

Экономический журнал ВШЭ. 2018. Т. 22. № 2. С. 169–196.
HSE Economic Journal, 2018, vol. 22, no 2, pp. 169–196.

Ассортативность браков по образованию и неравенство доходов¹

Зинченко Д.И., Лукьянова А.Л.

В работе анализируется ассортативность браков по уровню образования супругов и ее влияние на неравенство доходов российских домашних хозяйств с использованием данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1995–2015 гг. Изменяя уровень образовательной ассортативности браков с помощью различных показателей, мы впервые получаем оценки динамики брачной ассортативности по уровню образования супругов для России. Наши результаты показывают, что российские семьи характеризуются позитивной ассортативностью на всех уровнях образования, т.е. семьи, в которых оба супруга имеют одинаковый уровень образования, встречаются чаще, чем если бы формирование супружеских пар происходило случайным образом. Общий уровень ассортативности браков практически не изменился за последние 20 лет. Отсутствие явно выраженного тренда связано с разнонаправленными тенденциями по отдельным образовательным группам: показатели ассортативности снижались для пар, в которых оба супруга имеют высшее образование, и росли – для пар с образованием ниже среднего. Снижение уровня ассортативности для пар с высшим образованием происходило, несмотря на рост доли семейных пар, в которых оба супруга имеют высшее образование. Этот парадокс объясняется опережающим ростом доли женщин, имеющих высшее образование, что снижает их шансы найти мужчин со столь же высоким уровнем образования. Анализ влияния ассортативности на неравенство доходов указывает на слабый эффект, который заметно ниже оценок, полученных в работах по развитым странам. Влияние на неравенство оказывается более сильным в верхней части распределения, где ассортативность во все

¹ Публикация подготовлена в рамках Программы фундаментальных исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ).

Зинченко Дарья Игоревна – стажер-исследователь Проектно-учебной лаборатории «Развитие университетов» Института образования Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: dzinchenko@hse.ru.

Лукьянова Анна Львовна – к.э.н., старший научный сотрудник Центра трудовых исследований Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики». E-mail: alukyanova@hse.ru

Статья поступила: 15.03.2018/Статья принята: 23.05.2018.

периоды действует в сторону усиления неравенства. В нижней части распределения вклад образовательной ассортативности оказывается близким к нулю и даже отрицательным для ряда лет, что указывает на нейтральное и выравнивающее влияние ассортативности. Экономические шоки оказывают заметное воздействие на величину эффекта как в верхней, так и в нижней части распределения.

Ключевые слова: ассортативность браков; уровень образования; неравенство доходов.

DOI: 10.17323/1813-8691-2018-22-2-169-196

1. Введение

Социокультурная модернизация и экономические реформы, начавшиеся в 1990-е годы, имели глубокое влияние на брачное поведение и сферу семейных отношений. Малоизученными остаются последствия этих трансформаций с точки зрения ассортативности браков, т.е. с точки зрения состава семей по сходству и различиям характеристик супругов. В данной работе мы сосредоточимся на одной характеристике – образовании супругов, и рассмотрим, какие изменения произошли за последние десятилетия в структуре российских семей по соотношению уровней образования мужей и жен и как эти изменения повлияли на распределение доходов семей.

Экономические основы изучения брачного поведения людей были заложены в работах Беккера, предложившего первые формальные модели, описывающие неслучайность выбора брачных партнеров [Becker, 1973, 1974]. Теория Беккера не дает однозначного ответа на вопрос о том, какой характер имеет ассортативность в случае образования. С точки зрения традиционной модели разделения труда внутри семьи образование мужа и образование жены должны рассматриваться как субституты. Для получения максимальных выгод от специализации высокообразованным мужчинам, занятым в рыночном сегменте экономики, следует жениться на женщинах, которые будут специализироваться на ведении домашнего хозяйства. Для специализации на домашнем производстве образование жены не играет решающей роли. Поэтому в традиционном обществе охват женщин образованием и корреляция между уровнями образования супругов будут низкими. Вместе с тем, с точки зрения внутрисемейного производства (основным компонентом которого является воспитание детей) и потребления, образование мужа и образование жены являются комплементами в том смысле, что общность интересов и схожий уровень интеллектуального развития обеспечивают дополнительные выгоды в воспитании детей и организации совместного досуга. С прогрессом технологий, распространением идей гендерного равенства, ростом охвата женщин высшим образованием и увеличением участия женщин в рабочей силе классические аргументы относительно преимуществ специализации в значительной мере теряют свою силу. Одновременно увеличивается важность комплементарности во внутрисемейном производстве и потреблении. Более того, массовый выход женщин на рынок труда мог привести к изменению гендерных позиций на брачном рынке и усилению конкуренции на этом рынке. Если мужчины начи-

нают рассматривать зарплатный потенциал женщины как один из факторов выбора жены (в классической модели Беккера имел значение лишь зарплатный потенциал мужчин), то все мужчины будут стремиться жениться на женщинах с высоким уровнем образования. То же самое справедливо и для женщин в отношении мужчин. Мужчины и женщины, имеющие более высокий уровень образования, будут иметь преимущества в конкурентной борьбе на брачном рынке, что должно привести к увеличению частоты браков между лицами с одинаковым уровнем образования.

Помимо экономистов интересные объяснения положительной связи между образованием супругов были предложены социологами. В отличие от экономистов, которые фокусируются на предпочтениях индивидов, социологи делают акцент на устройстве брачного рынка и существующих на нем ограничениях. Они связывают позитивную ассортативность браков с жесткостью социальных структур, их закрытостью для «чужаков» и наличием социальных барьеров для «неравных» браков [Blossfeld, 2009]. С этих позиций в традиционных обществах степень ассортативности браков была чрезвычайно высокой, однако образование играло гораздо меньшую роль по сравнению с социальным происхождением, доходом, этничностью, религией и проч. Индустриализация, социальная модернизация и развитие системы образования ведут к усилению открытости общества, индивидуализму и распространению меритократических принципов, что способствует превращению образования в ключевой фактор социально-экономического статуса (*status attainment hypothesis*). Смитс и Парк [Smits, Park, 2009] выдвинули идею о том, что на ранних стадиях модернизации образование занимает место, прежде отводившееся социальному происхождению, и позитивная ассортативность по уровню образования растет. Однако на более поздних стадиях модернизации, по мере ослабления влияния родителей на выбор супругов, повышения возраста вступления в брак, роста урбанизации и усиления территориальной мобильности, действие этих механизмов ослабевает, и на первое место выходят мотивы «романтической любви». Снижение роли социальных барьеров ослабляет ассортативность браков.

