Психология. Журнал Высшей школы экономики. 2025. Т. 22. № 1 С. 184–199.
Psychology. Journal of the Higher School of Economics. 2025. Vol. 22. N 1. P. 184–199.
DOI: 10.17323/1813-8918-2025-1-184-199

Короткие сообщения

МОРАЛЬНАЯ КОНФОРМНОСТЬ И ИНДИВИДУАЛЬНЫЕ ЧЕРТЫ

А.А. ФЁДОРОВ[a]

[a] *Новосибирский государственный университет, 630090, Россия, Новосибирск, ул. Пирогова, д. 1*

Moral Conformity and Individual Traits

A.A. Fedorov[a]

[a] *Novosibirsk State University, 1 Pirogova Str., Novosibirsk, 630090, Russian Federation*

Резюме

В статье представлено исследование, посвященное кросс-дизайновому воспроизведению эффекта моральной конформности, выявленного в межгрупповых экспериментах, с использованием внутригруппового подхода. Целью исследования было проверить устойчивость эффекта моральной конформности к изменениям исследовательского дизайна, а также проанализировать ее связь с индивидуальными чертами. Изучаемые особенности включали факторы «Большой пятерки», черты «Темной триады», этические диспозиции и склонность к социальной желательности. Выборка исследования составила 252 человека (M = 19.85, SD = 4.15), 128 женщин и 124 мужчины. Статистический анализ проводился с использованием методов байесовской статистики. Результаты показали, что моральные конформные реакции возникают как при

Abstract

This study presents research dedicated to the cross-design reproduction of the moral conformity effect identified in intergroup experiments, utilizing an intragroup approach. The aim of the research was to test the robustness of the moral conformity effect to changes in experimental design and to analyze its relationship with individual traits. The studied features included the Big Five personality factors, traits of the Dark Triad, ethical dispositions, and social desirability. The sample consisted of 252 participants (M = 19.85, SD = 4.15), including 128 women and 124 men. The statistical analysis was conducted using Bayesian statistical methods. The results indicated that moral conformity responses occur both under consequentialist and

Исследование поддержано Российским научным фондом, проект № 23-28-00771, https://rscf.ru/project/23-28-00771.

This study was supported by the Russian Science Foundation, project № 23-28-00771.

консеквенциалистском, так и при деонтологическом пассивном социальном давлении, причем уровни моральной конформности при этих двух типах давления не различаются. Было также установлено, что между мужчинами и женщинами нет значимых различий в силе конформных реакций. Корреляционный анализ показал, что индивидуальные черты, оцененные с помощью различных опросников, не связаны с моральной конформностью. Слабые связи силы конформных реакций с индивидуальными особенностями и отсутствие половых различий указывают на универсальность механизма моральной конформности. Кластерный анализ позволил выделить четыре группы с различными реакциями на пассивное социальное давление в морально-дилеммных задачах. Процент участников, проявивших выраженную конформность хотя бы при одном направлении давления, составил 34%. Таким образом, полученные результаты демонстрируют, что эффект моральной конформности воспроизводим при различных подходах к дизайну эксперимента и не связан с индивидуальными чертами.

Ключевые слова: моральная конформность, моральные дилеммы, социальное давление, индивидуальные черты, воспроизводимость.

Фёдоров Александр Александрович — заведующий кафедрой, кафедра клинической психологии, факультет медицины и психологии, Новосибирский государственный университет, кандидат психологических наук.
Сфера научных интересов: современный бихевиоризм, психология морального поведения, философия и история психологии.
Контакты: fedleks@yandex.ru

deontological passive social pressure, with no differences in the levels of moral conformity between these two types of pressure. It was also found that there are no significant differences in the strength of conformity reactions between men and women. Correlational analysis showed that individual traits assessed using various questionnaires are not related to moral conformity. The weak relationships between the strength of conforming reactions and individual characteristics, as well as the absence of gender differences, suggest the universality of the mechanism of moral conformity. Cluster analysis revealed four groups with different responses to passive social pressure in moral dilemma tasks. The percentage of participants who exhibited pronounced conformity in at least one direction of pressure was 34%. Thus, the results demonstrate that the moral conformity effect is reproducible across different experimental designs and is not related to individual traits.

Keywords: moral conformity, moral dilemmas, social pressure, individual traits, reproducibility.

Alexandr A. Fedorov — associate professor, Chair of Clinical Psychology, Department of Medicine and Psychology, Novosibirsk State University, Ph.D in Psychology.
Research Area: contemporary behaviorism, psychology of moral behavior, philosophy and theory of psychology.
E-mail: fedleks@yandex.ru

В серии экспериментов (Фёдоров, 2024; Фёдоров, Рахманов, 2024) было установлено, что в ситуации ответа на моральные дилеммы пассивное социальное давление ведет к возникновению конформной реакции. Важно отметить, что во всех этих экспериментах давление выступало межгрупповым фактором[1]. Как известно, межгрупповой дизайн (between-subjects design) предполагает, что

[1] В одном из экспериментов *направление* давления было внутригрупповым фактором, однако само наличие давления при этом оставалось межгрупповой переменной.

участники разделяются на группы, и каждая группа подвергается воздействию разных уровней независимой переменной. Внутригрупповой дизайн (within-subjects design), напротив, предполагает, что каждый участник подвергается воздействию всех уровней независимой переменной. Это позволяет минимизировать влияние индивидуальных различий на результат и увеличить статистическую мощность[2]. И хотя некоторые исследователи полагают, что внутригрупповые дизайны следует применять только в случаях крайней необходимости (Poulton, 1975), а нашу жизнь мы воспринимаем в «межгрупповом режиме» (Kahneman, 2011), межгрупповой дизайн не лишен своих недостатков. Например, при изучении субъективных суждений результаты межгруппового исследования могут смешиваться с влиянием контекста, приводя к парадоксальным выводам. Так, М. Бирнбаум показал, что при использовании межгруппового дизайна участники оценивают число 9 как значимо большее, чем 221 (Birnbaum, 1999)[3]. С другой стороны, недостатки внутригрупповых дизайнов нередко преувеличивают. В частности, их критикуют за то, что они делают гипотезу исследования излишне прозрачной, что ведет к возникновению нежелательных артефактов. Однако в исследованиях Ч. Лэмдина и В. Шаффер было показано, что это не обязательно так (Lambdin, Shaffer, 2009).

