УДК 336.748.12(470.3)

ШУМЕТОВ В.Г.,
АФОНИНА Т.Н.

Инфляционные процессы в Центральной России: региональные особенности

Статья посвящена анализу территориальных особенностей инфляционных процессов в экономике Центральной России. Рассмотрена динамика индексов потребительских цен, индексов цен на продовольственные и непродовольственные товары и тарифов на услуги.

Ключевые слова: инфляция, индексы потребительских цен, индексы цен на продовольственные товары, индексы цен на непродовольственные товары, индексы тарифов на услуги, регионы Центрального федерального округа.

В предыдущей публикации[1], посвященной анализу динамики показателей, отражающих инфляционные процессы в экономике Российской Федерации и в регионах Центрального федерального округа в период с 2000 г. по настоящее время, нами была показана возможность разработки экстраполяционного прогноза уровня инфляции. В предположении, что выявленная тенденция линейного роста базисных индексов потребительских цен в 2008–2011 гг. сохранится и в дальнейшем, была получена оценка темпов снижения инфляции на 0,4 процентных пункта в год. Отсюда следует, что для уменьшения инфляции до уровня 3–4% при сохранении выявленных тенденций потребуется 6–9 лет.

Этот вывод основан на анализе динамики инфляционных процессов в целом в Российской Федерации, цель же данной статьи – выявление территориальных особенностей инфляционных процессов в экономике Центральной России, что требует соответствующих региональных исследований.

Из теории статистики известно, что точность экстраполяционных прогнозов снижается с уменьшением длины временных рядов и масштаба изучаемых статистических объектов[2]. Однако особенно важно изучать краткосрочные тенденции в региональном разрезе. Это необходимо для мониторинга экономической ситуации, поскольку именно высокочастотные составляющие временных рядов являются наиболее информативными[3], кроме того, изучение региональных особенностей социально-экономических процессов вообще и инфляционных в частности дает возможность глубже понять их закономерности.

"Стандартная" техника анализа краткосрочных тенденций предполагает использование в качестве эмпирической базы экономических временных рядов помесячной динамики, но на основе изменения их уровней затруднительно сделать выводы о характере тенденций непосредственно, без проведения соответствующих расчетов[4]. При этом возникают определенные трудности, связанные с необходимостью элиминировать календарную, сезонную и стохастическую составляющие. С учетом этого в нашем исследовании в качестве эмпирической базы приняты временные ряды годовой динамики индексов потребительских цен, индексов цен на продовольственные и непродовольственные товары и тарифов на услуги, свободные от календарных, сезонных и нерегулярных флуктуаций, не несущих

информацию о краткосрочных тенденциях. Эти данные в региональном разрезе опубликованы в статистическом сборнике[5] за период с 2000 по 2011 г. и являются достаточно надежными.

В методическом плане в анализе временных рядов нами использован переход от цепных показателей инфляционных процессов (в процентах к предыдущему периоду – декабрь к декабрю предыдущего года) к базисным – в процентах к декабрю базисного 1999 года. Это позволило выявить "реперные" точки на графиках временных рядов базисных показателей, соответствующие изменению характера тренда на большую или меньшую крутизну графика. Для временных рядов базисных индексов потребительских цен (ИПЦ), а также для временных рядов базисных индексов ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары это значения базисных темпов роста в РФ в целом и в регионах Центральной России в 2006, 2008–2009 и 2011 гг. Для временных рядов базисных индексов цен на услуги наблюдалась более сложная динамика, однако в целях единства описания динамики всех показателей приняты значения базисных ИПЦ в 2006, 2008 и 2011 гг.

Такой методический подход позволил по полной выборке 18 регионов Центрального федерального округа построить линейные регрессионные модели, выходной переменной которых явились значения базисных ИПЦ в 2006, 2008 и 2011 гг., а предикторами служили реперные значения трех составляющих инфляционных процессов – индексы цен на продовольственные и непродовольственные товары и на услуги. При этом сравнение бета-коэффициентов (стандартизированных) регрессионных моделей показало, что сильнее всего инфляцию определяет рост цен на услуги, следовательно, социальная политика государства должна быть в первую очередь направлена на ограничение тарифов на услуги.

