

ЧТО ПРЕПЯТСТВУЕТ ОПТИМАЛЬНОЙ ПРОПОРЦИОНАЛЬНОСТИ?



Аркадий Любарев,
кандидат юридических наук

Статья Валерия Крюкова «Оптимальная пропорциональность», опубликованная в «Журнале о выборах» (2009. № 4/5), поднимает важную тему – как обеспечить в представительном органе соотношение политических сил, в наибольшей степени соответствующее политическим предпочтениям избирателей. Однако в статье Крюкова акцент делается лишь на некоторых аспектах данной проблемы. Поэтому обсуждение этого вопроса необходимо продолжить.

Но в начале следует сделать несколько уточнений. В первую очередь это касается используемого в статье Крюкова показателя диспропорциональности. Этот показатель обычно называют индексом Лузмора – Хэнби (D), по имени исследователей, которые предложили его в 1971 году. Стоит отметить, что в литературе описаны еще несколько индексов диспропорциональности, но мы, вслед за Крюковым, будем пользоваться только индексом Лузмора – Хэнби,

который достаточно адекватно характеризует степень отклонения от пропорциональности. Его точная формула:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |v_i - s_i|,$$

где v_i и s_i – соответственно доля голосов и доля мандатов, полученные i партией. Иными словами, для его определения нужно для каждой участвовавшей в выборах партии вычислить модуль разности между долей полученных ею голосов и долей полученных ею мандатов, а затем просуммировать вычисленные модули и разделить эту сумму на два¹. В таблице 1 приведен такой расчет для выборов депутатов Государственной Думы Федерального Собрания Российской Федерации. Как можно видеть, полученный результат (7,7%) существенно отличается от приведенного в статье Крюкова (4,1%),

что связано с неправильной интерпретацией последним формулы Лузмора – Хэнби.

Впрочем, необходимо еще одно уточнение. В зарубежной литературе доли голосов обычно считаются от числа действительных голосов (бюллетеней), а в статье Крюкова и в таблице 1 использованы привычные для нашей страны доли голосов от числа избирателей, принявших участие в голосовании. Если пересчитать индекс Лузмора – Хэнби исходя из доли голосов от числа действительных бюллетеней, то получится 7,2%.

Сложнее ситуация с выборами, проходившими в нашей стране до 2007 года, когда избиратель имел право голосовать против всех списков. С одной стороны, считая доли голосов от числа действительных бюллетеней, то есть учитывая протестное голосование, мы получаем результаты, которые труднее сопоставлять с результатами, полученными для зарубежных выборов. С другой стороны, игнорирование

голосования против всех списков было бы не вполне правильным, поскольку, в отличие от избирателей, опустивших недействительные бюллетени, голосующие против всех списков достаточно четко выразили свою волю, отвергнув все участвовавшие в выборах партии.

Нет полной ясности и с вычислением индекса Лузмора – Хэнби в случае мажоритарной системы и других избирательных систем, где возможно участие непартийных кандидатов. В данном случае необходимо решить, учитывать ли голоса, поданные за непартийных кандидатов, и мандаты, завоеванные этими кандидатами. Аналогичная проблема касается смешанной избирательной системы.

В статье Крюкова не объяснено, как вычислялось значение отклонения от пропорциональности (т.е. индекса Лузмора – Хэнби) для выборов депутатов Государственной Думы 2003 года. Мы полагаем, что с учетом смешанной избирательной системы доли голосов, полученных партиями, следует считать по итогам голосования в едином избирательном округе, а доли мандатов, полученных партиями, – с учетом как мандатов, завоеванных ими по пропорциональной системе, так и мандатов, полученных их выдвиженцами в одномандатных избирательных округах. При таком подходе и при вычислении доли голосов, полученных партиями, от числа действительных бюллетеней индекс Лузмора – Хэнби получился у нас равным 19,4% (что не очень сильно отличается от приведенного в статье Крюкова – 22,0%).

Здесь следует сделать еще одну оговорку. Все подобные расчеты имеют смысл только при анализе свободных и справедливых выборов. Не случайно исследователи, на

которых ссылается Крюков (Р. Таагепера и М.С. Шугарт, А. Лейпхарт), не включали в свое рассмотрение выборы в СССР, где кандидаты «нерушимого блока коммунистов и беспартийных» получали 99,95%. Нетрудно понять, что по показателю диспропорциональности (менее 0,03%) СССР значительно опережал все демократические страны, независимо от того, какую избирательную систему они использовали.