Вероятно, одна из серьезнейших проблем связана с тем, что использование различных дизайнов может приводить к разным результатам (Grice, 1966; Gneezy, 2005; Charness et al., 2012). Безусловно, это происходит не всегда. Так, Ч. Лэмдин и В. Шаффер воспроизвели во внутригрупповом формате три классических межгрупповых эксперимента и во всех случаях получили схожие результаты (Lambdin, Shaffer, 2009). Тем не менее даже они отмечают, что зачастую невозможно предсказать, будут ли результаты исследований согласованы с разными дизайнами, поэтому рекомендуют организовывать сбор данных таким образом, чтобы можно было провести и внутри-, и межгрупповой анализ.

Учитывая «кризис воспроизводимости» (Open Science Collaboration, 2015), особую ценность представляют собой *кросс-дизайновые* воспроизведения, т.е. попытки повторить полученные ранее результаты, используя альтернативный дизайн. Согласно предложенной нами классификации типов воспроизведений, они тяготеют к полюсу дивергенции (Фёдоров, 2023) и позволяют оценить не только повторяемость, но и устойчивость результата.

Цель настоящего исследования заключается в кросс-дизайновом внутригрупповом повторении результатов экспериментов, в которых был продемонстрирован

[2] Существуют также смешанные дизайны (mixed designs), включающие как внутри-, так и межгрупповые независимые переменные.

[3] В эксперименте М. Бирнбаума участники были распределены на две группы: одна оценивала число 9, другая — число 221. Участникам предлагалось оценить величину числа на 10-балльной шкале, где 1 означало «очень-очень маленькое», а 10 — «очень-очень большое». Несмотря на то что 221 объективно больше 9, результаты показали обратное: средняя оценка числа 9 составила 5.13, а числа 221 — 3.10. Различие между оценками было статистически значимым ($p < 0.001$). Такие результаты подчеркивают важность учета контекста и возможных искажений, связанных с дизайном эксперимента.

эффект моральной конформности при пассивном социальном давлении. Следует отметить, что при изучении моральной конформности внутригрупповой дизайн имеет потенциальное преимущество, так как позволяет прямо оценить ее выраженность у конкретного индивида. Поскольку в этом случае каждый участник служит собственным контрольным уровнем, разница в реакциях между условиями может рассматриваться как показатель силы конформной реакции. В межгрупповом дизайне с однократным замером после воздействия такая непосредственная оценка затруднительна, так как нам известны ответы каждого участника только в одном из условий. Это, конечно, не означает, что изучать связь силы конформной реакции с другими индивидуальными переменными в межгрупповом дизайне невозможно, но определенная специфика, требующая учета, безусловно, появляется[4]. Принимая во внимание вышесказанное, были сформулированы два исследовательских вопроса.

1. Позволяет ли внутригрупповой дизайн зафиксировать эффект моральной конформности в ответ на пассивное социальное давление?

2. Связана ли моральная конформность с индивидуальными особенностями, оцениваемыми методиками самоотчета?

В качестве индивидуальных особенностей были выбраны следующие параметры, которые, согласно опубликованным данным, могут быть связаны с конформностью и/или моральным поведением: факторы «Большой пятерки», черты «Темной триады», этические диспозиции и социальная желательность.

В разных исследованиях сообщается о связях между факторами «Большой пятерки» и конформностью. Так, согласно результатам К. ДеЯнга и соавторов, конформности присущи две метачерты: *стабильность*, включающая эмоциональную стабильность (обратный полюс нейротизма), доброжелательность и добросовестность, и *пластичность*, состоящая из экстраверсии и открытости к новому опыту (DeYoung et al., 2002). При этом стабильность связана с конформностью положительно, а пластичность — отрицательно. В более поздней работе была подтверждена связь конформности со стабильностью, но не пластичностью (Kosloff et al., 2017). Стоит отметить, что в ряде других работ связь между конформностью и эмоциональной стабильностью либо не обнаружена (Barron, 1953; Crutchfield, 1955; Franzen, Mader, 2023), либо вообще является отрицательной, т.е. чем выше у человека уровень нейротизма, тем вероятнее конформное поведение (Singh, Akhtar, 1973; Wijenayake et al., 2020).

Вместе с тем существуют исследования, которые показывают, что факторы «Большой пятерки» связаны с моральными диспозициями. Согласно данным Д. Люка и Б. Гавронски, со склонностью максимизировать последствия положительно связан нейротизм и отрицательно — доброжелательность, добросовестность и открытость к опыту (Luke, Gawronski, 2022). Авторы другого исследования отмечают, что, когда все пять факторов рассматриваются как предикторы консеквенциалистского мышления в рамках одной регрессионной

[4] Например, можно формировать группы с учетом индивидуальных различий (см., например: Burger, 1987) или сравнивать силу корреляционных связей в группах с давлением и без давления (см., например: Kosloff et al., 2017).

модели, значимыми являются отрицательная связь с доброжелательностью и положительная — с открытостью к опыту (Smillie et al., 2021).

Черты, входящие в «Темную триаду», положительно связаны с предпочтением утилитарного (консеквенциалистского) выбора в моральных дилеммах (Bartels, Pizarro, 2011; Djeriouat, Trémolière, 2014) и отрицательно — с ценностями конформности по модели Ш. Шварца (Rogoza, Cieciuch, 2020). При этом есть данные, свидетельствующие о том, что на поведенческом уровне индивиды с разным уровнем психопатии не отличаются в выраженности конформного поведения (Overgaauw et al., 2019).

