

Уолтер Мебейн, Кирилл Калинин

Электоральные фальсификации в России: комплексная диагностика выборов 2003–2004, 2007–2008 гг.

Российские электоральные циклы 2000-х гг. характеризуются общим ухудшением политической конъюнктуры: уменьшением количества и качества участников на думских и президентских выборах, с одной стороны, и монополизацией политического пространства прокремлевскими силами, в частности «Единой Россией», тесно связанной с Путиным, — с другой. При этом многие исследователи и наблюдатели квалифицируют российские выборы последних лет как несвободные и несправедливые. Так, М. Мягков и П. Ордершук (Myagkov, Ordeshook 2008) утверждают, что в течение последних 15 лет «фальсификации в форме вбросов бюллетеней и искусственно завышенных электоральных результатов» стали общераспространенной практикой в России (Myagkov et al. 2008, 2009).

Действительно, с 2000 г. в России наблюдается последовательный демонтаж института выборов. Во-первых, можно говорить о росте институциональных барьеров, подавляющих электоральную конкуренцию между партиями и кандидатами. Это выражается в ужесточении регистрационных требований, повышении заградительных барьеров для политических партий, отмене возможности протестного голосования и порога минимальной явки и т. д. Во-вторых, сами по себе избирательные кампании характеризуются явной асимметричностью: избыточной позитивной информационной и финансовой поддержкой прокремлевских кандидатов в сочетании с кампаниями по шельмованию политических конкурентов Кремля с другой. В-третьих, наблюдается последовательное снижение прозрачности российских выборов: деятельность избирательных комиссий практически закрыта для российской и международной общественности. Так, если в 2004 г. ОБСЕ дало негативную оценку выборам (OSCE Office for Democratic Institutions and Human Rights 2004), то к 2008 г. ситуация настолько осложнилась, что международные организации отказались от наблюдения (OSCE Office for Democratic Institutions and Human Rights 2008). А. Любарев и др. (2007) утверждают, что с 2000 г. заметно возросли масштабы вмешательства российских чиновников различных уровней в админи-

стрирование выборов. Так, в 2003 г. значительные административные и информационные ресурсы были направлены на поддержку «Единой России», которая за счет этого получила существенные электоральные преимущества перед своим основным политическим конкурентом, КПРФ (Бужин, Любарев 2008). Получив возможность увольнения неугодных губернаторов в связи с «утратой доверия», Кремль сделал их политически ответственными за положение дел на подведомственных им территориях, в том числе и за обеспечение нужных федеральному центру электоральных результатов. Примечательно, что после отмены губернаторских выборов, к весне 2007 г., 70 из 85 губернаторов заявили о своем участии в партии власти (Gel'man 2007). Этот факт говорит о том, что региональные органы власти находятся на службе у партии власти и Кремля, превращаясь в одну большую электоральную «политическую машину», которая контролирует СМИ, осуществляет административное давление на оппозицию и рядовых избирателей, а в конечном итоге — обеспечивает нужные электоральные результаты. Одним из способов к достижению этой цели являются электоральные фальсификации.

Методов осуществления фальсификаций, искажающих электоральные результаты, множество (Kalinin 2008). Многие из них связаны с деформацией явки, т. е., как правило, ее завышением с целью обеспечения необходимого уровня поддержки существующего политического режима. Так, на президентских выборах 2004 г. благодаря эффективному использованию административных ресурсов и популярности Путина, итоги президентских выборов были заранее predeterminedены. В результате ни одна из оппозиционных партий не решилась выдвинуть своих лидеров в качестве кандидатов (Бужин, Любарев 2008: 26). Отсутствие интриги на выборах не могло отрицательно сказаться на явке. Поэтому режим использовал широкий арсенал методов по повышению явки: чистки списков, махинации с использованием открепительных удостоверений, организацию лотерей, обычное административное принуждение, наконец, получение цифр «с потолка». Так, на выборах 2004 г. в 214 районах процент явки и процент голосов за выигравшего кандидата превысили 90% (Бужин, Любарев 2008: 26). Существование постоянного разрыва между числом реальных избирателей и числом списочных избирателей в 2–5 миллионов человек говорит о массовых корректировках списков со стороны избирательных комиссий. Подобные корректировки непосредственно сказываются на итоговых показателях явки (Арбатская 2004). Их характер зависит от специфики формирования избирательных списков, а также от методов, применяющихся в отдельных регионах. М. Арбатская (2004: 224–226) утверждает, что эта практика открывает возмож-

ность для административной тирании, нарушающей права граждан.

Федеральные выборы 2007–2008 гг. проходили в неординарных условиях. Популярность президента Путина находилась на высоком уровне, а партия власти получила возможность контролировать не только Думу, но и большинство региональных legislatures, включая в свои ряды большинство региональных глав, мэров крупных городов и других представителей политической, административной и экономической элиты регионов. Президентские выборы 2008 г. примечательны тем, что Путин не стал перекраивать Конституцию в целях сохранения за собой возможности переизбрания на третий президентский срок, а поддержал своего преемника, Дмитрия Медведева. Между 2003 и 2007 г. изменилась и избирательная система: смешанная была заменена на пропорциональную. На выборах 2007 г. партийный список «Единой России» возглавил единственный кандидат — Владимир Путин, а сами выборы стали расцениваться как референдум по поддержке национального лидера.

Но отсутствие видимой конкурентной борьбы, с одной стороны, и отсутствие кандидата «Против всех», способного привлечь на избирательные участки протестный электорат, с другой стороны, выдвинули на первый план угрозу низкой явки. Вот почему, по словам А. Бузина и А. Любарева (2008: 257–258) задача федеральных властей в 2007–2008 гг. была двоякой. Нужно было не только обеспечить победу прокремлевских сил, но и обеспечить высокий уровень явки на выборы. Поэтому электоральные фальсификации сводились не к обычному «перебросу голосов» от одних кандидатов к другим, а к параллельному увеличению числа голосов и числа избирателей. Эта задача может быть реализована либо с помощью обычного вброса бюллетеней в урну для голосования, либо путем приписок, т. е. внесения желаемых изменений в протокол (Бузин, Любарев 2008: 184). М. Мягков и др. (Myagkov et al. 2009), А. Любарев и др. (2007), А. Бузин и А. Любарев (2008) отмечают рост прямых фальсификаций на федеральных выборах 2007–2008 гг. по сравнению с федеральными и региональными выборами 1990-х гг. и начала 2000-х гг. Опираясь на обширный фактологический материал — данные электоральной статистики, отчеты наблюдателей, истории очевидцев, авторы заявляют о росте грубых фальсификаций и их общераспространенном характере. Они приходят к выводу о том что в отличие от предыдущих выборов, прямые фальсификации на выборах 2007–2008 гг. повлияли на их результаты.

В своих работах М. Мягков и др. (Myagkov et al. 2009), А. Любарев и др. (2007), А. Бузин и А. Любарев (2008) тщательно исследуют проблему фальсификации явки избирателей. Бузин и Любарев отмечают «смелость» фальсификаторов, которые, заручившись поддержкой администрации и судов,

действуют уверенно. Как пишут авторы, «наглость, с которой протоколы переделываются в ТИК, при знании фальсификаторами того факта, что копия уже выдана наблюдателям, объясняется уверенностью в безнаказанности, возможной только тогда, когда фальсификаторы и правоохранительные органы, включая суд, действуют заодно» (Бузин, Любарев 2008: 177). Не удивительно, что на федеральных выборах 2007–2008 гг. проявилось широко распространенное несоответствие между данными УИКов и данными ТИКов, отраженными в системе ГАС «Выборы».

В данной работе мы анализируем данные думских выборов 2003 и 2007 гг., а также президентских выборов 2004 и 2008 гг. на уровне УИКов, делая особый акцент на том, каким образом данные по явке сочетаются с распределением второй значащей цифры в числах голосов, полученных кандидатами и партиями на выборах. Тест, относящийся к распределению второй значащей цифры в числах голосов, базируется на законе Бенфорда для второй значащей цифры (The Second-Digit Benford's Law Test, далее в тексте 2BL), который дает теоретическое распределение вероятностей второй значащей цифры, в случае если числа взяты из реального мира. Данный закон доказал свою надежность в электоральной диагностике применительно к различным национальным контекстам (Mebane 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2008b). Так, У. Мебейн (2007a) дает анализ условных средних вторых значащих цифр в числовом массиве, в котором рассчитывается расхождение между наблюдаемыми средними и ожидаемыми средними, полученными из 2BL распределения (Mebane, 2007a). В качестве условных факторов при анализе мексиканских выборов 2006 г. использовались партийные аффилиации мэров мексиканских муниципалитетов. В дальнейшем У. Мебейн (Mebane 2008a) и К. Калинин (Kalinin 2008) объединили исследование условных средних вторых значащих цифр с методами выявления статистических выбросов (Mebane, Sekhon 2004) для диагностики гипотетических методов фальсификаций через призму их влияния на распределение голосов на российских президентских выборах 2004 и 2008 гг.

Непараметрическая регрессия 2BL теста

Используемый в данной статье 2BL тест подразумевает сравнение арифметической средней распределения второй значащей цифры в числах голосов со средней, которая была получена, если бы вторая значащая цифра была распределена согласно 2BL. Эта идея заимствуется из анализа Grendar, Judge, and Schechter (2007), направленного на выявление общих распределений Бенфорда, в котором используется первая значащая цифра числа. Как по-

казывают Grendar et al., если данные не согласуются в законом Бенфорда, то распределения первой значащей цифры могут быть отнесены к особым классам функций экспоненциального типа.