Кроме того, в работах социологов обращается внимание на то, что многие из супружеских пар начали встречаться или заключили брак в период обучения. Благодаря ступенчатому отбору в учебные заведения профессионального образования молодые люди попадают в среду, многократно повышающую шансы встретить потенциального партнера с тем же уровнем образования. При этом чем выше ступень обучения, тем более селективна среда и тем в более позднем возрасте заканчивается обучение. Поэтому у более образованных лиц выше вероятность брака со столь же образованными партнерами. Наоборот, те, кто оставляет обучение раньше, попадают в менее однородную в образовательном плане среду на работе или в сфере досуга, в результате ассортативность браков в этих образовательных группах может снижаться. Таким образом, сама образовательная система и ее эволюция могут оказывать структурное воздействие на ассортативность браков [Oppenheimer, 1988; Blossfeld, Timm, 2003].

Многочисленные эмпирические работы экономистов и социологов подтверждают, что ассортативность браков по уровню образования в современном западном обществе носит позитивный характер, т.е. между образованием супругов существует сильная положительная связь (см., например: [Mare, 1991; Pencavel, 1998; Smits, Park, 2009; De Rose, Fraboni, 2016]). Выводы относительно динамики ассортативности в последние десятилетия менее однозначны: часть работ указывает на рост ассортативности, другие работы –

на ее сокращение (см. например: [Breen, Salazar, 2011; Breen, Andersen, 2011]), нет убедительных доказательств и в пользу обратной U-образной формы зависимости по мере модернизации [Smits et al., 1998]. Неоднозначность выводов во многом связана с методологическими проблемами – с тем, как измерять ассортативность браков по образованию в условиях быстрого роста уровня образованности населения [Liu, Lu, 2006]. С позиций методологии важно и то, насколько детализирована рассматриваемая классификация уровней образования [Gihleb, Lang, 2016]. С содержательной стороны динамика ассортативности браков находится под сильным влиянием национальных культурных и институциональных условий, поэтому каждая страна заслуживает отдельного внимания и изучения.

Ассортативность браков по уровню образования представляет интерес как самостоятельный социально-экономический феномен, но с экономической точки зрения чрезвычайно важным является вопрос о том, какое влияние ее динамика оказывает на неравенство. Это влияние обусловлено сильной положительной связью между образованием и доходами. Если женщины с высоким уровнем образования и высокими доходами вступают в брак преимущественно с высокообразованными и высокооплачиваемыми мужчинами, индивидам с низким уровнем образования и низкими доходами остается искать себе пару среди таких же низкообразованных и низкооплачиваемых лиц. Такая брачная динамика не способствует выравниванию доходов населения: если браки между индивидами с одинаковым уровнем образования становятся более распространенными, поляризация доходов растет. Более того, позитивная ассортативность браков способна тормозить межпоколенческую мобильность по доходам и консервировать достигнутый уровень неравенства на длительную перспективу. Заметим, что именно рост неравенства доходов в западных странах дал толчок новому всплеску интереса к изучению ассортативности браков как одной из возможных причин усиления неравенства. Эмпирические исследования подтверждают, что ассортативность браков по уровню образования оказывает заметное влияние на неравенство [Eika et al., 2014; Greenwood et al., 2014; Nakak, Firpo, 2017; Lu et al., 2011].

Предшествующие работы по исследованию ассортативности браков по уровню образования на российских данных имели сугубо дескриптивный характер и сводились к группировочным таблицам [Рощина, Рощин, 2008]. Анализ связи ассортативности с неравенством ранее не проводился. В настоящей работе мы ставим перед собой двоякую цель: во-первых, изучить изменения в составе российских семей с точки зрения образования супругов за последние 20 лет; во-вторых, выяснить, имели ли эти изменения влияние на неравенство доходов. Анализ осложняется действием факторов, маскирующих изменения в паттернах ассортативности, прежде всего, экспансией высшего образования. В последние десятилетия наблюдался стремительный рост численности населения, охваченного высшим образованием. При этом среди женщин средний уровень образования изначально был выше и рос быстрее, чем среди мужчин. Рост отдачи от образования мог усилить стимулы к заключению браков с обладателями высокого уровня образования. В этих условиях выбор «правильных» показателей для измерения ассортативности играет критически важную роль. Мы сравниваем выводы, полученные с помощью простых ранговых коэффициентов корреляции и показателей, учитывающих тенденции в сфере образования. Для количественной оценки влияния ассортативности браков на уровень неравенства денежных доходов используется метод случайного мэтчинга.

В расчетах использовались данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за 1995–2015 гг. Мы выяснили, что в России ассортативность браков по уровню образования в целом оставалась постоянной. Анализ влияния ассортативности на неравенство доходов указывает на слабый эффект, что согласуется с результатами, полученными в работах по развитым странам.

Работа структурирована следующим образом. Раздел 2 посвящен описанию выборки, используемой в исследовании. В разделах 3 и 4 рассматриваются различные способы измерения ассортативности браков по уровню образования супругов и приводятся оценки показателей ассортативности браков. В разделах 5 и 6 представлена методология анализа влияния ассортативности браков на неравенство доходов и дается количественная оценка того, какой вклад вносит брачная ассортативность в неравенство доходов на уровне семейных пар. В заключении представлены выводы проделанного анализа и направления дальнейших исследований.

2. Данные

Для анализа ассортативности браков и ее влияния на неравенство в России в настоящей работе используются данные РМЭЗ НИУ ВШЭ² за 1995–2015 гг. Достоинством этих данных является репрезентативность на уровне страны и наличие обширной информации о социально-экономических и демографических характеристиках индивидов и домашних хозяйств. В ходе анализа использовались как индивидуальные опросники, так и опросники домашних хозяйств. Родственные связи между респондентами устанавливались на базе опросников домашних хозяйств. Индивидуальные опросники стали основным источником информации о возрасте, образовании, доходах и социально-экономических характеристиках респондентов.

Выборка исследования ограничена супружескими парами, в которых оба супруга старше 18 лет (минимальный возраст вступления в брак согласно действующему законодательству), ограничений по верхней границе возраста не устанавливалось. Мы не проводили различий между зарегистрированными браками и незарегистрированными партнерскими союзами³. В выборке присутствуют как те, кто вступил в брак совсем недавно, так и те, кто состоит в браке уже много лет. Наблюдаемая ситуация складывается под воздействием разных процессов: первичных браков, получения образования уже в браке, ассортативных разводов и повторных браков. Этот подход используется в большинстве эмпирических исследований, посвященных ассортативности браков.

