

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ АВТОНОМНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ
«ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ»
Факультет экономических наук
Образовательная программа "Прикладная экономика"

Зинченко Дарья

«Ассортативность браков и её влияние на неравенство в России»

Выпускная квалификационная работа – МАГИСТЕРСКАЯ ДИССЕРТАЦИЯ
по направлению подготовки 38.04.01 Экономика

Рецензент
доцент, к.э.н.
Автономов Юрий Владимирович

Руководитель
доцент, к.э.н.
Лукьянова Анна Львовна

Москва 2017

Содержание

Введение	3
Глава 1. Экономический анализ ассортативности браков	5
Глава 1.1. Теоретические концепции вступления в брак и выбора партнёра	5
Глава 1.2. Проблема измерения ассортативности браков по уровню образования .	15
Глава 1.3. Обзор эмпирических исследований ассортативности браков по уровню образования	26
Глава 2. Анализ влияния ассортативности браков на неравенство	38
Глава 2.1. Методология эконометрического анализа влияния ассортативности браков на неравенство	38
Глава 2.2. Опыт эмпирических исследований влияния ассортативности браков на неравенство	41
Глава 3. Оценка уровня брачной ассортативности по уровню образования и её влияние на неравенство в России	45
Глава 3.1. Описание данных	45
Глава 3.2. Масштабы и динамика уровня ассортативности браков в России	48
Глава 3.3. Эмпирические оценки влияния ассортативности браков по уровню образования на неравенство в России	58
Заключение	63
Список литературы	65
Приложение А Таблицы и рисунки	68
Приложение В Механизм абсолютно позитивной ассортативности браков	101

Введение

Анализ брачного поведения индивидов имеет достаточно длительную историю в экономике. Ещё Гэри Беккер, заложив экономические концепции брачного рынка, предложил модели, описывающие неслучайность выбора партнёра в зависимости от характеристик каждого индивида из пары. Само явление неслучайного формирования супружеских пар с точки зрения характеристик партнёров получило название ассортативность браков. В литературе феномен ассортативности браков изучается по разным признакам в разных отраслях знаний. Медиков интересует ассортативность по физическим характеристикам и интеллектуальным способностям супругов; социологов — в контексте этнического происхождения, религиозной принадлежности, материального благосостояния партнёров; психологов — в терминах противоположности или идентичности личностных характеристик каждого из супругов. Экономисты обращают особое внимание на ассортативность браков по уровню образования супругов. Такой тип ассортативности, как правило, носит позитивный характер, то есть формирование пар происходит в первую очередь между индивидами с одинаковым уровнем образования.

Наряду с тем, что ассортативность, как явление, имеет самостоятельный интерес, она и её динамика потенциально может иметь влияние на рост неравенства по доходам. Если мужчины с высоким уровнем образования и с высоким индивидуальным доходом вступают в брак с высокообразованными и высокооплачиваемыми женщинами, то их совокупный трудовой доход будет выше. В то время как индивидам с более низким уровнем образования и более низким доходом остаётся искать себе пару среди таких же низкообразованных и низкооплачиваемых лиц. Таким образом, по мере того как, заключение брака между индивидами с одинаковым уровнем образования будет становится более распространённым паттерном брачного поведения, неравенство по доходам будет расти.

В зарубежной литературе существует большое количество работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов, как самостоятельное явление (например: Pencavel, 1998; Liu and Lu, 2006; De Rose and Fraboni, 2016; и другие), так и данный тип ассортативности, с точки зрения фактора неравенства (например: Eika et al., 2014; Greenwood et al., 2014; и другие). На российских данных анализ брачной ассортативности по уровню образования и её влияния на неравенство по доходам не проводился. Поэтому настоящая работа постаралась восполнить пробел, существующий в отечественных исследованиях, по этой важной теме.

Тема настоящего исследования интересна для изучения особенно в период последних десятилетий, поскольку в России наблюдалась экспансия высшего образования. Этот процесс неизбежно должен был повлиять на брачное поведение индивидов, поскольку численность населения, охваченных высшим образованием росла. Причём в ситуации женщин росла быстрее, чем в случае мужчин. Поэтому увеличились шансы более образованных мужчин найти себе пару среди высокообразованных женщин. Однако никто из российских исследователей не задумывался о проявлении этих процессов на уровне российских

домохозяйств в терминах изменения соотношения уровней образования супругов.

Таким образом, цель нашей работы можно сформулировать следующим образом: *изучить изменение в составе российских семей с точки зрения образования супругов, и выяснить, имело ли это изменение влияние на неравенство по доходам.*

В расчётах использовались данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1995–2015 годы. В рамках настоящего исследования мы выяснили, что в России ассортативность браков по уровню образования супругов является позитивной и достаточно высокой. В течение рассматриваемого периода она имеет нисходящий тренд. В рассматриваемый период изменения брачной ассортативности во времени имели слабое влияние на уровень неравенства по доходам.

Структура нашей работы построена следующим образом. В первой главе мы приводим краткий очерк теорий выбора брачного партнёра (Глава 1.1.), рассматриваем различные способы измерения ассортативности браков по уровню образования и проводим сравнительный анализ предложенных способов измерения (Глава 1.2.), а также приводим обзор эмпирических исследований ассортативности браков по уровню образования (Глава 1.3.). В следующей главе представлена методология эконометрического анализа влияния ассортативности браков по уровню образования на неравенство по доходам (Глава 2.1.), а также приведены результаты о природе этого влияния, отмеченные другими исследователями (Глава 2.2.). В третьей главе описываются данные, ограничения выборки и ключевые переменные настоящего исследования (Глава 3.1.). В этой же главе приведена оценка уровня ассортативности браков по уровню образования супругов (Глава 3.2.). Затем, даётся количественная оценка того, какой вклад вносит брачная ассортативность по уровню образования в неравенство по доходам (Глава 3.3.). В заключительном разделе подведены итоги и намечены направления дальнейших исследований.

Глава 1. Экономический анализ ассортативности браков

Глава 1.1. Теоретические концепции вступления в брак и выбора партнёра

Первоначально экономические основы брачного рынка начал рассматривать Гэри Беккер [Becker G.S., 1973, 1974]. Его теория базируется на двух предпосылках: во-первых, вступление в брак на основе добровольного решения позволяет применить теорию выявленных предпочтений к анализу поведения индивидов на брачном рынке и предполагать, что каждый индивид стремится к максимизации своей функции полезности посредством заключения брачного союза; во-вторых, брак — это некая форма сообщества по интересам, возникающая в результате конкуренции между потенциальными супругами с учётом рыночных ограничений. Брак с экономической точки зрения расценивается как союз в рамках одного домохозяйства. Определение брака с точки зрения совместного проживания мужчины и женщины в одном домохозяйстве отличается от юридической формы определения этого явления и позволяет включить в анализ пары, находящиеся в гражданском браке и временных отношениях, также исключить официально зарегистрированные пары, в которых супруги не проживают вместе. Такой подход к определению брака позволил Гэри Беккеру провести анализ принятия более широкого спектра решений, например: выбор между браком, признанным законом, и другими видами брака, остаться в браке или подать на развод, официально оформить брак или проживать в гражданском союзе, или вовсе оставаться одному, и т. д..

Беккер рассматривает модель, в которой предполагается, что экономика состоит из двух человек, которые принимают решение о вступлении или невступлении в брак друг с другом. Решение о вступлении в брак будет принято только в том случае, если результат этого решения увеличит значение функции полезности каждого из супругов. Полезность от заключения брачного союза зависит напрямую не от товаров и услуг, приобретаемых на рынке, а от товаров, производимых в каждом домохозяйстве. Эти товары производятся посредством частичного вовлечения рыночных товаров и услуг и собственного времени членов домохозяйства и создаются не в целях продажи другому лицу из другого домохозяйства, однако могут быть переданы другому лицу в рамках одной семьи. Блага, производимые домашним хозяйством, включают: питание, количество и качество детей, престиж, отдых, дружбу, любовь и состояние здоровья. Все блага, производимые внутри домохозяйства, с разными весами, равными издержкам их производства, агрегируются в одно благо Z , которое определённым образом делится между членами домохозяйства. Достаточными условиями для агрегирования благ являются постоянная отдача от масштаба каждого блага, одинаковое соотношение используемых факторов производства и одинаковое влияние прочих экзогенных переменных на них. Каждый индивид решает задачу максимизации функции полезности, выбирая оптимальный уровень потребления блага Z , которое агрегирует все блага, получаемые индивидом. Беккер рассматривает случай, ко-

гда максимизация полезности домохозяйства совпадает с задачей максимизации значения Z .

Согласно рассматриваемой модели Беккером каждое домохозяйство имеет производственную функцию, зависящую от объемов потребляемых ресурсов:

$$Z = f(x_1, \dots, x_m; t_1, \dots, t_k; E),$$

где x_i — различные рыночные товары и услуги, t_j — временные затраты членов домохозяйства, и E — прочие экзогенные факторы. Бюджетное ограничение для x_i может быть записано следующим образом:

$$\sum_{i=1}^m p_i x_i = \sum_{j=1}^k \omega_j l_j + v, \quad (1)$$

где p_i — цена рыночных товаров и услуг; ω_j — ставка заработной платы j -го члена домохозяйства, l_j — время, затрачиваемое им на рыночном секторе, и v — нетрудовой доход от собственности. l_j и t_j связаны основным временным ограничением, которое может быть записано в следующем виде:

$$l_j + t_j = T \quad \text{для } \forall j, \quad (2)$$

где T — совокупный запас времени для каждого индивида. Итоговая запись бюджетного ограничения на количество времени и суммарные доходы от занятости и от альтернативных источников дохода имеет следующий вид:

$$\sum_{i=1}^m p_i x_i + \sum_{j=1}^k \omega_j l_j = \sum_{j=1}^k \omega_j T + v = S, \quad (3)$$

где S — совокупный доход домохозяйства.

В исходной модели предполагается, что снижение совокупного блага Z домохозяйства не улучшает благосостояние индивидов, но ухудшает благосостояние некоторых из них. Поэтому появляются стимулы у каждого члена общества кооперироваться и совместно перераспределять свои время и блага для того, чтобы максимизировать совокупное благо Z . Условия первого порядка задачи производства Z выглядят следующим образом:

$$\frac{MP_{t_i} \equiv (\partial Z / \partial t_i)}{MP_{t_j} \equiv (\partial Z / \partial t_j)} = \frac{\omega_i}{\omega_j}, \quad \text{для всех } 0 < t < T \quad (4)$$

Если для k — го члена домохозяйства весь запас времени перераспределяется на производство благ в нерыночном секторе (в домашнем хозяйстве), то:

$$\frac{MP_{t_k}}{MP_{t_j}} = \frac{\mu_k}{\omega_j}, \quad (5)$$

где $\mu_k \geq \omega_k$ и называется «теневой ценой» благ, произведённых k -ым членом домохозяйства. Также:

$$\frac{MP_{x_i}}{MP_{t_j}} = \frac{p_i}{\omega_j} \text{ для всех } x_i > 0 \text{ и } 0 < t_j < T. \quad (6)$$

Каждый индивид должен скооперироваться и перераспределить своё время между рыночным и нерыночным секторами в определённом соотношении.

Если мужчина и женщина состоят в браке, то их домохозяйство содержит временные затраты мужчины и женщины t_m и t_f соответственно; временные затраты других членов, проживающих в данном домохозяйстве, не учитываются в рамках рассматриваемой модели. Распределение времени мужчины и женщины между рыночным и нерыночным секторами осуществляется согласно условиям (4)–(6). Беккер предполагал, что мужчина больше времени будет выделять на пребывание в рыночном секторе (производство рыночных благ), а женщина — на пребывание в нерыночном секторе (производство благ в домашнем хозяйстве), если $\omega_m > \omega_f$ и $MP_{t_f} > MP_{t_m}$, в точке, где $t_f = t_m$. Действительно, женщина будет специализироваться в нерыночном секторе ($l_f = 0$), если соотношения ω_m/ω_f или MP_{t_f}/MP_{t_m} достаточно большое.

Если рассматривать домохозяйство из одного человека, то временные затраты супруга или супруги отсутствуют, и собственное время индивида распределяется между рыночным и нерыночным секторами согласно соотношению (6). Одинокие индивиды распределяют время между рыночным и нерыночным секторами экономики иначе, так как в данном случае отсутствует время и товары, поставляемые супругом(ой). Эти различия частично зависят от эластичности замещения x_i , t_f и t_m , и частично от различий между ставками рыночной заработной платы ω_m и ω_f . Так, одинокая женщина с большей вероятностью будет больше проводить времени на рынке труда, чем замужняя женщина, а одинокий мужчина — меньше, чем женатый.

Если Z_{m0} и Z_{0f} максимальный объём благ одиноких мужчины и женщины соответственно, m_{mf} и f_{mf} — объём благ индивидов, состоящих в браке, то необходимое условие для вступления в брак будет следующее:

$$\begin{aligned} m_{mf} &\geq Z_{m0}; \\ f_{mf} &\geq Z_{0f}. \end{aligned}$$

Если $m_{mf} + f_{mf}$ совокупный объём благ, производимых в браке, то необходимое условие для заключения брака примет вид:

$$m_{mf} + f_{mf} \equiv Z_{mf} \geq Z_{m0} + Z_{0f}. \quad (7)$$

Таким образом, Беккер интерпретирует заключение брака как своего рода создание партнёрской фирмы: люди вступают в брак, если ожидаемый объём выпуска совместно производимых ими благ превосходит арифметическую сумму выпусков, которые они могут производить по отдельности. Комплементарность супругов в домохозяйстве создаёт достаточно сильные стимулы для создания таких союзов.

Выгоды от брака также находятся в зависимости от рыночных характеристик инди-

вида. Гэри Беккер утверждал, чем выше нетрудовой доход (в частности, доходы от имущества) индивида, тем выше выгоды от брака и тем больше склонность к браку. Этот эффект изменения стимулов Беккер анализирует, приравнивая максимальный объём производимых благ домохозяйством к отношению полного дохода к средним издержкам для производства единицы блага. Рассматривая случай постоянной отдачи от масштаба, объём производимых благ домохозяйством, состоящим в браке, в котором оба супруга заняты на рынке труда, Гэри Беккер записал в следующем виде:

$$Z_{mf} \equiv \frac{S_{mf}}{C_{mf}(\omega_m, \omega_f, p)} \equiv \frac{S_m + S_f}{C_{mf}} \quad (8)$$

Если нетрудовые доходы супругов (ϑ_m и ϑ_f) увеличатся на одинаковый процент и при этом $\vartheta_m/S_m = \vartheta_f/S_f$, тогда для S_m , S_f и S_{mf} будет наблюдаться увеличение на тот же процент. При постоянной отдаче от масштаба, объёмы производимых благ (Z_{m0} , Z_{0f} и Z_{mf}), отсюда и абсолютная выгода от вступления в брак также повысятся на такой же процент, как и общий доход домохозяйства, поскольку рост доходов от собственности не влияет на средние издержки (C_{mf} , C_m и C_f), при том условии, что нетрудовой доход не влияет на распределения времени индивида между рыночным и нерыночным секторами. Сокращение времени работы в рыночном секторе может привести к сокращению чистого эффекта дохода.

В то же время, природа влияния роста ставки заработной платы индивида на склонность вступления в брак менее очевидна. Повышение ставок заработной платы мужчины и женщины на одинаковый процент увеличит объём производства благ на меньший процент, чем полные доходы. Более того, рост ставки заработной платы, означает рост цены времени индивида, следовательно, рост издержек на поиск партнера. Однако, Беккер в своей работе допускал, что рост ставки заработной платы может увеличить стимулы к заключению брака. Он предполагал, что рост ставки заработной платы женщины ω_f по отношению к ставке заработной платы мужчины ω_m при постоянном значении нерыночной производительности индивидов снизил бы стимулы к вступлению в брак при том условии, что ставка заработной платы женщины оставалась бы ниже ставки заработной платы мужчины: выгоды от замещения времени женщины на рыночном секторе временем мужчины (и выгоды от замещения времени мужчины на нерыночном секторе временем женщины) выше, чем ниже ω_f относительно ω_m . В качестве доказательства, Беккер рассматривал ситуацию увеличения заработной платы женщины, компенсированное значительным снижением зарплаты мужчины, так чтобы сохранить неизменным совокупный выпуск двух отдельных домохозяйств. Увеличение зарплаты женщины не увеличило бы объём благ производимых в браке настолько, насколько снижение зарплаты мужчины снизило бы объём благ производимых в браке, если бы замужняя женщина перераспределяла значительно меньше времени на производство благ на рыночном секторе, чем одинокая женщина, и женатый мужчина перераспределял бы по крайней мере столько же времени, сколько и одинокий мужчина. Так как замужняя женщина работает значительно меньше, чем одинокая и женатый мужчина работает больше, чем одинокий, увеличение ставки

заработной платы женщины по отношению к ставке мужчины снизило бы стимулы для вступления в брак. Таким образом, сокращение разницы между заработными платами мужчины и женщины снижает стимулы для заключения брака, так как если эта разница мала, то ниже выгода от взаимозаменяемости супругов на рынке труда и в домашнем хозяйстве.

Выгоды от брака в том числе находятся в зависимости от «нерыночных» характеристик (определение Беккера) индивида таких, как: здоровье, красота, интеллект, уровень образования, которые влияют на рыночную производительность. Далее будет показано, что более высокое качество нерыночных характеристик способствует при постоянном значении рыночной производительности повышению нерыночной производительности, которая, как правило, увеличивает выгоды от вступления в брак. Предположительно, это может объяснить, почему, например, менее привлекательные или менее образованные индивиды реже вступают в брачные союзы по сравнению с более привлекательными и образованными лицами.

В своем исследовании Беккер также поставил вопрос об оптимальном распределении супружеских пар. Предполагая, что экономика состоит из некоторого количества мужчин и женщин, желающих вступить в брак, возникает ситуация оптимальной разбивки по парам, которая обеспечила бы максимальную величину совокупного выпуска благ, производимых супругами в браке. Оптимальная разбивка должна обладать тем свойством, что индивиды, не вступившие в брак друг с другом, не могли бы создать пару, не уменьшив благосостояние хотя бы одного из них. Таким образом, существование некоторого количества потенциальных партнёров для каждого человека создаёт ситуацию соперничества, что позволило Гэрри Беккеру охарактеризовать её как «брачный рынок».

В своей теории Гэри Беккер, как и множество психологов, социологов обсуждал вопрос, происходит ли формирование супружеских пар по сходству или по различию характеристик индивидов. Он предполагал, что выбор партнёра по сходным или различным характеристикам имеет место при условии максимизации совокупного объёма производства благ во всех супружеских союзах, вне зависимости от того, имеет ли характеристика сходства финансовую природу (например, ставки заработных плат, нетрудовой доход), биологическую (например, рост, уровень интеллекта) или психологическую (например, агрессивность, пассивность).

Гэри Беккер исходил из предположения, что мужчины и женщины отличаются друг от друга только количественно выразимыми характеристиками A_m и A_f , каждая из которых имеет предельную производительность. Согласно фундаментальной теореме о выборе партнёра, сформулированной Гэри Беккером, формирование пар между индивидами с высоким качеством характеристик, и соответственно, с низким качеством характеристик, обеспечивает максимальный выпуск благ тогда и только тогда, когда совместное улучшение качества характеристик мужчины и женщины приводит к большему увеличению выпуска, нежели суммарный эффект от улучшения качества характеристик мужчины и женщины в отдельности. Верно и обратное: объединение в пару индивидов с различными

по качеству признаками увеличивает выпуск благ в меньшей степени, нежели улучшение качеств признака мужчины и женщины в отдельности. Вышеизложенные ситуации получили название позитивной и негативной ассортативности соответственно. Таким образом, вышеприведённая теорема показывает, что индивиды с более высокими значениями характеристик создают пары с себе подобными, когда характеристики партнёров являются комплементарными по отношению друг к другу: мужчина с более качественными характеристиками повышает производительность женщины с характеристиками такого же качества, и наоборот. Создание пары по сходству оптимально, когда характеристики партнёров комплементарны, в то время как создание пары по различию оптимально, когда характеристики супругов являются взаимозаменяемыми, так как в первом случае супруги с высокими значениями характеристик усиливают, а во втором — компенсируют друг друга.

Оптимальное поведение индивидов в ситуации взаимозаменяющих признаков может быть проиллюстрировано на примере, когда мужчины и женщины различаются по уровню рыночных ставок заработных плат при одинаковых значениях остальных характеристик как рыночного, так и нерыночного секторов. В такой ситуации совокупный максимальный объём благ максимизируется при строгом выполнении принципа создания пар по различию, максимизирующий выгоды от разделения труда. Женщины с более низкой ставкой заработной платы должны больше времени распределять в пользу производства благ в домашнем хозяйстве по сравнению с высокооплачиваемыми женщинами, так как у женщины с низкой заработной платой меньше стоимость утраченных возможностей на рыночном секторе. То же самое верно и в отношении мужчин с низкой ставкой заработной платы. Таким образом, в семейной паре, состоящей из женщины с низкой ставкой заработной платы и мужчины с высокой ставкой заработной платы или из мужчины с низкой ставкой заработной платы и женщины с высокой ставкой заработной платы, время между рыночным и нерыночным секторами распределяется следующим образом: индивиды, время которых в рыночном секторе стоит дешевле, распределяют его в большей мере на производство благ в домашнем хозяйстве, а те индивиды, время которых стоит дорого на рыночном секторе — на производство благ для рынка.

Рассмотрим оптимальное поведение индивидов в ситуации, когда производительность создания нерыночных благ мужчин и женщин отличается по причине различий в характеристиках A_m и A_f для мужчины и женщины соответственно. Тогда оптимальный выбор может быть записан в следующем виде:

$$Z = \frac{S}{C(\omega_m, \omega_f, p, A_m, A_f)} \quad (9)$$

где A_m и A_f — индивидуальные характеристики мужчины и женщины соответственно. Интерес представляет вопрос о том, как изменится оптимальное производство нерыночного блага в браке из-за изменения характеристик супругов. В силу предпосылок модели, полный денежный доход S не зависит от A_m и A_f . Таким образом, первые производные выглядят следующим образом:

$$\left. \begin{array}{l} \frac{\partial C}{\partial A_m} \equiv C_{a_m} \\ \frac{\partial C}{\partial A_f} \equiv C_{a_f} \end{array} \right\} < 0 \text{ и } \frac{\partial S}{\partial A_m} = \frac{\partial S}{\partial A_f} = 0. \quad (10)$$

и

$$\left. \begin{array}{l} \frac{\partial Z}{\partial A_m} = -SC^{-2}C_{a_m} \\ \frac{\partial Z}{\partial A_f} = -SC^{-2}C_{a_f} \end{array} \right\} > 0, \quad (11)$$

Тогда вторая производная от изменения обоих факторов может быть найдена как :

$$\frac{\partial^2 Z}{\partial A_m \partial A_f} = 2SC^{-3}C_{a_m}C_{a_f} - SC^{-2}C_{a_m, a_f} \quad (12)$$

Позитивная ассортативность является оптимальной, если смешанная производная по характеристикам положительна. В этом случае брак в равновесии реализуется для индивидов со схожими характеристиками мужчины и женщины. Негативная же ассортативность оптимальна, когда смешанная производная отрицательна.

Если характеристики супругов повышают производительность характеристик друг друга, то $C_{a_m, a_f} < 0$, а следовательно, по уравнению (12), смешанная производная оптимального уровня нерыночного блага обязательно положительна $Z_{a_f, a_m} > 0$. Следовательно, в этом случае всегда будет наблюдаться позитивная ассортативность в равновесии.

Однако, если характеристики супругов сокращают производительность характеристик друг друга, то $C_{a_m, a_f} < 0$, смешанная производная Z_{a_f, a_m} может быть как положительной, так и отрицательной. Таким образом, в равновесии может наблюдаться как позитивная, так и негативная ассортативность, в зависимости от соотношения параметров.

Гэри Беккер в своей работе также рассматривал, как сочетается качество нерыночных характеристик одного из супругов с качеством рыночных характеристик второго партнёра. Он оправдал распространённую веру в то, что более красивые, обаятельные и талантливые женщины имеют склонность к заключению брака с более богатыми и удачливыми мужчинами. Беккер доказал, что положительная корреляция нерыночных характеристик женщины с богатством, воплощённое в материальных и денежных активах, и ставкой заработной платы мужчины максимизирует совокупный объём производимых благ. Гэри Беккер утверждал, что это можно объяснить тем фактом, что рыночные характеристики супругов влияют на нерыночную производительность не линейно, а мультипликативно. Таким образом, согласно (8), оптимальный объём производимых благ растёт с ростом рыночных характеристик супруга при условии фиксированного уровня нерыночных характеристик супруги.

Имеющиеся данные о существовании положительной корреляции для большинства характеристик супругов, и отрицательной – лишь для некоторых из них, согласуются с теорией брачного рынка. Так, простая корреляция между уровнями интеллекта, образованием, возрастом, расовой принадлежностью, материальным благосостоянием, религи-

озной принадлежностью, личностными характеристиками, этническим происхождением, ростом, местом происхождения и другими характеристиками супругов является положительной и сильной¹. Лишь в немногих эмпирических работах было показано, что простая корреляция между некоторыми психологическими чертами партнёров, такими, как склонность к доминированию, опеке или проявлениям враждебности, может быть отрицательной [Winch, 1958]. Особенно вызывает интерес тот факт, что корреляция между супругами по уровню интеллекта столь сильна, как и в ситуации брата и сестры, когда качество данной характеристики передаётся по наследству [Alstrom, 1961].

В дальнейшем Беккер уточняет и расширяет основные направления своего исследования касательно возникновения неравенства в формировании семейных ресурсов в результате выбора партнёра с определёнными характеристиками.

Выбор партнёра по сходству способствует меньшей вариации наследуемых признаков детей от их родителей, что в свою очередь благоприятствует неравенству по качеству характеристик индивидов между домашними хозяйствами, усиливая неравенство в натуральных доходах. Неравенство в доходах, выраженные в натуральном и денежном выражении, носит разнонаправленный характер: если супруги взаимозаменяемы по ставкам заработной платы, а по остальным характеристикам комплементарны, то такая негативная ассортативность по заработным платам супругов позволит сократить неравенство в денежных доходах и увеличить в натуральных доходах.

Как уже отмечалось, позитивная ассортативность (выбор по сходству) по наследуемым характеристикам, таким как: интеллект, расовая принадлежность или рост, увеличивает неравенство по качеству характеристик детей между домашними хозяйствами, при этом усиливает корреляцию между признаками родителей и их детей [Cavalli-Sforza and Bodmer, 1971, chap. 9]. Позитивная ассортативность по наследуемым характеристикам даже в ситуации ненаследуемых признаков, таких как образование, часто имеет тот же эффект, поскольку образованные родители более успешны в обучении своих детей [Leibowitz, 1972] [Benham, 1974]. Таким образом, позитивная ассортативность по нерыночным характеристикам является результатом усиления корреляции между натуральными доходами родителей и детей, и следствием роста неравенства в натуральных доходах между домашними хозяйствами в несколько поколений. Позитивная ассортативность может быть ответственна за возникновение неконкурентоспособных домохозяйств и общую важность в определении экономического и социального положения семей, которое соотносится с обсуждением инвестиций в человеческий капитал и профессиональные позиции.

Позитивная ассортативность по наследуемым характеристикам, увеличивая поляризацию общества по качеству характеристик, усиливает механизм генетического естественного отбора, известного из фундаментальной теоремы Фишера². Фактический объём отбора зависит также от наследуемости признаков, отношения между уровнями признаков

¹Многие из соответствующих результатов получены в работах Роберта Уинча

²Знаменитая в биологии теорема Фишера, известная как фундаментальная, утверждает, что при соответствующих условиях естественный отбор приводит к росту среднего уровня приспособленности (Fisher, 1930; Price, 1972).

супругов и количества их выживших детей (в генетике так называемая «приспособленность»). Например, учитывая степень наследуемости интеллекта и положительную (или отрицательную) связь между числом детей и средними умственными способностями родителей, темп прироста (или снижения) умственных способностей в среднем на поколение будет напрямую связан со степенью позитивной ассортативности по уровню интеллекта. При этом, степень ассортативности не зависит от наследуемости характеристик или связи между числом детей и родительскими признаками. Например, «стоимость детей более высокого качества» может быть ниже в ситуации более образованных супругов и может влиять на количество (а также качество) желаемых детей.

Теория брачного рынка Гэри Беккера получила своё развитие в трудах Дэвида Лэма, который обобщил модель специализации Беккера с моделью спроса на общественные блага и внёс некоторую неопределённость в отношении выбора партнёра по такому критерию, как доход. Если у Гэри Беккера создание пары оптимально при выборе по различию в отношении доходов, то у Лэма — оптимально при выборе по сходству. Лэм показал, что если блага, производимые в браке, являются в большей степени общественными, нежели частными, то выгоды от брака максимизируются при выполнении принципа создания пар по сходству относительно производительных характеристик супругов, в том числе и дохода. Обратимся к модели Лэма. Он предлагал рассмотреть ситуацию, в которой мужчина и женщина обладают схожими предпочтениями, но при этом женщина имеет более высокий доход. Доля брачного агрегированного блага каждого из супругов состоит из личного потребления частных благ и совместно потребляемого удовольствия от качества детей. При фиксированном качестве детей и доходе супругов, брачные блага будут варьироваться в зависимости от личного потребления частных благ. Следовательно, для заключения брака необходимо, чтобы выгоды от данного брака были выше выгод от любого другого брака или выше выгод оставаться одиноким. Это условие ограничивает возможность быть безбилетником одному из супругов по отношению к другому в потреблении общественного блага, в данной модели это качество детей. Большой вклад в создание общественного блага одним из супругов поощряется компенсацией в виде большего потребления частного блага. В ситуации схожих предпочтений, но неравных доходов возникает противоречие: богатая женщина не просто хочет осуществить большой вклад в производство общественного блага, но и в соответствии с её альтернативными возможностями потреблять общественное благо больше приемлемого для бедного мужчины уровня. Если же мужчина обеспечит женщине её минимальную долю брачного блага, то ему останется в потребление слишком мало частного блага, меньше его минимального уровня. Аналогично, если бедный мужчина захочет осуществить большой вклад в производство общественного блага, то богатая женщина получит слишком много частного блага и слишком мало общественного блага. Таким образом, выгоды от брака в ситуации женщины были бы выше, если бы она вступила в брак с более богатым мужчиной, который имеет схожий с ней спрос на общественное благо [Ионцев В.А., 2017].

Помимо экономистов концепция выбора партнёра вызывала интерес и у исследователей

из других отраслей знаний, в том числе социологов и психологов. Идея влияния идеального образа родителя противоположного пола на поиск партнёра принадлежит Зигмунду Фрейду. Согласно его теории, «удачность» брака находится в зависимости от соответствия супруга идеальному представлению о своём родителе противоположного пола. Ещё одной теорией, объясняющей критерии выбора супруга, является теория «дополняющих потребностей» Роберта Уинча [Winch, 1955], согласно которой, доминирующее значение в выборе партнёра играет противоположность личностных характеристик и принадлежность одной социальной культуре. В теории социальной гомогенности также утверждается, что формирование пар происходит между индивидами с одинаковой «социальной ценностью», или гомогамией. Таким образом, в число потенциальных избранников входят индивиды одной расы, социального класса, уровня образования, возраста, вероисповедания и т.п.. Ещё одной идеей, в основе которой лежит идея выбора по принадлежности одной социальной культуре, является модель фильтров Зидлера. Он сравнивает процесс выбора партнёра с процессом фильтрации: сначала осуществляется поиск в одной социальной среде, а затем делается выбор на основании однородных ценностей. Бернард Мурстейн [Murstein, 1970] также предлагает рассматривать процесс брачного выбора с точки зрения серии последовательных фильтров «стимул – ценность – роль». На первой стадии фильтра оценивается привлекательность потенциального партнёра с точки зрения его внешнего вида, ума и умения держаться в обществе. При благоприятном исходе, пара переходит ко второй стадии или стадии сравнения ценностей. Если ценности совпадают, то на заключительной стадии партнёры выясняют, совместимы ли их роли, выполняемые в браке или другом типе отношений. Идея Мурстейна о существовании нескольких стадий отбора супруга очень схожа с теорией «фильтров», предложенной Аланом Кергоффом и Китом Дэвисом [Kerckhoff and Davis, 1962]. Их идея отличается только тем, что первый фильтр осуществляет отбор по месту жительства, отсеивая потенциальных супругов, с которыми индивид никогда не встретится. В отличие от предыдущих исследователей, К. Мелвилл [Melville, 1977] сравнивает процесс выбора партнёра с торговой сделкой, в которой в качестве валюты индивиды используют социальные ценности, такие как: экономическое положение, образование, социальное происхождение и другие личностные характеристики. В теории Джорджа Хоманса [Хоманс, 1984] также в основе взаимодействия между людьми лежит принцип обмена ценностями. Предполагается, что в основу выбора супруга заложено стремление получить максимальную выгоду при минимальных затратах. При этом поведение индивида в настоящий момент определено поступками, которые вознаграждались в прошлом. Инструментальная теория брачного выбора, предложенная Ричардом Сентерсом [Centers, 1975], также ставит в центр внимания удовлетворение и дополнение потребностей партнёров.

