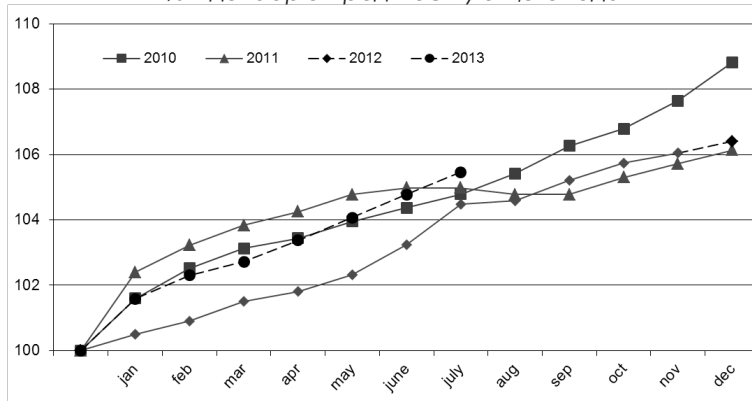


Рис. 15а. Индекс потребительских цен в % к декабрю предшествующего года (SM)

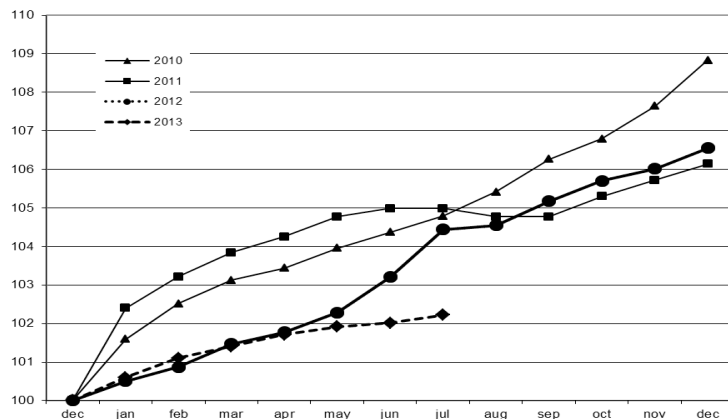


Рис. 16. Индекс цен производителей промышленных товаров в % к декабрю предыдущего года

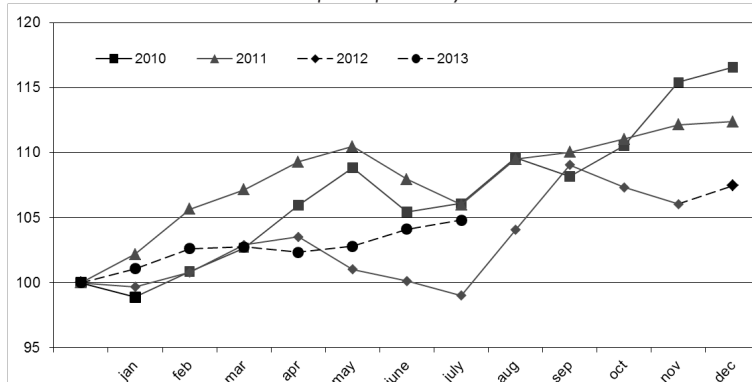


Рис. 17. Индекс цен в добыче полезных ископаемых в % к декабрю предыдущего года

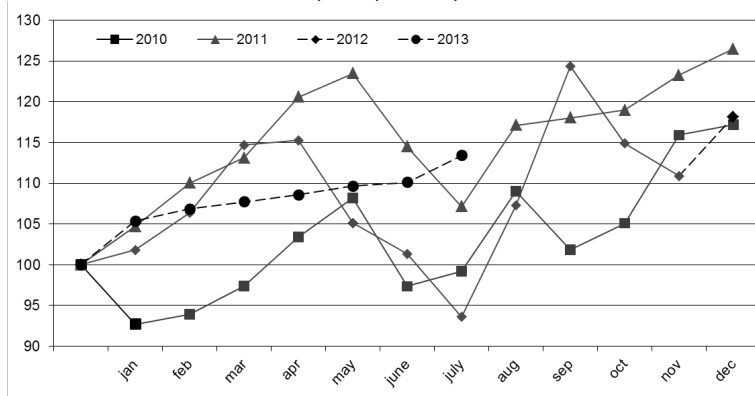


Рис. 18. Индекс цен в обрабатывающих производствах в % к декабрю предыдущего года

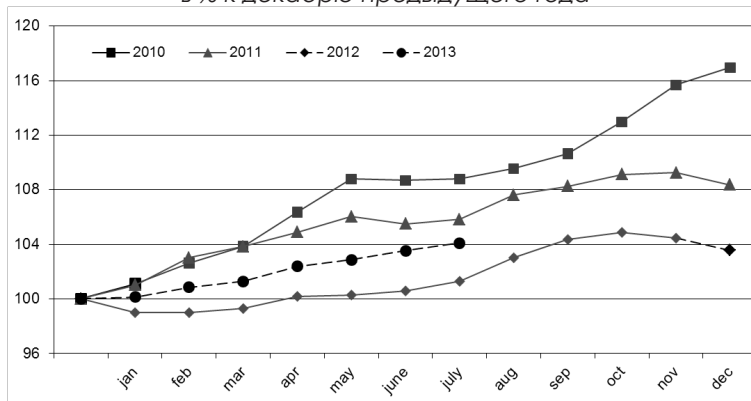


Рис. 19. Индекс цен в производстве и распределении электроэнергии, газа и воды в % к декабрю предыдущего года

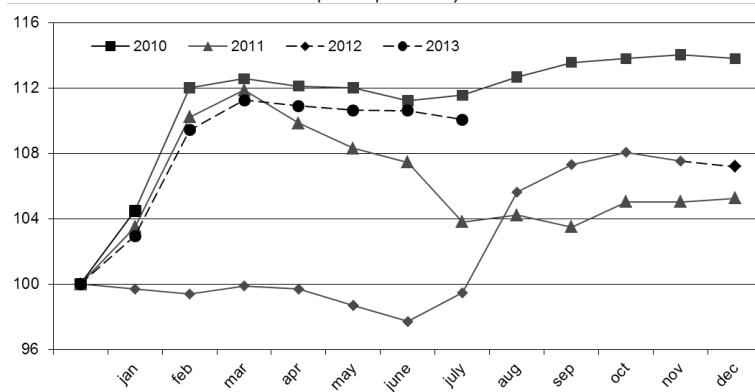


Рис. 20. Индекс цен в производстве пищевых продуктов в % к декабрю предыдущего года

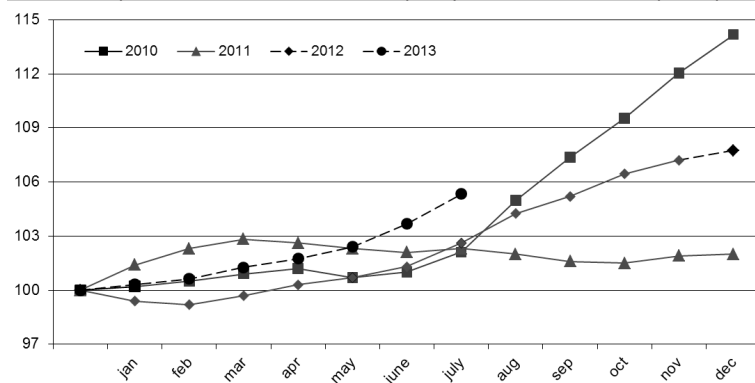


Рис. 21. Индекс цен в текстильном и швейном производстве в % к декабрю предыдущего года

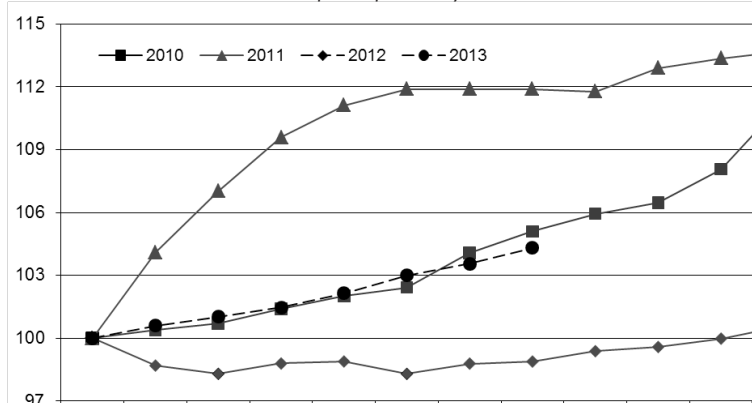


Рис. 22. Индекс цен в обработке древесины и производстве изделий из дерева в % к декабрю предыдущего года

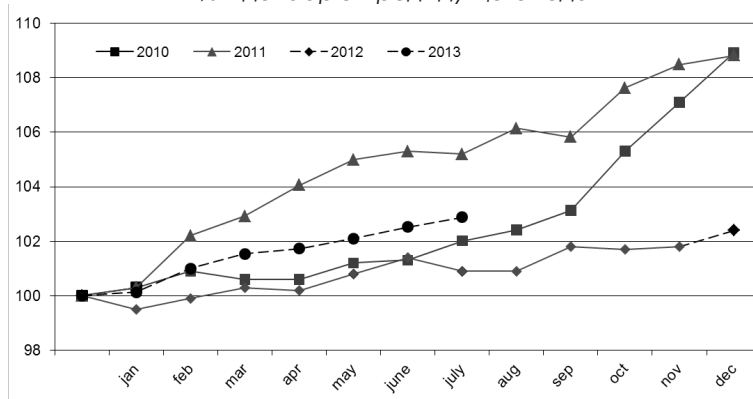


Рис. 23. Индекс цен в целлюлозно-бумажном производстве в % к декабрю предыдущего года

