

ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ

УДК [316.344.2+324:316](470+571)"1993/2007"

К.О. Калинин

ЭВОЛЮЦИЯ СОЦИАЛЬНО-ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО РАЗМЕЖЕВАНИЯ В РОССИИ (1993–2007 гг.): ТЕОРИЯ, МЕТОДОЛОГИЯ, ИЗМЕРЕНИЕ

КАЛИНИН Кирилл Олегович – аспирант факультета политологии Мичиганского университета (Анн Арбор, США). E-mail: kkalinin@eu.spb.ru

В статье дается детальное теоретическое и методологическое описание концепта социально-профессионального (классового) размежевания с учетом мирового опыта, а также его эмпирический анализ в кросс-темпоральной перспективе. Предпринята попытка сравнительного анализа социально-профессионального голосования в России и других странах мира. Эмпирическим материалом послужили массовые опросы по выборам в Государственную Думу РФ, проведенные ВЦИОМ в 1993–2007 гг.

Ключевые слова: классовое голосование, социально-профессиональное размежевание, избирательное поведение, «синие» и «белые воротнички», индексы размежеваний, лямбда-индекс.

Выборы создают предпосылки для процесса институционализации демократии, с одной стороны, путем разрешения основных социально-политических конфликтов, актуальных для отдельно взятого социума, а с другой — посредством политизации глубоких социально-политических противоречий, накопленных в течение длительного времени в обществе. В России существование множества нерешенных общественно-политических противоречий, имеющих различную природу, открывает возможность для получения сложной конфигурации партийно-политической системы, характеризующейся развитием идеологической многопартийности и высокой степени избирательной соревновательности. Однако эволюция нынешней партийно-политической системы происходит по прямо противоположному сценарию — от многообразия к однообразию, от конкуренции к иерархии. Так, главный результат думских выборов 2007 г., открывших собой новый избирательный цикл в России (2007–2008), состоял в том, что партия власти не только сохранила за собой политическую монополию в партийно-политическом пространстве, но и на протяжении трех избирательных циклов демонстрировала стабильно высокие избирательные результаты [1].

Изучение влияния социальной структуры на партийное голосование в рамках российского социально-политического контекста ставит перед исследователем исключительно важный вопрос, связанный с выявлением зависимостей между социально-профессиональным статусом и политическими предпочтениями граждан, которое мы далее

называем социально-профессиональным голосованием (подразумевая под этим термином классовое голосование, class voting). Ответ на него затруднен в связи с переходным состоянием страны: изменениями социально-экономической и партийно-политической систем, слабостью гражданского общества, призванного артикулировать интересы различных социальных групп. Исходная посылка исследования, положенного в основу данной статьи, состоит в том, что происходящие в российском обществе процессы, связанные с ростом социального расслоения и высокой степенью политической неопределенности, приводят к актуализации социально-профессионального голосования и его развитию с течением времени. Однако подобное развитие должно быть подкреплено идеологическим разнообразием партийно-политической системы. Наблюдаемое политическое господство партии власти («Единой России») не только снижает политическую конкуренцию между различными идеологиями, презентирующими многообразие социально-политических интересов в социуме, но и препятствует трансляции социетальных конфликтов, в частности социально-профессионального размежевания, в политическую плоскость.

Актуальность исследования социально-профессионального голосования имеет под собой объективные и инструментальные основания. Во-первых, новые социально-экономические условия: интенсивное развитие рыночных отношений в России в течение последних 15 лет не могло не привести к формированию дифференцированных по своим экономическим интересам социальных групп, стремящихся к артикуляции своих интересов в политическом измерении. Можно также судить о развитии партийной идентификации в России в течение длительного времени и ее привязке к социально-профессиональному статусу. Категория «социально-профессионального размежевания», как представляется, способна пролить свет на характер переходного периода и специфику современного политического процесса в России. Во-вторых, накоплен обширный эмпирический материал на базе предыдущих выборочных циклов, позволяющий преодолеть фрагментарность прошлых исследований и ввести динамическую составляющую в изучение социально-профессионального голосования. В-третьих, прежде использовавшийся статистический инструментарий был не в полной мере адекватен исследованиям социальных размежеваний и не позволял провести кросс-национальный анализ.

1 Социально-профессиональное размежевание в России

Развитость социально-профессионального размежевания зависит, с одной стороны, от спроса на классовую повестку дня, выраженного в существовании противоречивых социетальных интересов и межклассовых конфликтов, нуждающихся в своей артикуляции на социетальном уровне, с другой стороны, от политического предложения, т.е. наличия политических партий, готовых агрегировать существующие социетальные противоречия и привнести их в политическое измерение. Изначально слабое развитие социально-профессионального голосования на постсоветском пространстве объясняется низким потенциалом посткоммунистических партий при трансляции социетальных размежеваний в политическую плоскость: как правило, у партий нет развитых идеологий, связывающих их с социальными группами, также бросается в глаза несформированность основных социально-профессиональных групп, т.е. «рабочих» и «капиталистов». Особо отметим влияние коммунистического наследия на формирование классового сознания. Так, отсутствие базовых структур гражданского общества в советские годы сопровождалось социальной аморфностью, преобладанием интересов нации и общества над групповыми интересами.

Как следствие, демонтаж социально-классовой структуры советского общества обернулся потерей способности граждан к самопозиционированию в лево-правом измерении. Поэтому неудивительно, что первые годы своего развития посткоммунистическое общество представляло собой *tabula rasa*, где существование реальных размежеваний компенсировалось персонализацией политики и доминированием проблемно ориентированного голосования [2].

На социальном уровне ослабление социально-профессионального голосования могло объясняться спецификой демократического транзита 90-х гг. По мнению Д. Оста, причиной низкого уровня социально-профессионального размежевания в посткоммунистических странах, с одной стороны, служила идеология антисоциализма, девальвировавшая социалистическую идеологию среди всех социальных групп населения, а с другой — идеология капитализма, поддержанная всеми социальными группами из-за очевидных преимуществ капитализма в обеспечении экономического благосостояния индивидов [3]. Соответственно, доминирование капиталистической идеологии могло подорвать формирование социально-профессионального голосования, отражавшего противоположные экономические интересы рабочих и капиталистов. Согласно альтернативной позиции, дифференцированное обладание ресурсами и связанные с ними выгоды от участия в рыночных отношениях могли привести к формированию социальной базы из тех, кто поддерживает развитие капиталистических отношений, и тех, кто, наоборот, выступает против. Таким образом, социально-профессиональный фактор служит своеобразным индикатором, раскрывающим ресурсный потенциал и экономические стратегии избирателей, в связи с чем может использоваться партиями в ходе выборочных состязаний. Так, в странах Восточной Европы существует тесная взаимосвязь между поддержкой политического либерализма и построением свободного рынка, которая объясняется стремлением обладателей данных ресурсов ими свободно распоряжаться. Следовательно, либералы будут пользоваться преимущественно поддержкой молодых образованных профессионалов, и наоборот, левые партии будут состоять главным образом из пожилых необразованных рабочих. По мере прохождения демократического транзита взаимосвязь между поддержкой политического либерализма и построением свободного рынка, по мнению Г. Китчелла, должна ослабнуть, приведя в конечном итоге к росту разнообразия социально-политических позиций среди населения и соответствующей идеологической диверсификации партий [4, р. 20–22]. В случае же слабости партийной идентификации у политиков появляется возможность выстроить политическую систему «снизу вверх», когда партии служат механизмом воздействия на избирателей, а не наоборот [5].