Обобщая рассмотренные психологические и социологические теории выбора брачного партнёра можно заметить, что их объединяет тот факт, что в основе механизма выбора супруга лежит принцип одинаковых социально-культурных ценностей. Более подробное изложение рассмотренных психологических и социологических теорий выбора брачного

партнёра можно найти в работе [Eckland, 1968].

Глава 1.2. Проблема измерения ассортативности браков по уровню образования

Рассмотрим различные способы измерения ассортативности браков по уровню образования и проведем сравнительный анализ предложенных способов измерения. Ассортативность браков — это термин, используемый для описания любого систематического отклонения от случайного формирования супружеских пар [Vandenberg, 1972]. В литературе выделяют два крайних типа ассортативности браков: позитивная, или гомогамия (positive mating or homogamy), и негативная, или гетерогамия (negative mating or heterogamy). При позитивной ассортативности происходит формирование супружеской пары между индивидами с одинаковыми характеристиками. При негативной — между индивидами с разными характеристиками. В реальности способ формирования браков может не соответствовать абсолютно позитивной или негативной ассортативности. По этой причине возникла необходимость построить коэффициент, который бы отражал близость наблюдаемого способа формирования браков к позитивной или негативной ассортативности.

Коэффициенты ассортативности для случая бинарной характеристики. В зарубежной экономической литературе наиболее часто используемыми показателями измерения ассортативности браков по уровню образования являются: доля супружеских пар с одинаковым уровнем образования (ϕ) [Pencavel, 1998] и коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (ρ) [Kremer, 1997]. Для случая с бинарной характеристикой (например, 0 — образованный, 1 — необразованный) показатель ϕ рассчитывается по формуле:

$$\phi = \frac{N_{1,1}^{mf} + N_{0,0}^{mf}}{N} \quad (13)$$

где N — количество пар в рассматриваемой экономике, $N_{i,j}^{mf}$ — количество пар вида i,j , где $i, j = 0, 1$ обозначают уровень образования индивида мужского и женского пола соответственно.

Таким образом, в такой экономике может быть образовано всего четыре вида пар (см. Таблица 1). $N_{0,0}^{mf}$ и $N_{1,1}^{mf}$ — количество супружеских пар с одинаковым уровнем образования (случаи позитивной ассортативности), $N_{0,1}^{mf}$ и $N_{1,0}^{mf}$ — количество супружеских пар с разным уровнем образования (случаи негативной ассортативности).

Коэффициент корреляции ρ между уровнями образования супругов для случая бинарной характеристики имеет следующий вид:

$$\rho = \frac{N_{1,1}^{mf} N - N_1^m N_1^f}{\sqrt{N_1^m (N - N_1^m) N_1^f (N - N_1^f)}} \quad (14)$$

где N_1^m — количество образованных мужчин, N_1^f — количество образованных женщин.

Таблица 1: Виды ассортативности

Значения характеристик	Необразованные женщины ($j=0$)	Образованные женщины ($j=1$)
Необразованные мужчины ($i=0$)	$N_{0,0}^{mf}$	$N_{0,1}^{mf}$
Образованные мужчины ($i=1$)	$N_{1,0}^{mf}$	$N_{1,1}^{mf}$

Недостаток показателей ϕ и ρ состоит в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности [Liu and Lu, 2006].

Для случая с бинарной характеристикой в работе [Liu and Lu, 2006] предложен коэффициент для измерения ассортативности браков, учитывающий изменение распределения лиц внутри каждой гендерной группы по категориям характеристики при неизменном типе ассортативности. Предложенная расчётная формула базируется на выполнении следующих предпосылок:

- общество состоит из одинакового числа (N) мужчин и женщин;
- формирование пар может происходить только между лицами противоположного пола;
- каждый индивид производит поиск по репрезентативной выборке, и поэтому у него нет смещения в принятии решения, связанного с неполнотой информации.

В работе [Liu and Lu, 2006] рассматриваются три "чистых" вида ассортативности:

1) Позитивная ассортативность — это ситуация, когда в первую очередь формирование пар происходит среди индивидов с одинаковыми значениями характеристики (коих $N_{x,x}^{mf} = \min(N_x^m, N_x^f)$ пар, где $x = 0, 1$). Если же индивид не находит пару, он выбирает индивида с противоположным значением характеристики (оставшиеся $N_{1,0}^{mf} = \max(0, N_1^m - N_1^f)$ и $N_{0,1}^{mf} = \max(0, N_1^f - N_1^m)$).

2) Негативная ассортативность — это ситуация, при которой в первую очередь формируются пары с противоположными значениями характеристики (коих $N_{0,1}^{mf} = \min(N_0^m, N_1^f)$ и $N_{1,0}^{mf} = \min(N_1^m, N_0^f)$). Если же индивид не находит пару, он выбирает индивида с таким же значением характеристики (оставшиеся $N_{1,1}^{mf} = \max(0, N_1^m - N_0^f)$ и $N_{0,0}^{mf} = \max(0, N_0^m - N_1^f)$).

3) Случайная ассортативность — это ситуация, при которой мэтчинг происходит случайным образом. Если мэтчинг происходит случайно, то ожидается распределение пар в следующем виде:

$$Q = N_{i,j}^{m,f} = p(x_m = i, x_f = j)N = p(x_m = i) \cdot p(x_f = j) \cdot N = \left(\frac{N_i^m N^m}{N^m N} \right) \cdot \left(\frac{N_j^f N^f}{N^f N} \right) \cdot N = \frac{N_i^m N_j^f}{N} \quad (15)$$

где x_m — характеристика мужчины; x_f — характеристика женщины; $p(x_m = i)$ и $p(x_f = j)$ — вероятности наблюдать индивидов с такими значениями характеристики; $p(x_m = i, x_f = j)$ — вероятность наблюдать пару, в которой мужчина обладает характеристикой со значением i , а женщина обладает характеристикой со значением j ; $p(x_m = i) \cdot p(x_f = j)$ — вероятность наблюдать пару, в которой мужчина обладает характеристикой со значением i , а женщина обладает характеристикой со значением j , если реализуется случайный мэтчинг.

Основная проблема состоит в том, что рассчитанное выше число Q может быть не целым. В этом случае следует рассматривать ближайшие к нему целые числа: Q^- и Q^+ . Если выполнено условие $N_{1,1}^{m,f} \geq Q$, указывающее на позитивную ассортативность, то вместо Q рассматривается Q^- — наибольшее целое число, меньшее или равное Q . Если выполнено условие $N_{1,1}^{m,f} < Q$, указывающее на негативную ассортативность, то вместо Q рассматривается минимальное целое число Q^+ , большее либо равное Q .

В качестве коэффициента ассортативности в работе [Liu and Lu, 2006] рассматривается расстояние между наблюдаемым числом пар с одинаковыми значениями характеристики и ситуацией случайной ассортативности. Если выполнено условие $N_{1,1}^{m,f} \geq Q$, то это расстояние нормируется на максимально возможное расстояние при абсолютно позитивной ассортативности, чтобы получить число от 0 до 1. Если же выполнено условие $N_{1,1}^{m,f} < Q$, то это расстояние нормируется на максимально возможное расстояние при абсолютно негативной ассортативности:

$$R = \begin{cases} \frac{N_{1,1}^{m,f} - Q^-}{\min(N_1^m, N_1^f) - Q^-} & \text{if } N_{1,1}^{m,f} \geq Q; \\ -\frac{Q^+ - N_{1,1}^{m,f}}{Q^+ - \max(0, N_1^m - N_1^f)} & \text{if } N_{1,1}^{m,f} < Q, \end{cases} \quad (16)$$

Таким образом, коэффициент R принимает значение 1, если наблюдается абсолютно позитивная ассортативность, 0, если наблюдается случайная ассортативность и -1 в ситуации абсолютно негативной ассортативности. Любой другой способ формирования пар лежит в пределах $[-1, 1]$.

На условном примере сравним показатель ассортативности браков по уровню образования, рассчитанный с помощью вышеописанного коэффициента R , с показателями ассортативности, рассчитанными с помощью коэффициента корреляции между уровнями образования супругов (ρ) и через долю супружеских пар с одинаковым уровнем образования (ϕ).

Рассмотрим ситуацию, когда общество состоит из 200 индивидов, среди которых 100 мужчин ($N^m = 100$) и 100 женщин ($N^f = 100$), и наблюдается абсолютно позитивная ас-

сортоативность, то есть формирование пар происходит в первую очередь среди индивидов с одинаковым уровнем образования. Предположим, что среди общего количества индивидов 50 мужчин и 40 женщин образованы ($N_1^m = 50$, $N_1^f = 40$), следовательно 50 мужчин и 60 женщин необразованы ($N_0^m = 50$, $N_0^f = 60$). Тогда показатель ассортативности браков, рассчитанный через долю супружеских пар с одинаковым уровнем образования, равен 90%. Коэффициент корреляции между уровнями образования супругов равен 0.8. В то время как коэффициент ассортативности браков по уровню образования, рассчитанный по формуле (16), равен 1. Можно заметить, что показатели ϕ и ρ будут равны 1 и будут отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности, только в том случае, если доля образованных женщин будет совпадать с долей образованных мужчин. Вместе с тем, коэффициент R обладает явным преимуществом с точки зрения интерпретации результата — при абсолютно позитивной ассортативности его значение равно 1.

Для того, чтобы проиллюстрировать влияние изменения долей образованных женщин на значение вышеописанных коэффициентов, проведём эксперимент. Рассмотрим общество с долей образованных мужчин, равной 0.5. Посмотрим, как меняются вышеописанные показатели ассортативности ϕ , ρ и R в зависимости от величины доли образованных женщин. Смоделируем два случая: ситуацию абсолютно позитивной ассортативности (см. в приложении Рисунок А1) и ситуацию абсолютно негативной ассортативности (см. в приложении Рисунок А2). Цвет линии на рисунках соответствует способу измерения показателя ассортативности браков по уровню образования: красный цвет линии — показатель ассортативности браков, рассчитанный через долю супружеских пар с одинаковым уровнем образования (ϕ); синий цвет линии — коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (ρ); зелёный цвет — коэффициент ассортативности браков, предложенный в работе [Liu and Lu, 2006] (R). Полученные результаты являются иллюстрацией недостатка показателей ϕ и ρ , который состоит в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. То есть, коэффициенты ϕ и ρ будут равны 1 и будут отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности, только в том случае, если доли образованных индивидов в каждой гендерной группе будут совпадать. Также, показатели ϕ и ρ будут равны 0 и -1 соответственно и будут иллюстрировать ситуацию абсолютно негативной ассортативности, только в том случае, если доля образованных (необразованных) женщин будет совпадать с долей необразованных (образованных) мужчин (см. в приложении Рисунок А1, Рисунок А2).

На основании выше приведённого примера и графических иллюстраций можно сделать вывод о том, что коэффициент корреляции и доля супружеских пар с одинаковым уровнем образования не могут являться устойчивыми индикаторами ассортативности браков, ибо на эти показатели влияют другие факторы, в частности, изменение доли образованных индивидов в каждой гендерной группе.

Коэффициенты ассортативности для случая многокатегориальной характеристики. В работе [De Rose and Fraboni, 2015] авторы вводят понятия локального и глобально-

го коэффициента ассортативности. Локальный коэффициент ассортативности предполагает расчёт показателя ассортативности браков при одном из фиксированных значений ($j = 1, 2, \dots, k$) характеристики, по которой осуществляется мэтчинг. Предположим, что в качестве характеристики, по которой осуществляется мэтчинг, выбрано образование, предполагающее несколько образовательных уровней: основное общее образование, среднее общее образование и высшее профессиональное образование. Тогда в случае локального коэффициента ассортативности будут рассматриваться индивиды только с определённым уровнем образования, например, с высшим профессиональным. Глобальный коэффициент ассортативности представляет собой агрегированный показатель по всем значениям ($j = 1, 2, \dots, k$) характеристики, по которой реализуется мэтчинг. Так, в случае глобального коэффициента ассортативности согласно вышеприведённому примеру будут рассматриваться индивиды по всем образовательным уровням: основное общее образование, среднее общее образование и высшее профессиональное образование.

Понятие локального коэффициента ассортативности можно экстраполировать для каждого нижерассмотренного коэффициента. В то время как понятие глобального коэффициента ассортативности может быть релевантным лишь для нескольких случаев рассмотренных показателей.

В работе [Gihleb and Lang, 2015] авторы предлагают использовать в качестве показателя ассортативности браков по уровню образования коэффициент ранговой корреляции Спирмена и коэффициент конкордации τ – Кендалла. Оба коэффициента являются ранговыми, и потому могут использоваться либо в случае большого числа категорий, на которые разбита характеристика, либо в случае непрерывной характеристики. В рамках задачи расчёта уровня ассортативности эти коэффициенты интерпретируемы только в том случае, если более высокий номер категории соответствует более высокому значению характеристики. Например, если уровень образования измеряется несколькими категориями по количеству лет обучения, то более высокому номеру категории соответствует более высокий уровень образования.

Расчёт коэффициента ранговой корреляции Спирмена сводится к выполнению серии последовательных этапов:

- произвести ранжирование пар по характеристике мужей (или жён) в убывающем (или возрастающем) порядке;
- определить разность значений характеристик супругов (d_i) с сохранением соответствующего знака для каждого наблюдения i ;
- для случая совпадения значений характеристики супругов, разность значений рассчитываем как среднее арифметическое совпадающих значений;
- вычислить коэффициент ранговой корреляции Спирмена по формуле:

$$r = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N d_i^2}{N(N^2 - 1)} \quad (17)$$

где $\sum_{i=1}^N d_i^2$ — сумма квадратов разностей значений характеристики супругов, а N — число парных наблюдений;

- определить статистическую значимость коэффициента при помощи t-критерия, рассчитанного по формуле:

$$t = \frac{r\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

Коэффициент ранговой корреляции Спирмена стремится к 1, если в результате упорядочивания по возрастанию значений характеристики мужей, значения характеристики жён будут возрастать в том же порядке. Данная ситуация соответствует случаю позитивной ассортативности. Коэффициент корреляции Спирмена стремится к -1 , если высоким значениям характеристики мужей соответствуют низкие значения характеристики жён. Такая ситуация иллюстрирует случай негативной ассортативности. Случай коэффициента, близкого к нулю, соответствует случайной ассортативности.

Коэффициент конкордации τ – Кендалла также отражает меру линейной связи между значениями характеристик мужей и их жён. Идея этого коэффициента состоит в том, что о направлении связи можно судить, попарно сравнивая между собой значения характеристики мужа и жены наблюдений i и j после упорядочивания по возрастанию характеристики одного из супругов: если муж из пары i образованнее мужа из пары j , при этом жена из пары i более образована, чем жена из пары j , то супружескую пару j назовём согласованной; если же изменение значений характеристик жён не совпадает по направлению с изменением значений характеристик их мужей, то пару j назовём несогласованной. Определив количество согласованных и несогласованных пар, переходим к расчёту коэффициента конкордации τ – Кендалла по формуле:

$$Kendall's \tau = \frac{C - D}{C + D} \quad (18)$$

где C — число согласованных пар, а D — число несогласованных пар.

Случай $\tau = 1$ соответствует строгой линейной связи, а значит, позитивной ассортативности браков по уровню образования. Случай $\tau = -1$ соответствует негативной ассортативности браков.

Назовём совпадениями (ties) ситуации, когда значения характеристик мужа и жены наблюдений i и j в точности совпадают: $x_i = (x_f, x_m)_i = (x_f, x_m)_j = x_j$. Коэффициенты корреляции Спирмена и τ – Кендалла чувствительны к наличию таких совпадений в выборке, что делает их неустойчивыми показателями ассортативности. Решением данной проблемы является нормированный на количество совпадений коэффициент τ_b – Кендалла. Однако, в работе [Gihleb and Lang, 2015] авторы утверждают, что и этот показатель также не является устойчивым в случае большого количества совпадений.

Как мы выяснили выше, показатели ϕ и ρ имеют недостаток, который состоит в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. Настоящий недостаток характерен и для коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициента конкордации τ – Кен-

далла. Для того, чтобы проиллюстрировать влияние изменения долей женщин в той или иной образовательной категории на значение последних показателей, был проведён эксперимент. Обсуждение результатов этого эксперимента будет приведено ниже в этом же разделе после рассмотрения других способов измерения ассортативности браков по уровню образования.

Ещё один способ измерения ассортативности браков по уровню образования для случая многовариантной характеристики предложен в работе [De Rose and Fraboni, 2015]. Предложенные коэффициенты в этой работе требуют выполнения тех же предпосылок, что и для показателя ассортативности из работы [Liu and Lu, 2006]. Стоит напомнить, что авторами настоящей статьи были введены понятия локального и глобального коэффициентов ассортативности, о которых мы говорили выше.

В рамках работы [De Rose and Fraboni, 2015] при расчёте коэффициентов локальной и глобальной ассортативности нет необходимости деления значений характеристики индивидов мужского и женского пола в силу рассмотрения только пар с одинаковыми значениями характеристики ($N_{j,j}^{mf}$, где $j = 1, 2, \dots, k$). В связи с чем авторы называют предложенные показатели ассортативности, как локальный и глобальный коэффициенты гомогамии. Для построения локального коэффициента гомогамии в работе [De Rose and Fraboni, 2015] рассчитывается отдельно для мужчин и женщин расстояние между наблюдаемым количеством пар с одинаковыми значениями характеристики ($N_{j,j}^{mf}$) и количеством супружеских пар, которое реализовалось бы при случайном мэтчинге ($N_j^f N_j^m / N$), с теми же значениями характеристики. Это расстояние нормируется на максимально возможное (при абсолютно позитивной ассортативности браков) число супружеских пар с одинаковыми значениями характеристики (для женщин — см. знаменатель в первой формуле (19), для мужчин — см. знаменатель во второй формуле (19)):

$$\frac{N_{j,j}^{mf} N - N_j^f N_j^m}{N_j^f (N - N_j^f)} \quad \text{и} \quad \frac{N_{j,j}^{mf} N - N_j^f N_j^m}{N_j^m (N - N_j^m)} \quad (19)$$

В качестве локального коэффициента гомогамии рассматривается среднее геометрическое между нормированными расстояниями для мужчин и женщин:

$$h_j = \frac{N_{j,j}^{mf} N - N_j^f N_j^m}{\sqrt{N_j^f (N - N_j^f) N_j^m (N - N_j^m)}} \quad (20)$$

Таким образом, $h_j = 1$, если наблюдается абсолютно позитивная ассортативность браков ($N_{j,j}^{mf} = N_j^f = N_j^m$), $h_j = 0$, если — случайная ассортативность ($N_{j,j}^{mf} = N_j^f N_j^m / N$), и $h_j < 0$ в ситуации негативной ассортативности браков ($N_{j,j}^{mf} < N_j^f N_j^m / N$).

В качестве глобального коэффициента гомогамии в работе [De Rose and Fraboni, 2015] рассматривается среднее геометрическое между локальными коэффициентами гомогамии h_j для каждого значения ($j = 1, 2, \dots, k$) характеристики, по которой реализуется мэтчинг:

$$H = \frac{N \sum_j N_{j,j}^{mf} - \sum_j (N_j^f N_j^m)}{\sqrt{(N^2 - \sum_j (N_j^f)^2)(N^2 - \sum_j (N_j^m)^2)}} \quad (21)$$

Случай абсолютно позитивной ассортативности предполагает расположение всех пар на главной диагонали матрицы пересечений уровней образования мужчин и женщин, следовательно, $N = \sum_j N_{j,j}^{mf}$ и $N_j^f = N_j^m = N_{j,j}^{mf}$. В данной ситуации числитель в (21) вырождается в $N^2 - \sum_j (N_{j,j}^{mf})^2$, а знаменатель — в $\sqrt{(N^2 - \sum_j (N_{j,j}^{mf})^2)(N^2 - \sum_j (N_{j,j}^{mf})^2)}$, следовательно $H = 1$.

Ещё один способ расчёта коэффициента ассортативности браков по уровню образования представлен в работе [Eika et al., 2014]. Данный показатель ассортативности рассчитывается как отношение наблюдаемой вероятности о том, что мужчина с характеристикой i ($x_m = i$) состоит в браке с женщиной с характеристикой j ($x_f = j$), к вероятности, которая реализовалась бы при случайном мэтчинге:

$$s_{i,j} = \frac{p(x_m = i, x_f = j)}{p(x_m = i) \cdot p(x_f = j)} = \frac{\frac{N_{ij}^{mf}}{N}}{\left(\frac{N_i^m}{N^m} \frac{N^m}{N}\right) \cdot \left(\frac{N_j^f}{N^f} \frac{N^f}{N}\right)} = \frac{N_{ij}^{mf} N}{N_i^m N_j^f} \quad (22)$$

Если мужчины, обладающие характеристикой i , создают пары с женщинами, обладающие характеристикой j , случайным образом, то совместная вероятность, наблюдать такую пару в точности, равна произведению (маргинальных) вероятностей выбрать мужчину со значением характеристики i на вероятность выбрать женщину со значением характеристики j . В этом случае отношение $s_{i,j} = 1$. Если же совместная вероятность превышает произведение маргинальных вероятностей, значит, индивиды в выборке более склонны к созданию пар со значениями характеристики (i, j) , чем при случайном мэтчинге. Если совместная вероятность меньше произведения маргинальных вероятностей, то индивиды более склонны создавать пары со значениями характеристики, отличными от (i, j) .

Вышеописанный показатель тоже чувствителен к распределению индивидов по уровню образования в каждой гендерной группе при неизменном типе ассортативности. Это можно показать, расписав выражение (22) с помощью цепной формулы вероятностей и получив следующее соотношение:

$$s_{i,j} = \frac{p(x_m = i | x_f = j)}{p(x_m = i)} = \frac{p(x_f = j | x_m = i)}{p(x_f = j)} \quad (23)$$

где $p(x_m = i | x_f = j)$ — вероятность наблюдать мужчину со значением характеристики i , при условии, что его жена обладает характеристикой со значением j ; $p(x_f = j | x_m = i)$ — вероятность наблюдать женщину со значением характеристики j , при условии, что её муж обладает характеристикой со значением i .

Продemonстрируем чувствительность показателя ассортативности из работы [Eika et al., 2014] к распределению индивидов по уровню образования в каждой гендерной группе при неизменном типе ассортативности. Начнём со случая, когда уровень образования

является бинарной переменной. Представим, что общество состоит из 100 индивидов, которых можно отнести только к одной из двух категорий по уровню образования: образованные и необразованные. Представим также, что браки формируются по правилу позитивной ассортативности, то есть формирование пар происходит в первую очередь среди индивидов с одинаковым уровнем образования. Если изначально в генеральной совокупности количество образованных женщин равнялось 50 ($N_1^f = 50$), а количество образованных мужчин меньше 50 ($N_1^m < 50$), то вероятность встретить образованную жену при условии образованного мужа равна $p(x_f = 1|x_m = 1) = 1$. При этом знаменатель формулы (23) остаётся неизменным: $p(x_f = 1) = N_1^f/N$. Таким образом, коэффициент ассортативности равен $s_{1,1}(N_1^m < N_1^f = 50) = N/N_1^f = 2$ и не зависит от N_1^m до тех пор, пока $N_1^m < N_1^f$. Если рассмотреть обратный случай, когда $N_1^m = 60$, а $N_1^f = 50$, то в случае позитивного мэтчинга 50 образованных мужчин найдут пару среди образованных женщин, а оставшиеся 10 образованных мужчин образуют пару с необразованными женщинами. Следовательно, $p(x_f = 1|x_m = 1) = 5/6$. Знаменатель формулы (23) в этом случае $p(x_f = 1) = 0.5$. Таким образом, показатель ассортативности $s_{1,1}(N_1^m > N_1^f = 50) = 5/3 < 2 = s_{1,1}(N_1^m < N_1^f = 50)$. Другими словами, при $N_1^m < N_1^f$ коэффициент $s_{1,1}$ не зависит от N_1^m , но убывает по N_1^m , если $N_1^m > N_1^f$. В случае негативного мэтчинга ситуация прямо противоположная.

Поведение последнего показателя при увеличении доли образованных женщин при неизменной доле образованных мужчин, равной 0.5, проиллюстрировано на рисунках А3 и А4. Рисунок А3 соответствует ситуации позитивной ассортативности, на рисунке А4 смоделирована ситуация негативной ассортативности. Как можно видеть, если доля образованных женщин стремится к 1 при условии неизменной доли образованных мужчин, то независимо от типа ассортативности данный показатель будет стремиться к 1.

Иллюстрация чувствительности показателей ассортативности в случае многокатегориальной характеристики к распределению индивидов по уровню образования в каждой гендерной группе при неизменном типе ассортативности. Для проведения проверки на чувствительность рассмотрим ситуацию, когда уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Нижеследующие примеры будем наблюдать при ситуации абсолютно позитивной ассортативности, механизм которой описан в приложении В. При этом ниже рассмотренные примеры реализуются при фиксированной доли мужчин в каждой из образовательных групп и изменяемой доли женщин. На рисунке А5 показано несколько случаев реализации равновесия на рынке браков, где a_0^f соответствует доли женщин с определённым уровнем образования 0, a_0^m определяет долю мужчин в образовательной категории «0», остальные переменные: $a_1^f, a_2^f, a_1^m, a_2^m$ определяются по аналогии. Во всех ниже рассмотренных случаях $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. Если бы рассматривался случай $a_2^f = a_2^m = 1/3$, то ситуация не отличалась бы от случая с двумя категориями. Во всех нижеприведённых примерах изменялась доля $a_0^f \in (0, 7/8]$ за счёт изменения доли a_1^f .

Рассмотрим случай А), проиллюстрированный на рисунке А5. Здесь $a_0^f < a_1^f$. В рас-

смаатриваемом случае A) будем наблюдать индивидов, не нашедших себе пару, среди мужчин с уровнем образования 0 и 2 и среди женщин в образовательной группе «1». Так как $N_0^f < N_0^m$, то количество пар с одинаковым уровнем образования 0 определяется следующим образом: $N_{0,0}^{mf} = \min\{N_0^f, N_0^m\} = N_0^f$. Тогда, в продолжение проверки на чувствительность показателя ассортативности из работы [Eika et al., 2014] коэффициент ассортативности для образовательной группы «0», рассчитанный по формуле (22), будет иметь следующий вид:

$$s_{0,0} = \frac{N_{0,0}^{mf} N}{N_0^f N_0^m} = \frac{\min(N_0^m, N_0^f) N}{N_0^f N_0^m} = \frac{N_0^f N}{N_0^f N_0^m} = \frac{N}{N_0^m} = \frac{1}{a_0^m} = 3 \quad (24)$$

Таким образом, для случая, когда $N_0^f < N_0^m$, изменение доли женщин группы «0» не влияет на показатель ассортативности при неизменной доле мужчин в образовательной категории «0». Это связано с тем, что каждая женщина из образовательной категории «0» нашла себе пару среди мужчин с таким же уровнем образования. Поэтому вероятность наблюдать женатого мужчину из образовательной группы «0» при условии, что его жена тоже принадлежит к группе «0», равна 1. Следовательно, по формуле (23), показатель ассортативности будет обратно пропорционален вероятности встретить мужчину из образовательной категории «0».

Для случая B) на рисунке А5 нарушается условие $N_0^f < N_0^m$, поэтому верно следующее: $N_{0,0}^{mf} = \min\{N_0^f, N_0^m\} = N_0^m$. В данном случае показатель ассортативности обратно пропорционален доле женщин из образовательной категории «0»:

$$s_{0,0} = \frac{N_{0,0}^{mf} N}{N_0^f N_0^m} = \frac{\min(N_0^m, N_0^f) N}{N_0^f N_0^m} = \frac{N_0^m N}{N_0^f N_0^m} = \frac{N}{N_0^f} = \frac{1}{a_0^f} = 2 \quad (25)$$

Таким образом, в случае B) доля женщин группы «0» влияет на показатель ассортативности. Это связано с тем, что вероятность наблюдать мужчину с уровнем образования 0 при условии, что его жена имеет такой же уровень образования, меньше 1, даже несмотря на то, что мы рассматриваем случай абсолютно позитивной ассортативности. Полученный результат можно объяснить тем, что не все женщины из образовательной категории «0» смогли найти себе пару среди мужчин той же образовательной категории.

Тот же результат будет наблюдаться и для случая C). Отличие случая C) от предыдущего состоит в том, что в случае B) мужчины группы «2» находили себе пару среди женщин группы «1» (ибо среди женщин образовательной категории «1» существует остаток в виде не нашедших себе пару среди мужчин группы «0» и «1»). В то время как, в случае C) мужчины группы «2» вынуждены искать пару среди женщин с уровнем образования 0 (ибо все женщины группы «1» уже нашли себе пару среди мужчин той же группы). Однако, на показатель ассортативности $s_{0,0}$ для образовательной категории «0» это не влияет.

По аналогии можно показать, что для любой группы $j = \{0, 1, 2\}$ показатель ассортативности $s_{j,j}$ будет нечувствителен к доле женщин образовательной категории « j », но чувствителен к доле мужчин группы « j » до тех пор, пока $N_j^m > N_j^f$. На рисунках А6, А7

и A8 показаны результаты изменения показателя ассортативности из работы [Eika et al., 2014] для каждой из образовательных категорий при изменении доли женщин в образовательной категории «0» за счёт изменения доли женщин в группе «1».

Аналогично можно показать, что показатели локальной и глобальной гомогамии, рассмотренные в работе [De Rose and Fraboni, 2015], также чувствительны к распределению мужчин и женщин по уровню образования.

Коэффициент локальной гомогамии в случае нашего примера абсолютно положительной ассортативности принимает следующий вид:

$$h_j = \frac{N_{j,j}^{mf} N - N_j^f N_j^m}{\sqrt{N_j^f (N - N_j^f) N_j^m (N - N_j^m)}} = \begin{cases} \sqrt{\frac{N_j^m (N - N_j^f)}{N_j^f (N - N_j^m)}}, & \text{если } N_j^m < N_j^f \\ 1, & \text{если } N_j^m = N_j^f \\ \sqrt{\frac{N_j^f (N - N_j^m)}{N_j^m (N - N_j^f)}}, & \text{если } N_j^m > N_j^f \end{cases} \quad (26)$$

Таким образом, коэффициент локальной гомогамии будет равен 1 ($h_j = 1$) и будет отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности только в случае, когда $N_j^m = N_j^f$. Поведение показателя локальной гомогамии в случае увеличения доли женщин в образовательной категории «0» за счёт уменьшения доли женщин с уровнем образования 1 при неизменной доле мужчин проиллюстрировано на рисунках A9, A10 и A11. Согласно полученным результатам показатель локальной гомогамии занижает степень положительной ассортативности в случае, если $N_j^f \neq N_j^m$.

Та же проблема возникает и для коэффициента глобальной гомогамии. Поведение этого показателя при увеличении доли женщин группы «0» проиллюстрировано на рисунке A12. Из рисунка видно, что показатель принимает максимальные значения, когда $N_0^f = N_0^m$ и $N_1^f = N_1^m$. Согласно условиям эксперимента доля женщин группы «2» была фиксирована: $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. По этой причине показатель глобальной гомогамии никогда не достигал значения 1. Значение 1 может быть достигнуто показателем глобальной гомогамии только в том случае, когда для всех образовательных категорий выполняется следующее условие: $N_j^m = N_j^f, \forall j = \{0, 1, 2\}$.

На рисунке A13 показано поведение показателя глобальной ассортативности для случая, когда $a_2^f = 1/3$ и изменение значения a_0^f происходит за счёт a_1^f . Когда $a_0^f = 1/3$, доли женщин и мужчин всех образовательных категорий будут совпадать, и в выборке не будут наблюдаться пары с разным уровнем образования супругов. В такой ситуации коэффициент глобальной гомогамии равен 1 (см. в приложении Рисунок A5 случай Г)).

Напоследок проиллюстрируем чувствительность коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициента конкордации τ – Кендалла к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. Для этого был проведен эксперимент, в процессе которого всего было реализовано 1000 репликаций, для каждой из которых была сгенерирована выборка из 1000 наблюдений, и были рассчитаны коэффициенты ранговой корреляции Спирмена и τ – Кендалла. При этом поведение показателей было смоделировано при фиксированной доле мужчин, равной 1/3,

в каждой из образовательных групп и изменяемой доли женщин в образовательной категории «0». Распределение коэффициентов ранговой корреляции Спирмена и τ – Кендалла для разной доли женщин образовательной категории «0» представлено на рисунках A14 и A15 соответственно. Можно заметить, что рассматриваемые коэффициенты будут равны 1 и будут отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности только в том случае, если доли мужчин и женщин во всех образовательных категориях будут совпадать. В нашем же примере доля мужчин образовательной категории «2» ($a_2^m = 1/3$) больше доли женщин в этой же образовательной группе ($a_2^f = 1/8$). Этот случай интересен, ибо всегда существуют мужчины категории «2» не нашедшие себе пару.

