

ПРИЛОЖЕНИЯ

ПРИЛОЖЕНИЕ 1. Переменные

Политические предпочтения

Предпочтения в области экономического консерватизма измерялись с помощью вопросов о производителе общественных благ. Мы исходили из того, что у левоориентированных респондентов предоставление общественных благ государством ассоциируется с непосредственным вмешательством государства и его ответственностью за эти сферы, в глазах же правоориентированных респондентов, наоборот, частный производитель выступает в качестве наиболее справедливого исполнителя, а законы рынка уже определяют, насколько эффективна и правомочна его деятельность. Поэтому мы посчитали обоснованным строить экономическую ось идеологических позиций на основе вопросов о производителе общественных услуг.

Таблица 1.1. Политические предпочтения. Результаты факторного анализа

Переменные	Факторные нагрузки	
Экономический консерватизм (ЭК) По Вашему мнению, какие организации должны в основном (1 – «государственные», 2 – «и те и другие», 3 – «частные»): предоставлять медицинские услуги обеспечивать людей работой организовывать вывоз мусора строить дороги	0,76 0,80 0,63 0,82	
Социальный консерватизм (СК) <i>(инвертировано)</i> В целом для экономики России хорошо, что (1 – «полностью согласны», 10 – «совсем не согласны»): люди из других стран приезжают сюда работать на время люди из других стран переезжают сюда жить и работать		0,72 0,89
Коэффициент Альфа Кронбаха	0,76	0,74

С учетом имеющихся данных в качестве индикатора социального консерватизма были выбраны вопросы об отношении респондентов к мигрантам; данные вопросы позволяют определить, насколько респонденты солидарны с принципами эгалитаризма и универсальной инклюзии.

Два фактора были выявлены с помощью факторного анализа (см. *таблицу 1.1*)¹. Содержание полученных факторов соответствовало теоретическим ожиданиям:

¹ Поскольку используемые переменные являются порядковыми, анализ строился на полихорических корреляциях (с предварительным удалением всех пропущенных ответов). Значение статистики КМО для корреляционной матрицы переменных равно 0,68, т. е. применение факторного анализа для указанных вопросов является приемлемым для выявления латентных факторов. В результате применения факторного анализа было получено два фактора (кумулятивный процент объясненной дисперсии – 60%; коэффициент а-Кронбаха для первого фактора – 0,76, для второго – 0,74, что свидетельствует о согласованности вопросов, входящих в один фактор).

1) экономический консерватизм (ЭК); увеличение значения свидетельствует о предрасположенности респондента переориентировать предоставление общественно значимых услуг частному сектору (правые взгляды);

2) социальный консерватизм (СК); ради единообразия фактор был инвертирован; увеличение значения фактора показывает рост недовольства по поводу приезда мигрантов в страну (правые взгляды).

Трудовая нестабильность

Переменная трудовой нестабильности строилась на основе данных о статусе занятости респондента. Статус занятости на каждый год строился с помощью двух вопросов:

Вопрос № 1. Давайте поговорим о Вашем основном занятии в настоящее время. Скажите, пожалуйста:

1) Вы сейчас работаете? 2) Вы находитесь в отпуске – декретном или по уходу за ребенком до 3 лет? 3) Вы находитесь в любом другом оплачиваемом отпуске? 4) Вы находитесь в неоплачиваемом отпуске? 5) Или у Вас сейчас нет работы?

Вопрос № 2. Пожалуйста, вспомните и скажите, Вы сменили место работы или профессию по сравнению с ноябрем 2014 г. или все осталось по-прежнему?

1) Профессия и место работы остались прежними. 2) Сменили профессию, но не сменили место работы. 3) Сменили место работы, но не сменили профессию. 4) Сменили и место работы, и профессию.

Статус занятости мог иметь три возможных значения:

1 – работает (первый вопрос: 1, 2, 3);

0 – не работает (первый вопрос: 4, 5);

2 – сменил работу/профессию (первый вопрос: 1, 2, 3 & второй вопрос: 2, 3, 4).

Респондент причислялся к нестабильно занятым, если в течение последних трех лет менял статус занятости не менее двух раз; к стабильным – если статусы занятости респондента демонстрировали стабильную динамику как минимум в течение двухлетнего периода (даже если респондент был стабильно безработным). Кодировочная таблица с указанием кодов причисления к (не)стабильным работникам представлена ниже (*таблица 1.2*). Трехзначный код показывает статус занятости респондента в 2015, 2014 и 2013 гг. по порядку.

