

А. В. Захаров, Декан Фантацини

## Экономические факторы в модели голосования: пример Нидерландов, Великобритании и Израиля

*В данной статье проводится эконометрическая оценка пространственной модели голосования на парламентских выборах с использованием опросных данных по Великобритании, Нидерландам и Израилю. Показано, что при голосовании более образованные избиратели больший вес придадут политическим программам партий. Выбор менее образованных избирателей обусловлен в первую очередь их доходом, местом проживания, отношением к религии и прочими социально-экономическими факторами. В случае Израиля аналогичную роль играет степень соблюдения избирателем религиозных традиций: менее религиозные избиратели дают больший вес политическим программам партий.*

### Введение

Согласно теории, предложенной Э. Даунсом в работе «Экономическая теория демократии», во время выборов избиратель голосует за ту партию, чья политическая программа наиболее точно соответствует его предпочтениям. Это предположение лежит в основе всех теоретико-игровых моделей политической конкуренции и неоднократно подвергалось эмпирической проверке. Данный вопрос был исследован в основополагающей статье К. Пула и Г. Розенталя [Poole and Rosenthal (1984)], в работе М. Алвареза и Дж. Нэглера [Alvarez and Nagler (2000)], а также в работах Н. Скофильда [Schofield (2007)], К. Куина, Э. Мартина и Э. Уинфорда [Quinn, Martin and Whitford (1999)], Дж. Адамса, Дж. Доу и С. Меррилла [Adams, Dow and Merrill (2006)] и др. Анализ пространственной модели на основе отечественных данных, собранных в 2007 г. перед выборами в Государственную Думу, был проделан автором [Захаров (2008)].

В основе всех перечисленных выше эмпирических исследований лежит так называемая вероятностная модель голосования, согласно которой выбор избирателя является случайной величиной. При этом вероятность того, что избиратель проголосует за политическую партию, зависит от степени соответствия политической программы партии взглядам избирателя, а также от социально-демографических характеристик избирателя. При различных предположениях относительно функции полезности избирателя можно оценить параметры этой функции, используя опросные данные и применяя модель множественного (или бинарного) выбора.

Все работы — начиная с работы Пула и Розенталя [Poole and Rosenthal (1984)], в которой использовались данные президентских выборов в США, подтверждают гипотезу о том, что избиратели склонны поддерживать партии и кандидатов с более близкими политическими программами или идеологическими позициями. Отмечается также важность таких факторов, как популярность, репутация и т. п. Совокупность данных факторов называется *валентно-*

стью кандидата или партии [Stokes (1963)]. В ряде работ — [Quinn, Martin et al. (1999)] и [Schofield, Quinn, Martin, and Whitford (1998)] — было показано, что валентность, приписываемая партии избирателем, зависит от его социально-демографических характеристик.

По результатам оценки пространственной модели голосования на основе опросных данных можно проверять различные предположения относительно рациональности кандидатов или политических партий. В частности, можно проверить, насколько наблюдаемые позиции политических агентов соответствуют равновесию Нэша при наблюдаемом электорате. Это можно сделать двумя способами. Во-первых, можно найти равновесие Нэша численными методами. Во-вторых, в ряде работ — [Hinich (1977)], [Lin, Enelow and Dorussen (1999)], [Schofield (2007)], [Banks and Duggan (2004)], [McKelvey and Patty (2006)] — показано, что в вероятностной модели голосования условия первого порядка максимизации выигрыша кандидатов удовлетворяются, если все позиции кандидатов совпадают. В этом случае можно проверить, удовлетворяются ли условия второго порядка максимизации выигрыша кандидатов.

Куинн и Мартин [Quinn and Martin (2002)], исследуя выборы 1989 г. в Нидерландах, показали, что равновесие Нэша и наблюдаемое равновесие не совпадают. По их мнению, данное расхождение можно объяснить стратегическим поведением политических партий, максимизирующим вероятность вхождения в правящую коалицию после выборов. В работах [Schofield, Sened and Nixon (1998)], [Schofield and Sened (2005)] и [Schofield (2007)] для выборов 1992 и 1996 гг. в Израиле утверждается, что расхождение является следствием действия политических активистов, более активно поддерживающих политические партии, имеющие близкие к ним идеологические позиции. Существуют также недавние работы Скофильда и Катайфе [Schofield and Cataife (2007)] по выборам 1989 и 1995 гг. в Аргентине, Скофильда и Оздемира [Schofield and Ozdemir (2008)] по выборам 1999 и 2002 гг. в Турции.

Другой способ объяснить наблюдаемое расхождение в политических программах партий и кандидатов — ввести альтернативные предположения относительно предпочтений избирателей. Рабинович и Макдональд [Rabinovitz and MacDonald (1989)], Иверсен [Iversen (1994)], Адамс и Меррил [Adams and Merrill (1999)], Меррил и Грофман [Merrill and Grofman (1999)] предлагают так называемую теорию направленного голосования, согласно которой существуют избиратели, предпочитающие левые или правые партии, и избиратель заинтересован не только в том, насколько политическая программа партии соответствует его предпочтениям, но и в том, насколько левой или правой она является. Адамс, Доу и Меррил [Adams, Dow, and Merrill (2006)], Тернер и Ейман [Turner and Eymann (2000)], Плейн и Герштенсон [Plane and Gershtenson (2004)] и Перес [Peress (2005)] считают, что одним из источников расхождения является неявка избирателей. Согласно Альваресу и Нэглери [Alvarez and Nagler (2000)], избиратель в Великобритании может голосовать стратегически, используя свой голос для того, чтобы наказать партию, которая меньше всего ему нравится.