Резюмируя настоящий раздел, необходимо отметить, что рассмотренные показатели ассортативности браков по уровню образования за исключением коэффициента, предложенного в работе [Liu and Lu, 2006], имеют недостаток, состоящий в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. Коэффициент ассортативности, предложенный в работе [Liu and Lu, 2006], может быть применён в случае, когда характеристика, по которой осуществляется мэтчинг, является бинарной переменной. Данный факт затрудняет применение этого способа расчёта показателя ассортативности в рамках настоящей работы, так как в данном исследовании уровень образования, как будет показано в главе 3, является ранговой переменной. При дальнейшем анализе будем использовать способ расчёта коэффициента ассортативности браков согласно формуле (22) в силу его простоты с точки зрения интерпретации результатов, а также следования методологии настоящего исследования работе [Eika et al., 2014].

Глава 1.3. Обзор эмпирических исследований ассортативности браков по уровню образования

Интерес к феномену «ассортативность браков» с точки зрения описательных эмпирических исследований возник в начале XX-го века. Одной из первых таких работ стало исследование Артура Харриса [Harris, 1912]. В своей работе он делает обобщение результатов из работ Карла Пирсона, посвящённых ассортативности браков по таким характеристикам, как: возраст, рост, уровень интеллекта, цвет волос и глаз, здоровье, долголетие и глухота. Постепенно интерес к ассортативности браков по физическим характеристикам переместился к изучению данного явления с точки зрения интеллектуальных способностей супругов, их личностных характеристик [Jones, 1929], и, с точки зрения социально-экономических и культурных факторов [Popenoe, 1937; Richardson, 1939; Anderson, 1939; Burgess and Wallin, 1943]. В ряде работ исследуется вопрос ассортативности браков по этническим и расовым признакам в контексте процесса интеграции различных национальных групп между друг другом и коренным населением [Drachsler, 1920], также можно встретить работы, в которых исследуется ассортативность браков по идентичности к религии супругов, с целью определить степень контроля брачного выбора церковью [Kennedy,

1944].

Изучение негативной ассортативности по социально-экономическим характеристикам было продиктовано интересом, возникшим в результате появления исследований социальной мобильности, в которых особое внимание было уделено роли образования и профессионального статуса. Дэвид Гласс в своей работе [Glass, 1954] измеряет уровень взаимодействия между границами социальных групп: чем больше смешанных браков, или, чем выше негативная ассортативность, тем больше открыты социальные группы для индивидов извне; верно и обратное: позитивную ассортативность можно рассматривать как некую форму замкнутости социальных групп. Таким образом, позитивная ассортативность всё чаще начинает рассматриваться как показатель социальной мобильности, культурной открытости и интеграции. Внимание широкого круга исследователей обратила на себя позитивная ассортативность по уровню образования: в своей работе Йерун Шмитс [Smits et al., 1998] на выборке из 65 стран обнаружил перевернутую U-образную зависимость между уровнем социально-экономического развития страны и позитивной ассортативностью браков по уровню образования, которая частично объясняется, преобладающей в стране религиозной культурой и научно-технологической мыслью. Согласно результатам этого исследования те страны, в которых основной религией является католицизм, мусульманство, конфуцианство и католицизм на стыке с протестантизмом характеризуется большей позитивной ассортативностью браков по уровню образования, нежели страны, в которых протестантизм является основной религией.

Интерес к ассортативности браков по уровню образования был продиктован в том числе изменениями, произошедшими на брачном рынке в результате гендерного дисбаланса в пользу женщин в системе образования и их достижений в профессиональной сфере. Такого рода явление коснулось многих стран Европы: в настоящее время женщин, вступивших в брачный и репродуктивный возраст, с более высоким уровнем образования больше, чем мужчин [Grow and Van Bavel, 2015]. По мнению Яна Ван Бавель [Van Bavel, 2012] последствиями такого гендерного дисбаланса в системе образования может явиться изменение брачного поведения с последствиями для уровня брачности и рождаемости.

В своём исследовании Мужжи Чжоу [Zhou, 2015] упоминает о двух гипотезах с точки зрения которых, может объясняться тенденция ассортативности браков по уровню образования. Согласно «общей гипотезе открытости» размывание границ между социальными группами и вытекающая отсюда частота контактов между ними способствует снижению позитивной ассортативности по уровню образования [Smits, Ultee, and Lammers, 1998]. С другой стороны, согласно «гипотезе достижения статуса» позитивная ассортативность по уровню образования должна возрастать, поскольку в постиндустриальном обществе образование становится всё более важным предиктором социально-экономического успеха [Smits, Ultee, and Lammers, 1998].

Однако результаты эмпирических работ, посвящённых ассортативности браков по уровню образования, весьма разнообразнее, чем это предполагается двумя гипотезами, упомянутыми Мужжи Чжоу [Zhou, 2015]. В этом разделе в таблице 2 представлены основные

результаты релевантных эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования в контексте разных стран. Изучение ассортативности браков охватывает период начиная с 1940 года и заканчивая 2011 годом. В рамках рассмотренных работ переменная уровня образования является категориальной переменной.

Согласно изученной эмпирической литературе по рассматриваемой нами проблеме можно выделить следующие определённые тенденции:

- ассортативность браков по уровню образования является позитивной;
- увеличилась доля пар, в которых жена более образована, чем муж;
- доля пар, в которых муж более образован, чем жена, либо неуклонно сокращалась, либо оставалась постоянной.

Больше всего работ по США, поэтому можем наблюдать, что несмотря на одинаковые базы данных и периоды изучения ассортативности браков, авторы часто приходят к противоположным результатам в отношении динамики изучаемого явления. Это позволяет нам говорить не только о тенденции ассортативности, но и о том, что её динамика изменяется в зависимости от различных способов измерения. По другим странам нет такого разнообразия работ с разными показателями ассортативности браков по уровню образования, поэтому этот вопрос интересно исследовать эмпирически.

Большинство исследователей сходятся во мнении о том, что в США динамика позитивной ассортативности имеет восходящий тренд на протяжении последних нескольких десятилетий [Mare, 1991; Eika et al., 2014; Liu and Lu, 2006; Schwartz and Mare, 2005; Greenwood et al., 2014].

Достаточно противоречивый результат по отношению к вышеперечисленным работам был получен в исследовании [Gihleb and Lang, 2016]: результаты не показали значительных изменений в ассортативности браков по уровню образования за последние 50 лет в США (рассматривался период с 1960 по 2010 год). При этом, авторы приходят к выводу о том, что показатель ассортативности браков по уровню образования достаточно чувствителен к количеству категорий в переменной, отражающей уровень образования: при объединении в одну образовательную категорию лиц со средним и высшим профессиональным образованием ассортативность браков растёт, при выделении отдельных групп со средним и высшим профессиональным образованием ассортативность браков сокращается. Авторы данной работы склонны считать, что нет достаточных оснований для вывода о том, что исследуемый тип ассортативности браков имеет тенденцию к возрастанию, наоборот наблюдается динамика к его снижению.

Ещё одной работой с противоречивым результатом в отношении динамики позитивной ассортативности браков по уровню образования стало исследование [Liu and Lu, 2006]. Авторы продемонстрировали, что в зависимости от способа расчёта ассортативности можно получить различные и даже противоречащие друг другу результаты на одной и той же выборке и рассматриваемом периоде исследования. Так, согласно формуле (16), в США

позитивная ассортативность монотонно увеличилась с 0.469 в 1940 году до 0.530 в 1960 году, и достигла своего максимума в 1980 году. После она сократилась до 0.477 в 2000 году. Согласно показателю ассортативности, рассчитанному через коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (см. формулу (14)), ассортативность монотонно росла с 0.431 в 1940 году до 0.447 в 1960 году, также достигла максимума в 0.497 в 1980 году. После она сократилась до 0.451 в 2000 году. Таким образом, ассортативность браков в 2000 году выше, чем в 1940 годах. Однако данный результат не согласуется с результатом, полученным по формуле (16). В то же время ассортативность, рассчитанная через долю пар с одинаковым уровнем образования (см. формулу (13)), свидетельствует о неуклонном её сокращении на протяжении всего рассматриваемого периода.

Исследование [Eika et al., 2014] базируется не только на данных США, но и на данных Норвегии за период 1980 – 2007 годов. Авторы подтверждают гипотезу о том, что для рассматриваемого периода и для рассматриваемых стран характерна позитивная ассортативность. Для Норвегии позитивная ассортативность меньше, чем в США, и росла она быстрее. Динамика ассортативности браков по уровню образования носит неоднородный характер и различается в зависимости от рассматриваемых образовательных групп. Позитивная ассортативность среди лиц с законченным высшим образованием имеет тенденцию к снижению, и восходящий тренд наблюдается среди пар с низким уровнем образования. В то время как, в своей работе Джон Пенкавел [Pencavel, 1998], исследовавший ассортативность браков в США с 1940 до 1990 годов, наоборот фиксировал восходящий тренд среди лиц с высоким уровнем образования, и нисходящий среди лиц с низким уровнем образования.

В своей работе Роберт Маре [Mare, 1991] на данных США приходит к выводу о том, что позитивная ассортативность браков по уровню образования пропорциональна временному промежутку между окончанием школы и вступлением в брак. То есть, вступление в брак после окончания школы увеличивает позитивную ассортативность по уровню образования в силу того, что вероятнее всего в качестве партнёра будет выбран индивид из того же класса или школы с таким же уровнем образования. Данный вывод был подтвержден и в работе [Halpin and Chan, 2003] на данных Ирландии и Британии.

Последние два исследования [Mare, 1991; Halpin and Chan, 2003] объединяет и тот факт, что авторы используют одну и ту же методологию оценки изменения ассортативности браков по уровню образования во времени — *crossings models*. Данный тип моделей оценивает связь между логарифмом количества браков между супругами определённых образовательных групп и различиями в уровне образования супругов. В рамках *crossings models* различают эффект уровня образования каждого из супругов и эффект удалённости между образовательными группами супругов на вероятность брака. Для моделирования разрывов в уровне образования супругов вводят индикаторы пересечения границ образовательных групп. Для оценки эффекта пересечения образовательной границы рассматривается отношение предсказанного числа пар при условии пересечения определённой образовательной границы к предсказанному числу пар при условии отсутствия такого пересече-

ния. В рамках *crossings models* эффект от пересечения каждой образовательной границы оценивается в отдельности. Для пары с конкретным разрывом в их уровне образования эффект от пересечения границ образовательных групп определяется как произведение эффектов от пересечения каждой образовательной границы. Итоговый коэффициент для каждой комбинации уровня образования супругов учитывает не только само расстояние между образовательными группами, но и эффект от того, какие конкретно образовательные границы были пересечены. Так, в рамках показателей ассортативности в главе 1.2. мы предполагали, что в случае позитивной ассортативности формирование пар будет происходить в первую очередь между ближайшими образовательными группами. В рамках же *crossings models* такое предположение не является необходимым, и поэтому имеется возможность оценить нелинейный эффект пересечения границ различных образовательных групп на вероятность брака.

Согласно результатам большинства вышерассмотренных исследований, США характеризуется ростом позитивной ассортативности по уровню образования вплоть до 2007 годов. Но расширив географию исследования ассортативности браков по уровню образования, можно заметить, что в случае Британии [Halpin and Chan, 2003] и 10 восточноазиатских стран [Smits and Park, 2009; Zhou, 2016] позитивная ассортативность неуклонно уменьшалась. Причём, в своём исследовании [Smits and Park, 2009] по восточноазиатским странам авторы утверждают, что позитивная ассортативность будет сокращаться в модернизирующихся обществах: более современных, с высокой долей занятых женщин, испытывающих меньшее влияния конфуцианства.

Ещё одним примером страны, в которой наблюдается тенденция к снижению позитивной ассортативности, является Италия [De Rose and Fraboni, 2015]. В данном случае результат о снижении позитивной ассортативности может быть связан с тем, что авторы использовали достаточно специфичный показатель ассортативности браков по уровню образования. Для Италии характерен рост негативной ассортативности браков в терминах увеличения доли пар, в которых жена более образована, чем муж: доля таких пар увеличилась (с 6.8% в 1973 году до 22.6% в 2013 году). Похожую динамику доли таких браков можно наблюдать и в Гонконге: если в 1981 году доля пар, в которых женщина более образована, чем муж составляла 8%, то в 2011 году — 20% [Zhou, 2016].

В целом следует признать, что тема ассортативности браков по уровню образования в России является неразработанной, и, несмотря на существующее множество зарубежных исследований, посвященных изучению этого явления, нет единой концепции измерения ассортативности браков по уровню образования. В России ассортативность браков по уровню образования исследовалась только в работе «Брачный рынок в России: выбор партнёра и факторы успеха» [Рощина и Рощин, 2008]. Однако, данная работа не содержит в явном виде анализа ассортативности браков по уровню образования: авторы не рассчитывают показатель ассортативности и не комментируют полученные результаты с точки зрения ассортативности. В исследовании приводится только таблица кросс-табуляции, сопоставляющая уровень образования супругов, согласно которой в 32.5% случаев браки

заклучались между индивидами с одинаковым уровнем образования. В этой же работе можно найти результаты с матрицей выборочных корреляций между характеристиками супругов, среди которых исследуется количество лет обучения. Авторы отмечают высокое значение коэффициента корреляции между уровнями образования супругов на уровне 0.406. Несмотря на то, что эмпирическая база исследования охватывает период с 1994 по 2003 годы, авторы представляют усреднённые результаты по объединённым данным за десятилетний период, что не позволяет проследить динамику доли пар с одинаковым уровнем образования. Следовательно, проведение исследования ассортативности браков по уровню образования супругов в России является весьма актуальной задачей.

Таблица 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Автор исследования	Выборка исследования	Переменная об уровне образования	Способ измерения ассортативности браков	Основные результаты
Repcavel, J., 1998	США; 1940, 1960, 1990 гг.; Супружеские пары в возрасте 25 – 34 лет	Категориальная; 5 категорий: <9, 9-11, 12, 13-15, >15	Доля пар с одинаковым уровнем образования (см. формулу (13))	<ul style="list-style-type: none"> – наблюдается позитивная ассортативность на уровне всех образовательных категорий; – среди высокообразованных групп она увеличивалась, среди низкообразованных сокращалась; – к 1990 году увеличилась доля пар, в которых один из супругов более образован, чем другой; – значительно увеличилась доля пар, в которых жена имеет высшее образование, а супруг более низкий уровень образования.
Mare 1991	США; 1940(10)1980, 1985-1987 гг.; Супружеские пары в возрасте 16 – 34 лет и 21 – 39 лет, состоящие в браке 1 год и 5-6 лет соответственно на момент проведения исследования	Категориальная; 5 категорий: <10, 10-11, 12, 13-15, >15	Crossings models	<ul style="list-style-type: none"> – наблюдается позитивная ассортативность на уровне всех образовательных категорий; – степень ассортативности по уровню образования является позитивной “жесткости” границ социальных границ; – позитивная ассортативность обратна пропорциональна временному промежутку между окончанием школы и вступлением в брак; – в период 1930-х – 1970-х гг. позитивная ассортативность растёт, после оставалась постоянной и даже незначительно сокращалась.

Продолжение Таблицы 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Schwartz, C. США; 1940, 1960(10)2000 гг.; Супружеские пары в возрасте 18 – 40 лет, состоящие в браке 2 года и больше 2 лет на момент проведения исследования	Категориальная; 5 категорий: <9, 9-11, 12, 13-15, >15	Crossings models
– наблюдается позитивная ассортативность на уровне всех образовательных категорий;	– позитивная ассортативность растёт, однако в период 1990-х годов оставалась постоянной;	
– с 1940 до начала 1970-х годов увеличивается доля пар с одинаковым уровнем образования за счёт сокращения неравных браков по уровню образования супругов, в которых оба партнёра были относительно высокообразованными;	– начиная с начала 1970-х годов доля смешанных браков между высокообразованными индивидами оставалась постоянной, в то время как доля браков в которых один из супругов имеет высокий уровень образования, а другой образование на уровне школы, существенно сократились;	
– с середины 1970-х годов наблюдается снижение доли пар, в которых муж более образован, чем жена: если в 1940 доля таких пар составляла 45%, в середине 1970-х 60%, то в 2000-х годах опять сократилась до 45%.		
– наблюдается позитивная ассортативность в течение рассматриваемого периода;		
– если в 1960 году ассортативность браков по уровню образования была на уровне 0.33, то в середине 1970-х годов на уровне 0.40. После наблюдается спад (до 0.37) вплоть до 2000 году, а затем незначительный рост до уровня 0.38.		
Greenwood J. США; 1960(10)2000, 2005 гг.. Состоящие в браке респонденты в возрасте 25 – 54 лет, проживающие самостоятельно или с детьми или с другими членами семьи, возраст которых до 19 лет	Категориальная; 5 категорий: неполное среднее образование, среднее образование, неоконченное среднее специальное образование, среднее специальное образование, высшее образование	Линейная регрессионная модель численности пар с определённым уровнем образования

Продолжение Таблицы 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Li, H. and J. Lu, 2006	США; 1940, 1960(10)2000 гг. Супружеские пары в возрасте 36 – 45 лет	Категориальная; 2 категории: выскообразованные (образование выше среднего) и низкообразованные (образование на уровне средней школы и ниже)	Доля супружеских пар с одинаковым уровнем образования (см. формулу (13)); Коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (см. формулу (14)); Коэффициент, предложенный авторами настоящей работы, который рассчитывается по формуле (16)	<ul style="list-style-type: none"> – наблюдается позитивная ассортативность в рассматриваемый период; – авторы показали, что в зависимости от способа расчёта ассортативности можно получить различные и даже противоречащие друг другу результаты на одной и той же выборке и рассматриваемом периоде исследования.
Smits J., Park H., 2009	10 восточноазиатских стран: Япония, Корея, Тайвань, Гонконг, Сингапур, Индонезия, Малайзия, Таиланд, Филиппины, Китай; Супружеские пары, вступившие в брак в 1950(10)1990-х гг..	Категориальная; 6 категорий: без образования или неполное начальное образование; начальное образование; неполное среднее образование; среднее образование; неполное высшее профессиональное образование; полное высшее профессиональное образование	Crossings models	<ul style="list-style-type: none"> – наблюдается позитивная ассортативность в течение рассматриваемого периода; – позитивная ассортативность существенно уменьшилась. Это снижение было более слабым в Китае, в Таиланде и на Филиппинах; – в среднем по 10 странам среди высокообразованных индивидов позитивная ассортативность сократилась, среди низкообразованных увеличилась. Прирост пар с одинаковым низким уровнем образования объясняется тем, что по мере расширения охвата школьным образованием, группа остальных индивидов, не получив школьного образования, образует группу лиц с ограниченными перспективами на рынке труда. Чем больше растёт образованная остальная часть, тем больше эта группа становится изолированной, в том числе с точки зрения выбора партнёра. Таким образом, такого рода изолированность может способствовать позитивной ассортативности среди низкообразованных индивидов.

Продолжение Таблицы 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Nařin V., Ирландия, Британия; 1973, 1986/7, 1994/5 гг.. Супружеские пары, которые состояли в браке более 5 лет на момент проведения исследования	Категориальная; 4 категории: начальное образование; среднее образование; профессиональное; высшее образование	Crossings models	<ul style="list-style-type: none"> – для рассматриваемых стран и периода характерна позитивная ассортативность; – в 1970-е годы степень позитивной ассортативности по уровню образования была гораздо слабее в Ирландии, чем в Британии; – с 1970-х позитивная ассортативность имела нисходящий тренд в случае Британии, и восходящий в случае Ирландии, который затем оставался постоянным; – как в Британии, так и в Ирландии позитивная ассортативность среди высокообразованных групп увеличивалась, а среди низкообразованных сокращалась.
--	---	------------------	---

Zhou M., 2016 Гонконг; 1981(5)2011 гг.. Супружеские пары в возрасте 21 – 60 лет	Категориальная; 5 категорий: начальное образование и более низкий уровень образования; неполное среднее образование; полное среднее образование; полное профессиональное образование; высшее профессиональное образование	Crossings models	<ul style="list-style-type: none"> – наблюдается позитивная ассортативность в течение рассматриваемого периода; – позитивная ассортативность имеет тенденцию к сокращению: если в 1981 году доля пар с одинаковым уровнем образования была на уровне 65%, то в 2011 году на уровне 50%; – доля пар, в которых муж более образован, оставалась постоянной в течении рассматриваемого периода; – доля пар, в которых женщина более образована, чем мужчина, росла: если в 1981 году доля таких пар составляла 8%, то в 2011 – 20%.
---	---	------------------	--

Продолжение Таблицы 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Eika, L., США, Норвегия; Mogstad, M., 1980-2007 гг.; Zufar, B., 2014	Категориальная; 4 даемой вероятности о том, что мужчина с характеристикой i ($x_m = i$) состоит в браке с женщиной с характеристикой j ($x_f = j$), к вероятности, которая реализовалась бы при случайном мэтчинге (см. формулу (22))	наблюдены	– для рассматриваемых стран и периода характерна позитивная ассортативность;
			– позитивная ассортативность росла быстрее в Норвегии, чем в США;
			– степень позитивной ассортативности по уровню образования была гораздо слабее в Норвегии, чем в США;
			– среди высокообразованных индивидов позитивная ассортативность сократилась, а среди низкообразованных увеличилась.
De Rose A., Италия; Fraboni R., 1973(10)2013	Категориальная; 3 Локальный показатель гомогамии (см. формулу (20)); глобальный показатель гомогамии (см. формулу (21))	гг. Супружеские пары в возрасте 15 – 49 лет	– наблюдается позитивная ассортативность в течение рассматриваемого периода;
			– позитивная ассортативность сократилась с 83.5% в 1973 года до 68.9% в 2013 году, достигнув минимума в 2003 году в 64.9%;
			– Доля пар, в которых жена более образована, увеличилась с 6.8% в 1973 году до 22.6% в 2013 году;
			– Доля пар, в которых муж более образован, сократилась с 9.7% в 1973 году до 8.9% в 2013 году.

Продолжение Таблицы 2: Основные результаты эмпирических работ, исследующих ассортативность браков по уровню образования супругов в контексте разных стран

Gihleb and Lang, 2016	США; 1960(10)2010 гт. Супружеские пары в возрасте 30–34 лет	Категориальная; 6 категорий: <10, 10-11, 12, 13-15, 16, >16	Коэффициент ранговой корреляции Спирмена; Коэффициент конкордации τ – Кендалла; Нормированный на количество совпадений коэффициент τ_b – Кендалла; Коэффициент корреляции между уровнями образования супругов	– для рассматриваемых стран и периода характерна позитивная ассортативность; – позитивная ассортативность сокращалась: согласно показателю ассортативности, рассчитанному через коэффициент корреляции между уровнями образования супругов и коэффициент ранговой корреляции Спирмена, ассортативность моногамно сокращалась с 0.96 в 1940 году до 0.93 в 2010 году; согласно коэффициенту конкордации τ – Кендалла также моногамно сокращалась с 0.71 до 0.68; нормированный на количество совпадений коэффициент τ_b – Кендалла показывает динамику снижения позитивной ассортативности с 0.93 до 0.88.
-----------------------	--	---	---	--

Глава 2. Анализ влияния ассортативности браков на неравенство

Глава 2.1. Методология эконометрического анализа влияния ассортативности браков на неравенство

Как мы убедились в главе 1.3., существует немало эмпирических работ в зарубежной литературе, исследующих ассортативность браков по уровню образования. Однако, немногие исследователи задумывались о том, что такой паттерн брачного поведения, как позитивная ассортативность браков по уровню образования, может являться одним из важных факторов неравенства по доходам. Статистические наблюдения многих исследователей показывают положительную корреляцию между уровнем образования индивида и его доходами. Представляя ситуацию, что мужчина с высоким уровнем образования женится на высокообразованной женщине, можно предположить о том, что их совокупной трудовой доход будет выше, и поляризация общества по доходам должна усиливаться. Ввиду расширения доступа в сфере высшего образования последний процесс может быть усилен, поскольку индивид с высоким уровнем образования с большей вероятностью найдёт себе пару среди таких же высокообразованных лиц. Тем временем, индивидам с более низким уровнем образования остаётся искать себе пару среди таких же низкообразованных лиц, потенциально не имеющих больших знаний, которые позволили бы им работать лучше и получать более высокий трудовой доход. Таким образом, по мере того как, заключение брака между индивидами с одинаковым уровнем образования будет становится более распространённым паттерном брачного поведения, поляризация общества по доходам будет усиливаться.

Но является ли эмпирически доказуемым тот факт, что ассортативность браков по уровню образования супругов может являться одним из значимых факторов неравенства по доходам в России? В настоящей работы мы постарались дать ответ на этот вопрос, тем самым восполнить существующий пробел в отечественных исследованиях, по этой проблематике.

Для анализа уровня и факторов неравенства использовался популярный в литературе метод декомпозиции, предложенный в работе [DiNardo et al., 1996]. Это непараметрический метод декомпозиции, по смыслу напоминающий декомпозицию Оахаса [Оахаса, 1973], но в отличие от последнего, он позволяет оценить разницу не только в средних, но и в значениях плотности распределения уровня доходов.

Так, например, в работе [Eika et al., 2014] был использован метод декомпозиции эффектов в приложении к ассортативности браков по уровню образования. В этом исследовании [Eika et al., 2014] рассматривается изменение показателей неравенства по доходам за некоторый период при условии, что один из факторов фиксируется на уровне базового года, в то время как прочие факторы меняются во времени. Стоит отметить, что применённый в этой работе метод для анализа вклада ассортативности браков по уровню образованию в

неравенство по доходам отличается от метода декомпозиции эффектов, предложенного в работе [DiNardo et al., 1996]. Отличие состоит в том, что в работе [Eika et al., 2014] рассматривается изменение неравенства при условии контрфактических сценариев по одному из факторов. Так, авторы этой статьи исследовали, как изменилось бы распределение доходов населения за период с 1980 по 2007 годы, если бы позитивная ассортативность оставалась неизменной на уровне 1980 года. В работе же [DiNardo et al., 1996] рассматривается цепная декомпозиция: оценивается эффект изменения каждого фактора в отдельности на динамику распределения доходов при условии фиксированных значений других факторов. Более того, в работе [Eika et al., 2014] была предложена стохастическая процедура мэтчинга для оценки контрфактической выборки.

В рамках же настоящей работы для анализа вклада ассортативности браков по уровню образованию в неравенство по доходам будет использована методология, предложенная в работе [DiNardo et al., 1996]. Рассмотрим вариант метода декомпозиций, предложенного в работе [DiNardo et al., 1996], более подробно. В рамках данного метода сравниваются плотности распределения доходов при изменении одного из факторов во времени, в то время как прочие факторы фиксируются на уровне базового года. Данный метод позволяет разложить общий эффект изменения неравенства по доходам на контрфактические эффекты каждого фактора в отдельности при условии неизменных остальных факторов.

Обозначим через y уровень дохода домохозяйства, а через x — уровень образования супругов ($x = [i, j]$ соответствует образованию мужчины на уровне i и уровню образования женщины, равному j). Представим, что в выборке существует T периодов времени. Каждый период времени характеризуется своим распределением пар по доходам и другим интересующим исследователя характеристикам. Обозначим $f(y|t_y)$ как плотность распределения доходов в период t_y , $f(x|t_{ij})$ — плотность распределения пар по уровню образования в период t_{ij} . Соответственно, $f(y, x|t_y, t_{ij})$ — совместная функция плотности распределения пар по уровню доходов, измеренному в период t_y , по уровню образования, измеренному в период t_{ij} . Каждой вышеописанной функции плотности $f(\bullet)$ будет соответствовать функция распределения вероятности $F(\bullet)$.

Представим, что исследователя интересует контрфактическое распределение доходов в период $t = t_1$ при условии уровня ассортативности, соответствующего периоду $t = t_0$. Это означает, что его интересует маргинальная плотность распределения доходов $f(y|t_{ij} = t_0, t_y = t_1)$ при условии выборки по доходам периода t_1 и распределения по уровню образования супругов периода t_0 .

Для того, чтобы оценить плотность распределения доходов, авторы используют оценку ядерной плотности с помощью метода Parzen & Rosenblatt. Однако, напрямую оценить искомую плотность распределения невозможно, поскольку каждому значению уровня образования супругов периода t_0 невозможно однозначно сопоставить значения доходов в период t_1 .

Для того, чтобы решить данную проблему, вводится взвешивающая функция ψ_x , которая позволяет оценить контрфактическую функцию плотности, используя выборку

периода t_1 . Это реализуется следующим образом. Теоретическая маргинальная функция плотности доходов может быть выражена следующим образом:

$$\begin{aligned} f(y|t_y, t_{ij}) &= \int_{x \in \Omega_x} f(y, x|t_y = t_1, t_{ij} = t_0) dx = \int_{x \in \Omega_x} f(y|x; t_y = t_1, t_{ij} = t_0) f(x|t_{ij} = t_0) dx = \\ &= \int_{x \in \Omega_x} f(y|x; t_y = t_1, t_{ij} = t_0) \frac{dF(x|t_{ij} = t_0)}{dF(x|t_{ij} = t_1)} dF(x|t_{ij} = t_1) = \\ &= \int_{x \in \Omega_x} f(y|x; t_y = t_1, t_{ij} = t_0) \psi_x(x|t_y = t_1, t_{ij} = t_0) dF(x|t_{ij} = t_1) \end{aligned} \quad (27)$$

где

$$\psi_x(x|t_y = t_1, t_{ij} = t_0) = \frac{dF(x|t_{ij} = t_0)}{dF(x|t_{ij} = t_1)} \quad (28)$$

Теперь, если ψ_x известна, можно на основании данных выборки t_1 оценить контерфактическую плотность распределения по доходам. Однако, проблема заключается в том, чтобы оценить взвешивающую функцию ψ_x . Для того, чтобы это сделать, [DiNardo, et al., 1996] предлагают расписать уравнение (28) с помощью формулы Байеса:

$$\psi_x(x|t_y = t_1, t_{ij} = t_0) = \frac{P(t_{ij} = t_0|x) dF(x)}{P(t_{ij} = t_0)} \frac{P(t_{ij} = t_1)}{P(t_{ij} = t_1|x) dF(x)} = \frac{P(t_{ij} = t_0|x) P(t_{ij} = t_1)}{P(t_{ij} = t_1|x) P(t_{ij} = t_0)} \quad (29)$$

Здесь $P(t_{ij} = t_s), s \in \{0, 1\}$ — безусловные вероятности наблюдать выборку $t_{ij} = t_s$, которую можно рассчитать как долю выборки периода t_s в общей выборке: $N(t_s)/(N(t_0) + N(t_1))$. Для того, чтобы рассчитать условную вероятность $P(t_{ij} = t_s|x), s \in \{0, 1\}$ наблюдать выборку $t_{ij} = t_s$ при условии значений x , строится пробит-модель, в которой в качестве зависимой переменной выступает дамми-переменная на принадлежность к выборке $t_{ij} = t_s$, а в качестве объясняющих переменных — значения уровня образования супругов x . На основании данной пробит-модели оценивается предсказанная вероятность $P(t_{ij} = t_s|x)$. Зная оценки вышеописанных вероятностей, можно оценить взвешивающую функцию. С помощью оценённой взвешенной функции есть возможность оценить контерфактическую функцию плотности $f(y|t_y, t_{ij})$.

На основании сравнения контерфактической и наблюдаемых выборок, можно сделать вывод об изменении неравенства доходов в результате изменения уровня ассортативности. В рамках настоящего исследования влияние позитивной ассортативности на поляризацию общества по доходам мы будем исследовать с помощью индекса Джини и децильных коэффициентов дифференциации доходов. Такие же показатели неравенства использовались и в работе [Eika et al., 2014].

Показатели неравенства, такие, как коэффициент Джини и децильные коэффициенты дифференциации доходов, являются функциями от распределения доходов. Обозначим $g(F(\bullet))$ как некоторую функцию от значения функции распределения доходов. Тогда из-

менение уровня неравенства при условии данного контрфактического сценария можно посчитать следующим образом:

$$g(F(y|t_y = t_1, t_{ij} = t_1)) - g(F(y|t_y = t_1, t_{ij} = t_0)) \quad (30)$$

Здесь $g(F(y|t_y = t_1, t_{ij} = t_1))$ — посчитанный коэффициент неравенства по наблюдаемым данным в период $t = t_0$, а $g(F(y|t_y = t_1, t_{ij} = t_0))$ — коэффициент неравенства, посчитанный на основании контрфактической выборки.

Коэффициенты неравенства для контрфактических выборок в рамках данной работы были посчитаны на основании данных по доходам периода t_1 с помощью перевзвешивания на основании весовой функции ψ_x .