С ценностями конформности также связаны этические диспозиции по Д. Форсайту, при этом идеализм — положительно, а релятивизм — отрицательно (Фёдоров, Бадиев, 2018). Социальная желательность, или потребность в социальном одобрении, связана с конформностью как на уровне ценностей (Schwartz et al., 1997), так и на уровне поведения при решении разных задачах (Strickland, Crowne, 1962; Loomis, Spilka, 1972). Некоторые исследователи вообще операционализируют конформность через тенденцию давать социально желательные ответы (DeYoung et al., 2002). Но, как и в случае с другими диспозициями, есть работы, опровергающие эту взаимосвязь. А. Франзен и С. Мадер, изучавшие восприимчивость к социальному давлению как в задаче Аша на определение длины линий, так и в контексте выражения политических взглядов, оценивали в своем исследовании ряд характеристик (факторы «Большой пятерки», самоуважение, интеллект и потребность в социальном одобрении) и пришли к выводу, что конформность не связана ни с одной из них, кроме открытости опыту (Franzen, Mader, 2023).

Очевидно, что результаты исследований далеко не всегда согласуются между собой. По-видимому, одним из ключевых факторов, влияющим на расхождения, является различная операционализация конформности. В некоторых исследованиях конформность оценивается посредством шкал самоотчета, в других исследованиях используется экспериментальная модель Аша, где конформность определяется через наблюдаемое поведение участников в условиях группового давления. Кроме того, вариация в результатах может объясняться различиями в изучаемых типах конформности. Так, конформность в задачах на восприятие, таких как определение длины линий, может существенно отличаться от конформности, связанной с оценкой забавности картинок или моральности определенных действий.

Таким образом, хотя анализ литературы позволяет предположить, что отобранные диспозиции могут иметь отношение к моральной конформности, построение определенных гипотез представляется затруднительным, и эту часть нашего исследования следует рассматривать как поисковую.

Процедура и материалы

Эксперимент проводился онлайн при помощи Google-форм. На первом этапе исследования участникам предлагалось ответить на 12 моральных дилемм. Исходя из результатов предыдущих исследований, дилеммы были

отобраны таким образом, чтобы на треть из них давались преимущественно консеквенциалистские ответы (не менее 75%), на треть — преимущественно деонтологические, в оставшихся дилеммах явного доминирования одного из вариантов не было. Для каждой дилеммы участника просили оценить допустимость описываемого консеквенциалистского морального действия, используя 7-балльную шкалу Ликерта (1 — полностью недопустимо, 7 — полностью допустимо).

На втором этапе исследования участникам предлагалось ответить на вопросы из серии нескольких самоотчетных методик, выполнявших две функции: с их помощью разделялись замеры в разных условиях (без давления и с давлением) и оценивались индивидуальные особенности. Использовались следующие инструменты: *краткий пятифакторный опросник личности, TIPI-RU* (Сергеева и др., 2016), *опросник «Темная дюжина», DD* (Корнилова и др., 2015), *опросник этических позиций Д.Р. Форсайта, EPQ* (Фёдоров, Бадиев, 2018) и *сокращенная версия шкалы социальной желательности Марлоу-Крауна, SDS* (Ханин, 1976). Показатели внутренней согласованности шкал в данном исследовании приведены в таблице 1[5]. Наряду с коэффициентами α Кронбаха и ω Макдональда был также рассчитан показатель GLB (greatest lower bound).

Обращают на себя внимание достаточно низкие показатели α и ω для шкал пластичности и социальной желательности. Но согласно исследованиям эти коэффициенты чувствительны к нарушениям нормальности, и в таких случаях

Таблица 1

Показатели надежности

Шкалы	Подшкалы	α	ω	GLB
TIPI-RU	Стабильность	0.70	0.71	0.86
	Пластичность	0.44	0.49	0.73
EPQ	Идеализм	0.85	0.86	0.90
	Релятивизм	0.80	0.81	0.88
DD	Макиавеллизм	0.86	0.86	0.87
	Психопатия	0.79	0.80	0.86
	Нарциссизм	0.82	0.83	0.85
SDS	–	0.44	0.43	0.59

[5] Поскольку α плохо подходит для оценки внутренней согласованности двухпунктовых шкал (Eisinga et al., 2013), в силу чего α отдельных шкал TIPI, как правило, невысоки (Romero et al., 2012; Сергеева и др., 2016), было принято решение рассчитывать коэффициенты внутренней согласованности не для отдельных шкал, а для двух метачерт. По результатам конфирматорного анализа, проведенного на наших данных, двухфакторная модель, согласно которой эмоциональная стабильность, доброжелательность и добросовестность входят в один фактор, а экстраверсия и открытость к новому опыту — в другой (DeYoung et al., 2002), показала хороший уровень пригодности (CFI = 0.962, TLI = 0.905, SRMR = 0.036, RMSEA = 0.056). Отметим, что даже в объединенном варианте шкала пластичности включает только 4 пункта, что отчасти может объяснить невысокие значения α и ω, полученные для нее.

GLB может быть предпочтительнее (Sheng, Sheng, 2012; Trizano-Hermosilla, Alvarado, 2016). В нашем исследовании распределение шкалы пластичности U и ее отдельных подпунктов не соответствует нормальному (все $p_{S-W} < 0.001$). Общий показатель шкалы социальной желательности также демонстрирует ненормальное распределение ($p_{S-W} < 0.001$), а ее подпункты имеют дихотомическую природу, т.е. изначально не могут быть распределены нормально. Соответственно, в этом случае GLB является более подходящим критерием для оценки надежности. Впрочем, хотя показатель GLB шкалы социальной желательности и близок к нижней границе приемлемости (0.6), его значение указывает на разнородность оцениваемого конструкта, что отмечается и в других исследованиях (Barger, 2002)[6].