Вопрос о том, насколько политические программы партий важны для разных избирателей, достаточно редко поднимался в современной литературе. Некоторые модели — такие, как в работе Тернера и Еймана [Turner and Eymann (2000)] — позволяют разным политическим вопросам придавать разное значение. Однако в большинстве моделей предполагалось, что важность каждого вопроса будет одинаковой для всех избирателей. Возможность существования более общей модели была указана в работе Скофильда и Сенед [Schofield and Sened (2006)].

Хэллвиг [Hellwig (2008a)] исследовал электоральное поведение в 16 странах Западной Европы и показал, что некоторые группы избирателей уделяют большее внимание ориентации политических программ партий по шкале «лево—право». В частности, к таким избирателям относятся занятые в производстве неторгуемых товаров. Для тех, кто занят в производстве торгуемых товаров или в производстве услуг, «левизна» или «правизна» политической программы партии не так важна. В этой и последующей работах [Hellwig (2008b)] указано, что влияние политических элит европейских стран на глобализованные сектора экономики ограничено. Таким образом, избирателей, занятых в этих областях, политические программы партий интересуют не так сильно.

В данной статье будет исследована модель множественного выбора, основанная на трех наборах данных: Нидерланды в 1977 г., Великобритания в 1987 г., Израиль в 1996 г. Предполагаем, что степень влияния политических программ партий на выбор избирателя зависит от его социально-демографических характеристик. В отличие от процитированных работ предположим, что избиратель может придавать разные веса различным аспектам политических программ партий.

Рассмотрим пример (рис. 1). Допустим, избирателей интересуют два пункта в программе каждой партии: позиция по экономической политике (правая позиция означает меньшую степень вмешательства государства в экономику) и позиция по социальной политике (либеральная позиция отражает приоритет личных свобод граждан над общественными интересами). На рисунке изображены предпочтения трех избирателей. Для каждого избирателя показаны его наилучшая альтернатива (т. е. комбинация экономической и социальной политики, которую он предпочтет любой другой) и одна из кривых безразличия.

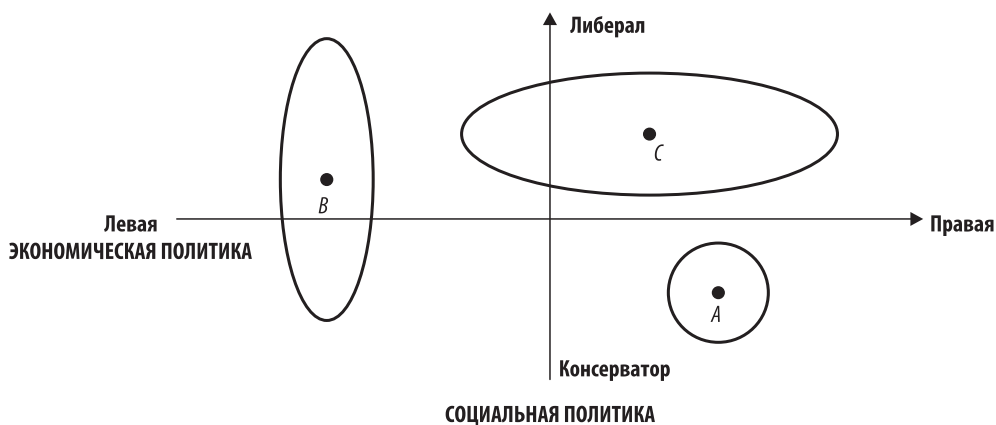


Рис. 1. Пример различных предпочтений избирателей

Избиратель А предпочитает правую экономическую и консервативную социальную политику. При этом оба аспекта политических платформ партий одинаково важны для данного избирателя. Последнее утверждение не является верным для избирателей В и С. Для избирателя В экономическая политика намного важнее социальной. Решая задачу выбора между политическими партиями, такой избиратель ориентируется в первую очередь на позицию партий по экономической политике. Для избирателя С более важна социальная политика.

В большинстве исследований (см. [Alvarez and Nagler (2000)], [Quinn, Martin, and Whitford (1999)], [Schofield (2007)] и другие работы) предполагалось, что все измерения политических программ партий одинаково важны для избирателей (т. е. кривые безразличия избирателей являются окружностями, как у избирателя *A* на рис. 1).

Иными словами, пространственная метрика политических предпочтений избирателей является стандартной евклидовой. Это предположение соответствует следующей функции полезности избирателя:

$$u_{ij} = \alpha_j + \gamma_j^T x_i - \beta |y_j - v_i|^2 + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

где  $u_{ij}$  — полезность, которую избиратель  $i \in \{1, \dots, N\}$  приписывает партии  $j \in \{1, \dots, M\}$ ;

$\alpha_j$  — параметр, отражающий привлекательность партии  $j$ ;

$\gamma_j \in \mathbb{R}^L$  — вектор параметров, которые показывают, как социально-демографические характеристики избирателя влияют на привлекательность для него партии  $j$ ;

$x_i$  — вектор социально-демографических характеристик избирателя  $i$  (таких, как образование или доход);

$y_j \in \mathbb{R}^K$  — политическая программа партии  $j$ ;

$v_i \in \mathbb{R}^K$  — политическая программа, которую избиратель  $i$  считает наилучшей;

$\beta$  — параметр, отражающий то, насколько сильно на выбор избирателей влияют политические программы партий;

$|\cdot|$  — евклидова пространственная метрика;

$\varepsilon_{ij}$  — случайная ошибка;

$T$  — символ транспонирования.

