

## Влияние территориальных неоднородностей и фальсификаций на электоральные показатели

А. Ю. Бузин

*Кафедра нелинейного анализа и оптимизации  
Российский университет дружбы народов  
ул. Миклухо-Маклая, д. 6, Москва, Россия, 117198*

Доступная статистика голосований на выборах российских органов власти предоставляет широкие возможности для анализа распределений различных электоральных показателей. Например, распределение числа участковых избирательных комиссий по показателю явки избирателей часто оказывается близким к нормальному, что было бы естественно ожидать в случае, если правила, по которым избиратели принимают решения об участии в выборах, примерно одинаковы для всех избирателей. На практике оказывается, что распределение участковых комиссий по явке иногда значительно отклоняется от нормального, причём различия между распределениями на разных выборах не зависят от типа выборов и могут проявляться в течение короткого промежутка времени между двумя выборами.

Эти различия можно объяснить территориальными неоднородностями в электоральном поведении избирателей. Однако возникает вопрос, по какой причине такие территориальные неоднородности проявляются в Москве, но не проявляются, например, в Екатеринбурге. Кроме того, в Москве эти «неоднородности» проявляются крайне нерегулярно.

Наблюдаемые распределения участковых комиссий по явке хорошо объясняются моделью вброса бюллетеней — приписыванием голосов одному из претендентов. Такая модель лучше описывает наблюдаемое поведение не только распределения участковых комиссий по явке, но и поведение других электоральных показателей, например, распределения голосов.

В статье рассмотрены результаты компьютерного имитационного моделирования некоторых правил голосования и подсчёта голосов. Результаты имитационных экспериментов сравниваются с реальной электоральной статистикой.

**Ключевые слова:** имитационный эксперимент, электоральные показатели, итоги голосования, явка, распределение по явке, фальсификации.

### 1. Введение

Публикуемая в настоящее время электоральная статистика содержит большое число показателей. Она позволяет рассматривать в качестве самой мелкой статистической единицы участковые избирательные комиссии (УИК). На федеральных выборах в России задействовано более 96 тысяч УИК, и каждая УИК составляет протокол об итогах голосования, содержащий 20–30 различных электоральных показателей, таких как общее число избирателей в УИК, число избирателей, получивших бюллетени в помещении для голосования, число недействительных бюллетеней, число голосов, полученных каждым претендентом и другие. Эти показатели могут быть преобразованы в относительные показатели, важнейшим из которых являются показатели явки (частное от деления числа выданных бюллетеней к общему, «списочному» числу избирателей) и показатель доли голосов, набранных претендентом (частное от деления числа голосов, набранных претендентом на общее число избирателей).

Моделирование голосования естественно осуществлять в терминах случайных процессов, когда избиратель рассматривается как источник случайности, принимающий случайные решения с заданными характеристиками, зависящими от многих факторов — социальной среды, традиций, политических процессов. Принимая случайные (естественно, не в бытовом понимании этого слова) решения об участии в голосовании, о голосовании за того или иного кандидата, совокупность избирателей, приписанных к данному избирательному участку, порождает случайные электоральные показатели этого избирательного участка, этой УИК.

При большом количестве УИК интерес представляют распределения УИК по электоральным показателям, в частности, по показателю явки [1]. Например, возникает вопрос, насколько такое распределение будет похоже на гауссово, что было бы естественно ожидать, если бы стохастическое поведение избирателей на всех участках было бы одинаковым.

Прежде, чем рассматривать эмпирические распределения УИК, следует заметить, что визуально эти распределения зависят от величины выбранного интервала распределения (бина) и выбор интервала может в большей или меньшей степени сделать похожим распределение на нормальное (или какое-нибудь другое). Причём чем больше число УИК, тем меньше можно выбрать интервал для представления распределения. Так, например, на рис. 1 представлены сглаженные эмпирические распределения УИК города Екатеринбурга на выборах мэра в 2013 году для трёх размеров интервалов явки — 1%, 2% и 5%. Пятипроцентное распределение похоже на гауссово, чего нельзя сказать об однопроцентном распределении. Во многом это связано с тем, что в Екатеринбурге всего 565 УИК.