На заключительном этапе исследования участникам предлагалось снова оценить допустимость консеквенциалистского морального решения в тех же 12 дилеммах, при этом сообщалось, что в этот раз вместе с самими ситуациями они увидят информацию о том, как отвечали люди в исследованиях, которые проводились ранее. Пассивное социальное давление осуществлялось в противоположную от преобладающего ответа сторону. Для тех моральных дилемм, на которые бóльшая часть людей обычно отвечают деонтологически, создавалось консеквенциалистское давление, т.е. участникам сообщалось, что большинство людей в предыдущих исследованиях дали консеквенциалистский ответ. И напротив, для моральных дилемм, в которых большинство людей обычно отвечают консеквенциалистски, текущим участникам сообщалось, что ранее большинство ответило деонтологически. Процент большинства варьировал от 74 до 89. В четырех дилеммах («филлеры») выраженное давление не оказывалось: для них также сообщалась информация о том, какие ответы давали участники в предыдущих исследованиях, но при этом процентный диапазон составлял от 47 до 53%. Последовательность предъявления дилемм с давлением и дилемм-филлеров приведена в таблице 2.

Выборка. Выборку исследования составили 252 человека от 18 до 60 лет (M = 19.85, SD = 4.15), 128 женщин и 124 мужчины.

Методы статистического анализа. Статистический анализ данных проводился в программе JASP 0.18.3. В качестве основных использовались методы

Таблица 2

Последовательность предъявления дилемм с давлением и дилемм-филлеров

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
–	–	+	+	–	+	+	+	+	–	+	+
		д	к		д	к	к	д		д	к

Примечание. «–» — дилемма-филлер, «+» — дилемма с давлением, «д» — деонтологическое большинство, «к» — консеквенциалистское большинство.

[6] В целом, бóльшая часть данных, полученных в нашем исследовании, отклоняется от нормального распределения, поэтому статистический анализ проводился с использованием методов непараметрической статистики.

байесовской статистики. В отличие от частотной статистики, которая оценивает вероятность данных при условии верности нулевой гипотезы, байесовская статистика рассматривает силу доказательств в пользу альтернативной гипотезы относительно нулевой. Обычно для этого используется байесовский фактор (BF), который измеряет, насколько одна гипотеза вероятнее другой, основываясь на полученных данных. Для интерпретации значений BF мы использовали общепринятую шкалу (Jeffreys, 1961; Lee, Wagenmakers, 2013). Следуя политике «В для каждого *p*» (Halsey, 2019), для всех байесовских факторов мы также приводим соответствующие значения *p*-уровня значимости и размера эффекта, полученные при помощи классических критериев. Поскольку использование двух систем может приводить к противоречиям (они основаны на разных допущениях и задают разные вопросы), для снижения произвола в интерпретации при вынесении суждений мы руководствовались только результатами байесовской статистики (Dienes, 2024). Для альтернативной гипотезы в байесовских тестах сравнения групп использовалось распределение Коши. Параметр масштаба этого распределения был установлен на стандартное значение 0.707 (или $\approx 1/\sqrt{2}$), что соответствует 50%-й уверенности в том, что размер эффекта будет находиться в диапазоне от −0.707 до 0.707 (Schmalz et al., 2023). Это значение обеспечивает разумный баланс и позволяет адекватно оценивать эффект без чрезмерного увеличения или уменьшения вероятностей[7].

Результаты и обсуждение

В первом замере средняя оценка допустимости консеквенциалистского действия в четырех «консеквенциалистских» дилеммах (во втором замере в этих дилеммах оказывалось деонтологическое давление) была значимо выше, чем в четырех «деонтологических» дилеммах (5.42 и 3.01 соответственно). BF_{10}, полученный в результате применения байесовского критерия знаков по методу Монте-Карло с марковскими цепями для семплирования (1000 итераций), составляет 1.63×10^{16}, что является экстремально сильным свидетельством в

[7] Очевидно, что при этом 50% распределения вероятности приходится на значения, превышающие |0.707|. Таким образом, при использовании этого параметра есть равная вероятность того, что истинный размер эффекта будет находиться либо в диапазоне от −0.707 до 0.707, либо за его пределами. Некоторые критики считают это распределение слишком широким, аргументируя это тем, что оно допускает высокую вероятность больших эффектов, которые могут быть нереалистичны в социальных науках (Tendeiro, Kiers, 2019). Однако большие эффекты в психологии не так уж редки (Wetzels et al., 2011). Кроме того, исследования показывают, что использование более узкого распределения хотя и может немного изменять значение байесовского фактора, не оказывает значительного влияния на общие выводы. Влияние ширины априорного распределения оказывается гораздо менее значительным, чем другие факторы, такие как изменения в статистической модели, преобразование переменных или обработка выбросов данных (van Ravenzwaaij, Wagenmakers, 2022). При значении $r \approx 1/\sqrt{2}$ процент ошибочных ложноположительных свидетельств на уровне BF = 10 составляет 4.3% (Schönbrodt et al., 2017).

пользу гипотезы о различиях. Это подтверждается частотным критерием знаков для связанных выборок W = 26861, $p < 0.001$, $r_{rb} = 0.988$ (большой размер эффекта). Полученные результаты соответствуют ожиданиям на основе ранее собранных данных и свидетельствуют об обоснованности отбора дилемм для исследования.

В таблице 3 приведены результаты сравнения усредненных оценок допустимости консеквенциалистского действия в двух замерах для дилемм с разным направлением давления, а также для дилемм-филлеров.