В анализе региональных особенностей продуктивным является использование территориальных индексов, в данном случае вычисляемых как отношение базисных ИПЦ в том или ином регионе ЦФО к их значениям для РФ в целом. Это позволит не только привести все значения индексов к единой шкале, поскольку появляется еще одна база – 100%, но также исключить влияние автокорреляции при исследовании взаимосвязей.

Поясним последнее. Базисные индексы цен в период 2000–2011 гг. изменялись в значительных пределах: в Российской Федерации в целом в 2011 году базисный индекс потребительских цен составлял 395,1%, ИПЦ на продовольственные товары – 378,7%, на непродовольственные товары – 276,9%, на тарифы – 851,6%. Если рассматривать взаимосвязь базисных индексов потребительских цен по региональной выборке для фиксированного момента времени, например для 2011 года, то оказывается, что между индексами составляющих инфляции статистически значимые корреляции отсутствуют, тогда как итоговый ИПЦ коррелирует статистически значимо со всеми тремя составляющими – ростом цен на продовольственные и непродовольственные товары и на тарифы с выборочными коэффициентами линейной корреляции 0,576; 0,593 и 0,694 соответственно – табл. 1.

Таблица 1

Матрица корреляций базисных индексов потребительских цен в 2011 году (база – 1999 год)[6]

Базисные индексы	Статистика	ИПЦ на продтовары	ИПЦ на непрод. товары	ИПЦ на услуги	ИПЦ итоговый
ИПЦ на продтовары	Коэф. корреляции	1	0,279	0,219	0,576
	Уровень значимости	,	0,262	0,384	0,012
ИПЦ на непродовольственные товары	Коэф. корреляции	0,279	1	0,043	0,593
	Уровень значимости	0,262	,	0,864	0,010
ИПЦ на услуги	Коэф. корреляции	0,219	0,043	1	0,694
	Уровень значимости	0,384	0,864	,	0,001
ИПЦ итоговый	Коэф. корреляции	0,576	0,593	0,694	1
	Уровень значимости	0,012	0,010	0,001	,

Аналогично между собой не коррелируют территориальные индексы составляющих инфляции, и, напротив, статистически значимо коррелируют территориальные индексы итоговых ИПЦ с ИПЦ составляющих инфляции. Однако при расширении выборки за счет включения в нее данных за 2006 и 2008 гг. картина меняется: статистически значимыми становятся также корреляции базисных ИПЦ составляющих инфляции – табл. 2.

Имеется еще один аргумент в пользу перехода от базисных ИПЦ к территориальным индексам – возможность их усреднения по данным за отдельные годы, что в определенной мере может уменьшить влияние случайных флуктуаций. Имеется также возможность проследить временные изменения территориальных особенностей инфляционных процессов. Последнее можно рельефно проследить по так называемым "территориальным профилям", которые представляют собой набор графиков последовательностей регионов, построенных по значениям показателей для разных временных интервалов. Этот способ представления территориальных особенностей особенно нагляден, если исходная последовательность регионов построена в порядке возрастания или убывания показателя.

На рис. 1 *а–г* представлены территориальные профили базисных индексов потребительских цен составляющих инфляции и итоговых ИПЦ за 2006, 2008 и 2011 гг., при этом регионы предварительно были проранжированы в порядке их убывания.

Сравнивая территориальные профили базисных ИПЦ на продовольственные товары, представленные на рис. 1 *а*, где исходная последовательность регионов ЦФО построена в порядке убывания территориальных индексов в 2006 году, можно отметить существенные изменения в их ранжировании по данному показателю в 2008 и 2011 гг., вызванные неравномерностью темпов развития инфляционных процессов в регионах. Так, по локальным максимумам на графиках последовательностей, построенных по данным 2008 и 2011 гг., можно выделить Смоленскую, Тульскую, Липецкую, Курскую, Воронежскую, Рязанскую, Тамбовскую и Владимирскую области, в которых территориальные профили базисных ИПЦ на продовольственные товары повысились в большей степени, чем в регионах, отвечающих локальным минимумам графиков: в Калужской, Брянской областях, г. Москве и Московской области.

Также обращает на себя внимание, что ранжирование регионов ЦФО различается и для разных составляющих инфляции: по инфляции на продовольственные товары "лидирует" Смоленская область, по непродовольственным товарам – Калужская, по тарифам на услуги – Курская область, она же – лидер по значениям итогового ИПЦ.