В отличие от 1990-х гг., в 2000-е партийно-политическая система претерпела серьезные трансформации, которые в значительной степени усложнили трансляцию социальных размежеваний в политическое пространство. Появление партии власти, репрезентирующей исполнительную власть в партийно-политическом пространстве, изменило состояние политического равновесия. Наблюдающаяся сегодня монополизация партийно-политического пространства происходит благодаря проправительственным партиям, относящимся к разновидности «всеядных» (*«catch-all»*). Данные партии ориентированы на актуализацию политики «поверх» размежеваний, которая состоит в манипулировании общественным мнением через размытие социального и идеологического профиля своего избирателя [6; 7]. В отличие от партии власти, идеологические партии (коммунисты, националисты и либералы) заинтересованы прежде всего в акцентировании размежеваний, выделении особых избирательных ниш,

конструировании социально-акцентированного профиля «своего» избирателя. Таким образом, структура идеологического пространства 2000-х гг. задается поляризацией политических факторов относительно действующей власти, т.е. партии власти, занимающей доминирующее центристское положение, а также возможностями идеологических партий в трансляции размежеваний в политическое измерение [7, 8].

Результаты ранее проведенных эмпирических исследований свидетельствуют о росте влияния социально-профессионального размежевания в России. С. Вайтфилд и Дж. Эванс показали, что влияние социальных факторов на политические ориентации россиян опосредовано их включенностью в рыночные отношения и связанным с ней социальным и политическим опытом индивидов [5]. При этом по мере консолидации российской социально-политической системы отмечается постепенное формирование устойчивой взаимосвязи между системой социально-профессиональных статусов и партийными предпочтениями избирателей. Главный вывод исследования — влияние социальных факторов (особенно социально-профессионального) на политические ориентации индивидов возрастает по мере того, как индивиды участвуют в рыночных отношениях. Г. Хейл отмечает, что социальная самоидентификация индивида (то, к какой социально-профессиональной группе он себя причисляет) тесно коррелирует с его партийной идентификацией. К примеру, избиратель, идентифицирующий себя с КПРФ, будет наиболее вероятным образом идентифицировать себя и с той социальной группой, интересы которой, как ему кажется, коммунисты представляют в Думе [9]. Вывод Г. Хейла заключается в том, что в России социальная идентификация индивида определяет партийную идентификацию, а значит, и голосование.

2 Исследовательские гипотезы

В рамках исследования, давшего эмпирический материал для статьи, были выдвинуты следующие гипотезы.

Гипотеза 1. Электоральные циклы 1990-х гг. характеризуются ростом социально-профессионального размежевания, электоральные циклы 2000-х гг., напротив, отмечены его снижением.

Данная гипотеза основывается на совокупности макроэкономических и социальных показателей в РФ за исследуемый период. Развитие рыночных отношений и сопутствующий им рост социально-экономического неравенства в обществе должен сопровождаться усилением социально-профессионального размежевания и поляризацией социальных групп вдоль оси выигрывающих и проигрывающих от перехода к рынку. Предполагается, что наличие реальной многопартийности должно содействовать трансляции этих межклассовых конфликтов в политическое измерение, тогда как сокращение числа партий должно привести к противоположным результатам.

Ключевым фактором, содействующим росту социально-профессионального голосования, служит уровень фрагментации партийной системы: чем он выше, тем выше восприимчивость партийно-политической системы к развивающимся на социальном уровне конфликтам интересов. Примечательно, что постепенное сокращение эффективного числа парламентских партий с 8,53 в 1993 г. до 1,92 к настоящему времени может служить ключевым фактором в объяснении снижения социально-профессионального голосования 2000-х гг. Подобное сокращение свидетельствует о том, что с течением времени трансляция социальных размежеваний в политическое измерение затруднялась: так, нынешняя Государственная Дума с эффективным числом парламентских партий меньше двух, по сути,

не отражает ни одного социального размежевания (для отражения хотя бы одного размежевания эффективное число парламентских партий должно составить как минимум два). Можно ожидать, что в 2003 и 2007 гг. в связи с ростом доминирования партии власти могла проявиться тенденция ослабления социально-профессионального голосования.

Гипотеза 2. В ходе российского демократического транзита реконфигурация социально-профессиональной структуры общества приводит к росту структурного эффекта.

Интенсивность проявления социально-профессионального размежевания складывается под влиянием двух факторов: поведенческого и структурного эффектов. Если поведенческий эффект в качестве источника динамики социально-профессионального размежевания отражает электоральное поведение социальных групп, то структурный эффект в качестве источника фиксирует изменения в размерах исследуемых социальных групп. Мы предполагаем, что выраженность социально-профессионального голосования зависит от изменений в размерах социальных групп: с ростом численности (удельного веса) «синих» воротничков можно ожидать соответствующее увеличение голосования за левые партии, и наоборот, их численное уменьшение приводит к ослаблению классовой поддержки левых партий, а значит, и социально-профессионального размежевания.

Гипотеза 3. В России масштабы социально-профессионального размежевания будут соотноситься с масштабами размежеваний, характерных для развивающихся стран.

Данная гипотеза наиболее проста по смыслу: при прочих равных условиях в странах, находящихся на стадии демократического транзита, развиваются сходные социально-политические процессы, а значит, и уровень социально-профессионального голосования в данных странах остается на приблизительно одинаковом уровне.

3 Методика исследования

Основу настоящей работы составили данные опросов, проведенных с 1993 по 2007 гг., предоставленные Единым архивом социологических данных «Sofist» (www.sofist.socpol.ru), а также ВЦИОМом¹.

3.1 Операционализация понятий

Социально-профессиональный статус рассматривается нами как набор социально-профессиональных характеристик, объединяющий индивидов в особые профессиональные группы. В контексте российского политического транзита и связанной с ним высокой степени социальной неопределенности номинальные профессиональные категории могут оказаться непригодными для адекватного отражения социальной реальности, поэтому в рамках данной работы профессиональная принадлежность рассматривается как субъективная категория, т.е. результат самоидентификации респондента. Достоинством подхода является то, что индивид, идентифицируя себя с определенной профессиональной категорией и основываясь на своем личном опыте, способен к наиболее адекватному позиционированию себя по отношению к социальному окружению. В целях упрощения анализа все социально-профессиональные группы сведены к двум основным категориям: «белые» и «синие воротнички» (см. таблицу 1).

