

А.С. АХРЕМЕНКО

## Закономерности и связи в политической науке

### (Проблема “неоднородности” и ее количественное выражение)

В центре внимания статьи находится специфика закономерностей, выявляемых политической наукой, и формальное (математическое) отражение такой специфики. “Политическое пространство” неоднородно в том смысле, в котором однородно пространство физическое: наблюдаемые связи между явлениями не одинаковы в любой его точке. В рамках одного комплекса условий действие определенного фактора приводит к одним политическим последствиям, в рамках другого комплекса условий тот же фактор может оказывать совершенно иное влияние. Зачастую невозможно связать напрямую причину и следствие; такая связь опосредуется некоторым контекстом, дополнительным набором переменных. Данной – фундаментальной по своему характеру особенности уделяется все более пристальное внимание в новейшей западной литературе по политическим наукам. Например, в американских исследованиях политической стабильности традиционно считалось, что демократические политические режимы, обеспечивающие открытую конкуренцию, более устойчивы. В настоящее время ученые приходят к выводу, что открытость политического соревнования может как способствовать стабильности, так и создавать для нее угрозы, в зависимости от характера политического участия и степени фрагментации общества [Goldstone... 2005].

Необходимость рассмотрения проблемы опосредующих, контекстных факторов с позиций ее формального выражения продиктована тем, что только таким образом создается полное представление о возможностях и трудностях в формулировании политологических закономерностей. В частности, речь идет о росте неопределенности с включением в модели так называемых нелинейных составляющих, без которых в данном случае нельзя обойтись. Кроме того, изложенные ниже подходы позволяют подойти к проблеме математического анализа социокультурных контекстов развития политических процессов, что традиционно считалось исключительно гуманитарной “епархией”, задачей сугубо качественных методов.

Любой научный<sup>1</sup> закон (или “закономерность”, что более привычно для ученых-

---

<sup>1</sup> Поясню, что в данной статье понимается под “наукой”. Я буду апеллировать не к принятому в отечественной традиции разделению на естественные и гуманитарные (общественные) науки, а к принятому в англосаксонских странах разделению на *sciences*, с одной стороны, и *arts* и *humanities* – с другой. Политическая наука в данной традиции однозначно относится к числу первых (как и экономика, социология и т.д.). Типичными представителями второго направления являются, например, искусствоведение, история и философия. Если российский подход фиксирует внимание на объекте познания (общество или природа), то англосаксонский – на *методе*. *Sciences* нацелены на отыскание общих законов в частных явлениях, для *arts* частные явления самоценны. Данная статья носит методологический характер, и для меня использование понятия “наука” в англосаксонском смысле *science* представляется более удобным.

гуманитариев) с математической точки зрения представляет собой функцию – некоторое правило (отображение), сопоставляющее элементы одного множества ( $X$ ) и элементы другого множества ( $Y$ ):

$$Y = F(X) \text{ или } F: X \rightarrow Y. \quad (1)$$

В политической науке мы, в основном, имеем дело с закономерностями *статистического* характера, и именно о них и пойдет речь. Понятию статистической связи в политологии посвящена довольно обширная литература [Мангейм, Рич, 1997; Ахременко, 2008], и я отмечу лишь один принципиальный момент. Если с помощью классической функциональной связи типа (1) мы однозначно сопоставляем элементы (значения)  $X$  и элементы (значения)  $Y$ , то статистическая связь служит для сопоставления значений независимой переменной  $x$  и некоторых *условных параметров распределения* зависимой переменной  $y$ . Например, регрессионный анализ – самый широко используемый инструмент современных политических исследований – сопоставляет значения независимой переменной и условное среднее (условное математическое ожидание) зависимой переменной. Так, если существует закономерность “с ростом урбанизации растет доля поддерживающих либеральные партии”, это означает, что с увеличением значений переменной “доля проживающих в городах” будет расти *ожидаемое среднее значение* переменной “доля поддерживающих либеральные партии”. При этом предсказанная математической моделью доля либералов будет почти всегда отличаться от реальной, нередко весьма существенно. Различие (разность) между наблюдаемым в реальности и предсказанным значением называется остатком (остаточной компонентой). Так как политическое поведение, как любое сложное социальное явление, объясняется целой совокупностью различных факторов, а также принципиально не учитываемой составляющей (особенности индивидуальной психологии и т.д.), остаточная компонента присутствует в статистическом подходе всегда. В целом, простейшую линейную модель закономерности такого рода можно записать в следующем виде:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon, \quad (2)$$

где  $\beta_0$  и  $\beta_1$  – *параметры связи* (определяющие место пересечения линии регрессии с осью  $OY$  и угол ее наклона к оси  $OX$ , соответственно),  $\varepsilon$  – остаточная компонента. Выражение в правой части  $\beta_0 + \beta_1 x$  представляет собой математическую формулировку выявленной *закономерности*: параметры связи – это некие постоянные, на которые и нацелен научный поиск и которые (по крайней мере, по идее) не должны меняться во времени. Компоненту  $\varepsilon$  называют *случайной* составляющей; необходимо, однако, помнить, что она включает и неисследованные нами закономерности. В политической науке на сегодняшнем этапе ее развития на “закономерную” составляющую, как правило, приходится меньшая доля вариации объясняемой переменной  $y$ , чем на “случайную”. Проще говоря, “объем” наших знаний меньше, нежели “объем” того, о чем мы не имеем представления.

Разумеется, в современной политологии с ее уже достаточно неплохо разработанным статистическим аппаратом используются и гораздо более сложные модели для фиксации закономерностей (логистическая и пробит-регрессия и т.д.). Однако я сознательно остановлюсь на модели (2) в качестве базовой для нашего рассуждения, так как ряд крупных проблем вполне просматривается уже и на этом уровне. И уж если говорить о науках в смысле *sciences*, то фундамент классической физики, к примеру, построен именно на сравнительно несложных линейных уравнениях. Однако еще никому не удалось построить на таких уравнениях фундамент современной политической науки. К “разбирательству причин” такого положения вещей я и обращаюсь.