В зависимости от различных предположений относительно распределения величин  $\varepsilon_{ij}$  на основе функции полезности (1) в разных работах оценивались логит- или пробит-модели множественного выбора.

Величины  $y_j, v_i$  предполагались либо одномерными, либо двумерными. Первый случай более характерен для США, второй — для стран Западной Европы. Почти все исследования указывали на значимость коэффициента  $\beta$ .

Функция полезности (1) не отражает некоторых естественных предположений относительно электорального поведения избирателей. Во-первых, разные избиратели могут по-разному оценивать важность различных аспектов политических программ партий (как, например, избиратели *B* и *C* на рис. 1. Причем важность того или иного аспекта может определяться социально-демографическими характеристиками избирателя.

Во-вторых, для некоторой группы избирателей (скажем, для более образованных или более информированных) могут быть важны *оба* измерения политической программы. Менее образованный избиратель, который не следит за политической обстановкой, может просто не обращать внимания на политические программы партий. Выбор такого избирателя в большей мере может быть обусловлен его социально-демографическими характеристиками (например, более религиозный избиратель проголосует за партию, которая позиционирует себя как «христианская»). Такой избиратель также будет отдавать предпочтение партиям с большим административным или финансовым ресурсом. Исходя из этих предположений следует сформулировать более общую модель в отличие от модели (1).

## 1. Данные

Используем два источника исходных данных. *Первый* — опрос населения Евробарометр<sup>1</sup> (Eurobarometer), проведенный в Нидерландах и Великобритании в 1978 г., и опрос европейских партийных элит среднего уровня (EPPMLE — European Political Parties' Middle Level Elites), проведенный там же и в том же году. Социологический опрос Евробарометр проводится дважды в год в странах Евросоюза начиная с 1971 г.

Среди вопросов, задаваемых в ходе опроса Евробарометр, нас интересовали 5 вопросов, фиксирующих социально-экономический статус респондента, 7 вопросов, определяющих его политические предпочтения, и вопрос о намерении респондента голосовать на предстоящих парламентских выборах. По ответам на первые 5 вопросов мы определили переменные *manlab* (1 — если респондент занимается физическим трудом, 0 — в обратном случае), *income* (доход по шкале — от 0 до 12), *relig* (степень религиозности респондента — от 0 до 4), *educ* (количество лет образования после средней школы — от 1 до 9), *stwn* (размер населенного пункта, в котором проживает респондент, — от 0 до 3).

Второй набор вопросов выясняет отношение респондента к основным актуальным политическим вопросам, включая государственное регулирование крупных межнациональных корпораций, право женщин на аборт, необходимость дополнительных силовых мер по борьбе с международным терроризмом, развитие ядерной энергетики, расширение доли государства в собственности публичных компаний, дополнительные меры по защите окружающей среды, перераспределение дохода между имущими и неимущими слоями населения. Ответ на каждый вопрос располагается по шкале от 1 до 7. Двумерные оценки политических предпочтений респондентов получены с использованием факторного анализа в работе Куинна, Мартина и Уитфорда [Quinn, Martin and Whitford (1999)]. Эти оценки используются и в данной статье.

На основе результатов факторного анализа можно дать следующую интерпретацию полученных оценок политических предпочтений респондентов. Первое измерение (или первый фактор предпочтений) трактуется как стандартное положение избирателя по шкале «лево—право». Второе измерение (фактор) — как отношение избирателя к уровню политических и гражданских свобод в обществе. Избиратель с высоким значением этого фактора будет поддерживать право женщин на аборт, являться противником жестких мер по борьбе с терроризмом и являться сторонником перераспределения доходов между богатыми и бедными.

*Второй* источник данных, используемый нами, — опрос общественного мнения, проведенный в Израиле перед парламентскими выборами 1996 г. [Arian and Shamir (1999)]. Двумерные оценки политических предпочтений были получены из исходных опросных данных с использованием факторных весов из работы Скофильда и Сенедда [Schofield and Senedd (2006), табл. A4.1, рис. 4.5].

На основе работы Скофильда и Сенедда в качестве социально-демографических переменных были использованы *obser* (степень соблюдения религиозных традиций — от 1 до 4), *ashk* (является ли респондент ашкенази — 0 или 1), *educ* (количество лет образования — от 0 до 25), *income* (доход — от 1 до 5) и *age* (возраст).

<sup>1</sup> <http://www.gesis.org/en/services/data/survey-data/eurobarometer>

## 2. Модель

Мы оцениваем модель множественного выбора, в которой полезность избирателя  $i$ , присываемая партии  $j$ , равна:

$$u_{ij} = \alpha_j + \gamma_j^T x_i - |y_j - v_i|_{B_i} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

$$|z|_{B_i} = z^T B_i z. \quad (3)$$

Положительно определенная матрица  $B_i$ , задающая пространственную метрику в модели голосования, имеет вид:

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_{1i} & \beta_{3i} \\ \beta_{3i} & \beta_{2i} \end{pmatrix}, \quad (4)$$

$$\text{где } \beta_{hi} = b_{h1} + b_{h2}^T x_i. \quad (5)$$

Для  $h = 1, 2, 3$   $b_{h1}$  — скаляр,  $b_{h2} \in \mathfrak{R}^L$  — вектор-столбец. Такая модель учитывает влияние величин  $x_i$  на метрику, с помощью которой избиратель  $i$  оценивает политическую программу каждой из партий.