В своей работе У. Мебейн (Mebane2006b) показывает, что распределения любых значащих цифр в числах, как правило, не полностью согласуются с законом Бенфорда. В частности, распределение первой значащей цифры является неопределенным. Мебейн разработал ряд имитационных моделей, которые позволяют сделать вывод о том, что приблизительное распределение второй значащей цифры в большей степени согласуется с законом Бенфорда, нежели распределение первой. Тем не менее мы можем использовать среднее значение распределения с целью тестирования того, насколько близко наблюдаемое распределение цифр согласуется с распределением $2BL^1$. Согласно закону Бенфорда, ожидаемая относительная частота q_j , с которой вторая значащая цифра j появляется на второй позиции числа (округлено $(q_0 \dots q_9) = (0.120, 0.114, 0.109, 0.104, 0.100, 0.097, 0.093, 0.090, 0.088, 0.085)$). Отсюда ожидаемое значение средней второй значащей цифры

$$\bar{j}_B = \sum_{j=0}^9 jq_j = 4.187.$$

У. Мебейн (2006b, 2007a) приходит к выводу, что по числам голосов, у которых вторые значащие цифры распределены согласно закону Бенфорда, мы можем судить о нормальности выборов, тогда как любое статистически значимое отклонение от $2BL$ распределения будет говорить об имевших место манипуляциях. Однако для обоснованного заключения о том, что наблюдаемые аномалии во второй значащей цифре и в самом деле являются продуктом фальсификации, в анализ должны быть привлечены дополнительные данные. Следовательно, задача нашего исследования сводится к тому, чтобы, во-первых, выявить степень различий между \bar{j} и \bar{j}_B , а во-вторых, ответить на вопрос о том, обусловлены ли эти различия дополнительными условными факторами. В качестве условных факторов в данном анализе выступает явка, которая рассчитывалась как доля проголосовавших избирателей от списочного числа избирателей на уровне УИК. В нашем анализе мы прибегаем к построению непараметрической регрессии, где в качестве зависимой переменной служит вторая зна-

чащая цифра в числах голосов y_i , полученных в различных УИКов i , а независимой — доля явки x_i в УИКах. Для оценки непараметрической регрессии мы использовали пакет *sm* (Bowman, Azzalini 1997) в рамках статистического пакета R (R Development Core Team 2005).

Явка, голоса и манипуляции в России, 2003–2008 гг.

Начнем с того, что проанализируем данные, касающиеся распределения явки² на последних российских выборах. Результаты анализа подтверждают наши опасения о том, что два последних электоральных цикла были в существенной мере затронуты фальсификациями. На Графиках 1 и 2 изображены выстроенные ядерные оценки плотности (kernel density estimates) для явки на уровне УИКов для думских выборов 2003 и 2007 гг., а также для президентских выборов 2004 и 2008 гг. Как и в статье Мягкова и др. (Myagkov et al. 2009), в нашем анализе республики и области анализируются по отдельности. Полученные графики во многом аналогичны представленным графикам у А. Бузина и А. Любарева (2008. Приложение. Илл. 38) с участием С. Шпилькина.

Представленная последовательность графиков показывает ухудшение распределений в электоральном цикле 2007–2008 гг. по сравнению с электоральным циклом 2003–2004 гг. Бросается в глаза то, что рассчитанные распределения для президентских выборов выглядят хуже, чем для думских выборов. Верхний ряд Графика 1 отражает распределение за 2003 г. Примечательно, что в данном случае области и республики демонстрируют скачки для УИКов с явкой, достигающей 100%. Доля УИКов с подобной аномально высокой явкой гораздо выше в республиках, нежели в областях. В большинстве областей распределение явки в УИКах следует гладкому унимодальному распределению, что является нехарактерным для республик. В 2004 г. (нижний ряд Графика 1) доля УИКов с явкой, приближающейся к 100%, заметно возрастает в областях и зашкаливает в республиках. В областях данное распределение также характеризуется скачкообразностью для значений

² Доля явки рассчитывалась по формуле:

$$\text{Явка} = \frac{N_1 + N_2 + N_3}{N_1},$$

где N_1 — число избирательных бюллетеней, выданных избирателям, проголосовавшим досрочно; N_2 — число избирательных бюллетеней, выданных в помещениях для голосования в день голосования; N_3 — число избирательных бюллетеней, выданных вне помещений для голосования в день голосования; N_1 — число избирателей, включенных в списки избирателей.

¹ Формула $2BL$ теста:

$$\chi_{9, B2}^2 = \sum_{i=0}^9 \frac{(d_{2i} - d_2 q_{B2})^2}{d_2 q_{B2}},$$

где d_{2i} — число случаев, когда вторая значащая цифра j встречается в числовом массиве, q_{B2} — ожидаемая вероятность появления цифры j согласно закону Бенфорда, d_2 — общее количество вторых значащих цифр.

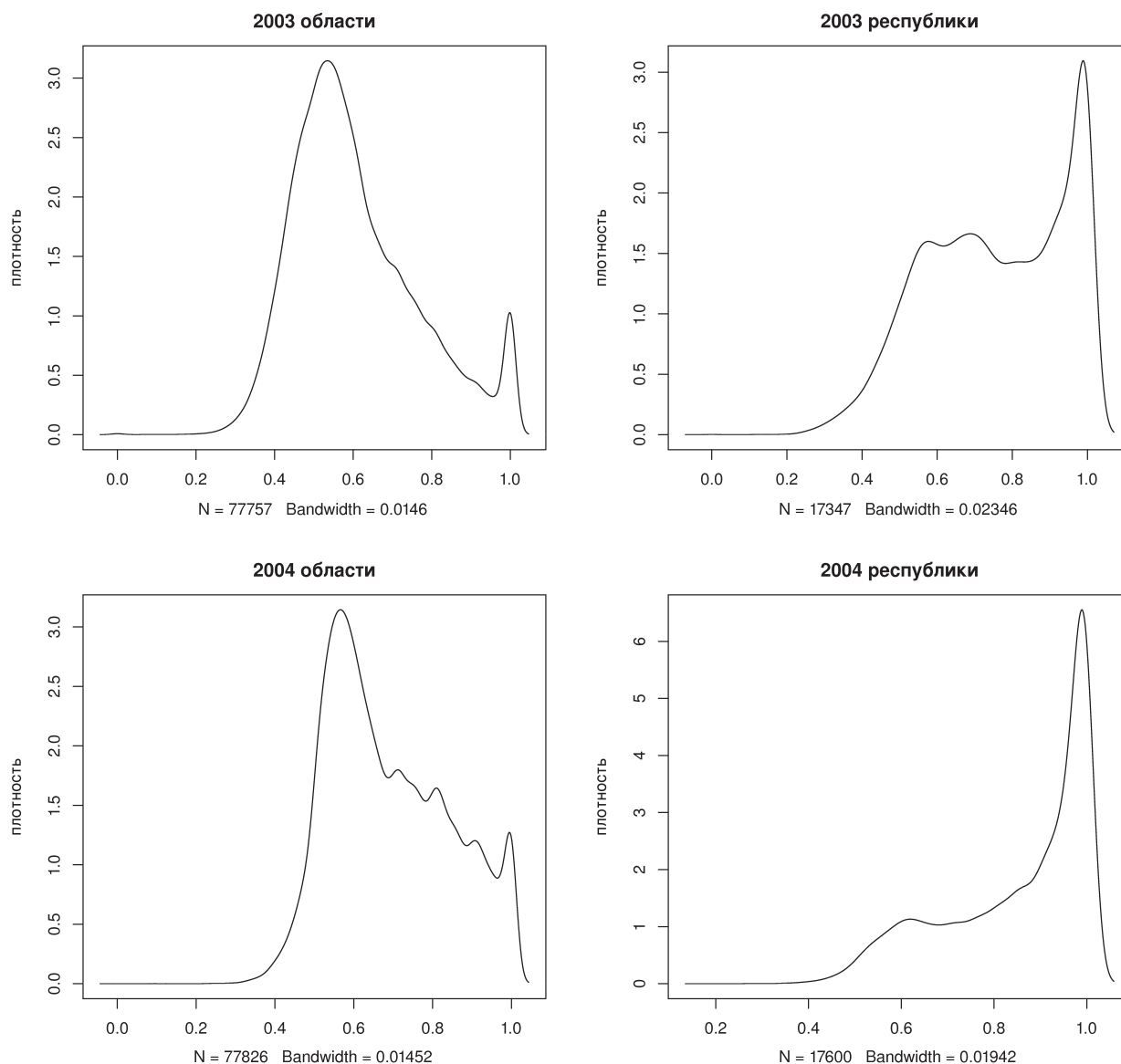


График 1. Распределение явки по УИКах (2003, 2004)

завышенной явки в 70, 80 и 90%, на что в свое время обратили внимание Шпилькин и Шульгин (Бузин, Любарев 2008: 201). Выстроенные распределения для 2007 г. (верхний ряд Графика 2) демонстрируют скачки в УИКах, приближающимся к 100% явки, словом, подобные наблюдавшимся в 2004 г. В распределениях, описывающих области, данные скачки, очевидно, проявляются на округленных значениях явки, превышающих 60%. Выстроенные распределения для 2008 г. (нижний ряд Графика 2), отмеченные скачками УИКов с явкой, приближающейся к 100%, во многом идентичны распределениям 2004 г. Выстроенные распределения показывают отчетливые скачки в округленных значениях явки для областей. В республиках имеет место скачок на уровне 75% явки. А. Бузин и А. Любарев (2008: 201) показывают, что единственным объяснением подобного рода скачков является широко распространенная подгонка явки регио-

нальными властями под спущенные Кремлем «круглые» показатели.