Сразу сосредоточимся на конкретном эмпирическом примере. Рассмотрим некоторые результаты серии социологических опросов, проведенных в рамках единого

проекта CSES-2 (Comparative Studies of Electoral Systems, Module 2, или Сравнительные исследования избирательных систем, модуль 2). Это одно из самых масштабных эмпирических исследований в сравнительной политологии последних лет, охватывающее 41 выборы в 38 странах по всему миру на временном интервале с 2001 по 2006 г. В каждой из стран социологические опросы проводились по единообразной методической схеме и по репрезентативной выборке: в среднем 1500–2000 респондентов в каждом государстве<sup>2</sup>. Исходя из соображений, которые будут ясны из последующего изложения, были отобраны те страны, чья политическая культура может быть относительно четко идентифицирована как “западная” либо “постсоветская”. В первую категорию вошли страны Западной Европы, США, а также государства Британского содружества – Канада, Новая Зеландия и Австралия. Во вторую – Россия, а также страны Центральной и Восточной Европы, входившие в социалистический лагерь во второй половине XX в. Всего рассмотрено 27 стран (см. табл. 2).

Из многочисленных переменных, наличествующих в базах данных CSES, оставимся всего на двух: лево-правом позиционировании респондента (в формулах обозначается “ЛП”) и его возрасте (“Возр”). Для измерения первого признака респонденту предъявляется шкала от 0 (крайне левая политическая позиция) до 10 (крайне правая политическая позиция), и предлагается указать то число, которое наиболее соответствует его/ее самооценке в смысле лево-правой политической ориентации. К примеру, явной центристской позиции соответствует число 5. Возраст каждого респондента зафиксирован в годах и измеряется стандартным вопросом “Сколько вам лет?”.

Лево-правое позиционирование рассматривается в качестве зависимого (объясняемого) признака, возраст – в качестве независимого (объясняющего). Таким образом, мы исходим из гипотезы, что возраст респондента влияет на то, в какой мере его политические взгляды являются левыми или правыми. Более строго оценивается влияние возраста на степень “правизны” политической ориентации, так как категории шкалы возрастают по мере увеличения интенсивности правых воззрений респондента (от 0 к 10).

Для начала мы выбрали три довольно простых статистических инструмента измерения такой связи. Это коэффициент  $\eta^2$ , оценивающий силу связи между переменными, но не ее направление. Он колеблется от нуля до единицы: близость к нулю указывает на слабую связь. Второй инструмент – коэффициент ранговой корреляции Спирмана  $\rho$ , который учитывает и силу, и направление связи. Он колеблется от  $-1$  до  $1$ , причем знак показывает направление связи (обратная или прямая), а модульное значение – силу связи. Например, коэффициент  $-0,3$  указывает на слабую обратную связь, коэффициент  $0,8$  – на сильную прямую корреляцию<sup>4</sup>.

Третий инструмент – регрессия методом наименьших квадратов. Он используется, в общем случае, для анализа параметрических данных (то есть переменных, для которых определена фиксированная единица измерения). Это не вполне соответствует нашим условиям, так как “лево-правое позиционирование” относится, строго говоря, к категориальным переменным, не имеющим определенного эталона меры. В то же время данная переменная содержит сравнительно большое число категорий (11), упорядоченных по возрастанию. Поэтому с точки зрения *принципиальной* (то есть довольно грубой) оценки связи мы сочли возможным использовать такой подход, тем более что внимание тут концентрируется не на точном измерении параметров

<sup>2</sup> Подробная информация и базы данных доступны на официальном сайте проекта [www.cses.org](http://www.cses.org). Так как исходные данные приводимых в данной статье расчетов чрезвычайно громоздки (несколько десятков тысяч случаев – по числу респондентов), невозможно привести их на страницах журнала.

<sup>3</sup> Данный коэффициент оценивает силу влияния параметрических переменных на категориальные. Параметрические переменные имеют фиксированную единицу измерения, в нашем примере – год. Переменная “лево-правая позиция”, строго говоря, относится к категориальным, так как, в отличие от “возраста”, не имеет явного эталона меры.

<sup>4</sup> Подробнее об используемых методах см. [Ахременко, 2006].

## Влияние возраста на политическую ориентацию без учета странового фактора

$\eta^2$	0,07		
$\rho$ Спирмана	0,04 значимость $p = 0,0000...$		
регрессия	$R^2 = 0,002$	Стандартная ошибка = 2,46 при стандартном отклонении Возр = 2,46	$\beta$ (возраст) = 0,04 значимость $p = 0,000...$

связи, а на ее общих свойствах. Более строгий статистический подход требовал бы непараметрических методов регрессии, таких как логистическая или пробит.

В регрессионном анализе сосредоточимся на показателях качества модели:  $R^2$  и стандартной ошибке оценки.  $R^2$  показывает, какую долю вариации (изменчивости) зависимой переменной объясняет одна или несколько независимых переменных, данный показатель колеблется от 0 до 1. Так, если  $R^2 = 0,7$ , это означает, что все включенные в модель независимые переменные объясняют 70% изменчивости зависимой переменной. Стандартная ошибка показывает, на сколько “в среднем ошибается” модель; ее значение сравнивается со стандартным отклонением<sup>5</sup> зависимой переменной. Чем сильнее стандартное отклонение зависимой переменной превышает стандартную ошибку оценки, тем выше качество модели. Для оценки силы и направления влияния возраста на политическую ориентацию будем использовать стандартизированный коэффициент  $\beta$ . Величина бета-коэффициента характеризует “вклад” отдельной независимой переменной в общую объяснительную силу модели; знак при коэффициенте показывает, является ли связь прямой или обратной. Для коэффициентов  $\rho$  и  $\beta$  оценивается статистическая значимость  $p$  – мера уверенности в том, что выявленная связь носит неслучайный характер. Технически же значение  $p$  обратно пропорционально степени нашей уверенности в надежности связи: чем ниже  $p$ , тем выше уверенность. Так,  $p = 0,01$  означает, что существует всего один шанс из ста, что выявленная связь не отражает реальной закономерности, она случайна.