Таблица 3

Результаты сравнения двух замеров (с давлением и без давления)

	W	**BF_{10}**	***p***	**ES (r_{rb})**
Дилеммы с консеквенциалистским давлением	4182.5	194173.91	< 0.001	−0.534
Дилеммы с деонтологическим давлением	11968	184.58	< 0.001	0.333
Дилеммы-филлеры	8746	0.182	0.137	−0.121

Видно, что получены значимые различия для обоих направлений давления. Во втором замере оценка допустимости консеквенциалистского решения стала выше для дилемм, в которых оказывалось консеквенциалистское давление, и ниже — для дилемм с деонтологическим давлением. В обоих случаях значения байесовского фактора являются экстремально сильным свидетельством существования различий. Для дилемм-филлеров, как и ожидалось, значимых различий между замерами нет. Уровни конформной реакции при консеквенциалистском и деонтологическом давлении значимо не различаются (W = 12151, $BF_{10} = 0.243$, $p = 0.139$). Различия между полами в силе конформной реакции также отсутствуют как для консеквенциалистского давления (U = 7695.5, $BF_{10} = 0.196$, $p = 0.675$), так и для деонтологического (U = 7686, $BF_{10} = 0.191$, $p = 0.663$).

Результаты корреляционного анализа с использованием байесовского подхода демонстрируют крайне слабые взаимосвязи между изменениями в оценках допустимости консеквенциалистских решений[8] и индивидуальными чертами, оцененными с помощью различных опросников (таблица 4). Большинство коэффициентов корреляции Кендалла имеют низкие значения, а байесовские факторы (BF_{10}) указывают на отсутствие поддержки альтернативной гипотезы о существовании значимых корреляций. Некоторым исключением является отрицательная связь между эмоциональной стабильностью (N−) и силой консеквенциалистской конформной реакции, для которой BF_{10}

[8] Для оценки консеквенциалистской конформности из значения второго замера вычиталось значение первого; для оценки деонтологической конформности, напротив, из значения первого замера вычиталось значение второго, так как в этом случае давление направлено на уменьшение оценки допустимости консеквенциалистских решений.

Таблица 4

Корреляционная матрица связей переменных

	Консеквенциалистская конформность			**Деонтологическая конформность**		
	τ	BF_{10}	*p*	τ	BF_{10}	*p*
Деонтологическая конформность	0.025	0.099	0.583	–	–	–
E (экстраверсия)	−0.086	0.638	0.065	0.024	0.096	0.611
A (доброжелательность)	−0.024	0.097	0.614	0.025	0.099	0.590
C (добросовестность)	−0.011	0.086	0.807	−0.070	0.323	0.134
N− (эмоциональная стабильность)	−0.120	4.647	0.010	−0.008	0.084	0.866
O (открытость опыту)	−0.091	0.84	0.051	0.051	0.171	0.273
Стабильность (A+C+N-)	−0.074	0.379	0.105	−0.029	0.105	0.523
Пластичность (E+O)	−0.101	1.447	0.026	0.038	0.124	0.403
Макиавеллизм	0.032	0.110	0.484	−0.111	2.537	0.015
Психопатия	0.085	0.629	0.064	−0.039	0.126	0.397
Нарциссизм	−0.051	0.169	0.271	−0.015	0.088	0.748
Социальная желательность	−0.060	0.225	0.205	0.059	0.214	0.216
Идеализм	−0.024	0.097	0.593	0.041	0.132	0.365
Релятивизм	0.017	0.090	0.707	−0.073	0.370	0.110

составил 4.647, что находится в диапазоне умеренной поддержки альтернативной гипотезы, хотя и не достигает порога, достаточного для уверенной интерпретации.

В целом, отсутствие существенных корреляций индивидуальных особенностей с силой конформных реакций позволяет предположить, что пассивное социальное давление оказывает влияние на моральные решения вне зависимости от этих факторов. Возможно, это указывает на то, что моральная конформность является универсальным механизмом социальной адаптации. Однако это, конечно, не означает, что все люди проявляют единообразные конформные реакции в ситуации социального давления. Под универсальностью моральной конформности мы скорее понимаем то, что данный механизм обусловлен общими биологическими и поведенческими процессами, присущими всем людям, а не личностными диспозициями. Некоторые исследования, такие как, например, работа В.А. Ключарева и коллег (Klucharev et al., 2009), указывают на то, что социальная конформность может опираться на нейронные механизмы, связанные с обучением с подкреплением. Но признание универсальности конформности не исключает возможности разнообразия в проявлении конформных реакций. Следует учитывать, что индивидуальная жизненная траектория, включая историю подкреплений и взаимодействий с

окружающей средой, существенно влияет на вариации в конформных ответах. Это многогранное взаимодействие универсальных механизмов и индивидуального опыта создает сложную картину конформного поведения. Для выявления групп с разными типами реакции на давление в нашем исследовании был проведен кластерный анализ, при котором использовались методы кластеризации на основе близости (*neighborhood-based clustering methods*), относящиеся к жестким алгоритмам разбиения данных.

При проведении кластерного анализа использовались методы кластеризации на основе близости (*neighborhood-based clustering methods*), которые относятся к жестким алгоритмам разбиения данных. Целью этих методов является разбиение данных на несколько кластеров, где каждое наблюдение принадлежит только одной группе. Данные делятся таким образом, чтобы степень сходства между двумя наблюдениями была максимальной, если они принадлежат одной группе, и минимальной, если они принадлежат разным группам.

Для кластерного анализа использовались две переменные: сила конформной реакции при консеквенциалистском давлении и сила конформной реакции при деонтологическом давлении. Количество кластеров определялось на основе значения силуэта (*s*), который использует сходства наблюдений внутри кластера и их различия с другими кластерами для оптимизации результата кластеризации.

Кластерный анализ позволил выделить четыре группы участников с различной степенью подверженности моральной конформности при разном социальном давлении (R^2 = 0.604, s = 0.401). Кластер 1 характеризуется контрконформной реакцией при консеквенциалистском давлении и высокой конформной реакцией при деонтологическом давлении. Кластер 2 имеет высокие значения конформности при обоих типах давления. Кластер 3 демонстрирует высокую конформность при консеквенциалистском давлении и среднюю контрконформность при деонтологическом давлении. Наконец, кластер 4 показывает низкие значения конформности при обоих типах давления. Информация по каждому кластеру приведена в таблице 5.