Исследование последних значащих цифр в числах проголосовавших избирателей лишь дополнительно подталкивает к выводу о фальсифицированном характере явки. Если бы числа проголосовавших избирателей отражали совокупность естественных процессов, побуждающих людей к голосованию или отказу от голосования, то последние значащие цифры в числах должны характеризоваться равномерным распределением (т.е. появление любой цифры от 0 до 9 равновероятно) (Beber, Scacco 2008). Таблица 1 показывает, что распределение последней значащей цифры в наблюдаемых числах проголосовавших избирателей с 2003 по 2008 г. значительно отличается от равномерного распределения. В таблице приводятся рассчитанные знаковые корни (signed square roots) отклонений между наблюдаемой частотой появления

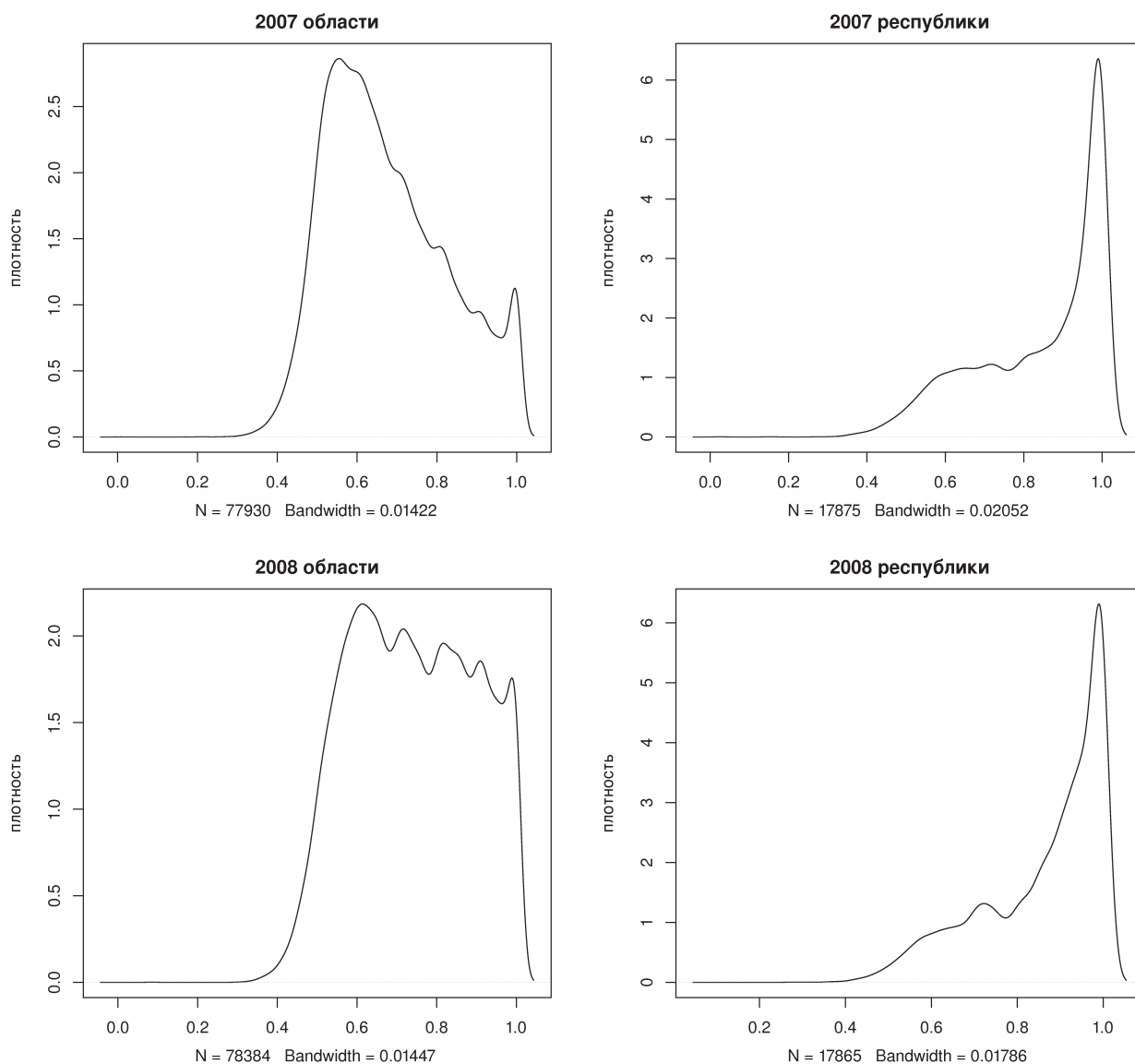


График 2. Распределение явки по УИКаМ (2007, 2008)

Таблица 1. Распределение последней значащей цифры в числах проголосовавших избирателей на федеральных российских выборах 2003–2008 гг.

Цифра	2003		2004		2007		2008	
	Республики	Области	Республики	Области	Республики	Области	Республики	Области
0	6.2	3.0	9.9	4.7	10.5	7.7	15.4	10.5
1	-2.0	0.1	-1.8	1.3	-0.8	0.1	-1.4	-0.7
2	-0.6	-0.4	1.1	0.5	-1.3	1.7	-2.1	-0.2
3	-1.2	-1.0	-1.8	-0.7	-0.6	-1.4	-1.9	-2.1
4	0.7	-0.3	-3.3	-0.8	-3.4	-1.0	-3.7	-1.3
5	3.1	0.9	2.1	3.3	2.1	-0.2	2.7	0.8
6	-1.8	-0.9	-0.1	0.0	-2.8	-1.8	-1.3	-1.1
7	-0.2	0.9	-2.0	-2.2	-1.1	-0.9	-3.1	0.0
8	-0.7	-1.5	-0.7	-2.1	-0.3	-0.8	-1.4	-1.0
9	-3.5	-0.8	-3.4	-4.0	-2.3	-3.5	-3.2	-4.9
χ^2_L	69.9	15.4	137.2	60.9	144.2	82.0	292.2	143.0
n	17,008	77,305	17,600	77,824	17,875	77,928	17,865	78,383

Примечание: в таблице указаны соответствующие каждой цифре, находящейся на последней позиции числа, знаковые корни статистики хи-квадрат, где нулевая гипотеза подразумевает равномерное распределение последней значащей цифры в числах проголосовавших избирателей в УИКах. χ^2_L показывает суммарную статистику хи-квадрат с 9 степенями свободы, т. е. общую сумму квадратов отклонений за год, n — общее количество УИКов.