Вначале будем исходить из представления об “однородности” политического пространства. В данном случае это означает, что рассматривается связь между возрастом и политической ориентацией респондента как независимая от того, к какой стране респондент принадлежит. Другими словами, влияние возраста на лево-правое позиционирование должно быть примерно одинаковым для всех представленных государств. Технически анализируется набор из 45,4 тыс. респондентов “единым списком”, без каких бы то ни было внутренних разделений. Результаты такого анализа представлены в таблице 1.

Полученные результаты свидетельствуют о наличии статистически значимой (все  $p$  очень низкие), прямой (с возрастом респонденты демонстрируют более правые политические взгляды), но крайне слабой связи между изучаемыми переменными. Об “исчезающе малом” влиянии возраста на политические ориентации говорят очень низкие значения  $\eta^2$ ,  $\rho$  и, особенно,  $R^2$ . Так, значение  $R^2$  в таблице 1 физически означает, что возрастной фактор объясняет лишь две тысячные доли вариации переменной “лево-правое позиционирование”. Характерно также, что стандартная ошибка оценки с точностью до десятых равна стандартному отклонению зависимой переменной: модель “ошибается в среднем” на столько же, на сколько меняется политическая ориентация. Практически такая модель полностью бесполезна. По существу, можно уверенно говорить об отсутствии какого-либо существенного влияния *при условии*,

<sup>5</sup> Стандартное отклонение представляет собой статистическую меру “разброса” или “рассеяния” переменной: оно показывает, насколько сильно переменная колеблется вокруг своей средней.

## Влияние возраста на политическую ориентацию с учетом странового фактора

	$\eta$	$\rho$		$\eta$	$\rho$
Албания	0,26	-0,07	Новая Зеландия	0,25	
Австралия	0,32	0,22	Норвегия	0,18	
Бельгия	0,20	0,08	Польша	0,22	-0,08
Болгария	0,26	-0,18	Португалия	0,19	
Великобритания	0,40	0,19	Россия	0,32	-0,15
Венгрия	0,34	-0,18	Румыния	0,27	-0,07
Германия	0,35	0,19	Словения	0,39	
Дания	0,25		США	0,27	0,08
Ирландия	0,28	0,19	Финляндия	0,24	
Исландия	0,21		Франция	0,32	0,18
Испания	0,32	0,21	Чехия	0,36	-0,17
Италия	0,29		Швейцария	0,30	0,17
Канада	0,26	0,1	Швеция	0,28	
Нидерланды	0,25				

что гипотеза о независимости ориентаций респондента от его страны проживания верна.

Рискнем отказаться от такого допущения и примем во внимание страновой фактор. С этой целью рассчитаем показатели  $\eta$  и  $\rho$  по отдельности для респондентов каждой из анализируемых стран. Результаты представлены в таблице 2 (включены только статистически значимые коэффициенты корреляции).

Здесь уже существенно иная картина. В четыре раза выросли средние значения  $\eta = 0,28$  по сравнению с  $0,07$  в таблице 1. Это свидетельствует о том, что на уровне отдельных стран влияние возраста на политическую ориентацию значительно выше, чем в сплошной совокупности. О том же говорит возрастание в несколько раз среднего модульного значения  $\rho$  Спирмана. Однако еще больший интерес представляют изменения в направлении связи, которые показывает коэффициент ранговой корреляции. Ранее мы наблюдали очень слабую (почти отсутствующую), но при этом прямую связь. Теперь же в некоторых странах мы видим, что увеличение возраста ведет к росту интенсивности правых политических воззрений (прямая связь), в других же случаях ситуация противоположная (обратная связь, знак “-”). Содержательный анализ рассматриваемых случаев позволяет сформулировать предположение о том, что знаком связи “управляет” разделение государств на две категории: постсоциалистические государства (выделены в таблице курсивом) и государства с западным типом политической культуры. Во всех без исключения постсоциалистических странах, для которых рассчитан значимый коэффициент корреляции (а это все страны, кроме Словении), фиксируется обратная связь между возрастом и политической ориентацией. Для “западных” же государств со значимыми коэффициентами обратная связь не регистрируется ни в одном случае.

Простейшее объяснение данного феномена, представляется, лежит в русле так называемого политико-психологического подхода к объяснению политического поведения [Bartels, 2000; Campbell, Gruip, Miller, 1954]. Он заключается в том, что значительная часть граждан склонна сохранять с годами тот комплекс политических ценностей, который приобретен ими на стадии ранней социализации. Для граждан постсоветских стран старшего возраста ядро такого политико-мировоззренческого комплекса составляли левые убеждения, которые лежали в основе официальной идеологии социалистических систем. Для стран западной политической культуры такие ключевые черты

левой идеологии, как активное вмешательство государства в экономику, социальную сферу и т.д., являются, напротив, скорее своеобразными “инновациями”, которые легче усваиваются представителями более молодых поколений.

Однако в данной статье этот вопрос не будет слишком обстоятельно рассматриваться, так как проблема связи между возрастом и политической ориентацией – не более чем частное проявление гораздо более фундаментальной проблемы природы закономерностей в политике как таковых. Важнее то, что данный пример показывает “сбои” в классической функциональной связи вида (2). По существу, уже нельзя корректно описать политическую ориентацию как функцию от возраста и случайной составляющей:

$$ЛП = \beta_0 + \beta_1 \text{Возр} + \varepsilon, \quad (3)$$

так как существует, как минимум, еще одна переменная, влияющая на параметры связи между двумя названными выше признаками. Крайне важно здесь подчеркнуть, что тип государства (обозначим “ТГ”) – не просто дополнительная, аддитивная компонента в этом уравнении, влияющая на политические ориентации вместе с возрастом и независимо от него. Такое положение вещей можно было бы выразить очень простым способом, добавив в формулу еще одно слагаемое:

$$ЛП = \beta_0 + \beta_1 \text{Возр} + \beta_2 \text{ТГ} + \varepsilon, \quad (4)$$

однако такая запись не будет отражать сущности той проблемы, которая наблюдалась выше. Принципиально, что именно определенное сочетание, или взаимодействие переменных “возраст” и “тип государства” влияет на показатели лево-правого позиционирования.