В ряде случаев данные о статусе занятости за какой-то один из трех лет отсутствовали. Иногда данных за два года достаточно для классификации респондента, например, как видно из *таблицы 1.1*, коды 020, 021 и 022 маркируют нестабильность занятости, следовательно, если респондент в 2015 г. «не работает», в 2014 –

«сменил работу/профессию», тогда он имеет нестабильную занятость независимо от его статуса в 2013 г. Соответствующий алгоритм кодирования представлен в *таблице 1.3*, в которой цифрой «п» обозначено пропущенное значение.

В итоге 4072 респондента были отнесены к стабильным работникам и 515 респондентов – к нестабильным.

Таблица 1.2. Алгоритм отнесения респондента к (не)стабильным работникам

Нестабильные работники	Стабильные работники
Статусы занятости респондента за три года	
002, 010, 012, 020, 021, 022, 102, 201, 202, 210, 212, 220, 221, 222, 122	000, 001, 011, 100, 110, 120, 111, 112, 101, 200, 211, 121

Таблица 1.3. Алгоритм отнесения респондента к (не)стабильным работникам при наличии пропущенных данных

Нестабильные работники	Стабильные работники
Статусы занятости респондента за три года	
22n, 2n2, n02, n22, 0n2, 02n	11n, 1n1, n00, n11

Таблица 1.4. Профессиональная классификация по Д. Оешу

Логика работы		Класс	Примеры профессий	Всего	Стаб.	Нестаб.
Техническая	выше	3. Технические (полу)профессионалы	инженеры, программисты, технические научные сотрудники	462	75%†	8%
	ниже	4. Рабочие	рабочие в промышленности, с/х, строительстве	1570	71%	11%
Организационная	выше	5. Менеджеры/ администраторы	бизнес-администраторы, менеджеры	1096	74%	8%
	ниже	6. Клерки	секретари, банковские служащие, офисные работники	359	71%	11%
Межличностная	выше	7. Социокультурные (полу)профессионалы	врачи, учителя, преподаватели вузов, юристы	665	83%	6%
	ниже	8. Работники сферы услуг	продавцы, няни, повара, уборщики	1095	70%	11%
Итого				5247	3851	502

Примечание: сумма процентов по стабильным и нестабильным респондентам меньше 100, т. к. не для всех респондентов известен статус стабильности.

Класс

Оригинальная классовая схема Оеща, помимо технической, организационной и межличностной логик работы, включает также предпринимательскую. Однако ввиду малочисленности групп предпринимателей было решено не разделять их по вертикальной шкале и включить в анализ как отдельную переменную (собственники бизнеса). Итоговая классификация профессиональных групп с указанием их численности и учетом нестабильности представлена в *таблице 1.4*.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2.

Работа с пропущенными данными

Основной трудностью анализа является значительный объем пропущенных данных по переменным (*рисунок 2.1*), маркирующим стабильность занятости. За исключением особых случаев (см. *приложение 1*) для вычисления статуса занятости респондента необходимы данные о его занятости за предыдущие два года, следовательно, если респондент пропустил хотя бы одну из двух предыдущих волн, мы не можем присвоить ему какое-либо определенное значение переменной нестабильности.

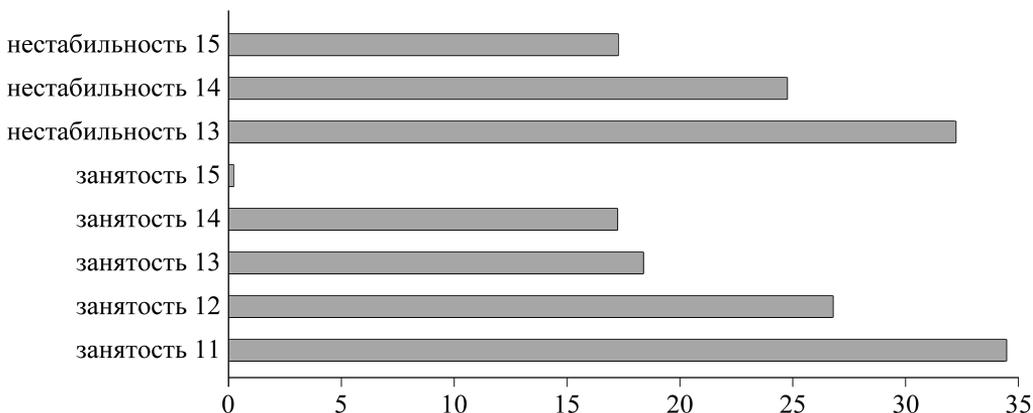


Рисунок 2.1. Доля пропущенных данных по переменным нестабильности в 2013–2015 гг., а также переменным занятости за 2011–2015 гг., на основе которых сконструированы переменные нестабильности (см. *приложение 1*), %

Две, вероятно, наиболее популярные стратегии работы с пропущенными данными – анализ полных случаев (*listwise deletion, LW*) и множественная импутация (*MI*).