Глава 2.2. Опыт эмпирических исследований влияния ассортативности браков на неравенство

Усиление позитивной ассортативности браков по уровню образования будет вести к тому, что поляризация общества по доходам будет усиливаться. Но вместе с тем, последние несколько десятилетий наблюдалась тенденция расширения доступа к высшему образованию, что само по себе должно было сглаживать неравенство по доходам. Поскольку высшее образование перестаёт быть редким ресурсом, поэтому отдача от него может сокращаться. Следовательно, важность такого паттерна брачного поведения, как формирование пар между индивидами с одинаковым уровнем образования, с точки зрения фактора роста неравенства, может снижаться.

Столь противоречащие друг другу тенденции, находят отражения и в результатах ряда зарубежных эмпирических работ: одни исследователи приходят к выводу о том, что позитивная ассортативность браков по уровню образования имеет высокий вес в терминах фактора неравенства, другие исследователи, наоборот, приводят подтверждения, что такой вид ассортативности не входит в число значимых факторов роста неравенства. Наряду с неопределённостью в отношении значимости позитивной ассортативности для объяснения неравенства по доходам, настоящая тема пока остаётся не достаточно изученной и требует расширения с точки зрения географии исследования, поскольку больше всего работ представлено по США. Поэтому влияние позитивной ассортативности браков по уровню образования на неравенство по доходам требует дальнейшего изучения и эмпирической оценки.

Одной из работ по данным США, анализирующей влияние ассортативности браков по уровню образования на неравенство по доходам, является исследование [Greenwood J. et al., 2014]. Временной период исследования охватывает 1960—2005 годы. В этой работе авторы исследуют влияние такого типа ассортативности на поляризацию общества по доходам с помощью индекса Джини и кривых Лоренца при условии участия женщин в рабочей силе. Во-первых, авторы показали, что позитивная ассортативность браков по уровню образования положительно связана с уровнем неравенства по доходам: индекс

Джини при условии позитивной ассортативности выше, чем в случае случайной ассортативности. Во-вторых, как уже было отмечено в главе 1.3., в период 1960—1970 годов в США наблюдался рост позитивной ассортативности. В-третьих, было показано, что чем ниже доля участия женщин в рабочей силе, тем выше уровень неравенства по доходам.

В этой работе [Greenwood J. et al., 2014] уровень ассортативности был рассчитан с помощью линейной регрессионной модели численности пар с определённым уровнем образования. На основании данной регрессии была построена таблица смежности распределения мужей и жён по уровню образования. На основании данной таблицы авторы пересчитали распределение супругов по уровню образования для ситуации случайной ассортативности. После, были пересчитаны перцентили распределения супружеских пар по уровню доходов с учётом изменения распределения супругов по уровню образования. И наконец, был посчитан индекс Джини для ситуации случайной ассортативности и сопоставлен с индексом Джини по наблюдаемым данным.

Результаты исследования [Breen, Salazar, 2011] вышли несколько противоречивыми по отношению к вышеуказанной работе [Greenwood J. et al., 2014]: изменение в уровне позитивной ассортативности оказывает незначимое влияние на поляризацию общества по доходам в США с конца 1970-х по начало 2000-х годов. Этот вывод был сделан на основании энтропийного индекса Тейла, посчитанного по всей выборке в целом, внутри образовательных групп и между образовательными группами. В качестве показателя позитивной ассортативности была выбрана доля пар с одинаковым уровнем образования. Изменение индекса Тейла при изменении уровня позитивной ассортативности как внутри образовательных групп, так и между ними, оказалось статистически незначимым. Авторы утверждают о том, что данный результат контринтуитивен при условии роста позитивной ассортативности, роста отдачи от образования и, как следствие, усиления поляризации общества по доходам в рассматриваемый период времени. Эти процессы должны увеличивать неравенство по доходам как внутри образовательных групп, так и между ними. Авторы объясняют полученный результат тем, что позитивная ассортативность в рассматриваемый период времени росла только среди низкообразованных пар, в то время как среди высокообразованных сокращалась. Этот результат был подтверждён симуляционными экспериментами и проверен на робастность заменой агрегированного дохода супругов доходом домохозяйства.

Расширяя географию исследования позитивной ассортативности, как фактора неравенства по доходам, необходимо упомянуть об исследовании [Breen, Andersen, 2011] на основании данных Дании за 1987 и 2006 годы. В этой работе использована методология определения связи позитивной ассортативности и неравенства по доходам, аналогичная вышеупомянутой статье [Breen, Salazar, 2011]. Особенность настоящей работы состоит в стране проведения исследования, поскольку Дания характеризуется низким уровнем неравенства по доходам, но при этом низким уровнем участия в рабочей силе. Это связано с социальной политикой, проводимой в этой стране. По этой причине помимо доходов самих домохозяйств авторы учитывали также и выплаты государства. Авторы настоящей рабо-

ты показали, что за рассматриваемый период уровень неравенства по доходам вырос, но позитивная ассортативность браков по уровню образования сократилась. Поэтому, изменение последнего связано не с изменением в брачном поведении, а в изменении распределения индивидов по образовательным группам. Эффект влияния сокращения позитивной ассортативности на поляризацию общества по доходам, очищенный от влияния изменения распределения индивидов по образовательным группам, оказался незначимым.

Возвращаясь к исследованиям по США, рассмотрим работу [Eika et al., 2014]. В настоящей статье для анализа влияния позитивной ассортативности на неравенство по доходам используется метод декомпозиции эффектов, который описан в разделе 2.1. настоящей работы. Согласно полученным результатам, позитивная ассортативность является одним из важных факторов, объясняющих дифференциацию населения по денежным доходам. Однако, такой вид брачного поведения едва оказал влияние на рост неравенства по доходам в рассматриваемый период времени. Полученный результат, авторы объясняют тем, что сокращение доли пар с одинаковым уровнем образования среди высокообразованных было нивелировано увеличением доли таких пар с низким уровнем образования. Наравне с позитивной ассортативностью авторы настоящей работы исследовали вклад и других факторов в неравенство: отдачи от образования и распределения по образовательным группам. Согласно полученным результатам, увеличение отдачи от образования привело к значительному увеличению неравенства по доходам. Однако последний эффект был смягчён увеличением доли женщин в студенческом контингенте.

Ещё одной работой, в которой для анализа влияния позитивной ассортативности на дифференциацию населения по денежным доходам используется метод декомпозиции эффектов, подобный по смыслу описанному в разделе 2.1., является исследование [Lu, et al., 2011]. В своей статье авторы на основе данных для Канады за 1980—2005 годы показали, что сокращение позитивной ассортативности браков по уровню образования приводит к сокращению неравенства по доходам. В качестве показателя позитивной ассортативности авторы использовали долю пар с одинаковым уровнем образования, в качестве показателей неравенства рассматривали децильные коэффициенты дифференциации доходов и индекс Джини. Также в рамках этой работы было показано, что увеличение уровня занятости мужчин и женщин, рост уровня образования сокращает неравенство, в то время как увеличение отдачи от высшего образования, рост доли одиноких индивидов и неполных семей с одним из родителей приводит к поляризации общества по доходам.

В российской экономической литературе тема влияния позитивной ассортативности на поляризацию общества по доходам, остаётся не изученной. Одной из релевантных российских работ по анализу динамики уровня и факторов неравенства является совместная работа [Овчарова Л. Н. и др., 2016]. В настоящем исследовании авторы показывают, что вклад высшего образования, как фактора неравенства доходов, в период быстрого экономического роста, набирает максимальный вес, но в период стагнации экономики начинает снижаться. К таким же выводам приходят авторы и другой работы по данным России [Овчарова и др., 2014]. Если в первой половине 2000-х удельный вес высшего образова-

ния в неравенство составлял 7—8%, то в 2005—2006 годах он достигал 10%, но с началом кризиса 2008 года его вклад в неравенство сократился и составил 6—7%.

Как можно видеть, имеющиеся работы по России, изучающие факторы дифференциации общества по денежным доходам, не содержат анализа факторов неравенства с точки зрения позитивной ассортативности браков по уровню образования. Следовательно, вопрос влияния позитивной ассортативности на поляризацию общества по доходам в России остаётся открытым.

Глава 3. Оценка уровня брачной ассортативности по уровню образования и её влияние на неравенство в России

Глава 3.1. Описание данных

Анализ ассортативности браков и её влияния на неравенство в России осуществлялся на данных общенациональных репрезентативных опросов домохозяйств «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ» (РМЭЗ НИУ ВШЭ), проводимых ежегодно с 1992 года³. В рамках данной работы использовались данные опросов с 1995 года по 2015 год с промежутком в 5 лет.

Для настоящей работы данные РМЭЗ НИУ ВШЭ подходят тем, что являются репрезентативными на уровне страны в целом и содержат информацию о социально-экономических (размеры, структура, источники доходов, занятость, уровень образования и т.п.) и демографических характеристиках индивидов (пол, возраст, семейное положение и т.п.). Более того, данные РМЭЗ НИУ ВШЭ содержат информацию о родственных связях внутри отдельного домохозяйства, что позволило соотнести супругов. В рамках настоящего исследования информация о родственных связях использовалась из данных обследований по вопросам домохозяйств в силу их большей достоверности. В то время как основным и более достоверным источником о социально-экономических и демографических характеристиках респондентов явились вопросы индивидов.

Специфика постановки настоящего исследовательского вопроса предполагает в каждом отдельном наблюдении базы данных в разрезе индивидов наличие информации о характеристиках не только самого респондента, но и его/её супруги(а). Однако индивидуальный вопросник РМЭЗ НИУ ВШЭ не предусматривает данный блок вопросов. Поэтому в настоящей работе была построена новая база данных посредством объединения данных обследований по вопросам домохозяйств и по вопросам индивидов, где для каждого отдельного наблюдения (респондента) была добавлена информация о социально-экономических и демографических характеристиках его/её супруги(а). Таким образом, из анализа исключены те респонденты, кто на момент проведения опроса не имел партнёра. Необходимо отметить, что в рамках настоящего исследования мы не делаем различий между незарегистрированным и зарегистрированным браком.

Выборка настоящего исследования была ограничена индивидами, которые входят в выборку, репрезентирующее население России в определённой волне и имеют значение «1» в соответствующей переменной ORIGSAM. Вместе с тем выборка была ограничена респондентами не моложе 18 лет, так как согласно действующему законодательству РФ брачный

³ «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE)», проводимый Национальным исследовательским университетом "Высшая школа экономики" и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН. (Сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>)».

возраст в России устанавливается в 18 лет⁴. Также в силу ограничения на возраст для вступления в брак, выборка исследования была ограничена респондентами, у которых супруг/супруга старше 18 лет. Наблюдения, по которым отсутствовали сведения по базовым демографическим характеристикам (пол, возраст), были исключены из выборки. Кроме того, в выборку исследования не вошли наблюдения с отсутствующей информацией об уровне образования либо у самого респондента, либо у его/её супруги(а). Стоит отметить, что доля таких наблюдений в общей выборке не велика, следовательно, их удаление из выборки не привнесло серьезных искажений. Следует подчеркнуть, что при дальнейшем анализе будут введены дополнительные ограничения выборки исследования, связанные с уровнем дохода самого респондента и его/её супруги(а).

С учётом выше указанных ограничений итоговая выборка исследования состоит из 27208 наблюдений по индивидам или 12705 наблюдений по домохозяйствам⁵. В среднем для каждого года рассматриваемого периода выборка исследования составляет 5400 наблюдений по индивидам или 2500 наблюдений по домохозяйствам. Распределение наблюдений по годам неравномерное: меньше всего наблюдений за 2005 год — 3826 наблюдений по индивидам или 1785 наблюдений по домашним хозяйствам, больше всего наблюдений в 2010 году — 7978 наблюдений по респондентам или 3704 наблюдения по домохозяйствам.

Описательные характеристики выборки исследования за рассматриваемые годы представлены в приложении в Таблице А1. На основании дескриптивных статистик видно, что средний возраст респондентов увеличился с 44.4 лет в 1995 году до 48.4 лет в 2015 году. Это может быть связано со старением населения и/или с увеличением среднего возраста вступающих в брак. В среднем в 2015 году и мужчины и женщины постарели на 4 года по сравнению с 1995 годом. На протяжении рассматриваемого периода средняя разница в возрасте между мужьями и жёнами почти не менялась и находилась в пределах 2.0 – 2.2 года.

Во все годы, за исключением 2000, наибольшую представленность в выборке имеют респонденты, проживающие в Центральном федеральном округе, их доля варьируется в пределах 23 – 26%. В разрезе типа населённого пункта статистика показывает, что доля респондентов, проживающих в областных центрах, является самой многочисленной во все годы и изменяется в пределах 36 – 39%. Структура выборки по месту проживания и типам поселений в целом соответствует данным Росстата (см. приложение Таблица А1).

В приложении в Таблице А2 представлены ответы респондентов о семейном положении из индивидуальных опросников в гендерном разрезе. Следует подчеркнуть, что в зависимости от года проведения исследования формулировка вопроса о семейном положении и варианты ответа на него претерпевали некоторые изменения. В вопросниках до 1998 года задавался только один вопрос о семейном положении в следующей формулировке: «Состоите ли Вы в браке?», поэтому в Таблице А2 для 1995 года приведена категория «Состоите в браке», которая для последующих лет была уточнена следующими вариантами ответов: «Состоите в зарегистрированном браке», «Живёте вместе, но не зарегистрированы»,

⁴"Семейный кодекс Российской Федерации" от 29.12.1995 № 223-ФЗ (ред. от 30.12.2015)

⁵В некоторых домохозяйствах было выделено две и более семейные пары

«Официально зарегистрированы, но вместе не живут».

Поскольку источником информации при соотнесении супругов служили данные обследований по вопросникам домохозяйств, важно проверить, насколько данная информация соотносится со сведениями о семейном положении в индивидуальном опроснике. На основании данных из Таблицы А2 можно заметить, что по каждому году обследования сумма категорий респондентов, которые не состоят в браке: «Никогда в браке не состояли», «Разведены и в браке не состоите», «Вдовец(вдова)», «Официально зарегистрированы, но вместе не живут», изменяется в пределах 0.6 – 3.2%. Таким образом, больших разночтений в ответах респондентов о семейном статусе в индивидуальном опроснике и в семейном опроснике не наблюдается. Следовательно, такие незначительные различия не принесут серьезных искажений в результаты исследования.

На основании дескриптивных статистик видно, что изменяется институт семьи: растёт доля незарегистрированных браков, и сокращается доля зарегистрированных браков. В 2015 году по сравнению с 2000 годом распространённость незарегистрированных браков выросла на 5.8 п.п., в то время как, доля, состоящих в зарегистрированном браке, сократилась на 5.3 п.п.. Также, интересно посмотреть, как распределились ответы респондентов о семейном положении в гендерном разрезе, поскольку существует расхождение мнений мужчин и женщин в отношении семейного статуса: женщинам свойственно принимать неофициальную форму брака за официальную, в то время как мужчины, вне зависимости от статуса о семейном положении, склонны к ответу, что они холосты. Согласно полученным результатам ответы мужчин и женщин о статусе их семейного положения почти совпадают (см. приложение Таблица А2).

Перейдем к анализу дескриптивных статистик переменной об уровне образования, которая составляет основной интерес в рамках настоящего исследования. В данной работе респонденты были отнесены к одной из пяти взаимоисключающих групп по уровню образования: окончил 0 – 6 классов, незаконченное среднее образование (7 – 8 классов), законченное среднее образование, законченное среднее профессиональное образование, законченное высшее профессиональное образование и выше (см. приложение Рисунок А16). Из результатов видно, что самой многочисленной образовательной группой явились индивиды с законченным средним образованием. Также широко были представлены индивиды с полным средним профессиональным образованием и с полным высшим профессиональным образованием и выше. В то же время из рисунка А16 видно, что в отношении образовательной группы лиц с полным высшим профессиональным образованием прослеживается восходящий тренд ⁶. В конце периода (2015 год) доля лиц с полным высшим

⁶В конце рассматриваемого периода более широкая представленность лиц в образовательной группе с законченным высшим профессиональным образованием и выше может быть результатом расширения системы высшего образования. Так, в России в 1995 году на начало учебного года насчитывалось 762 вуза, в которых училось 2790.7 тыс. студентов. В 2008 году численность студентов достигла 7513.1 тыс. человек, но уже в последующие годы наблюдалось сокращение студенческого контингента в силу демографических причин, и в 2015 году число вузов сократилось до 896, а численность студентов в них составила 4766.5 тыс. человек. Данная статистика учитывает все образовательные организации высшего образования в Российской Федерации. Источник информации: сайт Федеральной службы государственной статистики: <http://www.gks.ru>

профессиональным образованием составила 27.6%. На протяжении рассматриваемого периода доля респондентов с законченным высшим профессиональным образованием и с ещё более высоким уровнем образования увеличивалась быстрее среди женщин и в 2015 году составила 30.8%. Среди мужчин данная образовательная группа росла не столь быстрыми темпами и в 2015 году составила 24.4%. Столь сильный прирост индивидов в данной образовательной группе произошёл за счёт сокращения лиц с образованием в 0 – 6 классов и с полным средним образованием на 7.1 и 4.3 п.п. соответственно в 2015 году по сравнению с 1995 годом.

На протяжении 1995–2015 годов можно заметить то, что уровень образования женщин несколько превысил уровень образования мужчин, и с течением времени, как уже было выше подмечено, этот разрыв особенно ярко увеличивался в образовательной группе с полным высшим профессиональным образованием и выше. В гендерном разрезе статистики показывают, что во все годы доля респондентов с образованием в 0–6 классов сокращалась: в 2015 году по сравнению с 1995 годом в случае женщин данная образовательная группа сократилась на 6.5%, а в ситуации мужчин — на 7.7%. Также сократилась доля индивидов с полным средним образованием: данная образовательная группа сократилась сильнее среди женщин (на 5.3%), чем среди мужчин (на 3.2%). Представленность лиц, не пошедшие дальше неполной средней школы, в подвыборке женщин сократилась с 11.7% в 1995 году до 9.1% в 2015 году, в то время как в подвыборке мужчин увеличилась на 1.0% в 2015 году по сравнению с 1995 годом. Согласно полученным результатам на Рисунке А16 наименьшую представленность в выборке имеют лица с образованием в 0 – 6 классов и индивиды с незаконченным средним образованием, поэтому при дальнейшем анализе данные образовательные группы будут объединены в одну: начальное общее образование и незаконченное среднее образование.

Глава 3.2. Масштабы и динамика уровня ассортативности браков в России

Посмотрим, как обстоит ситуация с ассортативностью браков по уровню образования в России в рассматриваемый период. Анализ ассортативности браков по уровню образования начнём с дескриптивного анализа: посмотрим, как менялось соотношение уровней образования мужей и жён, также построим комбинационные таблицы с распределением пар в зависимости от уровня образования супругов. На основании этих таблиц проследим динамику позитивной ассортативности с помощью простого и наиболее распространённого способа её измерения — доли пар с одинаковым уровнем образования супругов. После перейдём к анализу ассортативности с помощью других стандартных и простых показателей ассортативности браков по уровню образования: коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла. Только после перейдём к анализу ассортативности браков по уровню образования с помощью коэффициента, предложенного в работе [Eika et al., 2014]. Данный способ расчёта показателя ассортативности

был выбран поскольку является более простым с точки зрения интерпретации результатов, а также в силу следования методологии настоящего исследования работе [Eika et al., 2014]. Напомним, что на основании дескриптивного анализа переменной об уровне образования в главе 3.1. было принято решение об объединении в одну образовательную группу лиц с образованием в 0—6 классов и с незаконченным средним образованием, ввиду их узкой представленности в выборке исследования.

Посмотрим, как менялось соотношение уровней образования мужей и жён в разрезе года проведения обследования (см. приложение Рисунок A17). Формирование супружеских пар между индивидами с одинаковым уровнем образования является самым распространённым паттерном брачного поведения в период 1995—2015 годов. К концу рассматриваемого периода этот паттерн брачного поведения стал менее популярным: доля пар с одинаковым уровнем образования сократилась с 50% в 1995 году до 45.5% в 2015 году. Вместе с тем наблюдается рост доли пар, в которых жена более образована, чем муж — с 31.3 до 34.3%. Самым узко представленным и устойчивым паттерном брачного поведения являются браки, в которых муж более образован, чем жена: доля таких пар изменялась не столь сильно на протяжении 1995 — 2015 годов.

Для более детального анализа сопоставим образование мужей и жён в разрезе уровней образования и пола (см. приложение Рисунки A18 и A19). В образовательной категории в 0—6 классов и 7—8 классов в случае ответов как мужей, так и жён заключение брака между индивидами с одинаковым уровнем образования является самым распространённым паттерном брачного поведения. С течением времени этот паттерн брачного поведения стал реже встречаться. Причём в случае ответов мужчин он был вытеснен другим паттерном брачного поведения, в котором жена более образована, чем муж (доля пар с одинаковым уровнем образования сократилась с 55.1% в 1995 году до 33.2% в 2015 году, а доля пар, в которых жена более образована увеличилась с 44.9% в 1995 году до 66.8% в 2015 году).

В образовательной категории с полным средним образованием доля пар с одинаковым уровнем образования также является самым распространённым паттерном брачного поведения, который к концу рассматриваемого периода становится менее популярным. Однако в ситуации ответов жён такой тип брачного поведения не вытесняется другими. В то время как в ситуации ответов мужчин этому паттерну брачного поведения пришёл на смену другой вид брачного поведения: доля пар, в которых жена образованнее мужа, увеличилась с 40.4% в 1995 году до 50.8% в 2015 году.

Образовательная категория со средним профессиональным образованием характеризуется противоположной динамикой всех трёх паттернов брачного поведения в разрезе ответов мужей и жён (см. приложение Рисунки A18 и A19). Если в случае жён самой широко представленной является доля пар, в которых жена более образована, то в случае ответов мужей — доля пар с одинаковым уровнем образования. В ситуации мужей доля пар с одинаковым уровнем образования в течение рассматриваемого периода оставалась постоянной, а в случае ответов жён увеличивалась (с 23.7% в 1995 году до 27.5% в 2015

году). Доля браков, в которых жена более образована, чем муж, в ситуации ответов жён сокращалась (с 57.7% в 1995 году до 53.1% в 2015 году), то в случае мужей наоборот — увеличивалась (с 23.6% до 30.6%). И наконец, доля пар, в которых муж более образован, в ситуации мужей сокращалась (с 34.1% до 27.5%), в ситуации жён оставалась постоянной.

Для образовательной группы с полным высшим образованием самым распространённым паттерном брачного поведения является заключение браков между индивидами с одинаковым уровнем образования. Причём это выполняется как в случае ответов жён, так и мужей. В ситуации жён любые паттерны брачного поведения являются постоянными во времени. В то время как в случае ответов мужей доля пар с одинаковым уровнем образования увеличивалась (с 51.1% до 64.6%), а доля пар, в которых жена более образована сокращалась (с 49% до 35.4%).

Таким образом, можно заметить, что паттерн брачного поведения, в котором супруги одинаково образованы, обратно пропорционален уровню образования жён: чем выше образовательный уровень, тем менее распространён такой вид брачного поведения. Верно и обратное: доля супружеских пар с одинаковым уровнем образования возрастает с уровнем образования мужей.

Прежде чем перейти к расчётам показателя ассортативности браков по уровню образования с помощью формулы (22), проведём простую форму анализа ассортативности браков по уровню образования с помощью комбинационных таблиц. Мы будем рассматривать ситуацию только для мужей, в силу того, что матрица показателей для жён является транспонированной от искомой матрицы показателей для мужей. В контексте настоящего исследовательского вопроса комбинационная таблица представляет собой распределение пар в зависимости от уровня образования супругов, где в строках представлен уровень образования мужей, в столбцах — уровень образования их жён. Элементы на главной диагонали матрицы можно интерпретировать как показатели позитивной ассортативности, элементы матрицы, лежащие ниже или выше главной диагонали, как показатели негативной ассортативности (см. приложение Таблица А3). В целях упрощённого и более ясного изложения основных результатов комбинационных таблиц, представим на графике динамику элементов главной диагонали матриц (см. приложение Рисунок А20). Согласно полученным результатам, позитивная ассортативность в 1995 году была выше, чем в конце рассматриваемого периода: доля пар с одинаковым уровнем образования сократилась с 50% до 46% от всей выборки исследования. На уровне образовательных групп до полного среднего образования включительно наблюдается тенденция к снижению доли пар с одинаковым уровнем образования. Если в 1995 году доля пар с одинаковым образованием в 0—6 классов и 7—8 классов составляла 13%, то в 2015 году доля таких пар была на уровне 6%. В случае доли пар с одинаковым образованием на уровне полной средней школы: она сократилась с 21% до 16% в 1995 и 2015 годах соответственно. Доля пар с одинаковым средним профессиональным образованием практически оставалась постоянной (7% и 9% в 1995 и 2015 годах соответственно). В ситуации пар с одинаковым высоким уровнем образования наблюдается восходящий тренд с 9% до 16%.

В разделе 1.2. настоящей работы мы обсуждали и иллюстрировали на примерах недостаток доли пар с одинаковым уровнем образования, как показателя ассортативности браков. Напомним, что недостаток такого показателя ассортативности состоит в чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности.

Перейдём к расчётам ассортативности браков по уровню образования с помощью коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла. Изменение данных показателей во времени проиллюстрировано на рисунках A24 и A25. Согласно полученным результатам в случае коэффициента ранговой корреляции Спирмена статистическая значимость наблюдаемой взаимосвязи существует, так как $p\text{-value} < \alpha$ на любом разумном уровне значимости, следовательно мы можем говорить об отсутствии случайной ассортативности. Аналогичная ситуация наблюдается и в случае коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла: результаты проведенного теста показывают, что $p\text{-value} < \alpha$, следовательно, гипотеза о незначимости наблюдаемой взаимосвязи отвергается на любом разумном уровне значимости, что соответствует отсутствию случайной ассортативности.

С помощью бутстраповских репликаций проведём проверку гипотез о статистической значимости различий полученных показателей в разрезе лет проведения обследования. Количество репликаций равнялось 1000. Таким образом, для показателей ассортативности за ближайшие два года рассчитывалась разность и проверялась принадлежность нуля 95-% доверительному интервалу. Если ноль принадлежал доверительному интервалу, то гипотеза о статистической незначимости различий не отвергалась. Результаты расчётов представлены в Таблице A4. В случае всех трёх коэффициентов: ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла гипотеза о статистической незначимости различий не отвергается между показателями ассортативности за все годы рассматриваемого периода.

Таким образом, результаты расчёта ассортативности с помощью коэффициентов ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла, свидетельствуют о том, что она не изменилась в рассматриваемый период. В то время как показатель ассортативности, рассчитанный через долю пар с одинаковым уровнем образования, свидетельствует о малом её изменении в рассматриваемый период. Вероятно невозможность отследить столь малое изменение ассортативности посредством коэффициентов ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла связано с рядом недостатков последних трёх коэффициентов.

Стоит помнить о том, что недостаток, состоящий в чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности, характерен и для коэффициентов Спирмена и конкордации τ – Кендалла. Вместе с тем, коэффициенты Спирмена и τ_a – Кендалла имеют и другой недостаток, который делает их неустойчивыми показателями ассортативности: они чувствительны к наличию ситуаций, когда значения характеристик супругов нескольких пар в точности

совпадают.

Перейдём к анализу ассортативности браков по уровню образования с помощью коэффициента, предложенного в работе [Eika et al., 2014]. Напомним, что настоящий показатель рассчитывается как отношение наблюдаемой вероятности о том, что мужчина с характеристикой i состоит в браке с женщиной с характеристикой j , к вероятности, которая реализовалась бы при случайном мэтчинге (см. формулу (22)).

Для начала рассчитаем локальные показатели ассортативности для всех комбинаций уровней образования мужей и их жён с помощью формулы (22). Результат расчёта локальных показателей ассортативности с помощью формулы (22) для 1995 и 2015 годов представлен в приложении в Таблице А5. На рисунке А21 проиллюстрирована динамика локальных показателей ассортативности, которые расположены на главной диагонали в Таблице А5, то есть представлен случай для пар, в которых супруги имеют одинаковый уровень образования. Рисунок А21 отображает в том числе значения локальных показателей за те годы рассматриваемого периода, которые не представлены в Таблице А5. Первое, что следует отметить, что для рассматриваемого периода характерна позитивная ассортативность браков на уровне всех образовательных групп. Об этом факте свидетельствуют значения показателей ассортативности, которые больше 1. Самые высокие значения локальной позитивной ассортативности наблюдаются среди пар с низким уровнем образования. Самый низкий уровень ассортативности на уровне локальных показателей наблюдается среди супружеских пар с полным средним образованием и средним профессиональным образованием. Для высокообразованных пар позитивная локальная ассортативность ниже, чем в случае низкообразованных, и выше, чем в ситуации пар с образованием на уровне полной средней школы и среднего профессионального образования.

Динамика ассортативности браков по уровню образования на уровне локальных показателей носит неоднородный характер и различается в зависимости от рассматриваемых образовательных групп. Так, позитивная ассортативность браков среди лиц с законченным высшим профессиональным образованием имеет тенденцию к снижению. В 1995 году браки между женщинами и мужчинами с полным высшим профессиональным образованием заключались в 2.8 раза чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом; в 2015 году такие браки заключались только в 2.1 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Восходящий тренд ассортативности браков наблюдается для пар с низким уровнем образования (начальное образование (0–6 классов) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)). В 1995 году браки между женщинами и мужчинами с низким уровнем образования заключались в 2.9 раза чаще, чем если бы образование супружеских пар происходило случайным образом; в 2015 году такие браки заключались уже в 3.3 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Ассортативность браков для супружеских пар, в которых оба супруга с законченным средним образованием или законченным средним профессиональным образованием, имеет более сглаженный характер в течение рассматриваемого периода.

Рассматривая локальные показатели ассортативности в сравнении с аналогичными исследованиями по другим странам, стоит отметить, работу [Eika et al., 2014] в виду высокой методологической схожести настоящей работы и исследования этих авторов: совпадает количество образовательных групп и структура разбиения на образовательные группы, для анализа ассортативности используется один и тот же способ расчёта показателя ассортативности браков по уровню образования, анализ ассортативности охватывает сопоставимые временные промежутки. Картина ассортативности браков по уровню образования в России не является уникальной в том смысле, что динамика локальных показателей ассортативности на уровне всех образовательных категорий повторяет ситуацию США. Однако разница состоит в том, что в России показатели ассортативности за исключением категории с высоким уровнем образования, гораздо ниже. Например, в США в 2007 году браки между мужчинами и женщинами с низким уровнем образования заключались в 6.4 раза чаще, чем если бы распределение индивидов между парами происходило случайным образом. В России же значения локального показателя ассортативности для таких пар в 2005 году находилось на уровне 3.3 раз по сравнению со случайным распределением. В образовательной категории с высоким уровнем образования в рассматриваемый период значения локальных показателей ассортативности в США ниже, чем в России. Так, если в США в 2007 году браки между высокообразованными индивидами заключались в 1.9 раз чаще по сравнению со случайным распределением, то в России в 2005 году такие пары формировались в 2.5 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Стоит отметить, что и в России и в США динамика позитивной ассортативности значительно изменялась среди низкообразованных и высокообразованных индивидов; в то время как в категориях с полным средним и средним профессиональным образованием столь значительных изменений не наблюдалось.

Значения локальных показателей ассортативности по России на уровне всех образовательных групп, за исключением категории с низким уровнем образования, достаточно схожи с результатами по Норвегии. Например, в категории с высоким уровнем образования значения локальных показателей ассортативности Норвегии и России практически совпадают: если в Норвегии в 2007 году формирование таких пар происходило в 2.1 раз чаще по сравнению со случайным распределением, то в России в 2005 году браки между индивидами с высоким уровнем образования заключались 2.5 раза чаще по сравнению со случайным распределением пар. Также в России можно наблюдать похожую с Норвегией динамику позитивной ассортативности во всех образовательных группах, лишь с той разницей, что в Норвегии наблюдалось значительное сокращение доли пар с одинаковым средним профессиональным образованием. Также, Норвегия отличается и тем, что значительные изменения позитивной ассортативности происходили за счёт изменения доли пар с одинаковым средним и высшим профессиональным образованием. В России же — за счёт изменения доли пар одинаково образованных супругов среди низкообразованных и высокообразованных групп.

Теперь перейдём к глобальным показателям ассортативности, которые рассчитаем для

1995 и 2015 годов, как средние арифметические взвешенные показателей локальной ассортативности по формуле (22), что расположены на главной диагонали матриц в Таблице А5. Рассчитанные нами значения свидетельствуют о малом изменении позитивной ассортативности браков по уровню образования за рассматриваемый период. Действительно, в 1995 году браки между женщинами и мужчинами с одинаковым уровнем образования заключались в 2.1 раза чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом; в 2015 году такие браки заключались в 1.9 раз чаще по сравнению со случайным распределением.