В современной западной литературе существуют несколько стратегий формальной фиксации указанных обстоятельств [Brambor, Clark, Golder, 2006; Goldstein, Hox]. К наиболее распространенным относится, во-первых, введение в регрессионное уравнение слагаемого, отражающего взаимодействие независимых переменных (“компонента взаимодействия” – *interaction term*). Во-вторых, это методы иерархического линейного моделирования (*hierarchical linear models, HLM*). Рассмотрим вкратце их основные принципы (имеющие ряд общих черт), так как из них напрямую вытекает ряд содержательно важных следствий для рассматриваемой темы.

Введение компоненты взаимодействия в уравнение связи заключается в простой с формальной точки зрения процедуре: к “отдельным эффектам” влияния факторов на зависимую переменную добавляется эффект их совместного действия, представленный как *произведение* одного фактора на другой (с соответствующим коэффициентом):

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + \varepsilon. \quad (5)$$

Чтобы логика данного выражения была более ясна, перепишем его в виде:

$$y = \beta_0 + x_1(\beta_1 + \beta_3 x_2) + \beta_2 x_2 + \varepsilon. \quad (6)$$

Теперь представим, что значение переменной  $x_1$  изменилось на единицу. В таком случае, как изменится переменная  $y$ ? Она изменится на  $\beta_1 + \beta_3 x_2$  единиц. Изменение зависимой переменной, таким образом, зависит одновременно от изменения как первой, так и второй независимых переменных.

Дабы не придавать нашему изложению чрезмерно формальный характер, сразу обратимся к примеру с влиянием возраста на лево-правое позиционирование. Введем третью переменную – тип государства (ТГ), отражающую принадлежность страны к “западной” или постсоветской политико-культурной традиции. По своей природе такая переменная будет принципиально отличаться как от возраста, так и от лево-правого позиционирования. Она вообще не содержит никакого количественного отношения, – здесь нет ни фиксированной единицы измерения (как в переменной “возраст”), ни отношения возрастания и убывания (как в переменной “идеологическая ориентация”). Это *качественная* по своей природе переменная, и таковую мы будем рассматривать

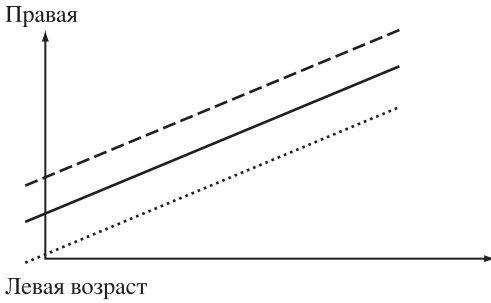


Рис. 1. Роль коэффициента  $\beta_2$  (схематично).

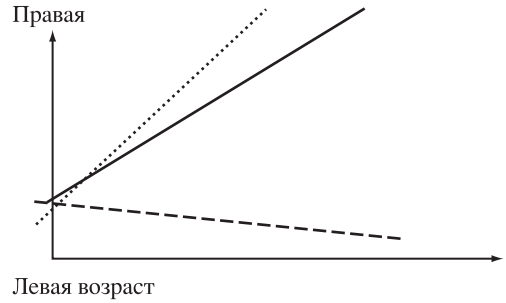


Рис. 2. Роль коэффициента  $\beta_3$  (схематично).

как номинальную дихотомическую переменную (в терминах формальной и математической логики). Она принимает всего два значения: 1 – принадлежность к социалистической традиции и 0 – отсутствие принадлежности к таковой. Такие переменные в общественных науках получили название “индикаторных” (*indicator*) или “фиктивных” (*dummy*). Запишем выражение (5) применительно к нашему примеру:

$$\text{ЛП} = \beta_0 + \beta_1 \text{Возр} + \beta_2 \text{ТГ} + \beta_3 \text{ВозрТГ} + \varepsilon. \quad (7)$$

В соответствии с вышеизложенным, данное выражение может трансформироваться в зависимости от значения индикаторной переменной. При  $\text{ТГ}=1$  (постсоциалистические страны) имеем:

$$\text{ЛП} = \beta_0 + \beta_1 \text{Возр} + \beta_2 + \beta_3 \text{Возр} + \varepsilon = \beta_0 + \beta_2 + \text{Возр}(\beta_1 + \beta_3) + \varepsilon. \quad (8)$$

При  $\text{ТГ} = 0$  (западные страны) имеем:

$$\text{ЛП} = \beta_0 + \beta_1 \text{Возр} + \varepsilon. \quad (9)$$

Коэффициенты  $\beta_0$  и  $\beta_1$  присутствуют в обоих уравнениях и характеризуют влияние возраста на политическое позиционирование независимо от типа государства. Коэффициенты  $\beta_2$  и  $\beta_3$  отличны от нуля только тогда, когда  $\text{ТГ} = 1$ . Первый из них показывает, насколько смещается точка пересечения графика линейной функции с осью  $OY$  (см. рис. 1), когда фиксируется принадлежность объекта к группе постсоциалистических стран ( $\text{ТГ} = 1$ ). Коэффициент  $\beta_3$  показывает, как меняется угол наклона линии к оси  $OX$  (см. рис. 2). Именно данный параметр “отвечает” за то, каким образом (с какой скоростью, в каком направлении) будет меняться политическая ориентация при изменении возраста в случае принадлежности объекта к группе постсоциалистических стран.

