



DOI: 10.19181/4m.2026.35.3.6

EDN: BWKOIA

**ВЛИЯНИЕ СОЦИАЛЬНОГО СРАВНЕНИЯ
НА ИЗМЕНЕНИЕ МОРАЛЬНЫХ СУЖДЕНИЙ:
АПРОБАЦИЯ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОГО ПОДХОДА
К ОЦЕНКЕ**

Оганян Артём Ашотович

Международная лаборатория прикладного сетевого анализа
(НИУ ВШЭ), Москва, Россия

Эл. почта: aoganyan@hse.ru

ORCID: 0009-0008-4106-8972

Девятко Инна Феликсовна

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»; Институт социологии
Федерального научно-исследовательского социологического центра
Российской академии наук,
Москва, Россия

Эл. почта: deviatko@gmail.com

ORCID: 0000-0002-1955-7592

Для цитирования: *Оганян А. А., Девятко И. Ф.* Влияние социального сравнения на изменение моральных суждений: апробация экспериментального подхода к оценке // Социология: методология, методы, математическое моделирование (Социология: 4М). 2026, т. 35, № 3(64). С. 254-291. DOI: 10.19181/4m.2026.35.3.6. EDN: BWKOIA.

Изменяются ли наши оценки чужих поступков, когда рядом высказывается тот, кого в нашем окружении считают авторитетом? В настоящей работе представляется оригинальный экспериментальный дизайн, впервые объединяющий четыре элемента в единую полевую проце-

дуру: виньетки как стимульный материал для моральных суждений, социометрический отбор референтов из реальных академических групп, живое парное взаимодействие как механизм предъявления оценок референтов и экспериментальный план «до-после» для фиксации изменений во времени. В шести студенческих группах (N=35 пар) мы проверяем гипотезы о конформности моральных суждений и модулирующей роли статуса референта. Первая гипотеза подтверждается с мощностью, близкой к максимальной: суждения участников систематически сдвигаются в сторону позиции референта пропорционально расхождению между ними. Гипотеза же о статусном модерировании оказалась вне досягаемости статистической мощности имеющегося дизайна, что само по себе является важным методическим результатом. Статья фиксирует уроки апробации и предлагает конкретные решения для следующих шагов исследования.

Ключевые слова: моральные суждения; социальное сравнение; моральная конформность; теория статусных ожиданий; социометрия; метод виньеток; нормативное влияние; статус; экспериментальный дизайн; групповая динамика

Благодарности: исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ (HSE-BR-2025-070) (финансирование для автора А.А. Оганяна). Мы выражаем глубокую благодарность Елене Ярской-Смирновой, Полине Гусевой, Кире Легут и Максиму Малкову за неоценимую поддержку в процессе сбора данных. Также выражаем благодарность Светлане Бирюковой за ценные комментарии при подготовке рукописи. Мы признательны редакции журнала и анонимным рецензентам за комментарии, позволившие улучшить итоговый текст работы. Наконец, мы благодарим участников 5-й Международной исследовательской конференции «Взаимодействие. Интеграция. Инклюзия: от размышления к действию» (Москва, 2025) и XXVI Апрельской международной научной конференции им. Е. Г. Ясина (Москва, 2026) за полезное обсуждение содержательных и методических аспектов настоящего исследования.

Введение

Моральные суждения, которые индивид выносит о моральных заслугах, правильности или допустимости действий, виновности, ответственности, заслуженности порицания третьих лиц по своей природе коммуникативны: они производятся и предъявляются другим и через эту трансляцию участвуют в воспроизводстве нормативного порядка [1]. Такие моральные суждения с позиции третьего лица, или арбитра (далее — МСПА) все чаще становятся самостоятельным предметом социологического анализа: исследовались факторы суждений о виновности и ответственности [к примеру, 2; 3], о моральной ценности альтруистических поступков [4; 5] или дистрибутивной справедливости [например, 6; 7]. Однако в этих работах в роли факторов выступают характеристики самой оцениваемой ситуации — гипотетические действия, последствия, вовлеченные акторы. Значительно менее изученным остается другой класс факторов: интерактивные характеристики социального контекста, в котором суждение производится, и прежде всего суждения, исходящие от других участников этого контекста. Есть основания полагать, что в условиях нормативной неопределенности и ограниченной информации об оцениваемой ситуации суждения третьих лиц могут формировать итоговую позицию индивида, причем этот процесс также может определяться статусной структурой группы.

Настоящая статья посвящена экспериментальной проверке этого предположения. Нас интересует, меняются ли МСПА индивида под влиянием оценок референта и зависит ли сила такого влияния от статусной асимметрии между ними. Для ответа на этот вопрос мы разработали дизайн, соединяющий в единую процедуру четыре элемента, которые ранее не были представлены вместе: виньетки как стимульный материал для МСПА; социометрический отбор референтов в реальных учебных группах;

парное интервью как способ предъявить суждения референтов участнику; и план «до-после» для измерения эффекта этих суждений на МСПА индивида. Поскольку исследование является пилотным, его содержательные выводы носят предварительный характер. Основной вклад мы связываем с апробацией метода, оценкой его возможностей и ограничений. В следующих разделах излагаются теоретические основания и исследовательский контекст, затем — дизайн, процедура и инструментарий, после чего представляются результаты и обсуждается их значение.

Теоретический контекст: основания ожидать эффект статуса на моральные суждения

Поставленный во введении вопрос оказывается эмпирически открытым и теоретически нетривиальным. Социология накопила достаточный материал, чтобы рассматривать МСПА как самостоятельный объект, в котором процесс применения нормы к конкретной ситуации становится наблюдаемым. Однако теория социального сравнения, наиболее естественная объяснительная рамка для описания того, как этот процесс корректируется под влиянием окружающих, применительно к МСПА сталкивается с принципиальным затруднением: она не позволяет однозначно определить, чьи именно оценки должны влиять на индивида и каков будет итог этого влияния. Это затруднение, как мы покажем далее, разрешается обращением к теории статусных ожиданий, но и она имеет собственные границы применимости, которые мы также обозначим.

В последние два десятилетия социология морали переживает заметное возрождение, связанное с пониманием моральных представлений как неоднородных, эмпирически наблюдаемых и привязанных к социальной структуре явлений [8; 9; 1]. МСПА занимают важное место в этой исследовательской традиции: они представляют собой коммуникативный модус суще-

ствования моральных норм и одновременно эмпирически измеримый объект, в котором наблюдаемым становится сам процесс применения нормы к ситуации. Чтобы приписать кому-то вину, индивид должен увидеть в ситуации пострадавшую сторону, связать действие с причиненным ей ущербом и оценить, насколько оно было намеренным и контролируемым. Теория диадической морали [10] описывает механизм этого процесса: моральная оценка опирается на интуитивный шаблон «агенса—пациенса», в котором интенциональный актер причиняет ущерб уязвимой стороне. Но поскольку шаблон активируется по разным признакам и в разных пропорциях в зависимости от ситуации, итоговая оценка остается недоопределенной.

В таком случае индивид может искать внешние источники для уточнения собственной оценки — этот эффект описан в классической теории социального сравнения [11]. Однако МСПА устроены сложнее, чем задачи, для которых эта теория разрабатывалась. Согласно различию, восходящему к Г. Келли [12], экспериментам Дж. Геталса и Р. Э. Нельсона [13] и триадической модели сравнения мнений [14], стратегии сравнения расходятся в зависимости от типа суждения: для фактических суждений (*belief*) индивиды ищут подтверждение от непохожего референта, а для оценочных (*value*) — от похожего. МСПА же совмещают фактическую (что произошло, кто виновен, насколько серьезны последствия) и оценочную составляющие (заслуживает ли это порицания). Эта неоднородность фиксируется и эмпирически: распространенность объективистского и субъективистского восприятия моральных суждений существенно варьируется в зависимости от ситуации [15]. Соответственно, ни одна из классических стратегий сравнения не является исчерпывающей, и для ответа на вопрос, чьи оценки будут влиять на индивида, требуется иная теоретическая рамка.

Такую рамку предлагает теория статусных ожиданий [16; 17]. В ней статусные характеристики делятся на специфические —

связанные с компетентностью в узком классе задач — и диффузные, к которым относятся, например, пол, возраст, этнос, образование, которые формируют не только частные ожидания, но и обобщенное ожидание компетентности (general expectation state), применимое в принципе к любой новой задаче. Перенос диффузной характеристики на конкретную задачу осуществляется через так называемый «процесс бремени доказательства» (burden-of-proof process): характеристика считается релевантной до тех пор, пока что-либо в ситуации явно не диссоциирует ее от задачи. Из этого механизма вытекают два важных для нас следствия. Во-первых, носитель более высокого диффузного статуса воспринимается как более компетентный одновременно в фактической и оценочной плоскости, и его суждения получают непропорциональный вес именно в силу обобщенности ожиданий, что снимает затруднение, оставленное теориями сравнения. Во-вторых, в задачах, где объективный критерий правильности отсутствует или слаб, диффузный статус имеет особое значение: при отсутствии конкурирующих оснований для оценки релевантной компетентности именно он определяет, чье суждение принимается как ориентир.