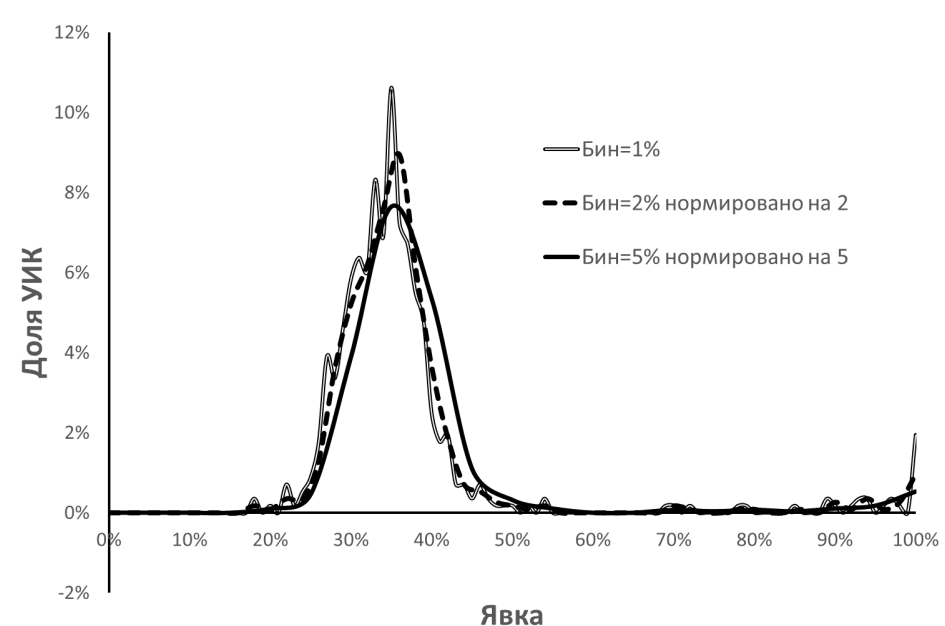


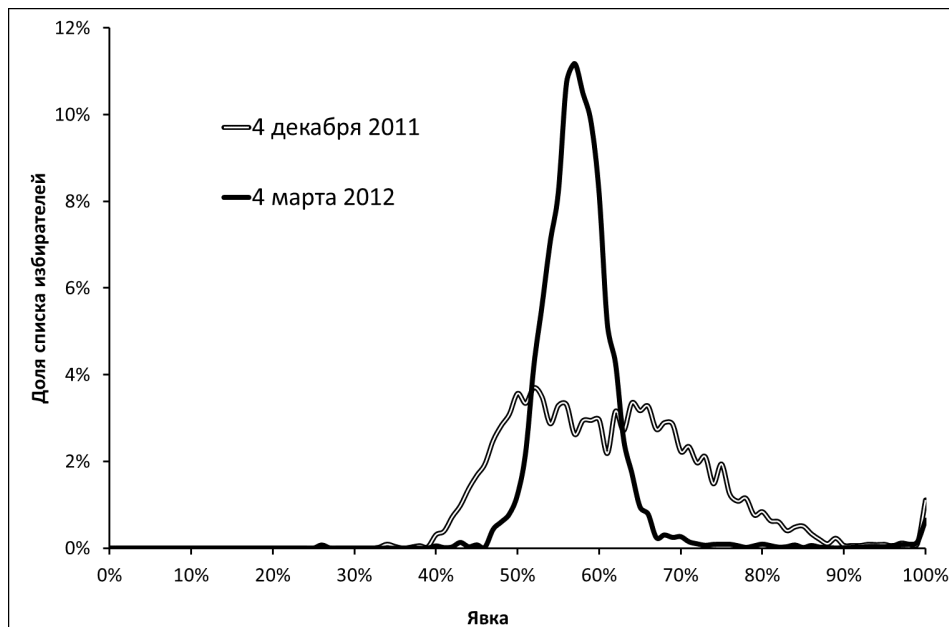
Рис. 1. Распределение УИК по различным интервалам явки на выборах мэра Екатеринбурга в 2013 году

Для получения более-менее гладкого распределения УИК в городе Москве, где более 3 тысяч УИК, можно использовать однопроцентные интервалы явки. Но здесь мы сталкиваемся с интересным явлением: оказывается, распределения, разделённые по времени всего тремя месяцами разительно отличаются друг от друга (рис. 2).