Рассчитаем регрессионные параметры связи переменных “возраст” и “лево-правое позиционирование”, но теперь с включением индикаторного признака “тип государства” (см. табл. 3).

Сравним результаты в таблицах 1 и 3.  $R^2$  как ключевой показатель качества модели вырос в пять раз, модульные значения  $\beta$ -коэффициентов выросли также в несколько раз (сравните: 0,04 в таблице 1 и 0,09, 0,29, 0,27 в таблице 2). Налицо радикальное улучшение характеристик регрессионной модели за счет включения параметра взаимодействия. В сугубо практическом плане такая модель остается не слишком полезной, так как стандартная ошибка оценки (хотя ее значение и снизилось)

Таблица 3

**Влияние возраста на политическую ориентацию с учетом странового фактора**

регрессия	$R^2 = 0,01$	стандартная ошибка = 2,44	$\beta_1$ (возраст) = 0,09 $\beta_2$ (тип государства) = 0,29 $\beta_3$ (возр*ТГ) = -0,27 все коэффициенты значимы, $p < 0,01$
-----------	--------------	------------------------------	--

по-прежнему несущественно меньше стандартного отклонения зависимой переменной. Однако в наши задачи и не входит создание работающей модели такого сложного явления, как самостоятельное позиционирование респондента на лево-правой шкале. Было бы наивно полагать, что единственная объясняющая переменная “возраст”, даже с включением дополнительного параметра, даст значительную долю объясненной вариации такого признака. Но факт остается фактом: значимые параметры уравнения регрессии увеличились в несколько раз, что несомненно свидетельствует о важности использования “компоненты взаимодействия” в оценке связи между переменными.

Подход, используемый в иерархических линейных моделях, содержательно отличается совершенно четкой постановкой вопроса об “уровне” анализируемых признаков. В англоязычной литературе традиционно выделяются два ключевых уровня: микро- и макроуровень. К первому относятся те переменные, которые непосредственно характеризуют индивида: в нашем примере таким признаком является возраст. Также к переменным микроуровня могут относиться уровень образования, регулярность посещения церкви, доход, социальный статус, голосование за определенную партию, степень политической активности и т.д. Переменные макроуровня характеризуют некий контекст существования индивида, непосредственно от него (в общем случае) не зависимый. Так, характеристики избирательной системы некоторого данного государства – электоральная формула, величина округа, число голосов у избирателя и т.д. являются переменными макроуровня. Тип политического режима, степень этнолингвистической фрагментации государства, объем ВВП на душу населения – также переменные макроуровня. Все признаки такого типа характеризуют “среду обитания” группы индивидов, но не каждого из них в отдельности<sup>6</sup>. Их действие распространяется на всех избирателей данной группы, независимо от их индивидуальных свойств.

Общая концептуальная установка состоит в том, что переменные макроуровня влияют на переменные микроуровня. Более точно, *переменные макроуровня влияют на параметры связи между переменными микроуровня и переменными, характеризующими индивидуальное политическое поведение*. Другими словами, социальный, экономический, институциональный, культурный и иной контекст способны влиять не только на поведение индивида напрямую, но и на характеристики связи между признаками микроуровня и поведением индивида. В данном примере “классической” переменной макроуровня является “тип государства”. Именно эта индикаторная переменная управляет параметрами связи между возрастом и политической ориентацией.

Формализм линейных иерархических моделей полностью отражает указанные выше концептуальные установки. Здесь параметры уравнения (2), характеризующие связь между переменными микроуровня и индивидуальным поведением, являются линейными функциями от некоторой переменной макроуровня:

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} + \varepsilon_{ij}, \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + u_{0j}, \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + u_{1j}. \end{aligned} \tag{10'}$$

<sup>6</sup> Иногда переменные такого рода могут быть созданы посредством простейшей процедуры агрегирования показателей микроуровня. Так, если мы рассчитаем среднюю успеваемость в группе студентов и припишем каждому студенту данной группы такой показатель, мы перейдем с микроуровня (индивидуальная оценка знаний) на макроуровень (оценка знаний группы в целом).

<sup>7</sup> Данная формальная запись несколько отличается от приведенных выше: она включает двойной индекс при зависимой переменной ( $y_{ij}$ ) и независимой переменной микроуровня ( $x_{ij}$ ). Это связано с принадлежностью таких переменных к уровню индивидуальных характеристик респондента. Индекс  $i$  отражает нумерацию конкретного индивида, тогда как индекс  $j$  – переменную макроуровня. Так, запись  $x_{ij}$  означает  $i$ -й индивид, принадлежащий к  $j$ -му контекстному классу. Переменная с единственным индексом  $j$  является переменной макроуровня: ее значения характеризуют классы индивидов, но не отдельных личностей. Переменные  $u$  и  $\varepsilon$ , в соответствии с классической логикой регрессионных моделей обозначают ошибки измерения и неучтенные факторы (случайные компоненты).



Таким образом, контекстная переменная  $z$  определяет характер связи между переменными  $x$  и  $y$ . Следует отметить, что иерархический линейный анализ рассматривает  $\beta_{0j}$  и  $\beta_{1j}$  как случайные величины. Строго говоря, они перестают быть параметрами, так как любой параметр – это, по определению, неслучайная величина. Такая ситуация в определенной мере парадоксальна, так как закономерности начинают оцениваться случайными величинами.

Перепишем систему (10) (путем подстановки и перестановки слагаемых) в единое уравнение:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{11}x_{ij}z_j + u_{1j}x_{ij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}. \quad (11)$$

Первые четыре компонента представляют собой закономерные составляющие связи, оставшиеся три – случайные. Здесь возникает еще один любопытный момент – случайная компонента  $u_{1j}x_{ij}$ . Иерархический линейный анализ связывает между собой значения случайных отклонений от истинного результата (значения остатков) и значения независимой переменной. Содержательно мы утверждаем в этом случае, что погрешности в определении параметра  $\beta_{1j}$  (отражающего влияние переменной микроуровня  $x$  на искомую переменную  $y$ ) зависят от признака макроуровня  $z$ . Для приведенного выше примера это утверждение звучало бы так: отклонения в оценках характера связи между возрастом и лево-правым позиционированием зависят от типа государства, в котором проживает респондент. В классическом регрессионном анализе это, вообще говоря, недопустимо, так как ведет к нарушению так называемого условия гомоскедастичности (распределение остатков не зависит от распределения независимой переменной). Наиболее неприятным моментом здесь является то, что нарушение гомоскедастичности может вести к далеко не очевидным и труднооцениваемым последствиям в общем механизме работы модели.