Исследования в традиции теории статусных ожиданий подтверждают ее ключевые тезисы. Статусные характеристики структурируют распределение влияния и принятие чужих оценок в малых группах [17], причем этот эффект проявляется и в экспериментах с обсуждением мнений по дискуссионным вопросам [18]. Вместе с тем теория формулирует и собственные граничные условия. Изначально она не выходила за рамки совместного решения задач, где участники объединены общей целью и легитимно учитывают вклад друг друга в ее решение. В последствии было показано, что статусные эффекты возникают и в индивидуальных задачах на оценивание (например, интеллекта), если их результат социально значим и индивид вынужден соотносить собственную компетентность с компетентностью

других [19]. Существенно также, что специфические статусные характеристики, прямо релевантные конкретной задаче, могут «перебивать» действие диффузных, а делегитимация существующей иерархии — нейтрализовать их [17].

Необходимо отметить, что связь между статусом и моральными суждениями также изучалась в других плоскостях. Наиболее разработана линия о влиянии статуса оцениваемого: высокостатусные нарушители чаще оцениваются строже за одни и те же поступки [20; 21], однако это культурно неоднородное наблюдение [22]. Другая линия рассматривает влияние статуса оценивающего на его собственные суждения, и здесь результаты менее последовательны. Так, индивиды с более низким социально-экономическим статусом склонны применять к окружающим более строгие моральные стандарты, чем к себе [23]. Однако если статус оценивающего манипулируется экспериментально, результаты оказываются неоднозначными [24], либо нулевыми [25]. Влияние же статуса референта — того лица, чью оценку принимает к сведению индивид при формировании собственной — остается менее изученным. Повторимся, что, с нашей точки зрения, теория статусных ожиданий в ее современной формулировке позволяет объяснить такое влияние.

Наиболее естественным контекстом для проверки нашего предположения является малая группа, особенно учебная, где для операционализации диффузного статуса логично использовать социометрическую популярность. Во-первых, она по определению не связана напрямую с компетентностью в задаче моральной оценки, что позволяет проверять эффект статуса как такового. Во-вторых, это реальная характеристика положения индивида в группе, а не лабораторный конструкт. Наконец, подобная операционализация уже апробирована: нормы, исходящие от социометрически популярных одноклассников, значимо влияли на нормативные оценки подростков [26]. Отсюда вытекает наше содержательное предположение: изменение

МСПА индивида должно быть сильнее при предъявлении оценок высокопопулярного референта, чем сопоставимого по популярности.

Методологический пробел между наблюдением и лабораторией

Несмотря на ясное теоретическое ожидание, эмпирически эффект влияния статуса референта на МСПА индивида проверить нелегко. Существующая литература распадается на несколько групп, каждая из которых дает частичный ответ, и именно характер этой частичности задает методическую задачу нашего исследования.

Первая группа — обсервационные исследования социальных сетей в реальных группах, выносящих коллективные решения. Ярким примером является работа Э. Лазеги и коллег [27], изучавших консультативную сеть третейских судей Парижского коммерческого суда. Их анализ показал, что выбор, с кем советоваться по нормативным вопросам (насколько строго присуждать «моральный ущерб») определяется не сходством нормативных установок, а статусом советчика. Это сильное свидетельство в пользу того, что в реальных профессиональных группах статусные процессы доминируют над содержательным согласием относительно норм. Однако обсервационный дизайн оставляет открытыми два вопроса: 1) связь зафиксирована между статусом и выбором советчика, а не между статусом референта и сдвигом собственных суждений индивида — то есть фиксируется лишь одна из стадий процесса; 2) статус в этой работе неотделим от формальной должности и накопленной экспертизы, и развести его с конкурирующими источниками влияния становится затруднительно.

Вторую группу составляют лабораторные эксперименты на моральную конформность. Например, П. Кунду и Д. Камминс

показали, что устные оценки трех «незнакомых сверстников»-конфедератов¹ значительно сдвигают суждения участника по классическим моральным дилеммам (вроде «дилеммы вагонетки») [28]. Г. Печ и Э. Каспар позднее распространили этот результат на оценки реалистичных постконфликтных сценариев и сравнили три формы социального воздействия — авторитет, группа, отдельный сверстник [29]. При том, что эти работы дают некоторое эмпирическое подтверждение тому, что моральные оценки податливы ко мнениям других, они не отвечают на вопрос о роли статуса. Кунду и Камминс используют статусно-нейтральных конфедератов вне какой-либо реальной группы, а Печ и Каспар манипулируют типом источника влияния, но не его положением в группе, и потому фиксируют различия между ролями, а не между уровнями диффузного статуса. Помимо этого, формат предъявления типов источника у Печа и Каспар в значительной степени условный, а не реальный, как у Кунду и Камминса.

Также существуют эксперименты на статусное влияние, проводимые в рамках самой теории статусных ожиданий. Например, Диппонг и коллеги исследовали обсуждения в малых группах, где статусные позиции участников приписывались экспериментально, и показали, что статусные ожидания структурируют сети влияния и предсказывают индивидуальное изменение мнений [18]. Это методически наиболее строгий из имеющихся подходов, но материал их дискуссий — вопросы общего характера, а не моральные суждения. Группы при этом собираются ситуативно, а статус приписывается и не считается из реальной структуры отношений, что является уязвимостью такого дизайна.

¹ Конфедераты — это «подсадные» испытуемые, помощники исследователя, которые предварительно инструктируются отвечать на его вопросы определенным образом.

Ближе всего к нашему вопросу подходит работа Пинью и коллег, в которой объединены социометрия и эксперимент [26]. Авторы фиксируют сети голландских школьников, идентифицируют в каждом классе наиболее популярных учеников и в двух волнах измеряют, как личные нормативные оценки рискованных и просоциальных действий сдвигаются после предъявления ответов популярных сверстников или большинства класса. Работа подтверждает, что социометрически выделенный референт действительно влияет на нормативные оценки, и дает прямой методический прецедент использования популярности как источника нормативного сигнала. Вместе с тем некоторые особенности этой работы оставляют наш вопрос открытым: 1) изучаются не МСПА, а личные нормы поведения, что заметно ближе к ценностным суждениям из обсуждавшегося выше различения; 2) оценки референта предъявляются опосредованно и анонимно, через текстовое сообщение в анкете, а не в живом взаимодействии; 3) выборка — подростки, для которых влияние сверстников обладает специфическими свойствами, и переносимость выводов на иные группы ограничена.

Обобщая результаты выше, видно, что существующие подходы позволяют оценить либо реальную сетевую структуру без каузальности, либо каузальность без статуса, либо статус без морального материала, либо все три элемента разом — но опосредованно и на специфической выборке. Между тем социологические работы последних лет все более явно показывают, что социальное сравнение в принципе следует изучать в сетевых терминах: то, на кого индивид ориентируется и насколько сильно поддается воздействию этого ориентира, во многом определяется структурой его связей [30]. Наш дизайн — попытка сделать в эту сторону еще один шаг и проверить, поддается ли эффект статуса референта на МСПА регистрации в условиях, где статус считается из реальной групповой структуры, а оценки референта предъявляются индивиду напрямую.

Настоящее исследование

Исходя из обозначенного зазора, мы предлагаем экспериментальный план, в котором четыре элемента — реалистичный стимульный материал для МСПА, социометрически считаваемый статус референта в реальной академической группе, прямое предъявление его оценок участнику в живом парном взаимодействии и последовательная регистрация изменения МСПА во времени — соединяются в единую процедуру. Этот дизайн позволяет сформулировать и проверить две связанные гипотезы:

Гипотеза 1 (Г1). Изменение собственных МСПА участника значимо связано с расхождением между его первоначальным суждением и суждением референта. Ее подтверждение показывает, что используемая процедура чувствительна к воздействию оценок референта на МСПА участника, и одновременно позволяет дать количественную характеристику этого эффекта.

Гипотеза 2 (Г2). Величина изменения собственных МСПА участника различается между условием восходящего социального сравнения (ВСС) и латерального, т. е. равностатусного социального сравнения (ЛСС) — сдвиг относительно МСПА референта будет более выраженным в асимметричной паре, чем в симметричной. Здесь проверяется содержательное предположение о том, что статусная асимметрия между участником-арбитром и референтом должна усиливать эффект социального сравнения, превращая референта с более высоким диффузным статусом в более влиятельный источник нормативной информации. Тем самым Г2 уточняет Г1, проверяя уже не сам факт реакции на референта, а то, что эта реакция модулируется статусным различием, как предсказывает теория статусных ожиданий.