¹ Используемые в работе базы данных: Экспресс ВЦИОМ 1993-20, Экспресс ВЦИОМ 1993-22, Экспресс ВЦИОМ 1995-12, Экспресс ВЦИОМ 1995-20, Экспресс ВЦИОМ 1999-5, Экспресс ВЦИОМ 1999-7, Экспресс ВЦИОМ 1999-10, Экспресс ВЦИОМ 1999-20, Экспресс ВЦИОМ 2003-1, Экспресс ВЦИОМ 2003-7, Экспресс ВЦИОМ 2003-8, Экспресс ВЦИОМ 2007-41, Экспресс ВЦИОМ 2007-45.

Таблица 1 Социально-профессиональные категории и род занятых респондентов (количество опрошенных)

Социально-профессиональные категории	Род занятых	1993 г.	1995 г.	1999 г.	2003 г.	2007 г.	Всего
«Белые воротнички»	Частный предприниматель	94	73	175	144	64	
	Руководитель, менеджер	176	137	193	53	-	
	Специалист с высшим образованием	523	459	823	254	285	
	Служащий (включая военнослужащих)	274	302	918	881	558	
	Всего «белые воротнички» (N)	1067	971	2109	1332	907	6386
	Всего «белые воротнички», %	0,53	0,54	0,58	0,49	0,54	
«Синие воротнички»	Всего «синие воротнички» (N) – рабочие (квалифицированные и неквалифицированные)	929	838	1526	1366	769	5428
	Всего «синие» воротнички», %	0,47	0,46	0,42	0,51	0,45	

Как видно из таблицы 1, к социально-профессиональной категории «белые воротнички» были отнесены следующие социально-профессиональные группы: частные предприниматели, руководители, менеджеры, специалисты и служащие; к категории «синие воротнички» – квалифицированные и неквалифицированные рабочие. Все остальные социально-профессиональные группы (учащиеся, пенсионеры, домохозяйки, а также пенсионеры) из рассмотрения были исключены.

Партийные «семьи». Партии как таковые нами рассматриваться не будут. Для того чтобы говорить о существовании социально-профессионального размежевания, важно установить стабильность и неизменность социальных и идеологических разделений. В целях унификации данных и получения стабильной картины российской партийной системы партии, участвовавшие в думских выборах 1993–2007 гг., объединены в четыре партийно-идеологические «семьи»: коммунисты, националисты, либералы и проправительственные. Именно партийные «семьи» отражают партийно-идеологические размежевания среди населения, позволяя получить устойчивое основание для последующего анализа и сопоставления в неустойчивой социально-политической среде, которой характеризуется российский демократический транзит². В качестве критерия отнесения партий к партийной «семье» служила основная партийно-идеологическая платформа политической партии: для левых – коммунистическая, для националистов – национально-патриотическая, для либералов – рыночно-либеральная. Партии власти характеризуются не столько выраженной партийно-идеологической платформой, сколько поддержкой политического курса в стране, проводимого исполнительной властью.

3.2 Методика расчетов

Предлагаемый подход к проведению статистического анализа социальных размежеваний предполагает три этапа.

На первом этапе предпринимается попытка предварительного анализа посредством построения таблицы сопряженности между социально-профессиональными категориями и

² Партии и партийные «семьи»: левые (Аграрная партия России, КПРФ, «Коммунисты, трудящиеся России – за Советский Союз», Фронт национального спасения); националисты (ЛДПР «Евразийская партия – Союз патриотов России», «Русское национальное единство», Блок «Альянс патриотов России»; партии власти («Наш дом – Россия», «Единая Россия», «Справедливая Россия», «Отечество» – «Вся Россия», Блок «Единство», «Женщины России»); либералы («Яблоко», «Выбор России», СПС, Движение «Демократическая Россия», Демократическая партия России). Полную классификацию партий и партийных «семей» см. [10].

голосованием, рассчитываются индексы Алфорда (более подробно методика расчетов изложена в Приложении А к данной статье).

На втором этапе проводится расчет отношений шансов³ (шансов голосования «синих» воротничков в пользу отдельно взятой партийной «семьи» к шансам голосования «белых» воротничков) для каждой рассматриваемой социально-профессиональной группы. С этой целью строится серия бинарных логистических регрессий. Данный этап позволяет выявить необходимые детали в голосовании различных социальных групп в пользу тех или иных партийных «семей» с учетом контрольных переменных и сделать выводы относительно существующих различий между ними.

На третьем этапе рассчитывается величина агрегированного социально-профессионального размежевания. Рассчитанные при помощи бинарной логистической регрессии предсказанные вероятности голосования помогут, с одной стороны, рассчитать агрегированный индекс социально-профессионального размежевания для каждого избирательного года (абсолютный лямбда-индекс), а с другой стороны — выявить степень влияния ряда социально-экономических факторов на уровень социально-профессионального голосования.

3.3 Описание переменных

Зависимые переменные. При построении бинарной логистической регрессии используются четыре бинарные переменные, фиксирующие голосование респондента за соответствующие партийные «семьи»: коммунисты, либералы, националисты и правительственные.

Независимые переменные. «Профессия» — бинарная переменная, содержащая информацию о социально-профессиональном статусе респондента («белый» или «синий воротничок»).

«Возраст» — метрическая переменная, преобразованная в квартили (соответственно до 30, 30–45, 45–60 и свыше 60 лет).

«Доход» — содержит информацию о доходах респондентов, представлена квартилями.

«Образование» — бинарная переменная, содержащая информацию о наличии/отсутствии у респондента высшего образования.

«Город–Село» — бинарная переменная, отражающая территориальное проживание респондента в городе или селе.

«Пол» — бинарная переменная, фиксирующая принадлежность индивида к полу.

4 Исследовательский анализ

Этап 1. На предварительном этапе анализа построим таблицу сопряженности между голосованием и социально-профессиональными категориями, в которой приведено голосование «белых» и «синих воротничков» за соответствующие партийные семьи с 1993 по 2003 г. (таблица 2). Таблица позволяет провести предварительный анализ структуры избирательных предпочтений двух рассматриваемых социально-профессиональных групп.

³ Под отношением шансов мы понимаем отношение вероятности того, что событие произойдет, к вероятности того, что оно не произойдет $P/(1 - P)$.