Если последовательности регионов, построенные по данным за 2006 и 2008 гг., заметно различаются, то последовательности регионов, построенные по данным за 2008 и 2011 гг., различаются меньше. Учитывая, что в прогностических целях нас больше интересуют более поздние данные, ограничимся анализом территориальных индексов в 2008 и 2011 гг.

Таблица 2

Матрица корреляций базисных индексов потребительских цен в 2006–2011 гг. (база – 1999 год)

Базисные индексы	Статистика	ИПЦ на продтовары	ИПЦ на непрод. товары	ИПЦ на услуги	ИПЦ итоговый
ИПЦ на продтовары	Коэф. корреляции	1	0,874	0,862	0,974
	Уровень значимости	,	0,000	0,000	0,000
ИПЦ на непродовольственные товары	Коэф. корреляции	0,874	1	0,772	0,915
	Уровень значимости	0,000	,	0,000	0,000
ИПЦ на услуги	Коэф. корреляции	0,862	0,772	1	0,925
	Уровень значимости	0,000	0,000	,	0,000
ИПЦ итоговый	Коэф. корреляции	0,974	0,915	0,925	1
	Уровень значимости	0,000	0,000	0,000	,

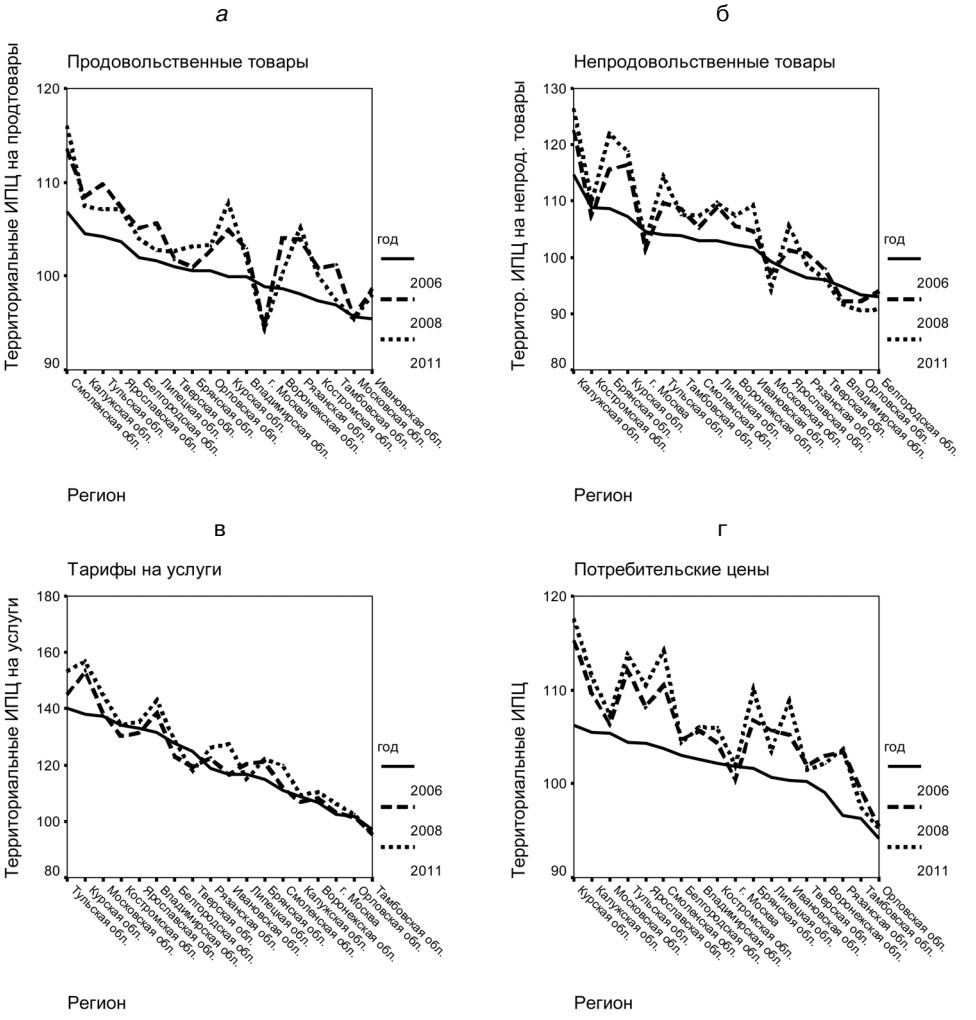


Рис. 1. Распределение регионов ЦФО по территориальным ИПЦ:
а – на продовольственные товары; *б* – на непродовольственные товары;
в – на услуги; *г* – на ИПЦ в целом