Участники

Исследование проводилось очно весной–летом 2025 г. на базе шести учебных групп бакалавров НИУ ВШЭ в ходе регу-

лярных учебных занятий. Всего в трех этапах участвовало 128 человек. Финальную выборку прошедших все три этапа составили 35 человек (30 женщин; $M(SD)_{\text{возраст}} = 19,26 (0,56)$; $M(SD)_{\text{успеваемость}} = 7,40(0,79)$). Такая разница объясняется тем, что в анализе мы учитывали ответы примерно половины испытуемых (подробнее далее). Более того, не каждый из них посетил все три этапа эксперимента, поэтому финальная аналитическая выборка сократилась еще сильнее². Все участники предоставили информированное согласие и могли отказаться от участия в любой момент.

Экспериментальный план

Исследование было проведено в смешанном факторном дизайне 2×2 (см. рис. 1): внутрисубъектный фактор изменения МСПА (до-после экспериментальной интервенции) и межсубъектный фактор типа сравнения (ВСС, ЛСС). Распределение по типам сравнения осуществлялось на основе социометрических данных, собранных на этапе пре-теста. Мы отказались от рандомизации в силу теоретической рамки исследования, ведь нас интересует эффект статуса как объективно закрепленного в структуре реальной группы, а не как воспринимаемого ярлыка.

По итогам социометрии для каждой академической группы вычислялось распределение входящих номинаций и его квартили. В условие ВСС включались пары, в которых участник-арбитр имел число номинаций в диапазоне $[\text{min}; Q1]$ (наименее популярные), а его референт в диапазоне $(Q3; \text{max}]$ (наиболее популярные). В условие ЛСС — пары, в которых оба участника находились в диапазонах $(Q1; Q2]$ или $(Q2; Q3]$, то есть были статусно сопоставимы. Пары формировались из числа присутство-

² При этом совокупная неявка (среднее количество отсутствующих на каждом этапе независимо от участия в других этапах) была невысокой и составила 24 чел. (18% от списочной и фактической численности). Подробнее см. рис. 1.

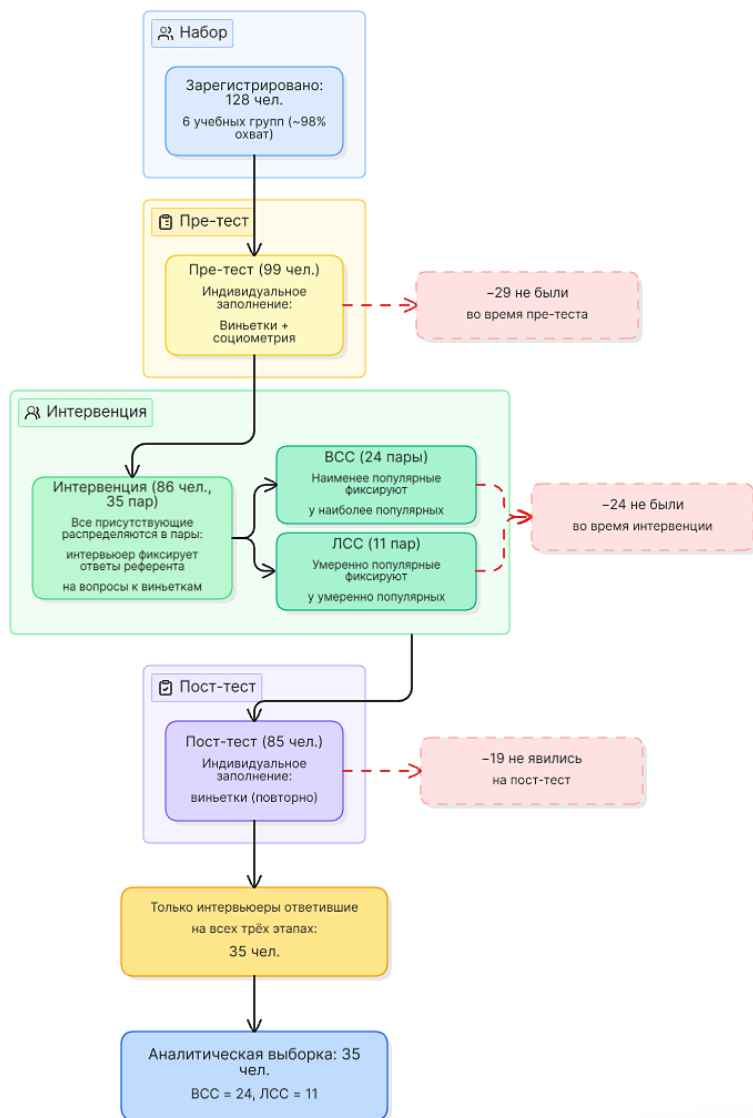


Рис. 1. Схема и ход проведения эксперимента

вавших на этапе интервенции, и участники не получали никакой информации о принципе их составления. Роли в паре были асимметричны и фиксированы: участник выступал интервьюером (именно его суждения отбирались в аналитическую выборку), а его одноклассник выступал референтом. Задачей испытуемых на данном этапе было интервьюирование второго участника с декларируемой целью совершенствования навыка проведения интервью и фиксации данных. Поскольку в каждой группе наиболее популярных индивидов объективно меньше, чем наименее популярных, некоторые референты последовательно интервьюировались несколькими участниками.

Экспериментальное воздействие (интервенция) реализовывалось через парное интервью, а не через анкетное предъявление оценок референта. Во-первых, это приближает ситуацию к естественному обмену мнениями в группе, минимизируя посредничество исследователя. Во-вторых, гарантируется, что участник получает оценки именно того референта, чей статус зафиксирован социометрически, в отличие от анонимного анкетного предъявления, где источник информации остается абстрактным. Вместе с тем живое взаимодействие создает неконтролируемые элементы — участники могли обсуждать виньетки, и степень этого обсуждения варьировалась между парами. Инструкция допускала разговор, но не предписывала референту убеждать интервьюера, что позволяло сохранить единообразие процедуры при естественности контакта.

Процедура

Сбор данных проходил в три этапа с интервалами в среднем 21 день в пяти группах и 26 дней в шестой из-за особенностей ее учебного расписания. Все этапы проводились очно в ходе регулярных занятий, а ответы фиксировались через онлайн-анкеты, которые участники открывали на личных устройствах по QR-коду. Экспериментатор (Оганян А. А.) озвучивал цель

исследования как изучение отношения студентов к различным неоднозначным житейским ситуациям, а мотивацией к участию служило исключительно предложение поучаствовать в важном и интересном исследовании.

На первом этапе (пре-тест) участники самостоятельно заполняли анкету, содержащую две виньетки с вопросами об оценке виновности для измерения МСПА (см. подробнее в «Стимулы и переменные»), а также социометрический вопрос. Порядок предъявления виньеток и имен одноклассников в социометрическом вопросе рандомизировался между участниками. На основе полученных социометрических данных исследователь формировал пары для следующего этапа.

На втором этапе (интервенции) проводилось парное интервью. Исследователь называл имена участников, составлявших пару, и просил их расположиться отдельно от остальных. Интервьюер получал новую анкету с инструкцией последовательно зачитать референту каждую виньетку и соответствующий вопрос об оценке виновности, а затем зафиксировать ответ референта. Таким образом, интервьюер узнавал позицию референта прямо от него, в живом взаимодействии. Участникам сообщалось, что они могут обсудить ответы друг с другом, однако инструкция не побуждала референта переубеждать интервьюера. В конце той же анкеты интервьюер отвечал на вопрос о воспринимаемом сходстве с референтом по семибалльной шкале от 1 («у нас нет ничего общего») до 7 («у нас очень много общего»).

На третьем этапе (пост-тест) участники повторно и индивидуально заполняли новую анкету с теми же виньетками и вопросами об оценке виновности. Взаимодействие с референтом на этом этапе уже не осуществлялось.

Стимулы и переменные

В качестве стимульного материала использовались две виньетки из проведенного ранее исследования [3], где они были

апробированы на студенческой выборке и продемонстрировали достаточную тест-ретестовую надежность³. Для настоящего исследования они были отобраны по методическому критерию: среди виньеток того исследования именно они характеризовались наибольшей стандартной ошибкой ответов, то есть вызывали наибольшую неопределенность у респондентов. Это свойство для нас очень важно, потому что согласно теории статусных ожиданий влияние референта на суждение индивида должно быть наиболее выраженным именно в условиях неопределенности.

Обе виньетки описывают ситуацию, в которой должностные лица принимают решение, влекущее непреднамеренные негативные последствия для конкретного человека. Такой шаблон хорошо зарекомендовал себя в социологическом изучении причинности и моральных суждений [10]. В первой виньетке (Q1) фракция депутатов добивается принятия закона, расширяющего перечень рецептурных лекарств; в результате жена тяжелобольного пенсионера, покупавшая ранее нужное лекарство без рецепта, была вынуждена купить дорогостоящий препарат-заменитель, потратив ветеранскую доплату к пенсии мужа. Во второй виньетке (Q2) аналогичное решение принимает министр здравоохранения единолично; последствия для той же семьи оказываются более тяжелыми — жена тратит всю свою пенсию и значительную часть накоплений. После каждой виньетки участник оценивал виновность ее героев по шкале от 0 («совсем не виновны») до 100 («полностью виновны») с шагом в 10.