Таблица 2 Голосование «белых» и «синих воротничков» (% отанных голосов за партийные «семьи»)

Социально-профессиональные категории	1993 г.			
	Левые	Националисты	Либералы	Правительственные
«Белые воротнички»	5,9	4,1	40,2	49,9
«Синие воротнички»	3,4	9,2	35,7	51,7
Индекс Алфорда	2,5	-5,1	4,5	-1,8
1995 г.				
	Левые	Националисты	Либералы	Правительственные
«Белые воротнички»	15	13	30,4	41,6
«Синие воротнички»	22,1	25	13,8	39,1
Индекс Алфорда	-7,1	-12	16,6	2,5
1999 г.				
	Левые	Националисты	Либералы	Правительственные
«Белые воротнички»	21,3	6,01	31,8	40,8
«Синие воротнички»	33,2	10,2	20,1	36,5
Индекс Алфорда	-11,9	-4,19	11,7	4,3
2003 г.				
	Левые	Националисты	Либералы	Правительственные
«Белые воротнички»	16,7	9,5	27,8	46
«Синие воротнички»	25,9	17,7	18,7	37,7
Индекс Алфорда	-9,2	-8,2	9,1	8,3
2007 г.				
	Левые	Националисты	Либералы	Правительственные
«Белые воротнички»	7,01	7,01	3,28	82,7
«Синие воротнички»	8,59	10,38	3,21	77,82
Индекс Алфорда	-1,58	-3,37	0,07	4,88

Во-первых, различное процентное распределение в голосовании «белых» и «синих» воротничков приводит к выводу о взаимозависимости социально-профессиональной категории и голосования за партийные «семьи». Во-вторых, судя по приведенным данным, «синие» и «белые воротнички» в большинстве своем не только предпочитают партию власти всем остальным идеологическим «семьям», но и характеризуются приблизительно равным уровнем ее поддержки (за исключением, пожалуй, 2003 г.). В-третьих, характер голосования за идеологические партии с 1995 г. остается неизменным: «синие воротнички», в отличие от «белых», более охотно голосуют за левых и националистов, тогда как «белые воротнички» — за либералов и проправительственные силы. В-четвертых, разность процентов голосования между «белыми» и «синими воротничками» в пользу отдельной партийной «семьи», представленная индексом Алфорда, говорит различной степени влияния социально-профессионального размежевания на голосование в определенные избирательные циклы. Тем не менее приведенные в таблице 2 данные не позволяют выявить степень, с которой социальные факторы оказывают влияние на избирательные предпочтения с учетом контрольных социально-демографических переменных.

Этап 2. Для расчета отношений шансов (далее — ОШ) была использована серия бинарных логистических регрессий с контрольными переменными: возраст, доход, образование, пол и место проживания. Результаты анализа приведены в таблице 3, где для

«синих» воротничков даны ОШ, для контрольных переменных — β -коэффициенты. Так как ОШ — относительная категория, выводы основываются на сравнении «синих» воротничков с референтной социальной группой «белые воротнички». Значения ОШ, превышающие 1, означают, что принадлежность к «синим воротничкам» увеличивает отношение шансов голосования к неголосованию в пользу отдельной партийной «семьи» в N раз. И наоборот, ОШ принимает значения меньше 1 в том случае, если «синие воротнички» по сравнению с «белыми» в меньшей степени склонны к голосованию в пользу отдельной партийной «семьи» (иными словами, «белые воротнички» в $1/N$ раз более склонны к голосованию в пользу отдельной партийной «семьи» по сравнению с «синими воротничками»). Например, ОШ, равное 2,09, означает, что принадлежность к «синим воротничкам» увеличивает ОШ голосования к неголосованию в пользу националистов в 2,09 раз (с учетом контроля социально-демографических характеристик респондента); и наоборот, ОШ, равное 0,43, говорит о том, что индивиды, относящиеся к «белым воротничкам», в 2,33 раз (т.е. $1/0,43$) более склонны голосовать в пользу левых партий по сравнению с «синими воротничками».

Представленные в таблице 3 результаты говорят об умеренной выраженности голосования по социально-профессиональному критерию. Из приведенных в таблице 120 ячеек (не учитывая константу) 20 относятся к социально-профессиональному фактору, причем значения 12 ячеек (60%) являются статистически значимыми. Из 100 ячеек, относящихся к контрольным, 39 ячеек (39%) отвечают приемлемому уровню статистической значимости.

Дадим краткий анализ полученных статистических результатов. В 1993 г. «синие воротнички» в отличие от «белых» в 2,09 раза были более склонны голосовать в пользу националистов. Напротив, «белые воротнички» в 2,33 раза ($1/0,43$) более склонны голосовать в пользу левых. Отметим, что в 1993 г. ОШ либералов и проправительственных партий близки к 1: так, «синие воротнички» в 1,16 раз склонны голосовать в пользу правительственные, а «белые» — в 1,21 раза ($1/0,83$) в пользу либералов. Начиная с 1995 г. в связи с экономическими трудностями переходного периода произошла инверсия электоральной поддержки: «синие воротнички» в 1,56 раз по сравнению с «белыми» оказались более склонны поддерживать левых. При этом разрыв в поддержке националистов между двумя социально-профессиональными группами сократился (с ОШ 2,09 в 1993 г. до ОШ 1,62 в 1995 г.). В отличие от 1993 г. либеральные партии утратили голоса «синих воротничков»: «белые воротнички» в 2,08 раз ($1/0,48$) были более склонны голосовать за эти партии по сравнению с «синими». При этом голосование за проправительственные партии в 1995 г., как и в 1993 г., характеризовалось отсутствием выраженного социально-профессионального размежевания.

В 1999 г. по сравнению с 1995 г. структура электоральных предпочтений «синих» и «белых воротничков» осталась без изменений. При этом отмечалось незначительное сближение в голосовании: «синие воротнички» по сравнению с «белыми» чаще предпочитали голосовать в пользу левых партий в 1,33 раза (в 1995 г. ОШ=1,56), в пользу националистов в 1,51 раза (в 1995 г. ОШ=1,62), правительственные в 0,93 раза (в 1995 г. ОШ=0,90), в пользу либералов в 0,68 раза (в 1995 г. ОШ=0,48).

В 2003 г. наблюдается обратная тенденция: рост различий в голосовании между соответствующими социально-профессиональными группами. Так, «синие воротнички» в отличие от «белых» в 1,54 и 1,61 раза, соответственно, были более склонны голосовать в пользу левых и националистов. При этом разница в степени поддержки либералов сократилась до ОШ=0,77 (в отличие от 1995 г. ОШ=0,48 и 1999 г. ОШ=0,68). В 2003 г. по

сравнению с предшествующими выборальными циклами наблюдается дальнейший рост поляризации в голосовании: «белые» воротнички в 1,4 раза более склонны голосовать в пользу проправительственных партий, чем «синие», которые предпочитают голосовать в пользу националистов и левых. Результаты анализа за 2007 г. демонстрируют, что отношение шансов голосования «белых» и «синих воротничков» за основные политические «семьи» приблизительно равно единице при голосовании за левые ($O\bar{W}=1,03$) и либеральные партии ($O\bar{W}=1,01$) и приближено к единице по сравнению с 2003 г. при голосовании за партию власти ($O\bar{W}=1,21$). Особняком стоит голосование за националистов ($O\bar{W}=0,63$), которое характеризуется большей поддержкой националистов «белыми воротничками» по сравнению с «синими», что может свидетельствовать о росте националистических настроений в обществе [11]. Примечательно, что полученные результаты логистической регрессии, в отличие от предыдущих годов, статистически незначимы для социально-профессионального фактора. Это говорит о слабости наших статистических выводов и статистической незначимости социально-профессионального размежевания как такового.