Однако наибольший интерес представляет для нас член  $\gamma_{11}x_{ij}z_j$  – произведение независимых переменных микро- и макроуровня с соответствующим коэффициентом. Данная компонента идентична  $\beta_3x_1x_2$  в выражении (5) или  $\beta_3$ ВозрТГ в (7). Компонента такого типа, видимо, обязательно появляется в случае, если мы стараемся учесть взаимное влияние независимых переменных, и представляет собой инварианту в формальном решении данной содержательной задачи. Это порождает еще одно, и на этот раз критически важное, усложнение базовой модели (2), а именно включение в нее *нелинейной составляющей*. Напомним, что к линейным операциям относятся сложение переменных (векторов) и умножение переменной (вектора) на число [Бортаковский, Пантелеев, 2005, с. 364] Перемножение переменных (векторов) – нелинейная операция. Наглядное представление об этом дают следующие два графика. На первом из них отображено поведение функции  $y = \beta_1x_1 + \beta_2x_2$  (классическая линейная функция) при четырех разных сочетаниях коэффициентов  $\beta_1$  и  $\beta_2$  (см. рис. 3).

На следующем графике отображено поведение функции  $y = \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_1x_2$  при шести разных сочетаниях коэффициентов  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  и  $\beta_3$  (см. рис. 4).

Явственно видно изменение формы связи от рисунка 3 к рисунку 4 – переход от линейности к нелинейности. Понятие “нелинейность” с некоторых пор стало довольно модным в отечественной политической науке, в том числе с легкой руки И. Пригожина с его синергетическим подходом [Пригожин, Стенгерс, 2008]. Широкое “метафорическое” употребление данного термина несколько затмевает тот факт, что *нелинейности практически всегда порождают значительные неопределенности в предсказаниях поведения модели и их содержательной интерпретации*. Так, наличие линейной связи между  $y$  и  $x$  означает простую и понятную вещь: значения  $y$  меняются пропорционально значениям  $x$ , а конкретный вид такой пропорциональности определяют параметры связи. Если возраст и лево-правая политическая ориентация связаны линейно, к примеру, с угловым коэффициентом 0,2, это физически означает, что при увеличении возраста респондента на пять лет ожидается его смещение “вправо” на один пункт. “Скорость” изменения зависимой переменной, выражаемая коэффициентом 0,2, постоянна и не зависит от  $x$ . Для нелинейной связи такая простая интерпретация невозможна.

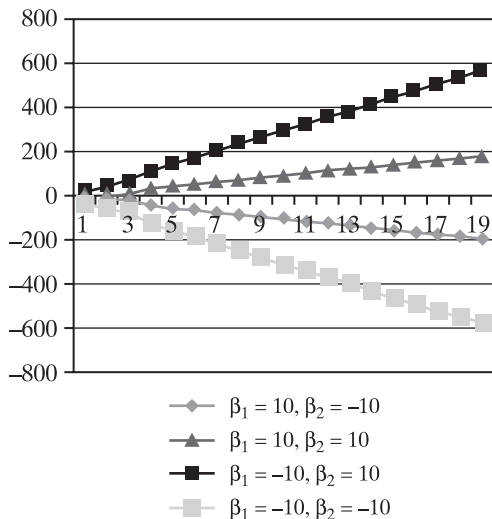


Рис. 3. Линейная функция.

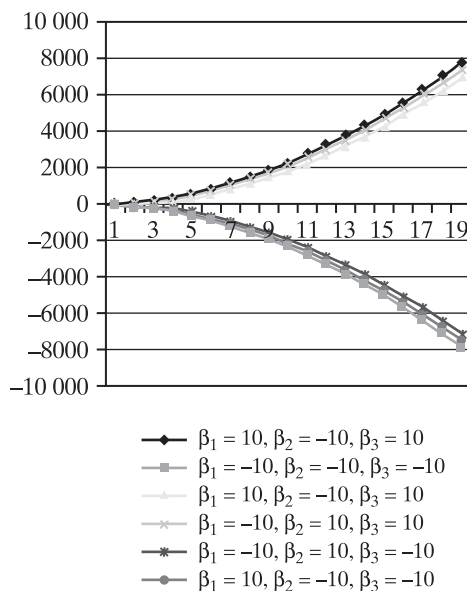


Рис. 4. Нелинейная функция.

Обратим внимание еще на одну деталь, демонстрируемую на рисунке 4. Траектории  $y$  как бы разбиты на два пучка (кластера), один из которых лежит выше оси  $Ox$ , другой – ниже. При этом данные пучки с ускорением (экспоненциально) разбегаются друг от друга. Несложно убедиться, что принадлежность траектории  $y$  к тому или иному кластеру определяется значением коэффициента  $\beta_3$  (коэффициента при нелинейном члене), тогда как влияние коэффициентов при линейных компонентах существенно ниже. В силу самой специфики нелинейности взаимодействие между независимыми переменными становится доминирующей характеристикой модели, оттесняя на периферию самостоятельное влияние каждой из независимых переменных на изучаемый признак. Далеко не очевидно, что именно так и должно быть в действительности.