Возникновение резкого всплеска на правом конце распределения объясняется наличием довольно большого количества небольших по числу избирателей «закрытых» участковых комиссий, находящихся в больницах и других местах временного пребывания. Явка в «закрытых» комиссиях обычно близка к 100-процентной. В нижеприведённой модели указанный «всплеск» не моделируется, поскольку «закрытые» участки вносят в итоги голосования незначительный вклад по сравнению с теми искажениями, которые описываются нашей моделью.

В работе [2] высказано предположение, что отклонение распределения УИК от гауссова объясняется территориальной разнородностью электорального поведения населения. Такое объяснение действительно может быть принято для

«ненормальных» отклонений в разнородных сообществах (что будет проиллюстрировано ниже), но оно не подходит для объяснения рис. 2, относящегося к довольно однородной Москве.



**Рис. 2.** Распределение УИК по явке на федеральных выборах в городе Москве

В этой работе проиллюстрируем, что для «ненормального» поведения распределений есть намного более грустное объяснение — искусственное завышение явки.

Однако искусственное завышение явки само по себе не имеет особого смысла, если оно не влияет на результаты претендентов. Официальная статистика показывает, что уровень голосования за победителя часто имеет положительную связь с явкой. Причём эта связь прослеживается тем яснее, чем больше отклонение распределения УИК от гауссова! Что, собственно, интуитивно понятно: если уж «вбрасывать» дополнительные бюллетени (это можно делать как реальным добавлением бумажных бюллетеней, так и простым их «приписыванием» в протокол), то имеет смысл ставить в них галочку за определённого претендента.

Для исследования влияния территориальных неоднородностей и фальсификаций на результаты претендентов мы будем использовать другой интегральный электоральный показатель — распределение отношения доли голосов, полученных претендентами, по показателю явки. Если бы распределение голосов между претендентами не зависело от явки, то отношение числа голосов, набранных одним претендентом, к числу голосов, набранных другим претендентом, было бы равным для всех интервалов явки. Если это отношение нормировать на частное от деления общего числа голосов, набранных одним претендентом, на общее число голосов, набранных другим претендентом, то в случае независимости распределения голосов от явки мы получим единицу. Если график упомянутого отношения не является горизонтальной линией, то это означает, что есть зависимость распределения голосов от явки. Скорость изменения этого графика характеризует силу такой зависимости.

На рис. 3 представлены графики распределения отношения долей голосов для двух пар партий на выборах депутатов Государственной Думы в 2011 году в Москве. Круглые маркеры соответствуют отношению доли, полученной КПРФ, к доле, полученной «Справедливой Россией», а квадратные — отношению доли «Единой России» к доле КПРФ. Вертикальная ось для этих графиков нарисована

справа. Одновременно изображён график распределения числа УИК по показателю явки; вертикальная ось для этого графика нарисована слева.