Случайные ошибки предполагаются независимо распределенными согласно закону

$$P(\varepsilon_{ij} \leq a) = \exp(-\exp(-a)). \quad (6)$$

Предполагается, что избиратель  $i$  поддерживает партию  $j$ , если эта партия предоставляет избирателю наибольшую полезность. Обозначим  $z_i$  индекс партии, за которую собирается проголосовать избиратель  $i$ :

$$z_i = \arg \max_{k \in \{1, \dots, M\}} u_{ik}. \quad (7)$$

Вероятность того, что избиратель  $i$  проголосует за партию  $j$ , равна:

$$P_{ij} = P(j = z_i) = \frac{\exp(\alpha_j + \gamma_j^T x_i - |y_j - v_i|_{B_i})}{\sum_{k=1}^M \exp(\alpha_k + \gamma_k^T x_i - |y_k - v_i|_{B_i})}. \quad (8)$$

Функция правдоподобия модели есть произведение (8) по всем избирателям:

$$L = \prod_{i=1}^N P_{iz_i}. \quad (9)$$

Оцениваем модель, максимизируя (9) по величинам  $\alpha_j$ ,  $\gamma_j$  и по параметрам матрицы  $B_i$ .

## 3. Оценка модели

Мы оценили несколько моделей с различными ограничениями на метрику  $B_i$ .

I. Пространственная модель голосования со стандартной евклидовой метрикой

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta & 0 \\ 0 & \beta \end{pmatrix}. \quad (10)$$

Те же модели были оценены и в работах [Quinn, Martin and Whitford [1999]] и (Schofield and Sened [2006]).

II. Пространственная модель голосования, в которой первое и второе измерения политического пространства имеют разную важность. Тем не менее важность первого и второго измерений одинакова для всех избирателей. Пространственная метрика имеет вид:

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_1 & 0 \\ 0 & \beta_2 \end{pmatrix}. \quad (11)$$

III. Пространственная модель голосования с перекрестным эффектом, в которой важность обоих измерений одинакова для всех избирателей:

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_3 \\ \beta_3 & \beta_2 \end{pmatrix}. \quad (12)$$

IV. Модель, в которой важность первого и второго измерений одинакова для каждого избирателя, однако зависит от его социально-демографических характеристик. Соответствующая пространственная метрика задается как

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_i & 0 \\ 0 & \beta_i \end{pmatrix}, \quad (13)$$

где  $\beta_i = b_1 + b_2^T x_i$ . (14)

При спецификации (13)—(14) возможно, что для некоторых респондентов оцененная матрица (13) будет отрицательно определена, вследствие чего оцененная функция полезности не будет иметь смысла. Одна из возможных альтернатив — определить модель так, чтобы коэффициенты  $\beta_i$  всегда были положительны, например, поставить  $\beta_i = \exp(b_1 + b_2^T x_i)$ . К сожалению, при такой спецификации модели функция правдоподобия (9) перестает быть вогнутой, что вызывает трудности с ее максимизацией (авторы не смогли этого сделать, используя программные пакеты Stata 8.0 и Gauss). К счастью, для каждого из трех наборов данных все коэффициенты  $\beta_i$  были положительны.

V. Модель, в которой важность первого и второго измерений разная для каждого избирателя и зависит от его социально-демографических характеристик.

Пространственная метрика задается как

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_{1i} & 0 \\ 0 & \beta_{2i} \end{pmatrix}, \quad (15)$$

где  $\beta_{1i} = b_{11} + b_{12}^T x_i$ ,  $\beta_{2i} = b_{21} + b_{22}^T x_i$ . (16)

VI. Модель с перекрестным эффектом, в которой важность первого и второго измерений разная для каждого избирателя и зависит от его социально-демографических характеристик:

$$B_i = \begin{pmatrix} \beta_{1i} & \beta_{3i} \\ \beta_{3i} & \beta_{2i} \end{pmatrix}, \quad (17)$$

где  $\beta_{1i} = b_{11} + b_{12}^T x_i$ ,  $\beta_{2i} = b_{21} + b_{22}^T x_i$ ,  $\beta_{3i} = b_{31} + b_{32}^T x_i$ . (18)

Для Нидерландов мы рассматривали выбор между 4 партиями: Партия труда (PvDA), Блок христианских демократов (CDA), либеральная Народная партия за свободу и демократию

(VVD), радикальная Демократическая партия D66. Для Великобритании были рассмотрены модели выбора между 3 основными партиями: либералов (Labor), консерваторов (Conservative) и либеральных демократов (Liberal). Для Израиля была рассмотрена модель выбора между 7 партиями: Партия труда (Labor), националистическая партия Likud, социал-демократическая партия Meretz, партия Third Way, три религиозные партии — Mafdal, Modelet и Shas.

По возможности мы сравнивали модели при помощи теста отношения правдоподобия, результаты этих тестов приведены в табл. 1, 2. В каждой клетке таблицы первое значение есть разница между логарифмами правдоподобия двух сравниваемых моделей; второе значение — разница в числе степеней свободы двух моделей, третье значение —  $p$ -статистика теста отношения правдоподобия. В заголовках столбцов и строк таблицы обозначены параметры, входящие в матрицу  $V_i$  для каждой модели. Например, 1-й столбец табл. 1 соответствует модели I; 6-й столбец — модели V, в которой в коэффициент  $\beta_1$  в качестве регрессора входит educ, а в коэффициент  $\beta_2$  — manlab.