Наконец, не будем забывать и о том, что до сих пор мы рассматривали не более двух независимых переменных. В такой ситуации мы имеем три слагаемых в уравнении типа (5) (без учета  $\beta_0$  и  $\epsilon$ ); при трех связанных независимых переменных таких слагаемых станет уже шесть, причем три из них будут нелинейными членами. Попытка построить целостную математическую модель с относительно большим числом взаимодействующих переменных обернется “кошмаром нелинейности”, когда даже самая общая закономерность (например, направление связи) окажется под вопросом. Характерно в этом смысле, что известные западные модели такого типа содержат не более двух независимых переменных. Так, в работе “Электоральные институты, структуры социальных расколов и партийная фрагментация” [Cox, Neto, 1997] Г. Кокс и О. Нето пытаются “примирить” две концептуальные политологические парадигмы в объяснении числа реально действующих партий на политических аренах отдельных стран: теорию С. Липсета и С. Роккана и институциональный подход [Ахременко, 2007]. Первый утверждает, что ключевая роль в оформлении партийных систем принадлежит структурным конфликтам в обществе, второй – характеристикам избирательных систем. Методология авторов основана на “классической” замене аддитивной функции мультипликативной:

$$\text{Партии} = \beta_0 + \beta_1 \text{Расколы} + \beta_2 \text{Институты} + \beta_3 \text{Расколы} * \text{Институты} + \epsilon. \quad (12)$$

Сходным образом построена работа У. Кларка и М. Голдера по изучению влияния “механического” и “психологического” эффектов Дюверже на электоральное поведение [Clark, Golder, 2006].

В тех же западных работах, где берется значительное число объясняющих переменных, отсутствует попытка построить общую целостную модель их взаимосвязи; говорится лишь об эффектах отдельных факторов. Интересна в этом (и многих других) планах работа Дж. Губера и П. Станига [Huber, Stanig, 2007], выполненная в Колумбийском университете. Она посвящена проблеме влияния индивидуального дохода на голосование за партии правой (*right-wing*) политической ориентации (партии, выступающие против активной “перераспределительной” роли государства). Наиболее распространенная в американской политологии теория рационального выбора в данном случае предсказывает наличие прямой связи: с ростом доходов должна расти интенсивность поддержки правых партий, так как перераспределение доходов выгодно наименее обеспеченным слоям населения и невыгодно богатым. Однако, как и в нашем примере с возрастом, модель вида (2) на кросс-национальном уровне обнадеживающих результатов не дала. Более того, была выявлена группа стран с активной поддержкой правых партий со стороны бедных слоев населения, что полностью противоречит предсказаниям теории. Это побудило авторов включить в исследование целый ряд дополнительных переменных, “опосредующих” связь между доходом и поддержкой правых партий (*mediator variables*).

Так, авторы утверждают на основании эмпирического исследования, что малообеспеченные граждане более склонны поддерживать правые партии в этнически фрагментированных, богатых (с высоким ВВП на душу населения), слабоурбанизированных странах с низким уровнем поляризации партийной системы. Тот же набор переменных макроуровня способствует и более активной поддержке правых партий со стороны представителей среднего класса. Однако – и это уже более сложный вывод – изменение значений указанных переменных по-разному влияет на параметры изменения вероятности поддержки правых партий со стороны бедных слоев и среднего класса. Это хорошо видно на рисунке 5, отражающем влияние фактора урбанизации. По мере роста урбанизации возрастают различия во влиянии доходов на вероятность поддержки правых партий между бедными гражданами и средним классом. В слабоурбанизированных странах вероятность поддержать правую партию примерно равна для “среднестатистического” представителя средних и низших доходных групп; в сильноурбанизированных обществах такая вероятность гораздо выше для представителей среднего класса. Графически это выражается в увеличении дистанции между кривыми бедного населения и среднего класса по мере роста урбанизации. Таким образом, признак макроуровня “урбанизация” влияет на уровень поляризации доходных групп с точки зрения поддержки правых партий.

Иная ситуация отражена на рисунке 6, где фиксируется влияние фактора этнической фрагментации. Здесь наблюдается довольно сильная положительная связь с вероятностью поддержать правые партии для обеих доходных групп, однако поляризация между ними “сглаживается” по мере роста этнической фрагментации.

Обратим внимание, насколько сложной становится содержательная политологическая оценка рассматриваемых зависимостей даже “по отдельности”, без построения целостной модели. Есть еще один принципиальный момент: *являются ли все эти связи устойчивыми во времени?* В традиционном подходе естественных наук параметры связи (закон) принципиально не зависят от времени. Так, для любого физика известный закон Ома, определяющий связь между напряжением, силой тока и сопротивлением проводника в электрической цепи незыблем именно в смысле сохранения строгих отношений между данными переменными. Никому из физиков не придет в голову, что “сегодняшние” отношения данных переменных будут отличаться от “завтрашних”. Однако это, в общем случае, не так для закономерностей политической реальности. Можно ли всерьез полагать, что систематические различия в параметрах связи между возрастом и лево-правым позиционированием для двух политико-культурных классов стран останутся неизменными, если сама политическая культура претерпевает изменения? Очевидно, нет. Таким образом, следует ли считать *параметры связи между переменными, которые уже являются функциями от других переменных, еще и функ-*

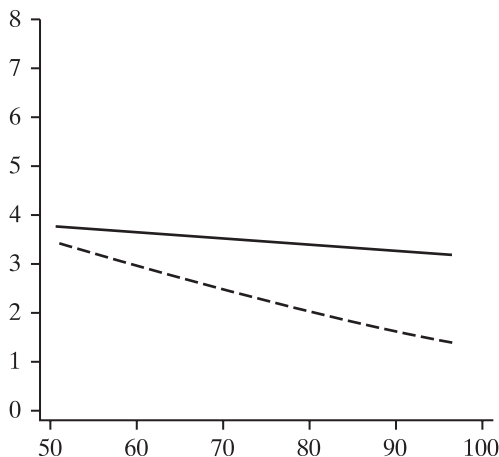


Рис. 5. Влияние урбанизации на вероятность поддержки правых партий со стороны малоимущих (пунктир) и среднего класса (сплошная).