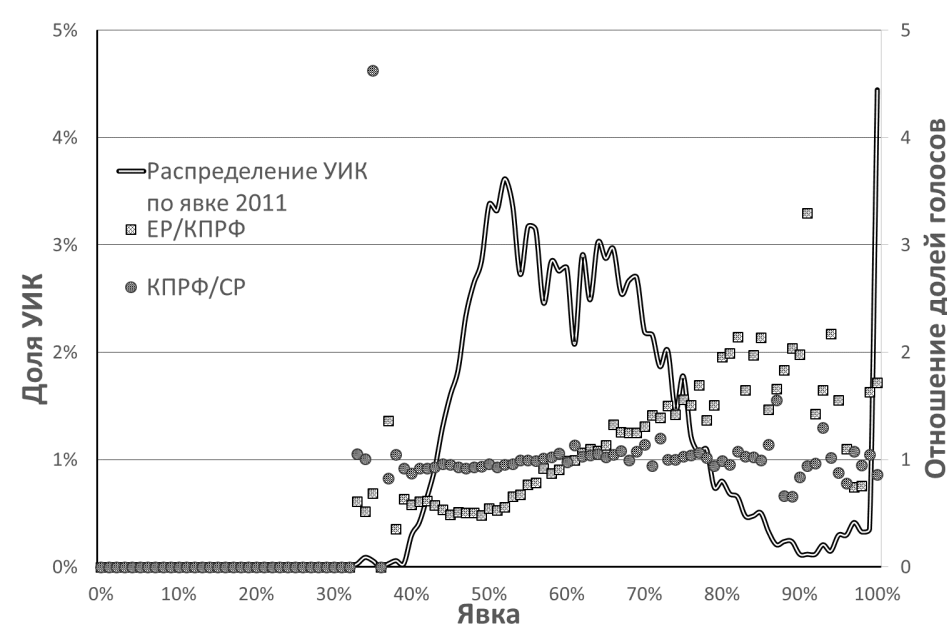


Рис. 3. Графики распределения отношения долей голосов по показателю явки (с наложением графика распределения УИК по явке)

Важным обстоятельством, которое иллюстрирует рис. 3, является тот факт, что отношение для пары «КПРФ/СР» в области основной явки (то есть там, где доля УИК достаточно высока) близко к 1. Можно показать, что такая картина наблюдается для всех пар партий, в которые не входит «Единая Россия». А вот отношение для пары «ЕР/КПРФ» имеет тенденцию к росту (так же как и отношение доли «Единой России» к доли любой другой партии). Это означает независимость распределений голосов от явки для всех пар партий, кроме пар, в которые входит «Единая Россия».

На резкие колебания отношения долей голосов в областях, в которых доля УИК мала (слева и справа), не следует обращать внимания: это явление связано именно с малым числом УИК, для которых случайная величина отношения может сильно колебаться.

В описанных ниже экспериментах мы исследуем поведение двух электоральных показателей — распределения числа УИК и распределения отношения набранных голосов. Результаты мы будем представлять совмещёнными графиками, аналогично тому, как это сделано на рис. 3. Это позволит (помимо экономии места) достаточно чётко выделять те области, в которых график отношения долей имеет смысл.

## 2. Модель

Рассмотрим  $N$  участковых избирательных комиссий, каждая из которых имеет списочное число избирателей, равное  $V(i), i = 1, \dots, N$  (это число, которое указывается в первой строке протокола об итогах голосования в данной УИК). Для большей наглядности мы используем данные по выборам 4 декабря 2011 года в Москве (выборы депутатов Госдумы), т.е. для имитационного моделирования мы взяли  $N = 3374$  и соответствующие значения общего числа избирателей из протоколов тех выборов.

Каждый избиратель  $i$ -й УИК принимает сначала решение о том, будет ли он участвовать в голосовании. Пусть вероятность положительного решения равна  $B(i)$ , это означает, что средняя по экспериментам явка для этого УИК составляет  $B(i)$ . Зависимость явки от  $i$  будет имитировать территориальную неоднородность явки.

Если избиратель все-таки решился голосовать, то он, взяв бюллетень, осуществляет один из четырех выборов:

- с вероятностью  $p(i, -1)$  уносит бюллетень, т.е. не опускает его в избирательный ящик;
- с вероятностью  $p(i, 0)$  делает бюллетень недействительным;
- с вероятностью  $p(i, 1)$  голосует за первого претендента;
- с вероятностью  $p(i, 2)$  голосует за второго претендента.

Здесь зависимость от  $i$  имитирует территориальную неоднородность политических предпочтений.

### 3. Эксперименты

В имитационных экспериментах исследовалось, какое влияние на поведение указанных выше электоральных показателей оказывают:

- зависимость величин  $B(i)$  и  $p(i, 1)$  от  $i$ ;
- зависимость величины  $p(i, 1)$  от  $B(i)$ ;
- фальсификации итогов голосования путём искусственного приписывания голосов первому претенденту.

Величины  $p(i, -1)$ ,  $p(i, 0)$  мы всегда полагали равными 0 и 2% соответственно, а  $p(i, 2)$  вычислялось как остаточная вероятность после определения  $p(i, 1)$ . Иначе говоря, моделирование уноса бюллетеней и голосование недействительным бюллетенем не играют в этой модели практической роли.