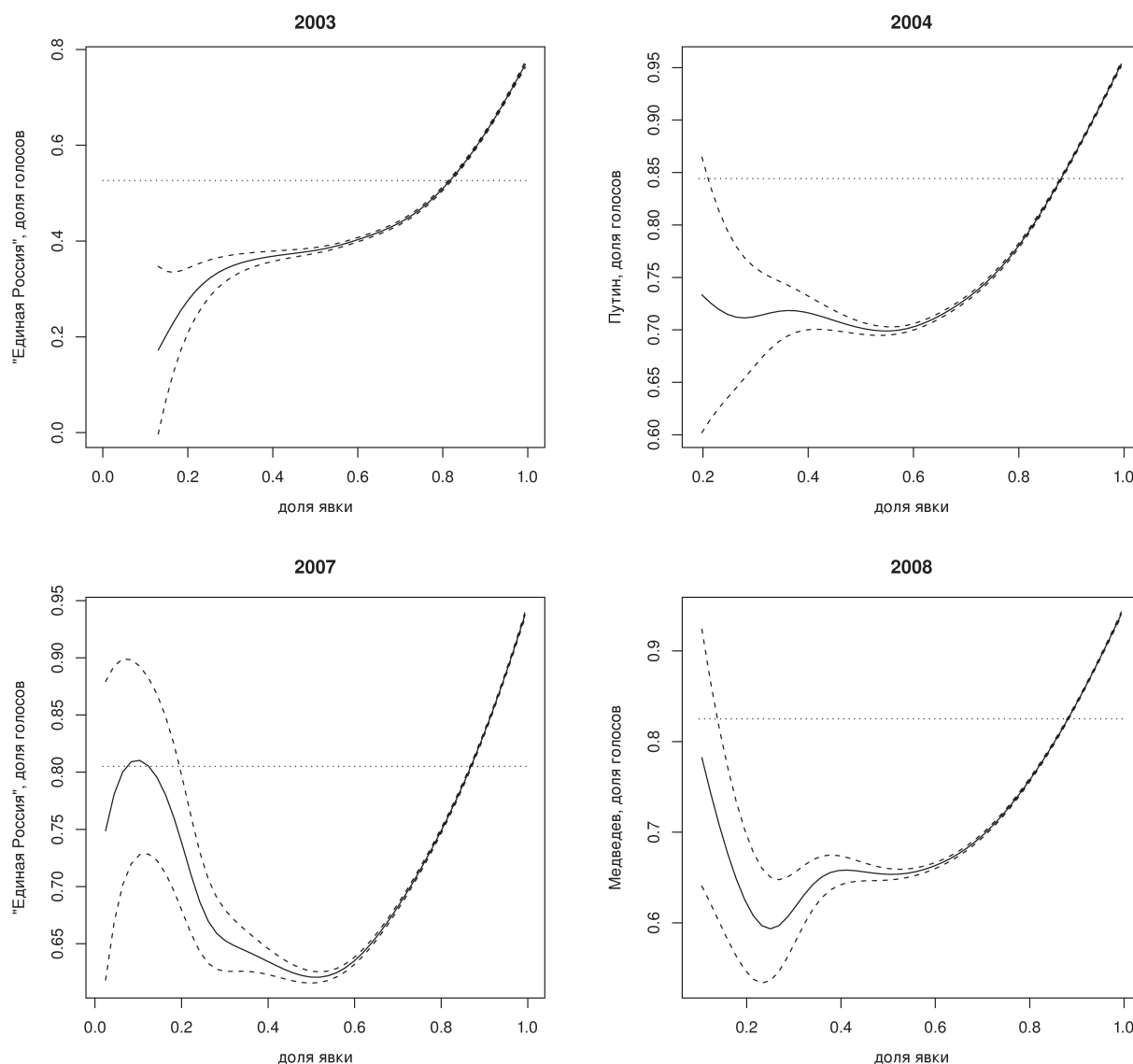


График 3. Доля голосов, отданных за «Единую Россию», и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, республики

цифры и ее теоретической частотой 0.1, заданной равномерным распределением³. В случае если абсолютное значение табличного числа равно или превышает 2, можно говорить о наблюдающемся существенном расхождении, т.е. числовых аномалиях. Просматривается весьма любопытная тенденция: в числах проголосовавших избирателей (т.е. в явке) всегда слишком велико количество нулей и пятерок, но при этом — явный недостаток девяток. Выборы 2003 г. в областях, пожалуй, единственные выборы, на которых не фиксируется значимое отклонение от равномерного распределения в пятерках и девятках, а пирсоновский хи-квадрат для данной подгруппы не является

³ Если p_j — наблюдаемая частота/вероятность появления цифры j , а N число УИКов, тогда знаковый корень статистики рассчитывается как:

$$N \sim \text{sign}(p_j - 0.1) \sqrt{N(p_j - 0.1)^2 / 0.1}.$$

значимым на уровне 0.05. Как видно из рассчитанных статистик хи-квадрата, величина отклонения от равномерного распределения монотонно увеличивается с 2003 по 2008 г. Таким образом, мошенничество с явкой с гораздо большим размахом присутствует в последнем электоральном цикле, нежели в предыдущем.

М. Мягков и др. (Myagkov et al. 2009) делают особый акцент на том, каким образом явка связана с голосованием за партию власти на уровне районов. А. Бузин и А. Любарев (2008: 204) проводят похожий анализ взаимосвязи явки и голосования, используя данные УИКов. Все отмеченные авторы сходятся во мнении, что в местах с повышенной явкой поддержка «Единой России» и кремлевских кандидатов относительно высокая, когда как поддержка других партий и кандидатов, особенно КПРФ, оказывается сравнительно низкой. Приведенные Графики 3–6 иллюстрируют отмеченные зависимости для кремлевских и коммунистических

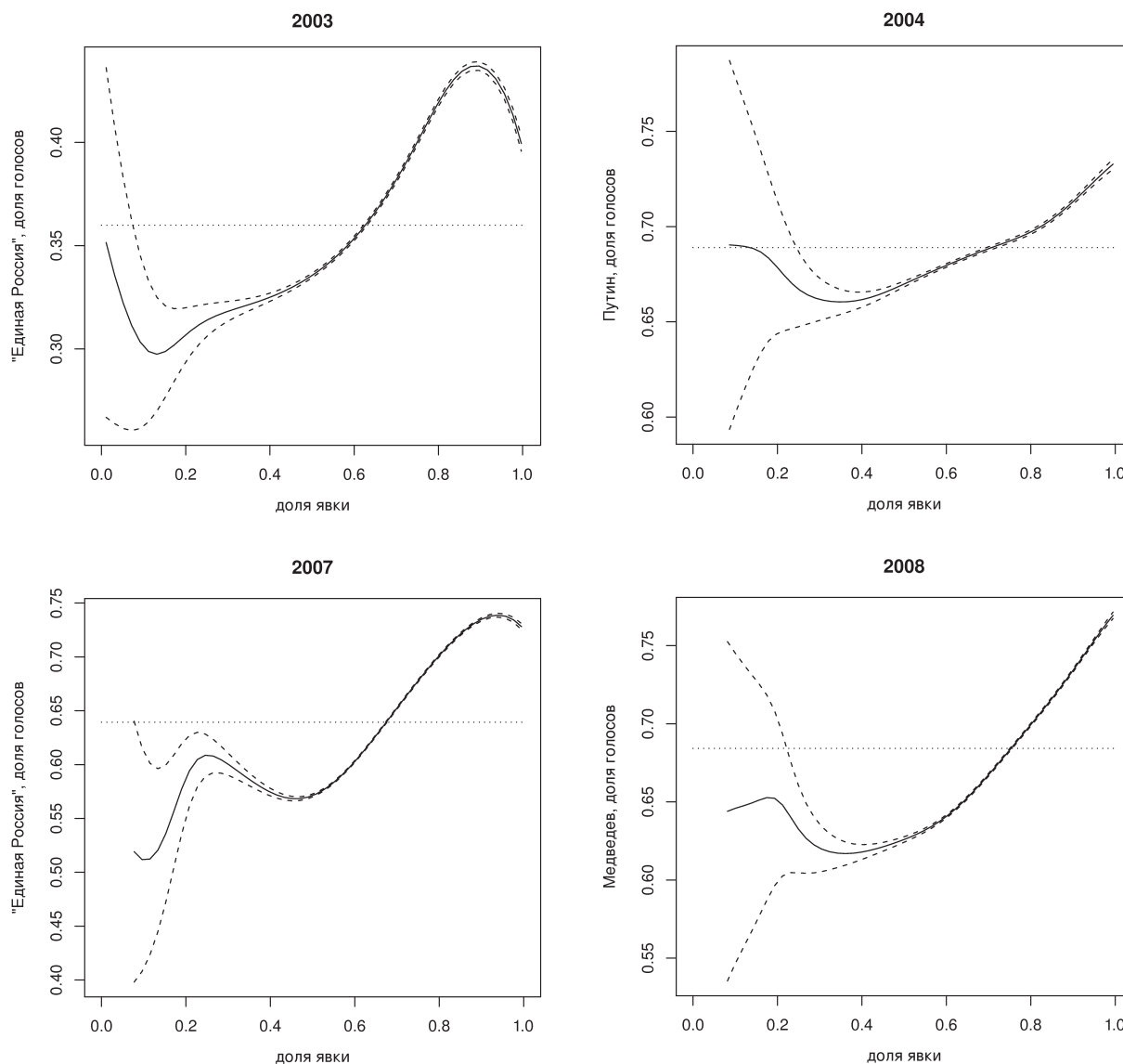


График 4. Доля голосов, отданных за «Единую Россию», и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, области

партий и кандидатов. На графиках изображена сплошная линия, представляющая собой непараметрическую регрессию, где в качестве зависимой переменной служит вторая значащая цифра числа набранных партией/кандидатом голосов, а независимой — доля явки в отдельно взятом УИКе; пунктирной линией вокруг регрессионной линии обозначены 95% доверительные интервалы; горизонтальная пунктирная линия изображает безусловное среднее пропорции голосов, отданных за кандидата/партию. На Графике 3 отображены результаты голосования за «Единую Россию» и кремлевских кандидатов в республиках по каждому электоральному году. Бросается в глаза тот факт, что средняя поддержка «Единой России» и кремлевских кандидатов в УИКах с высоким уровнем явки гораздо выше, чем в УИКах с меньшей явкой. Рост средней доли голосов, полученных «Единой Россией» и кремлевскими кандидатами, начиная с приблизительно минимума (для явки,

приблизительно равной 50%) до максимума, равного 100%, в 2007 г. превысил показатель 2003 г., а в 2008 — показатель 2008 г.⁴. График 4 содержит электоральные результаты «Единой России» и кремлевских кандидатов по областям. В годы думских выборов средняя поддержка «Единой России» не достигает пиков на уровне 100% явки, однако достигает максимума на уровне 90% явки. В годы президентских выборов средняя поддержка кремлевских кандидатов достигает максимума на предельном уровне явки.

Графики 5 и 6 со схожими диаграммами разброса и непараметрическими регрессионными линиями, в противоположность предыдущим графикам, иллюстрируют то, каким образом средний

⁴ В целях сопоставимости результатов 2003 и 2007 гг. применительно к 2003 г. мы используем электоральные данные по пропорциональной части избирательной системы.