В каждом рассматриваемом году из выборки были исключены пары с отсутствующими сведениями об образовании хотя бы у одного из супругов. С учетом указанных ог-

² 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>) В работе использовалась только репрезентативная часть выборки.

³ В анкете 1995 г. формулировка вопроса о семейном положении не позволяет выделить зарегистрированные и незарегистрированные браки. С 2000 по 2015 гг. доля пар, проживающих в незарегистрированном браке, увеличилась с 10 до 16% от общего числа супружеских пар.

раничений итоговая выборка исследования состоит из 27208 наблюдений по индивидам или 12705 наблюдений по домохозяйствам⁴. Deskриптивные статистики по выборке исследования представлены в табл. П1 в Приложении.

Показатель дохода рассчитывался на основании вопроса об общей сумме доходов, полученных лично респондентом за последние 30 дней. Для уточнения этой переменной были рассчитаны суммарные доходы каждого респондента на основе вопросов о доходах из различных источников: заработной плате, пенсии, пособиях по безработице. Если респондент не ответил на вопрос об общей сумме доходов за последние 30 дней или если суммарный доход из разных источников превысил названную величину, то за «истинную» величину индивидуального дохода брался суммарный доход. Доходы семейных пар рассчитывались как сумма индивидуальных доходов супругов (без учета доходов других членов семьи).

При анализе неравенства доходов на выборку были наложены дополнительные ограничения: мы исключили пары, по которым отсутствовала информация о доходах хотя бы у одного из супругов или наблюдались аномально высокие индивидуальные доходы (в 10 раз и более превышающие значения 99-го квантиля распределения доходов для соответствующего года). С учетом указанных ограничений итоговая выборка исследования составила 26140 наблюдений по индивидам или 12245 наблюдений по домохозяйствам. Дополнительные ограничения практически не поменяли структуру выборки и не отразились на величине показателей ассортативности.

3. Измерение ассортативности браков по уровню образования

Показатели ассортативности можно разделить на две группы: частные и общие. Частные показатели характеризуют ассортативность для одной образовательной группы. Общие, или глобальные, показатели предназначены для характеристики изменений в ассортативности по всем образовательным группам⁵.

Начнем с частных показателей. Простейшим частным показателем ассортативности является доля супружеских пар, в которых оба супруга имеют одинаковый уровень образования, рассчитанный для всех рассматриваемых уровней образования. Эти показатели просты в расчете и интерпретации, но обладают существенным недостатком: они могут изменяться вслед за изменениями в уровне образованности мужчин и женщин, даже если на индивидуальном уровне вероятность вступить в брак с обладателем определенного уровня образования остается неизменной. Для преодоления указанного недостатка были предложены частные показатели ассортативности, которые учитывают тренды в уровне образованности населения. Эти показатели рассчитываются как отношение наблюдаемой вероятности того, что мужчина с уровнем образования i состоит в браке с женщиной с уровнем образования j , к вероятности, которая реализовалась бы при случайном распределении мужей и жен по супружеским парам, т.е. при случайном мэтчинге [Eika et al., 2014]:

⁴ В некоторых домохозяйствах было выделено две и более семейные пары.

⁵ Частные показатели также называются локальными, общие показатели – глобальными.

$$(1) \quad s_{i,j} = \frac{p(x_m = i, x_f = j)}{p(x_m = i) \cdot p(x_f = j)} = \frac{\frac{N_{ij}^{mf}}{N}}{\left(\frac{N_i^m}{N^m} \frac{N^m}{N}\right) \cdot \left(\frac{N_j^f}{N^f} \frac{N^f}{N}\right)} = \frac{N_{ij}^{mf} N}{N_i^m N_j^f},$$

где x_m – уровень образования мужа; x_f – уровень образования жены; $p(x_m = i)$ и $p(x_f = j)$ – вероятность наблюдать мужа с уровнем образования i и вероятность наблюдать жену с уровнем образования j ; $p(x_m = i, x_f = j)$ – вероятность наблюдать супружескую пару, в которой муж обладает уровнем образования i , а жена обладает уровнем образования со значением j .

При случайном мэтчинге совместная вероятность наблюдать пару, в которой $(x_m = i)$ и $(x_f = j)$, равна произведению вероятностей наличия соответствующего образования у мужей и жен, поскольку предполагается, что распределения мужей и жен по уровню образования независимы друг от друга. Поэтому если рассчитанное значение s_{ij} оказывается близким к единице, то рассматриваемая вероятность наблюдать супружеские пары с образованием $(x_m = i)$ и $(x_f = j)$ мало отличается от ситуации со случайным распределением. Если же $s_{ij} > 1$, то наблюдаемая доля пар с образованием $(x_m = i)$ и $(x_f = j)$ превышает ту долю, которая наблюдалась бы при случайном мэтчинге. В этом случае можно говорить о позитивной ассортативности: индивиды в выборке более склонны к созданию пар с такой комбинацией уровней образования, чем при случайном мэтчинге. Если же $s_{ij} < 1$, то наблюдается негативная ассортативность.

Корректировка на тренды в сфере образования осуществляется за счет изменения в знаменателе формулы (1). При общем росте уровня образованности происходит изменение вероятностей наблюдать разные комбинации пар в ситуации случайного мэтчинга.

Частные показатели ассортативности могут быть рассчитаны по формуле (1) для любых комбинаций i и j . Однако наибольший интерес представляют показатели по супружеским парам с одинаковым уровнем образования.

В литературе больше внимания уделяется общим показателям ассортативности, хотя и здесь нет единой концепции их измерения. Чаще всего для измерения ассортативности браков используются простые показатели, такие как доля супружеских пар с одинаковым уровнем образования [Pencavel, 1998], коэффициент корреляции между продолжительностью обучения супругов [Kremer, 1997], ранговые коэффициенты корреляции – коэффициент Спирмена и коэффициенты конкордации τ_a и τ_b Кендалла [Gihleb, Lang, 2016]. Как и рассмотренный выше показатель доли супругов с одинаковым уровнем образования, все перечисленные меры ассортативности не учитывают тенденций в сфере образования. Несмотря на это, ранговые коэффициенты корреляции все же заслуживают внимания, и мы приводим их значения в эмпирической части исследования по двум при-

чинам. Во-первых, они были разработаны специально для анализа упорядоченных категориальных переменных, именно таких как уровень образования. Во-вторых, с их помощью можно проследить изменения в уровне ассортативности не только среди пар с одинаковым уровнем образования, но и среди пар, где супруги имеют разный уровень образования.