Отметим, что виньетки различаются одновременно по нескольким измерениям — тип актора (коллективный / едино-

³ Инструментарий включал еще две виньетки, которые были исключены из анализа ввиду низкого качества данных (высокий процент непонимания задания, зафиксированный в ходе полевого этапа).

личный) и тяжесть ущерба, — поскольку отбирались исключительно по критерию неопределенности, без контроля за их содержательными различиями. Это ограничивает возможность содержательного сравнения эффектов между виньетками, однако не препятствует основной цели — проверить, воспроизводится ли предполагаемый эффект на разном материале.

В качестве ковариат в анализ включались успеваемость (GPA, Grade Point Average, средневзвешенный балл) участника как мера академического статуса, независимая от социометрической популярности⁴, и воспринимаемое сходство с референтом как возможный конфаундер: сходство с партнером по взаимодействию само по себе способно модерировать эффект социального сравнения согласно триадической модели [14].

План анализа

Основным аналитическим инструментом для проверки обеих гипотез служит линейная регрессия на изменениях суждений. Этот метод позволяет оценить не просто факт изменения суждения, а его пропорциональность величине услышанного расхождения. Ключевые переменные определяются следующим образом:

- Изменение собственного суждения (количественной оценки степени вины протагонистов виньетки) участника от претеста к пост-тесту: $\Delta_{\text{собств.}} = Q_{\text{посттест}} - Q_{\text{претест}}$, где положительное значение означает, что суждение участника о виновности стало строже
- Расхождение между суждением референта, услышанным участником в ходе интервенции, и первоначальным суждением самого участника: $\Delta_{\text{реф.}} = Q_{\text{реф.}} - Q_{\text{претест}}$, где положи-

⁴ Измеряется по 10-балльной шкале. Была получена из официально публикуемого поименного рейтинга учащихся за ближайший к проведению исследования период.

тельное значение означает, что референт оценил виновность строже, чем участник до интервенции. Использование суждений референта во время интервенции обусловлено тем, что именно они составляли реальный стимул, предъявлявшийся участнику в ходе парного интервью.

Г1 проверяется через оценку следующей модели отдельно для Q1 и Q2:

$$\Delta_{\text{собств.}} = \beta_0 + \beta_1 \Delta_{\text{реф.}} + \beta_2 GPA + \beta_3 \text{воспр. сх-во} + \epsilon$$

Ключевым является коэффициент β_1 : его значимость и положительный знак означают, что суждение участника сдвигается в сторону позиции референта пропорционально величине расхождения между ними.

Г2 проверяется через добавление к базовой модели эффекта взаимодействия с типом сравнения:

$$\Delta_{\text{собств.}} = \beta_0 + \beta_1 \Delta_{\text{реф.}} + \beta_2 \text{тип. ср.} + \beta_3 (\Delta_{\text{реф.}} \times \text{тип. ср.}) + \\ + \beta_4 GPA + \beta_5 \text{воспр. сх-во} + \epsilon,$$

где тип. ср. — дихотомическая переменная условия (ЛСС = 0, ВСС = 1). Такой подход предпочтителен простому сравнению средних $\Delta_{\text{собств.}}$ между условиями, поскольку $\Delta_{\text{реф.}}$ принципиально варьирует между парами независимо от условия: если не контролировать это, сравнение ВСС и ЛСС смешивало бы эффект статусной асимметрии с эффектом случайного разброса в суждениях референтов. Ключевым является коэффициент β_3 : если Г2 верна, чувствительность суждений участника к позиции референта должна быть выше в условии ВСС, чем в ЛСС, то есть $\beta_3 > 0$.

Поскольку исследование является пилотным и объем выборки определялся практическими ограничениями сбора данных, априорный анализ мощности мы не проводили. Вместо этого точность оценок характеризуется доверительными интер-

валами для коэффициентов, что позволяет судить о том, какие размеры эффекта совместимы с данными, прежде всего для Г2.

Результаты

Предварительная проверка

Перед основным анализом была проведена проверка качества данных. Пропущенные значения по ключевым переменным анализа отсутствуют. Ковариаты сбалансированы между условиями по успеваемости участника ($t = 0,76$, $p = 0,460$) и референта ($t = -1,44$, $p = 0,164$), воспринимаемому сходству ($t = 0,98$, $p = 0,335$) и гендерному совпадению в паре⁵ ($\chi^2 \leq 2,21$, $p \geq 0,295$), а также пре-тестовым суждениям (Q1: $t = -1,34$, $p = 0,201$; Q2: $t = -0,64$, $p = 0,529$). Ожидаемо не сбалансировано число входящих номинаций участника: в условии ВСС оно систематически ниже, чем в ЛСС ($t = 5,48$, $p < 0,001$), что подтверждает корректность манипуляции условием.

Отдельно отметим нестабильность суждений референтов между волнами. Среднее абсолютное изменение от пре-теста к интервенции составило 16,2 балла по обеим виньеткам ($r = 0,66$ для Q1 и $r = 0,74$ для Q2), тогда как от интервенции к пост-тесту — 10,9 и 12,8 баллов соответственно, при более высоких корреляциях ($r = 0,88$ и $r = 0,76$). Четыре референта продемонстрировали изменение более 30 баллов от пре-теста к интервенции. Это означает, что суждение, услышанное участником на стадии экспериментального воздействия, не всегда отражало устойчивую позицию референта, и это потенциально снижает однозначность предъявляемого стимула и ретестовую надежность измерения моральной оценки. В зависимой перемен-

⁵ Хотя мы не включали пол в аналитические модели, поскольку гендерное соотношение было неравномерным, для дополнительной проверки мы всё же рассмотрели гендерное соотношение в паре, где был участник.

ной $\Delta_{\text{собств.}}$ обнаружено два выброса с $|z| > 2,5$ по Q1 (± 90 баллов) и один по Q2 (-100 баллов). Предикторы $\Delta_{\text{реф.}}$ выбросов не содержали.

Гипотеза 1

Таблица 1

ОЦЕНКИ МОДЕЛЕЙ ИЗМЕНЕНИЯ МСПА ПО ВИНЬЕТКАМ СОГЛАСНО Г1

	$\Delta_{\text{собств. Q1}}$			$\Delta_{\text{собств. Q2}}$		
Предикторы	$\hat{\beta}$	95% ДИ	p	$\hat{\beta}$	95% ДИ	p
(Константа)	129,96	42,93 – 216,99	0,005	123,44	37,23 – 209,65	0,006
$\Delta_{\text{реф. Q1}}$	0,37	0,12 – 0,62	0,005			
$\Delta_{\text{реф. Q2}}$				0,52	0,30 – 0,74	<0,001
GPA	-14,23	-24,61 – -3,85	0,009	-12,81	-23,13 – -2,49	0,017
воспр. сх-во	-5,20	-11,94 – 1,53	0,125	-6,05	-12,67 – 0,57	0,072
N	35			35		
$R^2_{\text{скорр.}}$	0,357			0,477		

Результаты (табл. 1) подтверждают гипотезу для обеих виньеток. Для Q1: $\hat{\beta}\Delta_{\text{реф.}} = 0,374$ ($SE = 0,122$, $p = 0,005$), модель в целом: $R^2 = 0,414$ ($R^2_{\text{скорр.}} = 0,357$), $F(3,31) = 7,29$, $p < 0,001$. Для Q2 эффект выражен сильнее: $\hat{\beta}\Delta_{\text{реф.}} = 0,521$ ($SE = 0,109$, $p < 0,001$), модель в целом: $R^2 = 0,523$ ($R^2_{\text{скорр.}} = 0,477$), $F(3,31) = 11,33$, $p < 0,001$. Таким образом, на каждые 10 баллов расхождения между суждением референта и первоначальным суждением участника приходится сдвиг собственного суждения приблизительно на 3,7 и 5,2 балла в ту же

сторону в зависимости от типа суждения. Визуализация этого эффекта на рис. 2. О точности оценок позволяют судить доверительные интервалы в таблице 1 ($Q1$: 0,12–0,62; $Q2$: 0,30–0,74): для $Q1$ интервал широк и допускает как слабый, так и сильный сдвиг. Добавление совпадения пола пары в модель не дает значимого прироста объясненной дисперсии ($\Delta R^2 \leq 0,014$, $F < 0,73$, $p > 0,40$), что исключает гендерную однородность пары как потенциальное искажение. Успеваемость участника является значимым отрицательным предиктором в обеих моделях ($Q1$: $\beta_{GPA} = -14,23$, $p = 0,009$; $Q2$: $\beta_{GPA} = -12,81$, $p = 0,017$), а влияние воспринимаемого сходства — на уровне тенденции ($Q1$: $p = 0,125$; $Q2$: $p = 0,072$).