На рис. 2 представлено ранжирование регионов ЦФО по средним значениям территориальных индексов базисных ИПЦ на составляющие инфляции, а также по средним значениям территориальных индексов итогового ИПЦ в 2008 и 2011 гг.

Как видно из диаграмм рис. 2, в большинстве регионов ЦФО инфляционные процессы выражены сильнее, чем в среднем в РФ.

На рис. 2 обращает на себя также внимание достаточно высокая вариабельность индексов составляющих инфляции по регионам: коэффициент вариации равен 4,7% для продовольственной составляющей, 9,0% – для непродовольственной составляющей и 13,4% – для тарифной составляющей при коэффициенте вариации для итогового показателя 5,0%. Отсюда можно заключить, что наиболее информативной составляющей инфляции является тарифная, наименее информативной – продовольственная составляющая.

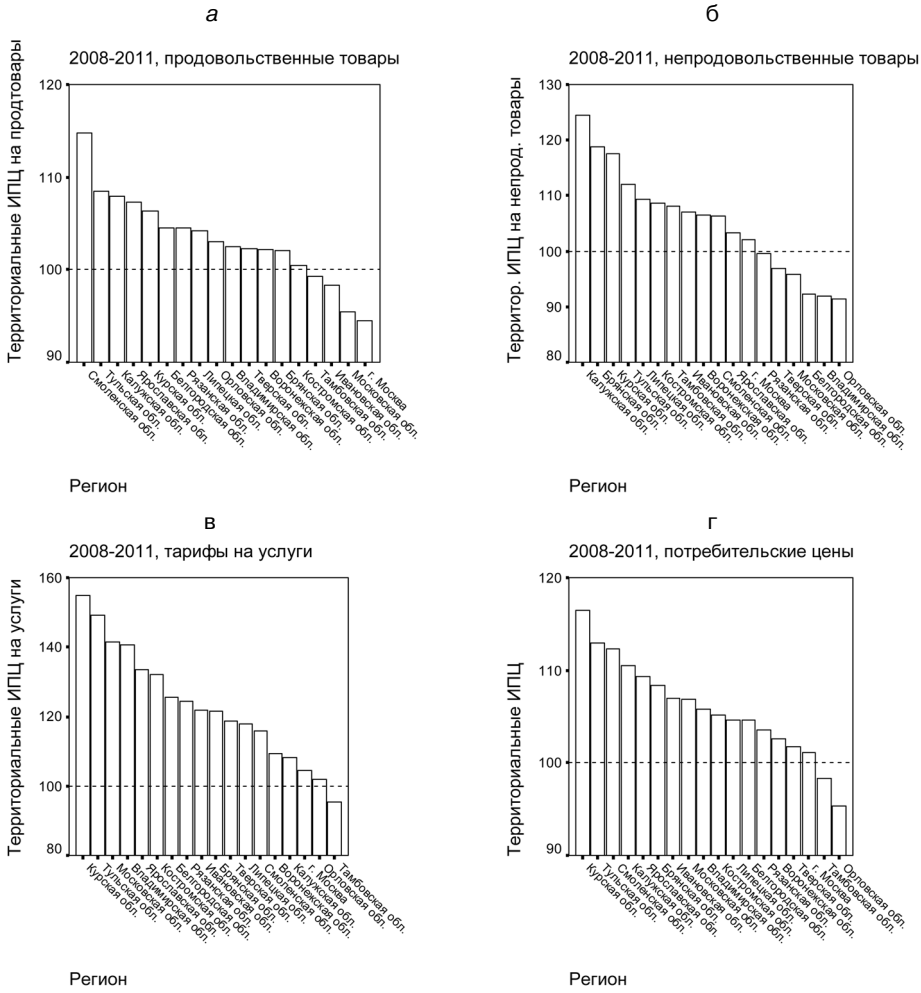


Рис. 2. Ранжирование регионов ЦФО по средним значениям территориальных ИПЦ в 2008 и 2011 гг.: *а* – на продовольственные товары; *б* – на непродовольственные товары; *в* – на услуги; *г* – на ИПЦ в целом