Анализ полных случаев

В случае МНК регрессии LW дает несмещенную оценку коэффициента β_x при независимой переменной X , если вероятность того, что значение пропущено не зависит от объясняемой переменной Y , т. е. $P(R_x = 1 | X, \mathbf{Z}, Y) = P(R_x = 1 | X, \mathbf{Z})$, где R_x – бинарный индикатор пропущенных значений по переменной X ($R_x = 0$ для тех респондентов, у которых значение x отсутствует, $R_x = 1$ – для остальных), \mathbf{Z} – прочие независимые переменные [Arel-Bundock, Pelc 2018; White, Carlin 2010]. Указанное условие можно проверить с помощью регрессии, где зависимой переменной является R_x , независимыми – прочие задействованные в анализе переменные, включая Y [Hughes et al. 2019; Bartlett et al. 2015].

Для оценки допустимости применения LW были рассмотрены две регрессии. Зависимой переменной в обоих случаях являлся индикатор пропущенных данных по переменной «нестабильность в 2015 г.» (далее «*нестаб15*»). Предиктором в первой регрессии был показатель экономического консерватизма, во второй – социального. Регрессионный анализ показал, что, хотя экономический консерватизм не имеет значимой связи с пропуском данных по переменной «*нестаб15*» (не представлен), социальный, к сожалению, имеет (см. тест 1, *таблица 3.2*). Таким образом, анализ полных случаев (LW) не является приемлемой стратегией для данной работы.

Множественная импутация

Альтернативной является множественная импутация. Под импутацией понимается подстановка пропущенного значения некоторой переменной X на основе значений прочих переменных \mathbf{Z} (будем считать, что в \mathbf{Z} нет пропусков, а первый член – единица). Например, стохастическая регрессионная импутация предполагает расчет коэффициентов β_z регрессии $X \sim \mathbf{Z}$ на основе известных значений X_{obs} и вычисление неизвестных: $X_{imp} = \beta_z \mathbf{Z} + e$. Последнее слагаемое – случайная «ошибка», добавление которой отражает неопределенность связи X и \mathbf{Z} , существующей в наблюдаемых данных (наличие данного члена отражает термин «стохастическая»)². Результат такой процедуры является неопределенным, зависящим от «случая», один и тот же алгоритм на одних и тех же данных может давать различные результаты, поскольку член e генерируется случайно. Следовательно, определенной случайностью будут обладать и результаты анализа. Указанная проблема может быть решена множественной импутацией: генерацией нескольких баз данных с импутированными значениями на основе единственной исходной, с последующим независимым проведением анализа на каждой из них и усреднением полученных коэффициентов.

Общий случай несколько более сложен, поскольку не одна, а несколько переменных могут иметь пропущенные значения. Одним из алгоритмов MI является полностью условная спецификация (Fully conditional specification, FCS)

² На практике используется несколько более сложная модель, учитывающая также вероятностный характер коэффициентов (см. [van Buuren 2018, pp. 67–69]).

[van Buuren, Groothuis-Oudshoorn 2011]. Лежащая в его основе идея достаточно проста: предположим, имеется набор данных $X_1 \dots X_n$. На начальном этапе пропущенные данные заполняются случайным образом, в ходе каждой итерации t каждая нуждающаяся в импутации переменная X_i рассчитывается на основе всех прочих переменных. В ходе каждого цикла пересчет идет последовательно от X_1 до X_n , поэтому при расчете $X_{i,t}$ используются переменные $X_{1,t} \dots X_{i-1,t}$, $X_{i+1,t-1} \dots X_{n,t-1}$ (здесь второй индекс указывает на номер итерации), т. е. переменные, стоящие слева, уже обновлены в ходе данного шага, тогда как стоящие справа – еще нет, используются их значения, полученные на предыдущем ($t-1$) шаге.

Способ вычисления конкретной переменной может быть различным, например, для числовых переменных можно использовать линейную регрессию, для качественных переменных – мультиномиальную регрессию, порядковых – модель пропорциональных шансов (proportional odds model).

Особый случай представляют переменные, которые получены на основе других переменных в выборке по некоторой формуле или алгоритму. В нашем случае это стабильность занятости («нестаб15», «нестаб14», «нестаб13»), вычисляемая на основе показателей занятости за каждый год из трех последних (с 2011 по 2015 г. в совокупности). Работа алгоритма MI по умолчанию не сохраняет логическую связь между переменными занятости и стабильности. Проблема решается с помощью т. н. пассивной импутации [van Buuren 2018, pp. 170–174]: на каждом шаге t переменная «нестаб15» будет вычисляться не с помощью регрессии или иной статистической процедуры, а согласно описанному в разделе «переменные» алгоритму (см. приложение 1) на основе ранее импутированных показателей занятости за 2013, 2014, 2015 гг. (переменные-прекурсоры стоят левее переменной результата).