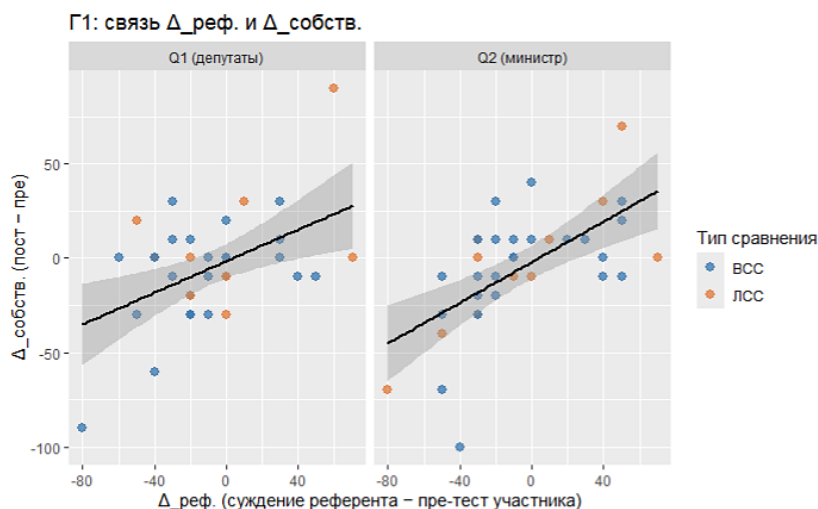


Рис. 2. Взаимосвязь между $\Delta_{\text{собств.}}$ и $\Delta_{\text{реф.}}$.

Гипотеза 2

Таблица 2

ОЦЕНКИ МОДЕЛЕЙ ИЗМЕНЕНИЯ МСПА ПО ВИНЬЕТКАМ
СОГЛАСНО Г2

Предикторы	$\Delta_{\text{собств. Q1}}$			$\Delta_{\text{собств. Q2}}$		
	$\hat{\beta}$	95% ДИ	p	$\hat{\beta}$	95% ДИ	p
(Константа)	163,51	72,85 – 254,16	0.001	136.48	42.87 – 230.10	0.006
$\Delta_{\text{реф. Q1}}$	0,33	-0,08 – 0,74	0.109			
$\Delta_{\text{реф. Q2}}$				0.58	0.24 – 0.92	0.002
тип.ср-всс	-17,98	-35,82 – -0,13	0.048	-8.77	-26.95 – 9.40	0.332
$\Delta_{\text{реф. Q1}} \times$ тип.ср-всс	-0,02	-0,52 – 0,48	0.938			
$\Delta_{\text{реф. Q2}} \times$ тип.ср-всс				-0.10	-0.56 – 0.35	0.648
GPA	-16,17	-26,45 – -5,90	0.003	-13.46	-24.16 – -2.76	0.015
воспр. сх-во	-6,65	-13,34 – 0,04	0.051	-6.50	-13.35 – 0.35	0.062
N	35			35		
$R^2_{\text{скорр.}}$	0,401			0,461		

Коэффициент взаимодействия пренебрежимо мал и незначим для обеих виньеток ($\hat{\beta}(\Delta_{\text{реф. Q1}} \times \text{тип. ср-всс}) = -0,02$, $p = 0,938$, $\Delta R^2 = 0,0001$; ($\hat{\beta}(\Delta_{\text{реф. Q2}} \times \text{тип. ср-всс}) = -0,10$, $p = 0,648$, $\Delta R^2 = 0,003$). Визуализация этих эффектов на рис. 3.

При $N = 35$ и 6 коэффициентах в модели минимальный эффект взаимодействия, обнаружимый с мощностью 80% ($\alpha = 0,05$), соответствует $f^2 \approx 0,27^6$, более умеренное статусное модерирование данный дизайн зарегистрировать не мог. Доверительные интервалы при этом широки (Q1: от $-0,52$ до $0,48$; Q2: от $-0,56$ до $0,35$) и допускают как отсутствие различий между условиями, так и различия наклонов в обе стороны, сопоставимые по величине с самим наклоном для ЛСС ($0,33$ и $0,58$ соответственно, таб. 2). Таким образом, данные не позволяют нам ни подтвердить, ни опровергнуть Г2: незначимость взаимодействия не равнозначна отсутствию эффекта, а широкие доверительные интервалы оставляют место для различий наклонов в обе стороны.

Примечательно, что в модели для Q1 главный эффект типа сравнения оказывается значимым: участники в условии ВСС демонстрируют изменение суждения в среднем на 18 баллов меньше, чем в условии ЛСС ($\hat{\beta}$ (тип. ср. ВСС = $-17,98$, $p = 0,048$), причем это наблюдение не воспроизводится для Q2 ($\hat{\beta}$ (тип. ср. ВСС = $-8,77$, $p = 0,332$). Вероятнее всего, это отражение незначимых, но все же наблюдавшихся выборочных различий пре-тестовых суждений между условиями по Q1 ($M_{\text{ЛСС}} = 50,0$, $M_{\text{ВСС}} = 64,2$, $p = 0,201$) в сочетании с регрессией к среднему, а не содержательный эффект типа сравнения.

⁶ Согласно критериям Коэна [31], значения $f^2 \geq 0,02$, $f^2 \geq 0,15$ и $f^2 \geq 0,35$ соответствуют малой, средней и большой величине эффекта.

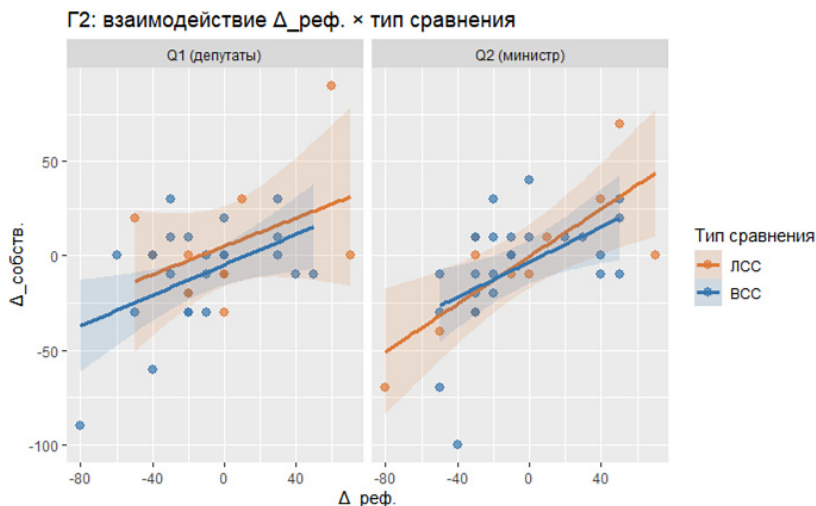


Рис. 3. Взаимодействие между $\Delta_{\text{соств.}}$ и $\Delta_{\text{реф.}}$ по типу сравнения.

Обсуждение

Содержательные выводы

Результаты по Г1 подтверждают, что МСПА участника сдвигаются в сторону услышанной позиции референта пропорционально величине расхождения между ними. Эффект воспроизводится для обеих виньеток, а модели в целом объясняют заметную долю дисперсии изменений суждений (скорректированный R^2 0,36 и 0,48), хотя она и включает вклад успеваемости и воспринимаемого сходства. Принципиально, что данный результат получен в условиях, методически менее строгих, чем в экспериментах на моральную конформность [28]: реальные суждения живого одnogруппника, предъявленные в относительно неструктурированном очном взаимодействии, вдобавок к длительному временному лагу между измерениями, теоретически должны были потерять весь свой эффект. Тем не менее мы его зафиксировали.

ровали, и это может служить основанием для осторожного оптимизма при дальнейших исследованиях с использованием данной методики⁷.

Значимый отрицательный эффект успеваемости в обеих моделях заслуживает отдельного внимания, хотя и не изучался нами целенаправленно. Так, студенты с более высокой успеваемостью сдвигали свои суждения в ответ на позицию референта в меньшей степени. Данное обстоятельство можно объяснить как за счет того, что учащиеся с высокой успеваемостью могут просто иметь более устойчивые первоначальные суждения не в силу статусных ожиданий, а в силу большей когнитивной определенности, так и за счет большей склонности таких студентов к аналитической обработке информации, что может снижать восприимчивость к чужим мнениям как «якорям». Эти предположения, однако, требуют отдельной проверки.

Результаты по Г2 менее однозначны. Эффект взаимодействия не достиг статистической значимости ни для Q1, ни для Q2. Однако доверительные интервалы широки и совместимы как с отсутствием различий между условиями, так и со значимыми различиями наклонов в обе стороны, поэтому данные не дают однозначного ответа на гипотезу о статусном модерировании. Более того, при небольшом размере выборки нашего исследования в принципе мог быть обнаружен только сравнительно большой по размеру эффект. Тогда отсутствие значимого результата является свидетельством определенной недостаточности дизайна. Незначимые коэффициенты взаимодействия вкупе со значимостью главных эффектов типа сравнения не дают оснований для содержательных выводов, однако могут предполагать, что виньетки по-разному взаимодействуют с экспериментальным условием. Учитывая, что они различаются одновременно по

⁷ Часть связи может отражать ошибку измерения и регрессию к среднему, особенно с учетом выявленной нестабильности суждений. Оценке этого искажения должен быть посвящен дополнительный анализ.