Таблица 1

Тест отношения правдоподобия для Нидерландов

	Модель I $\beta_1: \text{const}$	Модель II $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$	Модель III $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$ $\beta_3: \text{const}$	Модель IV $\beta_1: \text{const, educ}$	Модель IV $\beta_1: \text{все}$	Модель V $\beta_1: \text{const, educ}$ $\beta_2: \text{const, manlab}$	Модель V $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$
<b>Модель II</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$	0,44 1 0,34	—					
<b>Модель III</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$ $\beta_3: \text{const}$	0,55 2 0,57	0,11 1 0,639	—				
<b>Модель IV</b> $\beta_1: \text{const, educ}$	4,46 1 0,003			—			
<b>Модель IV</b> $\beta_1: \text{все}$	5,51 5 0,051			1,05 4 0,71	—		
<b>Модель V</b> $\beta_1: \text{const, educ}$	12,3	11,86		7,84			

Экономические факторы в модели голосования: пример Нидерландов, Великобритании и Израиля



Окончание табл. 1

	<b>Модель I</b> $\beta_1: \text{const}$	<b>Модель II</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$	<b>Модель III</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$ $\beta_3: \text{const}$	<b>Модель IV</b> $\beta_1: \text{const, educ}$	<b>Модель V</b> $\beta_1: \text{все}$	<b>Модель VI</b> $\beta_1: \text{const, educ}$ $\beta_2: \text{const, manlab}$	<b>Модель VII</b> $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$
$\beta_2: \text{const, manlab}$	3 0,00002	2 0,00001		2 0,0003			
<b>Модель V</b>							
$\beta_1: \text{все}$	14,68	14,22		10,22	9,1700	2,34	
$\beta_2: \text{все}$	11 0,002	10 0,0015		10 0,029	6 0,0062	8 0,79	
<b>Модель VI</b>							
$\beta_1: \text{все}$	19,53	19,09	18,98	15,07	14,0200	7,22	4,85
$\beta_2: \text{все}$	17	16	15	16	12	14	6
$\beta_3: \text{все}$	0,0018	0,0015	0,0009	0,013	0,0055	0,44	0,13

Таблица 2

**Тест отношения правдоподобия для Великобритании**

	<b>Модель I</b> $\beta_1: \text{const}$	<b>Модель II</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$	<b>Модель III</b> $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$ $\beta_3: \text{const}$	<b>Модель IV</b> $\beta_1: \text{const, educ}$	<b>Модель V</b> $\beta_1: \text{все}$	<b>Модель VI</b> $\beta_1: \text{const, educ}$ $\beta_2: \text{const, manlab}$	<b>Модель VII</b> $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$
<b>Модель II</b>							
$\beta_1: \text{const}$	0,27						
$\beta_2: \text{const}$	1 0,47	—					
<b>Модель III</b>							
$\beta_1: \text{const}$	0,28	0,01					
$\beta_2: \text{const}$	2	1	—				
$\beta_3: \text{const}$	0,77	0,92					
<b>Модель IV</b>							
$\beta_1: \text{const, educ}$	2,110 1 0,004			—			

	Модель I $\beta_1: \text{const}$	Модель II $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$	Модель III $\beta_1: \text{const}$ $\beta_2: \text{const}$ $\beta_3: \text{const}$	Модель IV $\beta_1: \text{const, educ}$	Модель V $\beta_1: \text{все}$	Модель VI $\beta_1: \text{const, educ}$ $\beta_2: \text{const, manlab}$	Модель VII $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$
<b>Модель IV</b> $\beta_1: \text{все}$	2,93 5			0,82 4,00	—		
<b>Модель V</b> $\beta_1: \text{const, educ}$ $\beta_2: \text{const, manlab}$	5,8700 4 0,0194	5,6,000 3 0,0107		3,7700 3 0,0576			
<b>Модель VI</b> $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$	7,9600 11 0,1441	7,7000 10 0,1181		5,850 10 0,305	5,0400 6 0,1213	2,0900 7 0,7588	
<b>Модель VII</b> $\beta_1: \text{все}$ $\beta_2: \text{все}$ $\beta_3: \text{все}$	12,0800 17 0,1152	11,8100 16 0,0981	18,9800 15 0,0009	9,970 16 0,229	9,1500 12 0,1069	6,2100 13 0,4935	4,120 6 0,221

Для всех исследуемых стран (Нидерланды, Великобритания и Израиль) модели II и III с постоянными коэффициентами не приносят улучшения над моделью I. Логарифмы коэффициентов правдоподобия для всех трех моделей примерно одинаковы (см. табл. 1, 2). Отметим, что для Нидерландов коэффициенты  $\beta_1$  и  $\beta_2$  являются значимыми как в модели II, так и в модели III, а коэффициент  $\beta_3$  в модели III незначим. В то же время в Великобритании в моделях II, III значим только коэффициент  $\beta_1$ . Это означает, что политика в Великобритании более одномерна — на электро-ральное поведение избирателя влияет только значение первого фактора политических предпочтений. Для Израиля же все три коэффициента в модели III являются значимыми. Для всех трех стран матрицы  $\beta$  в модели III являются положительно определенными.