Результаты в отношении динамики ассортативности на уровне глобальных показателей, соотносятся с результатами, полученными выше в данном разделе на основании показателя ассортативности, рассчитанного через долю пар с одинаковым уровнем образования. Согласно нашим оценкам, полученным с помощью этих двух способов измерения ассортативности, можно говорить о малом её изменении в рассматриваемый период.

Рассчитаем глобальный показатель позитивной ассортативности для России и для 2005 года с целью сопоставления с результатами работы [Eika et al., 2014]. В 2005 году браки между российскими парами с одинаковым уровнем образования заключались в 2.0 раза чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом. Таким образом, полученный результат для России сопоставим по глобальной ассортативности с США (1.97 в 2007 году) и гораздо выше, чем в Норвегии (1.55 в 2007 году). Однако, динамика позитивной ассортативности на уровне глобальных показателей в России не повторяет ситуацию ни в США, ни в Норвегии, поскольку в последних двух странах глобальная позитивная ассортативность имела восходящий тренд.

Для более детального анализа ассортативности браков по уровню образования, проследим тенденцию данного феномена в разрезе возрастных категорий (три группы: 18 – 35 лет, 36 – 50 лет, 50 и более лет)⁷ и отдельно для официально женатых и сожительствующих пар⁸.

Для начала рассмотрим результаты анализа позитивной ассортативности на уровне глобальных показателей в разрезе возрастных групп, рассчитанных для 1995 и 2015 годов (см. ниже Таблицу 3). На уровне всех возрастных категорий мы наблюдаем позитивную ассортативность, поскольку значения показателей больше 1. По мере перехода в более старшую возрастную группу значения показателей глобальной ассортативности увеличиваются и достигают своего максимума в самой старшей возрастной группе (50 лет и старше). Анализ ассортативности на уровне глобальных показателей в разрезе возрастных категорий показывает, что её динамика неоднородна: если в средней (35–50 лет) и самой старшей (50 лет и старше) возрастных категориях ассортативность имеет тенденцию к увеличению, то в самой молодой — к снижению. Рассчитанные нами значения свидетельствуют о малом изменении ассортативности браков по уровню образования за рассматриваемый период во всех возрастных группах. Так, в 1995 году в подгруппе 18–35 лет браки между лицами с одинаковым уровнем образования заключались в 1.71 раза

⁷ Деление супружеских пар по возрастным категориям происходило по возрасту мужа.

⁸ Деление супружеских пар по типу брачного союза происходило согласно ответам мужа.

чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом; в 2015 году такие браки заключались в 1.69 раза чаще по сравнению со случайным распределением. В подгруппе 36–50 лет в начале периода браки между одинаково образованными мужчинами и женщинами заключались 1.63 раз чаще по сравнению со случайным распределением; в конце периода такие браки заключались в 1.65 раз чаще по сравнению со случайным распределением. В самой старшей возрастной подгруппе в 1995 году такие брачные союзы заключались в 1.93 раза чаще по сравнению со случайным формированием пар; в 2015 году такого рода браки заключались в 2.11 раза чаще по сравнению со случайным распределением.

Таблица 3: Глобальные показатели ассортативности в разрезе возрастных групп

Возрастные группы	1995 год	2015 год
18–35 лет	1.71	1.69
36–50 лет	1.63	1.65
50 лет и старше	1.93	2.11

Примечание: глобальные показатели ассортативности рассчитаны как средние арифметические взвешенные показателей локальной ассортативности по формуле (22) для случая пар, в которых супруги имеют одинаковый уровень образования. Показатели рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1.

Проследим уровень и динамику ассортативности в разрезе возрастных категорий на уровне локальных показателей ассортативности (см. приложение Рисунок А22). Согласно полученным результатам самый низкий уровень ассортативности наблюдается среди лиц, имеющих полное среднее и среднее профессиональное образование во всех возрастных категориях. Причём исключительной здесь является подгруппа 18–35 лет — в рассматриваемых образовательных группах мы не можем однозначно говорить о наличии позитивной ассортативности. Самые высокие значения локальных показателей ассортативности для этих образовательных групп наблюдаются в самых старших возрастах. Также на самую старшую возрастную группу приходится самый высокий уровень ассортативности среди лиц с полным высшим профессиональным образованием. Тренд по сокращению позитивной ассортативности среди лиц с высоким уровнем образования также наблюдался в этой возрастной подгруппе. Однако, столь выраженная динамика к сокращению позитивной ассортативности в самой высокообразованной группе зафиксирована и в самых младших возрастах. Именно эти две возрастные категории, 18–35 лет и 50 лет и старше, определяют нисходящий тренд позитивной ассортативности для группы с самым высоким уровнем образования в общем случае, который проиллюстрирован на рисунке А21. Мы видим, что в среднем самое высокое значение показателя локальной ассортативности для группы с образованием в 0–6 классов и 7–8 классов наблюдается в младших возрастах. Рост позитивной ассортативности в группе с самым низким уровнем образования (0–6 классов и 7–8 классов) выделяется в средних и старших возрастах. Поэтому в общем случае (см.

приложение Рисунок А21) восходящий тренд ассортативности в группе с самым низким уровнем образования задаётся именно в этих возрастных группах.

Проследим уровень и динамику показателей ассортативности браков по уровню образования в зависимости от вида брака по отношению к законодательству, то есть в разрезе официально женатых и сожительствующих пар (см. в приложении Рисунок А23). В главе 3.1 мы выяснили, что вопросник 1995 года не предоставляет возможности разделения респондентов на официально женатых и сожительствующих, поэтому, в рамках настоящего анализа 1995 год будет исключен из наблюдений.

Рассчитанные глобальные (2.1 в 2000 году и 1.9 в 2015 году) и локальные показатели ассортативности в ситуации пар, официально состоящих в браке, очень близки к оценкам, полученным в общем случае на основании формулы (22) (см. в приложении Таблица А5, Рисунок А21 и А23). Столь схожие результаты объясняются тем, что доля официально женатых пар из года в год изменялась в пределах 83.3 — 88.7% от всей выборки исследования.

В случае же сожительствующих пар ассортативность браков на уровне глобальных показателей является позитивной, но её степень ниже, чем в случае официально зарегистрированных союзов. Причём, глобальная ассортативность по уровню образования среди сожительствующих пар оставалась постоянной в рассматриваемый период: в 2000 и в 2015 годах браки между женщинами и мужчинами с одинаковым уровнем образования заключались в 1.7 раз чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом.

Теперь для случая незарегистрированных союзов обратимся к динамике ассортативности браков по образованию супругов на уровне локальных показателей (см. приложение Рисунок А23). Согласно нашим оценкам, позитивная ассортативность браков по уровню образования гораздо ниже в ситуации незарегистрированных союзов по всем образовательным категориям. Однако, степень позитивной ассортативности между индивидами с высшим образованием почти такая же, что и в ситуации официально зарегистрированных браков. Причём в период 2010 — 2015 годов показатели позитивной ассортативности для пар с высоким уровнем образования выше среди незарегистрированных союзов, чем официально зарегистрированных. На уровне образовательной группы со средним профессиональным образованием мы однозначно не можем сказать, что наблюдаем позитивную ассортативность, так как показатели ассортативности принимают значения очень близкие к 1.

Столь сильные расхождения в динамике локальных показателей ассортативности в случае незарегистрированных союзов по сравнению официально зарегистрированных могут быть объяснены с одной стороны, малой выборкой, с другой стороны, менее устойчивым брачным паттерном в этой группе.

Резюмируя результаты настоящей подглавы в терминах глобальной ассортативности, необходимо отметить, что в рассматриваемый период Россия характеризуется позитивной ассортативностью браков по уровню образования. В основу данного результата легла мето-

дология анализа ассортативности, предложенная в работе [Eika et al., 2014]. Основываясь также на методологии расчёта ассортативности из работы [Eika et al., 2014], позитивная ассортативность браков имеет тенденцию к снижению: в 1995 году браки между одинаково образованными индивидами заключались в 2.1 раза чаще по сравнению со случайным распределением, то в 2015 году в 1.9 раза чаще. Полученный результат в отношении динамики ассортативности находит подтверждение в расчётах показателей ассортативности через долю пар с одинаковым уровнем образования супругов. Если в 1995 году доля пар, в которых супруги одинаково образованы, составляла 50% от выборки исследования, то в 2015 году — 46%. Анализ динамики ассортативности с помощью коэффициентов ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла привёл к достаточно противоречивым результатам по отношению к двум вышеуказанным. Поскольку, результаты расчёта ассортативности с помощью последних трёх коэффициентов свидетельствуют о том, что она не изменилась в рассматриваемый период. Невозможность зафиксировать столь малое изменение ассортативности посредством коэффициентов ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла связано с рядом недостатков этих трёх коэффициентов. С одной стороны, они чувствительны к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности; с другой стороны, являются неустойчивыми показателями ассортативности, поскольку чувствительны к наличию ситуаций, когда комбинации значений характеристик супругов нескольких пар в точности повторяют друг друга. Однако, стоит помнить, что чувствительностью к распределению индивидов внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности обладают в том числе показатель ассортативности из работы [Eika et al., 2014] и коэффициент ассортативности, рассчитанный через долю пар с одинаковым уровнем образования супругов. Тем не менее мы склонны больше верить оценкам, полученным на основании показателя ассортативности из работы [Eika et al., 2014] и коэффициента, рассчитанного через долю пар с одинаковым уровнем образования супругов, поскольку обладают меньшим количеством недостатков и являются более простыми с точки зрения интерпретации результатов. В то время как коэффициенты ранговой корреляции Спирмена и конкордации τ_a и τ_b – Кендалла позволяют говорить лишь об отсутствии случайной ассортативности в России, а более точно судить о характере ассортативности не предоставляется возможным.

Глава 3.3. Эмпирические оценки влияния ассортативности браков по уровню образования на неравенство в России

Проведём анализ уровня неравенства по доходам в России и позитивной ассортативности браков по уровню образования, как одного из факторов поляризации российского общества по доходам. Анализ вклада ассортативности браков по уровню образования в дифференциацию общества по денежным доходам будем проводить с помощью метода декомпозиции по аналогии с работой [DiNardo et al., 1996]. Суть данного метода декомпозиции эффектов приведена в разделе 2.1. настоящей работы.

Прежде чем перейти к расчётам оценки влияния позитивной ассортативности браков по уровню образования на неравенство введём для выборки исследования дополнительные ограничения, связанные с уровнем дохода респондента и его/её супруги(а).

Основным источником информации об индивидуальном доходе респондентов послужила переменная J60⁹. По некоторым наблюдениям в переменной J60 наблюдались пропуски. Вместе с тем, итоговая сумма дохода в переменной J60 может быть заниженной, поскольку респондент, отвечая на вопрос, мог забыть учесть какие-либо источники дохода. Поэтому с целью увеличения числа наблюдений, а также максимально учесть все источники дохода, которые есть у респондента, был создан агрегированный показатель дохода на основании следующих переменных: J13_2¹⁰ (вопросник 1995 года данный вопрос не содержит, поэтому вместо него для респондентов 1995 года обследования учитывались посредством суммирования ответы на вопросы J10¹¹ и J18¹²), J40¹³, J48¹⁴, J57¹⁵, J76¹⁶, J76_4¹⁷, J363¹⁸, J89¹⁹. Итоговая переменная индивидуального дохода индивида представила собой максимум из вышеописанного агрегированного показателя и переменной J60.

Доход семейной пары измерялся посредством агрегирования индивидуальных доходов

⁹ «Сколько всего денег в течение последних 30 дней Вы лично получили, считая все: зарплату, пенсии, премии, прибыли, пособия, материальную помощь, случайные заработки и другие денежные поступления?»

¹⁰ «За последние 12 месяцев какова была Ваша среднемесячная зарплата на этом предприятии после вычета налогов - независимо от того, платят Вам ее вовремя или нет?»

¹¹ «Сколько денег в течение последних 30 дней Вы получили по основному месту работы после вычета налогов? Если все или часть денег Вы получили в иностранной валюте, переведите, пожалуйста, всё в рубли и назовите общую сумму»

¹² «Оцените, пожалуйста, сколько стоит в рублях продукция, которую Вы получили (на этом предприятии в течение последних 30 дней), независимо от того, что Вы с ней сделали?»

¹³ «Сколько денег в течение последних 30 дней Вы получили на дополнительной работе после вычета налогов? Если все или часть денег Вы получили не в рублях, а в иностранной валюте, переведите все в рубли и назовите общую сумму»

¹⁴ «Оцените, пожалуйста, сколько стоит в рублях продукция, которую Вы получили (на дополнительной работе в течение последних 30 дней), независимо от того, что Вы с ней сделали?»

¹⁵ «Сколько всего денег в течение последних 30 дней Вам заплатили за всю вторую дополнительную работу? Если оплата производилась в неденежной форме, оцените, сколько это, примерно, будет в рублях?»

¹⁶ «Сколько денег Вы получили в качестве пенсии в течение последних 30 дней, не учитывая сумму ежемесячных денежных выплат взамен натуральных льгот?»

¹⁷ «Сколько денег Вы получили в качестве ежемесячной денежной выплаты в течение последних 30 дней?»

¹⁸ «Сколько денег Вы получили в качестве пенсии в течение последних 30 дней? Учитывайте и основную пенсию и доплаты к ней»

¹⁹ «Сколько денег Вы получили в качестве пособия по безработице в течение последних 30 дней?»

супругов на основании данных обследований по индивидуальным вопросам. Семейные пары с отсутствующими сведениями о доходах хотя бы одного из супругов исключались из выборки исследования.

В рамках настоящей работы информация о доходах приведена в рублях на уровне декабря 2015 года с учётом процедуры дефлирования на годовые индексы потребительских цен по Российской Федерации. Вместе с тем информация о доходах за 1995 год приведена с учетом деноминации, которая была проведена в 1998 году, с коэффициентом 1000:1. С целью устранения искажающего влияния аутлайеров были заменены на пропуски, а в дальнейшем удалены, наблюдения по респондентам, у которых месячные доходы более чем в 10 раз превышали значение 99-го квантиля распределения этих переменных для соответствующего года. Так, в переменной J60 для 1995 года ответы респондентов с месячным доходом выше 575311 рублей считались выбросами, для 2000 года — выше 468561 рублей, для 2005 года — выше 742323 рублей, для 2010 года — выше 877866 рублей и для 2015 года — больше 850000 рублей. В случае агрегированного показателя дохода в 1995 году наблюдения с ежемесячным доходом выше 564188 рублей считались аутлайерами, в 2000 году — выше 462376 рублей, в 2005 году — выше 661647 рублей, в 2010 году — выше 805669 рублей и в 2015 году — больше 800000 рублей.

С учётом ограничения, связанного с уровнем дохода респондента и его/её супруги(а), итоговая выборка исследования составляет 26140 наблюдений по индивидам или 12245 наблюдений по домохозяйствам²⁰. Согласно Таблице А6 полученные результаты не сильно отличаются от результатов, представленных в Таблице А1. Структура выборки практически не поменялась, поэтому выводы, сделанные для выборки без учёта дополнительного ограничения на уровень дохода респондента и его/её супруги(а), будут релевантны и для данной ситуации. Следовательно, результаты, полученные в ходе анализа ассортативности по выборке из Таблицы А1, тоже не поменялись (см. приложение Таблица А6).

Перейдем к анализу дескриптивных статистик переменной дохода, которая составляет основной интерес в рамках настоящего исследования наравне с переменной уровня образования. В Таблице А7 показана динамика среднего и медианного значений индивидуальных доходов респондентов и доходов семейных пар. С течением времени среднемесячный доход российских супружеских пар в реальном выражении возрастал и в 2015 году достиг своего максимального значения в 43622 рубля. Необходимо подчеркнуть, что средний доход пар примерно в 1.4 раза выше медианного дохода, поэтому нижеследующий анализ доходов приведён в терминах медианных величин в силу их большей информативности. Таким образом, в 2015 году половина супружеских пар имела денежный доход менее 35060 рублей в месяц, а остальная половина — более 35060 рублей в месяц. По сравнению с 1995 годом он увеличился в 3 раза, а среднегодовой темп прироста составил 0.3. Наибольший рост доходов наблюдался в период между 2000 и 2005 годами и темп прироста составил 100%.

Продолжая оперировать медианными величинами, доход женщин в 2015 году составлял 71% от дохода мужчин. В 2010 году соотношение доходов российских женщин и муж-

²⁰В некоторых домохозяйствах было выделено две и более семейные пары

чин составляло 66%. В 2000 и 2005 годах отставание женщин от мужчин по величине дохода было ещё больше: российские женщины получали 62% от дохода мужчин (см. приложение Таблица А7). Таким образом, за рассматриваемый период произошло сокращение гендерного разрыва в доходах.

Мы говорили уже о положительной корреляции между уровнем образования индивида и его уровнем дохода. Мы также упоминали и том, что формировании пар между индивидами с более высоким уровнем образования увеличивает совокупный трудовой доход супружеской пары, и как следствие, усиливает дифференциацию общества по доходам. Настоящие предположения подтверждаются результатами из Таблицы А8. Мы видим, что по мере того, как в комбинации уровней образования супругов появляется более высокий уровень образования хотя бы одного из супругов, совокупный доход пары увеличивается. Причём отдача от образования для мужей выше, чем в случае жён, в терминах увеличения агрегированного дохода супружеской пары.

Закончив описание дескриптивных статистик переменной по доходам и убедившись в том, что результаты, полученные для выборки с учётом дополнительного ограничения на уровень дохода респондента и его/её супруги(а), будут релевантны и для выборки без учёта этих ограничений, перейдём к анализу динамики и факторов неравенства по доходам. Уровень неравенства по доходам будем измерять с помощью следующих измерителей неравенства: коэффициента Джини и децильных коэффициентов дифференциации доходов. Такие показатели неравенства были выбраны, поскольку обладают чувствительностью к изменению неравенства в разных частях распределения: коэффициент Джини чувствителен к изменениям в окрестности медианы, децильные коэффициенты — к изменениям на хвостах распределения. Отношение 9 и 5 децилей (децильный коэффициент 90/50) чувствительно к изменениям, которые происходят в верхнем хвосте распределения, а отношение 5 дециля к 1 (децильный коэффициент 50/10) чувствительно к изменениям в нижнем хвосте распределения.

В период 1995 — 2015 годов неравенство по доходам сокращалось, достигнув локального минимума в 2015 году (см. приложение Таблица А9). Так, если коэффициент Джини в 1995 году составил 0.463, то в 2015 году этот же показатель составлял 0.329. Наибольшее сокращение неравенства доходов в соответствии с коэффициентом Джини наблюдалось в период между 2000 и 2005 годами, и темп сокращения составил 12%. В случае децильных коэффициентов 90/50 и 50/10 неравенство тоже сокращалось, причём оно сокращалось более быстрыми темпами среди населения с более низкими доходами, то есть в случае отношения 5 дециля к 1. Наибольшее уменьшение неравенства в доходах для коэффициента 90/50 произошло в период 2000 — 2005 годов, а случае коэффициента 50/10 — в период между 1995 и 2000 годами. Иллюстрация сокращения неравенства по доходам в 2015 году по сравнению с 1995 годом также представлена на Рисунке А26. Мы видим, что для 2015 года характерно сжатие распределения, что означает сокращение неравенства.

Для того, чтобы оценить вклад ассортативности браков по уровню образования в неравенство по доходам, мы использовали метод декомпозиции эффектов, изложенный в раз-

деле 2.1. настоящей работы. С этой целью мы оценили уровень неравенства по доходам для реально наблюдаемой ситуации по выборке и сравнили её с уровнем неравенства по выборке при условии контерфактического сценария. Идея контерфактического сценария состояла в том, что уровень брачной ассортативности по уровню образования супругов мы фиксировали на уровне 1995 года, а значения всех остальных характеристик — на уровне 2015 года.

Обсудим алгоритм получения результатов в терминах анализа брачной ассортативности, как фактора неравенства по доходам. Напомним, что мы рассматривали контерфактический сценарий для распределения пар по доходам 2015 года, при котором показатель ассортативности фиксировали на уровне 1995 года, а значения всех остальных характеристик соответствовали 2015 году. Расчёт уровня неравенства для такого контерфактического сценария осуществлялся согласно нижеследующим процедурам.

Во-первых, мы рассчитали веса, на основании которых взвешивалась функция плотности доходов 2015 года по процедуре из работы [DiNardo et al., 1996]. Формула для расчёта весовой функции соответствует уравнению (29), где $t_0 = 1995$ год и $t_1 = 2015$ год:

$$\psi_x(x|t_y = 2015, t_{ij} = 1995) = \frac{P(t_{ij} = 1995|x) P(t_{ij} = 2015)}{P(t_{ij} = 2015|x) P(t_{ij} = 1995)} \quad (31)$$

Для того, чтобы оценить $P(t_{ij} = 2015|x)$, мы построили пробит-модель для оценки вероятности наблюдать выборку 2015 года при условии значения показателя ассортативности на уровне 1995 года. При этом, определив дамми-переменные d_{ij}^{mf} , как индикаторы, принимающие значение 1, если мужчина принадлежит образовательной категории i и женщина — категории j , и 0 иначе. В качестве объясняемой переменной в пробит-модели выступает дамми-переменная на принадлежность выборке $t_{ij} = 2015$ года, а в качестве объясняющих переменных — дамми-переменные на принадлежность образовательным группам супругов d_{ij}^{mf} :

$$P(t_{ij} = 2015|x) = 1 - \Phi \left(\alpha + \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K \beta_{ij} d_{ij}^{mf} \right) \quad (32)$$

При этом вероятность наблюдать выборку 1995 года рассчитывалась остаточным образом: $P(t_{ij} = 1995|x) = 1 - P(t_{ij} = 2015|x)$. Безусловные вероятности $P(t_{ij} = 1995)$ и $P(t_{ij} = 2015)$ рассчитывались, как доли подвыборок 1995 и 2015 годов в общей выборке.

Во-вторых, мы рассчитали взвешенные оценки ядерной функции плотности контерфактического распределения доходов по процедуре [DiNardo et al., 1996]. Затем перешли к расчётам контерфактических показателей неравенства на основании взвешенной оценки с помощью весов, определённых на первом шаге.

Результаты такой декомпозиции исследуемого фактора неравенства по доходам представлены в приложении в Таблице A10 и на Рисунке A27.

Как и ожидалось, позитивная ассортативность браков по уровню образования слабо влияет на поляризацию общества по денежным доходам (см. приложение Таблица A10 и Рисунок A27). Согласно результатам, если бы в 2015 году уровень ассортативности браков

по уровню образования супругов соответствовал 1995 году, то коэффициент Джини в 2015 году составил бы 0.327 по сравнению с фактическим 0.329, который выше контерфактического на 1.01%. Полученный вывод о слабом влиянии ассортативности на неравенство подтверждается результатами декомпозиции исследуемого фактора неравенства с помощью децильных коэффициентов. Так, если бы в 2015 году наблюдался уровень брачной ассортативности 1995 года, то контерфактический децильный коэффициент 90/10 был бы равен 4.118 по сравнению с фактически наблюдаемым 4.247.

Анализ вклада позитивной ассортативности браков в неравенство по доходам в соответствии с децильными коэффициентами 90/50 и 50/10 позволил выявить характер её влияния на неравенство в разных частях распределения. Если бы паттерн брачной ассортативности 2015 года соответствовал уровню 1995 года, то гипотетический коэффициент 90/50 был бы на уровне 2.121 по сравнению с фактическим 2.196, который выше гипотетического на 1.04%. В случае же децильного коэффициента 50/10 его гипотетическое значение составило бы 1.941 в сравнении с фактическим 1.934, которое меньше гипотетического на 0.996%.

Таким образом, мы видим, что брачная ассортативность, как фактор неравенства, в разных частях распределения ведёт себя по-разному. Однако, вывод о слабом её влиянии на неравенство по доходам сохраняется. Неоднородный характер влияния брачной ассортативности на разные части распределения можно объяснить тем, что: во-первых, позитивная ассортативность изменялась неравномерно по образовательным группам; во-вторых, различные показатели неравенства обладают чувствительность к изменению неравенства в разных частях распределения.

В целом полученные выводы о слабом влиянии брачной ассортативности по уровню образования супругов на неравенство по доходам совпадают с результатами, полученными и в других работах (например: Eika et al., 2014; Breen, Salazar, 2011).

Заключение

В рамках данной работы мы провели анализ структуры и динамики ассортативности браков по уровню образования супругов в российских домохозяйствах. Мы выяснили, что изменения брачной ассортативности по уровню образования супругов слабо влияют на уровень неравенства по доходам.

Эмпирическую основу настоящей работы составляют данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за 1995—2015 годы. Мы обнаружили, что в целом по всем уровням образования в рассматриваемый период наблюдается позитивная ассортативность браков по уровню образования супругов. Согласно полученным оценкам такой тип брачной ассортативности имеет тенденцию к снижению, но очень низкими темпами. Так, если в 1995 году браки между индивидами с одинаковым уровнем образования заключались в 2.1 раза чаще по сравнению со случайным распределением; то в 2015 году такие браки заключались в 1.9 раз чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом. Необходимо отметить, что полученные оценки сопоставимы по брачной ассортативности с США.

Анализ структуры и динамики брачной ассортативности по уровню образования показал, что для России характерна позитивная ассортативность браков на уровне всех образовательных групп. Динамика уровня брачной ассортативности носит неоднородный характер и различается в зависимости от рассматриваемых образовательных категорий. Так, позитивная ассортативность браков по уровню образования среди лиц с полным высшим профессиональным образованием имеет тенденцию к снижению. Среди пар с низким уровнем образования (начальное образование (0–6 классов) и незаконченное среднее образование (7 - 8 классов)) позитивная ассортативность растёт. Более детальный анализ брачной ассортативности в разрезе возрастных групп показал, что по мере перехода в более старшую возрастную группу уровень позитивной ассортативности рос. Также мы проследили уровень и динамику ассортативности браков отдельно для официально зарегистрированных и сожительствующих пар: в случае официально женатых оценки очень близки к результатам для общего случая, в ситуации же незарегистрированных союзов брачная ассортативность остаётся также позитивной и не изменяется в рассматриваемый период.

Стоит отметить, что наблюдаемая картина уровня и динамики ассортативности браков по уровню образования супругов могла формироваться под большим влиянием экспансии высшего образования. Так, в период 1995 — 2015 годов доля населения, охваченного высшим образованием увеличивалась. Причём численность студенческой аудитории росла быстрее среди женщин, чем мужчин. С течением времени у высокообразованных женщин сократились шансы найти себе пару среди мужчин с таким же уровнем, поэтому они были вынуждены создавать пары с мужчинами с более низким уровнем образования. Результатом такого брачного поведения стало сокращение уровня позитивной ассортативности

браков по уровню образования супругов среди высокообразованных индивидов.

В рамках настоящей работы перед нами также стояла задача изучить ассортативность браков по уровню образования супругов с точки зрения фактора неравенства. С этой целью мы использовали классический подход к изучению факторов неравенства: метод декомпозиции эффектов. В рамках этого метода мы оценили, каким был бы уровень неравенства по доходам, если бы паттерн брачной ассортативности по уровню образования оставался неизменным на уровне 1995 года при условии значений характеристик выборки 2015 года. Согласно полученным результатам ассортативность браков по уровню образования супругов слабо влияет на поляризацию общества по денежным доходам. Так, если бы в 2015 году брачная ассортативность оставалась бы на уровне 1995 года, то контерфактический коэффициент Джини составил бы 0.327 по сравнению с фактическим 0.329, который выше гипотетического на 1.01%. Также с помощью децильных коэффициентов мы выяснили, что позитивная ассортативность по-разному влияет на неравенство в разных частях распределения, но по-прежнему имеет слабое влияние на уровень неравенства. Если бы брачная ассортативность 2015 года оставалась на уровне 1995 года, то гипотетический коэффициент 90/50 был бы на уровне 2.121 по сравнению с фактическим 2.196, который выше контерфактического на 1.04%. В случае же децильного коэффициента 50/10 его контерфактическое значение составило бы 1.941 в сравнении с фактическим 1.934, которое меньше гипотетического на 0.996%.

В целом результаты о том, что брачная ассортативность по уровню образования супругов слабо влияет на уровень неравенства по доходам, совпадает с выводом по другим странам.

Продолжение изучения темы настоящего исследования мы видим в рассмотрении других контерфактических сценариев, которые позволили бы проверить на робастность полученный результат в рамках этого исследования. Идея одного из контерфактических сценариев заключается в том, что формирование супружеских пар по уровню образования происходило бы случайным образом. Идея второго контерфактического сценария состоит в том, чтобы учесть межрегиональные различия цен при использовании метода декомпозиции эффектов.

Список литературы

- [1] Ионцев В. и др. (ред.). Экономика народонаселения. Учебник. – Litres, 2017.
- [2] Овчарова Л. Н. и др. Динамика монетарных и немонетарных характеристик уровня жизни российских домохозяйств за годы постсоветского развития: аналитический доклад. – 2014.
- [3] Овчарова Л. Н., Попова Д. О., Рудберг А. М. Декомпозиция факторов неравенства доходов в современной России //New Economic Journal. – 2016. – №. 3 (31). – С. 170-186.
- [4] Рощина Я. М., Рощин С. Ю. Брачный рынок в России: выбор партнера и факторы успеха //Математическое моделирование. – 2008. – №. 4. – С. 21-37.
- [5] Alstrom C. H. A study of inheritance of human intelligence //Acta Psychiatrica Scandinavica. – 1961. – Т. 36. – №. 2. – С. 175-202.
- [6] Anderson C. A. Our present knowledge of assortative mating //Rural Sociology. – 1938. – Т. 3. – С. 296-302.
- [7] Becker G. S. A theory of marriage: Part I //Journal of Political economy. – 1973. – Т. 81. – №. 4. – С. 813-846.
- [8] Becker G. S. A theory of marriage: Part II //Journal of political Economy. – 1974. – Т. 82. – №. 2, Part 2. – С. S11-S26.
- [9] Benham L. Benefits of women's education within marriage //Journal of Political Economy. – 1974. – Т. 82. – №. 2, Part 2. – С. S57-S71.
- [10] Breen R., Andersen S. H. Educational assortative mating and income inequality in Denmark //Demography. – 2012. – Т. 49. – №. 3. – С. 867-887.
- [11] Breen R., Salazar L. Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States 1 //American Journal of Sociology. – 2011. – Т. 117. – №. 3. – С. 808-843.
- [12] Burgess E. W., Wallin P. Homogamy in social characteristics //American Journal of Sociology. – 1943. – Т. 49. – №. 2. – С. 109-124.
- [13] Cavalli-Sforza L. L., Bodmer W. F. The genetics of human populations. San Francisco: Freeman, 1971.
- [14] Centers R. Attitude similarity-dissimilarity as a correlate of heterosexual attraction and love //Journal of Marriage and the Family. – 1975. – С. 305-312.
- [15] De Rose A., Fraboni R. Educational assortative mating in Italy: what can Gini's homogamy index still say? //Genus. – 2016. – Т. 71. – №. 2-3.

- [16] DiNardo J., Fortin N. M., Lemieux T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. – National bureau of economic research, 1995. – №. w5093.
- [17] Drachler J. Democracy and assimilation: The blending of immigrant heritages in America. – Macmillan, 1920.
- [18] Eckland B. K. Theories of mate selection //Eugenics Quarterly. – 1968. – T. 15. – №. 2. – C. 71-84.
- [19] Eika L., Mogstad M., Zafar B. Educational assortative mating and household income inequality. – National Bureau of Economic Research, 2014. – №. w20271.
- [20] Gihleb R., Lang K. Educational Homogamy and Assortative Mating Have Not Increased. – National Bureau of Economic Research, 2016. – №. w22927.
- [21] Glass D. V., Hall J. R. A description of a sample inquiry into social mobility in Great Britain //Social Mobility in Britain, London: Routledge and Kegan Paul Ltd. – 1954.
- [22] Greenwood J. et al. Marry your like: Assortative mating and income inequality //The American Economic Review. – 2014. – T. 104. – №. 5. – C. 348-353.
- [23] Grow A., Van Bavel J. Assortative mating and the reversal of gender inequality in education in Europe: An agent-based model //PloS one. – 2015. – T. 10. – №. 6. – C. e0127806.
- [24] Halpin B., Chan T. W. Educational homogamy in Ireland and Britain: trends and patterns //The British journal of sociology. – 2003. – T. 54. – №. 4. – C. 473-495.
- [25] Harris J. A. Assortative Mating in Men //Popular Science Monthly. – 1912.
- [26] Homans George. Social behavior as exchange. Modern foreign social psychology. M.: Publisher of Moscow University, 1984.
- [27] Jones H. E. Homogamy in intellectual abilities //American Journal of Sociology. – 1929. – T. 35. – №. 3. – C. 369-382.
- [28] Kennedy R. J. R. Single or triple melting-pot? Intermarriage trends in New Haven, 1870-1940 //American Journal of Sociology. – 1944. – T. 49. – №. 4. – C. 331-339.
- [29] Kerckhoff A. C., Davis K. E. Value consensus and need complementarity in mate selection //American sociological review. – 1962. – C. 295-303.
- [30] Kremer M. How much does sorting increase inequality? //The Quarterly Journal of Economics. – 1997. – T. 112. – №. 1. – C. 115-139.
- [31] Leibowitz A. S. Women's allocation of time to market and non-market activities: differences by education : дис. – Columbia university., 1972.