типу актора и тяжести последствий, необходим более глубокий анализ роли содержания предъявляемой ситуации.

Методологические выводы

С методической точки зрения главным результатом нашей работы является демонстрация работоспособности процедуры. Мы успешно совместили виньетки как стимульный материал для МСПА, социометрический отбор референтов и парное интервью как механизм предъявления их оценок в единую полевую процедуру, проведенную в условиях реального учебного процесса. То, что Г1 подтверждается для обеих виньеток, говорит о способности процедуры регистрировать связь между позицией референта и изменением суждения участника.

Вместе с тем апробация выявила несколько методических уязвимостей и ограничений, которые необходимо устранить в последующих исследованиях. Первая и наиболее серьезная — нестабильность суждений самих референтов между волнами. Среднее абсолютное изменение в 16 баллов от пре-теста к интервенции и наличие четырех случаев изменения более чем на 30 баллов означают, что ретестовая надежность для данного способа измерения морального суждения была недостаточной. Частично это неизбежное следствие живого взаимодействия, которое и делает процедуру экологически валидной, но систематический контроль за устойчивостью позиции референта (например, через повторный замер его суждений непосредственно перед интервенцией), вероятно, позволил бы снизить неопределенность. Также можно предположить, что отбор стимульного материала для вынесения моральных суждений мог бы включать предварительную оценку ретестовой надежности для различных вариантов виньеток в той же выборке с целью отбора тех, которые демонстрируют соответствующие психометрические качества.

Вторая уязвимость — малый объем выборки и непропорциональность экспериментальных групп. Это обусловлено не столько

выбытием участников, сколько самой логикой социометрического отбора: наименее популярных студентов в каждой группе объективно меньше, чем умеренно популярных, а наиболее популярных — еще меньше. Преодоление данного структурного ограничения, вероятно, требует либо существенного увеличения числа групп, либо изменения критериев формирования условий.

Третья уязвимость — неконтролируемая неоднородность взаимодействия внутри пар. Степень обсуждения виньеток, длительность разговора, интенсивность аргументации референта — все это варьировало между парами, но не фиксировалось. В последующих исследованиях стоит осуществлять больший контроль за ходом интервенции.

Отдельного внимания заслуживает неравномерность интервалов между волнами: в пяти группах они составляли в среднем 21 день, в шестой — 26 дней из-за особенностей расписания. Это создает потенциальное искажение: если эффект конформности затухает со временем, более длинный интервал между интервенцией и пост-тестом будет систематически занижать наблюдаемый сдвиг в суждениях участников соответствующей группы. Проверить, насколько это искажает общую картину, на имеющихся данных затруднительно из-за малого числа наблюдений по каждой группе отдельно. В последующих исследованиях интервалы между волнами следует фиксировать как ковариату и стандартизировать насколько это позволяет полевой контекст, а в идеале — предусмотреть дополнительные волны измерений для оценки динамики затухания эффекта.

Помимо описанных методических уязвимостей, необходимо обозначить содержательные ограничения. Выборка однородна по возрасту, образовательному уровню и гендерному составу (преимущественно девушки), что ограничивает обобщаемость результатов. Сам контекст студенческой группы, вероятно, также предполагает специфический тип статусных отношений, и вопрос о том, воспроизводится ли обнаруженный механизм в других

организационных или неформальных контекстах, остается открытым. Наконец, данный дизайн не позволяет разграничить несколько механизмов, через которые также может действовать социальное сравнение: нормативное давление (желание соответствовать референту), информационное влияние (обновление убеждений на основе новой информации) и простое усреднение. Разграничение этих механизмов потребует дополнительных манипуляций и измерений.

Направления для будущих исследований

Непосредственным следующим шагом является репликация на большей выборке, достаточной для того, чтобы обеспечить приемлемую мощность для проверки Г2. Предположительно, этого можно достичь, если задействовать несколько десятков учебных групп, или же перейти к иному контексту рекрутинга. Параллельно перспективным направлением видится систематический учет типа сетевых отношений между участниками и референтами. Наш дизайн, в силу пилотного характера, оперирует только социометрической популярностью, но можно обоснованно ожидать, что характер диадической связи (дружба, слабое знакомство, или даже антипатия) будет модерировать эффект статуса независимо от его абсолютной величины [32]. Это в свою очередь потребует расширенной социометрии, включающей не только номинации популярности, но и замер прямых связей между участниками.

Заключение

Во введении мы поставили вопрос о том, являются ли МСПА — моральные суждения, которые индивид выносит о действиях третьих лиц и которые через свою трансляцию участвуют в воспроизводстве нормативного порядка, — открытыми для влияния социального контекста, и, в частности, статусной пози-

ции тех, чьи оценки индивид принимает к сведению. Полученные данные позволяют ответить на первую часть этого вопроса утвердительно: МСПА действительно реагируют на позицию референта, и эта реакция поддается количественной оценке. Вторая часть, о роли статусной асимметрии, остается открытой, но не потому, что данные указывают на отсутствие эффекта, а потому, что оценки взаимодействия пока недостаточно точны для надежного вывода.

Основной итог работы, таким образом, двойной. Содержательно, мы получили экспериментальное свидетельство того, что суждения о виновности третьих лиц подвержены влиянию мнения окружающих в условиях реального группового взаимодействия. Вслед за этим наблюдением можно задаться вопросом о том, в какой мере нормативный порядок, воспроизводимый через такие суждения, отражает статусную структуру групп, в которых они формируются. С методической же точки зрения, мы апробировали связку четырех элементов, прежде не объединявшихся в единый дизайн, и показали ее принципиальную работоспособность в полевых условиях. Вопрос о статусной модерации, как в содержательном, так и методологическом ключе, остается на повестке следующего, более масштабного исследования.

ЛИТЕРАТУРА

1. Девятко И.Ф. Понятие нормы в социологической теории: от классических оснований к новым интерпретациям природы норм и множественности нормативных систем // Нормы и мораль в социологической теории: от классических концепций к новым идеям. М.: Весь Мир, 2017. С. 10–42. ISBN 978-5-7777-0706-2. EDN: YVZJYT.

2. Alicke M.D. Culpable control and the psychology of blame // Psychological bulletin. 2000, vol. 126, № 4. P. 556-574. DOI: 10.1037/0033-2909.126.4.556.

3. Deviatko I.F., Gavrilov K.A. Causality and Blame Judgments of Negative Side Effects of Actions May Differ for Different Institutional Domains // Sage Open. 2020, vol. 10, № 4. DOI: 10.1177/2158244020970942. URL: <https://journals.sagepub.com/doi/full/10.1177/2158244020970942> (дата обращения: 01.05.2025).

4. *McManus R.M., Kleiman-Weiner M., Young L.* What We Owe to Family: The Impact of Special Obligations on Moral Judgment // *Psychological Science*. 2020, vol. 31, № 3. P. 227–242. DOI: 10.1177/0956797619900321.

5. *Deviatko I.F., Bykov A.* Weighing the moral worth of altruistic actions: A discrepancy between moral evaluations and prescriptive judgments // *Philosophical Psychology*. 2022, vol. 35, № 1. P. 95–121. DOI: 10.1080/09515089.2021.1950666.

6. *Konow J.* Which is the fairest one of all? A positive analysis of justice theories // *Journal of economic literature*. 2003, vol. 41, № 4. P. 1188–1239. DOI: 10.1257/002205103771800013.

7. *Калинин Р.Г., Десятко И.Ф.* Кто заплатит за водопровод: социальный контекст восприятия дистрибутивной справедливости // *Мониторинг общественного мнения: Экономические и социальные перемены*. 2019, № 2(150). С. 95–114. DOI: 10.14515/monitoring.2019.2.05. EDN: ONMLFV.

8. *Hitlin S., Vaisey S.* The New Sociology of Morality // *Annual Review of Sociology*. 2013, vol. 39, № 1. P. 51–68. DOI: 10.1146/annurev-soc-071312-145628.

9. *Десятко И.Ф.* Причинность в обыденном сознании и в социологическом объяснении: контуры нового исследовательского подхода // *Социология: методология, методы, математическое моделирование (Социология: 4М)*. 2007, № 25. С. 5–21. EDN: JXMAZF.

10. *Schein C., Gray K.* The Theory of Dyadic Morality: Reinventing Moral Judgment by Redefining Harm // *Personality and Social Psychology Review*. 2018, vol. 22, № 1. P. 32–70. DOI: 10.1177/1088868317698288.

11. *Festinger L.* A Theory of Social Comparison Processes // *Human Relations*. 1954, vol. 7, № 2. P. 117–140. DOI: 10.1177/001872675400700202.

12. *Kelley H.H.* Moral evaluation // *American Psychologist*. 1971, vol. 26, № 3. P. 293–300. DOI: 10.1037/h0031276.