Это же следует и из сравнения бета-коэффициентов полученного нами уравнения линейной регрессии для среднего значения территориальных индексов базисных ИПЦ в 2008 и 2011 гг.: 0,309; 0,465 и 0,626 при продовольственной, непродовольственной и тарифной составляющей соответственно.

Это уравнение линейной регрессии, явный вид которого

$$Y = 19{,}453 + 0{,}335\,X_1 + 0{,}259\,X_2 + 0{,}200\,X_3, \quad (1)$$

где Y – среднее значение территориальных индексов базисных ИПЦ в 2008 и 2011 гг. (в процентах к РФ), а X_1, X_2 и X_3 – средние значения территориальных индексов базисных ИПЦ на продовольственные товары, непродовольственные товары и на тарифы в 2008 и 2011 гг. (также в процентах к РФ), адекватно отражает эмпирические данные (критерий Фишера $F = 32{,}1$ статистически значим на уровне не хуже 0,0005), объясняет 87,3% общей дисперсии и может быть использовано в прогностических целях и в целях планирования.

Приведем пример применения данного уравнения в прогностических целях. В Курской области территориальные индексы в 2008–2011 гг. составляли следующие значения: для ИПЦ на продовольственные товары (предиктор X_1) – 106,3%, непродовольственные товары (предиктор X_2) – 117,6%, на тарифы (предиктор X_3) – 155,0%. Согласно (1), прогнозное значение итогового территориального индекса (Y) равно 116,6% (при фактическом значении 116,5%), что существенно превышает средний по РФ уровень. Если же цены на тарифы в Курской области понизить до среднероссийского уровня (X_3=100,0%), то итоговый территориальный индекс уменьшится до значения

$$Y = 19{,}453 + 0{,}335\times106{,}3 + 0{,}259\times117{,}6 + 0{,}200\times100{,}0 = 105{,}5\%.$$

Представляет несомненный практический интерес оценка сравнительной силы влияния на итоговый территориальный индекс каждой составляющей инфляции. Соответствующими индикаторами являются частные коэффициенты эластичности $Э_j$, вычисляемые по формуле[7]

$$Э_j = b_j \times (X_j)_{ср} / Y_{ср}, \qquad (2)$$

где b_j – коэффициент регрессии при j-м факторном признаке; $(X_j)_{ср}$ – среднее значение j-го факторного признака; $Y_{ср}$ – среднее значение результативного признака. Средние значения факторных и результативного признаков (территориальные индексы ИПЦ на продовольственные и непродовольственные товары и на услуги), а также итогового ИПЦ, составляют: $(X_1)_{ср}$=103,2%; $(X_2)_{ср}$=105,1%; $(X_3)_{ср}$=123,2%; $Y_{ср}$=105,9%, и по формуле (2) получаем следующие оценки частных коэффициентов эластичности:

$$Э_1 = 0{,}335\times103{,}2/105{,}9 = 0{,}326;$$

$$Э_2 = 0{,}259\times105{,}1/105{,}9 = 0{,}257;$$

$$Э_3 = 0{,}200\times123{,}2/105{,}9 = 0{,}233.$$

Это означает, что при изменении территориальных индексов цен на продовольственные и непродовольственные товары и на услуги на 1 процент следует ожидать изменения территориального индекса итогового ИПЦ на 0,326; 0,257 и 0,233 процента соответственно, и по этому индикатору максимальное влияние на территориальный индекс итогового ИПЦ оказывает изменение территориальных индексов цен на продовольственные товары. При этом сумма частных эластичностей составляет 0,816, т.е. меньше единицы, значит, итоговый индекс потребительских цен с увеличением составляющих инфляции увеличивается в меньшей степени, чем определяющие инфляцию факторы.