- [32] Liu H., Lu J. Measuring the degree of assortative mating //Economics Letters. – 2006. – T. 92. – №. 3. – C. 317-322.
- [33] Lu Y., Morissette R., Schirle T. The growth of family earnings inequality in Canada, 1980–2005 //Review of Income and Wealth. – 2011. – T. 57. – №. 1. – C. 23-39.
- [34] Melville K. Mate Selection-The choice is yours', Marriage atd family today. – 1977.
- [35] Murstein B. I. Stimulus. Value. Role: A theory of marital choice //Journal of Marriage and the Family. – 1970. – C. 465-481.
- [36] Oaxaca R. Male-female wage differentials in urban labor markets //International economic review. – 1973. – C. 693-709.
- [37] Pencavel J. Assortative mating by schooling and the work behavior of wives and husbands //The American Economic Review. – 1998. – T. 88. – №. 2. – C. 326-329.
- [38] Popenoe P. Mate selection //American Sociological Review. – 1937. – T. 2. – №. 5. – C. 735-743.
- [39] Schwartz C. R., Mare R. D. Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003 //Demography. – 2005. – T. 42. – №. 4. – C. 621-646.
- [40] Smits J., Park H. Five decades of educational assortative mating in 10 East Asian societies //Social Forces. – 2009. – T. 88. – №. 1. – C. 227-255.
- [41] Smits J., Ultee W., Lammers J. Educational homogamy in 65 countries: An explanation of differences in openness using country-level explanatory variables //American Sociological Review. – 1998. – C. 264-285.
- [42] Van Bavel J. The reversal of gender inequality in education, union formation and fertility in Europe //Vienna Yearbook of Population Research. – 2012. – C. 127-154.
- [43] Vandenberg S. G. Assortative mating, or who marries whom? //Behavior genetics. – 1972. – T. 2. – №. 2. – C. 127-157.
- [44] Winch R. F. Mate-selection; a study of complementary needs. – 1958.
- [45] Winch R. F. The theory of complementary needs in mate-selection: final results on the test of the general hypothesis //American sociological review. – 1955. – T. 20. – №. 5. – C. 552-555.
- [46] Zhou M. Educational Assortative Mating in Hong Kong: 1981–2011 //Chinese Sociological Review. – 2016. – T. 48. – №. 1. – C. 33-63.

Приложение А Таблицы и рисунки

Таблица А1: Общие дескриптивные статистики выборки исследования

	1995	2000	2005	2010	2015
Количество респондентов	5202	4282	3826	7978	5920
в т.ч. мужчин	2601	2141	1913	3989	2960
женщин	2601	2141	1913	3989	2960
Количество домохозяйств	2439	2019	1785	3704	2758
Средний возраст, лет	44.4	46.3	47.2	46.4	48.4
в т.ч. мужчин	45.4	47.4	48.2	47.4	49.5
женщин	43.4	45.3	46.2	45.3	47.3
Средняя разница в возрасте между мужьями и жёнами, лет	2.0	2.1	2.0	2.1	2.2
Федеральный округ, %					
Центральный ФО	23.1	22.1	25.0	26.0	25.8
Северо-Западный ФО	10.2	8.2	8.6	8.3	8.5
Южный ФО	11.2	10.6	9.9	11.4	11.8
Северо-Кавказский ФО	6.0	7.1	7.6	6.5	7.1
Приволжский ФО	22.7	23.1	21.7	22.5	22.5
Уральский ФО	9.9	9.4	6.3	6.5	6.7
Сибирский ФО	11.2	13.0	15.3	13.8	13.0
Дальневосточный ФО	5.8	6.5	5.6	5.1	4.7
Тип населённого пункта, %					
Областной центр	39.2	35.5	36.8	37.1	38.3
Город	29.0	28.6	27.5	27.8	26.5
Посёлок городского типа	6.2	7.2	6.7	6.0	7.0
Село	25.6	28.7	29.0	29.1	28.2

Примечание: все описательные статистики рассчитаны по выборке, ограниченной индивидами, которые: репрезентируют население России в определённой волне и имеют значение «1» в соответствующей переменной ORIGSAM; не моложе 18 лет; у которых супруг/супруга старше 18 лет; имеют полные сведения по базовым демографическим характеристикам (пол, возраст) и об уровне образования у самого респондента, и у его/её супруги(а).

Таблица А2: Дескриптивные статистики переменной о статусе семейного положения в гендерном разрезе, %

Мужчины					
	1995	2000	2005	2010	2015
Никогда в браке не состояли	1.1	0.2	0.3	0.2	0.1
Состоите в зарегистрированном браке	-	88.7	85.3	84.4	83.3
Живёте вместе, но не зарегистрированы	-	10.1	13.6	14.8	15.9
Разведены и в браке не состоите	1.7	0.8	0.8	0.2	0.3
Вдовец (вдова)	0.4	0.1	0.0	0.0	0.0
Официально зарегистрированы, но вместе не живут	-	-	-	0.4	0.4
Состоите в браке	96.8	-	-	-	-
Другое	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0

Женщины					
	1995	2000	2005	2010	2015
Никогда в браке не состояли	0.9	0.2	0.5	0.1	0.1
Состоите в зарегистрированном браке	-	88.6	85.0	84.2	83.3
Живёте вместе, но не зарегистрированы	-	10.4	13.4	15.4	16.2
Разведены и в браке не состоите	1.8	0.8	1.1	0.2	0.2
Вдовец (вдова)	0.5	0.1	0.1	0.0	0.0
Официально зарегистрированы, но вместе не живут	-	-	-	0.1	0.1
Состоите в браке	96.5	-	-	-	-
Другое	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0

Примечание: в категорию «Другое» были соотнесены следующие варианты ответов: затрудняюсь ответить, отказ от ответа, нет ответа. Тире соответствует отсутствию данного варианта ответа в вопроснике соответствующего года. Год вопросника совпадает с годом, который указан в шапке таблице. Описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к выше приведённой Таблице А1.

Таблица А3: Комбинационная таблица распределения пар в зависимости от уровня образования супругов, 1995 и 2015 годы

		1995 год			
Уровень образования	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	законченное среднее образование	законченное среднее профессиональное образование	законченное высшее профессиональное образование и выше	
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	13.11	5.61	4.11	0.96	
законченное среднее образование	4	20.65	12.84	3.88	
законченное среднее профессиональное образование	1.38	4.23	6.96	3.88	
законченное высшее профессиональное образование и выше	0.65	2.88	5.46	9.38	
		2015 год			
Уровень образования	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	законченное среднее образование	законченное среднее профессиональное образование	законченное высшее профессиональное образование и выше	
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	5.68	5.51	4.22	1.69	
законченное среднее образование	3.21	15.54	12.26	7.13	
законченное среднее профессиональное образование	0.98	4.63	8.55	6.25	
законченное высшее профессиональное образование и выше	0.2	2.4	6.01	15.74	

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. В строках представлен уровень образования мужей, в столбцах — уровень образования их жён. Настоящая таблица кросс-табуляции представляет собой простую форму анализа ассортативности браков по уровню образования. Мы рассматриваем ситуацию только для мужей, в силу того, что матрица показателей для жён является транспонированной от искомой матрицы показателей для мужей. В строках представлен уровень образования мужей, в столбцах — уровень образования их жён. Элементы на главной диагонали матрицы можно интерпретировать как показатели позитивной ассортативности, элементы матрицы, лежащие ниже или выше главной диагонали, как показатели негативной ассортативности.

Таблица А4: Результат расчёта с помощью бутстраповских репликаций для проверки гипотез о статистической значимости различий коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла в разрезе лет проведения обследования

Случай коэффициентов ранговой корреляции Спирмена

Результаты расчётов для показателей за ближайшие два года	Observed Coef.	Bootstrap Std.Err.	z	$P > z$	Normal-based [95% Conf. Interval]	
diff 1995-2000	0.0083845	0.0238582	0.35	0.725	-0.0383767	0.0551457
diff 2000-2005	0.0360672	0.0257104	1.4	0.161	-0.0143242	0.0864586
diff 2005-2010	0.0259323	0.0242158	1.07	0.284	-0.0215299	0.0733945
diff 2010-2015	-0.0294503	0.0193479	-1.52	0.128	-0.0673715	0.0084708

Случай коэффициента конкордации τ_a – Кендалла

Результаты расчётов для показателей за ближайшие два года	Observed Coef.	Bootstrap Std.Err.	z	$P > z$	Normal-based [95% Conf. Interval]	
diff 1995-2000	0.0060057	0.0164501	0.37	0.715	-0.0262359	0.0382474
diff 2000-2005	0.0257259	0.0182465	1.41	0.159	-0.0100365	0.0614883
diff 2005-2010	0.0163538	0.0158303	1.03	0.302	-0.0146731	0.0473807
diff 2010-2015	-0.0177711	0.0132718	-1.34	0.181	-0.0437833	0.0082411

Случай коэффициента конкордации τ_b – Кендалла

Результаты расчётов для показателей за ближайшие два года	Observed Coef.	Bootstrap Std.Err.	z	$P > z$	Normal-based [95% Conf. Interval]	
diff 1995-2000	0.0087145	0.022427	0.39	0.698	-0.0352417	0.0526707
diff 2000-2005	0.0322419	0.0249424	1.29	0.196	-0.0166443	0.0811281
diff 2005-2010	0.0276284	0.0217699	1.27	0.204	-0.0150399	0.0702966
diff 2010-2015	-0.0266591	0.0181836	-1.47	0.143	-0.0622982	0.0089801

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Количество репликаций равнялось 1000. Для показателей ассортиментности за ближайшие два года рассчитывалась разность и проверялась принадлежность нуля 95-% доверительному интервалу. Если ноль принадлежал доверительному интервалу, то гипотеза о статистической незначимости различий не отвергалась.

Таблица А5: Результат расчёта показателей ассортативности браков по уровню образования с помощью формулы (22) для всех комбинаций уровней образования мужей и их жён, 1995 и 2015 годы

		1995 год			
Уровень образования	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	законченное среднее образование	законченное среднее профессиональное образование	законченное высшее профессиональное образование и выше	
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	2.88	0.71	0.59	0.22	
законченное среднее образование	0.50	1.50	1.06	0.52	
законченное среднее профессиональное образование	0.44	0.77	1.44	1.30	
законченное высшее профессиональное образование и выше	0.19	0.47	1.01	2.82	
		2015 год			
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование (7 - 8 кл)	3.30	1.15	0.80	0.32	
законченное среднее образование	0.84	1.45	1.04	0.61	
законченное среднее профессиональное образование	0.48	0.81	1.35	0.99	
законченное высшее профессиональное образование и выше	0.08	0.35	0.80	2.10	

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. В строках представлен уровень образования мужей, в столбцах — уровень образования их жён. Результаты расчёта показателей ассортативности были получены с помощью формулы (22) и представлены для случая 1995 и 2015 годов.

Таблица А6: Общие дескриптивные статистики выборки исследования с учётом дополнительных ограничений выборки исследования по уровню дохода самого респондента и его/её супруги(а)

	1995	2000	2005	2010	2015
Количество респондентов	4934	4120	3708	7682	5696
в т.ч. мужчин	2467	2060	1854	3841	2848
женщин	2467	2060	1854	3841	2848
Количество домохозяйств	2317	1952	1737	3575	2664
Средний возраст, лет	44.7	46.6	47.4	46.6	48.7
в т.ч. мужчин	45.7	47.6	48.4	47.7	49.8
женщин	43.7	45.6	46.4	45.5	47.6
Средняя разница в возрасте между мужьями и жёнами, лет	2.1	2.0	2.0	2.1	2.2
Федеральный округ, %					
Центральный ФО	23.5	22.3	24.5	26.1	25.4
Северо-Западный ФО	10.4	8.3	8.6	8.3	8.6
Южный ФО	10.8	10.5	9.9	11.6	12.0
Северо-Кавказский ФО	6.2	6.6	7.7	6.3	7.1
Приволжский ФО	22.4	23.3	21.7	22.3	22.0
Уральский ФО	9.6	9.2	6.4	6.5	6.9
Сибирский ФО	11.5	13.2	15.6	14.0	13.3
Дальневосточный ФО	5.6	6.7	5.7	5.0	4.7
Тип населённого пункта, %					
Областной центр	39.0	36.0	36.4	36.9	38.3
Город	29.2	28.6	27.5	27.7	26.1
Посёлок городского типа	5.9	6.5	6.6	6.0	7.1
Село	25.9	28.9	29.6	29.5	28.6
Глобальная ассортативность*, раз	2.1	–	–	–	1.9

Примечание: все описательные статистики рассчитаны по выборке, ограниченной индивидами, которые: репрезентируют население России в определённой волне и имеют значение «1» в соответствующей переменной ORIGSAM; не моложе 18 лет; у которых супруг/супруга старше 18 лет; имеют полные сведения по базовым демографическим характеристикам (пол, возраст) и об уровне образования у самого респондента, и у его/её супруги(а); имеют полные сведения об уровне дохода у самого респондента, и у его/её супруги(а).

* — это глобальные показатели ассортативности рассчитаны как средние арифметические взвешенные показателей локальной ассортативности по формуле (22) для случая пар, в которых супруги имеют одинаковый уровень образования.

Таблица А7: Дескриптивные статистики по доходам

	1995	2000	2005	2010	2015
<hr/>					
Доход жён					
—среднее	6080	5733	11020	16703	17390
—медиана	3835	3805	7645	12865	14100
<hr/>					
Доход мужей					
—среднее	10313	10343	17900	25416	26232
—медиана	5753	6091	12372	19524	20000
<hr/>					
Доход семейной пары					
—среднее	16393	16076	28920	42119	43622
—медиана	10931	10917	22270	34055	35060
<hr/>					

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А6. Все переменные доходов — в ценах 2015 года.

Таблица А8: Deskриптивные статистики по доходам семейных пар в разрезе уровней образования супругов

Комбинация уровней образования супругов		1995 год		2015 год	
Образование мужа	Образование жены	Доход пары, медиана	N	Доход пары, медиана	N
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	8054	332	25000	161
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	законченное среднее образование	8438	139	29800	159
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	законченное среднее проф. образование	9915	104	30000	122
начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	законченное высшее проф. образование и выше	13558	24	42250	48
законченное среднее образование	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	8150	101	28000	93
законченное среднее образование	законченное среднее образование	9512	505	30000	446
законченное среднее образование	законченное среднее проф. образование	13961	315	32100	356
законченное среднее образование	законченное высшее проф. образование и выше	14287	92	45000	205
законченное среднее проф. образование	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	7096	35	35000	28
законченное среднее проф. образование	законченное среднее образование	13108	102	33900	132
законченное среднее проф. образование	законченное среднее проф. образование	11506	173	36000	243
законченное среднее проф. образование	законченное высшее проф. образование и выше	15438	91	42325	177
законченное высшее проф. образование и выше	начальное общее образование (0–6 кл) и незаконченное среднее образование(7 - 8 кл)	10471	16	31525	4
законченное высшее проф. образование и выше	законченное среднее образование	13012	70	35000	67
законченное высшее проф. образование и выше	законченное среднее проф. образование	14920	136	42000	172
законченное высшее проф. образование и выше	законченное высшее проф. образование и выше	21095	232	52000	435

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А6. Все переменные доходов — в ценах 2015 года.

Таблица А9: Уровень неравенства по доходам

Показатели неравенства	1995	2000	2005	2010	2015
Коэффициент Джини	0.463	0.448	0.396	0.350	0.329
Децильный коэффициент 90/10	17.760	8.095	6.657	4.854	4.247
Децильный коэффициент 90/50	3.116	2.918	2.478	2.222	2.196
Децильный коэффициент 50/10	5.700	2.774	2.687	2.184	1.934

Примечание: результаты рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А6.

Таблица А10: Уровень неравенства по доходам супружеских пар в зависимости от паттерна брачного поведения

		1995 год	2015 год
Коэффициент Джини	Actual	0.463	0.329
	Counterfactual (1995)	–	0.327
Децильный коэффициент 90/10	Actual	17.759	4.247
	Counterfactual (1995)	–	4.118
Децильный коэффициент 90/50	Actual	3.116	2.196
	Counterfactual (1995)	–	2.121
Децильный коэффициент 50/10	Actual	5.699	1.934
	Counterfactual (1995)	–	1.941

Примечание: результаты рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А6. Коэффициенты неравенства для случая Counterfactual (1995) получены с помощью метода декомпозиции эффектов, предложенного в работе [DiNardo et al., 1996]. Результаты коэффициентов неравенства для случая Actual соответствуют фактическому уровню неравенства. Результаты коэффициентов неравенства для случая Counterfactual (1995) соответствуют контрфактическому сценарию, когда уровень ассортативности браков по уровню образования супругов оставался неизменной на уровне 1995 года.

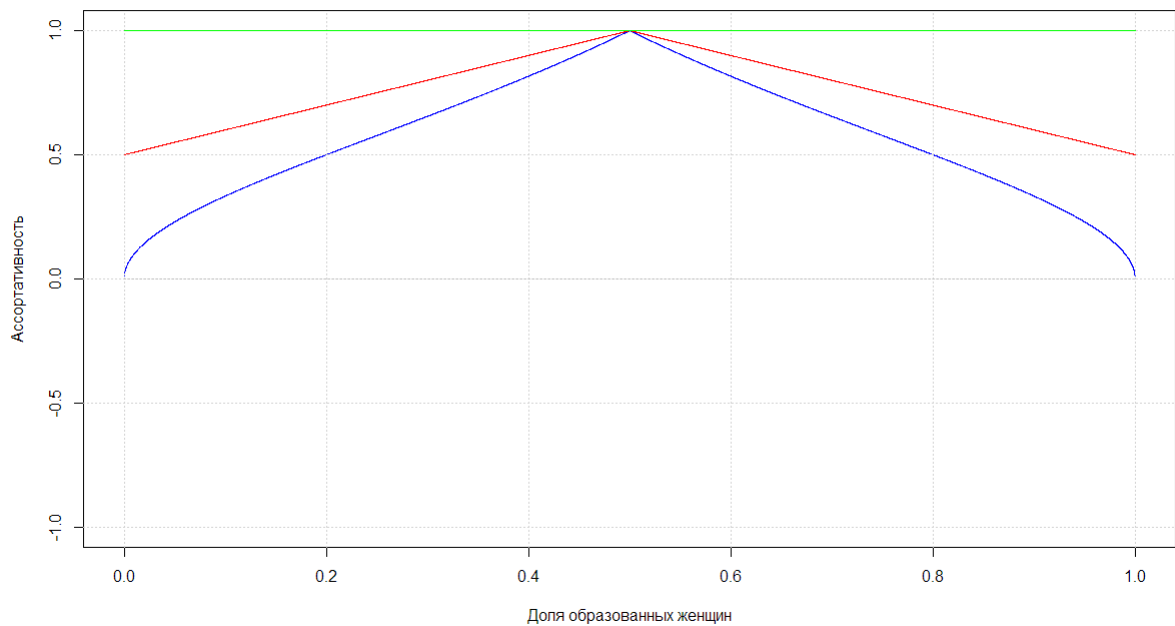


Рис. A1: Ситуация абсолютно позитивной ассортативности

Источник: расчёты автора

Примечание: результаты на рисунках A1 и A2 являются иллюстрацией недостатка показателей ассортативности браков, рассчитанными через долю супружеских пар с одинаковым уровнем образования (ϕ) и через коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (ρ), перед коэффициентом ассортативности из работы [Liu and Lu, 2006]. Недостаток показателей ϕ и ρ состоит в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. Уровень образования в данном случае является бинарной переменной и принимает два возможных значения: 0 — необразованный, 1 — образованный. Поведение коэффициентов было рассмотрено при ситуации абсолютно позитивной ассортативности и при фиксированной доле образованных мужчин, равной 0.5. Цвет линии на рисунках соответствует способу измерения показателя ассортативности браков по уровню образования: красный цвет линии — показатель ассортативности браков, рассчитанный через долю супружеских пар с одинаковым уровнем образования (ϕ); синий цвет линии — коэффициент корреляции между уровнями образования супругов (ρ); зелёный цвет — коэффициент ассортативности браков по уровню образования, предложенный в работе [Liu and Lu, 2006]. Из результатов видно, что показатели ϕ и ρ будут равны 1 и будут отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности, только в том случае, если доля образованных женщин будет совпадать с долей образованных мужчин.

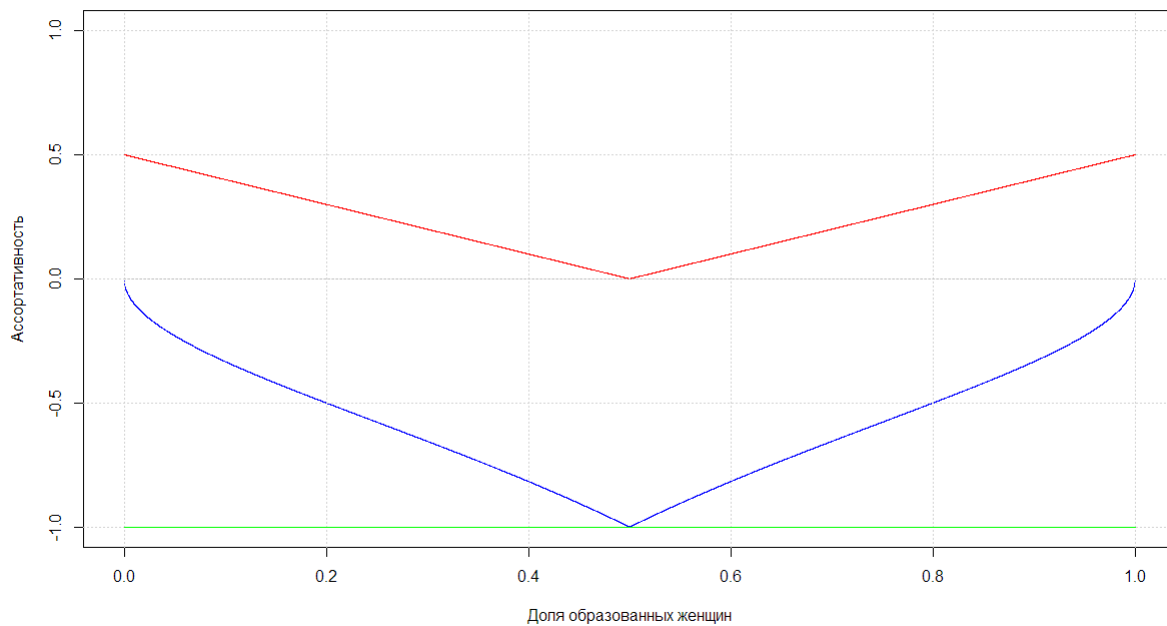


Рис. А2: Ситуация абсолютно негативной ассортативности

Источник: расчёты автора

Примечание: условия реализации эксперимента смотри в примечании к рисунку А1. Поведение коэффициентов было рассмотрено при ситуации абсолютно негативной ассортативности и при фиксированной доли образованных мужчин, равной 0.5. Из результатов видно, что показатели ϕ (на рисунке красный цвет линии) и ρ (на рисунке синий цвет линии) будут равны 0 и -1 соответственно и будут отражать ситуацию абсолютно негативной ассортативности, только в том случае, если доля образованных (необразованных) женщин будет совпадать с долей необразованных (образованных) мужчин.

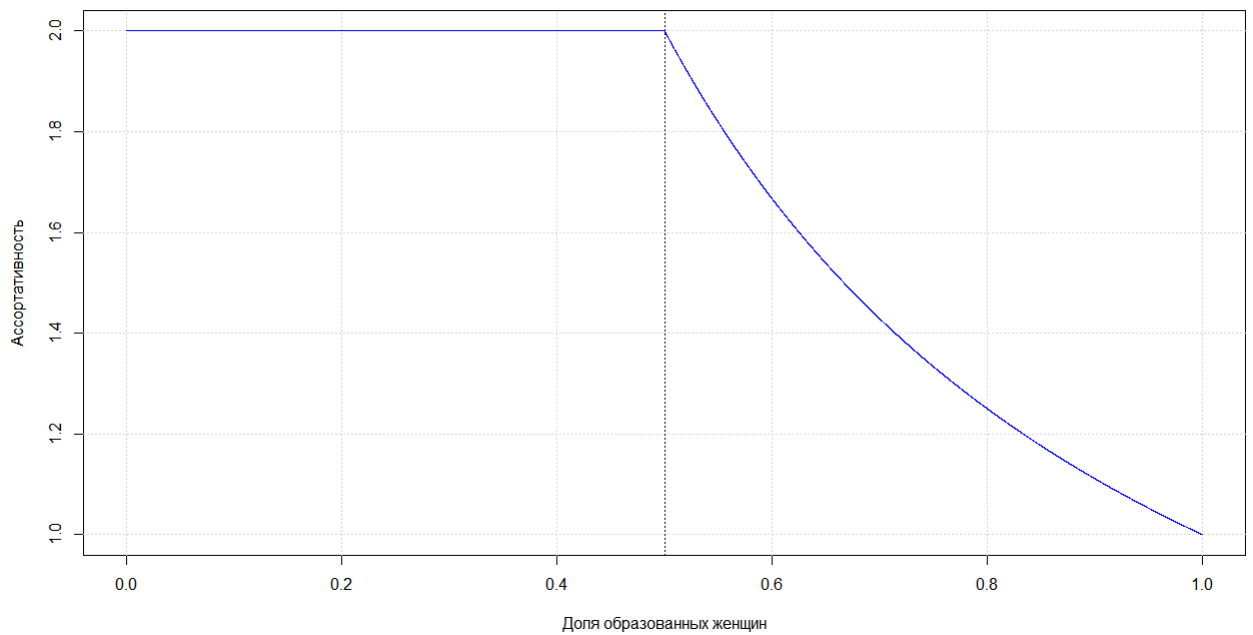


Рис. А3: Поведение показателя ассортативности браков по уровню образования, рассчитанного по формуле (22), при ситуации позитивной ассортативности

Источник: расчёты автора

Примечание: на рисунках А3 и А4 представлено поведение показателя ассортативности, рассмотренного в работе [Eika et al., 2014], при увеличении доли образованных женщин и при неизменной доле образованных мужчин, равной 0.5. Уровень образования в данном случае является бинарной переменной и принимает два возможных значения: 0 — необразованный, 1 — образованный. Как можно видеть, если доля образованных женщин стремится к 1 при условии неизменной доли образованных мужчин, то независимо от типа ассортативности данный показатель будет стремиться к 1.

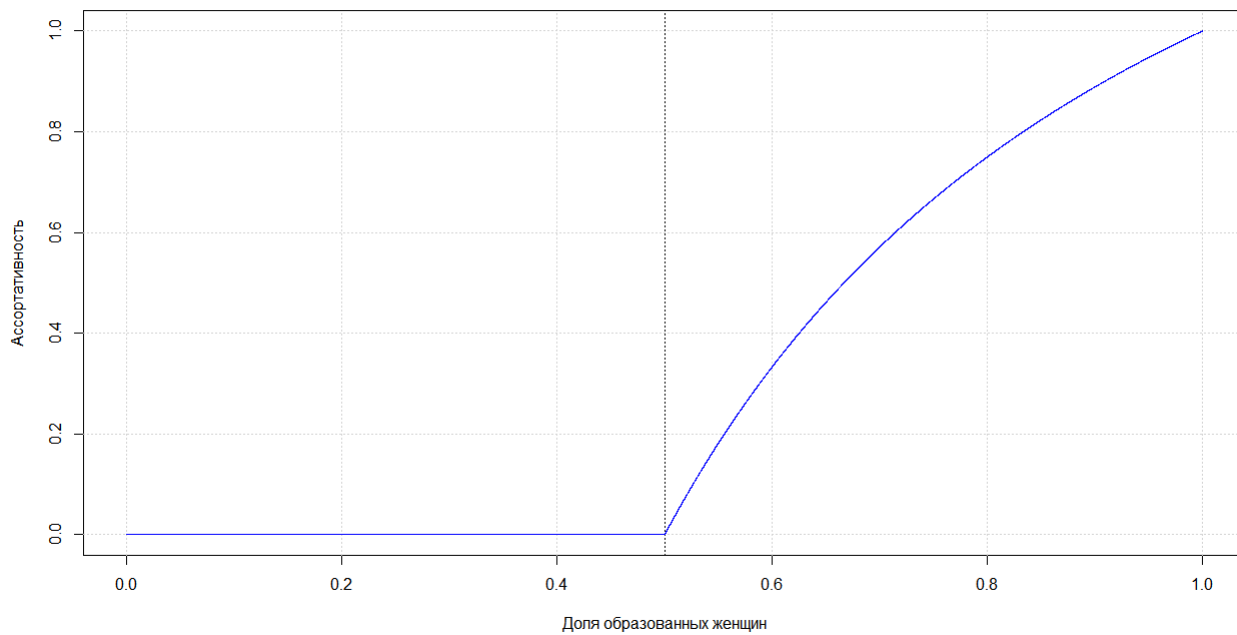


Рис. А4: Поведение показателя ассортативности браков по уровню образования, рассчитанного по формуле (22), при ситуации негативной ассортативности

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А3.

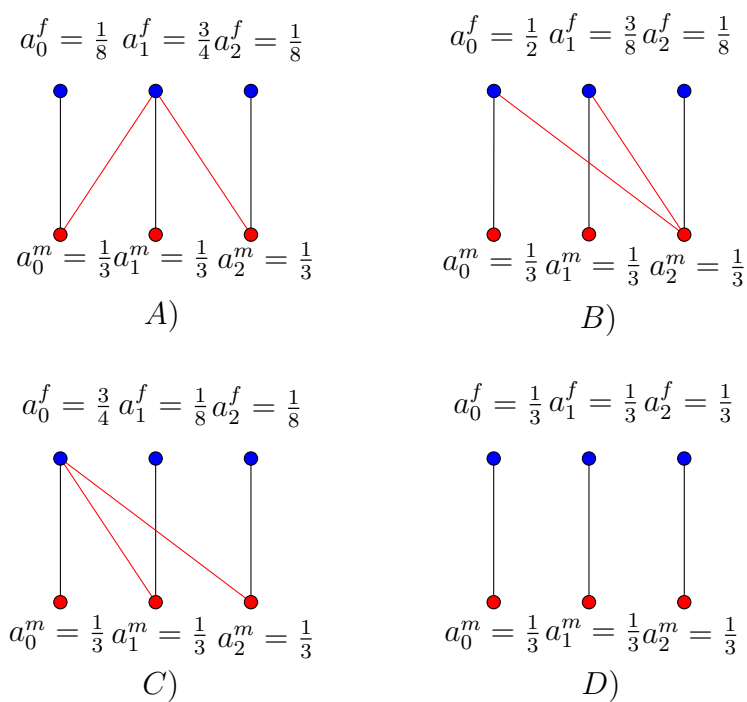


Рис. А5: Случаи реализации равновесия на рынке браков

Источник: расчёты автора

Примечание: a_0^f соответствует доли женщин с определённым уровнем образования 0, a_0^m определяет долю мужчин в образовательной категории «0», остальные переменные: $a_1^f, a_2^f, a_1^m, a_2^m$ определяются по аналогии. Во всех рассмотренных случаях $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. В рассмотренных примерах изменение доли $a_0^f \in (0, 7/8]$ происходило за счёт изменения доли a_1^f .