13. *Goethals G.R., Nelson R.E.* Similarity in the influence process: The belief-value distinction // *Journal of Personality and Social Psychology*. 1973, vol. 25, № 1. P. 117–122. DOI: 10.1037/h0034266.

14. *Suls J., Martin R., Wheeler L.* Three Kinds of Opinion Comparison: The Triadic Model // *Personality and Social Psychology Review*. 2000, vol. 4, № 3. P. 219–237. DOI: 10.1207/S15327957PSPR0403_2.

15. *Bykov A., Mikhaleva V.* Toward Sociology of Metaethics: The Effects of Sociopsychological and Demographic Factors on Folk Moral Objectivism (in a Non-Western Context) // *Sociology Compass*. 2026, vol. 20, № 3. DOI: 10.1111/soc4.70178. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/soc4.70178> (дата обращения: 27.04.2026).

16. *Berger J., Cohen B.P., Zelditch M.* Status Characteristics and Social Interaction // *American Sociological Review*. 1972, vol. 37, № 3. P. 241–255. DOI: 10.2307/2093465.

17. Correll S.J., Ridgeway C.L. Expectation States Theory // Handbook of Social Psychology / ed. by J. Delamater. Boston: Springer, 2006. P. 29–51. ISBN: 978-0-387-36921-1. DOI: 10.1007/0-387-36921-X_2.

18. Dippong J., Kalkhoff W., Johnsen E. C. Status, Networks, and Opinion Change: An Experimental Investigation // Social Psychology Quarterly. 2017, vol. 80, № 2. P. 153–173. DOI: 10.1177/0190272517693211.

19. Lovaglia M.J., Lucas J.W., Thye, S.R., Markovsky B. Status Processes and Mental Ability Test Scores // American Journal of Sociology. 1998, vol. 104, № 1. P. 195–228. DOI: 10.1086/210006.

20. Fragale A.R., Overbeck J.R., Neale M.A. Resources versus respect: Social judgments based on targets' power and status positions // Journal of Experimental Social Psychology. 2011, vol. 47, № 4. P. 767–775. DOI: 10.1016/j.jesp.2011.03.006.

21. Lin Z., Cui F., Wu Y., Wei Q. The effect of wrongdoer's status on observer punishment recommendations: the mediating role of envy and the moderating role of belief in a just world // Frontiers in Psychology. 2024, vol. 15. DOI: 10.3389/fpsyg.2024.1227961. URL: <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2024.1227961/full> (дата обращения: 27.04.2026).

22. Dong M., van Prooijen J-W., Wu S., van Lange P.A.M. Culture, Status, and Hypocrisy: High-Status People Who Don't Practice What They Preach Are Viewed as Worse in the United States Than China // Social Psychological and Personality Science. 2022, vol. 13, № 1. P. 60–69. DOI: 10.1177/1948550621990451.

23. Wang X., Chen Z., Poon K., Jiang T. Perceiving a Lack of Social Justice: Lower Class Individuals Apply Higher Moral Standards to Others // Social Psychological and Personality Science. 2021, vol. 12, № 2. P. 186–193. DOI: 10.1177/1948550619898558.

24. Gawronski B., Brannon S.M. Power and moral dilemma judgments: Distinct effects of memory recall versus social roles // Journal of Experimental Social Psychology. 2020, vol. 86. DOI: 10.1016/j.jesp.2019.103908. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022103119303518> (дата обращения: 27.04.2026).

25. Dubljević V., Sattler S., Racine E. Deciphering moral intuition: How agents, deeds, and consequences influence moral judgment // PLoS ONE. 2018, vol. 13, № 10. DOI: 10.1371/journal.pone.0204631. URL: <https://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0204631> (дата обращения: 27.04.2026).

26. Pinho A., Molleman L., Braams B.R., van den Bos W. Majority and popularity effects on norm formation in adolescence // Scientific Reports. 2021, vol. 11, № 1. DOI: 10.1038/s41598-021-92482-8. URL: <https://www.nature.com/articles/s41598-021-92482-8> (дата обращения: 14.01.2026).

27. Lazega E., Mounier L., Snijders T., Tubaro P. Norms, status and the dynamics of advice networks: A case study // Social Networks. 2012, vol. 34, № 3. P. 323–332. DOI: 10.1016/j.socnet.2009.12.001.

28. *Kundu P., Cummins D.D.* Morality and conformity: The Asch paradigm applied to moral decisions // *Social Influence*. 2013, vol. 8, № 4. P. 268–279. DOI: 10.1080/15534510.2012.727767.

29. *Pech G.P., Caspar E.A.* A cross-cultural EEG study of how obedience and conformity influence reconciliation intentions // *Social Cognitive and Affective Neuroscience*. 2025, vol. 20, № 1. DOI: 10.1093/scan/nsaf038. URL: <https://academic.oup.com/scan/article/doi/10.1093/scan/nsaf038/8125306> (дата обращения: 27.01.2026).

30. *Zhang J., Centola D.* How Social Networks Shape Social Comparison // *Social Comparison, Judgment, and Behavior* / ed. by J. Suls, R. L. Collins, L. Wheeler. New York: Oxford University PressNew, 2020. P. 443–461. ISBN 978-0-19-062911-3. DOI: 10.1093/oso/9780190629113.003.0016.

31. *Cohen J.* Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.

32. *Earp B.D., McLoughlin K.L., Monrad J.T., Clark M.S., Crockett M.J.* How social relationships shape moral wrongness judgments // *Nature Communications*. 2021, vol. 12, № 1. DOI: 10.1038/s41467-021-26067-4. URL: <https://www.nature.com/articles/s41467-021-26067-4> (дата обращения: 27.04.2026).

Сведения об авторах

Оганян Артём Ашотович

Младший научный сотрудник, аспирант, Международная
лаборатория прикладного сетевого анализа (НИУ ВШЭ)

ResearcherID: MSW-4720-2025

SPIN-код: 9373-2364

Девятко Инна Феликсовна

Доктор социологических наук, профессор, заведующая кафедрой
анализа социальных институтов (НИУ ВШЭ); главный
научный сотрудник, руководитель отдела теории и истории
социологии (ФНИСЦ РАН)

ResearcherID: N-6127-2015

SPIN-код: 2496-0170

Статья поступила в редакцию: 05.05.2026 г.

Статья принята к публикации: 21.09.2026 г.

**SOCIAL COMPARISON INFLUENCE ON MORAL
JUDGEMENT CHANGE:
TEST OF THE EXPERIMENTAL DESIGN**

Oganyan Artem A.

International Laboratory for Applied Network Research (HSE University),
Moscow, Russia
aoganyan@hse.ru
ORCID: 0009-0008-4106-8972

Devyatko Inna F.

HSE University; Federal Center of Theoretical and Applied Sociology of
the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia
deviatko@gmail.com
ORCID: 0000-0002-1955-7592

For citation: Oganyan A. A., Devyatko I. F. Social Comparison Influence on Moral Judgement Change: Test of the Experimental Design. *Sotsiologiya: 4M (Sociology: methodology, methods, mathematical modeling)*, 2026, vol. 35, no. 3(64), p. 254-291. DOI: 10.19181/4m.2026.35.3.6.

Abstract. When individuals evaluate the moral culpability of others, do they adjust their judgments after learning how a peer has assessed the same situation — and does it matter whether that peer ranks higher or lower in the group’s social hierarchy? This paper presents a novel experimental procedure that integrates four elements previously not combined in a single field design: vignette-based elicitation of third-party moral judgments, sociometric identification of referents within real academic groups, and face-to-face dyadic interaction as the mechanism of referent influence in a three-wave pretest–intervention–posttest experimental design. Across six student groups ($N = 35$ dyads) we test two hypotheses about moral conformity and its moderation by status asymmetry. The first hypothesis is strongly confirmed: participants’ moral judgments shift systematically toward the referent’s position in proportion to the initial discrepancy between them. A significant

negative effect of academic performance suggests that higher-achieving students are less susceptible to referent influence, a finding that warrants dedicated follow-up. The second hypothesis that upward social comparison produces stronger conformity vs. lateral comparison proved beyond the reach of the current design: the study was underpowered for detecting the interaction effect. The paper documents the methodological lessons of this pilot and proposes specific design improvements for subsequent research.

Keywords: moral judgment; social comparison; moral conformity; expectation states theory; sociometry; vignette method; normative influence; status; experimental design; group dynamics

Acknowledgments: This research was conducted within the framework of the HSE Basic Research Program (HSE-BR-2025-070) (funding for author A.A. Oganyan). We express our deep gratitude to Elena Yarskaya-Smirnova, Polina Guseva, Kira Legut, and Maxim Malkov for their invaluable support during the data collection process. We also thank Svetlana Biryukova for her valuable comments during the preparation of the manuscript. We are grateful to the journal's editorial team and the anonymous reviewers for their comments, which helped improve the final text of the paper. Finally, we thank the participants of the 5th International Research Conference "Interaction. Integration. Inclusion: From Reflection to Action" (Moscow, 2025) and the XXVI Yevgeny Yasin April International Academic Conference (Moscow, 2026) for their valuable discussion of the substantive and methodological aspects of this study.