Таким образом, в нашем исследовании процент участников, проявивших выраженную конформность хотя бы при одном направлении давления, составил

Таблица 5

Результаты кластерного анализа

Кластер	**Размер**	**Объясненная доля внутрикластерной гетерогенности**	**Внутрикластерная сумма квадратов**	**Кластерные средние**		**Сырые средние**	
				Конс. конф.	Деонт. конф.	Конс. конф.	Деонт. конф.
1	26	0.173	34.478	−0.638	1.656	−0.212	2.115
2	21	0.122	24.161	1.478	1.465	1.869	1.905
3	38	0.231	45.906	1.363	−0.746	1.757	−0.526
4	167	0.474	94.186	−0.397	−0.272	0.025	−0.006

34%. Этот уровень конформности очень близок к результатам, которые были получены в оригинальном исследовании С. Аша в задаче на определение линий (Asch, 1956). Схожий уровень конформности был обнаружен и в недавней работе, в которой изучалась конформность при определении длины линий и выражении политических взглядов (Franzen, Mader, 2023).

Отметим, что, хотя средние значения допустимости консеквенциалистского выбора для дилемм, в которых оказывалось давление, были достаточно далеки от экстремальных показателей, а участники не отбирались по крайним значениям, необходимо учитывать возможность статистической регрессии (Yu, Chen, 2015). Для контроля этой угрозы мы сравнили кластеры по усредненным оценкам допустимости консеквенциалистского решения, полученным в первом замере (таблица 6). Учитывая нарушение нормальности и отсутствие байесовского варианта критерия Крускалла–Уоллиса, мы использовали дисперсионный анализ на рангах (Conover, Iman, 1981).

Для всех групп дилемм значения байесовского фактора не свидетельствуют о существовании различий между кластерами в исходных оценках допустимости консеквенциалистского выбора. Если бы регрессия к среднему имела значительное влияние, начальные оценки участников, вошедших в первые три кластера, были бы ближе к экстремальным значениям, чем у представителей четвертого кластера. Следовательно, наблюдаемые изменения в оценках допустимости консеквенциалистских действий обусловлены именно влиянием пассивного социального давления, а не статистической регрессией.

Важно отметить, что один и тот же участник может демонстрировать конформность для одного типа давления (например, консеквенциалистского) и контрконформность для другого (деонтологического). Это указывает на то, что моральную конформность следует рассматривать не как общую латентную индивидуальную особенность, а скорее как контекстно-зависимый поведенческий феномен, связанный с индивидуальной жизненной историей.

Таблица 6

Результаты сравнения кластеров

	P (M|data)	**BF_{10}**	***F***	***p***	**η^2_p**
Дилеммы с консеквенциалистским давлением во втором замере	0.155	0.184	1.439	0.232	0.017
Дилеммы с деонтологическим давлением во втором замере	0.054	0.057	0.474	0.701	0.006
Дилеммы-филлеры	0.228	0.295	1.792	0.149	0.021

Заключение

Таким образом, внутригрупповой эксперимент позволяет зафиксировать конформные реакции как при консеквенциалистском, так и при деонтологическом

пассивном социальном давлении. Эти данные согласуются с предыдущими результатами, которые были получены в межгрупповых экспериментах, что свидетельствует об устойчивости эффекта моральной конформности к изменениям исследовательского дизайна. Как и ранее, нами не обнаружена асимметрия моральной конформности в пользу деонтологического большинства, о которой сообщают Д. Бостин и А. Роэтс (Bostyn, Roets, 2017). Нужно также учитывать, что выборка в нашем исследовании характеризуется значительной асимметрией в распределении возраста: бóльшая часть участников моложе 25 лет. Это выступает ограничением исследования, так как результаты могут не в полной мере отражать конформные реакции в других возрастных группах.

Слабые связи силы конформных реакций с индивидуальными особенностями и отсутствие половых различий указывают на универсальность механизма моральной конформности. Наши выводы о том, что конформность не связана с личностными чертами, перекликаются с результатами некоторых других исследователей (например: Franzen, Mader, 2023), но необходимо дальнейшее изучение этого вопроса, учитывая общую противоречивость опубликованных данных. Универсальность моральной конформности не означает и того, что она одинаково проявляется у всех людей. Специфика жизненной истории может делать человека более или менее восприимчивым к разным формам социального давления, а конформные реакции в ответ на одни стимулы могут сочетаться с контрконформными реакциями в ответ на другие. Будущие исследования, несомненно, должны учитывать эту сложность.

Литература

Корнилова, Т. В., Корнилов, С. А., Чумакова, М. А., Талмач, М. С. (2015). Методика диагностики личностных черт «Темной триады»: Апробация опросника «Темная дюжина». *Психологический журнал*, *36*(2), 99–112.

Сергеева, А. С., Кириллов, Б. А., Джумагулова, А. Ф. (2016). Перевод и адаптация краткого пятифакторного опросника личности (TIPI-RU): Оценка конвергентной валидности, внутренней согласованности и тест-ретестовой надежности. *Экспериментальная психология*, *9*(3), 138–154. https://doi.org/10.17759/exppsy.2016090311

Фёдоров, А. А. (2023). Повторение как стадия исследовательского процесса. В кн. А. Л. Журавлев, Д. В. Ушаков, А. В. Юревич (отв. ред.), *Психологическое знание: Стадии исследовательского процесса* (с. 106–138). М.: Институт психологии РАН. https://doi.org/10.38098/thry_23_0457_06

Фёдоров, А. А. (2024). Экспериментальный анализ моральной конформности в ситуации пассивного социального давления. *Психология. Журнал Высшей школы экономики*, *21*(2), 277–305. https://doi.org/10.17323/1813-8918-2024-2-277-305

Фёдоров, А. А., Бадиев, И. В. (2018). Валидизация русскоязычной версии опросника этических позиций. *Психология. Журнал Высшей школы экономики*, *15*(3), 491–509. https://doi.org/10.17323/1813-8918-2018-3-491-509

Фёдоров, А. А., Рахманов, А. Ш. (2024). Моральная конформность при разных формах виртуального давления. *Экспериментальная психология*, *17*(1), 118–130. https://doi.org/10.17759/exppsy.2024170108

Ханин, Ю. Л. (1976). *Шкала Марлоу-Крауна для исследования мотивации одобрения. Методическое письмо*. Л.: НИИ физической культуры.