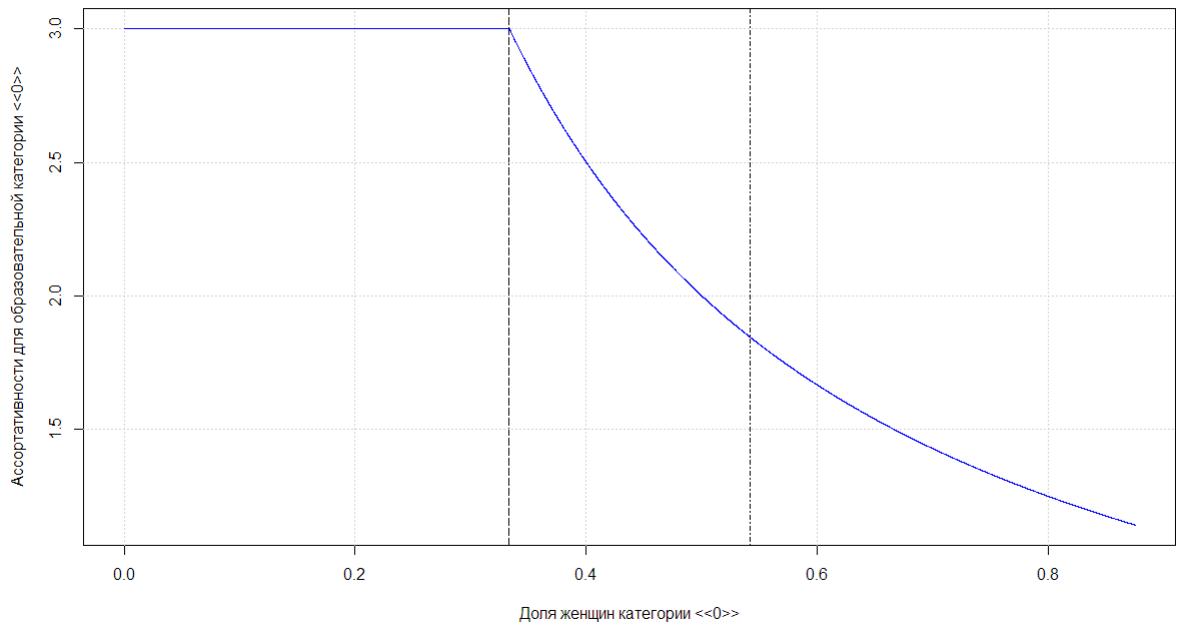


Рис. А6: Поведение показателя ассортативности, рассчитанного по формуле (22), для образовательной категории «0»

Источник: расчёты автора

Примечание: на рисунках А6, А7, А8 представлены результаты изменения показателя ассортативности, рассчитанного по формуле (22), для каждой из образовательных категорий при изменении доли женщин в образовательной категории «0» за счёт изменения доли женщин в группе «1». Уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Поведение показателя ассортативности рассмотрено при ситуации абсолютно позитивной ассортативности, механизм которой описан в приложении В. Примеры реализованы при фиксированной доли мужчин в каждой из образовательных групп ($a_0^m = a_1^m = a_2^m = 1/3$). Во всех рассмотренных случаях $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. Изменение доли $a_0^f \in (0, 7/8]$ происходило за счёт изменения доли a_1^f . Легенду к обозначениям смотри в примечании к рисунку А5. Согласно результатам для любой группы $j = \{0, 1, 2\}$ показатель ассортативности $s_{j,j}$ будет нечувствителен к доле женщин образовательной категории j , но чувствителен к доле мужчин группы « j » до тех пор, пока $N_j^m > N_j^f$. Верно и обратное: для любой группы $j = \{0, 1, 2\}$ показатель ассортативности $s_{j,j}$ будет нечувствителен к доле мужчин образовательной категории « j », но чувствителен к доле женщин группы « j » до тех пор, пока $N_j^m < N_j^f$.

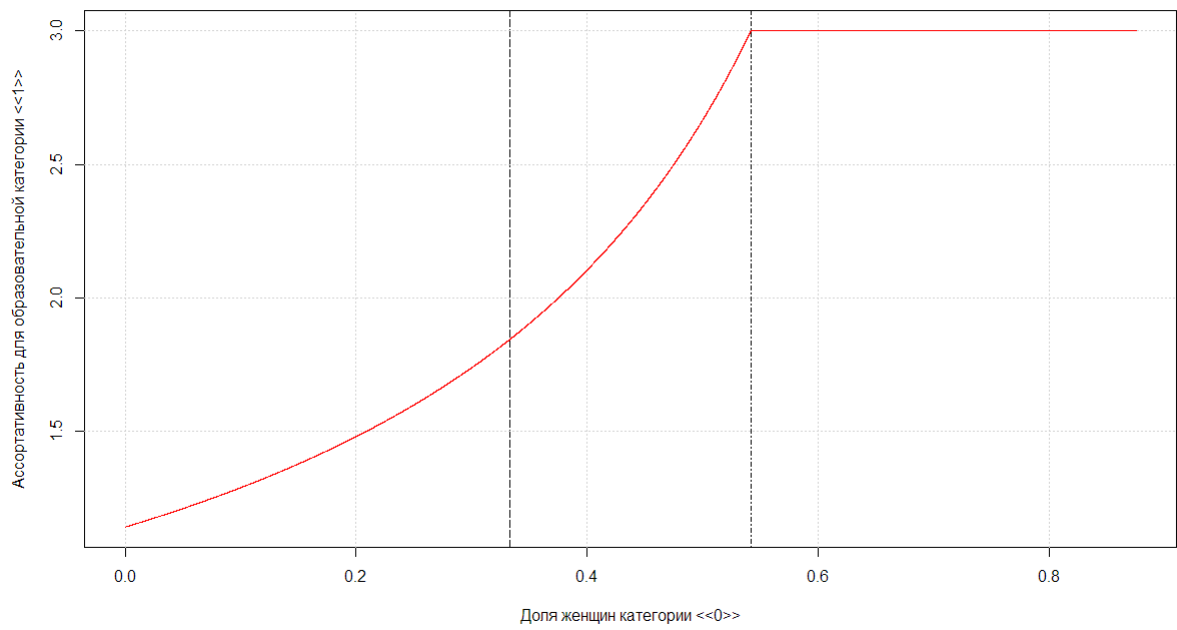


Рис. А7: Поведение показателя ассортативности, рассчитанного по формуле (22), для образовательной категории «1»

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А6.

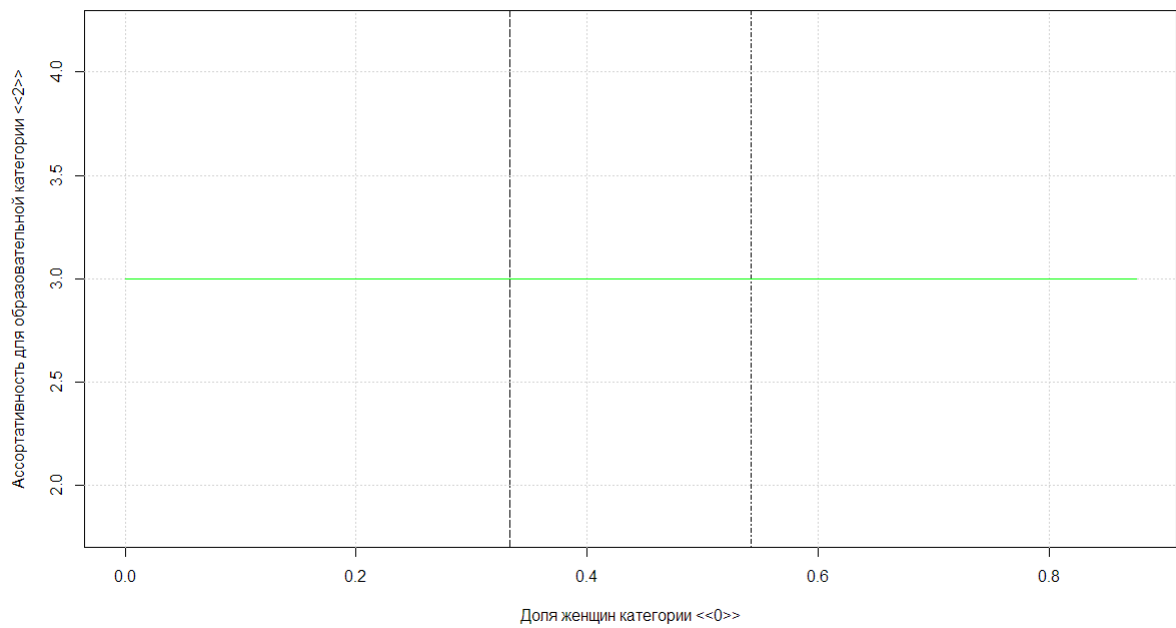


Рис. А8: Поведение показателя ассортативности, рассчитанного по формуле (22), для образовательной категории «2»

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А6.

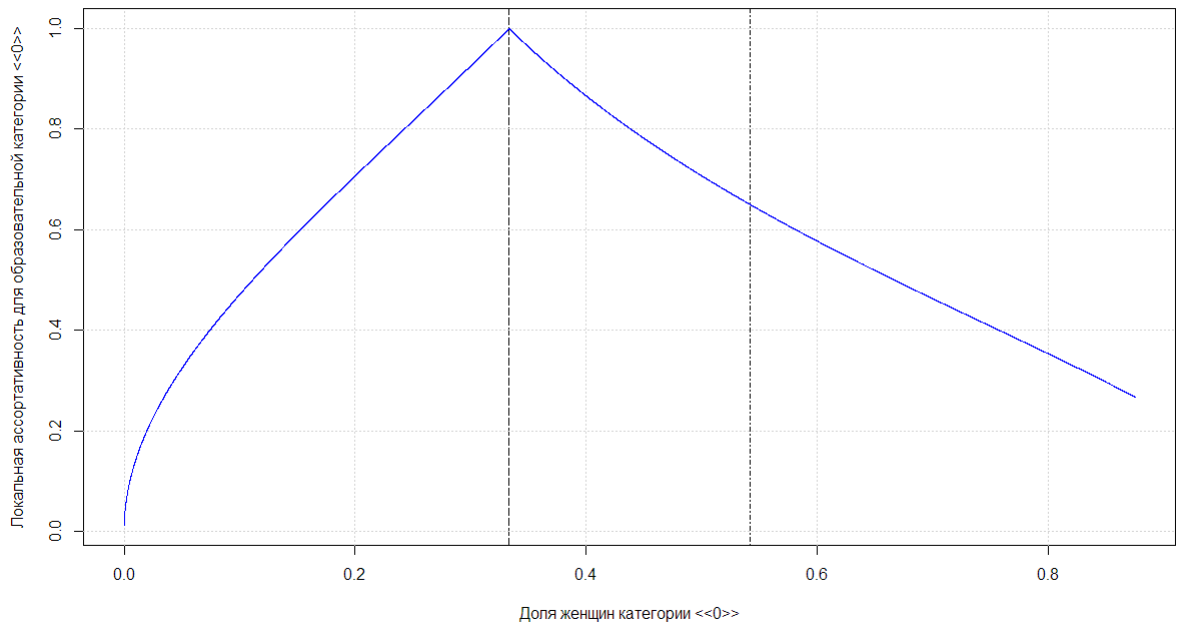


Рис. А9: Поведение показателя локальной гомогамии, рассчитанного по формуле (20), для образовательной категории «0»

Источник: расчёты автора

Примечание: на рисунках А9, А10 и А11 иллюстрация поведения локальной гомогамии, рассчитанного по формуле (20), для каждой из образовательных категорий при изменении доли женщин в образовательной категории «0» за счёт изменения доли женщин в группе «1». Уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Поведение показателя ассортативности рассмотрено при ситуации абсолютно позитивной ассортативности, механизм которой описан в приложении В. Примеры реализованы при фиксированной доли мужчин в каждой из образовательных групп ($a_0^m = a_1^m = a_2^m = 1/3$). Во всех рассмотренных случаях $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. Изменение доли $a_0^f \in (0, 7/8]$ происходило за счёт изменения доли a_1^f . Легенду к обозначениям смотри в примечании к рисунку А5. Коэффициент локальной гомогамии будет равен 1 ($h_j = 1$) и будет отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности только в случае, когда $N_j^m = N_j^f$. Согласно полученным результатам показатель локальной гомогамии занижает степень положительной ассортативности в случае, если $N_j^f \neq N_j^m$.

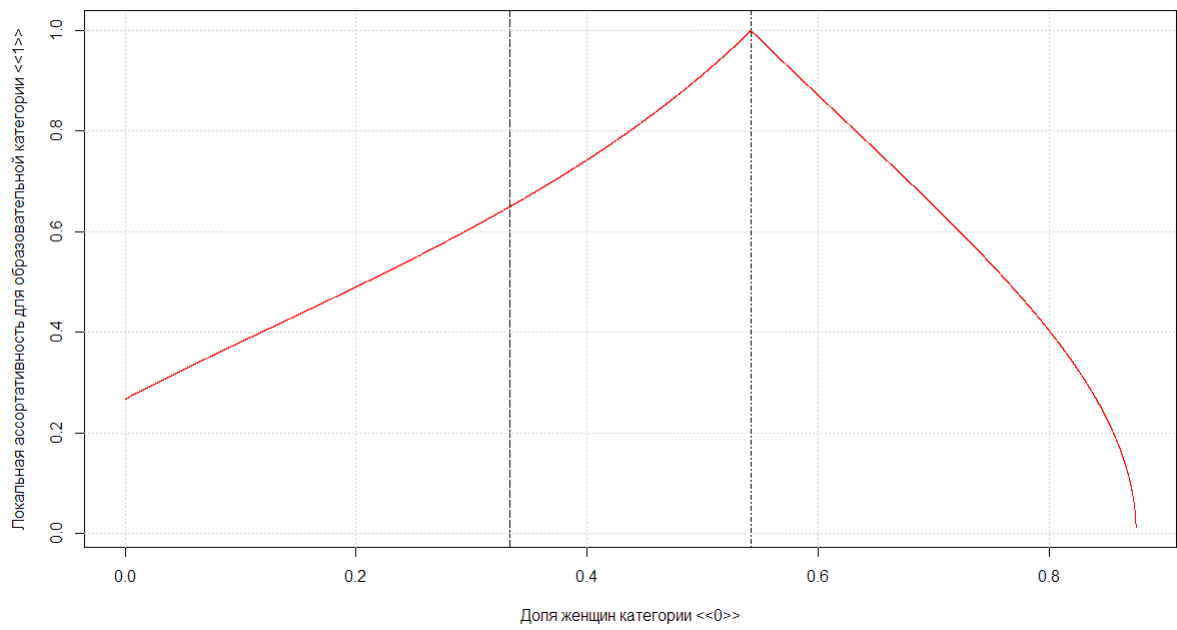


Рис. А10: Поведение показателя локальной гомогамии, рассчитанного по формуле (20), для образовательной категории «1»

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А9.

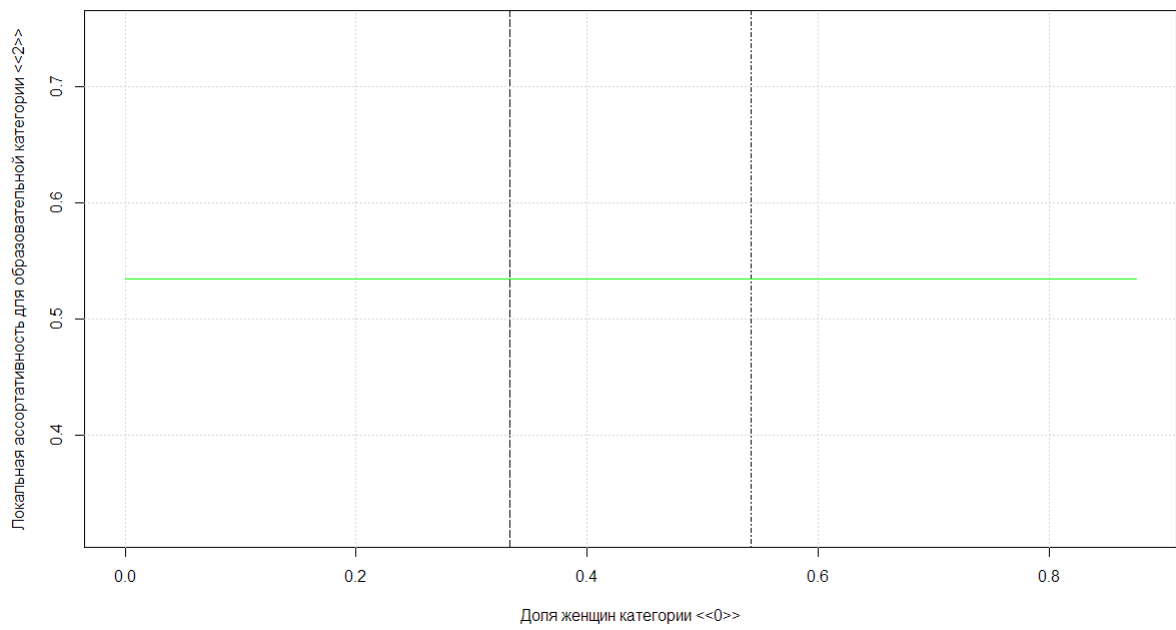


Рис. А11: Поведение показателя локальной гомогамии, рассчитанного по формуле (20), для образовательной категории «2»

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А9.

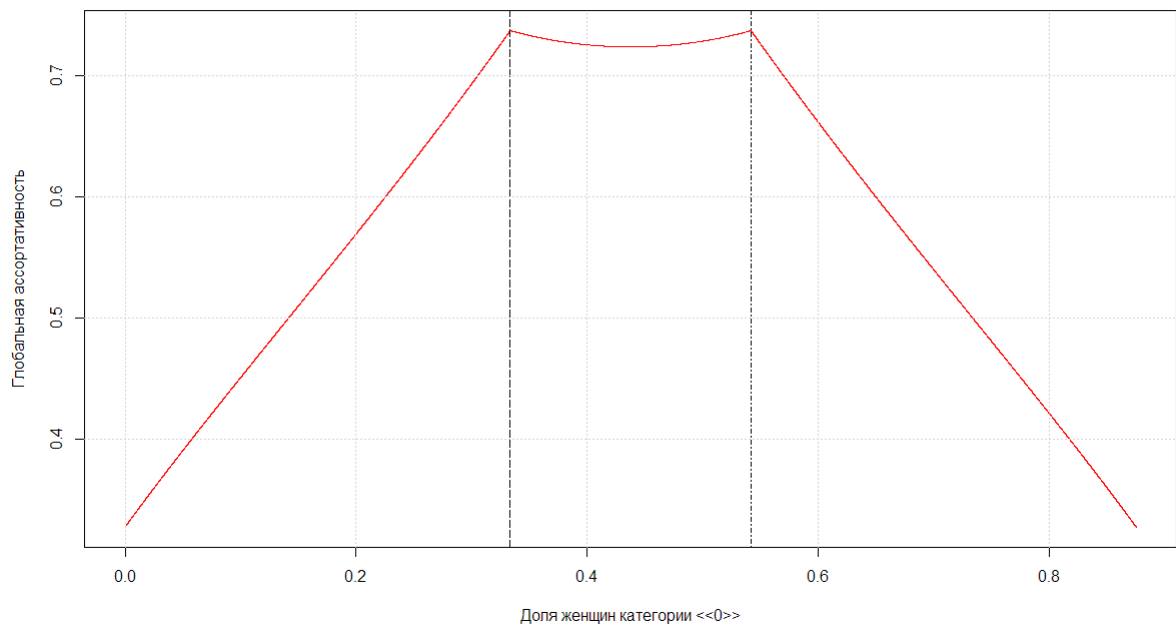


Рис. A12: Поведение показателя глобальной гомогамии, рассчитанного по формуле (21)

Источник: расчёты автора

Примечание: поведение показателя глобальной гомогамии рассмотрено при увеличении доли женщин в образовательной категории «0». Уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Из рисунка видно, что показатель принимает максимальные значения, когда $N_0^f = N_0^m$ и $N_1^f = N_1^m$. Согласно условиям эксперимента доля женщин группы «2» была фиксирована: $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. По этой причине показатель глобальной гомогамии никогда не достигал значения 1. Значение 1 может быть достигнуто показателем глобальной гомогамии только в том случае, когда для всех образовательных категорий выполняется следующее условие: $N_j^m = N_j^f, \forall j = \{0, 1, 2\}$.

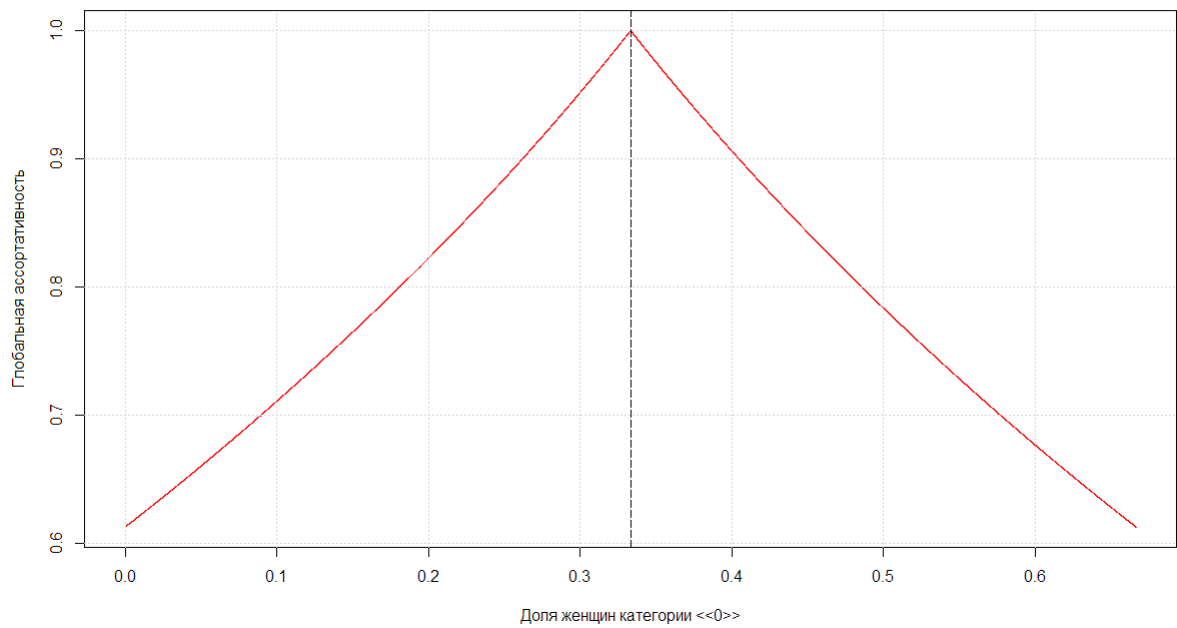


Рис. А13: Поведение показателя глобальной гомогамии, рассчитанного по формуле (21)

Источник: расчёты автора

Примечание: иллюстрация поведения показателя глобальной гомогамии для случая, когда $a_2^f = 1/3$ и изменение значения a_0^f происходит за счёт a_1^f . Легенду к обозначениям смотри в примечании к рисунку А5. Уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Когда $a_0^f = 1/3$, доли женщин и мужчин всех образовательных категорий будут совпадать, и в выборке не будут наблюдаться пары с разным уровнем образования супругов. В такой ситуации коэффициент глобальной гомогамии равен 1.

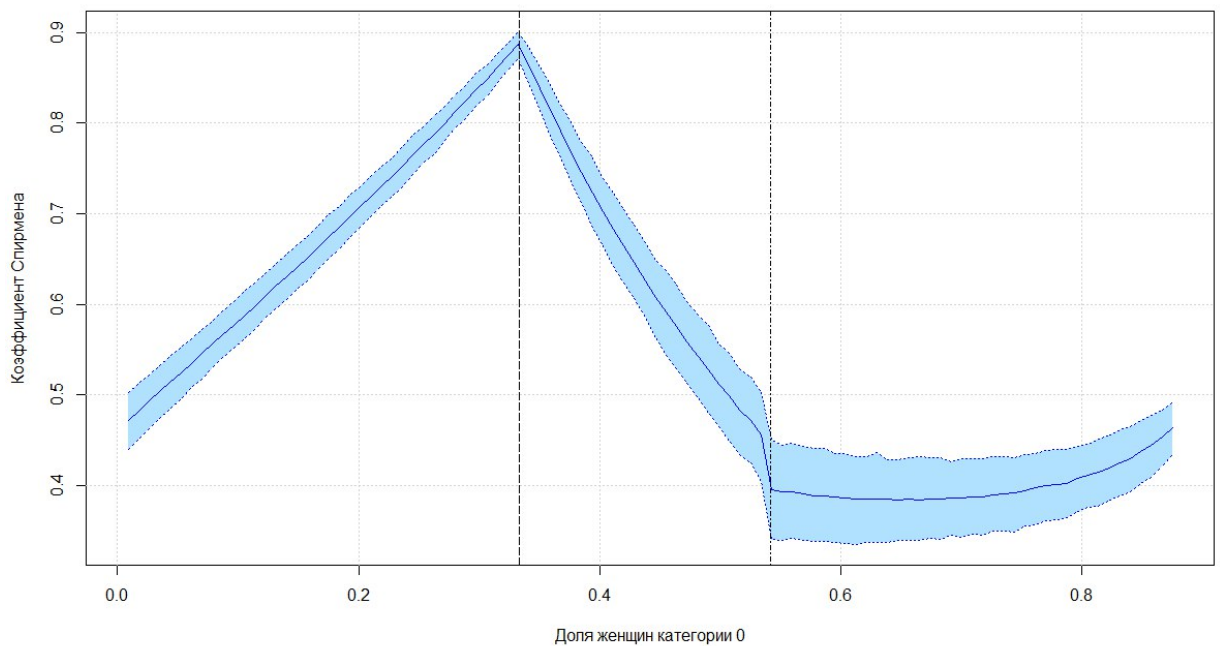


Рис. А14: Распределение коэффициента ранговой корреляции Спирмена в зависимости от доли женщин в образовательной категории «0»

Источник: расчёты автора

Примечание: результаты на рисунках А14 и А15 являются иллюстрацией недостатка коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициента конкордации τ – Кендалла, который состоит в их чувствительности к распределению индивидов по уровню образования внутри гендерных групп при неизменном типе ассортативности. Поведение коэффициентов было рассмотрено в ситуации, когда уровень образования является ранговой переменной и принимает три возможных значения, соответствующие определённому уровню образования: $\{0, 1, 2\}$. Всего было реализовано 1000 репликаций, для каждой из которых была сгенерирована выборка из 1000 наблюдений, и были рассчитаны коэффициенты ранговой корреляции Спирмена и τ – Кендалла. При этом поведение показателей было смоделировано при фиксированной доли мужчин, равной $1/3$, в каждой из образовательных групп и изменяемой доли женщин в образовательной категории «0». В рассмотренных случаях $a_2^f = 1/8 < a_2^m = 1/3$. Изменение доли $a_0^f \in (0, 7/8]$ происходило за счёт изменения доли a_1^f . Легенду к обозначениям смотри в примечании к рисунку А5. Можно заметить, что рассматриваемые коэффициенты будут равны 1 и будут отражать ситуацию абсолютно позитивной ассортативности только в том случае, если доли мужчин и женщин во всех образовательных категориях совпадают.

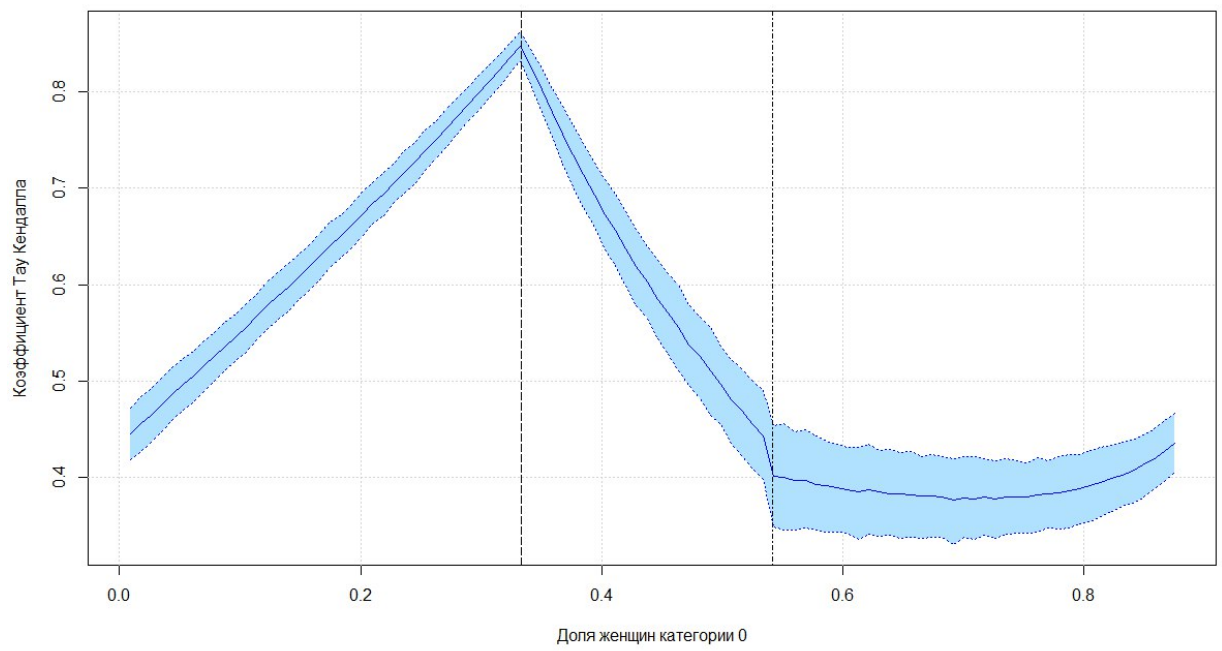


Рис. А15: Распределение коэффициента конкордации τ – Кендалла в зависимости от доли женщин в образовательной категории «0»

Источник: расчёты автора

Примечание: смотри примечание к рисунку А14.

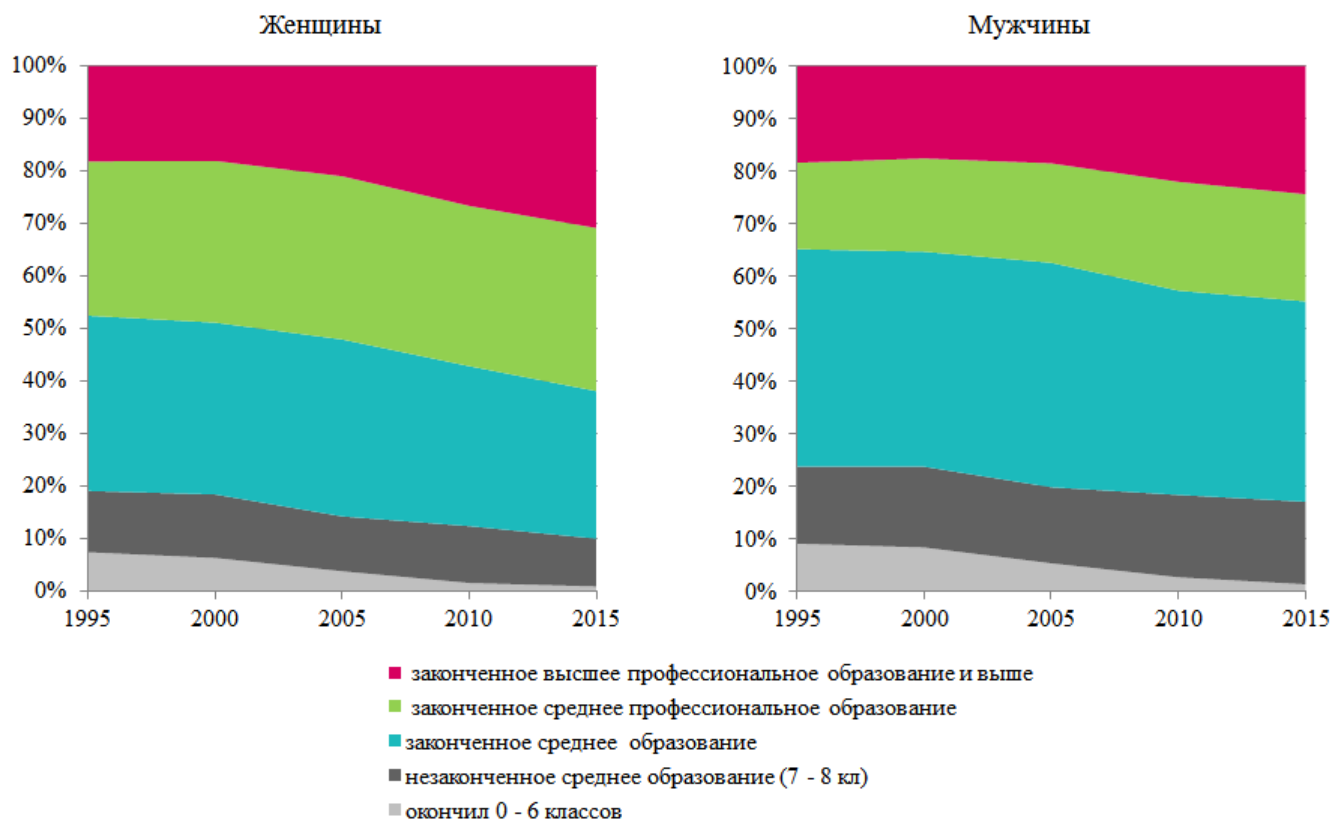


Рис. А16: Уровень образования респондентов в гендерном разрезе и в разрезе года проведения опроса, %

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1.