Важной частью региональных исследований является разработка пространственной модели, отражающей дифференциацию регионов ЦФО по показателям инфляции. Предикторы в модели (1) не коррелируют значимо друг с другом, и в качестве переменных кластеризации можно принять все три составляющие инфляции – средние значения территориальных индексов базисных ИПЦ в 2008 и 2011 гг. Поскольку эти переменные безразмерны (выражены в процентах), в их стандартизации нет необходимости.

На первом этапе построения пространственной модели дифференциации регионов ЦФО по показателям инфляции в результате реализации процедуры иерархического кластерного анализа по методу Уорда с квадратичной метрикой на переменных X_1, X_2 и X_3, рекомендованному в работе[8] для экономических приложений, на уровне сходства 80% нами принята четырехкластерная модель с отнесением регионов к кластерам, указанном в табл. 3.

Для проверки устойчивости полученной пространственной модели выполнен кластерный анализ также по итеративному методу k-средних (полученные результаты приведены в табл. 3). При этом выявлено лишь два несовпадения отнесения регионов к кластерам, что говорит в пользу предлагаемой четырехкластерной многомерной группировки. Другим полезным результатом итеративного кластерного анализа являются данные по близости регионов к центрам ближайших кластеров: для кластера 1 это Ярославская область, для кластера 2 – Липецкая, для кластера 3 – г. Москва. Указанные регионы наиболее ярко представляют кластеры (в кластере 4 только два региона – Курская и Тульская области, и они представляют этот кластер в равной мере).

Таблица 3

Отнесение регионов ЦФО к кластерам, однородным по территориальным индексам базисных ИПЦ на продовольственные товары, непродовольственные товары и на тарифы в 2008 и 2011 гг.

Регион	Кластер по иерархическому анализу	Кластер по итеративному анализу	Совпадение отнесения регионов	Расстояние от центра ближайшего кластера
Белгородская обл.	1	III	+	9,94
Владимирская обл.	1	III	+	10,28
Костромская обл.	1	III	+	10,28
Московская обл.	1	III	+	11,42
Рязанская обл.	1	III	+	8,97
Тверская обл.	1	II	-	13,47
Ярославская обл.	1	III	+	6,81
Брянская обл.	2	I	+	7,94
Ивановская обл.	2	I	+	7,94
Калужская обл.	2	I	+	7,94
Липецкая обл.	2	I	+	4,14
Смоленская обл.	2	I	+	11,61
Воронежская обл.	3	I	-	11,61
Орловская обл.	3	II	+	10,80
Тамбовская обл.	3	II	+	12,76
г. Москва	3	II	+	6,00
Курская обл.	4	IV	+	4,17
Тульская обл.	4	IV	+	4,17

Идентификацию кластеров удобно выполнить по ящичковым диаграммам, представленным на рис. 3. Как и ожидалось, наиболее четкое разделение кластеров наблюдается по территориальным индексам базисных ИПЦ на услуги: различаются не только медианные значения показателя, но практически не перекрываются и их индивидуальные значения – рис. 3 *в*. По этой составляющей инфляции кластер 3, объединяющий Воронежскую, Тамбовскую и Орловскую области, а также г. Москву, является кластером, наиболее близким к центральной тенденции развития инфляционных процессов, остальные кластеры характеризуются более высоким уровнем цен на услуги. Кластер 3 наиболее близок к центральной тенденции и по остальным составляющим инфляции. Хуже всего ситуация по росту цен на тарифы в регионах кластера 4 – Курской и Тульской областях, где тарифы выше среднероссийских в полтора раза, несколько лучше ситуация в регионах кластеров 1 и 2.

По росту цен на продовольственные и непродовольственные товары кластеры разделены не столь четко: судя по диаграммам рис. 3 *а* и *б*, индивидуальные значения территориальных индексов перекрываются. По итоговому ИПЦ, как и по росту тарифов, худшая ситуация наблюдается в регионах кластера 4 – Курской и Тульской областях.

В предыдущей публикации[9] отмечалась цикличность динамики базовых индексов потребительских цен в регионах ЦФО, как и в РФ в целом, в 2000–2011 гг., при этом обосновано, что временные ряды третьего, последнего цикла, охватывающего 2008–2011 гг., могут быть аппроксимированы моделями линейного роста с достаточно высокой точностью. Это позволяет выполнить экстраполяционный прогноз инфляции в регионах на ближайшую перспективу, результаты которого приведены в табл. 4.