После того как несколько баз данных с импутированными значениями пропущенных переменных получены, на каждой из них проводится необходимый анализ. Итоговые коэффициенты и их стандартные ошибки получаются с помощью правил, предложенных Рабиным (см., напр., [van Buuren 2018, pp. 42–43]). В частности, как было сказано выше, результирующие коэффициенты вычисляются как среднее значение коэффициентов, полученных на отдельных выборках.

В данной работе множественная импутация была реализована с помощью R пакета mice [van Buuren, Groothuis-Oudshoorn 2011].

ПРИЛОЖЕНИЕ 3.

Связь социального консерватизма и пропущенных данных

Выявленная связь между шансом пропустить одну из предыдущих волн и социальным консерватизмом (см. приложение 2) может представлять самостоятельный интерес, выходящий за пределы выбора стратегии анализа данных в этой статье. В этом разделе мы попытаемся выявить природу этой связи. Хотя показатель трудовой нестабильности («нестаб15») строился на данных трех волн, следовательно, причиной пропущенных данных могло быть отсутствие респондента как в волне 2014 г., так и 2013 г., для простоты рассмотрим отсутствие анкеты только в 2014 г. (для респондентов репрезентативной выборки 2015 г. в возрасте 24–55 лет включительно).

В *таблице 3.1* представлены причины отсутствия респондента в 2014 г. Из нее видно, что основная причина отсутствия прошлогодней анкеты респондента – отсутствие в выборке всей семьи. Семья могла отсутствовать в выборке в 2014 г., но быть опрошенной в одной из предшествующих волн («старая» семья) – в этом случае затруднительно что-то сказать о причинах пропуска 2014 г. Другой случай – «новая» семья: предшествующая семья съехала с данного адреса, и интервьюер в 2015 г. по тому же адресу (выборка РМЭЗ сформирована как выборка адресов) застал уже семью новоселов.

Может ли быть какое-то систематическое различие между часто и редко переезжающими семьями? Легко допустить, что некоторые адреса выборки представляют собой жилье, предназначенное для временного проживания: квартиры, которые сдаются, и общежития. По таким адресам текучесть жителей будет выше, а значит, и больше шансов, что для них не удастся получить значение переменной «*нестаб15*».

Таблица 3.1. Причины отсутствия респондента 2015 г. в выборке 2014 г.

		чел.
семья была опрошена в прошлом году	живет в другом домохозяйстве в том же населенном пункте	27
	живет в другом населенном пункте	22
семья не была опрошена	«новая» семья	342
	«старая» семья	454

Анализ полностью подтвердил высказанное предположение (см. тест 2, *таблица 3.2*). Эффект проживания в съемном жилье или общежитии – самый большой по амплитуде. Кроме того, при контроле этого фактора связь между социальным консерватизмом и пропуском данных становится незначимой.

Разумным в свете вскрывшихся фактов является рассмотрение проживания в съемном жилье как фактора политических предпочтений. При добавлении этой переменной в модель 1 она оказывается значимой для социального консерватизма (модель V1, *таблица 3.3*), но ожидаемо незначимой для экономического (не представлено). Можно выделить две причины проживания в съемном жилье: (а) переезд в другой населенный пункт, где у семьи нет собственности, и (б) стремление к разделению многочисленных семей (в первую очередь выезд детей из семьи родителей). В нашей выборке семьи-квартиросъемщики, действительно, имеют меньшее количество взрослых членов, чем семьи-собственники (свое жилье – 2,67; съемное – 2,18; общежитие – 2,18). Переменные, маркирующие тех, кто родился не в том населенном пункте, где проживает сейчас, и тех, кто живет не в нуклеарной семье, введены в Модель V2 (*таблица 3.3*). Фактор пространственной миграции оказался значимым, но, хотя абсолютная величина эффекта съемного жилья сократилась, сам эффект остался значим.

Таблица 3.2. Проверка независимости наличия данных по переменной «нестаб15» от значения социального консерватизма

	тест 1			тест 2		
	β	SE	p	β	SE	p
свободный член	-0,012	0,244	0,962	0,403	0,251	0,108
социальный консерватизм	0,095	0,039	0,014	0,074	0,039	0,061
областной центр	-0,127	0,094	0,177	-0,088	0,095	0,352
ПГТ/село	0,757	0,113	0,000	0,719	0,114	0,000
возраст, лет	0,034	0,005	0,000	0,028	0,005	0,000
высшее образование	0,278	0,096	0,004	0,221	0,097	0,022
партнер/супруг(а)	0,084	0,094	0,373	0,022	0,095	0,816
женский пол	0,106	0,079	0,181	0,120	0,080	0,134
дети	0,019	0,086	0,822	0,018	0,087	0,833
не работает	-0,614	0,091	0,000	-0,655	0,093	0,000
субъективная власть	0,052	0,025	0,034	0,041	0,025	0,096
знание иностранного языка	-0,250	0,103	0,015	-0,271	0,104	0,009
съем жилья				-0,943	0,110	0,000

Примечание: в качестве предикторов выбраны ковариаты, имеющие наименьшее количество пропущенных значений.