Перейдем теперь к оценке данных, приведенных в таблицах 2 и 3 статьи Крюкова. Здесь следует уточнить, что данные эти, как нам удалось выяснить, взяты из книги Д. Мюллера², который в свою очередь опирался в основном на расчеты Р. Таагеперы и М.С. Шугарта, касающиеся выборов, проходивших в период 1981–1990 годов. Однако у Мюллера приведены значения индекса Лузмора – Хэнби для большего количества стран (13 стран с одномандатными округами и 24 страны с многомандатными округами), и потому его средние значения оказались иными, чем в статье Крюкова (21,1 для одномандатных округов и 5,8 для многомандатных). На этот факт можно было бы не обращать особого внимания, если бы в статье Крюкова специально не отмечалось, что в России отклонение от пропорциональности значительно меньше, чем в других странах. При этом ошибочно полученное число 4,1% сравнилось со средним значением 6,3%, вычисленным Крюковым для 17 стран с многомандатными округами, в то время как сравнивать следовало 7,2% с 5,8%, и вывод получается противоположный.

Стоит также отметить, что в книге А. Лейпхарта³ приведены значения индекса Лузмора – Хэнби для 70 выборов, проходивших в период

1945–1990 годов, а в работе Ф.Т. Алескерова и В.В. Платонова⁴ – для выборов в Финляндии 1945–2002 годов и Швеции 1991–2002 годов. Из этих данных также можно видеть, что степень диспропорциональности при применении пропорциональной избирательной системы обычно ниже 7%.

Далее Крюков приводит в таблице 3 зависимость средних значений отклонения от пропорциональности (индекса Лузмора – Хэнби) от количества мандатов, распределяемых в избирательном округе. Из этих данных и со ссылкой на А. Лейпхарта делается основной вывод статьи: «наибольшее влияние на снижение отклонения от пропорциональности имеет не методика распределения мандатов, а количество избираемых представителей».

Вывод этот на самом деле можно считать верным лишь тогда, когда речь идет об избирательных округах, где распределяется менее шести мандатов. Из таблицы, приведенной в цитированной книге Мюллера (в статье Крюкова эта таблица несколько искажена: данные для разных строк взяты из разных колонок), следует, что средние отклонения от пропорциональности для стран, где в одном округе распределяется более 15 мандатов, не ниже, чем там, где распределяется от 6 до 10 мандатов. Впрочем, выборка столь невелика, что делать выводы из данной таблицы следует с большой осторожностью.

Не вполне корректна в данном случае и ссылка на А. Лейпхарта. В его работах есть данные и о влиянии методики распределения мандатов, а главный его вывод заключается в том, что основное влияние оказывает величина, названная им «эффективным порогом»⁵. Впро-

Таблица 1

Политические партии	Доля голосов, %	Доля мандатов, %	Модуль разности, %
ЕДИНАЯ РОССИЯ	64,3	70,0	5,7
КПРФ	11,6	12,7	1,1
ЛДПР	8,1	8,9	0,7
СПРАВЕДЛИВАЯ РОССИЯ	7,7	8,4	0,7
Аграрная партия России	2,3	0,0	2,3
ЯБЛОКО	1,6	0,0	1,6
Гражданская Сила	1,1	0,0	1,1
СОЮЗ ПРАВЫХ СИЛ	1,0	0,0	1,0
ПАТРИОТЫ РОССИИ	0,9	0,0	0,9
Партия социальной справедливости	0,2	0,0	0,2
Демократическая партия России	0,1	0,0	0,1
		Сумма	15,4
		Полусумма	7,7

¹ См.: Lijphart A. Electoral Systems and Party Systems: A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945–1990. Oxford, 1994. P. 58–62.

² Мюллер Д. Общественный выбор III. М., 2007. С. 362–369.

³ Lijphart A. Op. cit. P. 160–162.

⁴ Алескеров Ф.Т., Платонов В.В. Системы пропорционального представительства и индексы представительности парламента. Препринт WP7/2003/05. М.: ГУ ВШЭ, 2003. С. 32–40.

⁵ См.: Lijphart A. Op. cit. P. 138.

чем, эта величина в определенных случаях связана с числом мандатов, распределяемых в избирательном округе, но в иных случаях она определяется другими факторами, в частности величиной заградительного барьера.

Вывод, сделанный Крюковым, применительно к российским выборам имеет практическое значение лишь для некоторых муниципальных образований, где пытаются распределять по пропорциональной системе небольшое число мандатов (в статье Крюкова приведены примеры таких муниципальных образований). На региональных выборах и во многих других муниципальных образованиях проблемы иные.