Поясним данные табл. 4. Графы *2* и *3* содержат параметры линейных регрессионных моделей,

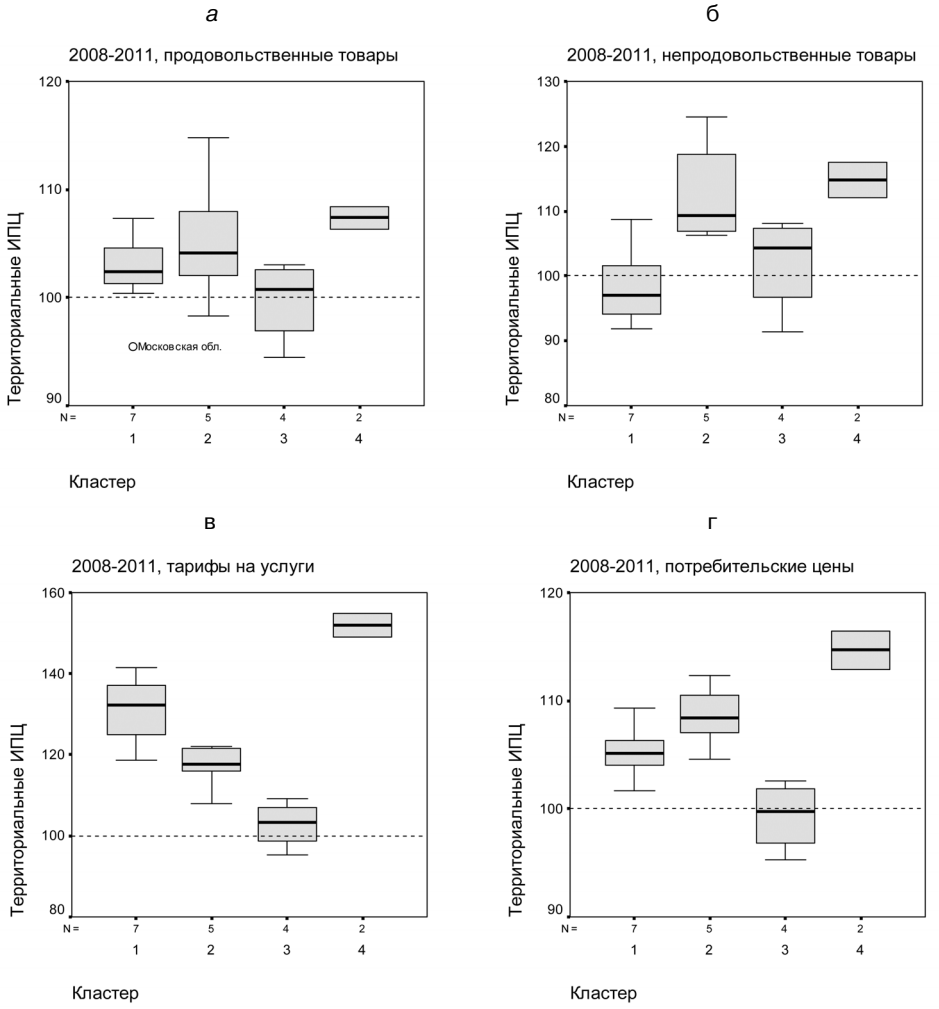


Рис. 3. Распределение кластеров регионов ЦФО по средним значениям территориальных ИПЦ в 2008 и 2011 гг.: *а* – на продовольственные товары; *б* – на непродовольственные товары; *в* – на услуги; *г* – на ИПЦ в целом

$$T^{б} = b_0 + b_1 t, \quad (3)$$

где $T^{б}$ – базисный индекс потребительских цен; b_0 – свободный член; b_1 – коэффициент регрессии, а временная переменная определена соотношением

$$t = \text{год} - 2008. \quad (4)$$

При таком определении временной переменной t свободный член b_0 интерпретируется как расчетное значение базисного индекса потребительских цен в 2008 году, а коэффициент регрессии b_1 – как МНК-оценка ежегодного прироста показателя.