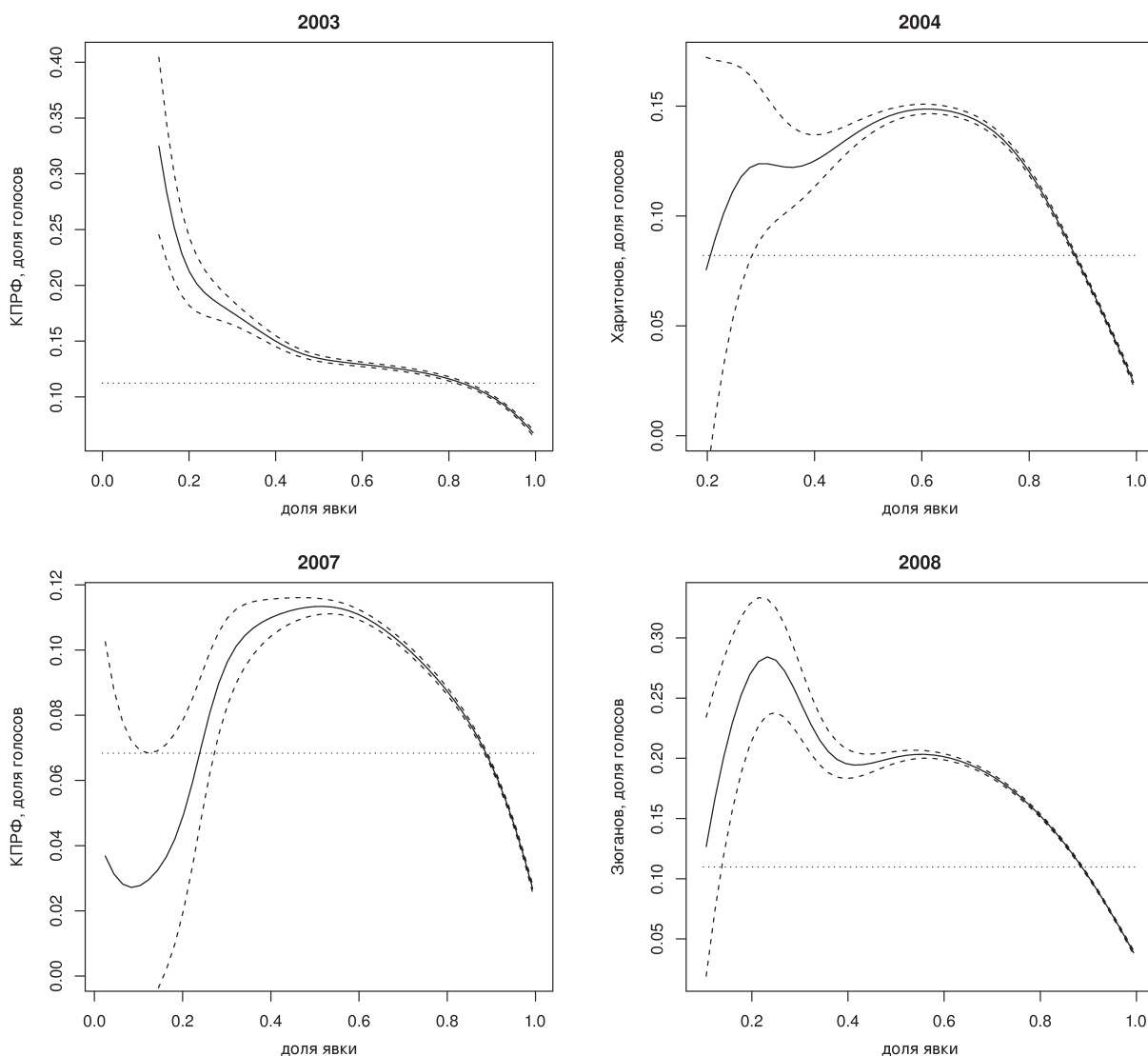


График 5. Доля голосов, отданных за КПРФ, и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, республики

уровень поддержки КПРФ и ее президентских кандидатов снижается с ростом явки после определенного уровня значений. На Графике 5 приводятся результаты анализа для республик. Средний уровень поддержки коммунистической оппозиции постепенно снижается вдоль всего распределения явки в 2003 г., когда как в 2004, 2007 и 2008 гг. спад в среднем уровне поддержки КПРФ и ее кандидатов в УИКах наблюдается после достижения 60% явки. Как видим, в 2003 г. спад выражен сильнее, чем в 2007 г. При этом в 2008 г. спад выражен сильнее, чем в 2004 г. График 6, выстроенный для областей, показывает, что во все исследуемые годы снижение среднего уровня поддержки КПРФ и ее кандидатов начинается с определенного уровня явки. В 2003 и 2004 гг. отмеченное снижение происходит после того, как уровень явки достигает 80%, когда как в 2007 и 2008 гг. та же тенденция прослеживается после 50% явки. Снижение в средней поддержке КПРФ гораздо в большей степени выражено в 2007, чем в 2003, и в 2008, чем в 2004 г.

Следовательно, все используемые тесты иллюстрируют подозрительный характер связи явки с результатами голосования. Принимая во внимание графики ядерных оценок плотности с выраженной локализованной скачкообразностью, статистически значимые отклонения в распределении последней значащей цифры в числах проголосовавших избирателей, а также взаимосвязь явки и среднего уровня поддержки «Единой России» и КПРФ, можно сделать вывод о наличии выраженных манипуляций с явкой и частично голосованием. Отметим, что графики, выстроенные для других партий и кандидатов, напоминают графики, выстроенные для коммунистической оппозиции.

Выявленная нами закономерность роста поддержки «Единой России» при одновременном снижении поддержки КПРФ в зависимости от уровня явки говорит в пользу возможного «переброса голосов» (vote switching). Описанный в предыдущем разделе 2BL тест может дополнительно помочь подтвердить или опровергнуть данную гипотезу.

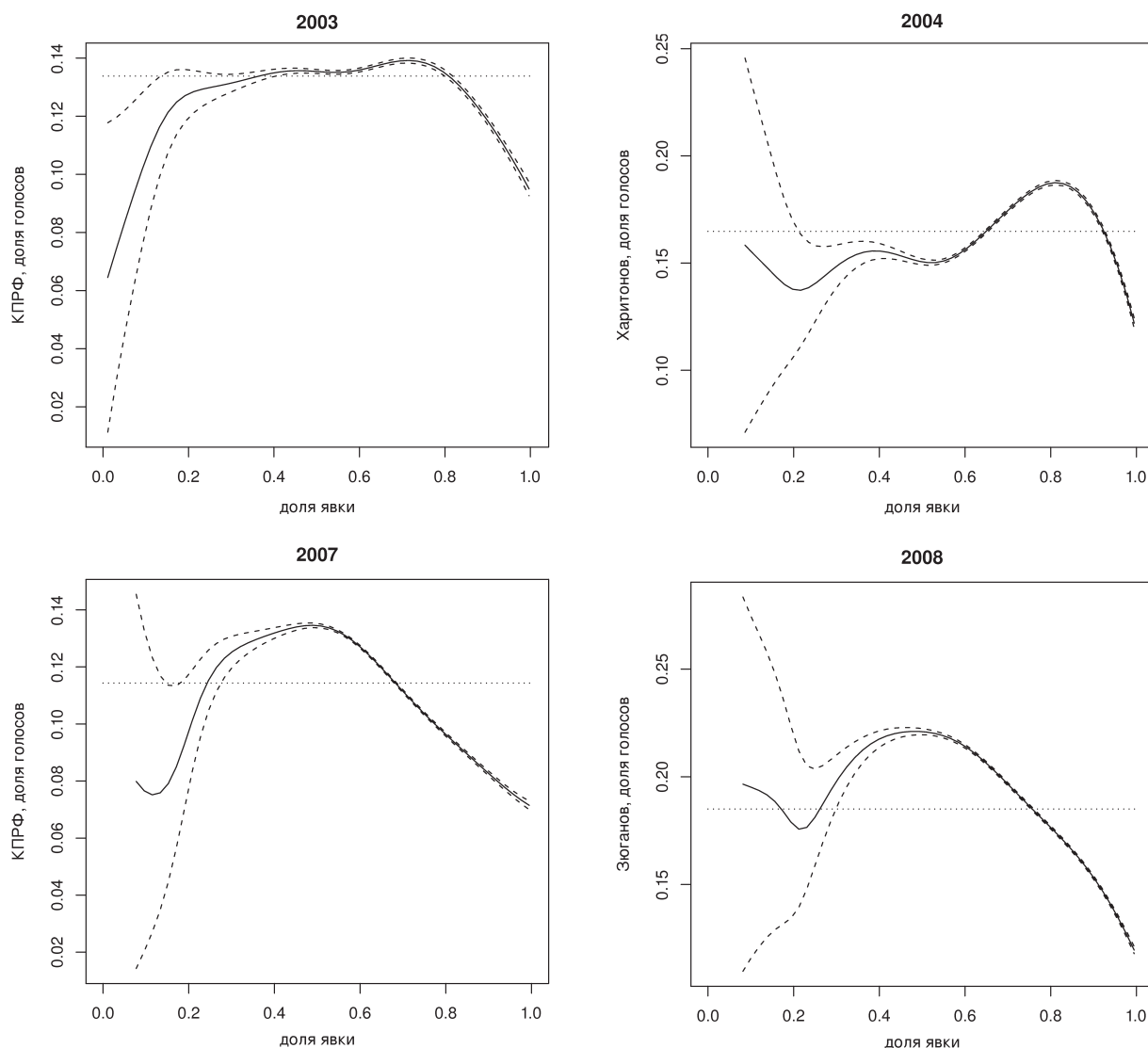


График 6. Доля голосов, отданных за КПРФ, и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, области