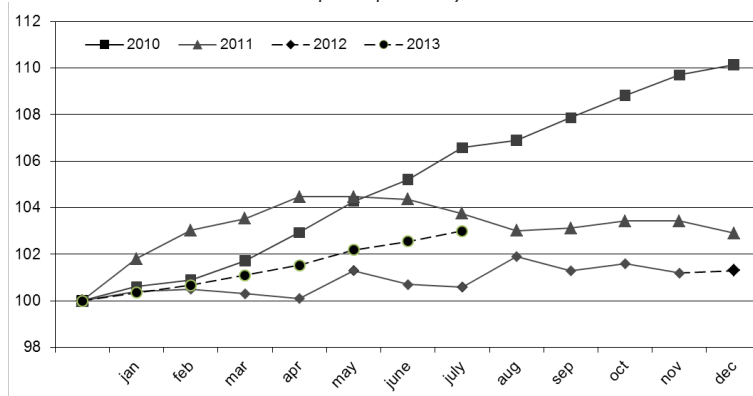


Рис. 24. Индекс цен в производстве кокса и нефтепродуктов в % к декабрю предыдущего года

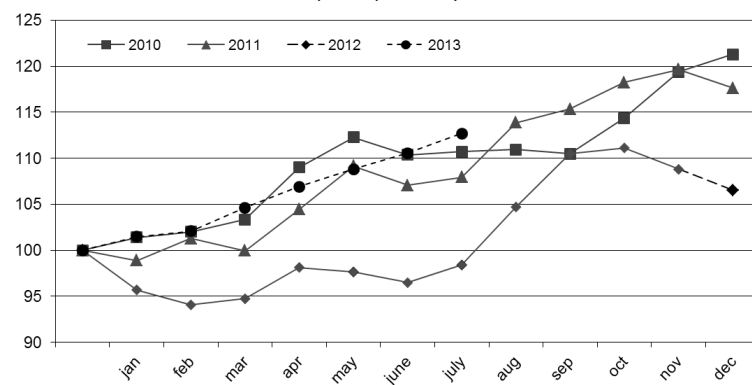


Рис. 25. Индекс цен в химическом производстве в % к декабрю предыдущего года

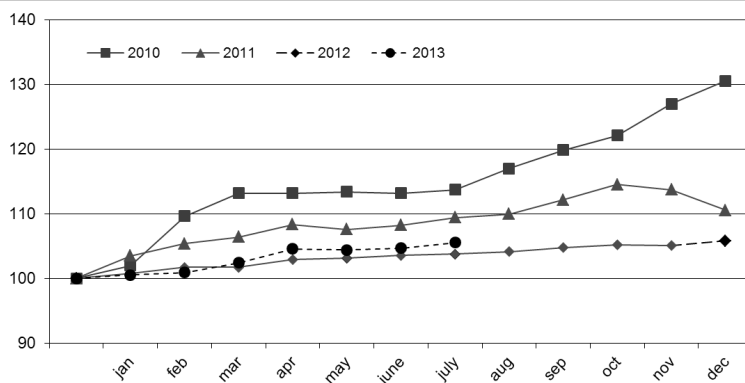


Рис. 26. Индекс цен в металлургическом производстве и производстве готовых металлических изделий в % к декабрю предыдущего года

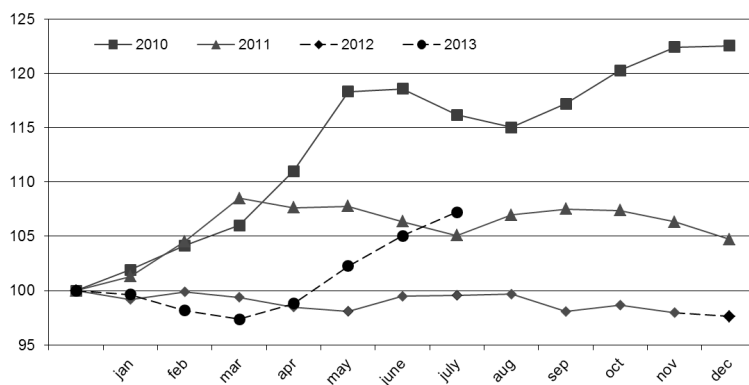


Рис. 27. Индекс цен в производстве машин и оборудования в % к декабрю предыдущего года

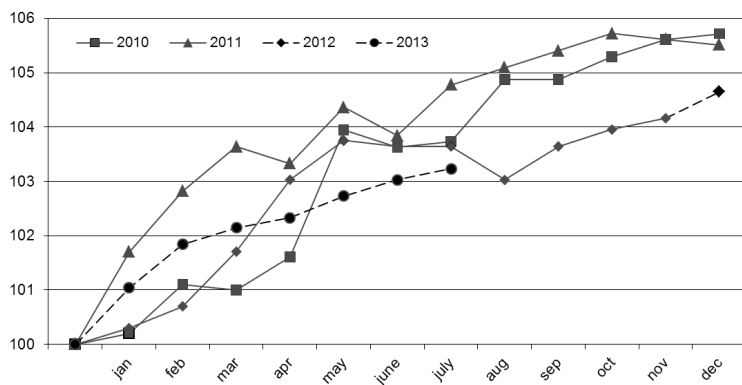


Рис. 28. Индекс цен в производстве транспортных средств и оборудования в % к декабрю предыдущего года

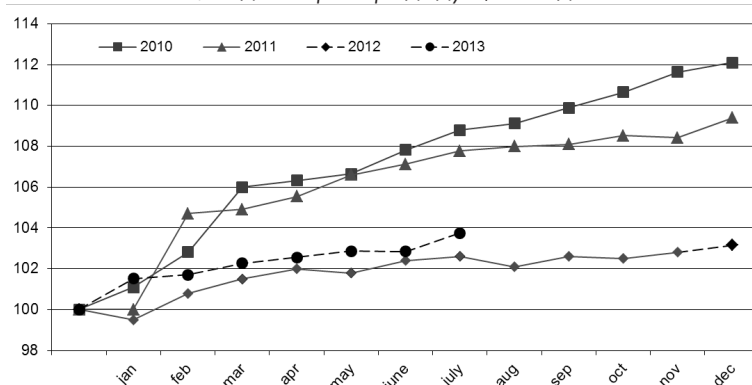


Рис. 29. Стоимость минимального набора продуктов питания на одного человека в месяц (руб.)

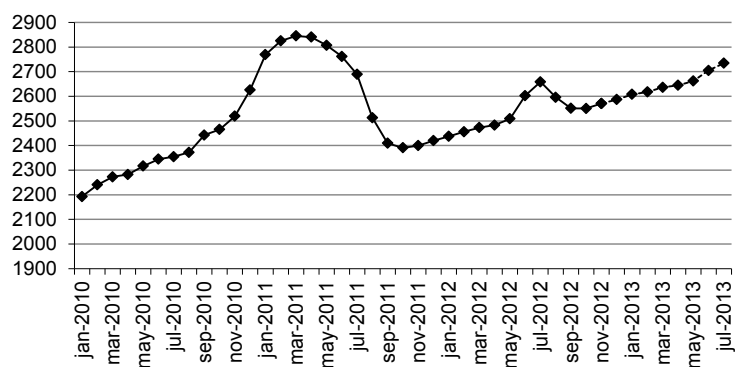


Рис. 30. Сводный индекс транспортных тарифов (для каждого года в % к предшествующему месяцу)

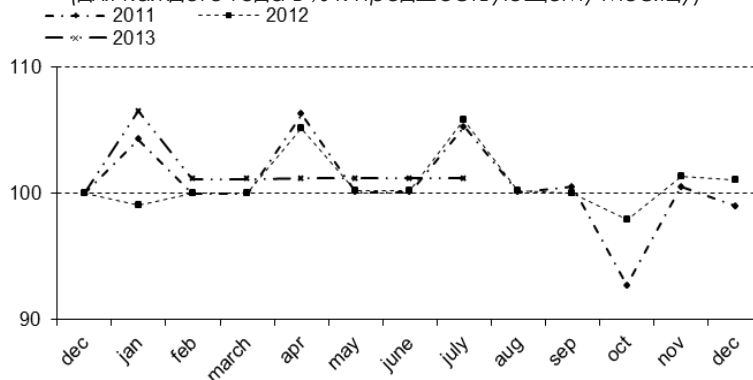


Рис. 31. Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом (для каждого года в % к предшествующему месяцу)

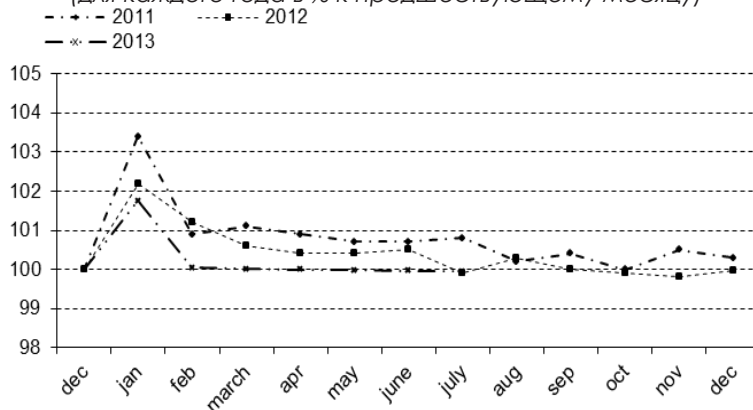
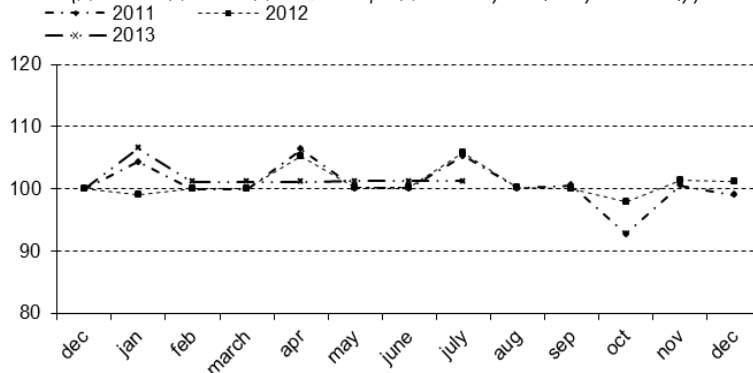