References

Asch, S. E. (1956). Studies of independence and conformity: I. A minority of one against a unanimous majority. *Psychological Monographs: General and Applied*, *70*(9), 1–70. https://doi.org/10.1037/h0093718

Barger, S. D. (2002). The Marlowe-Crowne affair: Short forms, psychometric structure, and social desirability. *Journal of Personality Assessment*, *79*(2), 286–305. https://doi.org/10.1207/S15327752JPA7902_11

Barron, F. (1953). Some personality correlates of independence of judgment. *Journal of Personality*, *21*, 287–297. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1953.tb01772.x

Bartels, D. M., & Pizarro, D. A. (2011). The mismeasure of morals: Antisocial personality traits predict utilitarian responses to moral dilemmas. *Cognition*, *121*(1), 154–161. https://doi.org/10.1016/j.cognition.2011.05.010

Birnbaum, M. H. (1999). How to show that 9 > 221: Collect judgments in a between-subjects design. *Psychological Methods*, *4*(3), 243–249. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.243

Bostyn, D. H., & Roets, A. (2017). An asymmetric moral conformity effect: subjects conform to deontological but not consequentialist majorities. *Social Psychological and Personality Science*, *8*(3), 323–330. https://doi.org/10.1177/1948550616671999

Burger, J. M. (1987). Desire for control and conformity to a perceived norm. *Journal of Personality and Social Psychology*, *53*(2), 355–360. https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.2.355

Charness, G., Gneezy, U., & Kuhn, M. A. (2012). Experimental methods: Between-subject and within-subject design. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *81*(1), 1–8. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2011.08.009

Conover, W. J., & Iman, R. L. (1981). Rank transformations as a bridge between parametric and nonparametric statistics. *The American Statistician*, *35*(3), 124–129. https://doi.org/10.2307/2683975

Crutchfield, R. S. (1955). Conformity and character. *American Psychologist*, *10*(5), 191–198. https://doi.org/10.1037/h0040237

DeYoung, C. G., Peterson, J. B., & Higgins, D. M. (2002). Higher-order factors of the Big Five predict conformity: Are there neuroses of health? *Personality and Individual Differences*, *33*(4), 533–552. https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00171-4

Dienes, Z. (2024). Use one system for all results to avoid contradiction: Advice for using significance tests, equivalence tests, and Bayes factors. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *50*(5), 531–534. https://doi.org/10.1037/xhp0001202

Djeriouat, H., & Trémolière, B. (2014). The Dark Triad of personality and utilitarian moral judgment: The mediating role of Honesty/Humility and Harm/Care. *Personality and Individual Differences*, *67*, 11–16. https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.12.026

Eisinga, R., te Grotenhuis, M., & Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach, or Spearman-Brown? *International Journal of Public Health*, *58*(4), 637–642. https://doi.org/10.1007/s00038-012-0416-3

Fedorov, A. A. (2023). Povtorenie kak stadiya issledovatel'skogo protsessa [Repetition as a stage of the research process]. In A. L. Zhuravlev, D. V. Ushakov, & A. V. Yurevich (Eds.), *Psikhologicheskoe znanie: Stadii issledovatel'skogo protsessa* [Psychological knowledge: Stages of research process] (pp. 106–138). Moscow: Institute of Psychology of the RAS. https://doi.org/10.38098/thry_23_0457_06

Fedorov, A. A. (2024). An experimental analysis of moral conformity in a situation of passive social pressure. *Psychology. Journal of the Higher School of Economics*, *21*(2), 277–305. https://doi.org/10.17323/1813-8918-2024-2-277-305 (in Russian)

Fedorov, A. A., & Badiev, I. V. (2018). Validation of the Russian-language version of the Ethics Position Questionnaire. *Psychology. Journal of the Higher School of Economics*, *15*(3), 491–509. https://doi.org/10.17323/1813-8918-2018-3-491-509 (in Russian)

Fedorov, A. A., & Rakhmanov, A. S. (2024). Moral conformity under different forms of virtual pressure. *Eksperimental'naya Psikhologiya [Experimental Psychology (Russia)]*, *17*(1), 118–130. https://doi.org/10.17759/exppsy.2024170108 (in Russian)

Franzen, A., & Mader, S. (2023). The power of social influence: A replication and extension of the Asch experiment. *PLoS ONE*, *18*(11), Article e0294325. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0294325

Gneezy, U. (2005). Deception: The role of consequences. *American Economic Review*, *95*(1), 384–394. https://doi.org/10.1257/0002828053828662

Grice, G. R. (1966). Dependence of empirical laws upon the source of experimental variation. *Psychological Bulletin*, *66*(6), 488–498. https://doi.org/10.1037/h0023914

Halsey, L. G. (2019). The reign of the p-value is over: What alternative analyses could we employ to fill the power vacuum? *Biology Letters*, *15*(5), Article 20190174. https://doi.org/10.1098/rsbl.2019.0174

Jeffreys, H. (1961). *The theory of probability*. Oxford University Press.

Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Farrar, Straus and Giroux.

Khanin, Yu. L. (1976). *Shkala Marlou-Krauna dlya issledovaniya motivatsii odobreniya* [Marlowe-Crowne Social Desirability Scale]. Leningrad: NII fizicheskoi kul'tury.