Имитационное моделирование по методу У. Мебейна (Mebane 2006b, 2008a) дает основания полагать, что отклонения от 2BL распределения наблюдаются и в тех случаях, когда голоса в пользу партий/кандидатов искусственно завышены, и в тех случаях, когда они искусственно занижены. Как отмечает У. Мебейн (Mebane 2008a), в случае завышенных электоральных результатов среднее второй значащей цифры \bar{j} не обязательно увеличивается, как и в случае с искусственно заниженными результатами \bar{j} не обязательно уменьшается. Но при наличии существенного «переброса голосов» мы можем наблюдать существенные отклонения от ожидаемой средней 2BL, \bar{j}_B , как для партии-реципиента, так и для партии-донора. В том случае, если наблюдается «переброс голосов», с помощью непараметрических регрессионных линий мы можем показать, что ожидаемая средняя второй значащей цифры отличается от ожидаемого 2BL распределения для «Единой России», КПРФ и соответствующих президентских кандидатов при

одинаковом уровне явки. График 7 содержит первую серию диаграмм, позволяющих дать подобную параллельную оценку. Представленные диаграммы включают сплошную линию, изображающую непараметрическую регрессию, где в качестве зависимой переменной служит вторая значащая цифра числа голосов, а независимой — доля явки, с парой пунктирных линий, обозначающих границы 95% доверительного интервала. Горизонтальная пунктирная линия обозначает $\bar{j}_B = 4.187$. Для удобства иллюстрации в нижней части диаграммы в виде бар-графика приведены значения явки. Первый вопрос, который возникает при рассмотрении приведенных диаграмм, — в какой области значений рассчитанной доли явки, доверительный интервал кривой непараметрической регрессии не содержит \bar{j}_B ? Если область с такими отклонениями обнаружена, то следующий вопрос, на который нужно ответить: одинаковы ли наблюдаемые отклонения для «Единой России», КПРФ и соответствующих президентских кандидатов?

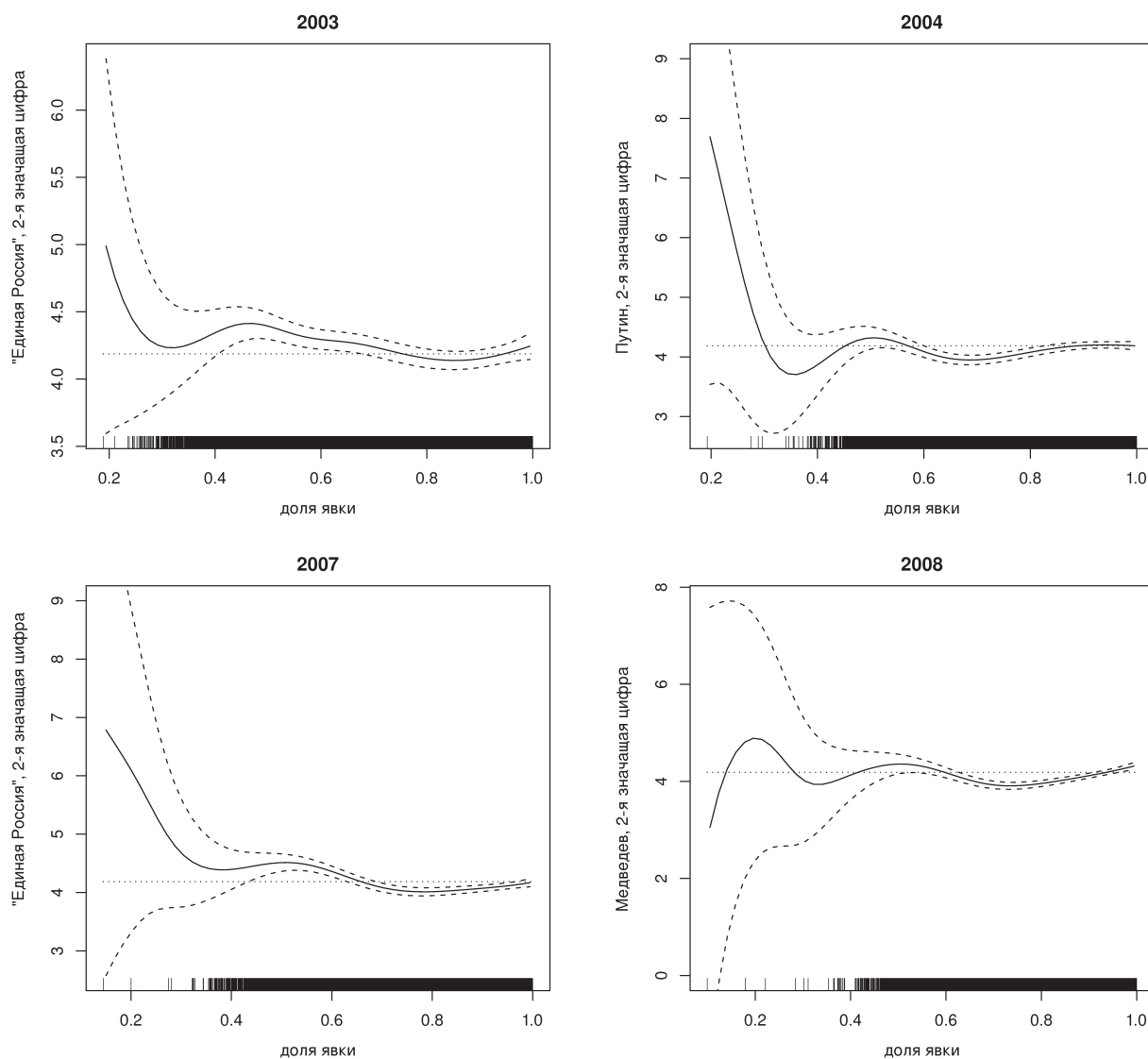


График 7. «Единая Россия», вторая значащая цифра и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, республики

Представленные на Графике 7 выборы в республиках характеризуются идентичной формой кривых непараметрической регрессии для вторых значащих цифр голосования за «Единую Россию» и кремлевских кандидатов, тогда как выборы в областях отмечены кросс-временными различиями в интервалах $s_{\bar{j}}$, значимо отличным от \bar{j}_B . В 2003 г. \bar{j} значимо отлично от \bar{j}_B только для явки в приблизительном интервале (0.45–0.60)⁵. В этой области значений $\bar{j} > \bar{j}_B$. В 2007 г. \bar{j} отлично от \bar{j}_B приблизительно в той же области значений явки и в той же степени, что и в 2003 г., но при этом \bar{j} значимо меньше \bar{j}_B для приблизительного интервала явки (0.70–0.90). В 2004 г. \bar{j} отлично от \bar{j}_B на интервале явки приблизительно (0.60–0.80). Примечательно, что в данном случае $\bar{j} < \bar{j}_B$. В 2008 г. $\bar{j} < \bar{j}_B$

значим для явки в приблизительном интервале (0.65–0.90), а $\bar{j} > \bar{j}_B$ значим для явки, превышающей 0.98.

Диаграммы, описывающие УИКи областей, приведены на Графике 8. Они описывают ситуацию, в известной мере схожую с республиками 2003 и 2007 гг. Для 2004 г. диаграммы областей показывают, что $\bar{j} > \bar{j}_B$ значимо отличны на приблизительном интервале (0.30–0.50), а $\bar{j} < \bar{j}_B$ значим на интервале (0.55–0.80). Диаграмма для 2008 г. идентична. Примечательно, что ни один из графиков областей не показывает значимого расхождения между \bar{j} и \bar{j}_B на самом высоком уровне явки.

Сравнивая вышеописанные диаграммы для «Единой России» и кремлевских кандидатов с выстроенными для вторых значащих цифр диаграммами голосования за коммунистическую оппозицию, мы обнаруживаем на графиках республик (График 9) резкие различия. В 2003 г. $\bar{j} < \bar{j}_B$ значимо отлично от явки на двух интервалах: приблизительно

⁵ Обсуждаемые в этом разделе графические различия, вероятно, требуют более пристального рассмотрения.