Рис. 32. Индекс тарифов на трубопроводный транспорт (для каждого года в % к предшествующему месяцу)



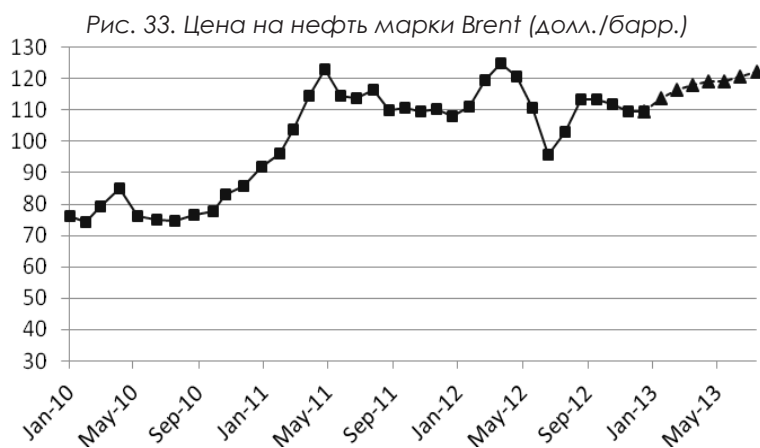


Рис. 37. Цены на медь (долл./т)

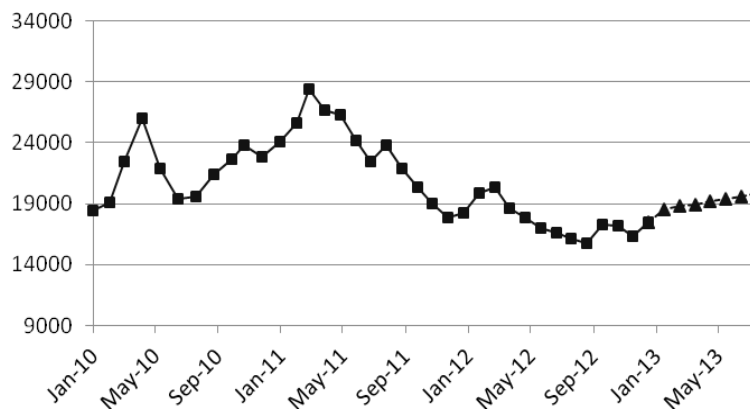


Рис. 38. Денежная база, млн руб.

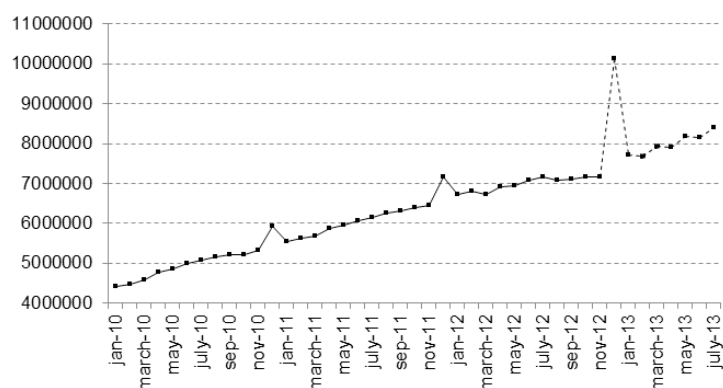


Рис. 39. M2, млрд руб.

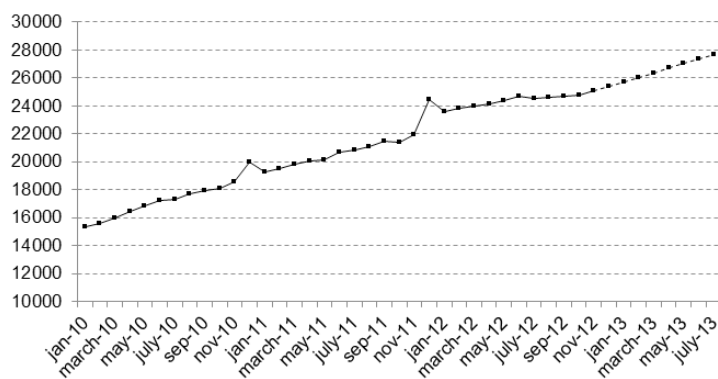


Рис. 40. Международные резервы РФ, млн долл. США

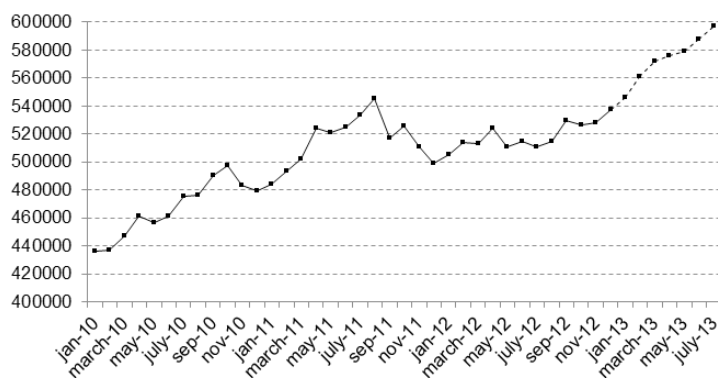


Рис. 41. Курс RUR/USD

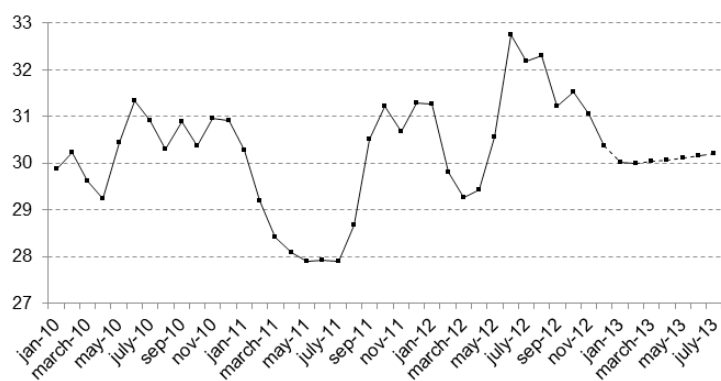


Рис. 41а. Курс RUR/USD (SM)

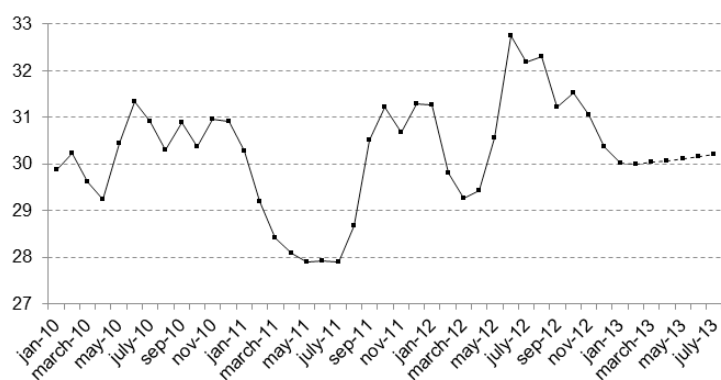


Рис. 42. Курс USD/EUR

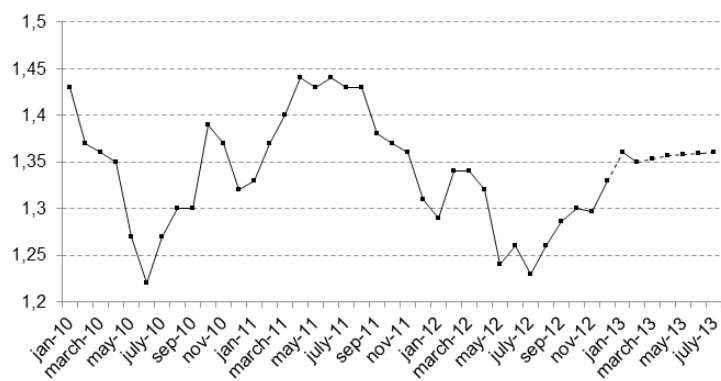


Рис. 42а. Курс USD/EUR (SM)

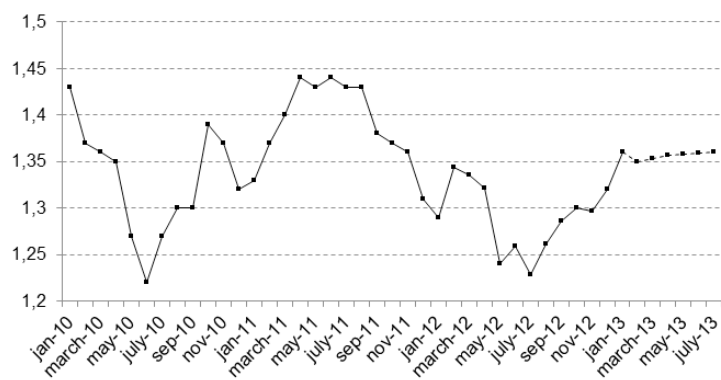


Рис. 43. Реальные располагаемые денежные доходы
(в % к соответствующему периоду предыдущего года)

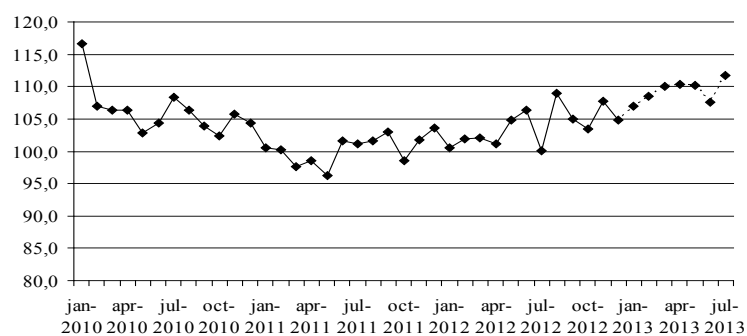


Рис. 44. Реальные денежные доходы (в % от уровня января 1999 г.)