Если средние величины  $B(i)$  и  $p(i, 1)$  являются константами, то распределение УИК по явке представляют собой довольно узкие нормальные распределения (дисперсия, очевидно, зависит от заданного набора численности избирателей в УИК). Иллюстрация этого случая приведена на рис. 4. Как и ожидалось, отношение долей голосов в этом случае примерно равно 1 в области сосредоточения УИК по явке.

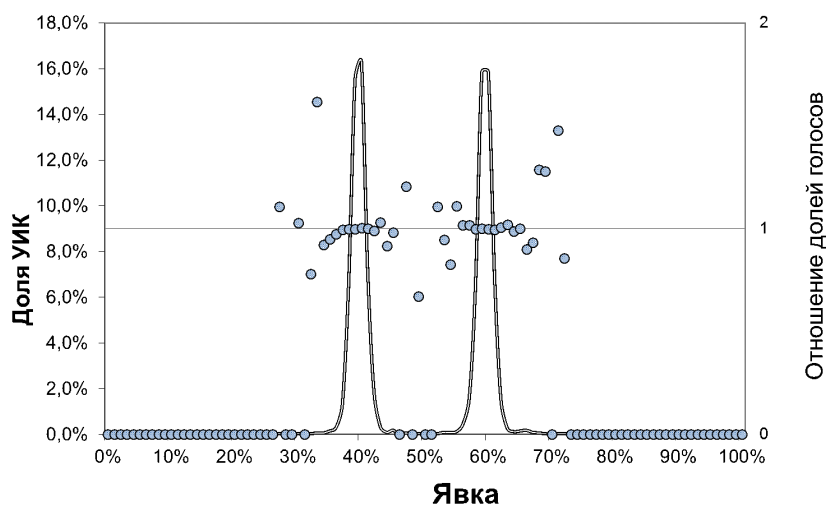
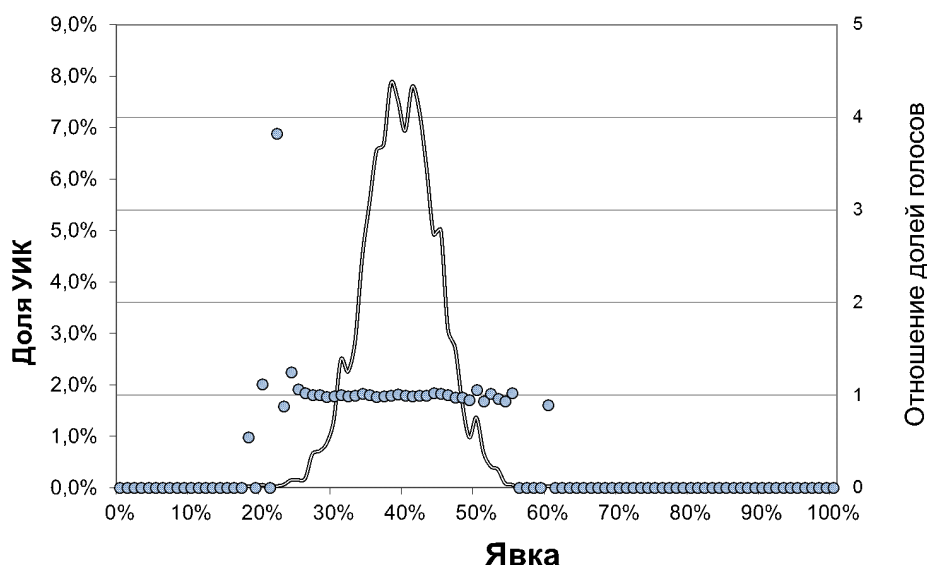


Рис. 4. Половина УИК имеют вероятность явки 40%, а половина — 60%, при этом вероятность голосования за первого претендента везде равна 60%

Чтобы приблизить картинку к реальности (см. рис. 2 и 3) средние величины  $B(i)$  и  $p(i, 1)$  можно полагать случайными с большей или меньшей дисперсией. Например, рис. 5 соответствует эксперименту, в котором  $B(i)$  является нормально распределённой случайной величиной со средним 40% и дисперсией 5%, а  $p(i, 1)$  — нормально распределённой случайной величиной со средним 60% и дисперсией 5%.