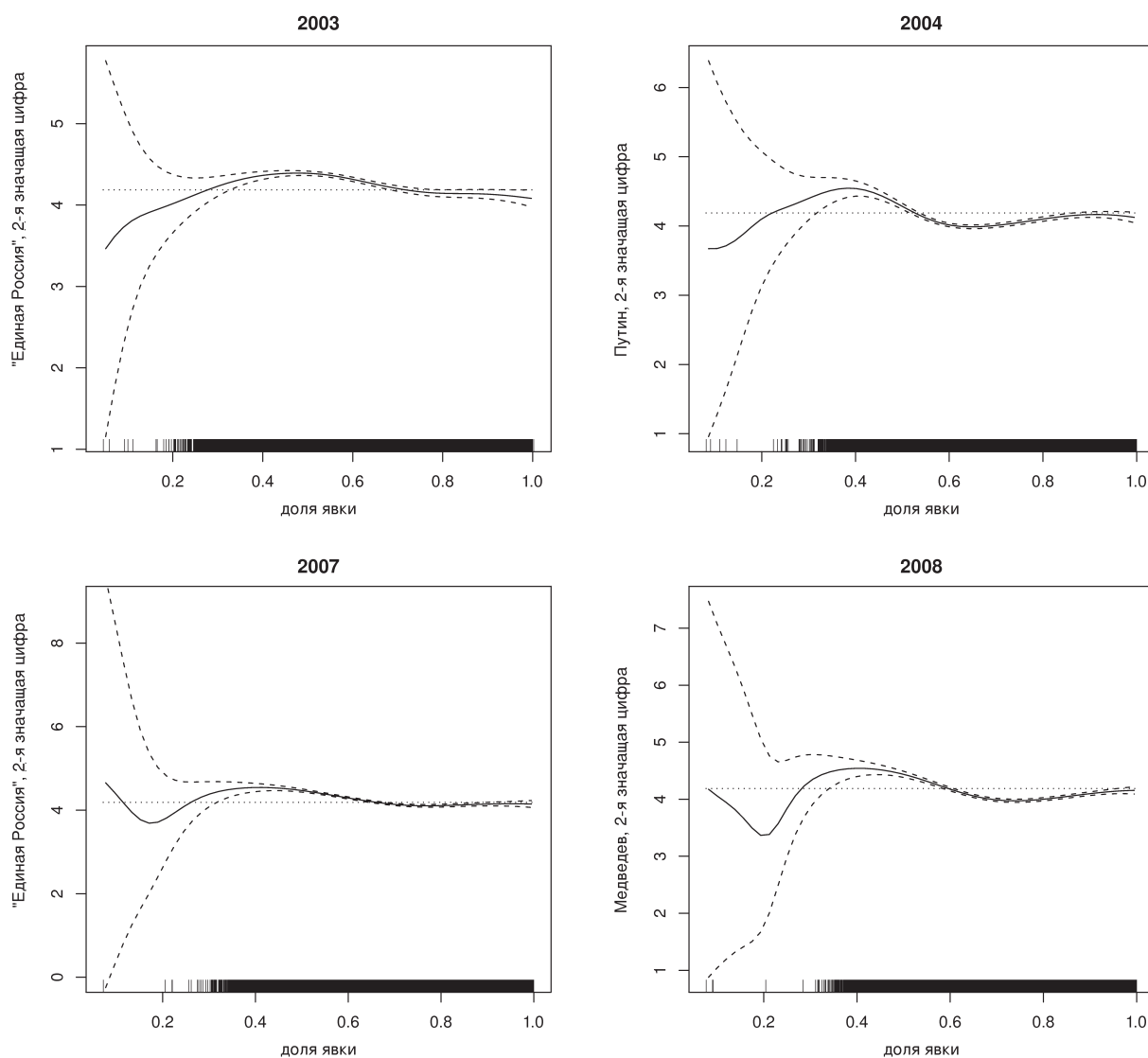


График 8. «Единая Россия», вторая значащая цифра и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, области

(0.30–0.55) и больше 0.75. 2004 г. результаты анализа по 2004 г. близки к этому. Но в 2007 г. нижний интервал сжимается до (0.55–0.60), а верхний, подобно нижнему, сжимается для явки, превышающей 0.85. В 2008 г. $\bar{j} > \bar{j}_B$ наблюдается при явке (0.60–0.70), а $\bar{j} < \bar{j}_B$ – при явке более 0.9.

Таким образом, выстроенные «аномальные» интервалы явки для «Единой России», а также КПРФ и соответствующих кандидатов, где $\bar{j} \neq \bar{j}_B$, позволяют сделать вывод о наложении этих интервалов во всех четырех электоральных периодах. Для 2003, 2004 и 2007 гг. подобные наложения имеют место для значений явки, приближенным к 0.50, где $\bar{j} > \bar{j}_B$ для «Единой России» и $\bar{j} < \bar{j}_B$ для КПРФ и соответствующих кандидатов. Для 2008 г. наложения имеют место для большинства значений явки, превышающих 0.65, и здесь опять-таки разность $\bar{j} - \bar{j}_B$ характеризуется противоположными знаками для Медведева и Зюганова. Наблюдаемое пересечение аномальных интервалов для «Единой

России» и КПРФ, а также президентских кандидатов может свидетельствовать об имевшем месте в УИКах «перебросе голосов» не на высоком, а на среднем уровне явки. Превышение \bar{j} над \bar{j}_B на высоком уровне явки для КПРФ в республиках в 2003 г. явным образом говорит о присутствии электоральных аномалий в УИКах. Возможно, как это было выявлено в имитационном моделировании У. Мебейна (Mebane 2006b, 2008a), «переброс голосов» был характерен и для этого периода, однако тогда процесс не достиг достаточного уровня, для того чтобы 2VL сработал для полученных партий-реципиентом голосов.

Результаты \bar{j} для КПРФ и ее кандидатов в областях, представленные на Графике 10, во многом похожи на результаты по республикам. К сходным выводам приводит нас и сравнение графиков коммунистической оппозиции с условными и безусловными средними для «Единой России» и кремлевских кандидатов.

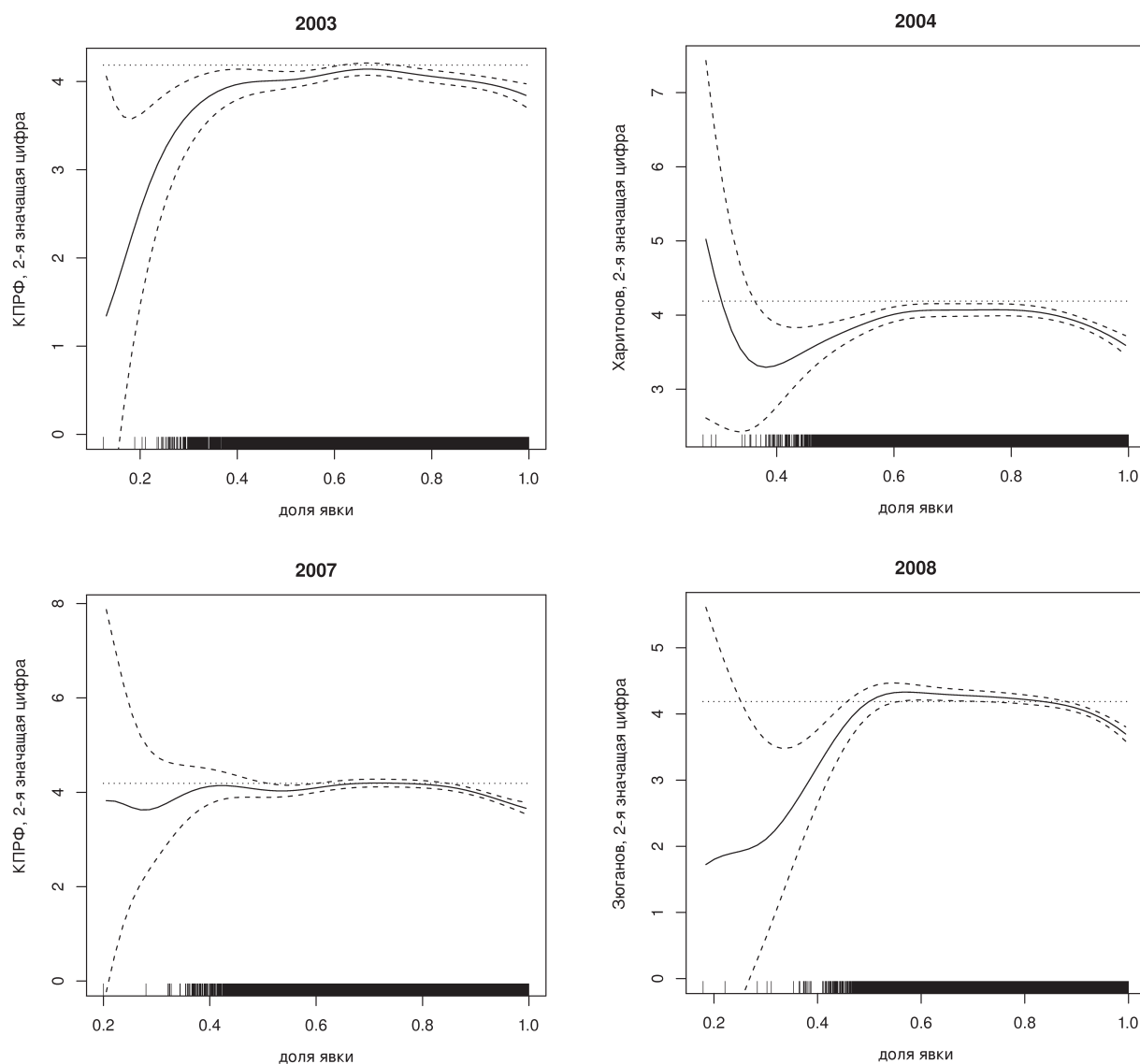


График 9. КПРФ, вторая значащая цифра и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, республики

Заключение

В данной работе была предпринята попытка комплексного методологического подхода к диагностике электоральных фальсификаций на федеральных выборах 2003–2004, 2007–2008 гг. в России. Задействованные в исследовании методы диагностики электоральных фальсификаций выявили аномальные зоны российских выборов применительно к явке и частично к голосованию.