Кросс-временный анализ демонстрирует, что с 1995 г. по 2003 г. тенденция роста социально-профессионального голосования сохранилась: «синие воротнички» в большей мере склонны голосовать в пользу левых и националистов, тогда как «белые воротнички» — в пользу проправительственных партий и либералов. Анализ социальных факторов, выступающих в качестве контрольных переменных в отношении социально-профессионального голосования, проливает свет на социальную природу подобных различий. Социальный профиль избирателя левых и националистов следующий: как правило, это мужчина, «синий воротничок», не имеющий высшего образования, с низким уровнем дохода. Индивид с подобным социальным профилем в большей степени склонен голосовать за левых, если он пожилого возраста, проживает в малом населенном пункте, и наоборот, за националистов, если он сравнительно молод и проживает в городе. Социальный профиль избирателя, голосующего за проправительственные партии и либералов, следующий: как правило, это женщина молодого возраста, «белый воротничок», с высоким уровнем дохода. Индивид с подобным социальным профилем в большей степени склонен голосовать за проправительственные силы, если он проживает в малом населенном пункте и не имеет высшего образования, и наоборот, за либералов, если он проживает в городе и имеет высшее образование. Таким образом, подтверждается тезис Г. Китчелла о связи голосования и стремления избирателей максимизировать полезность имеющихся социальных ресурсов [4, р. 21–27]. С 2007 г. можно констатировать снижение значимости социально-профессионального голосования в отношении всех партийных «семей», что, по всей видимости, связано с изменениями российской партийно-политической системы, препятствующими трансляции объективно заданных социальных размежеваний в политическое измерение и идеологическим размыvанием партийных программ.

Таблица 3 Социально-профессиональное голосование в России (бинарная логистическая регрессия; отношения шансов для социально-профессионального голосования и β-коэффициенты для образования, возраста, дохода, пола, проживания)⁴

Годы	Социально-профессиональные категории	Левые	Националисты	Правительственные	Либералы
1993	«Белые воротнички»	—	—	—	—
	«Синие воротнички»	50,43*	2,09*	1,16	0,83
	Образование	-0,34	-0,02	0,07	0
	Возраст	0,93**	-0,44	-0,05	-0,03
	Доход	-0,38	-0,23	-0,03	0,16
	Пол	0,04	0,41	-0,18	0,09
	Проживание	-0,45	-0,54*	0,06	0,14
	Constant	-2,68**	-2,82**	0,06	-0,61*
	Nagelkerke Pseudo R-square	0,06	0,06	0,05	0,01
1995	«Белые воротнички»	—	—	—	—
	«Синие воротнички»	1,56*	1,62**	0,9	0,48**
	Образование	0,13	-0,59*	-0,09	0,34*
	Возраст	0,3	-0,35	0,14	-0,13
	Доход	-0,41*	0,04	-0,05	0,37*
	Пол	-0,09	0,74**	-0,29*	-0,11
	Проживание	-0,25	0,23	-0,21	0,33*
	Constant	-1,49**	-2,08**	-0,08	-1,32**
	Nagelkerke Pseudo R-square	0,03	0,08	0,02	0,10
1999	«Белые воротнички»	—	—	—	—
	«Синие воротнички»	1,33*	1,51*	0,93	0,68**
	Образование	-0,72**	-0,22	0,14	0,42**
	Возраст	0,95**	-1,23**	-0,34**	-0,19
2003	Доход	-0,30**	-0,07	0,23*	0,04
	Пол	-0,06	0,64**	0,03	-0,20*
	Проживание	-0,42**	-0,25	0,18*	0,28**
	Constant	-0,99**	-2,56**	-0,58**	-0,97**
	Nagelkerke Pseudo R-square	0,12	0,08	0,02	0,05
2003	«Белые воротнички»	—	—	—	—
	«Синие воротнички»	1,54**	1,61**	0,72**	0,77*
	Образование	-0,09	-0,44*	-0,1	0,40**
	Возраст	0,88**	-0,59**	-0,26*	-0,14
	Доход	-0,33*	-0,14	0,06	0,33**
	Пол	0,16	0,50**	-0,21*	-0,17
	Проживание	-0,33*	0,23	-0,28**	0,56**
	Constant	-1,65**	-2,18**	0,18	-1,56**
	Nagelkerke Pseudo R-square	0,08	0,06	0,03	0,06

Продолжение таблицы 3

⁴ Уровни статистической значимости: ** — p<0,01, * — p<0,05.

2007	«Белые воротнички»	—	—	—	—
	«Синие воротнички»	1,03	0,63	1,21	1,01
	Образование	0,51	-0,89*	0,03	0,29
	Возраст	0,67**	-0,1	-0,22*	-0,16
	Доход	-0,2	0,1	0,03	0,09
	Пол	0,27	-1,44	-0,86**	0,53
	Проживание	0,38	-0,53*	-0,01	1,14*
	Constant	-3,96**	0,25	2,19**	-4,44**
	Nagelkerke Pseudo R-square	0,07	0,1	0,04	0,05

Этап 3. Для измерения социетальных размежеваний используются различные индексы, краткое описание которых содержится в Приложении А к данной статье. Наши расчеты⁶ базируются на так называемом абсолютном лямбда-индексе (далее – λ_{abs}), разработанном Р. Лашатом [12]. Этот индекс учитывает взвешенную разницу между предсказанной вероятностью голосования отдельной социальной группы и средней предсказанной вероятностью поддержки соответствующей партии с учетом: а) размера отдельной социальной группы, б) доли голосов, поданных за данную партию. Более того, λ_{abs} позволяет рассчитать степень влияния структурного выравнивания на величину социально-профессионального размежевания и протестировать гипотезу о влиянии структурных факторов на величину социально-профессионального размежевания. Индекс рассчитывается по формуле (1).

$$\lambda_{abs} = \sqrt{\sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^S \omega_j \omega_s (\pi_s^j - \bar{\pi}_s^j)^2}, \quad (1)$$

где ω_j – оценочная доля голосов, полученная партией J , ω_s – доля избирателей, относящихся к социальной группе S ; π_s^j – предсказанная вероятность голосования члена социальной группы S за партию J , $\bar{\pi}_s^j$ – средняя оценка поддержки партии J . Величина λ_{abs} принимает значения от 0 до 0,5. При этом 0 означает, что все социальные группы имеют одинаковые партийные предпочтения, тогда как 0,5 показывает максимальные различия в голосовании (т.е. за одну и ту же партию голосуют члены только одной социальной группы).