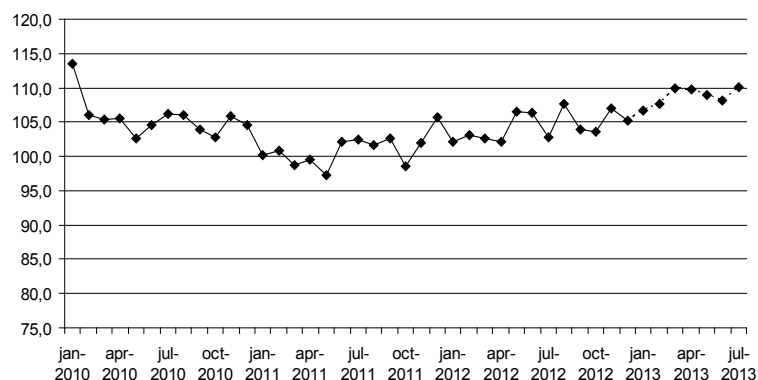


Рис. 45. Реальная начисленная заработная плата
(в % к соответствующему периоду предыдущего года)

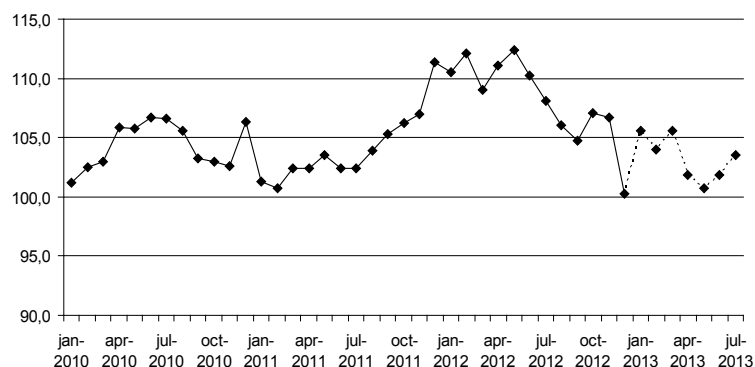


Рис. 46. Численность занятого в экономике населения (млн чел.)

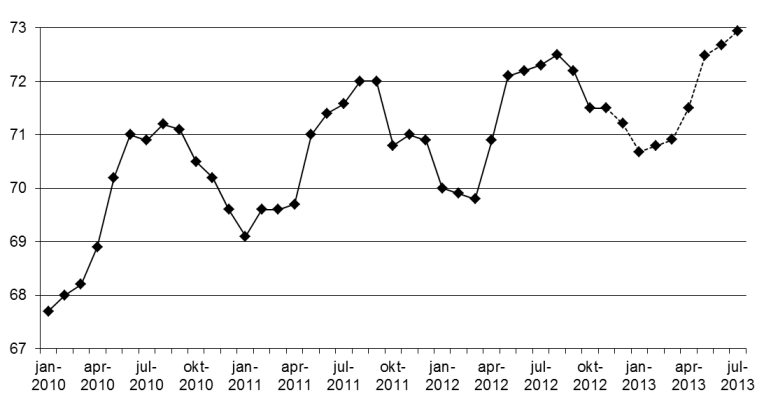
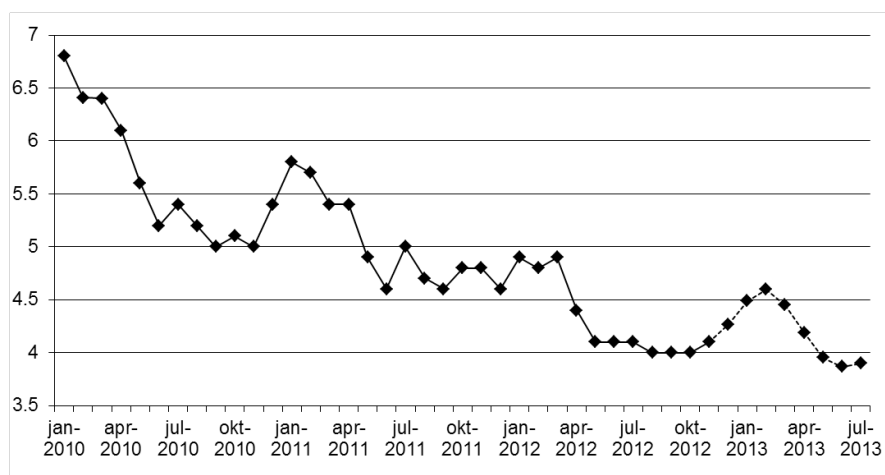


Рис. 47. Общая численность безработных (млн чел.)



МОНИТОРИНГ ФИНАНСОВОЙ СТАБИЛЬНОСТИ В РФ (ПО ДАННЫМ НА 1 ФЕВРАЛЯ 2013 Г.)

Павел Трунин,

зав. лабораторией денежно-кредитной политики ИЭП им. Гайдара

Результаты применения разработанной нами методологии¹ для мониторинга финансовой стабильности в РФ по состоянию на 1 февраля 2013 г. приведены в таблице ниже, где указаны значения, которые принимали индикаторы-предвестники финансовой нестабильности, пороговые значения индикаторов, а также отражен тот факт, подавали они сигнал или нет.

Ноябрь–январь не принесли существенной волатильности на российские финансовые рынки. В декабре на российском денежном рынке возник традиционный избыток ликвидности, связанный с резким увеличением бюджетных расходов в конце года. Соответственно, в январе наблюдалось сезонное сокращение денежной базы. В результате в январе лишь один из 12 индикаторов подал сигнал о росте вероятности возникновения финансовой нестабильности – сумму депозитов банков в ЦБ РФ и ОБР у кредитных организаций за месяц снизилась на 61%. Однако такой результат объясняется прежде всего сезонностью.

Сводный индекс финансовой стабильности на протяжении всех трех месяцев остается около нулевой отметки (см. Рис. 1). В то же время экономическая активность в РФ продолжила замедляться, что в случае обострения проблем в мировой экономике может ухудшить положение российских финансовых рынков. Однако при текущих тенденциях ожидать возникновения серьезных проблем в среднесрочном периоде не приходится.

В любом случае, можно говорить о том, что при сопоставимом с 2008 г. внешнем шоке российские рынки, скорее всего, пострадают не столь сильно, как на пике предыдущего кризиса в силу более гибкой курсовой и денежно-кредитной политики.

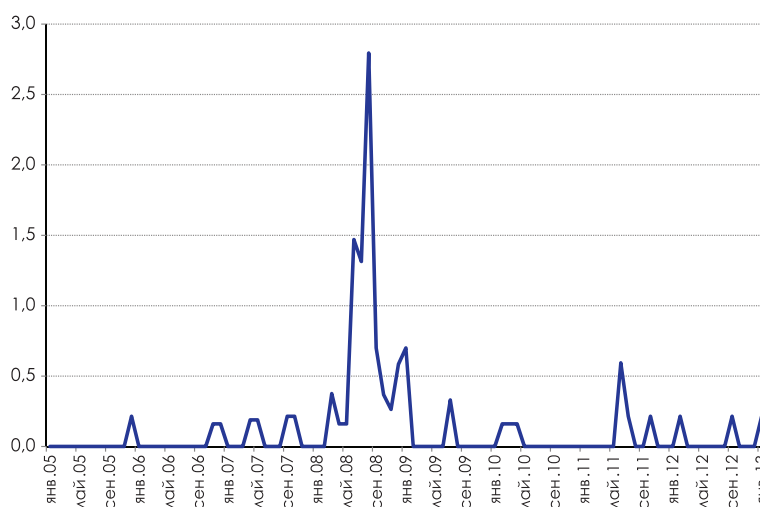


Рис. 1. Сводный индекс финансовой стабильности в РФ в январе 2005 г. – январе 2013 г.

Таблица 1
СОСТОЯНИЕ СИСТЕМЫ ИНДИКАТОРОВ – ПРЕДВЕСТНИКОВ ФИНАНСОВОЙ НЕСТАБИЛЬНОСТИ
В НОЯБРЕ 2012 Г. – ЯНВАРЕ 2013 Г.