Оценка вероятности того, что данный избиратель проголосует за каждую из 4 политических партий, приведена в табл. 3. Мы рассматриваем модель IV для Нидерландов. Каждая строка таблицы соответствует гипотетическому избирателю с заданными нами социально-экономическими характеристиками и политическими предпочтениями ( $v_1$  и  $v_2$ ). Все переменные, кроме educ, зафиксированы на средневзвешенном уровне. Значения 0,81 и 0,53 соответствуют одному стандартному отклонению 1-го и 2-го пространственных факторов политических предпочтений избирателя. Можно видеть, что у избирателей с более высоким образованием ( $\text{educ} = 9$ ) оцененные вероятности голосования гораздо сильнее зависят от политических предпочтений, чем у избирателей с низким уровнем образования ( $\text{educ} = 1$ ).

Экономические факторы в модели голосования: пример Нидерландов, Великобритании и Израиля

Оценки вероятности избирателя проголосовать за каждую из 4 партий для Нидерландов (модель IV)

	v1	v2	PvDA	VVD	CDA	D66
educ = 1	0,00	0,00	0,49	0,13	0,29	0,09
	0,00	0,53	0,45	0,14	0,34	0,07
	0,00	-0,53	0,52	0,12	0,27	0,09
	0,81	0,00	0,23	0,27	0,43	0,07
	-0,81	0,00	0,73	0,05	0,16	0,06
educ = 9	0,00	0,00	0,16	0,16	0,39	0,29
	0,00	0,53	0,13	0,17	0,53	0,17
	0,00	-0,53	0,19	0,13	0,24	0,44
	0,81	0,00	0,01	0,56	0,37	0,06
	-0,81	0,00	0,74	0,02	0,05	0,19

В модели IV для Нидерландов только коэффициент при educ из вектора  $b_2$  был статистически значимым, остальные 4 коэффициента — при stown, income, manlab и relig — незначимы как по отдельности, так и совместно (их исключение снижает логарифм правдоподобия всего на 1,05).

В табл. 4 приведены результаты оценок модели IV для Великобритании. Для этой страны образование имеет аналогичный, но значительно более слабый эффект на  $b_2$ . При этом соответствующий коэффициент значим только на уровне 5%. Остальные 4 коэффициента, как для Нидерландов, являются незначимыми.

Для Израиля в модели IV единственный значимый коэффициент в  $b_2$  (кроме константы) был при relig. При прочих равных, человек, не соблюдающий религиозные ограничения, будет более остро реагировать на изменения в политических программах партий.

Таблица 4

Результаты оценки модели IV для Великобритании

	Параметры	Коэффициент	Стандартная ошибка
Labor	const	0,432	0,497
	manlab	1,060	0,269
	relig	-0,214	0,111
	income	-0,107	0,054
	stown	0,056	0,162
	educ	0,063	0,055

	Параметры	Коэффициент	Стандартная ошибка
Liberal Democrats	const	-0,980	0,250
	manlab	0,412	0,397
	relig	0,022	0,151
	income	-0,105	0,071
	stown	-0,247	0,221
	educ	0,117	0,065
$\beta$	const	0,460	0,194
	manlab	-0,011	0,102
	relig	-0,009	0,042
	income	-0,024	0,021
	stown	-0,025	0,065
	educ	0,045	0,023
Логарифм коэффициента правдоподобия			-358,706
В не является положительно определенной			0%

**Примечание.** Первые две группы оцененных параметров соответствуют параметрам  $y_j$  и  $\alpha_j(\text{const})$  для двух из трех политических партий. Для третьей партии (консерваторов) эти параметры приравнены к 0, так как это необходимо для идентификации модели. Последняя группа параметров соответствует  $b_2$  и  $b_1(\text{const})$ . Следующая строка — логарифм коэффициента правдоподобия (9). Наконец, мы считаем, какой процент из оцененных матриц  $B_j$  является положительно определенным.

В модели V для Нидерландов были значимы коэффициенты при educ в векторе  $b_{12}$ , а также коэффициент при manlab в векторе  $b_{22}$  (табл. 5).

Для Великобритании в модели V только коэффициент при stown из вектора  $b_{22}$  был индивидуально значим. Модель с ограничениями, в которой были сохранены коэффициент educ из вектора  $b_{12}$  и коэффициенты manlab и stown из вектора  $b_{22}$ , показала лучший результат в плане теста отношения правдоподобия.

Таблица 5

**Результаты оценки модели V для Нидерландов**

	Параметр	Коэффициент	Стандартная ошибка
PvdA	const	1,836	0,617
	manlab	1,469	0,633
	relig	0,078	0,165
	income	-0,044	0,045

	Параметр	Коэффициент	Стандартная ошибка
WD	stow	0,353	0,249
	educ	-0,188	0,062
	const	-0,146	0,758
	manlab	-0,372	0,854
	relig	0,054	0,185
	income	0,120	0,051
	stow	0,238	0,287
	educ	0,015	0,070
CDA	const	-1,603	0,756
	manlab	1,178	0,679
	relig	1,423	0,193
	income	0,035	0,050
	stow	0,537	0,272
	educ	-0,098	0,066
$\beta_1$	const	0,263	0,096
	educ	0,116	0,027
$\beta_2$	const	1,084	0,280
	manlab	-1,217	0,746
Логарифм правдоподобия			-422,621
В не является положительно определенной			14,74%

**Примечание.** Из  $\beta_1, \beta_2$  сохранены только значимые коэффициенты.

Для Израиля модель VI не привела к улучшению над моделями I и III (табл. 6).