Для того чтобы устранить искажающее влияние изменений в уровне образованности населения, в литературе было предложено несколько подходов. Мы воспользуемся методом, реализованным в работе [Greenwood et al., 2014]. Этот метод базируется на приведении распределений мужчин и женщин по уровням образования за разные годы к сопоставимому виду путем стандартизации таблиц сопряженности. Стандартизация позволяет получить контрафактические значения показателей ассортативности для любого периода, которые наблюдались бы при условии, что распределения мужей и жен по уровням образования остались бы на уровне некоторого базового периода. Теоретически распределения могут быть приведены к любому году, однако с точки зрения интерпретации удобнее всего использовать за базу начало или конец периода. Для расчетов используется алгоритм Синхорна – Кноппа [Sinkhorn, Knorr, 1967]. Описание этого алгоритма см. в Приложении.

В наших расчетах в качестве базы берется начальный период – 1995 год, и рассчитываются контрафактические значения показателей ассортативности для всех остальных лет, которые наблюдались в том случае, если бы распределения мужей и жен по уровням образования остались бы на уровне 1995 г., а вероятности заключения браков – на уровне рассматриваемого года. Стандартизованную с использованием алгоритма Синхорна – Кноппа таблицу сопряженности уровней образования для более поздних лет можно напрямую сравнивать с таблицей сопряженности для 1995 г. В качестве общего показателя ассортативности можно использовать сумму элементов, находящихся на главной диагонали в стандартизованных таблицах сопряженности. Это будет доля супружеских пар, в которых оба супруга имеют одинаковый уровень образования. Однако в отличие от простых таблиц сопряженности любое изменение в значении показателя в стандартизованной таблице будет связано лишь с изменениями в уровне ассортативности, а не с изменениями в распределениях мужей и жен по уровню образования.

4. Масштабы и динамика ассортативности браков в России

Начнем с общего описания динамики образовательных переменных. Данные РМЭЗ НИУ ВШЭ отражают рост образованности населения в 1995–2015 гг. На рис. 1 показано, как менялось распределение состоящих в браке мужчин и женщин по уровням образования. В обеих группах наблюдался устойчивый рост доли обладателей вузовских дипломов за счет сокращения доли групп с более низким уровнем образования. Однако рост был неравномерным в гендерном разрезе. Так, среди женщин доля лиц с высшим образованием увеличилась почти на 13 п.п. – с 18,1% в 1995 г. до 30,8% в 2015 г. Среди мужчин соответствующий прирост составил всего 6 п.п. – с 18,4% до 24,4% за тот же период. Таким образом, к концу периода создается гендерный дисбаланс в части наличия высшего образования. Несколько иная ситуация складывается со средним профессиональным образованием – доля имеющих образование этого уровня среди женатых мужчин растет быстрее, чем среди замужних женщин. Однако более быстрый рост доли обладателей дипломов ссузов среди мужчин оказался недостаточным, чтобы компенсировать разли-

чия в пользу женщин, имевшиеся на начало периода. Среди состоящих в браке доля женщин, имеющих постшкольное образование, значительно выше, чем среди мужчин. Еще одной группой с сильными различиями между мужчинами и женщинами являются обладатели общего среднего образования. В этой группе представленность мужчин (около 40%) гораздо выше и стабильнее во времени, чем среди женщин (около 30%). Наиболее быстрыми темпами в течение рассматриваемого периода – как среди мужчин, так и среди женщин – сокращалась доля лиц с низким уровнем образования (с начальным общим и незаконченным средним образованием). К концу периода доля тех, кто окончил только начальную школу, упала до 1–1,5% поэтому в дальнейшем изложении мы объединяем две нижние образовательные группы.

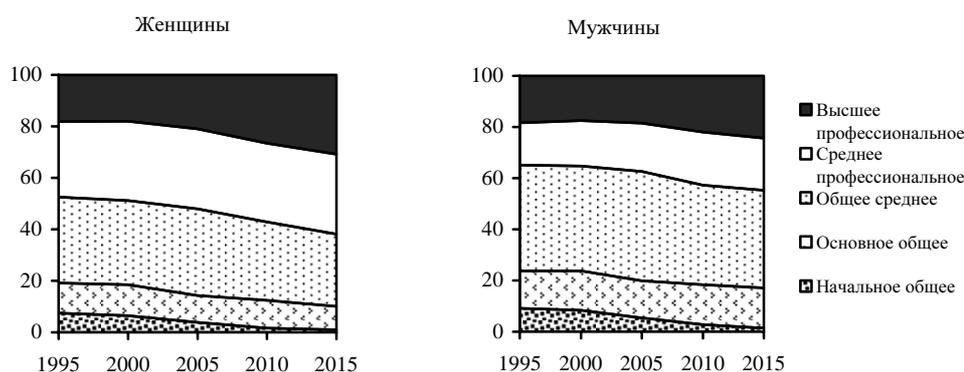


Рис. 1. Распределение мужчин и женщин, состоящих в браке, по уровню образования, %

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Опережающий рост уровня образованности женщин (он наблюдается не только в России, но и в других странах) – довольно неожиданный феномен с учетом того, что заработки женщин в среднем ниже, чем у мужчин для всех уровней образования. Этот отрицательный разрыв должен снижать стимулы женщин к получению образования. Более низкая ожидаемая продолжительность трудового стажа, связанная с рождением детей, также не способствует росту вложений в человеческий капитал. Вместе с тем в России отдача от образования у женщин выше, чем у мужчин [Капелюшников, 2011], что также типично для большей части мира [Psacharopoulos, Patrinos, 2004] и частично нейтрализует действие негативных факторов. В литературе предложены и другие объяснения более быстрого образовательного апгрейдинга среди женщин, наблюдавшегося в последние 20–30 лет (см. подробнее: [Goldin et al., 2006; Becker et al., 2010]). Мы остановимся на тех из них, которые затрагивают тему ассортативности браков. Действительно, ассортативность брака ведет к увеличению ожидаемых выгод от получения более высокого уровня образования на семейном уровне, поскольку увеличивает шансы женщины выйти замуж за более образованного мужчину. При этом сравнительные выгоды от такого брака выше именно для женщин в силу того, что средние заработки мужчин выше, чем у женщин. Кроме того, для образованных женщин характерен более низкий уровень разводов, что снижает неопределенность и еще более увеличивает выгоды.

Гендерная асимметрия в уровне образования должна была вести к усилению образовательных несоответствий внутри семей, что подтверждают и результаты, приведенные на рис 2. На протяжении всего рассматриваемого периода происходило увеличение доли пар, в которых жена более образована, чем муж – с 31,3% в 1995 г. до 37,1% в 2015 г. Этот рост наблюдался прежде всего за счет снижения доли браков, в которых супруги имеют одинаковое образование (с 50,1 до 45,5%). Доля пар, в которых муж более образован, также снизилась, но незначительно (с 18,6 до 17,4%). Все больше женщин состоят в браках, в которых мужа имеют более низкий уровень образования.