Для расчета искомых λ_{abs} прибегнем к построению серии моделей мультиномиальных логистических регрессий, наряду с социально-профессиональным статусом включающих контрольные переменные, отражающие социально-демографические характеристики индивидов. Полученные в результате расчетов предсказанные вероятности значений для независимых переменных мы использовали для расчетов λ_{abs} . Обратимся к результатам расчетов и выдвинутым нами гипотезам.

Гипотеза 1. Рассчитанные λ_{abs} представлены в таблице 4, которая демонстрирует не только существование социально-профессионального размежевания в России (данний вывод уже подтвердился на первом этапе анализа), но и его положительную динамику с

⁶ Для расчета λ_{abs} использовался пакет программный cindex.ado в STATA (<http://www.romain-lachat.ch/software.html>)

1993 до 2003 г.: с наступлением очередного эlectorального цикла происходит соответствующий прирост в значениях λ_{abs} (значения λ_{abs} в 1999 и 2003 гг. подвержены некоторым колебаниям, тем не менее их можно рассматривать как равнозначные). С 1993 по 2003 г. λ_{abs} получил двукратное увеличение (с 0,0218 до 0,0510). Таким образом, первая гипотеза о росте социально-профессионального голосования с течением времени подтвердилась: развитие социально-экономических процессов в стране приводит к усилению социально-профессионального голосования. Можно говорить, что различия в голосовании между «синими» и «белыми воротничками» возрастают. Тем самым находит свое подтверждение тезис С. Вайтфилда и Дж. Эванса о том, что по мере консолидации российской социально-политической системы до 2003 г. отмечается постепенное формирование устойчивой взаимосвязи между системой социально-профессиональных статусов и партийными предпочтениями избирателей. Рост социально-профессионального голосования — результат включенности индивидов в рыночный опыт [5]. Однако в 2007 г. наблюдается вполне ожидаемый спад в значениях социально-профессионального размежевания, что объясняется эволюцией нынешней партийно-политической системы — сохранением и удержанием политической монополии партией власти в партийно-политическом пространстве и, как следствие, возникновением значительных препятствий в трансляции социальных размежеваний на политический уровень. Напрашивается вполне обоснованный вопрос: почему наметившаяся монополизация политического пространства «Единой Россией» и ее сателлитами еще в 2003 г. не привела к спаду в индексе (это наблюдение противоречит выдвинутой гипотезе), — нуждается в дальнейшем исследовании. Тем не менее логичным объяснением этому факту служит существование временного лага между политическими изменениями и адаптацией эlectorального поведения в социуме, а также наличие более качественного характера межпартийной конкуренции и избирательных процедур в 2003-м по сравнению с 2007 г. [1].

Таблица 4 Величины социально-профессионального размежевания (абсолютные лямбда-индексы)

Переменные	Категории	1993 г.	1995 г.	1999 г.	2003 г.	2007 г.
Социально-профессиональное размежевание (без контрольных переменных)						
Без учета контроля структурного эффекта		0,0218	0,0498	0,0454	0,0510	0,0191
С учетом контроля структурного эффекта		0,0218	0,0484	0,0433	0,0486	0,0193
Δ		0	0,0014	0,0021	0,0024	-0,0021
Социально-профессиональное размежевание с контрольными переменными						
Возраст	Молодежь	0,0181	0,0471	0,0378	0,0590	0,0201
	Пожилые	0,0429	0,0400	0,0540	0,0573	0,0180
	Δ возраст	-0,0249	0,0071	-0,0162	0,0017	0,002
Образование	Высшее	0,0128	0,0304	0,0231	0,0352	0,0186
	Без высшего	0,0234	0,0413	0,0332	0,0457	0,0168
	Δ образование	-0,0106	-0,0110	-0,0101	-0,0105	0,0018
Доход	Низкий	0,0312	0,0521	0,0468	0,0516	0,0201
	Высокий	0,0189	0,0456	0,0397	0,0513	0,0204
	Δ доход	0,0123	0,0065	0,0070	0,0002	-0,0003
Пол	Мужской	0,0237	0,0475	0,0427	0,0457	0,0120

Продолжение таблицы 4

	Женский	0,0223	0,0439	0,0445	0,0444	0,0117
	Δ пол	0,0014	0,0036	-0,0018	0,0013	0,0003

Проживание	Город	0,0169	0,0556	0,0400	0,0515	0,0206
	Село	0,0172	0,0422	0,0425	0,0489	0,0220
	Δ проживание	-0,0004	0,0134	-0,0026	0,0026	-0,0014

Зафиксированное снижение уровня социально-профессионального размежевания в 2007 г. до уровня 1993 г. объясняется актуализацией механизмов, отличных от 1993 г.: так, если в 1993 г. в качестве факторов снижения величины социально-профессионального размежевания выступали неразвитость рыночных отношений и соответствующая несформированность социально-профессионального размежевания (отсутствие социетального спроса на классовое голосование), то в 2007 г. источником снижения, по всей видимости, стали политические факторы, связанные с постепенной «зачисткой» партийно-политического пространства от независимых политических игроков и, как следствие, идеологическим вырождением партийно-политического пространства.

Дополнительное включение в анализ контрольных переменных позволило выявить влияние иных социально-экономических факторов на уровень социально-профессионального размежевания. Алгоритм для расчетов их влияния выстраивался следующим образом: в статистический анализ поэтапно включались противоположные по своим значениям переменные (допустим, сначала переменная, фиксирующая принадлежность респондента к молодежи, а потом — к людям пожилого возраста). Данный шаг позволил рассчитать, с одной стороны, величины социально-профессиональных размежеваний с учетом дополнительных социальных факторов, а с другой — разницу λ_{abs} для противоположных социальных категорий. В целом можно утверждать, что социально-демографические факторы оказывают ограниченное влияние на индекс социально-профессионального размежевания. В порядке убывания значимости они расположились так: возраст, образование, доход, проживание и пол респондента.

Гипотеза 2. Для проверки данной гипотезы размеры социальных групп были зафиксированы на уровне базового года (1993 г.), были заново рассчитаны абсолютные лямбда-индексы. Подобный способ расчета позволил изолировать поведенческий эффект голосования от структурного эффекта. Последующее сравнение двух типов рассчитанных λ_{abs} помогло выявить степень влияния размеров социальных групп на уровень социально-профессионального голосования. Данная гипотеза не нашла своего подтверждения: изменение социально-профессиональной структуры общества оказывает незначительное воздействие на характер социально-профессионального размежевания. Так, из таблицы 1 следует, что с 1993 по 2007 г., за исключением незначительных колебаний в индексах, доля «белых» и «синих воротников» в социально-профессиональной структуре существенно не изменилась, а потому объяснение изменений социально-профессионального размежевания социально-структурными изменениями невозможно. Эволюция социально-профессионального размежевания главным образом объясняется выраженностью поведенческого эффекта, нежели структурного.