Таблица 6

**Результаты оценки модели VI для Израиля**

	Параметр	Коэффициент	Стандартная ошибка
Likud	const	10,729	2,789
	educ	-0,044	0,075
	age	0,007	0,015
	ashk	-0,556	0,915
	income	-0,153	0,379
	obser	-0,454	0,673

	Параметр	Коэффициент	Стандартная ошибка
Avoda	const	6,547	2,560
	educ	0,029	0,065
	age	0,026	0,013
	ashk	-0,287	0,831
	income	-0,116	0,333
	obser	-0,002	0,645
Modelet	const	3,343	2,502
	educ	0,285	0,098
	age	0,037	0,019
	ashk	0,259	0,756
	income	-0,078	0,301
	obser	-2,240	0,554
Mafdal	const	1,031	2,893
	educ	0,107	0,130
	age	0,005	0,024
	ashk	0,651	0,915
	income	-0,156	0,311
	obser	-1,064	0,638
Third	Way	const	4,363
	educ	0,015	0,111
	age	0,013	0,021
	ashk	0,370	1,126
	income	-0,210	0,469
	obser	0,153	0,808
Shas	const	10,863	3,643
	educ	-0,244	0,128
	age	-0,035	0,026
	ashk	0,056	1,304
	income	0,317	0,456

	Параметр	Коэффициент	Стандартная ошибка
	obser	-1,714	0,859
$\beta_1$	const	2,936	0,613
	ashk	-0,523	0,324
	income	-0,138	0,099
$\beta_2$	const	2,279	0,752
	ashk	-0,387	0,496
	obser	-0,599	0,216
$\beta_3$	const	-3,833	1,062
	ashk	0,865	0,659
	obser	0,872	0,278
Логарифм правдоподобия			-644,990
В не является положительно определенной			46,65%

**Примечание.** Из  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  сохранены только значимые коэффициенты.

Для Нидерландов и Великобритании модель VI не показывает лучший результат, чем модель V, т. е.  $b_{31}$  и все коэффициенты из  $b_{32}$  являются совместно незначимыми. Для Израиля соответствующие коэффициенты были значимыми на уровне 5% (см. табл. 6). Значение логарифма правдоподобия для модели с ограничениями, в которой сохранены ashk и income в  $b_{12}$ , а также ashk и obser в  $b_{22}$  и  $b_{32}$ , всего на 2,92 ниже, чем для модели без ограничений.

### Заключение

В стандартной формулировке вероятностной модели голосования оценка избирателем политической партии зависит как от программы партии, так и от социально-демографических характеристик избирателя. В данной статье предполагается, что предпочтения избирателей описываются более общей, чем в указанных работах, функцией полезности. В частности, полезность, приписываемая избирателем политической партии, является функцией от обобщенного евклидова расстояния между политической программой партии и наилучшей альтернативой избирателя. Показано, что для Нидерландов (и в меньшей мере для Великобритании) параметры этой метрики зависят от индивидуальных характеристик избирателя, в первую очередь — от его образования.

Таким образом, социально-демографические характеристики влияют на степень значимости для избирателя тех или иных аспектов политических программ партий. В Великобритании и Нидерландах более образованные избиратели уделяют большее внимание политическим программам партий. В Израиле аналогичную роль играет соблюдение избирателем еврейских религиозных традиций. Люди, не соблюдающие традиции, более склонны голосовать за те партии, чья позиция наиболее соответствует их политическим взглядам.

В то же время не подтвердилась гипотеза о том, что пространственная метрика политических предпочтений избирателей является нестандартной евклидовой.

Оценка и интерпретация результатов моделей (15)—(16) и (17)—(18) были затруднены, так как для значительной части наблюдений оцененные матрицы  $B_i$  не являются положительно определенными. Попытки определить модель таким образом, чтобы условие на положительную определенность  $B_i$  выполнялось всегда, приводили к невогнутости функции правдоподобия, что вызывало трудности при ее максимизации.

Результаты данной статьи можно сравнить с работой Адамса и Эзроу [Adams and Ezrow (2008)]. Исследуя опросные данные 12 западноевропейских стран с демократическими традициями на протяжении нескольких лет, они построили индекс гражданской активности для каждого из респондентов. Было показано, что более высокое значение индекса свойственно избирателем с более левыми политическими взглядами. Также было показано, что партии склонны изменять свои политические программы в ответ на изменение политических предпочтений избирателей с высокими значениями индекса гражданской активности. Эта зависимость косвенно подтверждает основной вывод данной статьи, так как для Великобритании и Нидерландов более образованные избиратели имеют более высокие значения 1-го фактора политических предпочтений и более низкие значения 2-го фактора, а высокая гражданская активность свойственна в первую очередь более образованным слоям населения.

### Список литературы

Захаров А. В. Оценка размежевания электорального пространства и построение математической модели выбора избирателя // *Прикладная эконометрика*. 2008.

Adams J. Policy divergence in multicandidate probabilistic spatial voting // *Public Choice*. 1999. № 100. P. 103–122.

Adams J. Party competition and responsible party government. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press, 2001.

Adams J., Ezrow L. Who do European Parties Represent? How Western European Parties Represent the Policy Preferences of Opinion Leaders // *Journal of Politics*. 2009. № 71. P. 206–223.