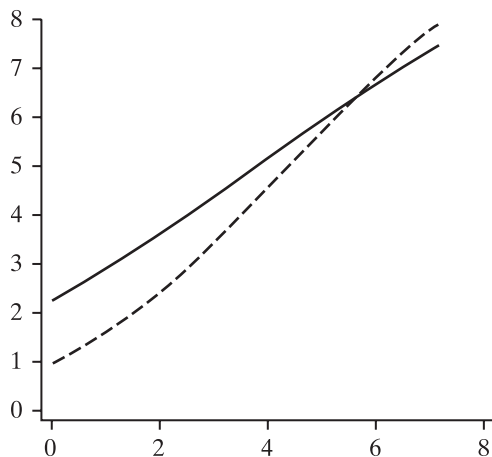


Рис. 6. Влияние этнолингвистической фрагментации на вероятность поддержки правых партий со стороны малоимущих (пунктир) и среднего класса (сплошная).

циями от времени? Если даже богатейший аппарат современной математики и способен решить эту проблему, я сомневаюсь, что в таком решении можно хоть что-нибудь понять.

Каков выход? Хотя данная статья носит постановочный характер, рискну предложить – на самом общем уровне – некоторые пути решения указанных проблем. Во-первых, требуется *явное включение времени* в рассматриваемые политической наукой связи и закономерности. Физически это означает, что изучаемые признаки (возраст, уровень религиозности, лево-правое позиционирование, доход и т.д.) следует во многих случаях рассматривать как функции времени  $F(t)$ . Такое рассмотрение порождает переход к принципиально иному математическому аппарату (а именно, к системам дифференциальных уравнений<sup>8</sup>) и иному качественному пониманию природы закономерностей в политической науке. В современных исследованиях политики напрочь забывается “временный” (или “временной”) характер устанавливаемых связей.

Во-вторых, нужна очень серьезная “инвентаризация” привычных политологам (я имею в виду, конечно, западных политологов) “исходных” переменных анализа. Требуется некая конвенция политологического сообщества по поводу того, что считать “зависимыми” и “независимыми” переменными. Считать ли уровень урбанизации и “богатство” страны (в терминах ВВП на душу населения) независимыми переменными, как в исследовании Губера и Станига? Вряд ли. Более богатые страны естественным образом более урбанизированы. Следует очень внимательно отбирать независимые – в полном смысле этого слова – переменные, иначе мы утонем в неопределенностях оценок нелинейных взаимодействий.

Необходимо, в-третьих, создание полноценной эмпирической базы. Множество исследований, проводящихся в таких ведущих центрах, как Гарвардский университет, Массачусетский технологический институт и т.д., изначально предполагают сужение эмпирической базы до (как правило) стран западной демократии. Думается, что такой подход неправилен в принципе, потому что он неявно вводит еще одну контекстную переменную – принадлежность к западным демократиям – и в так непростую систему связей.

<sup>8</sup> Некоторые соображения по этому вопросу см. в [Ахременко, 2009].

В-четвертых, требуется очень внимательное отношение к измеряемым признакам. Так, “лево-правое позиционирование”, измеряемое социологическими опросами, является само по себе функцией от целого ряда других переменных. Понятие “левого” и “правого” варьируется от одной страны к другой (то есть также является функцией от некоторой контекстной переменной). На мой взгляд, более глубокое понимание закономерностей политической реальности невозможно без их формального описания.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

*Ахременко А.С.* Количественный анализ политической динамики: статистический и детерминистический подходы // Вестник Московского университета. Сер. 12 (Политические науки). 2009. № 4.

*Ахременко А.С.* Корреляционный анализ электоральной статистики: некоторые методологические и методические проблемы // Вестник Московского университета. Сер. 12 (Политические науки). 2008. № 2.

*Ахременко А.С.* Политический анализ и прогнозирование. Учебн. пос. М., 2006.

*Ахременко А.С.* Социальные размежевания и структуры электорального пространства России // Общественные науки и современность. 2007. № 4.

*Бортаковский А., Пантелеев А.* Линейная алгебра в примерах и задачах. М., 2005.

*Мангейм Дж.Б., Рич Р.К.* Политология: Методы исследования. М., 1997.

*Пригожин И., Стенгерс И.* Порядок из хаоса. Новый диалог человека с природой. М., 2008.

*Bartels L.M.* Partisanship and Voting Behavior 1952–1996 // American Journal of Political Science. 2000. № 44.

*Brambor T., Clark W.R., Golder M.* Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses // Political Analysis. 2006. № 14.

*Campbell A., Gruin G., Miller W.* The Voter Decides. Evanston (Ill.), 1954.

*Clark W., Golder M.* Rehabilitating Duverger’s Theory Testing the Mechanical and Strategic Modifying Effects of Electoral Laws // Comparative Political Studies. 2006. Vol. 39. № 6.

*Cox G., Neto O.* Electoral Institutions, Cleavage Structures, and the Number of Parties // American Journal of Political Science. 1997. Vol. 41, № 1.

*Goldstein H.* Multilevel Statistical Models (<http://www.arnoldpublishers.com/support/goldstein.htm>).

*Goldstone J., Bates R., Gurr T., Lustik M., Marshall M., Ulfelder J., Woodward M.A.* Global Forecasting Model of Political Instability. Paper Prepared for Presentation at the Annual Meeting of the American Political Science Association. Washington, (D.C.) September 1–4, 2005 ([www.globalpolicy.gmu.edu/pitf/PITF\\_global.pdf](http://www.globalpolicy.gmu.edu/pitf/PITF_global.pdf)).

*Hox J.* Multilevel Analysis. Techniques and Applications ([www.uoregon.edu/~stevensj/HLM/hox.pdf](http://www.uoregon.edu/~stevensj/HLM/hox.pdf)).

*Huber J.D., Stanig P.* Why Do the Poor Support Right-Wing Parties? A Cross-National Analysis. Prepared for the RSF Inequality Conference, UCLA. January 2007.