**Рис. 5. Результат эксперимента, в котором все УИК (для всех  $i$ )  $B(i)$  является нормально распределённой случайной величиной со средним 40% и дисперсией 5% а вероятность голосования  $p(i, 1)$  — нормально распределённой случайной величиной со средним 60% и дисперсией 5%**

Следует иметь в виду, что рисунки, иллюстрирующие эксперименты, лишь качественно отражают вид кривых. Повторение экспериментов при тех же параметрах может порождать иные картинки, поскольку они представляют результат случайных процессов. Однако характер распределений при одинаковых параметрах будет оставаться примерно одинаковым (сравните, например, распределение УИК по явке на рис. 5 и 7).

#### 4. Территориальная неоднородность по одному из параметров

Зависимость  $B(i)$  от  $i$  порождает существенные отклонения распределения УИК по явке. Например, для объяснения распределения, похожего на представленное рис. 3, можно предложить зависимость вида  $B(i) = 0,5 + 0,5(i/N)^{1,5}$ . Если при этом  $p(i, 1)$  остаётся независимым от  $i$ , то мы получаем картинку, изображённую на рис. 6.

Отношение долей голосов будет примерно равно единице и в случае, если  $B(i)$  не зависит от  $i$ , а  $p(i, 1)$  — зависит (рис. 7).

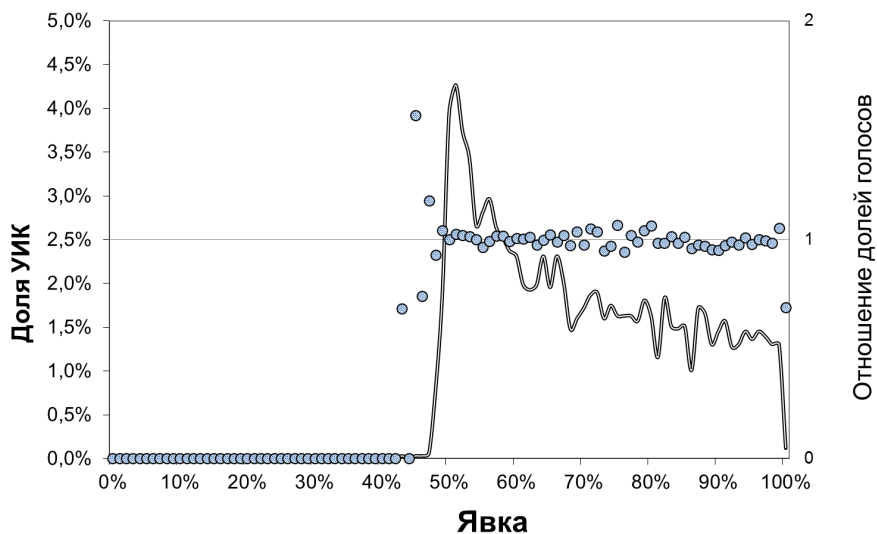


Рис. 6.  $B(i) = 0,5 + 0,5(i/N)^{1,5}$ ;  $p(i, 1)$  — нормальная случайная величина со средним 60% и дисперсией 5%