Индикатор	Преобразование	Пороговое значение	Значение индикатора		
			Ноябрь	Декабрь	Январь
Денежная масса М1 в реальном выражении	Темп прироста к АППГ	> 0,46	0,04	0,07	0,00
Базовый ИПЦ	Темп роста к АППГ (%)	> 114,86	105,80	105,70	105,70
Международные резервы ЦБ РФ (01.1999=100)	Темп прироста к прошлому периоду	> 0,35	0,00	0,02	-0,01
Межбанковская ставка в РФ	Темп прироста к прошлому периоду	> 2,89	1,00	1,02	0,87

¹ См., например: <http://www.iep.ru/ru/monitoring-finansovoi-stabilnosti-v-razvivayuschi-sya-ekonomika-na-primere-rossii-nauchnye-trudy-111.html>

Индикатор	Преобразование	Пороговое значение	Значение индикатора		
			Ноябрь	Декабрь	Январь
Индекс реального курса рубля к доллару США	Темп роста к АППГ	> 1,19	1,03	1,07	1,11
Среднесрочная ставка рынка ГКО-ОФЗ, % годовых	Темп роста к прошлому периоду	> 1,23 или < 0,69	1,01	0,99	0,94
Долгосрочная ставка рынка ГКО-ОФЗ, % годовых	Темп роста к прошлому периоду	> 1,06	0,97	0,94	0,94
Индекс РТС	Темп роста к АППГ	> 3	0,93	1,11	1,03
Индекс РТС	Темп роста к прошлому периоду	< 0,61	1,00	1,06	1,06
Индекс ММВБ (корпоративных облигаций)	Темп роста к прошлому периоду	< 0,99	1,01	1,01	1,01
Индекс RGBI	Темп роста к прошлому периоду	< 0,97	1,02	1,01	1,01
Сумма депозитов банков в ЦБ РФ и ОБР у кредитных организаций	Темп прироста к предыдущему периоду	< -0,4	0,37	1,92	-0,61¹

1 Жирным шрифтом выделены те значения, которые означают подачу сигнала соответствующим индикатором.

РАЦИОНАЛЬНОСТЬ ПРОГНОЗОВ: ОПРЕДЕЛЕНИЯ И МЕТОДЫ ТЕСТИРОВАНИЯ

Виктория Петренко,
м.н.с., ИЭП им. Гайдара

Любая методика прогнозирования макроэкономических показателей включает в себя в качестве одного из этапов анализ качества получаемых по ней прогнозов. В настоящее время существует множество методов анализа качества прогнозов, хороший обзор которых можно найти, например, в работе Веста (West, 2006). Мы остановимся лишь на одной из таких характеристик: рациональности прогнозов. В первой части статьи мы опишем основные подходы к определению рациональности прогнозов. Во второй – методы, использующиеся для ее тестирования. В последней части приведен краткий обзор некоторых эмпирических работ, посвященных данной проблеме.

1. Определения рациональности прогнозов

Под рациональностью агента в макроэкономике обычно подразумевается способность агента максимизировать (минимизировать) свою целевую функцию в будущем, используя всю информацию, доступную в текущий момент времени. В качестве рациональных ожиданий обычно используется математическое ожидание для величин, будущее значение которых агенту не известно в момент принятия решения. Такой подход к моделированию будущей неопределенности в рамках концепции рациональных ожиданий является доминирующим в современной макроэкономической теории. Но, очевидно, он требует довольно серьезных предположений об информации, доступной агенту в момент формирования своих ожиданий. Чтобы определить свое будущее поведение, в соответствии с гипотезой рациональных ожиданий, агент должен иметь информацию о будущей реализации случайной величины (функцию распределения, функцию плотности или какие-либо вероятностные представления относительно реализации исходов). В случае более простых типов ожиданий экономических агентов предположения о такой информации также упрощаются. Так, например, при адаптивных ожиданиях для определения ожидаемой реализации случайной величины в следующем периоде агенту достаточно знать текущее и прошлое ее значения. Расчет ожидаемого значения случайной величины еще проще при наивном поведении: агент верит в то, что реализация случайной величины в последующий момент времени будет точно таким же, как и в текущий момент.

При анализе прогнозов термин «рациональность» используется в таком же контексте, как и в макроэкономике, а именно: прогнозист строит рациональный прогноз, если он решает свою задачу на основании всей информации, доступной в этот момент времени. Далее необходимо остановиться на частях этого определения поподробнее.

Во всех работах по данной тематике явно или косвенно предполагается, что прогнозист имеет функцию потерь. Функция потерь агента представляет собой отклонение его прогноза от фактической реализации предсказываемой величины несет для него потерю полезности. Существует два наиболее распространенных объяснения необходимости введения функции потерь. Во-первых, введение функции потерь оправдано, если в качестве агента (прогнозиста) выступает Центральный банк, Федеральная резервная система или иной орган, осуществляющий монетарную политику. В этом случае орган, проводящий политику, публикует свои прогнозы заранее, после чего прочие макроэкономические агенты узнают их и на их основе формируют свои ожидания относительно будущей реализации случайной величины, а в соответствии с гипотезой рациональных ожиданий, ожидания агентов влияют на фактические изменения величин в будущем. В этом случае существенное отклонение фактического значения от предсказанного Центральным банком может поколебать веру агентов и снизить их уровень доверия. Как

следствие, проводимая политика может стать менее эффективной, так как меньшее количество агентов будет воспринимать прогнозы и обещания Центрального банка серьезно.

Кроме того, наличие функции потерь для профессионального прогнозиста (человека, который строит прогнозы по роду службы, инвестиционного банка, аналитической компании и пр.) объясняют наличием репутационных потерь. Если прогнозист допустит слишком большую ошибку в прогнозе, это может привести к снижению доверия к его прогнозам, что в свою очередь может вызвать уменьшение количества пользователей его продукта или потерю должности.

Отдельным теоретическим вопросом является вид функции потерь. В подавляющей части работ предполагается симметричная квадратичная функция потерь, в соответствии с которой квадрат отклонения прогноза от фактического значения имеет одинаковый штраф, вне зависимости от того, выше ли фактический уровень прогнозируемого или наоборот:

$$L(e_{t+h,t}, \varphi) = \begin{cases} \varphi e_{t+h,t}^2, & e_{t+h,t} > 0 \\ (1-\varphi)e_{t+h,t}^2, & e_{t+h,t} < 0 \end{cases} = \left[\varphi + (1-\varphi)1_{e_{t+h,t} > 0} \right] |e_{t+h,t}|^2,$$

где $e_{t+h,t} = \pi_t - \pi_{t+h,t}^F$ – ошибка прогнозирования; π_t – фактический уровень инфляции¹; $\pi_{t+h,t}^F$ – прогноз инфляции для момента $t+h$, сделанный в момент t ; $L(\cdot)$ – функция потерь.

Однако для прогноза экономических показателей симметрия функции потерь может быть неоправданной. Для прогноза инфляции, являющейся в России важным политическим показателем, при недооценке показателя репутация политика, использующего прогноз, может серьезно пострадать, в то время как переоценка будущего значения инфляции может послужить доказательством эффективности проводимых мер в глазах избирателей.

Именно поэтому в анализе рациональности прогнозов используется также асимметричная функция потерь (см., например, в работу Капистрана (Capistran, 2008)). В частности, автор предлагает квадратичную функцию потерь, где квадрат ошибки прогноза штрафуются с различными весами в зависимости от знака отклонения факта от прогноза:

$$L(e_{t+h,t}, \phi) = \begin{cases} \phi e_{t+h,t}^2, & e_{t+h,t} > 0 \\ (1-\phi)e_{t+h,t}^2, & e_{t+h,t} < 0 \end{cases},$$

где ϕ – коэффициент асимметрии функции потерь.

Несмотря на то, что асимметричная функция потерь нередко является более оправданной, в литературе ей все еще отводится второстепенная роль. Кроме того, остается неразрешенным вопрос с конкретным видом функции потерь: например, с разными весами может штрафовать не квадрат, а модуль функции потерь или же при переоценке инфляции может штрафовать квадрат ошибки, а при недооценке – модуль. К сожалению, на данный момент эмпирические исследования не пытались определить наиболее вероятный вид функции, скорее ее форма принимается авторами как аксиома.

После обсуждения достоинств и недостатков понятия «функция потерь» необходимо перейти к самой задаче, которую решает прогнозист. Как уже упоминалось выше, гипотеза рациональных ожиданий предъявляет высокие требования к возможностям и способностям прогнозиста. При построении прогноза должно минимизироваться условное математическое ожидание функции потерь прогнозиста и из решения этой задачи находится оптимальный прогноз:

1 Мы используем показатель инфляции в качестве примера, поскольку чаще всего в работах проводится анализ рациональности прогнозов инфляции.

$$\min_{\pi_{t+h,t}^F} E[L(\pi_{t+h} - \pi_{t+h,t}^F) | I_t],$$

где I_t – информационное множество, доступное прогнозиру на момент построения прогноза.

Предложенная постановка задачи согласуется с гипотезой рациональных ожиданий в макроэкономике, однако вызывает те же проблемы. Во-первых, для решения своей задачи прогнозиру необходимо знать свою функцию потерь, которая является настолько же теоретической конструкцией, как и функция полезности потребителя. Отсюда возникает вопрос о том, существуют ли они в реальности. Или, скорее, действительно ли предложенное теоретическое построение описывает поведение экономических агентов.

Кроме того, для решения вышеописанной задачи прогнозиру необходимо знать функцию плотности или распределения случайной величины, что маловероятно в реальной экономике. И, наконец, все описанные выше трудности влекут за собой необходимость решения главной проблемы: можно ли протестировать прогноз на рациональность, учитывая диктуемые теорией требования?