Учитывая значимость пространственной миграции можно несколько развить эту тему и рассмотреть также трансграничную миграцию. Мы ввели бинарную переменную, маркирующую респондентов, родившихся не в РФ. А поскольку наша мера социального консерватизма строится на вопросах о мигрантах, национальный фактор также может быть значим. Модель V3 (таблица 3.3) включает фактор происхождения вне РФ и принадлежность к национальности, отличной от русской. Оба эти фактора значимы, и, по всей видимости, второй из них указывает на несовершенство нашей меры социального консерватизма (т. е. ее ограниченности слишком узким набором вопросов). Тем не менее, «эффект съемной квартиры» не исчез, его абсолютная величина практически не уменьшилась. Таким образом, механизм выявленной связи еще требует прояснения.

Существенным представляется методологическое значение данного эффекта. Любой анализ на основе панельной составляющей РМЭЗ так или иначе сталкивается с истощением выборки, и тот факт, что риск выбытия семьи из выборки является не случайным (а зависит, например, от того, снимает ли семья жилье или является его владельцем), может приводить к смещению полученных результатов. Сказанное относится в большей степени к ретроспективному анализу (когда рассматриваемая выборка является репрезентативной на последний из рассматриваемых годов, как в нашем случае), чем к перспективному (выборка репрезентативна на наиболее отдаленный год в анализе).

Таблица 3.3. Проживание в съемном жилье как фактор социального консерватизма

Переменные	Модель V1			Модель V2			Модель V3		
	B	SE	p	B	SE	p	B	SE	p
свободный член	0,729	0,270	0,007	0,631	0,273	0,021	0,710	0,269	0,008
областной центр	0,009	0,038	0,808	-0,005	0,038	0,888	-0,002	0,038	0,959
ПГТ/село	0,091	0,040	0,024	0,092	0,040	0,023	0,105	0,040	0,009
возраст, лет	-0,003	0,002	0,062	-0,002	0,002	0,257	-0,002	0,002	0,200
высшее образование	-0,051	0,040	0,200	-0,050	0,039	0,208	-0,050	0,039	0,203
знание иностранного языка	-0,068	0,042	0,105	-0,069	0,042	0,099	-0,066	0,042	0,119
4. рабочие	-0,088	0,060	0,146	-0,087	0,060	0,149	-0,088	0,060	0,143
5. менеджеры/ администраторы	-0,179	0,061	0,003	-0,183	0,061	0,003	-0,187	0,061	0,002
6. клерки	-0,038	0,078	0,627	-0,036	0,078	0,639	-0,041	0,078	0,597
7. социокультурные (полу)профессионалы	-0,184	0,068	0,007	-0,182	0,067	0,007	-0,182	0,067	0,007
8. работники сферы услуг	-0,033	0,063	0,598	-0,037	0,063	0,560	-0,035	0,062	0,576
собственники бизнеса	-0,007	0,050	0,885	-0,012	0,050	0,814	0,004	0,050	0,935
партнер/супруг(а)	-0,002	0,036	0,952	-0,018	0,036	0,618	-0,019	0,036	0,603
женский пол	-0,004	0,035	0,901	-0,001	0,035	0,983	0,000	0,035	0,991
дети	-0,060	0,033	0,072	-0,054	0,033	0,105	-0,060	0,033	0,068
логарифм дохода	-0,007	0,025	0,772	0,002	0,025	0,943	-0,003	0,025	0,891
не работает	-0,015	0,041	0,705	-0,016	0,041	0,690	-0,007	0,041	0,857
субъективное богатство	-0,044	0,014	0,002	-0,047	0,014	0,001	-0,043	0,014	0,003
субъективная власть	-0,069	0,013	0,000	-0,070	0,013	0,000	-0,072	0,013	0,000
субъективный престиж	0,014	0,011	0,191	0,016	0,011	0,124	0,016	0,011	0,145
съем жилья	-0,168	0,052	0,001	-0,129	0,053	0,014	-0,125	0,052	0,017
>2 взрослых в семье*				0,037	0,032	0,242			
родился в другом населен- ном пункте				-0,123	0,031	0,000	-0,082	0,032	0,011
родился не в РФ							-0,281	0,062	0,000
не русский							-0,092	0,046	0,046

Примечание: анализ построен на выборке полных случаев (listwise deletion).