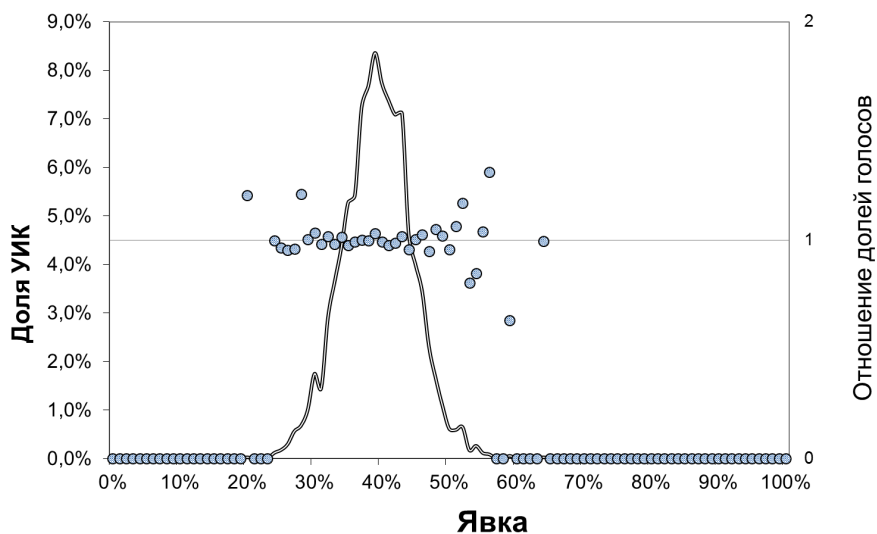


Рис. 7.  $B(i)$  — нормальная случайная величина со средним 40% и дисперсией 5%,  $p(i, 1) = 50\%$  у половины УИК и 70% у другой половины

## 5. Территориальная неоднородность по обоим параметрам

Любая одновременная территориальная неоднородность (зависимость от  $i$ ) обоих параметров будет порождать отклонение отношения долей голосов от единицы. Например, пусть  $B(i) = 0,5 + 0,5(i/N)^{1,5}$ ; (как на рис. 6), а  $p(i, 1)$  — нормально распределённая случайная величина со средним, линейно растущим с ростом  $i$ . Тогда картина распределений будет выглядеть примерно так, как показано на рис. 8.

Таким образом, наблюдаемые на практике распределения в принципе можно объяснить территориальными неоднородностями электорального поведения избирателей, одновременно проявляемые как относительно собственно желания голосовать, так и относительно политических пристрастий. Необъяснённым, правда,

остаётся факт быстрого выравнивания всех территориальных неоднородностей, проиллюстрированный рис. 2.

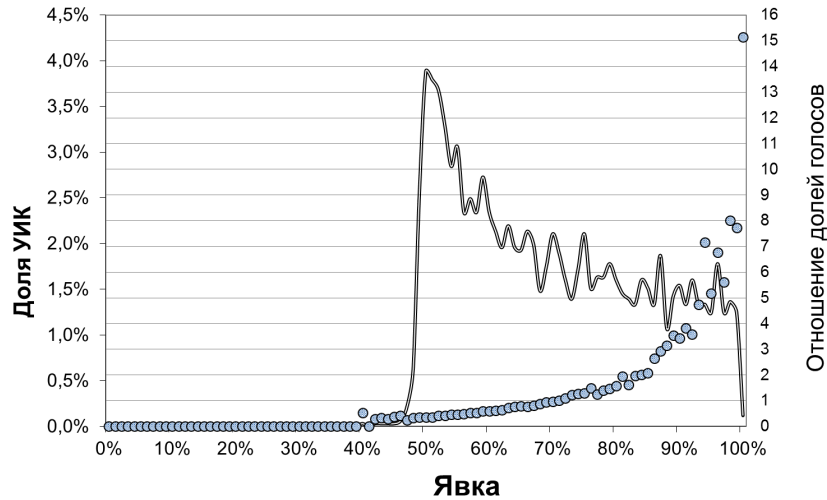


Рис. 8.  $B(i) = 0,5 + 0,5(i/N)^{1,5}$ ;  $p(i, 1)$  — нормально распределённая случайная величина со средним, линейно растущим с ростом  $i$

## 6. Модель «вброса»

Рассмотрим модель со случайной явкой равной 40% и случайным голосованием за первого претендента с вероятностью 60%. Если в половине УИК осуществить «вброс» случайного числа (от 0 до 399) бюллетеней с отметкой за первого кандидата, то электоральные показатели будут выглядеть так, как это показано на рис. 9. Явка в этом эксперименте составила 44,7%, а проценты голосов, полученных кандидатами, — 64,2% и 34,1% соответственно.