2. Методы тестирования рациональности прогнозов

В предыдущем разделе было приведено определение рациональности прогнозов. В силу его абстрактности напрямую проверить соответствие прогнозов понятию рациональности нельзя. На практике тестируется некоторый набор свойств, которым должны удовлетворять рациональные прогнозы. Этот набор свойств был выведен Грейнджером (Granger, 1999), который показал, что для произвольного вида функции потерь возможно вывести ряд характеристик, которым удовлетворяет оптимальный рациональный прогноз. Было показано, что производная функции потерь для такого прогноза удовлетворяет следующим свойствам:

Условное математическое ожидание равно нулю

$$E(Z_{t+h} | I_t) = 0,$$

где Z_{t+h} – производная функции потерь;

Ковариация производной функции потерь и любой случайной величины из информационного множества равна нулю

$$E(Z_{t+h} f(v_t) | I_t) = 0,$$

$f(v_t)$ – случайная величина из информационного множества;

Производная функции потерь для рационального прогноза не автокоррелирована порядка более, чем горизонт прогнозирования

$$\text{corr}(Z_{t+h}, Z_{t+h-j}) = 0.$$

Эти условия Грейнджер получает напрямую из решения задачи прогнозиста, описанной в предыдущей части (см. Granger, 1999, pp. 161–173). Рассмотрим свойства, которым должен удовлетворять рациональный прогноз, в случаях симметричной и асимметричной функций потерь.

2.1. Симметричная функция потерь

В случае симметричной функции потерь производная целевой функции равна ошибке прогнозирования, поэтому вышеописанные свойства должны выполняться для ошибки прогнозирования, то есть для разницы между фактическим значением инфляции и прогнозом. Однако в литературе приведенный выше список дополняется некоторыми другими свойствами. Та-

ким образом, в случае симметричной функции потерь для проверки гипотезы рациональности прогнозов тестируются следующие свойства прогнозов.

Свойство 1: несмещенность прогноза. Иными словами, математическое ожидание ошибки прогнозирования равно нулю. В контексте задачи прогнозиста это означает отсутствие систематической ошибки прогнозирования. Несмещенность прогнозов обычно проверяют одним из двух способов. В первом случае в качестве зависимой переменной берут ошибку прогнозирования и тестируют гипотезу о равенстве нулю свободного члена регрессии, в которой в качестве зависимой переменной стоит ошибка прогнозирования. Во втором случае оценивается регрессия фактических значений прогнозируемой переменной на свободный член и ее прогнозное значение. Тогда тестируется гипотеза об одновременном равенстве нулю свободного члена и равенстве единице коэффициента перед прогнозом. Для наглядности разница в описанных выше подходах описана в Табл. 1.

Таблица 1

СПОСОБЫ ТЕСТИРОВАНИЯ НЕСМЕЩЕННОСТИ ОШИБКИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Способ 1	Способ 2
$e_{t+h,t}^F = \pi_t - \pi_{t+h,t}^F = \alpha + \varepsilon_{t+h}$	$\pi_t = \alpha + \beta \pi_{t+h,t}^F + \varepsilon_{t+h}$
Но: $\alpha=0$	Но: $\alpha=0$ и $\beta=1$

Свойство 2: равенство нулю ковариации ошибки прогнозирования и случайной величины из информационного множества, доступного в момент прогнозирования. Выполнение приведенного условия соответствует той ситуации, когда прогнозист использует всю доступную на момент построения прогноза информацию по всем возможным экономическим показателям, т.е. его прогноз является рациональным. Однако данное свойство является отображением теоретического умозаключения, за которым стоит ряд практических вопросов. Во-первых, с точки зрения теории, необходимо учитывать всю имеющуюся информацию, но на практике это невозможно, а иногда и не нужно. Действительно, для прогнозирования инфляции в России, вероятно, было бы полезно учесть оборот каждого из торговых предприятий, однако сложность сбора информации по отдельным микроагентам, скорее всего, не даст желаемого улучшения точности прогноза инфляции. С другой стороны, в настоящее время получение информации о государственном долге Новой Зеландии сопряжено практически с нулевыми издержками, однако насколько связан этот показатель с инфляцией в России неясно. Во-вторых, возникает проблема с частной информацией, находящейся в распоряжении того или иного агента. Например, член совета директоров Газпрома может быть осведомлен о крупной иностранной сделке задолго до того, как ее предадут огласке. Конечно, эта информация будет полезна при построении прогноза, кроме того, при формировании собственных прогнозов он наверняка ей воспользуется, однако эконометрист, тестирующий рациональность, никогда не узнает, пользовался ли частной информацией тот или иной агент.

Вышеперечисленные проблемы накладывают ограничения на класс показателей, некоррелированность инфляции с которыми обычно тестируют. Для проверки этого свойства в регрессию включаются лаги экономических переменных, отличных от инфляции, и тестируют равенство нулю коэффициентов при этих переменных. Например, в статье Кина, Ранкла (Keane, Runkle, 1989) в качестве таких переменных использовались цены на нефть и денежная масса; Бонхам и Дейси (Bonham, Dasy, 1991) использовали ставки по трехмесячным казначейским векселям, уровень безработицы, цены на нефть, денежное предложение, ВВП, чистый экспорт, расходы и дефицит федерального бюджета. Однако стоит отметить, что макроэкономические ряды обычно не обладают достаточной длиной для построения множественных регрессий, поэтому авторы строят отдельные модели парной регрессии для прогнозного значения инфляции и каждой из объясняющих экономических переменных.

Свойство 3: Отсутствие автокорреляции ошибки прогнозирования более высокого порядка, чем горизонт прогнозирования. Это свойство эквивалентно тому, что аналитик знает свои собственные прогнозы, сделанные в прошлом. Следовательно, если эта информация важна для улучшения качества прогноза на следующий период, то она должна была быть учтена прогнозом. Для тестирования выполнимости этого свойства на практике оценивают регрессию ошибки прогнозирования на ее лаги и проверяют гипотезу об одновременном равенстве нулю коэффициентов перед всеми лагами ошибки прогнозирования.

Свойство 4: Качество рассматриваемого прогноза должно быть не хуже качества конкурирующего прогноза. Для тестирования этой гипотезы в регрессию, где объясняемая переменная – это разность между фактическим уровнем инфляции и прогнозом интересующего нас с точки зрения рациональности агента, в качестве объясняющей переменной добавляется разность между прогнозом агента, который тестируется на рациональность, и конкурирующим прогнозом. Для выполнения рассматриваемого свойства необходимо, чтобы гипотеза о равенстве нулю коэффициента перед разностью не отвергалась. Обоснования необходимости выполнения данного свойства, скорее, интуитивны, при этом, обычно, приводится две ключевые причины. Во-первых, при тестирования рациональности прогнозов Центрального банка (или ФРС) в качестве альтернативного прогноза, как правило, рассматривается консенсус-прогноз профессиональных прогнозистов (например, см. статью Капистрана (Capistran, 2008)). При этом не отвержение нулевой гипотезы интерпретируется как то, что ФРС имеет не меньше информации, чем индивидуальные прогнозисты. Во-вторых, предложенное свойство проверяется и для проверки рациональности индивидуальных прогнозистов, в этом случае в качестве конкурирующего прогноза выступает наивный прогноз или прогноз по ARIMA модели (например, см. работу Аггарвала, Моханти, Сонга (Aggarwal, Mohanty, Song, 1995). Здесь предполагается, что если прогноз по моделям временных рядов позволяет экономисту увеличить точность своего собственного прогноза, то ему необходимо было воспользоваться этой техникой.

2.2. Асимметричная функция потерь

Тестирование прогнозов на рациональность в предположении асимметричной функции потерь возможно проводить аналогично методологии, описанной для симметричной квадратичной функции потерь с той разницей, что во всех регрессиях ошибку прогнозирования необходимо заменить на производную функции потерь. Однако в статье Капистрана (Capistran, 2008) предложен альтернативный способ тестирования на основании обобщенного метода моментов.

Из условия минимизации прогнозистом его функции потерь, условие первого порядка представимо следующим образом: $E(Z_{t+h} | I_t) = 0$. Для перехода от условного математического ожидания к безусловному используются инструментальные переменные, в качестве которых выбираются лаги экономических показателей. В результате получается обыкновенная система моментных уравнений: $E(Z_{t+h} f(v_t)) = 0$, решение которой позволяет найти значение параметров функции потерь.

Стоит отметить, что предложенный подход имеет некоторые недостатки. Во-первых, обобщенный метод моментов дает состоятельные оценки лишь в асимптотике, однако на практике макроэкономические ряды являются достаточно короткими. Кроме того, данный метод скорее направлен не на тестирование рациональности, а на вычисление параметров функции потерь прогнозиста и проверки соответствующих гипотез относительно значений коэффициента асимметрии.

3. Обзор некоторых исследований рациональности прогнозов

Многие авторы, исследовавшие рациональность прогнозов пришли к выводам, что прогнозы рациональны. Однако результаты различных исследований несопоставимы между собой: в различных статьях оцениваются различные модели, используются разные временные ин-

тервалы, а также исследования базируются на различных источниках индивидуальных прогнозов.

Аггарвал, Моханти и Сонг (Aggarwal, Mohanty, Song, 1995) исследовали рациональность прогнозов различных макроэкономических переменных, включая ИПЦ и ИЦП, где в качестве прогноза авторы рассматривали консенсус-прогноз 30-40 участников обследования MMS¹. Для исследования был выбран временной отрезок с третьего квартала 1977 по конец 1993 года.

В качестве меры рациональности авторы брали несмещенность прогноза, а также лучшую предсказательную силу по сравнению с прогнозом по AR модели. В конце статьи авторы приходят к выводу, что тестируемые ими прогнозы являются рациональными. Свою основную заслугу они видят в том, что проверили стационарность и коинтеграцию исследуемых рядов более аккуратно, чем прочие авторы пренебрегали.

Бонхам и Дейси (Bonham, Dasy, 1991) рассмотрели несколько моделей, с помощью которых были посчитаны прогнозы инфляции: модель, использующая процентную ставку; модель Филлипса; три варианта моделей временных рядов; среднее для вышеуказанных моделей а также консенсус-прогноз исследования ASA-NBER. При этом использовались данные с начала 1970 года по середину 1984.