References

1. Deviatko I.F. "Social norms: from attempts of definition towards new interpretations of sources of normative value and plurality of normative systems" (in Russian), in: *Norms and morality in sociological theory: from classical conceptions to new ideas*, Moscow: Ves Mir, 2017, p. 10–42. ISBN 978-5-7777-0706-2.
2. Alicke M.D. Culpable control and the psychology of blame, *Psychological Bulletin*, 2000, vol. 126, no. 4, p. 556–574. DOI: 10.1037/0033-2909.126.4.556.
3. Deviatko I.F., Gavrilov K.A. Causality and blame judgments of negative side effects of actions may differ for different institutional domains, *Sage Open*, 2020, vol. 10, no. 4. DOI: 10.1177/2158244020970942.

- URL: <https://journals.sagepub.com/doi/full/10.1177/2158244020970942>
(date of access: 01.05.2025).
4. McManus R.M., Kleiman-Weiner M., Young L. What we owe to family: The impact of special obligations on moral judgment, *Psychological Science*, 2020, vol. 31, no. 3, p. 227–242. DOI: 10.1177/0956797619900321.
 5. Deviatko I.F., Bykov A. Weighing the moral worth of altruistic actions: a discrepancy between moral evaluations and prescriptive judgments, *Philosophical Psychology*, 2022, vol. 35, no. 1, p. 95–121. DOI: 10.1080/09515089.2021.1950666.
 6. Konow J. Which is the fairest one of all? A positive analysis of justice theories, *Journal of Economic Literature*, 2003, vol. 41, no. 4, p. 1188–1239. DOI: 10.1257/002205103771800013.
 7. Kalinin R.G., Deviatko I.F. Who will pay for the water supply: social context of distributive justice perception (in Russian), *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*, 2019, no. 2(150), p. 95–114. DOI: 10.14515/monitoring.2019.2.05.
 8. Hitlin S., Vaisey S. The new sociology of morality, *Annual Review of Sociology*, 2013, vol. 39, no. 1, p. 51–68. DOI: 10.1146/annurev-soc-071312-145628.
 9. Deviatko I.F. Causality in everyday consciousness and in sociological explanation: outlines of a new research approach (in Russian), *Sociology: Methodology, Methods, Mathematical Modeling (Sociology: 4M)*, 2007, no. 25, p. 5–21.
 10. Schein C., Gray K. The theory of dyadic morality: reinventing moral judgment by redefining harm, *Personality and Social Psychology Review*, 2018, vol. 22, no. 1, p. 32–70. DOI: 10.1177/1088868317698288.
 11. Festinger L. A theory of social comparison processes, *Human Relations*, 1954, vol. 7, no. 2, p. 117–140. DOI: 10.1177/001872675400700202.
 12. Kelley H.H. Moral evaluation, *American Psychologist*, 1971, vol. 26, no. 3, p. 293–300. DOI: 10.1037/h0031276.
 13. Goethals G.R., Nelson R.E. Similarity in the influence process: the belief-value distinction, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1973, vol. 25, no. 1, p. 117–122. DOI: 10.1037/h0034266.
 14. Suls J., Martin R., Wheeler L. Three kinds of opinion comparison: the triadic model, *Personality and Social Psychology Review*, 2000, vol. 4, no. 3, p. 219–237. DOI: 10.1207/S15327957PSPR0403_2.

15. Bykov A., Mikhaleva V. Toward sociology of metaethics: the effects of sociopsychological and demographic factors on folk moral objectivism (in a non-Western context), *Sociology Compass*, 2026, vol. 20, no. 3. DOI: 10.1111/soc4.70178. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/soc4.70178> (date of access: 27.04.2026).
16. Berger J., Cohen B.P., Zelditch M. Status characteristics and social interaction, *American Sociological Review*, 1972, vol. 37, no. 3, p. 241–255. DOI: 10.2307/2093465.
17. Correll S.J., Ridgeway C.L. “Expectation states theory”, in: *Handbook of Social Psychology*, ed. by J. Delamater. Boston: Springer, 2006, p. 29–51. DOI: 10.1007/0-387-36921-X_2. ISBN 978-0-387-36921-1.
18. Dippong J., Kalkhoff W., Johnsen E.C. Status, networks, and opinion change: an experimental investigation, *Social Psychology Quarterly*, 2017, vol. 80, no. 2, p. 153–173. DOI: 10.1177/0190272517693211.
19. Lovaglia M.J., Lucas J.W., Thye S.R., Markovsky B. Status processes and mental ability test scores, *American Journal of Sociology*, 1998, vol. 104, no. 1, p. 195–228. DOI: 10.1086/210006.
20. Fragale A.R., Overbeck J.R., Neale M.A. Resources versus respect: social judgments based on targets’ power and status positions, *Journal of Experimental Social Psychology*, 2011, vol. 47, no. 4, p. 767–775. DOI: 10.1016/j.jesp.2011.03.006.
21. Lin Z., Cui F., Wu Y., Wei Q. The effect of wrongdoer’s status on observer punishment recommendations: the mediating role of envy and the moderating role of belief in a just world, *Frontiers in Psychology*, 2024, vol. 15. DOI: 10.3389/fpsyg.2024.1227961. URL: <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2024.1227961/full> (date of access: 27.04.2026).
22. Dong M., van Prooijen J.-W., Wu S., van Lange P.A.M. Culture, status, and hypocrisy: high-status people who don’t practice what they preach are viewed as worse in the United States than China, *Social Psychological and Personality Science*, 2022, vol. 13, no. 1, p. 60–69. DOI: 10.1177/1948550621990451.
23. Wang X., Chen Z., Poon K., Jiang T. Perceiving a lack of social justice: lower class individuals apply higher moral standards to others, *Social Psychological and Personality Science*, 2021, vol. 12, no. 2, p. 186–193. DOI: 10.1177/1948550619898558.

24. Gawronski B., Brannon S.M. Power and moral dilemma judgments: distinct effects of memory recall versus social roles, *Journal of Experimental Social Psychology*, 2020, vol. 86. DOI: 10.1016/j.jesp.2019.103908. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022103119303518> (date of access: 27.04.2026).
25. Dubljević V., Sattler S., Racine E. Deciphering moral intuition: how agents, deeds, and consequences influence moral judgment, *PLoS ONE*, 2018, vol. 13, no. 10. DOI: 10.1371/journal.pone.0204631. URL: <https://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0204631> (date of access: 27.04.2026).
26. Pinho A., Molleman L., Braams B.R., van den Bos W. Majority and popularity effects on norm formation in adolescence, *Scientific Reports*, 2021, vol. 11, no. 1. DOI: 10.1038/s41598-021-92482-8. URL: <https://www.nature.com/articles/s41598-021-92482-8> (date of access: 14.01.2026).
27. Lazega E., Mounier L., Snijders T., Tubaro P. Norms, status and the dynamics of advice networks: a case study, *Social Networks*, 2012, vol. 34, no. 3, p. 323–332. DOI: 10.1016/j.socnet.2009.12.001.
28. Kundu P., Cummins D.D. Morality and conformity: the Asch paradigm applied to moral decisions, *Social Influence*, 2013, vol. 8, no. 4, p. 268–279. DOI: 10.1080/15534510.2012.727767.
29. Pech G.P., Caspar E.A. A cross-cultural EEG study of how obedience and conformity influence reconciliation intentions, *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 2025, vol. 20, no. 1. DOI: 10.1093/scan/nsaf038. URL: <https://academic.oup.com/scan/article/doi/10.1093/scan/nsaf038/8125306> (date of access: 27.01.2026).
30. Zhang J., Centola D. How social networks shape social comparison, in: *Social Comparison, Judgment, and Behavior*, ed. by J. Suls, R. L. Collins, L. Wheeler. New York: Oxford University Press, 2020, p. 443–461. DOI: 10.1093/oso/9780190629113.003.0016. ISBN 978-0-19-062911-3.
31. Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.
32. Earp B.D., McLoughlin K.L., Monrad J.T., Clark M.S., Crockett M.J. How social relationships shape moral wrongness judgments, *Nature Communications*? 2021, vol. 12, no. 1. DOI: 10.1038/s41467-021-26067-4. URL: <https://www.nature.com/articles/s41467-021-26067-4> (date of access: 27.04.2026).

Information about the authors

Artem A. Oganyan

Junior Research Fellow, Postgraduate Student, International Laboratory for
Applied Network Research (HSE University)
ResearcherID: MSW-4720-2025

Inna F. Devyatko

Doctor of Sociological Sciences, Professor, Head of the Department of
Analysis of Social Institutions (HSE University), Chief Researcher, Head
of the Department of Theory and History of Sociology (Federal Center of
Theoretical and Applied Sociology of the Russian Academy of Sciences)
ResearcherID: N-6127-2015