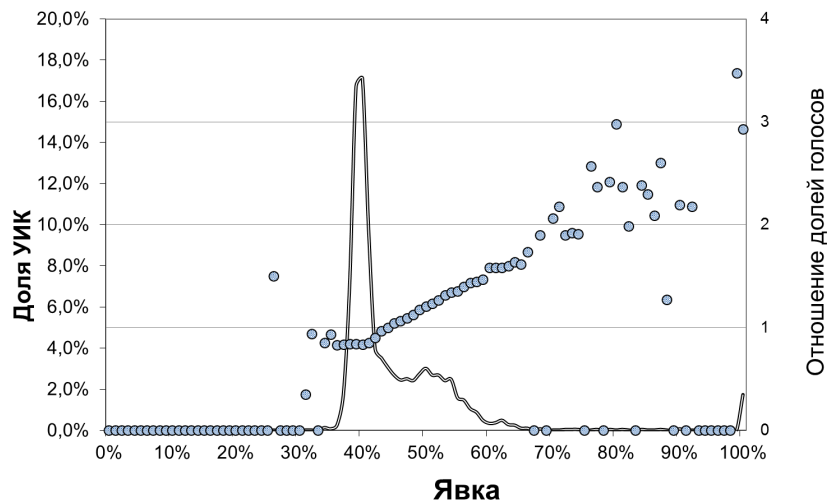


Рис. 9. Модель со вбросом в половине УИК

На последнем графике следует обратить внимание на горизонтальную часть в области 40%. Она объясняется тем фактом, что половина УИК не осуществляла



вброс. Сравните эту картинку с рис. 3, на котором также имеется горизонтальный участок распределения отношения долей голосов (график «ЕР/КПРФ»), соответствующий левой части распределения числа УИК по явке.

## 7. Заключение

Результаты имитационных экспериментов показывают, что наблюдаемое на практике отклонение распределения числа участковых избирательных комиссий по показателю явки может объясняться территориальными неоднородностями электорального поведения населения. Однако, учитывая эмпирические данные о другом показателе — распределении отношения доли голосов по явке, — наблюдаемые отклонения от нормального распределения намного лучше описываются моделью фальсификации итогов голосования путём приписывания голосов одному из претендентов.

## Литература

1. Шпилькин С. Статистическое исследование результатов российских выборов 2007-2009 гг. // Газета «Троицкий вариант». — 2009. — № 21(40). — С. 2–4. [Shpilkin S. Statistical Study of the Results of Russian Elections // Newspaper “Troitsky Variant”. — 2009. — No 21 (40). — P. 2–4. — (in russian). ]
2. Чуров В. Е., Арлазоров В. Л., Соловьев А. В. Итоги выборов. Анализ электоральных предпочтений // Труды ИСА РАН / под ред. В. Л. Арлазорова, Н. Е. Емельянова. — 2008. [Churov V. E., Arlazorov V. L., Soloviev A. V. Election Results. Analysis of Electron Toral Preferences // Proceedings of ISA RAS / ed. V. L. Arlazorov, N. E. Emelyanov. — 2008. — (in russian). ]

UDC 303.094.7:324

## The Influence of Territorial Heterogeneity and Falsifications on Integral Electoral Indices

A. Yu. Buzin

*Nonlinear Analysis and Optimization Department  
Peoples' Friendship University of Russia  
6, Miklukho-Maklaya str., Moscow, Russia, 117198*

Available information of Russian public elections provides many opportunities for the analysis of distributions of various electoral indices. For example, the distribution of the number of polling station in turnout intervals (turnout polling station distribution) is often close to normal; it would be natural to expect if the rules by which voters make decisions on the participation of the elections are about the same for all voters. In practice it appears that turnout polling station distribution sometimes deviates significantly from the normal, and the differences between such distributions for different elections do not depend on the type of election and may occur for a brief period of time between two elections.

These differences can be explained by the territorial heterogeneity in the electoral behavior of voters. However, the question arises why such territorial heterogeneity manifested in Moscow, but do not appear, for example, in Yekaterinburg. Also in Moscow, these “heterogeneity” appear very irregularly. The observed turnout polling station distribution has good explanation with model of ballot stuffing — cramming votes to one of the contenders (party or candidate). This model describes the observed behavior of not only the turnout polling station distribution, but also the behavior of other electoral indicators, for example — the distribution of votes.

The article describes the results of a computer simulation of certain rules and vote counting. The results of simulations are compared with the actual electoral statistics.

**Key words and phrases:** computer simulation, electoral indices, voting results, voter turnout distribution, ballot-rigging.