В графе *4* приведены коэффициенты детерминации, видно, что все они достаточно близки к единице, что говорит о высоком качестве аппроксимации динамики базисных индексов потребительских цен линейными моделями.

Графы *5* и *6* содержат прогнозные значения базисных индексов потребительских цен в 2013–2014 гг., а графы *7* и *8* – прогнозные значения ИПЦ в эти годы.

Таблица 4

Параметры региональных моделей инфляции и экстраполяционный прогноз ИПЦ на 2013–2014 гг.

Регион	Параметры моделей			ИПЦ, % к 1999 г.		ИПЦ, %	
	b_0	b_1	R_2	2013 г.	2014 г.	2013 г.	2014 г.
1	2	3	4	5	6	7	8
Белгородская обл.	330,76	28,17	0,994	471,6	499,8	106,4	106,0
Брянская обл.	337,93	33,59	0,991	505,9	539,5	107,1	106,6
Владимирская обл.	332,93	29,50	0,994	480,5	510,0	106,5	106,1
Воронежская обл.	328,64	26,72	0,974	462,3	489,0	106,1	105,8
Ивановская обл.	330,22	34,08	0,990	500,6	534,7	107,3	106,8
Калужская обл.	346,57	31,89	0,997	506,0	537,9	106,7	106,3
Костромская обл.	328,48	31,01	0,991	483,5	514,5	106,9	106,4
Курская обл.	365,90	34,41	0,989	538,0	572,4	106,8	106,4
Липецкая обл.	334,61	25,90	0,990	464,1	490,0	105,9	105,6
Московская обл.	338,04	29,80	0,990	487,0	516,8	106,5	106,1
Орловская обл.	300,96	25,67	0,996	429,3	455,0	106,4	106,0
Рязанская обл.	325,41	28,79	0,994	469,3	498,1	106,5	106,1
Смоленская обл.	348,44	35,24	0,994	524,6	559,9	107,2	106,7
Тамбовская обл.	313,10	24,55	0,996	435,8	460,4	106,0	105,6
Тверская обл.	321,14	27,51	0,992	458,7	486,2	106,4	106,0
Тульская обл.	353,94	32,92	0,992	518,5	551,5	106,8	106,3
Ярославская обл.	341,26	32,77	0,993	505,1	537,9	106,9	106,5
г. Москва	317,13	29,17	0,997	463,0	492,2	106,7	106,3
РФ в целом	315,35	27,17	0,997	451,2	478,4	106,4	106,0

Из данных, приведенных в табл. 4, следует, что минимальный уровень инфляции в 2013 и 2014 гг., при условии сохранения выявленных тенденций, ожидается в Липецкой области – 5,9% и 5,6% соответственно, максимальный – в Ивановской области – 7,3% в 2013 г. и 6,8% в 2014 г. Это высокий уровень инфляции.

Авторы надеются, что результаты исследований, приведенные в данной статье, будут способствовать решению важной социальной задачи снижения инфляции в регионах Центрального федерального округа и в стране в целом.

[1] Шуметов В.Г., Афонина Т.Н. Инфляция в зеркале статистики: ретроспективный анализ и возможности прогноза // Среднерусский вестник общественных наук. 2013. № 3. С. 250–258.

[2] Теория статистики: Учебник / Под ред. Г.Л. Громыко. М.: ИНФРА-М, 2010. С. 361–363.

[3] Бессонов В. Анализ краткосрочных тенденций в российской экономике: как рассеять “туман настоящего”? // Вопросы экономики. 2011. № 2. С. 93–108.

[4] Там же. С. 94.

[5] Регионы России. Социально-экономические показатели 2012. М.: Росстат, 2012.

[6] Эти и все последующие статистические расчеты, а также графические построения проводили с помощью пакета статистических программ SPSS Base.

[7] Теория статистики: Учебник / Под ред. Г.Л. Громыко. М.: ИНФРА-М, 2010. С. 273.

[8] Олдендерфер М.С., Блэшфилд Р.К. Кластерный анализ // Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. М.: Финансы и статистика, 1989. С. 216.

[9] Шуметов В.Г., Афонина Т.Н. Инфляция в зеркале статистики: ретроспективный анализ и возможности прогноза // Среднерусский вестник общественных наук. 2013. № 3. С. 250–258.