Гипотеза 3. Полученные расчеты позволяют подтвердить третью гипотезу: уровень развития социально-профессионального размежевания в России соответствует уровню размежеваний развивающихся стран, для которых характерны низкие значения социально-профессионального индекса (таблица 5). Примечательно, что произошедший спад в значениях социально-профессионального размежевания в 2007 г. позволяет поставить Россию на первое место в нашем списке, хотя еще в 2003 г. Россия по выраженности

индекса располагалась между Мексикой и Аргентиной. В 2003 г. подобное положение свидетельствовало, с одной стороны, о переходном характере социально-экономических отношений в стране, а с другой — об интенсивности их развития и росте социально-профессионального голосования. С учетом тенденции роста социально-профессионального размежевания, а также по мере развития рыночных отношений и развития факторов, благоприятствовавших дальнейшему формированию социально-профессионального размежевания, Россия в этом отношении могла бы пополнить список развитых демократий. Однако наблюдающийся откат в 2007 г. до уровня 1993 г., как уже отмечалось, имеет не столько социальную, сколько сугубо политическую природу. В этой связи трансформация партийно-политической системы в направлении большей электоральной транспарентности, межпартийной конкурентности и идеологической инклюзивности могла бы способствовать успешной трансляции социально-профессиональных противоречий, образовавшихся в ходе демократического транзита с социального на политический уровень.

Таблица 5 Влияние социально-профессионального размежевания на голосование в четырнадцати странах и России

Страны	λ
Россия-2007	0,0191
Венесуэла	0,0315
Перу	0,0380
Мексика	0,0502
Россия-2003	0,0510
Аргентина	0,0521
Чили	0,0523
Бразилия	0,0583
Швейцария	0,0783
Норвегия	0,0856
Уругвай	0,0865
Франция	0,1056
Швеция	0,1097
Германия	0,1438
Великобритания	0,1463
Испания	0,2237

Примечания

1. Источник: [12]. Расчеты основаны на базах данных World Values Surveys, 1995–1997 для всех стран, кроме Великобритании и Франции; World Values Surveys, 1990 для Великобритании и Франции. Для России представлено значение размежевания за 2003 г.

2. Страны приведены в порядке увеличения значимости размежевания.

Подведем некоторые итоги. Развитие социально-профессионального размежевания в значительной степени обусловлено политическими факторами. Если в течение 1990-х гг. развивался политический плурализм, то в дальнейшем в российском обществе постепенно происходило вымывание идеологических размежеваний, связанное с монополизацией политического пространства «партией власти», исчезновением оппозиции, которая в результате «навязанного консенсуса» была кооптирована и подавлена [13]. Данному процессу противостояло бурное развитие социально-экономических отношений в течение последних 15 лет, которое послужило фактором формирования дифференцированных по своим социально-экономическим интересам социальных групп, стремящихся к артикуляции своих интересов в политическом измерении. Если для 1990-х — начала 2000-х гг. был характерен бурный рост социально-профессионального размежевания, связанный с

развитием рыночных отношений и благоприятной политической средой, содействовавшей институционализации размежеваний, то уже в 2007 г. просматривается неизбежное снижение социально-профессионального размежевания. Основной причиной служит монополизация политического центра партией власти и размытие идеологического профиля идеологических партий вследствие их программного дрейфа в направлении политического «тяжеловеса».

Исследование показало, что в России сложились объективные тенденции к формированию социально-профессионального голосования на социетальном уровне. Основной предпосылкой этому служит формирование социально-профессиональных групп, связанных с развитием рыночных отношений, а также усиление партийной идентификации избирателей. Несмотря на сложившиеся социально-экономические условия, приводящие к росту социально-профессионального фактора, с середины 2000-х наблюдается его затухание. Главным фактором, сдерживающим развитие социально-профессионального размежевания в России, является неразвитость электорального предложения: отсутствие на политическом поле реального идеологического плюрализма и межпартийной соревновательности. В настоящее время доминирование на политическом рынке партии власти говорит о значительной деидеологизации электорального предложения, которое не соответствует предъявляемому электоральному спросу, порожденному развивающимися социально-экономическими отношениями.

Применительно к российскому случаю можно допустить существование широкого спектра иных социетальных размежеваний, нуждающихся в своей трансляции в политическое измерение: этнических, территориальных, религиозных. Более того, существование на протяжении четырех электоральных циклов парламентских партий, относящихся к трем политическим идеологиям — коммунистической, националистической либеральной (несмотря на серьезные институциональные барьеры для вхождения в парламент) — служит неоспоримым доказательством существования многомерных социетальных размежеваний в обществе.

Увы, нынешняя партийно-политическая система открывает широчайшие возможности для политического манипулирования со стороны политических элит. В нашем случае снижение выраженности социально-профессионального размежевания расширяет возможности элит в конструировании размежеваний, которые скорее отражают элитарные интересы, нежели общественные. Вдобавок снижение социально-профессионального размежевания говорит о вырождении лево-правого континуума в политическом измерении. Безусловно, выгоды, извлекаемые элитами из подобного рода системы, оборачиваются соответствующими издержками: снижением легитимности партийно-политической системы, ростом социальной напряженности в обществе, общей неэффективностью государственного управления. Не исключено, что поиск оптимального сочетания электорального предложения, характеризующегося снижением управляемости партийно-политического пространства и электорального спроса, отмеченного разнообразием социетальных размежеваний, станет основной проблемой предстоящего электорального цикла 2011–2012 гг.

Литература

- 1 Мебайн У., Калинин К. Электоральные фальсификации в России: комплекс. диагностика выборов 2003–2004, 2007–2008 гг. // Российское электоральное обозрение. 2009. № 2. С. 57–70.
- 2 Rose R., Tikhomirov E., Mishler W. Understanding multi-party choice: the 1995 Duma election // Europe-Asia studies. 1997. Vol. 49, № 5. P. 799–823.
- 3 Ost D. Labour, class and democracy; shaping political antagonisms in post-communist society // Markets, states, and democracy: the political economy of post-communist transformation / Ed. by B. Crawford. Boulder: Westview Press, 1995. P. 177–203.
- 4 Kitschelt H. The formation of party systems in east central Europe // Politics and society. 1992. № 20. P. 7–50.
- 5 Whitefield S., Evans, G. Class, markets and partisanship in post-soviet Russia: 1993–1996 // Electoral studies. 1999. P. 155–178.
- 6 Ремемле А. Структура размежевания и партийные системы в Восточной и Центральной Европе // Политическая наука. 2004. № 4. Р. 30–50.
- 7 Лоусон К. Социально-политические размежевания и консолидация партийных систем // Политическая наука. 2004. № 4. С. 51–55.
- 8 Анохина Н., Мелешкина Е. Эволюция структуры партийного спектра в России накануне парламентских выборов 2007 г. // Полис. 2008. № 2. С. 105–121.
- 9 Hale H. Party-voter linkage in Russia: social groups, values, leaders, or performance? Paper prepared for the 2006 Annual Meeting of the American Political Science Association (Philadelphia, August 31 – September 3). 2006.
- 10 Калинин К. О. Социетальные размежевания и электоральное поведение в России (1993–2003 гг.) // Общественные науки и современность. 2006. № 5. С. 35–49.
- 11 Калинин К. О. Русский национализм: сравнит. анализ 1995 и 2003 годов // Общественные науки и современность. 2008. № 3. С. 64–76.
- 12 Lachat R. Measuring cleavage strength. Paper prepared for the 2006 Annual Meeting of the American Political Science Association (Philadelphia, August 31 – September 3). 2006.
- 13 Гельман В. Политические партии в России: от конкуренции к иерархии // Полис. 2008. № 5.