Авторы использовали четыре определения рациональности: слабая рациональность (эквивалентна несмещенности ошибки прогнозирования); достаточная рациональность (отсутствие автокорреляции ошибки прогнозирования); сильная рациональность (качество прогнозов не хуже, чем у конкурирующих); строгая рациональность (прогноз должен выдерживать все вышеперечисленные тесты для любого подпериода). По результатам исследования, авторы заключили, что ни один из исследуемых способов прогнозирования не удовлетворяет условиям сильной и строгой рациональности. Из этого делаются выводы, что рациональность – довольно обременительное условие

Кеане и Ранкл (Keane, Runkle, 1989) тестировали прогнозы дефлятора ВВП шестидесяти профессиональных прогнозистов по данным ASA-NBER с конца 1968 г. по III квартал 1986 г. Оценивался целый ряд моделей, в которых в различных комбинациях тестировались несмещенность прогнозов, отсутствие автокорреляции ошибки прогнозирования, а также разные комбинации экономических переменных. В итоге гипотеза о рациональности прогнозов не была отвергнута практически для всех рассматриваемых моделей (за исключением единственной модели, в которую входит значение текущего уровня цен, который неизвестен прогнозисту при построении прогноза на следующий период из-за задержек в публикации официальных данных). Основным выводом из проделанной работы авторы считают, что тестирование на рациональность имеет смысл лишь для профессиональных прогнозистов, потому что только для них существование функции потерь обоснованно. Именно поэтому авторы исключили из рассмотрения прогнозы прочих агентов, содержащиеся в ASA-NBER.

В статье Кеане и Ранкла (Keane, Runkle, 1990) проводится исследование, которое показывает, что прогнозы профессиональных прогнозистов базы ASA-NBER являются несмещенными и эффективными, следовательно, рациональными. Тем самым авторы опровергают результаты, полученные до них. Основными средствами, благодаря которым авторам, в отличие от коллег, удалось показать эффективность прогнозов, были использование панельных данных (а не агрегированных или усредненных прогнозов), а также использование только прогнозов профессиональных экспертов. Основной причиной этого является тот факт, что эксперты рискуют своей репутацией, когда предоставляют прогноз, в отличие от прочих опрошенных, следовательно, они принимают более взвешенные решения и тщательно анализируют всю доступную информацию. Именно учет подобных особенностей позволяет сделать прогнозы более аккуратными с теоретической точки зрения.

1 Money Market Services forecast data.

Итак, гипотеза рациональных ожиданий, ставшая неотъемлемой частью макроэкономической теории, нашла свое отражение и в прогнозировании. Рациональность является одной из характеристик качества прогноза, поэтому исследованию этой темы посвящен огромный пласт работ. Однако не все аспекты анализа рациональности прогнозов разработаны в полной мере. Например, недостаточно внимания уделялось исследованию формы функции потерь, несмотря на серьезные свидетельства того, что традиционная симметричная функция неоправданна. ●

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Aggarwal, R., Mohanty, S., Song, F., 1995. Are Survey Forecasts of Macroeconomic Variables Rational? *The Journal of Business*, Vol. 68, No. 1, pp. 99-119
- Bonham, C. S., Dacy, D. C., 1991. In search of a "Strictly Rational" forecast. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 2, pp. 245-253
- Capistran, C., 2008. Bias in Federal Reserve inflation forecasts: Is the Federal Reserve irrational or just cautious? *Journal of Monetary Economics*, 55, pp. 1415–1427
- Granger, C. W. J., 1999. Outline of forecast theory using generalized cost functions. *Spanish Economic Review*, 1, pp. 161–173
- Keane, M. P., Runkle, D. E., 1989. Are economic forecasts rational? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 13, No. 2, pp. 26-33
- Keane, Michael P. and Runkle, David E. 1990. Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data. *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, pp. 714-735
- West, K.D., 2006, Forecast Evaluation, in Elliot G., C.W.J. Granger, and A. Timmermann (eds. by), 2006, *Handbook of Economic Forecasting*, vol.1, Amsterdam: Elsevier.

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА КРАТКОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ НЕКОТОРЫХ РОССИЙСКИХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Е. Астафьева,
Н.с., ИЭП им. Гайдара
М. Турунцева,
С.н.с., ИЭП им. Гайдара

В данной статье мы приводим результаты анализа качественных свойств прогнозов некоторых показателей, ежемесячно публикуемых Институтом экономической политики им. Е.Т. Гайдара в бюллетене «Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ»¹ (далее – «прогнозы ИЭП»). Мы рассматриваем простейшие статистики (MAPE, MAE, RMSE) как прогнозов ИЭП, так и альтернативных прогнозов (наивных; наивных сезонных и прогнозов, построенных с использованием скользящего среднего). Помимо сравнительного анализа на основе простейших статистик качества, мы также исследуем отсутствие значимых отличий между прогнозами ИЭП и альтернативными прогнозами на основе теста знаков. Отметим, что данная методика анализа сравнительного качества прогнозов подробно описана в работе Турунцевой и Киблицкой (2010)².

Для анализа были взяты ряды показателей номинальных инвестиций в основной капитал, индексов транспортных тарифов, денежных показателей, международных резервов и валютных курсов. Оценки качества построены для массива прогнозов с апреля 2009 г. по октябрь 2012 г. Поскольку для каждой точки из рассматриваемого интервала имеется по 6 прогнозных значений, всего мы имеем массив из 258 точек (43 прогнозных месяца по 6 прогнозов для каждого месяца).

Основные результаты расчетов представлены в таблице 1. К числу очень хороших прогнозов ($MAPE < 5\%$) на рассматриваемом интервале времени относятся прогнозы показателей сводного индекса транспортных тарифов на грузовые перевозки, индекса тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом и курса евро к доллару США. Прогнозы индекса тарифов на трубопроводный транспорт, показателей денежной базы и М2, а также курса доллара США к рублю можно отнести к числу хороших ($5\% < MAPE < 10\%$). Прогнозы показателей номинального объема инвестиций в основной капитал и международных резервов имеют не высокое качество ($MAPE > 10\%$). Более половины прогнозов ИЭП значимо лучше всех альтернативных прогнозов, треть – значимо хуже.

Инвестиции в основной капитал

Показатель номинального объема инвестиций в основной капитал традиционно является очень сложным для прогнозирования. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования показателя номинальных инвестиций в основной капитал составляет 19,0%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП данного показателя значимо превосходят наивные прогнозы и прогнозы, построенные на основе скользящего среднего, но значимо уступают наивным сезонным прогнозам, для которых расхождение с истинными значениями объемов инвестиций составляет в среднем 13,1%.

Отметим, что в последние шесть месяцев рассматриваемого периода средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования, как и остальные простейшие характеристики качества,

- 1 См.: http://www.iep.ru/index.php?option=com_bibiet&Itemid=124&catid=123&lang=ru&task=showallbib С августа по декабрь 2012 г. – Бюллетень «Модельные расчеты краткосрочных прогнозов социально-экономических показателей РФ». С января 2013 г. – регулярный раздел «Научного вестника ИЭП им. Гайдара.ру»: <http://www.iep.ru/ru/ob-izdani.html>
- 2 Турунцева М.Ю., Киблицкая Т.Р., 2010, *Качественные свойства различных подходов к прогнозированию социально-экономических показателей РФ*, Москва: ИЭПП, Научные труды №135Р.

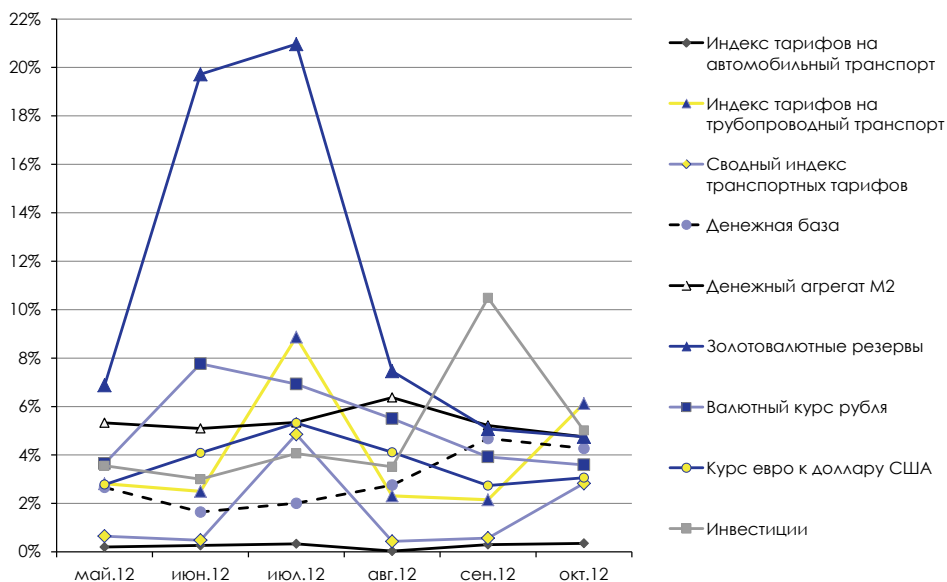


Рис. 1. Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозов в мае–октябре 2012 г.

для прогнозов ИЭП показателя номинальных инвестиций в основной капитал снизилась и составила 4,9% (см. Рис.1). Кроме того, в мае – октябре 2012 г. по качественным характеристикам все альтернативные методы прогнозирования уступают ARIMA-прогнозам: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в эти полгода составляет 43,1%, наивных сезонных прогнозов – 13,7%, скользящего среднего – 14,7%.