Классические графики ядерных оценок плотности явки продемонстрировали очевидный скачок распределения в область 100%-ной явки для республик, с одной стороны, и аномальную локализованную скачкообразность, свидетельствующую о спущенных сверху явочных показателях для областей, — с другой. Анализ последних значащих цифр в числах проголосовавших избирателей выявил присутствие большого количества нулей и

пятерок при явном недостатке девяток, что говорит об искусственной, фальсификационной природе этих чисел. Построение непараметрической регрессии для доли явки и доли полученных голосов позволило выявить сильную связь между явкой и средним уровнем поддержки, положительную для «Единой России» и кремлевских кандидатов и отрицательную для всех остальных партий/кандидатов, особенно для КПРФ и ее кандидатов. Это усиливает подозрения об имевших место фальсификациях в отношении явки и голосования, выражающихся в возможных вбросах бюллетеней. Таким образом, результаты всех трех методов согласуются друг с другом, демонстрируя тенденции роста отмеченных аномалий от выборов к выборам.

Наконец, результатом анализа интересующей нас непараметрической регрессии второй значащей цифры числа голосов и доли явки стало по-

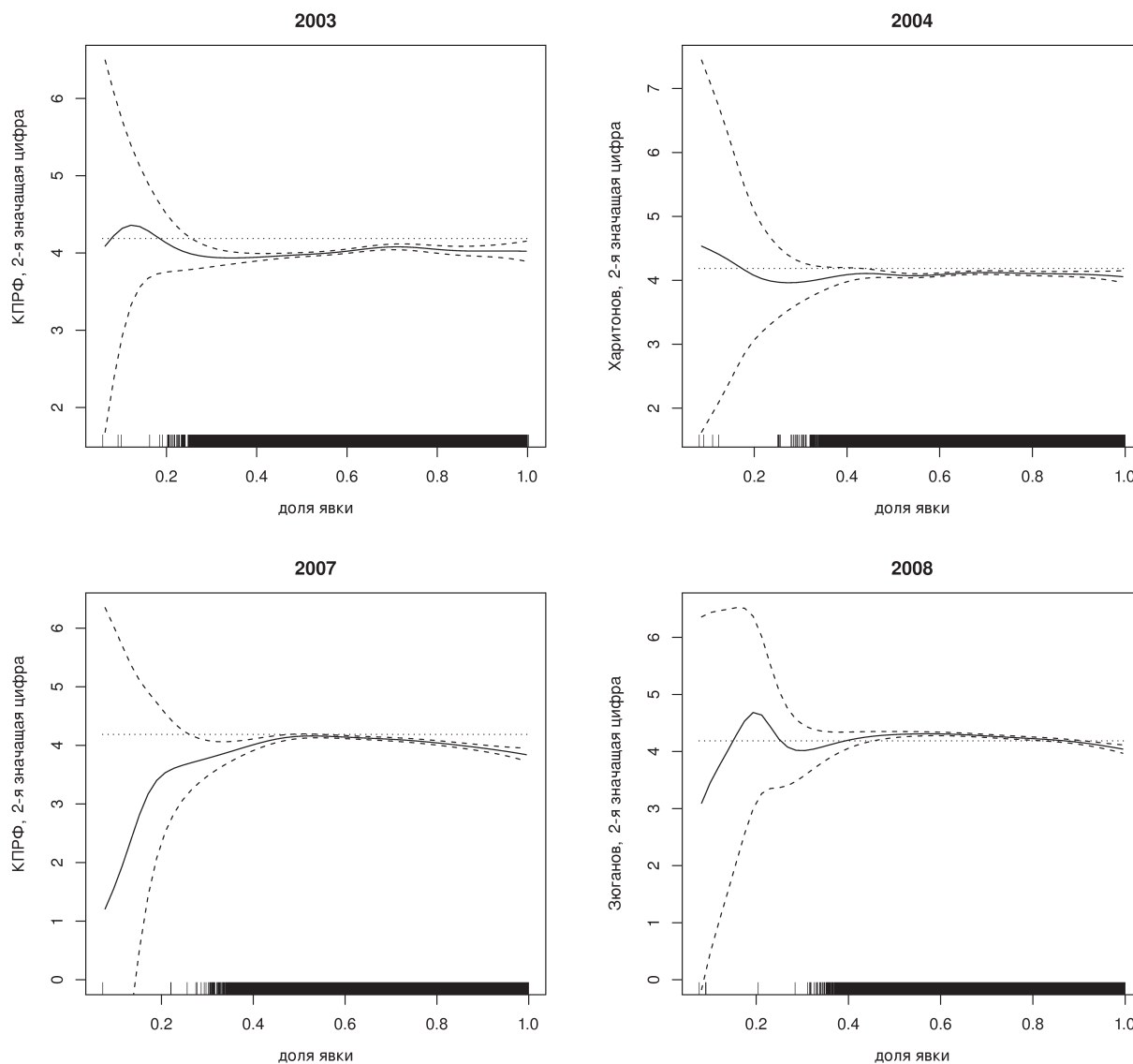


График 10. КПРФ, вторая значащая цифра и доля явки 2003, 2004, 2007, 2008, области

строение интервалов явки, на которых, скорее всего, осуществлялся «переброс голосов» от оппозиции к прокремлевским партиям и кандидатам. Показано, что подобный «переброс голосов» осуществлялся не на высоком, а на среднем уровне явки и имел место в обоих исследовавшихся электоральных циклах.

Литература

- Beber B., Scacco A. «What the Numbers Say: A Digit-Based Test for Election Fraud Using New Data from Nigeria». Paper prepared for the Annual Meeting of the American Political Science Association. Boston, MA. August 28–31. 2008.
- Bowman A. W., Azzalini A. Applied Smoothing Techniques for Data Analysis: The Kernel Approach with S-Plus Illustrations. Oxford: Clarendon Press, 1997.
- Gel'man V. Political Trends in the Russian regions on the Eve of State Duma Elections // Russian Analytical Digest (21): 27. 2007.
- Grendar M., Judge G., Schechter L. An Empirical Non-Parametric Likelihood Family of Data-Based Benford-Like Distributions // Physica. 2007. A 380 (1): 429–438.
- Kalinin K. «Electoral Frauds in Russia: 2004 and 2008 Presidential Elections Compared». Paper presented at the 2008 Annual Meeting of the Midwest Political Science Association. 2008. Chicago, IL, April 3.
- Mebane W. R., Jr., Sekhon J. S. Robust Estimation and Outlier Detection for Overdispersed Multinomial Models of Count Data // American Journal of Political Science. 2004. 48 (Apr.). P. 392–411.
- Mebane W. R., Jr. «Detecting Attempted Election Theft: Vote Counts, Voting Machines and Benford's Law». Paper prepared for the 2006 Annual Meeting of the Midwest Political Science Association. 2006a. Chicago, IL, April 20–23.
- Mebane W. R., Jr. «Election Forensics: Vote Counts and Benford's Law». Paper prepared for the 2006 Summer

- Meeting of the Political Methodology Society. 2006b. UC-Davis, July 20–22.
- Mebane W. R., Jr.* «Election Forensics: Statistics, Recounts and Fraud». Paper presented at the 2007 Annual Meeting of the Midwest Political Science Association. 2007a. Chicago, IL, April 12–16.
- Mebane W. R., Jr.* «Evaluating Voting Systems to Improve and Verify Accuracy». Paper presented at the 2007 Annual Meeting of the American Association for the Advancement of Science, San Francisco, CA, February 16, 2007, and at the Bay Area Methods Meeting, Berkeley, March 2, 2007b.
- Mebane W. R., Jr.* «Election Forensics: Outlier and Digit Tests in America and Russia». Paper presented at The American Electoral Process conference, Center for the Study of Democratic Politics, Princeton University, May 1–3, 2008a.
- Mebane W. R., Jr.* Election Forensics: The Second-digit Benford's Law Test and Recent American Presidential Elections // R. Michael Alvarez, Thad E. Hall, Susan D. Hyde (ed.). The Art and Science of Studying Election Fraud: Detection, Prevention and Consequences. Washington, DC: Brookings Institution, 2008b.
- Myagkov M., Ordeshook P. C.* «Russian Elections: An Oxymoron of Democracy». Caltech/MIT Voting Technology Project, VTP Working Paper #63, March 2008.
- Myagkov M., Ordeshook P. C., Shaikin D.* Estimating the Trail of Votes in Russia's Elections and the Likelihood of Fraud // R. Michael Alvarez, Thad E. Hall, Susan D. Hyde (ed.). The Art and Science of Studying Election Fraud: Detection, Prevention, and Consequences. Washington, DC: Brookings Institution, 2008.
- Myagkov M., Ordeshook P. C., Shaikin D.* The Forensics of Election Fraud: With Applications to Russia and Ukraine. New York: Cambridge University Press, 2009.
- OSCE Office for Democratic Institutions and Human Rights. «Russian Federation Presidential Election, 14 March 2004: OSCE/ODIHR Election Observation Mission Report». Warsaw. June 2. 2004.
- OSCE Office for Democratic Institutions and Human Rights. «OSCE/ODIHR Regrets that Restrictions Force Cancellation of Election Observation Mission to Russian Federation». Press release. Warsaw. February 7. 2008.
- R Development Core Team. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. 2005. ISBN 3-900051-07-0. URL <http://www.R-project.org>
- Арбатская М.* Сколько же избирателей в России? Политико-географический анализ общего числа российских избирателей и уровня их активности. 1990–2004. Иркутск: Институт географии СБ РАН, 2004.
- Бузин А. Любарев А.* Преступление без наказания: Административные технологии федеральных выборов 2007–2008 годов. М.: Николло М, 2008.
- Любарев А., Бузин А., Кынев А.* Мертвые души. Методы фальсификации итогов голосования и борьба с ними. М.: Никколо М, 2007.