Следует понимать, что степень отклонения от пропорциональности зависит как от определенных институциональных факторов (размер избирательного округа, величина заградительного барьера, методика распределения мандатов), так и от ряда случайных факторов (число участвующих в выборах партий, соотношение голосов между ними). Поэтому многие выводы можно сделать лишь на основе анализа большого числа выборов. Тем не менее, влияние некоторых факторов либо очевидно, либо может быть выявлено с помощью модельных расчетов.

Так, очевидно, что если заградительный барьер выше величины, обратной числу распределяемых в округе мандатов (в статье Крюкова эта обратная величина именуется «весовой долей» одного мандата), то именно величина барьера, а не число мандатов будет влиять на степень диспропорциональности. И влияние это однозначно: чем выше барьер, тем больше может быть диспропорциональность (как отмечалось выше, в зависимости от случайных факторов это влияние может и не проявиться).

⁶ См.: Иванченко А.В., Кынев А.В., Любарев А.Е. Пропорциональная избирательная система в России: история, современное состояние, перспективы. М., 2005. С. 178–182, 313–316.

⁷ См.: Любарев А. Использование методов делителей на российских выборах // Российское электоральное обозрение. 2009. № 2. С. 34–42.

Что касается методики распределения мандатов, то математически доказано и подтверждено на практике, что наилучшее приближение к пропорциональности дает метод, основанный на квоте Хэйра и правиле наибольшего остатка (метод Хэйра – Нимейера)⁶, который применяется в России на выборах в Государственную Думу, а также в большинстве регионов. Наихудшее же приближение дает метод делителей Имперали, который в последние годы был применен в ряде российских регионов⁷. Кстати, следует отметить, что упоминаемая в цитированных книгах Лейпхарта и Мюллера «формула Имперали» – это метод квот Имперали, который ранее использовался в Италии и который имеет мало общего с методом делителей Имперали. Эффект метода делителей Имперали указанные авторы не изучали по причине того, что он на национальном уровне нигде не использовался.

В качестве примера в таблице 2 приведены рассчитанные исходя из доли голосов от числа действительных бюллетеней значения индекса Лузмора – Хэнби для всех

выборов, проходивших в регионах России по полностью пропорциональной системе, на которых избирался весь состав законодательного органа. Как видно из таблицы, в ряде регионов, несмотря на большое число распределяемых мандатов, отклонения от пропорциональности оказались весьма значительными, причем это были в основном регионы, где применялся метод делителей – либо в варианте Имперали, либо в смягченном, «тюменском» варианте.

Нетрудно определить, как изменилась бы степень диспропорциональности, если бы были другие институциональные параметры. В данном случае мы предполагаем, что итоги голосования от этих параметров не зависели, что можно считать абсолютно верным для методики распределения мандатов и верным в некотором приближении для заградительного барьера. В Московской области при сохранении 7-процентного барьера замена метода Имперали на метод Хэйра – Нимейера не изменила бы значение индекса Лузмора – Хэнби. Однако снижение барьера до 5%

Таблица 2

Регион	Дата выборов	Число мандатов	Барьер, %	Методика*	D, %
Республика Дагестан	11.03.2007	72	7	ХН	1,4
Республика Ингушетия	02.03.2008	27	7	ХН	0,1
Кабардино-Балкарская Республика	01.03.2009	72	7	ХН	0,2
Республика Калмыкия	02.03.2008	27	7	ХН	13,4
Чеченская Республика	12.10.2008	41	7	ХН	2,4
Амурская область	02.03.2008	36	7	ХН	7,0
Калужская область	14.03.2010	40	7	ХН	2,1
Московская область	11.03.2007	50	7	Имп.	20,5
Тульская область	11.10.2009	48	7	Тюм.	10,5
Санкт-Петербург	11.03.2007	50	7	Имп.	12,3
Ненецкий автономный округ	01.03.2009	11	7	Имп.	9,6

* Обозначения методик распределения мандатов: ХН – метод Хэйра – Нимейера, Имп. – метод делителей Имперали, Тюм. – «тюменская методика», или модифицированный метод д'Ондта (см. Любарев А. Использование методов делителей на российских выборах // Российское электоральное обозрение. 2009. № 2. С. 34–42).