*Введение иной отсечки или простой меры количества взрослых членов в семье не способствует появлению значимости.

Теперь, когда выполнены минимальные необходимые условия для анализа полных случаев (LW), (1) индикатор пропущенных данных независим от целевой переменной (политические позиции) при контроле ковариат (включая проживание в съемном жилье), (2) можно провести сравнение результатов анализов на основе LW и множественной импутации (MI). Поскольку любой метод работы с пропущенными данными связан с большим или меньшим смещением относительно «истинных» значений, такого рода триангуляция может способствовать повышению надежности полученных результатов. Были воспроизведены модели 2 и 3 с добавлением переменной «аренда жилья» на MI и LW выборке (не представлено). Полученные коэффициенты были достаточно близки (различие значений крайне редко превышало величину стандартной ошибки), тем не менее даже небольшое изменение значения коэффициента может привести к его переходу из категории значимых и обратно. Принципиально то, что все выводы относительно показателей, находящихся в фокусе нашего внимания, эквивалентны и в том, и в другом случаях.

ПРИЛОЖЕНИЕ 4.

Трудовая нестабильность как фактор политических предпочтений

Таблица 4.1. Факторы политических предпочтений с дополнительными параметрами уязвимости (данные с множественной импутацией)

	Модель 3		Модель 4	
	ЭК	СК	ЭК	СК
<i>Населенный пункт</i>				
город	ref.	ref.	ref.	ref.
областной центр	0,030 (0,036)	0,043 (0,035)	0,030 (0,036)	0,042 (0,035)
ПТТ/село	-0,067 (0,037)	0,130 (0,037)***	-0,067 (0,037)	0,129 (0,037)***
Высшее образование	0,060 (0,037)	-0,038 (0,037)	0,060 (0,037)	-0,038 (0,037)
Знание иностранного языка	0,008 (0,039)	-0,092 (0,039)*	0,008 (0,039)	-0,092 (0,039)*
<i>Классы Оеца</i>				
3. технические (полу)профессионалы	ref. [0,050]	ref. [0,048]	ref. [0,050]	ref. [0,048]
4. рабочие	-0,176** [0,034]	-0,087 [0,032]	-0,175** [0,034]	-0,086 [0,032]

5. менеджеры/администраторы	-0,017 [0,034]	-0,190** [0,034]	-0,016 [0,034]	-0,189** [0,034]
6. клерки	-0,057 [0,057]	-0,098 [0,054]	-0,055 [0,057]	-0,098 [0,054]
7. социокультурные (полу)профессионалы	-0,061 [0,042]	-0,183** [0,042]	-0,061 [0,042]	-0,182** [0,042]
8. работники сферы услуг	-0,141* [0,034]	-0,064 [0,032]	-0,140* [0,034]	-0,063 [0,032]
Собственники бизнеса	0,103 (0,047)*	0,000 (0,047)	0,103 (0,047)*	0,000 (0,047)
Возраст, лет	-0,004 (0,002)**	-0,003 (0,002)	-0,004 (0,002)**	-0,003 (0,002)
Партнер/супруг(а)	0,014 (0,034)	0,031 (0,033)	0,015 (0,034)	0,031 (0,033)
Женский пол	-0,079 (0,033)*	-0,017 (0,032)	-0,080 (0,033)*	-0,018 (0,032)
Дети	0,014 (0,031)	-0,046 (0,031)	0,015 (0,031)	-0,046 (0,031)
Логарифм дохода	0,036 (0,024)	-0,020 (0,024)	0,036 (0,024)	-0,021 (0,024)
Субъективное богатство	0,004 (0,013)	-0,037 (0,013)**	0,004 (0,013)	-0,037 (0,013)**
Субъективная власть	0,043 (0,012)***	-0,076 (0,012)***	0,043 (0,012)***	-0,076 (0,012)***
Субъективный престиж	-0,023 (0,011)*	0,018 (0,010)	-0,023 (0,011)*	0,018 (0,010)
Не работает	-0,041 (0,036)	0,017 (0,036)	-0,042 (0,036)	0,016 (0,036)
Трудовая нестабильность	-0,019 (0,045)	0,003 (0,048)		
<i>Стаж трудовой нестабильности</i>				
0 лет			ref.	ref.
1 год			0,018 (0,072)	0,031 (0,075)
2 года			-0,032 (0,097)	0,006 (0,103)
3+ лет			-0,055 (0,080)	-0,034 (0,078)
R ²	0,024	0,043	0,025	0,043

Примечание: ref. – категория сравнения. В круглых скобках указаны стандартные ошибки, в квадратных скобках – квазистандартные ошибки: ***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05.