Таблица 1
ПРОСТЕЙШИЕ СТАТИСТИКИ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ И РЕЗУЛЬТАТЫ ТЕСТА ЗНАКОВ

		Инвестиции в основной капитал	Транспортные тарифы			Денежные показатели		Международные резервы	Курсы валют	
			Сводный индекс	Автомобильный транспорт	Трубопроводный транспорт	Денежная база	M ₂		доллара к рублю	евро к доллару
Прогнозы ИЭП	MAPE	19.00%	3.28%	0.56%	7.31%	6.54%	6.56%	15.53%	5.53%	4.72%
	MAE	0.11	3.35	0.56	7.73	0.34	1.16	69.75	1.70	0.06
	RMSE	0.17	5.16	0.72	12.78	0.46	1.49	109.76	2.37	0.08
Наивные прогнозы	MAPE	52.97%	4.68%	0.70%	9.72%	8.42%	8.62%	5.75%	5.06%	5.19%
	MAE	0.41	4.79	0.71	10.28	0.46	1.60	26.72	1.55	0.07
	RMSE	0.49	7.55	1.01	16.30	0.52	1.85	35.39	1.97	0.08
	Z	-4.48	-9.84	-6.97	-10.71	-13.82	-17.06	-12.33	-0.87	-0.75
		ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	не ОТВ	не ОТВ
Наивные сезонные прогнозы	MAPE	13.09%	3.21%	0.73%	7.82%	16.01%	16.76%	12.70%	8.75%	8.42%
	MAE	0.11	3.31	0.73	8.15	0.91	3.27	57.39	2.70	0.11
	RMSE	0.14	6.32	0.95	16.10	0.96	3.48	74.21	3.74	0.13
	Z	-15.44	-8.47	-6.10	-8.84	-13.57	-14.44	-12.58	-4.36	-1.87
		ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	не ОТВ
Скользящее среднее	MAPE	29.02%	3.62%	0.65%	7.87%	13.70%	14.49%	9.40%	5.96%	6.02%
	MAE	0.23	3.69	0.65	8.26	0.79	2.85	43.07	1.84	0.08
	RMSE	0.33	5.65	0.92	13.20	0.87	3.14	54.42	2.53	0.10
	Z	-8.22	-0.25	-12.33	-2.12	-14.69	-15.07	-12.45	-3.61	-1.00
		ОТВ	не ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	ОТВ	не ОТВ

Индексы транспортных тарифов на грузовые перевозки

В соответствии с полученными оценками (см. Табл. 1) средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования сводного индекса транспортных тарифов на грузовые перевозки составляет 3,3%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП данного показателя превосходят наивные прогнозы и скользящее среднее, причем в сравнении с наивными прогнозами различия значимы. Однако лучшими (и в соответствии с тестом знаков значимо лучшими) для сводного индекса тарифов на грузовые перевозки следует признать наивные сезонные прогнозы, что отражает сезонный характер данного ряда.

В последние шесть месяцев рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка прогнозирования сводного индекса тарифов на грузовые перевозки составляет в среднем 1,6% (см. Рис. 1). В эти полгода ARIMA-прогнозы превосходят по качеству наивные прогнозы, но уступают наивным сезонным прогнозам и скользящему среднему: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в мае – октябре 2012 г. составляет 2,5%, наивных сезонных прогнозов – 1,1%, скользящего среднего – 1,4%.

Индекс тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом характеризуется наименьшей в данной группе показателей средней абсолютной процентной ошибкой, составляющей 0,6%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП оказываются лучше простейших прогнозов, и на основании теста знаков во всех случаях эти отличия значимы. В мае–октябре 2012 г. средняя ошибка ARIMA-прогнозов индекса тарифов на грузовые перевозки автомобильным транспортом еще ниже – составляет 0,2%. При этом прогнозы ИЭП превосходят по качественным характеристикам все альтернативные методы прогнозирования, ошибка которых в эти полгода составляет 0,7% – для наивных прогнозов, 0,3% – для наивных сезонных прогнозов и 0,6% – для прогнозов, построенных на основе скользящего среднего.

Самую большую среднюю абсолютную процентную ошибку прогнозирования в рассматриваемом периоде демонстрирует индекс тарифов на трубопроводный транспорт, для которого расхождения между прогнозируемыми и истинными значениями показателя составили в среднем 7,3%. Несмотря на это, полученные оценки ошибок ARIMA-прогнозов данного показателя остаются ниже в сравнении с ошибками простейших прогнозов. Во всех случаях гипотеза о несущественности различий отвергается, так что прогнозы ИЭП можно считать значимо лучшими. В последние шесть месяцев рассматриваемого периода достаточно большие расхождения между истинными значениями индекса тарифов на трубопроводный транспорт и прогнозами ИЭП наблюдаются в июле 2012 г. (8,9%). Но в среднем в эти полгода средняя абсолютная ошибка ARIMA-прогнозов данного показателя снизилась до уровня 4,1%. При этом в мае–октябре 2012 г. прогнозы ИЭП уступают по качеству наивным сезонным прогнозам и скользящему среднему: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в последние шесть месяцев рассматриваемого периода составляет 5,7%, наивных сезонных прогнозов – 2,1%, скользящего среднего – 2,8%.

Денежные показатели

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования денежной базы составляет 6,5%. В рассматриваемом периоде прогнозы ИЭП данного показателя значимо превосходят по качественным характеристикам все простейшие прогнозы. В мае–октябре 2012 г. ARIMA-прогнозы денежной базы демонстрируют снижение абсолютной процентной ошибки, составившей в среднем за эти полгода 3,0%. При этом, прогнозы ИЭП существенно превосходят по качеству все альтернативные методы: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в этот период составляет 4,3%, наивных сезонных прогнозов – 12,7%, скользящего среднего – 11,1%.

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования денежного агрегата М2 составляет 6,6%. Для данного показателя ARIMA-прогнозы обладают лучшими качественными характеристиками в сравнении с более простыми методами, при этом гипотеза о несущественности различий между прогнозами ИЭП и альтернативными методами отвергается, что сви-

детельствует о значимом преимуществе ARIMA-прогнозов. Оценки, полученные по месяцам, свидетельствуют что в мае – октябре 2012 г. абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов денежного агрегата М2 составляет в среднем 5,4%. Следует отметить, что в последние шесть месяцев рассматриваемого периода прогнозы ИЭП существенно превосходят по качеству наивные сезонные прогнозы и скользящее среднее, но уступают наивным прогнозам: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в эти полгода составляет 3,6%, наивных сезонных прогнозов – 14,8%, прогнозов, построенных на основе скользящего среднего – 12,1%.

Международные (золотовалютные) резервы

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования международных резервов составляет 15,5%. Для данного показателя применение теста знаков для проверки гипотезы о несущественности различий между прогнозами ИЭП и простейшими прогнозами свидетельствует о том, что ARIMA-прогнозы значимо хуже всех альтернативных методов прогнозирования. В соответствии с качественными характеристиками для золотовалютных резервов лучшим методом следует признать наивный прогноз, средняя абсолютная процентная ошибка которого в рассматриваемом периоде составляет 5,8%.

В соответствии с оценками, полученными по месяцам, в последние полгода рассматриваемого периода среднемесячная абсолютная процентная ошибка ARIMA-прогнозов золотовалютных резервов снизилась до уровня 10,8%. При этом прогнозы ИЭП по качеству уступают всем альтернативным методам: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в мае – октябре 2012 г. составляет 1,8%, наивных сезонных прогнозов – 2,9%, скользящего среднего – 1,2%.

Валютные курсы

Средняя абсолютная процентная ошибка прогнозирования валютного курса доллара США к рублю составляет в рассматриваемом периоде 5,5%, курса евро к доллару США – 4,7%. По качественным характеристикам прогнозы ИЭП валютного курса рубля за доллар США уступают только наивным прогнозам. Однако в соответствии с тестом знаков гипотеза об отсутствии значимых различий при сравнении ARIMA-прогнозов и альтернативного метода не отвергается, так что преимущества простейшего прогноза можно считать незначимыми. Прогнозы ИЭП курса доллара США к евро превосходят по качеству все альтернативные методы, и в соответствии с тестом знаков эти различия незначимы.

В последние шесть месяцев рассматриваемого периода ошибка прогнозов ИЭП валютного курса рубля за доллар США демонстрирует снижение, составляя в среднем за эти полгода 5,2%. Однако и в мае–октябре 2012 г. ARIMA-прогнозы данного показателя уступают по качественным характеристикам наивным сезонным прогнозам, средняя абсолютная процентная ошибка которых в последние полгода составляет 4,7%.

Средняя ошибка прогнозов ИЭП курса евро к доллару США в последние шесть месяцев также демонстрирует снижение, составляя 3,7%. Следует отметить, что в эти полгода ARIMA-прогнозы превосходят по качественным характеристикам все альтернативные методы: средняя абсолютная процентная ошибка наивных прогнозов в мае–октябре 2012 г. составляет 4,6%, наивных сезонных прогнозов – 11,9%, скользящего среднего – 10,3%.

Таким образом, можно говорить о том, что прогнозы ИЭП, в среднем, демонстрируют достаточно хорошее качество, как сами по себе, так и в сравнении с альтернативными методами прогнозирования. Более того, все качество прогнозов ИЭП всех показателей, кроме индекса тарифов на трубопроводный транспорт, улучшается в последние полгода рассматриваемого интервала (май–октябрь 2012 г.), в том числе, и по сравнению с альтернативными методами прогнозирования. ●

«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 (зав. лабораторией отраслевых рынков и инфраструктуры),
М.В. Казакова (зав. лабораторией проблем экономического развития),
А.Ю. Кнобель (зав. лабораторией международной торговли),
П.В. Трунин (зав. лабораторией денежно-кредитной политики)

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 Тел./факс: (495) 629-6728
lopatina@iep.ru