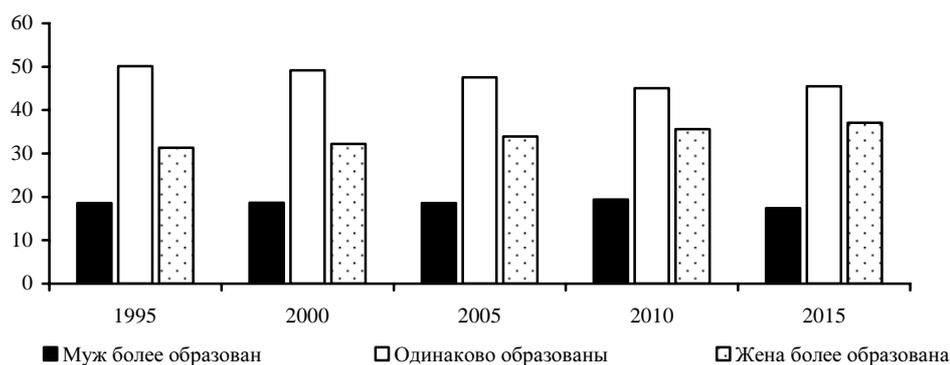


Рис. 2. Соотношение уровней образования мужей и жен, в % от общего числа супружеских пар

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Доля пар, в которых супруги имеют одинаковое образование, сокращалась более быстрыми темпами среди населения с низким уровнем образования: с общим средним и более низким уровнем образования – на 5,2 и 7,4 п.п. соответственно (табл. 1). В то же время в парах с более высоким уровнем образования наблюдались противоположные процессы. Доля пар, в которых оба супруга имеют высшее образование, выросла на 6,3 п.п., достигнув в 2015 г. 15,7% от общего числа супружеских пар.

Таблица 1.

Распределение пар с одинаковым уровнем образования по уровням образования, в % от общего числа супружеских пар

Уровень образования	1995 г.	2000 г.	2005 г.	2010 г.	2015 г.
Основное общее и ниже	13,1	13,1	9,5	7,2	5,7
Общее среднее	20,7	19,8	20,1	16,9	15,5
Среднее профессиональное	7,0	7,4	8,0	8,2	8,6
Высшее профессиональное	9,4	9,0	9,9	12,7	15,7

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Впрочем, как уже говорилось выше, подобные изменения могли происходить и при неизменном уровне ассортативности, т.е. при неизменной склонности индивидов вступать в брак с обладателями того или иного уровня образования. Их главный драйвер – общие тренды в уровне образованности населения. Поэтому обратимся к расчету частных показателей ассортативности по формуле (1), учитывающей эти тренды. Результаты расчета по всем комбинациям образования мужей и жен для начала и конца рассматриваемого периода показаны в табл. 2. Рисунок 3 дополняет результаты, представленные в табл. 2, иллюстрируя динамику показателей ассортативности за все годы рассматриваемого периода для супругов с одинаковым уровнем образования.

В табл. 2 прежде всего нас интересуют значения показателей по парам с одинаковым уровнем образования (расположены на главной диагонали). Для рассматриваемого периода характерна позитивная ассортативность браков для всех образовательных групп – значения всех показателей ассортативности, расположенных на главной диагонали, превышают единицу. Самые высокие значения ассортативности наблюдаются среди пар с основным общим образованием и ниже, самые низкие – среди супружеских пар с полным средним образованием и средним профессиональным образованием.

Таблица 2.

Частные показатели ассортативности, 1995 и 2015 гг.

Уровень образования	Основное общее и ниже	Общее среднее	Среднее профессиональное	Высшее профессиональное
1995 г.				
Основное общее и ниже	2,88	0,71	0,59	0,22
Общее среднее	0,50	1,50	1,06	0,52
Среднее профессиональное	0,44	0,77	1,44	1,30
Высшее профессиональное	0,19	0,47	1,01	2,82
2015 г.				
Основное общее и ниже	3,30	1,15	0,80	0,32
Общее среднее	0,84	1,45	1,04	0,61
Среднее профессиональное	0,48	0,81	1,35	0,99
Высшее профессиональное	0,08	0,35	0,80	2,10

Примечание: в строках – уровень образования мужей, в столбцах – уровень образования их жен.

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

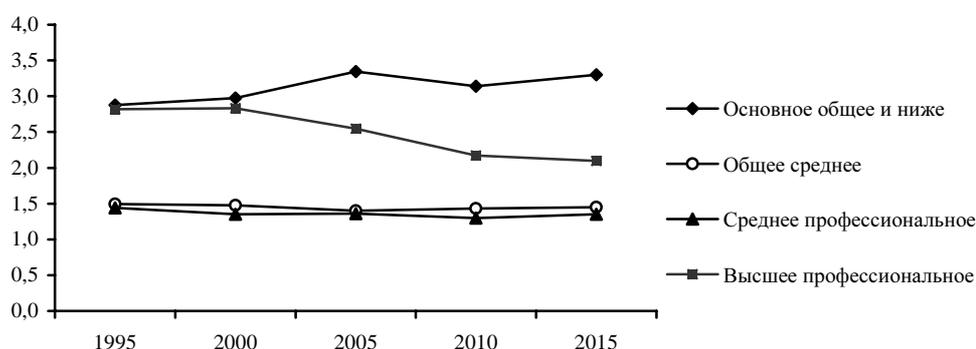


Рис. 3. Динамика частных показателей ассортативности для супружеских пар с одинаковым уровнем образования

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Динамика частных коэффициентов ассортативности неоднородна по образовательным группам. Так, позитивная ассортативность браков среди лиц с высшим образованием имеет тенденцию к снижению. Если в 1995 г. браки между женщинами и мужчинами с высшим образованием заключались в 2,8 раза чаще, чем если бы распределение индивидов между супружескими парами происходило случайным образом; то в 2015 г. такие браки заключались лишь в 2,1 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Этот результат радикально противоречит тому, что показывали простые показатели ассортативности (рис. 2), которые указывали на рост доли пар, в которых оба супруга имеют высшее образование. Теперь мы видим, что этот рост был полностью обеспечен увеличением охвата населения высшим образованием, в то время уровень позитивной ассортативности для обладателей высшего образования не только не вырос, но даже снизился. Это показывает, насколько важно при анализе ассортативности использовать показатели, позволяющие элиминировать искажающее влияние тенденций в сфере образования.