ПРИЛОЖЕНИЕ 5.

Примечания, отмеченные *

1. Помимо рассмотрения идеологии как системы представлений (operational, issue-based), возможен иной взгляд, при котором идеологическое позиционирование является идентичностью (symbolic, identity-based) [Mason 2018; Jost et al. 2009, p. 312]. Например, люди могут считать себя консерваторами, чувствовать солидарность с другими консерваторами, но при этом по большому перечню вопросов придерживаться либеральной позиции. Идеологическая идентичность демонстрирует «классические» свойства идентичности – стремление к закрытию и враждебность к членам аутгруппы [Mason 2018]. Несмотря на появление в последние годы новых слов, маркирующих политические идентичности, следует указать на их вторичный и контекстуальный характер (ярлык – маркер мнения), а также пейоративность (см. напр., [Радченко, Архипова 2018]).
2. Ценности сохранения (безопасность, конформность, традиция) vs ценности открытости изменениям (стимуляция, самостоятельность); ценности самоопределения (универсализм, благожелательность) vs ценности самоутверждения (власть, достижение, гедонизм) (см. [Лебедева, Тамарко 2009, с. 61]).
3. Ряд вопросов, используемых для измерения RWA, можно отнести к вопросам о политических предпочтениях. В результате критики находят тавтологичным использование RWA как предиктора последних (см. [Feldman 2013; Vasilopoulos, Lachat 2018]). Некоторые авторы прямо отождествляют RWA и SDO с идеологической позицией (напр., [Duckitt et al. 2002]), что также представляется непоследовательным, поскольку в этом случае смешивается диспозиция или предрасположенность с ее проявлениями – политическими предпочтениями [Vasilopoulos, Lachat 2018], а также противоречит эмпирическим фактам [Crowson et al. 2005]. Помимо этого, нет согласия о концептуальном статусе авторитаризма, теоретики дают противоречивые или уклончивые определения (напр., [Vasilopoulos, Lachat 2018, p. 617]). Более того, среди социологов и политологов также нет согласия по поводу статуса идеологической позиции (см. характерный пример предельно широкого описания идеологии без какого-либо концептуального прояснения [Hitlin, Pinkston 2013, pp. 330–332]).
4. Также [de Regt et al. 2011]. Аналогично, если в Западной Европе партии склонны располагаться вдоль линии, соединяющей позиции левых универсалистов и правых традиционалистов, то в Восточной – левых традиционалистов и правых универсалистов [Marks et al. 2006; Wheatley 2015].
5. Также [Elchardus, Spruyt 2012; Carmines et al. 2012; Treier, Hillygus 2009].
6. Социальная среда может также совпадать с географической: жители разных районов могут проявлять различный интерес к политическим партиям и их идеям. Например, Р. Волкс [Walks 2004] исследует канадские города и приходит к выводу о том, что жителям городов присущи левые взгляды, а резидентам окраин – правые. Это обусловлено тем, что внутри города размещено много домов по типу социального жилья и кооперативов, что содействует городской солидарности и ценностям коллективного распределения, а на окраи-

нах расположены частные дома и торговые центры, поэтому люди пригорода больше заинтересованы в личной автономии, возможностях развития бизнеса и снижении налогов (см. также обзор о географическом распределении политических представлений [Rodden 2010]).

7. Другим механизмом, обеспечивающим связь профессии с политическими предпочтениями, является эффект отбора, люди не только меняются под воздействием логики труда, но и выбирают тот вид деятельности, который наиболее соответствует их предрасположенностям [Kitschelt, Rehm 2014; Gross, Fosse 2012].
8. Предлагается также иное, «более социологическое» объяснение. Исходным пунктом является чувство относительной депривации, испытываемое людьми в сложном положении. Сохранение самоуважения обеспечивается с помощью оправдательного нарратива, предполагающего возложение вины за неудачи на кого-то иного, например иммигрантов и потворствующие им элиты [Elchardus, Spruyt 2012]. Использование нарратива происходит на осознанном уровне, что отличает этот механизм от описанных выше, предполагающих бессознательное изменение предпочтений под действием угрозы (хотя здесь также возможны дискуссии [Asbrock, Fritsche 2013, p. 46]).