Adams J., Merrill S. Modelling party strategies and policy representation in multiparty elections: Why are strategies so extreme? // *American Journal of Political Science*. 1999. № 43. P. 765–781.

Adams J., Dow J., Merrill S. The Political Consequences of Alienation-Based and Indifference-Based Voter Abstention: Applications to Presidential Elections // *Political Behavior*. 2006. № 28(1) P. 65–86.

Alvarez M. R., Nagler J. New Approach to Modeling Strategic Voting in Multiparty Elections // *British Journal of Political Science*. 2000. № 30(1). P. 57–75.

Alvarez M. R., Nagler J., Bowler S. Issues, economics and the dynamics of multiparty elections: The 1997 British general election // *American Political Science Review*. 2000. № 94. P. 131–150.

Arian A., Shamir M. Elections in Israel. Albany: SUNY Press, 1996.

Ashworth S., Bueno de Mesquita E. Valence Competition and Platform Divergence. Unpublished paper, 2007.

Banks J., Duggan J. Probabilistic Voting in the Spatial Model of Elections: The Theory of Office-Motivated Candidates / David Austan-Smith and John Duggan, eds. // *Social Choice and Strategic Decisions*. New York: Springer, 2004.

Torsten I. Political Leadership and Representation in West European Democracies: A Test of Three Models of Voting // *American Journal of Political Science*. 1994. № 38(1). P. 45–74.

Hellwig T. Explaining the Saliency of Left-Right Ideology in Postindustrialist Democracies: The Role of Structural Economic Change // *European Journal of Political Research*. 2008. № 47(6). P. 687–709.



- Hellwig T. Globalization, Policy Constraints, and Vote Choice // *Journal of Politics*. 2008. № 70(4). P. 1128–1141.
- Hinich M. Equilibrium in spatial voting: The median voter result is an artifact // *Journal of Economic Theory*. 1977. № 16. P. 208–219.
- Lin Tse-Min, Enelow J., Dorussen H. Equilibrium in Multicandidate Probabilistic Spatial Voting // *Public Choice*. 1999. № 98. P. 59–82.
- McKelvey R., Patty J. W. A Theory of Voting in Large Elections // *Games and Economic Behavior*. 2006. № 57(1). P. 155–180.
- Merrill S., Grofman B. A Unified Theory of Voting: directional and proximity spatial models // Cambridge University Press, 1999.
- Peress M. Securing the Base: Electoral Competition under Variable Turnout. Mimeo. University of Rochester, 2005.
- Plane D. L., Gershtenson J. Candidate's ideological locations, abstention, and turnout in US midterm Senate elections // *Political Behavior*. 2004. № 26. P. 69–93.
- Poole K. T., Rosenthal H. U. S. Presidential Elections 168–1980: A Spatial Analysis // *American Journal of Political Science*. 1984. № 28(2). P. 282–312.
- Quinn K. M., Martin A. D. An integrated computational model of multiparty electoral competition // *Statistical Science*. 2002. № 17. P. 405–419.
- Quinn K. M., Martin A. D., Whitford A. B. Voter Choice in Multi-Party Democracies: A Test of Competing Theories and Models // *American Journal of Political Science*. 1999. № 43(4). P. 1231–1247.
- Rabinowitz G., Macdonald S. E. A Directional Theory of Issue Voting // *American Political Science Review*. 1989. № 83. P. 93–121.
- Schofield N. Equilibrium in the Spatial 'Valence' Model of Politics // *Journal of Theoretical Politics*. 2004. № 16(4). P. 447–481.
- Schofield N. A Valence Model of Political Competition in Britain // *Electoral Studies*. 2005. № 24(3). P. 347–370.
- Schofield N. The Mean Voter Theorem: Necessary and Sufficient Conditions for Convergent Equilibrium // *Review Of Economic Studies*. 2007. № 74. P. 965–980.
- Schofield N., Cataife G. A model of political competition with activists applied to the elections of 1989 and 1995 in Argentina // *Mathematical Social Sciences*. 2007. № 53. P. 213–231.
- Schofield N., Ozdemir U. Party Positioning. 2008 (Unpublished manuscript).
- Schofield N., Sened I. Local Nash Equilibria in Multiparty Politics // *Annals of Operations Research*. 2002. № 109. P. 193–210.
- Schofield N., Sened I. Modeling the Interactions of Parties, Activists and Voters: Why is the Political Center so Empty? // *European Journal of Political Research*. 2005. № 44(3). P. 355–390.
- Schofield N., Sened I. Multiparty Democracy: Elections and Legislative Politics. Cambridge University Press. 2006.
- Schofield N., Sened I., Nixon D. Nash equilibrium in multiparty competition with «stochastic» voters // *Annals of Operations Research*. 1998. № 84. P. 3–27.
- Schofield N., Martin A. D., Quinn K. M., Whitford A. B. Multiparty Competition in Netherlands and Germany: A Model Based on Multinomial Probit // *Public Choice*. 1998. № 97. P. 257–293.
- Stokes D. Spatial models of party competition // *American Political Science Review*. 1963. № 57. P. 368–377.
- Thurder P. W., Eymann A. Policy-Specific Alienation and Indifference in the Calculus of Voting: A Simultaneous Model of Party Choice and Abstention // *Public Choice*. 2000. № 102. P. 51–77.
- Zakharov A. A Model of Candidate Location and Endogenous Valence // *Public Choice*. 2008. № 138 (3–4).