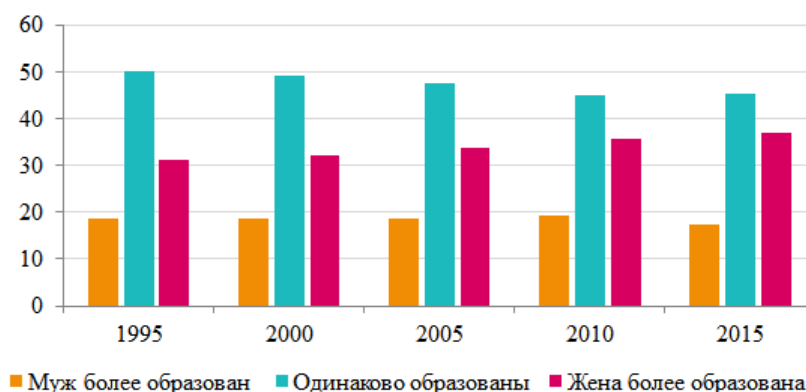


Рис. А17: Распределение пар в зависимости от соотношения уровней образования мужей и жён в разрезе года проведения обследования, %

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1.

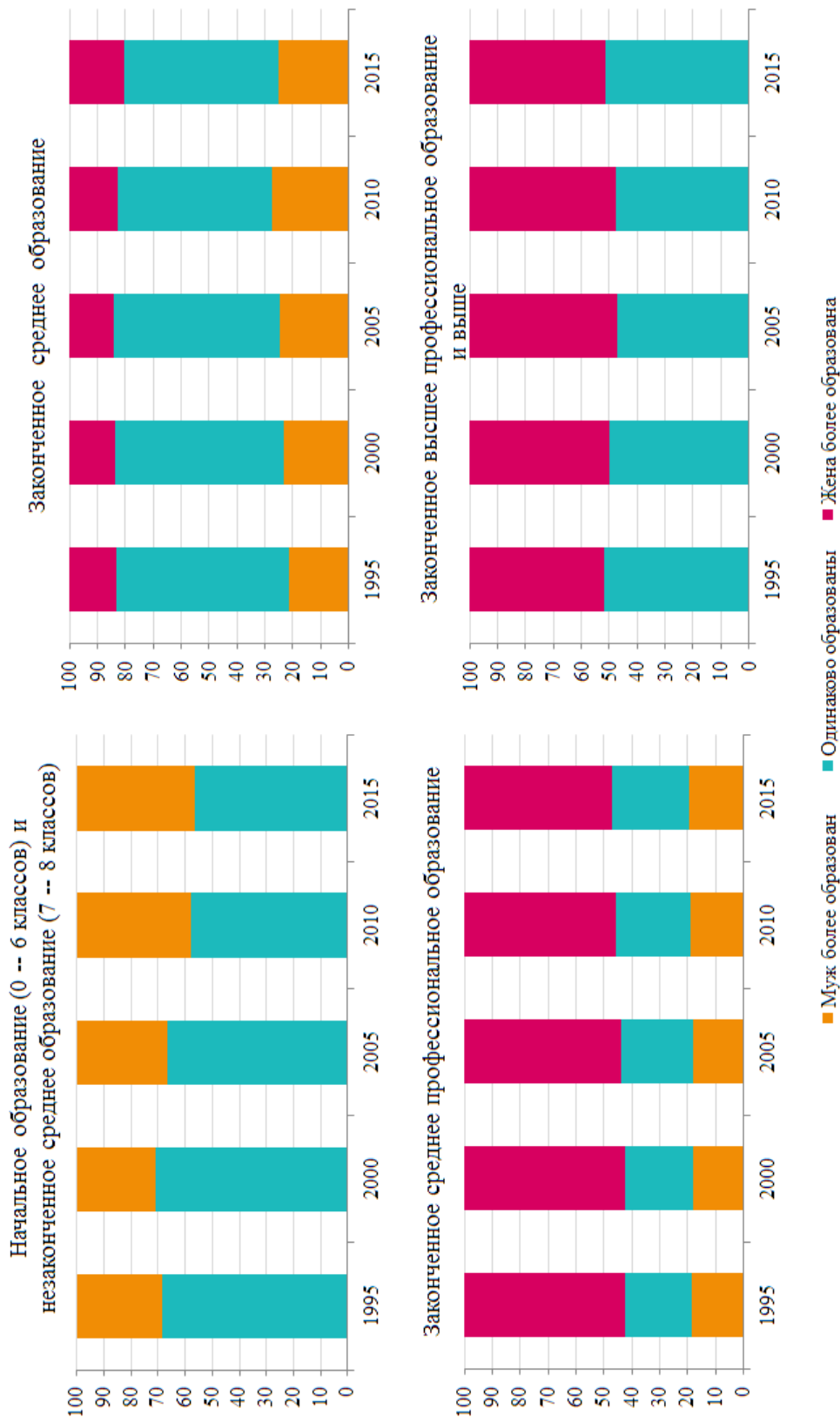


Рис. А18: Распределение пар в зависимости от соотношения уровней образования мужей и жён в разрезе уровней образования. Ответы жён, %

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1.

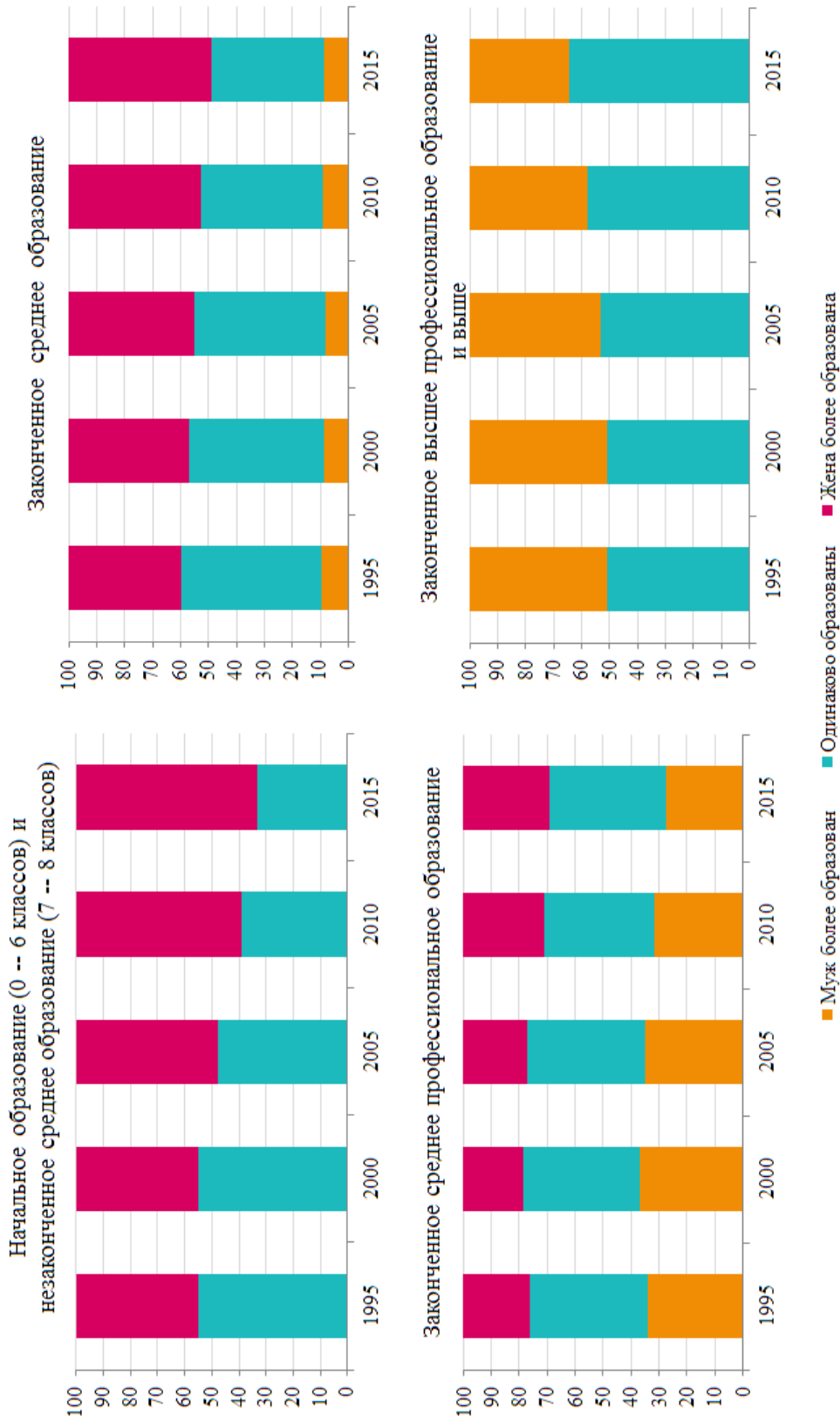


Рис. А19: Распределение пар в зависимости от соотношения уровней образования мужчин и жён в разрезе уровней образования. Ответы мужчин, %

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1.

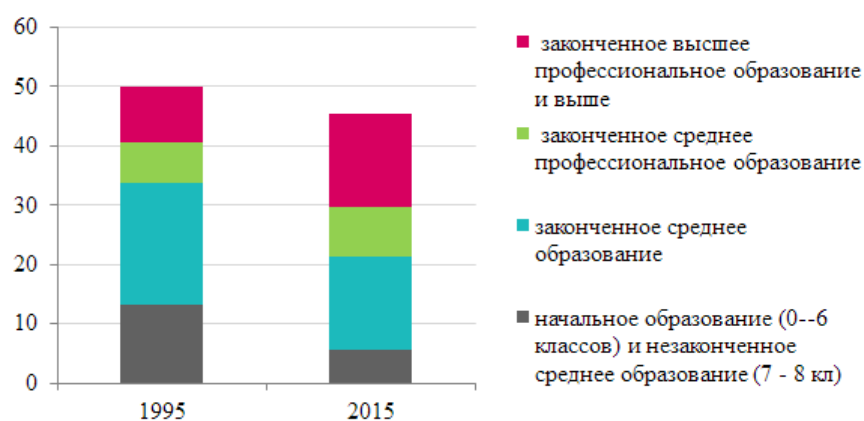


Рис. А20: Доля пар с одинаковым уровнем образования супругов, %

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. В данном случае показателями позитивной ассортативности выступают элементы главной диагонали матриц в Таблице А6, то есть доля пар с одинаковым уровнем образования.

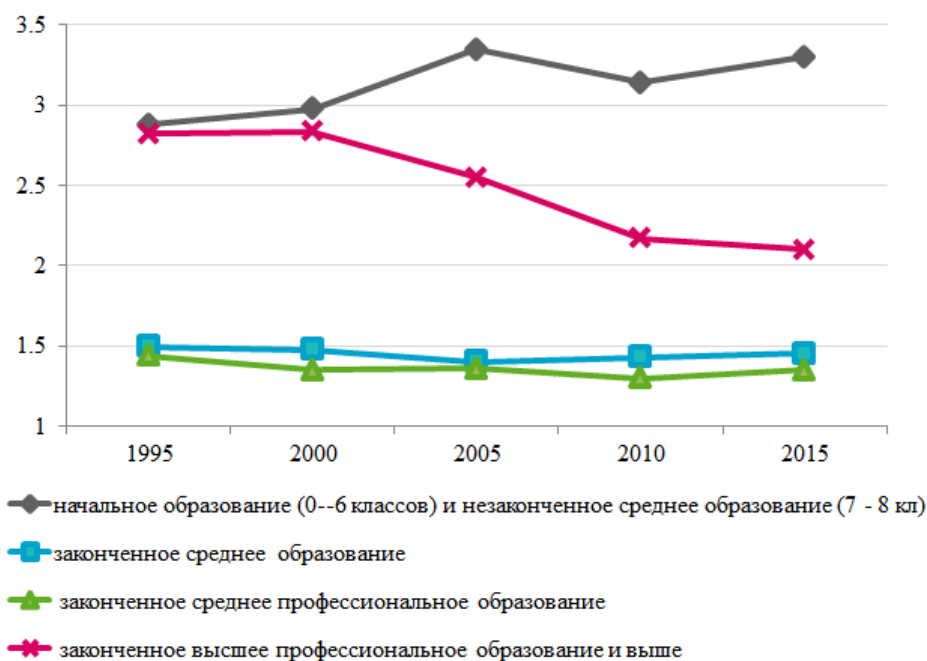


Рис. А21: Динамика ассортативности браков по уровню образования на уровне локальных показателей

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Результаты расчёта показателя ассортативности были получены с помощью формулы (22) и представлены только для случая супружеских пар, в которых уровень образования супругов совпадает.

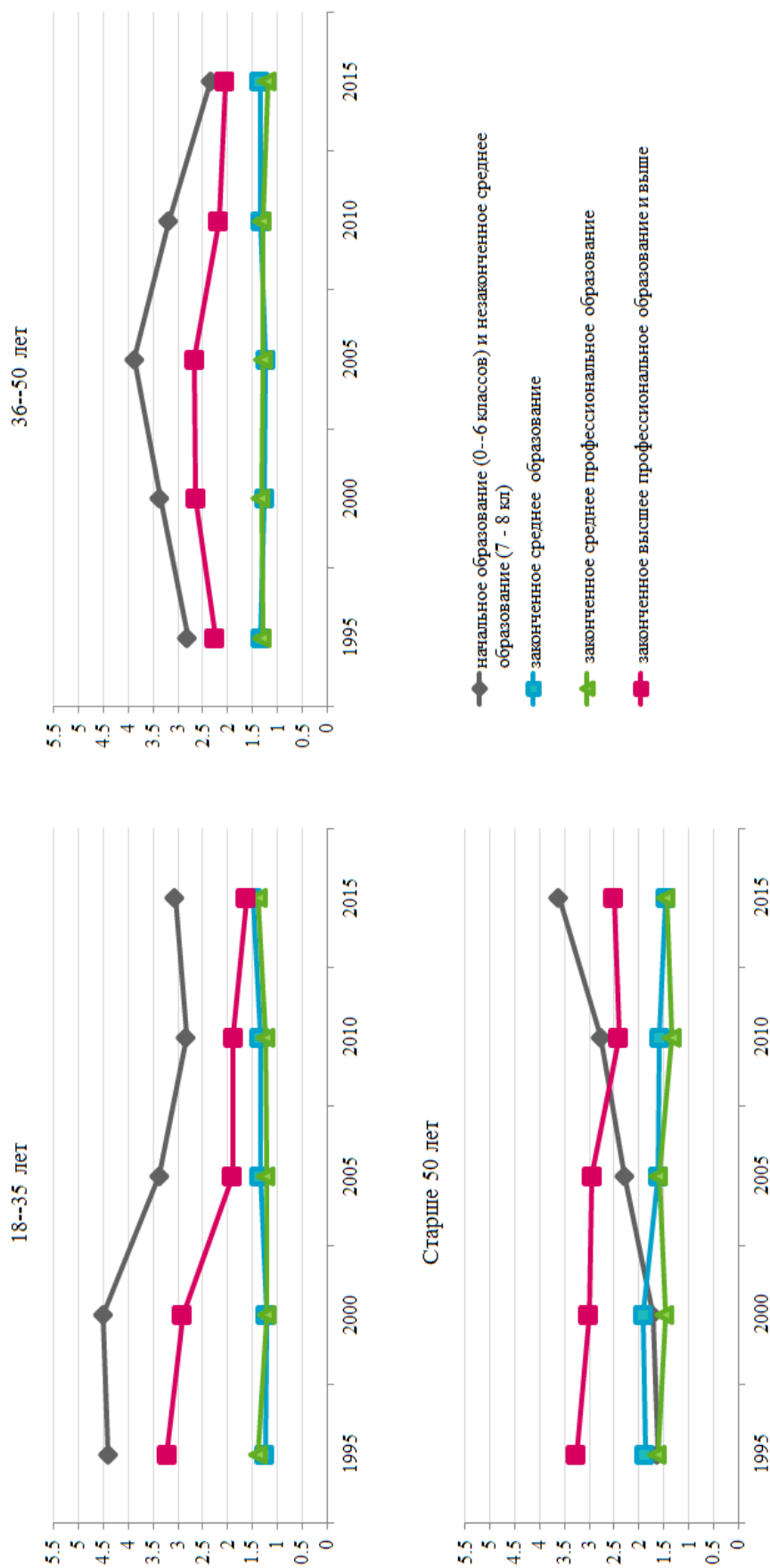


Рис. А22: Динамика ассортативности браков по уровню образования на уровне локальных показателей в разрезе возрастных категорий

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Результаты расчёта показателя ассортативности были получены с помощью формулы (22) и представлены только для случая супружеских пар, в которых уровень образования супругов совпадает. Принадлежность супружеской пары к возрастной группе определялась по возрасту мужа: 18 – 35 лет – 25% от выборки исследования, 36 – 50 лет – 34% от выборки исследования, 50 лет и старше – 41% от выборки исследования.

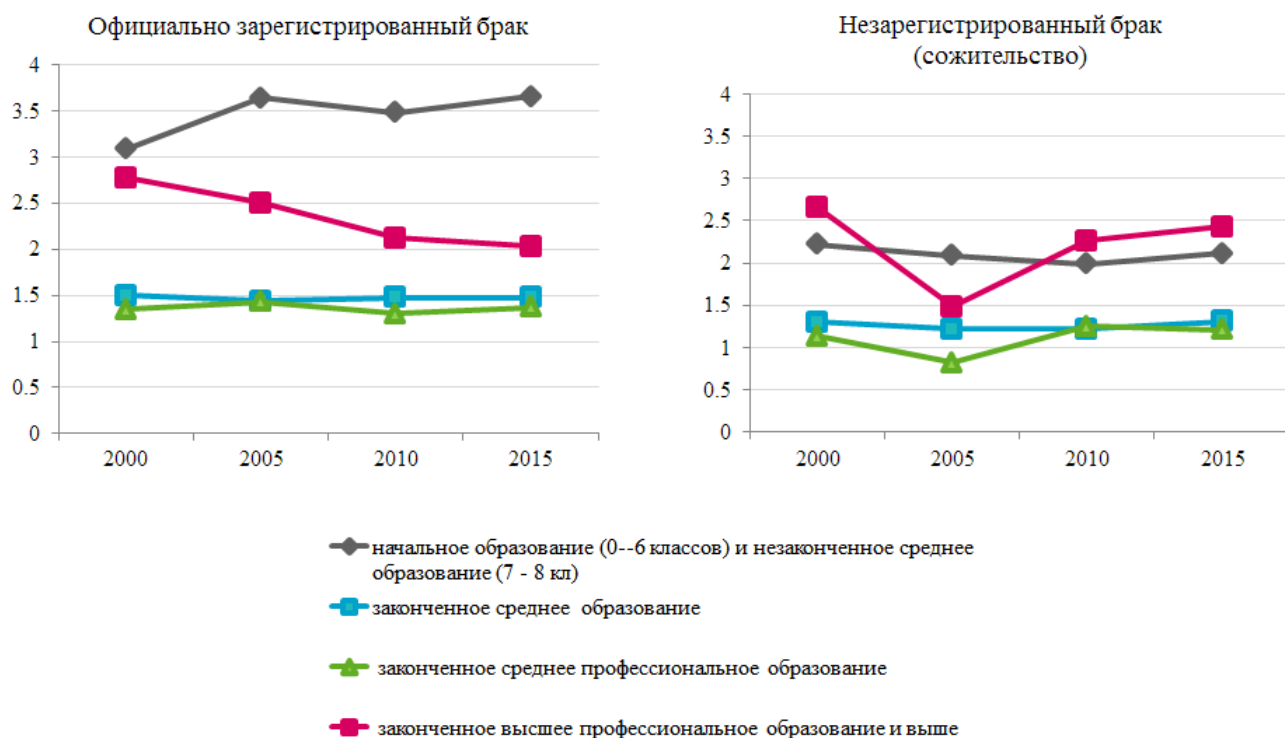


Рис. А23: Динамика ассортативности браков по уровню образования на уровне локальных показателей в зависимости от типа брачного союза

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Результаты расчёта показателя ассортативности были получены с помощью формулы (22) и представлены только для случая супружеских пар, в которых уровень образования супругов совпадает. Вопросник 1995 года не предоставляет возможности разделения респондентов на официально женатых и сожительствующих, поэтому, в рамках настоящего анализа 1995 год был исключён из наблюдений. Тип брачного союза супружеской пары определялся согласно ответам мужей.

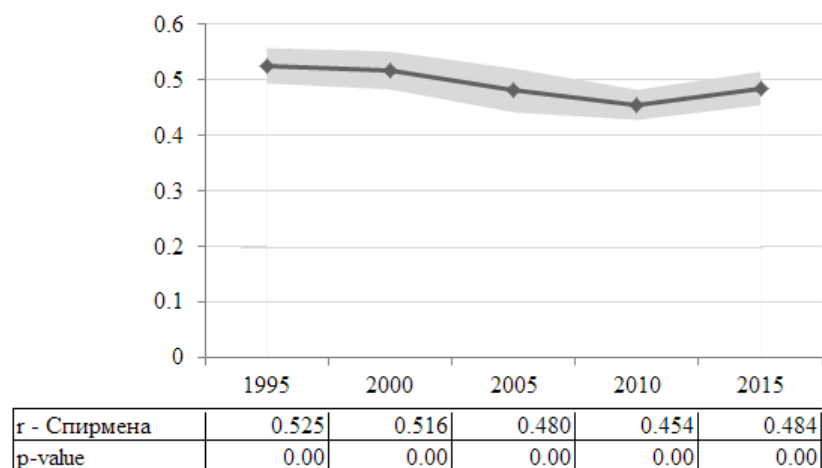


Рис. А24: Динамика ассортативности браков по уровню образования супругов на основании коэффициента ранговой корреляции Спирмена

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Результаты расчёта показателя ассортативности были получены с помощью коэффициента ранговой корреляции Спирмена. Результаты приведены для 95-% доверительного интервала. Согласно полученным результатам статистическая значимость наблюдаемой взаимосвязи существует, так как $p\text{-value} < \alpha$ на любом разумном уровне значимости, следовательно мы можем говорить об отсутствии случайной ассортативности.

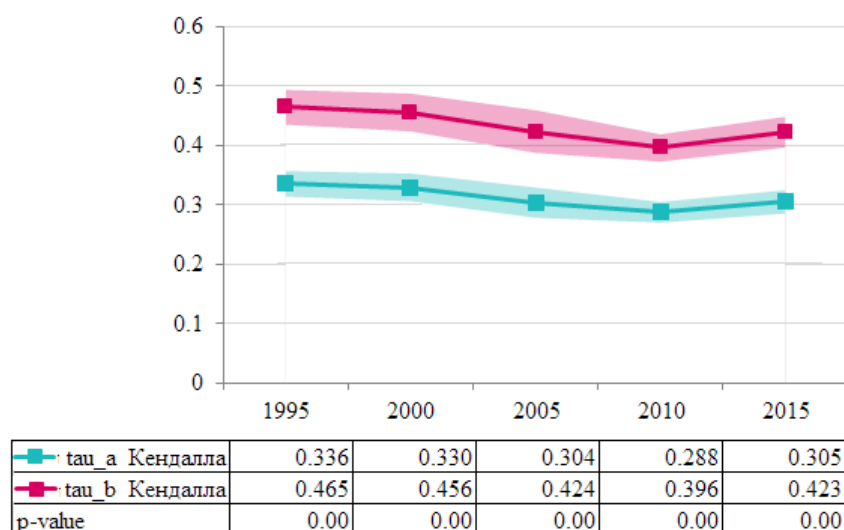


Рис. А25: Динамика ассортативности браков по уровню образования супругов на основании коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Примечание: описательные статистики рассчитаны по выборке, для которой актуальны ограничения, перечисленные в примечании к Таблице А1. Результаты расчёта показателя ассортативности были получены с помощью коэффициентов конкордации τ_a и τ_b – Кендалла. Результаты приведены для 95-% доверительного интервала. Результаты проведенного теста показывают, что $p\text{-value} < \alpha$, следовательно, гипотеза о незначимости наблюдаемой взаимосвязи отвергается на любом разумном уровне значимости, что соответствует отсутствию случайной ассортативности.

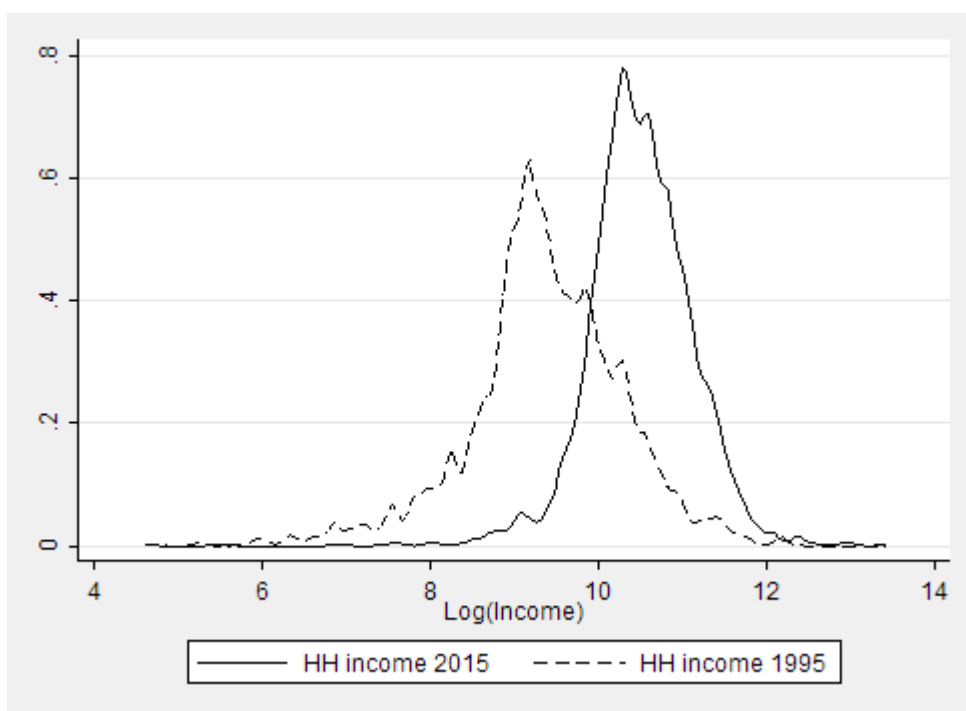


Рис. А26: Оценки ядерных функций распределения для логарифма доходов фактического сценария 1995 и 2015 годов

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

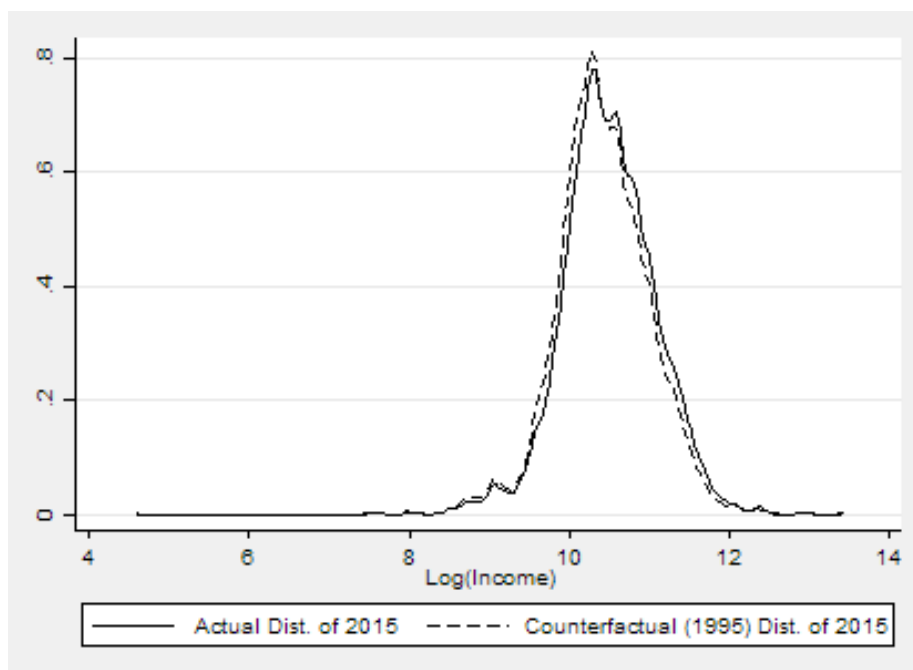


Рис. А27: Оценки ядерных функций распределения для логарифма доходов 2015 года и контрфактического сценария при условии значения показателя ассортативности на уровне 1995 года

Источник: расчёты автора по РМЭЗ НИУ ВШЭ

Приложение В Механизм абсолютно позитивной ассортативности браков

Данный раздел посвящён механизму абсолютно позитивной ассортативности при условии, что характеристика, по которой осуществляется мэтчинг, имеет несколько категорий. Данная модель является расширением работы [Liu and Lu, 2006]. Представим, что индивиды могут быть отнесены к одной из трёх образовательных групп: $\{0, 1, 2\}$. Уровень образования является ранговой переменной: более высокое значение характеристики соответствует более высокому уровню образования.

Определим абсолютно позитивную ассортативность как ситуацию, при которой в первую очередь пары будут формироваться между индивидами с одинаковым уровнем образования. Если индивид, принадлежащий группе j не может найти себе пару среди индивидов той же группы, он ищет пару среди индивидов ближайшей к j группе (например, для $j = 0$ это 1 группа). Если же среди индивидов ближайшей группы не оказалось таких, с которыми можно создать пару, поиск продолжается в следующей ближайшей группе (например, если все женщины группы 1 уже замужем, то мужчине группы 0, не нашедшему пару среди женщин в группе 0, придётся искать жену в группе 2). Если существуют две ближайшие группы, в которых остались лица без пары, то одинокие индивиды распределяются по этим группам. Предположим, что в группе 1 остались без пары 100 незамужних мужчин, а среди незамужних женщин 40 человек принадлежат группе 0 и 60 — группе 2. В этом случае 40 мужчин группы 1 образуют пару с женщиной группы 0, а оставшиеся 60 — с женщиной группы 2.

Мы предполагаем, что в выборке одинаковое число мужчин и женщин. По этой причине в случае роста доли мужчин одной из групп при неизменном распределении женщин по образовательным категориям, сумма долей двух других групп мужчин должна сократиться, и наоборот. Другими словами, верны следующие свойства:

$$a_1^f + a_2^f + a_3^f = a_1^m + a_2^m + a_3^m \quad (33)$$

$$da_1^f + da_2^f + da_3^f = 0, \text{ если } da_j^m = 0, \quad \forall j \quad (34)$$

$$da_1^m + da_2^m + da_3^m = 0, \text{ если } da_j^f = 0, \quad \forall j \quad (35)$$

$$da_1^f + da_2^f + da_3^f = da_1^m + da_2^m + da_3^m \quad (36)$$

где a_j^m — доля мужчин группы j , a_j^f — доля женщин группы j , da_j^m — изменение доли мужчин группы j , da_j^f — изменение доли женщин группы j .

Определим $N_{jj}^{m,f}$ как количество пар с одинаковым уровнем образования супругов. Тогда если наилучшим исходом для индивида является нахождение пары с его собственным уровнем образования, то количество таких пар может быть найдено следующим образом:

$$N_{jj}^{m,f} = \min\{N_j^m, N_j^f\}, \quad \forall j \in \{0, 1, 2\} \quad (37)$$

В наших предположениях эти пары формируются в первую очередь. Определим Δ_j^{fm} как число оставшихся незамужними женщин, а Δ_j^{mf} — как число оставшихся неженатыми мужчин. Другими словами:

$$\forall j \in \{0, 1, 2\} \quad (38)$$

$$\Delta_j^{fm} = N_j^f - \min\{N_j^f, N_j^m\} \quad (39)$$

$$\Delta_j^{mf} = N_j^m - \min\{N_j^f, N_j^m\} \quad (40)$$

Определим N_{ij}^{mf} как количество пар, состоящих из мужчин группы i и женщин группы j .

Число N_{ij}^{mf} зависит от того, насколько сильно отличаются группы. Так, например, если не все мужчины группы 0 смогли найти себе жену группы 0, вторым лучшим выбором для них являются женщины группы 1. И только в том случае, если среди женщин группы 1 не найдётся свободной, то поиск будет осуществляться среди индивидов группы 2.

Тогда в силу описанного выше процесса, для мужчин i и женщин j ближайших друг к другу групп верны следующие соотношения:

$$N_{ij}^{mf} = \min\{\Delta_i^{fm}, \Delta_j^{mf}\}, \text{ если } |i - j| = 1 \quad (41)$$

$$N_{01} = \min\{\Delta_0^{fm}, \Delta_1^{mf}\} \quad N_{21} = \min\{\Delta_2^{fm}, \Delta_1^{mf}\} \quad (42)$$

$$N_{10} = \min\{\Delta_1^{fm}, \Delta_0^{mf}\} \quad N_{12} = \min\{\Delta_1^{fm}, \Delta_2^{mf}\} \quad (43)$$

В случае, если среди ближайших групп не все индивиды нашли себе пару, количество пар будет определяться следующим образом:

$$N_{02} = \min\{\Delta_0^{fm} - N_{01}, \Delta_2^{mf} - N_{12}\} \quad (44)$$

$$N_{20} = \min\{\Delta_2^{fm} - N_{21}, \Delta_0^{mf} - N_{10}\} \quad (45)$$