Список источников приложений

- Лебедева Н.М., Татарко А.Н. (2009) Культура как фактор общественного прогресса. М.: Юстицинформ.
- Радченко Д., Архипова А. (2018) Укроп и ватник: «язык вражды» российско-украинского конфликта как нападение и защита // *Ab Imperio*. № 1. С. 191–220.
- Arel-Bundock V., Pelc K.J. (2018) When Can Multiple Imputation Improve Regression Estimates? // *Political Analysis*, vol. 26, no 2, pp. 240–245.
- Asbrock F., Fritsche I. (2013) Authoritarian Reactions to Terrorist Threat: Who Is Being Threatened, the Me or the We? // *International Journal of Psychology*, vol. 48, no 1, pp. 35–49.
- Bartlett J.W., Harel O., Carpenter J.R. (2015) Asymptotically Unbiased Estimation of Exposure Odds Ratios in Complete Records Logistic Regression // *American Journal of Epidemiology*, vol. 182, no 8, pp. 730–736.
- Carmines E.G., Ensley M.J., Wagner M.W. (2012) Political Ideology in American Politics: One, Two, or None? // *In the Forum*, vol. 10, no 3, Article 4.
- Crowson H.M., Thoma S.J., Hestevold N. (2005) Is Political Conservatism Synonymous with Authoritarianism? // *The Journal of Social Psychology*, vol. 145, no 5, pp. 571–592.
- De Regt S., Mortelmans D., Smits T. (2011) Left-wing Authoritarianism is not a Myth, but a Worrisome Reality. Evidence from 13 Eastern European Countries // *Communist and Post-Communist Studies*, vol. 44, no 4, pp. 299–308.
- Duckitt J., Wagner C., Du Plessis I., Birum I. (2002) The Psychological Bases of Ideology and Prejudice: Testing a Dual Process Model // *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 83, no 1, pp. 75–93.
- Elchardus M., Spruyt B. (2012) The Contemporary Contradictions of Egalitarianism: An Empirical Analysis of the Relationship between the Old and New Left/Right Alignments // *European Political Science Review: EPSR*, vol. 4, no 2, pp. 217–239.
- Feldman S. (2013) Comments on: Authoritarianism in Social Context: The Role of Threat // *International Journal of Psychology*, vol. 48, no 1, pp. 55–59.
- Gross N., Fosse E. (2012) Why Are Professors Liberal? // *Theory and Society*, vol. 41, no 2, pp. 127–168.

- Hitlin S., Pinkston K. (2013) Values, Attitudes, and Ideologies: Explicit and Implicit Constructs Shaping Perception and Action // *Handbook of Social Psychology* (eds. DeLamater J., Ward A.), Dordrecht: Springer, pp. 319–339.
- Hughes R.A., Heron J., Sterne J.A., Tilling K. (2019) Accounting for Missing Data in Statistical Analyses: Multiple Imputation Is not Always the Answer // *International Journal of Epidemiology*, vol. 48, no 4, pp. 1294–1304.
- Jost J.T., Federico C.M., Napier J.L. (2009) Political Ideology: Its Structure, Functions, and Elective Affinities // *Annual Review of Psychology*, vol. 60, pp. 307–337.
- Kitschelt H., Rehm P. (2014) Occupations as a Site of Political Preference Formation // *Comparative Political Studies*, vol. 47, no 12, pp. 1670–1706.
- Marks G., Hooghe L., Nelson M., Edwards E. (2006) Party Competition and European Integration in the East and West: Different Structure, Same Causality // *Comparative Political Studies*, vol. 39, no 2, pp. 155–175.
- Mason L. (2018) Ideologues without Issues: The Polarizing Consequences of Ideological Identities // *Public Opinion Quarterly*, vol. 82, no S1, pp. 866–887.
- Rodden J. (2010) The Geographic Distribution of Political Preferences // *Annual Review of Political Science*, vol. 13, pp. 321–340.
- Treier S., Hillygus D.S. (2009) The Nature of Political Ideology in the Contemporary Electorate // *Public Opinion Quarterly*, vol. 73, no 4, pp. 679–703.
- van Buuren S. (2018) *Flexible Imputation of Missing Data* (2nd edition), Boca Raton, Florida, USA: Chapman & Hall/CRC.
- van Buuren S., Groothuis-Oudshoorn K. (2011) Mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R // *Journal of Statistical Software*, vol. 45, no 3, pp. 1–68.
- Vasilopoulos P., Lachat R. (2018) Authoritarianism and Political Choice in France // *Acta Politica*, vol. 53, no 4, pp. 612–634.
- Walks R.A. (2004) Place of Residence, Party Preferences, and Political Attitudes in Canadian Cities and Suburbs // *Journal of Urban Affairs*, vol. 26, no 3, pp. 269–295.
- Wheatley J. (2015) Identifying Latent Policy Dimensions from Public Opinion Data: An Inductive Approach // *Journal of Elections, Public Opinion & Parties*, vol. 25, no 2, pp. 215–233.
- White I.R., Carlin J.B. (2010) Bias and Efficiency of Multiple Imputation Compared with Complete-Case Analysis for Missing Covariate Values // *Statistics in Medicine*, vol. 29, no 28, pp. 2920–2931.