уменьшило бы данный индекс до 9,6%, а использование метода Хэйра – Нимейера при 5-процентном барьере дало бы значение индекса, равное 6,3%. В Санкт-Петербурге замена методики без снижения барьера позволила бы сократить отклонение от пропорциональности до 11,1%, снижение барьера без изменения методики – до 4,9%, а снижение барьера вместе с заменой методики – до 1,7%.

Таким образом, для региональных и муниципальных выборов, где в едином округе распределяется не менее 15 мандатов, главными факторами, увеличивающими диспропорциональность, являются высокий заградительный барьер и использование метода делителей Имперали.

Сделанный в статье Крюкова вывод о том, что при применении пропорциональной системы целесообразно, чтобы заградительный барьер был больше «весовой доли» мандата, нуждается в уточнении. Его не следует понимать как призыв к повышению барьера (отметим, что такого призыва в статье Крюкова нет, но не исключено, что кто-то сделает из статьи подобный вывод). Как было только что показано, именно завышенный барьер повышает диспропорциональность. Речь идет лишь о том, что при высокой «весовой доли» мандата заградительный барьер перестает «работать», то есть партия, преодолевшая этот барьер, может по результатам распределения не получить мандата.

В связи с этим Крюков призывает использовать методику, рекомендуемую ЦИК России, по которой каждой партии, преодолевшей заградительный барьер, следует сначала дать по одному мандату, а затем проводить распределение оставшихся мандатов. Но такой прием на самом деле не способствует снижению диспропорциональности. Тем более, что, как можно понять из контекста, речь идет как раз о «тю-

⁸ Там же.

⁹ См.: Современные избирательные системы: Вып. 2: Аргентина, Германия, Швеция. М., 2007. С. 161–177.

менской методике», для которой характерны существенные отклонения от пропорциональности.

Однако следует отметить, что все используемые методики распределения мандатов, кроме метода делителей Имперали, имеют порог исключения (доля голосов, при превышении которой партия гарантированно получает мандат) ниже «весовой доли» мандата. Так, для метода делителей Сент-Лагюе, широко используемого в Европе, порог исключения равен $1/(2m-p+2)$, а для датского метода делителей – $1/(3m-2p+3)$, где m – число распределяемых мандатов, а p – число партий, претендующих на получение мандатов⁸. Таким образом, в случае четырех партий при использовании метода Сент-Лагюе преодоление 5-процентного барьера гарантирует получение мандата даже в 11-мандатном округе, а при использовании датского метода – даже в 9-мандатном.

Вернемся теперь к выборам депутатов Государственной Думы. Как было показано в начале ста-

В таблице 3 приводится расчет индекса Лузмора – Хэнби по итогам голосования на выборах депутатов Государственной Думы 2003 года для трех значений заградительного барьера и для трех избирательных систем – полностью пропорциональной, смешанной несвязанной (применявшейся на тех выборах) и смешанной связанной, аналогичной используемой в Германии⁹. Разумеется, эти расчеты достаточно условны, поскольку итоги голосования при применении различных систем, по-видимому, были бы разными. Кроме того, для сопоставимости результатов мы считали состоявшимися выборы по всем 225 одномандатным округам, из-за чего результат для смешанной несвязанной системы при 5-процентном барьере (19,6%) немного отличается от приведенного выше.

Как видно из таблицы, чем ниже заградительный барьер, тем ниже и отклонение от пропорциональности, что согласуется с ранее высказанными утверждениями. Но важнее здесь другое. Во всех слу-

Таблица 3

Избирательная система	Барьер		
	5%	4%	3%
Пропорциональная	25,8%	21,5%	10,6%
Смешанная несвязанная	19,6%	18,0%	14,9%
Смешанная связанная	13,7%	10,3%	8,0%

в 2003 году применение смешанной несвязанной системы (т.е. системы, где результаты выборов определяются отдельно по пропорциональной и мажоритарной составляющим) привело к довольно высокой степени диспропорциональности (19,4%). Однако не следует возлагать вину за это на мажоритарную составляющую. Простой расчет показывает, что если бы все мандаты в 2003 году распределялись по пропорциональной системе, индекс Лузмора – Хэнби был бы еще выше.

в смешанной связанной системе давала лучшее приближение к пропорциональности, чем так называемая пропорциональная система. Парадокса тут нет: при системе, именуемой пропорциональной, пропорциональность тем не менее может сильно искажаться за счет исключения из распределения мандатов партий, не преодолевших заградительный барьер, но получивших достаточно большую долю голосов. При смешанной связанной системе это искажение уменьшается.