Klucharev, V., Hytönen, K., Rijpkema, M., Smidts, A., & Fernández, G. (2009). Reinforcement learning signal predicts social conformity. *Neuron*, *61*(1), 140–151. https://doi.org/10.1016/j.neuron.2008.11.027

Kornilova, T. V., Kornilov, S. A., Chumakova, M. A., & Talmach, M. S. (2015). The Dark Triad personality traits measure: approbation of the Dirty Dozen Questionnaire. *Psikhologicheskii Zhurnal, 36*(2), 99–112. (in Russian)

Kosloff, S., Irish, S., Perreault, L., Anderson, G., & Nottbohm, A. (2017). Assessing relationships between conformity and meta-traits in an Asch-like paradigm. *Social Influence*, *12*(2–3), 90–100. https://doi.org/10.1080/15534510.2017.1371639

Lambdin, C., & Shaffer, V. A. (2009). Are within-subjects designs transparent? *Judgment and Decision Making, 4*(7), 554–566. https://doi.org/10.1017/S1930297500001133

Lee, M. D., & Wagenmakers, E.-J. (2013). *Bayesian cognitive modeling: A practical course*. Cambridge University Press.

Loomis, R. J., & Spilka, B. (1972). Social desirability and conformity in a group test situation. *Psychological Reports*, *30*(1), 199–203. https://doi.org/10.2466/pr0.1972.30.1.199

Luke, D. M., & Gawronski, B. (2022). Big Five personality traits and moral-dilemma judgments: Two preregistered studies using the CNI model. *Journal of Research in Personality*, *101*, Article 104297. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2022.104297

Open Science Collaboration. (2015). Estimating the reproducibility of psychological science. *Science*, *349*(6251), Article aac4716. https://doi.org/10.1126/science.aac4716

Overgaauw, S., Jansen, M., Korbee, N. J., & de Bruijn, E. R. A. (2019). Neural mechanisms involved in social conformity and psychopathic traits: prediction errors, reward processing and saliency. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, *13*, Article 160. https://doi.org/10.3389/fnbeh.2019.00160

Poulton, E. C. (1975). Range effects in experiments on people. *The American Journal of Psychology*, *88*(1), 3–32. https://doi.org/10.2307/1421662

Rogoza, R., & Cieciuch, J. (2020). Dark Triad traits and their structure: An empirical approach. *Current Psychology*, *39*(4), 1287–1302. https://doi.org/10.1007/s12144-018-9834-6

Romero, E., Villar, P., Gómez-Fraguela, J. A., & López-Romero, L. (2012). Measuring personality traits with ultra-short scales: A study of the Ten Item Personality Inventory (TIPI) in a Spanish sample. *Personality and Individual Differences*, *53*(3), 289–293. https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.03.035

Schmalz, X., Biurrun Manresa, J., & Zhang, L. (2023). What is a Bayes factor? *Psychological Methods*, *28*(3), 705–718. https://doi.org/10.1037/met0000421

Schönbrodt, F. D., Wagenmakers, E.-J., Zehetleitner, M., & Perugini, M. (2017). Sequential hypothesis testing with Bayes factors: Efficiently testing mean differences. *Psychological Methods*, *22*(2), 322–339. https://doi.org/10.1037/met0000061

Schwartz, S. H., Verkasalo, M., Antonovsky, A., & Sagiv, L. (1997). Value priorities and social desirability: Much substance, some style. *British Journal of Social Psychology*, *36*(1), 3–18. https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1997.tb01115.x

Sergeeva, A. S., Kirillov, B. A., & Dzhumagulova, A. F. (2016). Translation and adaptation of short five factor personality questionnaire (TIPI-RU): convergent validity, internal consistency and test-retest reliability evaluation. *Eksperimental'nya Psikhologya [Experimental Psychology (Russia)]*, *9*(3), 138–154. https://doi.org/10.17759/exppsy.2016090311 (in Russian)

Sheng, Y., & Sheng, Z. (2012). Is coefficient Alpha robust to non-normal data? *Frontiers in Psychology*, *3*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00034

Singh, U. P., & Akhtar, S. N. (1973). Extraversion, neuroticism and conformity. *Manas*, *20*(2), 125–132.

Smillie, L. D., Katic, M., & Laham, S. M. (2021). Personality and moral judgment: Curious consequentialists and polite deontologists. *Journal of Personality*, *89*(3), 549–564. https://doi.org/10.1111/jopy.12598

Strickland, B. R., & Crowne, D. P. (1962). Conformity under conditions of simulated group pressure as a function of the need for social approval. *The Journal of Social Psychology, 58*(1), 171–181. https://doi.org/10.1080/00224545.1962.9712366

Tendeiro, J. N., & Kiers, H. A. L. (2019). A review of issues about null hypothesis Bayesian testing. *Psychological Methods*, *24*(6), 774–795. https://doi.org/10.1037/met0000221

Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's Alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, *7*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769

Van Ravenzwaaij, D., & Wagenmakers, E.-J. (2022). Advantages masquerading as "issues" in Bayesian hypothesis testing: A commentary on Tendeiro and Kiers (2019). *Psychological Methods*, *27*(3), 451–465. https://doi.org/10.1037/met0000415

Wetzels, R., Matzke, D., Lee, M. D., Rouder, J. N., Iverson, G. J., & Wagenmakers, E.-J. (2011). Statistical evidence in experimental psychology: An empirical comparison using 855 *t* tests. *Perspectives on Psychological Science*, *6*(3), 291–298. https://doi.org/10.1177/1745691611406923

Wijenayake, S., van Berkel, N., Kostakos, V., & Goncalves, J. (2020). Impact of contextual and personal determinants on online social conformity. *Computers in Human Behavior*, *108*, Article 106302. https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106302

Yu, R., & Chen, L. (2015). The need to control for regression to the mean in social psychology studies. *Frontiers in Psychology*, *5*, Article 1574. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.01574