Восходящий тренд позитивной ассортативности браков наблюдается для пар с низким уровнем образования (основное общее и ниже). В 1995 г. 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 г. такие браки заключались уже в 3,3 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Для этой группы лиц мы опять наблюдаем расхождение в результатах по сравнению с простыми показателями ассортативности, только в обратную сторону. Доля супружеских пар, в которых оба супруга имеют низкий уровень образования, снизилась, однако ассортативность браков в этом сегменте, наоборот, увеличилась.

Среди пар с общим средним и средним профессиональным образованием ассортативность не проявляла какой-либо выраженной динамики (рис. 3). За пределами главной диагонали ассортативность носит негативный характер: большинство частных коэффициентов в табл. 2 меньше единицы как для 1995 г., так и для 2015 г. Для пар, где мужчина имеет высшее образование, произошло снижение всех показателей ассортативности. Особенно заметно это снижение для пар, где женщина имеет среднее профессиональное

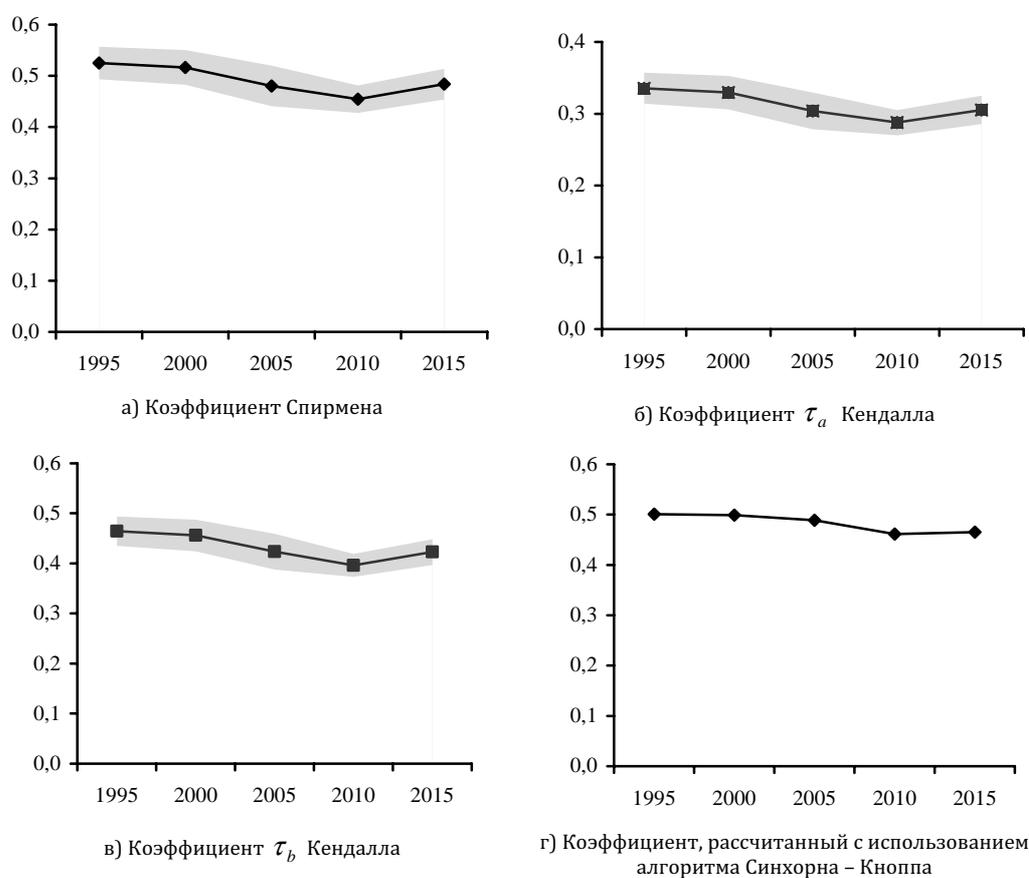
образование. В 1995 г. ассортативность для такой комбинации была близка к случайной (1,01), к 2015 г. она сменилась на негативную (0,80). Одновременно наблюдался рост показателей ассортативности для подавляющего большинства комбинаций, где муж имеет более низкий уровень образования. Для таких пар ассортативность стала ближе к случайной. Причина, очевидно, заключается в увеличении «предложения» образованных женщин на брачном рынке, и «требовательность» женщин к образованию супругов в целом снижается.

Интересно сравнить полученные значения коэффициентов ассортативности с оценками по другим странам, в частности, по США и Норвегии [Eika et al., 2014]⁶. В США и Норвегии, так же как в России, в 1995–2007 гг. наблюдалась позитивная ассортативность браков для всех образовательных групп. В США (как и в России) самые высокие значения ассортативности наблюдались среди пар с низким уровнем образования; в Норвегии – среди супружеских пар с высоким уровнем образования. При этом динамика ассортативности также очень схожа: среди пар с низким уровнем образования ассортативность растет, среди пар с высоким уровнем образованием – сокращается. В средних образовательных группах ассортативность проявляет разную динамику в разных странах, но ее изменения остаются незначительными.

До сих пор мы рассматривали в основном частные показатели ассортативности. Картина, которую дают общие показатели ассортативности, менее однозначна. Из визуального анализа динамики ассортативности с помощью коэффициентов Спирмена и Кендалла можно предположить наличие нисходящего тренда (см. рис. 4а–в). Однако в действительности различия между отдельными годами не являются статистически значимыми. Отсутствие значимых изменений в коэффициентах Спирмена и Кендалла (τ_a , τ_b) может быть связано с рядом причин. Во-первых, в наших данных много пар с одинаковым уровнем образования, что снижает чувствительность обоих коэффициентов. Во-вторых, в отличие от большинства других показателей, ранговые коэффициенты учитывают изменения в согласованности значений не только на главной диагонали, но и за ее пределами. Наконец, возможно, общий уровень ассортативности действительно не менялся.

Альтернативный общий показатель ассортативности был рассчитан с использованием алгоритма Синхорна – Кноппа. Согласно полученным оценкам, уровень ассортативности также практически не изменился за рассматриваемый период (рис. 4г): в 2015 г. показатель был всего на 4% ниже по сравнению с 1995 г. Стоит помнить, этот показатель ассортативности отражает изменение в ее уровне только среди пар с одинаковым уровнем образования. Таким образом, независимо от используемых показателей, вывод сохраняется – между 1995 и 2015 гг. не произошло существенного изменения уровня ассортативности. Проведенный выше анализ по отдельным уровням образования показывает, что снижение ассортативности для пар с высоким уровнем образования компенсировалось ее ростом для пар с низким уровнем образования.