Приложение А

Методика измерения социетальных размежеваний

С точки зрения исследовательского инструментария теория социетальных размежеваний сегодня привлекает достаточно обширный пласт статистических методов и расчетных индексов, позволяющих измерить величину социетальных размежеваний, в том числе и социально-профессиональных. В данном Приложении описываются индексы, которые рассчитывают при помощи бинарной или множественной логистической регрессии. Проблема различия абсолютных и относительных индексов является центральной в изучении эволюции размежеваний. Если абсолютные индексы, к примеру индекс Алфорда, основываются на разнице в вероятностях голосования социальных групп, то относительные индексы выстраиваются на отношениях шансов вероятностей голосования.

Индекс Алфорда (абсолютный индекс) рассчитывается по формуле (A.1):

$$Alford = A_s^j - B_{s2}^j, \quad (A.1)$$

где Alford – индекс Алфорда, A – процент голосования социальной группы s за отдельную партию j (допустим, «синих воротничков» в пользу левых), B – процент голосования социальной группы s2 за партию j (допустим, «белых воротничков» в пользу левых). Рассчитывается как разность процентов голосования за одну партию между двумя социальными группами.

Отношения шансов (относительный индекс) рассчитываются по формуле (A.2):

$$OШ = \frac{A_s^j / (1 - A_s^j)}{B_{s2}^j / (1 - B_{s2}^j)}, \quad (A.2)$$

где ОШ – отношение шансов (*odds ratio*), $A_s^j / (1 - A_s^j)$ – шансы (*odds*) голосования социальной группы s2 в пользу отдельной партии j (допустим «синих воротничков» в пользу левых партии), $B_{s2}^j / (1 - B_{s2}^j)$ – шансы голосования социальной группы s2 в пользу партии j (допустим «белых воротничков» в пользу левых). В распечатке логистической регрессии (SPSS) отношения шансов отражены в коэффициенте EXP(B).

Индекс Томсена рассчитывается по формуле (A.3).

$$Thomsen = \ln \left(\frac{A_s^j / (1 - A_s^j)}{B_{s2}^j / (1 - B_{s2}^j)} \right) = \ln(A_s^j / 1 - A_s^j) - \ln(B_{s2}^j / 1 - B_{s2}^j). \quad (A.3)$$

Каппа-индекс – это стандартное отклонение различий в голосовании между классами (социальными группами). Относительный каппа-индекс рассчитывается по формуле (A.4):

$$k_{rel} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^S (\beta_s^j - \bar{\beta}_s^j)^2}{J \cdot S}}. \quad (A.4)$$

Согласно данной формуле, β_s^j – коэффициент бинарной логистической регрессии для отдельно взятой социальной группы s , голосующей за партию j (с учетом β -коэффициента референтной социальной группы (в роли референтной категории может выступать любая социальная группа с β , отличным от 0 или 1), значение которого равно нулю), $\bar{\beta}_s^j$ – среднее значение регрессионного коэффициента для социальной группы при голосовании за партию j .

Абсолютный каппа-индекс рассчитывается по формуле (A.5):

$$k_{abs} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^S (\pi_s^j - \bar{\pi}_s^j)^2}{J \cdot S}}. \quad (A.5)$$

Согласно данной формуле, π_s^j – вероятность того, что член социальной группы s голосует за партию j , $\bar{\pi}_s^j = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \pi_s^j$ – среднее значение вероятности голосования за партию j для всех социальных групп в рамках исследуемого размежевания.

По-разному измеренные абсолютные и относительные каппа-индексы имеют различные пределы значений. Так, величина абсолютного каппа-индекса лежит в пределах от 0 до 0,5. Для значения 0 характерно равномерное распределение голосов, данных за партии, среди всех социальных групп; для верхнего предела 0,5 характерна максимальная поляризация в голосовании между социальными группами. Относительный каппа-индекс имеет нижний предел 0, но не имеет верхнего предела.

Относительный лямбда-индекс рассчитывается по формуле (A.6):

$$\lambda_{rel} = \sqrt{\sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^S \omega_j \omega_s (\beta_s^j - \bar{\beta}_s^j)^2}, \quad (A.6)$$

где ω_j – оценочная доля голосов полученная партией J , ω_s – доля избирателей, относящихся к социальной группе S ; β_s^j – коэффициент бинарной логистической регрессии (т.е. логит) для отдельно взятой социальной группы s , голосующей за партию j (с учетом β -коэффициента референтной социальной группы, значение которого равно нулю), $\bar{\beta}_s^j$ – среднее значение регрессионного коэффициента для социальной группы при голосовании за партию j .

Из формулы видно, что главное отличие лямбда- и каппа-индексов состоит в том, что в лямбда-индексе отклонения от среднего значения дополнительно взвешиваются размерами соответствующих партий и социальных групп, тем самым позволяя принимать в расчет структурную компоненту.

Абсолютный лямбда-индекс учитывает взвешенную разницу между предсказанной вероятностью голосования отдельной социальной группы и средней вероятностью поддержки соответствующей партии с учетом размера отдельной социальной группы и доли голосов, данных за данную партию. Также он позволяет рассчитать степень влияния

структурного выравнивания на величину социально-профессионального размежевания. В нашем случае, если нас интересует степень, с которой размеры социальных групп влияют на изменения в голосовании, стоит прибегнуть к расчету λ_{abs} , формула (A.7).

$$\lambda_{abs} = \sqrt{\sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^S \omega_j \omega_s (\pi_s^j - \bar{\pi}_s^j)^2}, \quad (A.7)$$

где ω_j — оценочная доля голосов, полученная партией J , ω_s — доля избирателей, относящихся к социальной группе S ; π_s^j предсказанная вероятность голосования члена социальной группы S за партию J , $\bar{\pi}_s^j$ средняя оценка поддержки партии J . Величина λ_{abs} принимает значения от 0 до 0,5. При этом 0 означает, что все социальные группы имеют одинаковые партийные предпочтения, тогда как 0,5 показывает максимальные различия в голосовании (т.е. за одну и ту же партию голосуют члены только одной социальной группы).