⁶ В работе [Eika et al., 2014], использующей данные по США и Норвегии, также выделялось 4 уровня образования (college graduates, some college, high school graduates, no high school degree), поэтому сопоставления можно считать корректными.



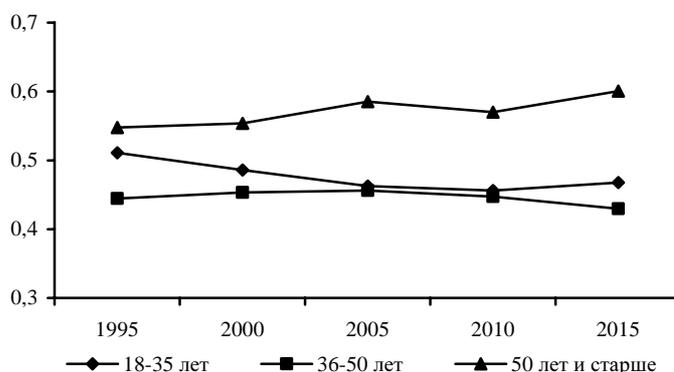
Примечание: доверительные интервалы рассчитывались методом бутстрапа ($N = 1000$).

Рис. 4. Показатели ассортативности

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Проследим уровень и динамику ассортативности в разрезе возрастных групп⁷, используя показатели, рассчитанные по алгоритму Синхорна – Кноппа (рис. 5). На протяжении всего рассматриваемого периода самый высокий уровень ассортативности наблюдался в самых старших возрастах. Самый низкий уровень ассортативности характерен для группы 36–50 лет. Динамика показателей также неоднородна по возрастным группам. Среди самых старших возрастов ассортативность увеличивается, именно в этой группе больше всего низкообразованных индивидов. В группе 36–50 лет ассортативность сохраняется на стабильном уровне. В группе 18–35 лет (это наиболее образованная группа) заметен, хотя и слабый, тренд к сокращению ассортативности. Эти разнонаправленные тенденции по возрастным группам и обеспечили стабильность общего уровня ассортативности во времени.

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



Примечание: показатели рассчитаны с использованием алгоритма Синхорна – Кноппа.

Рис. 5. Общие показатели ассортативности в разрезе возрастных категорий

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

5. Методология анализа влияния ассортативности браков на неравенство

Рост неравенства, затронувший многие развитые страны, дал новый импульс исследованию факторов, оказывающих влияние на изменения в распределении доходов. Внимание к ассортативности браков по уровню образования как одному из факторов неравенства обусловлено повсеместным резким увеличением охвата населения высшим образованием и ростом отдачи от образования в большинстве стран мира. Оба тренда действуют в сторону увеличения неравенства доходов. Рост ассортативности браков по уровню образования может привести к их дальнейшему усилению, если формирование пар между индивидами с одинаковым уровнем образования будет становиться более распространенным паттерном брачного поведения. Катализатором неравенства станет увеличение концентрации домохозяйств на полюсах шкалы распределения доходов. На одном полюсе окажутся супружеские пары, в которых оба супруга имеют высокий уровень образования, оба участвуют в рабочей силе и, как следствие, имеют высокий уровень семейных доходов. На другом полюсе – супружеские пары с низким уровнем образования, низким уровнем участия в рабочей силе и низким уровнем доходов. И наоборот, сокращение позитивной ассортативности браков может ослабить влияние факторов, действующих со стороны неравенства на индивидуальном уровне.

Для того чтобы оценить вклад образовательной ассортативности браков в неравенство, большинство зарубежных исследователей сравнивают фактическое распределение доходов с распределением доходов в контрафактическом сценарии. Расхождение между фактическим и контрафактическим распределениями доходов относится на действие ассортативности браков. Такой подход к анализу эффектов образовательной ассортативности ранее использовался в работах [Eika et al., 2014, 2017; Firpo, Nakak, 2017].

Наш подход также основан на построении контрафактических сценариев. В первом контрафактическом сценарии мы предполагаем, что пары формируются абсолютно

случайным образом, независимо от образования, возраста и прочих индивидуальных характеристик супругов. При этом все характеристики, включая доходы каждого из супругов, сохраняют свои значения, т.е. предполагается, что факт формирования или расторжения пары не меняет характеристик супругов, в «новом» браке супруги будут иметь те же индивидуальные характеристики. Мы перемешиваем имеющихся в выборке мужей и жен с фактическими характеристиками каждого из них в новые случайные пары. Это сценарий абсолютно случайной ассортативности в том смысле, что пары формируются случайно по *всем* индивидуальным характеристикам (как наблюдаемым, так и ненаблюдаемым).

Для второго контрафактического сценария мы фиксируем совместное распределение партнеров по уровню образования, предполагая, что по *всем* остальным индивидуальным характеристикам пары формируются случайным образом. Для этого мы формируем новые пары случайным образом, но так, чтобы уровень образования супруга(-и) совпадал с уровнем образования фактического супруга(-и). Назовем этот контрафактический сценарий «случайной ассортативностью при условии образования».

Сравнение фактического неравенства доходов с неравенством, рассчитанным по первому контрафактическому распределению, дает общий вклад ассортативности браков (по *всем* возможным характеристикам) в неравенство. Аналогичным образом сравнение фактического неравенства доходов с неравенством, рассчитанным по второму контрафактическому распределению, дает вклад в неравенство ассортативности браков по *всем* возможным характеристикам кроме образования. Разница между этими двумя вкладами и составляет вклад ассортативности браков по уровню образования в неравенство. Точно такой же результат можно получить, если рассматривать различия в показателях неравенства по второму и первому контрафактическим сценариям.

Технически мы используем следующий алгоритм формирования пар. Для первого контрафактического сценария случайным образом выбираем мужчину и женщину из наблюдаемой выборки и формируем пару. Сформировавшие пару индивиды удаляются из выборки и больше не участвуют в процедуре мэтчинга. Процедура продолжается до тех пор, пока все индивиды не сформируют пары. Для второго контрафактического сценария случайно выбранные мужчина и женщина составляют пару только в том случае, если уровень образования женщины совпадает с уровнем образования фактической супруги. Далее алгоритм работает по уже описанной схеме. Поскольку процедура выбора индивидов для формирования пар является случайной, мы повторяем вышеописанный алгоритм 200 раз. Этого достаточно, чтобы усредненные показатели неравенства стабилизировались.

Для измерения и сравнения уровней неравенства по наблюдаемой и контрафактическим выборкам используются четыре популярных показателя: индекс Джини и децильные коэффициенты (p_{90}/p_{10} , p_{90}/p_{50} , p_{50}/p_{10}). Необходимость использования нескольких коэффициентов неравенства обусловлена тем, что каждый из них имеет свои особенности. Так, индекс Джини наиболее чувствителен к различиям в центральной части распределения. Коэффициенты p_{90}/p_{50} и p_{50}/p_{10} отражают различия в доходах в верхней и нижней частях распределения соответственно. Коэффициент p_{90}/p_{10} может рассматриваться как мера поляризации доходов, поскольку показывает соотношение доходов в противоположных хвостах распределения.

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

Начнем с дескриптивного анализа. В табл. 3 показана динамика значений индивидуальных доходов респондентов и доходов семейных пар. Как видно из таблицы, в течение рассматриваемого периода произошло увеличение реальных доходов как на индивидуальном уровне, так и на уровне семейных пар. К 2000 г. реальные доходы не полностью восстановились после кризиса 1998 г., но период с 2000 по 2010 гг. был отмечен их бурным ростом. Стагнация и новый кризис привели к снижению темпов роста доходов между 2010 и 2015 гг. По сравнению с 1995 г. медианный доход семейных пар увеличился в 3 раза.

Таблица 3.

Дескриптивные статистики по доходам

	1995 г.	2000 г.	2005 г.	2010 г.	2015 г.
Доход жен					
среднее	6080	5733	11020	16703	17390
медиана	3835	3805	7645	12865	14100
Доход мужей					
среднее	10313	10343	17900	25416	26232
медиана	5753	6091	12372	19524	20000
Доход супружеских пар					
среднее	16393	16076	28920	42119	43622
медиана	10931	10917	22270	34055	35060

Примечание: информация о доходах приведена к уровню декабря 2015 г. с использованием годовых ИПЦ, за 1995 г. – с учетом деноминации, проведенной в 1998 г.

Источник: расчеты авторов по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Медианный доход жен в 1995 г. составлял 61% от дохода мужей. В последующие годы отставание жен от их мужей по величине дохода сокращалось: в 2015 г. половина российских женщин получали более 73% от дохода своего супруга. Таким образом, за рассматриваемый период произошло сокращение гендерного разрыва в доходах внутри семей. За рассматриваемый период уровень занятости среди мужчин, состоящих в браке, сократился с 71 до 65%, среди замужних женщин – с 55 до 52% (табл. П1).

Многочисленные статистические наблюдения показывают положительную корреляцию между уровнем образования индивида и его доходами, что подтверждается результатами из табл. 4. По мере того, как в комбинации уровней образования супругов появляется более высокий уровень образования хотя бы одного из супругов, совокупный доход пары увеличивается. Причем отдача от роста уровня образования жен с точки зрения увеличения совокупного дохода супружеской пары в целом выше, чем от повышения уровня образования мужей.

Таблица 4.

**Дескриптивные статистики по доходам семейных пар
в разрезе уровней образования супругов**

	Уровень образования жены			
	основное общее и ниже	общее среднее	среднее профессиональное	высшее профессиональное
1995 г.				
Уровень образования мужа				
основное общее и ниже	8054	8438	9915	13558
общее среднее	8150	9512	13961	14287
среднее профессиональное	7096	13108	11506	15438
высшее профессиональное	10471	13012	14920	21095
2015 г.				
Уровень образования мужа				
основное общее и ниже	25000	29800	30000	42250
общее среднее	28000	30000	32100	45000
среднее профессиональное	35000	33900	36000	42325
высшее профессиональное	31525	35000	42000	52000

Примечание: в таблице представлены медианные значения доходов.

Источник: расчеты авторов по данным РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Неравенство по семейным доходам заметно сократилось за 1995–2015 гг. (табл. 5). Так, коэффициент Джини в 2015 г. был на 29% ниже по сравнению с 1995 г. Наибольшее сокращение неравенства (12%) наблюдалось в период между 2000 и 2005 гг. Децильные коэффициенты позволяют лучше понять, как происходило сокращение неравенства. Основным фактором снижения неравенства явилось сжатие дифференциации доходов в нижней части распределения: соотношение между медианой и первым децилем (50/10) сокращалось быстрее, чем соотношение между девятым децилем и медианой (90/50). При этом максимальное снижение наблюдалось между 1995 и 2000 гг., что, скорее всего, связано с сокращением задержек заработной платы и других денежных выплат, бремя которых тяжелее всего ложилось на низкодоходные слои населения. Еще один заметный эпизод снижения неравенства в нижней части распределения отмечался между 2005 и

2010 гг. Это могло быть следствием экономического роста, а также мер по повышению минимальной заработной платы и пенсий.

Таблица 5.

Влияние ассортативности браков на неравенство доходов

Показатель		1995 г.	2000 г.	2005 г.	2010 г.	2015 г.
Джини	Фактический	0,463	0,448	0,396	0,350	0,329
	Контрафактический – абсолютно случайный	0,452	0,427	0,367	0,325	0,312
	Контрафактический – случайный при условии образования	0,455	0,431	0,373	0,331	0,317
	Вклад образовательной ассортативности	0,003	0,005	0,006	0,006	0,005
90/10	Фактический	17,76	8,10	6,66	4,85	4,25
	Контрафактический – абсолютно случайный	10,06	7,31	5,67	4,40	4,09
	Контрафактический – случайный при условии образования	10,29	7,41	5,78	4,53	4,16
	Вклад образовательной ассортативности	0,23	0,10	0,10	0,13	0,07
90/50	Фактический	3,12	2,92	2,48	2,22	2,20
	Контрафактический – абсолютно случайный	2,90	2,73	2,22	2,01	1,96
	Контрафактический – случайный при условии образования	2,94	2,82	2,26	2,06	1,99
	Вклад образовательной ассортативности в неравенство	0,04	0,09	0,05	0,04	0,03
50/10	Фактический	5,70	2,77	2,69	2,18	1,93
	Контрафактический – абсолютно случайный	3,47	2,68	2,56	2,18	2,09
	Контрафактический – случайный при условии образования	3,50	2,62	2,55	2,20	2,09
	Вклад образовательной ассортативности в неравенство	0,03	-0,06	-0,01	0,02	0,00

Примечание: Вклад образовательной ассортативности рассчитывался как разность между показателями неравенства в сценариях случайной ассортативности при условии образования и абсолютно случайной ассортативности.

Источник: расчеты авторов по РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Для того чтобы оценить влияние образовательной ассортативности на неравенство, нам необходимо ответить на вопрос, каким был бы уровень неравенства в случае, если бы формирование супружеских пар происходило: 1) абсолютно случайным образом и 2) случайным образом с сохранением совместного распределения супругов по уровню образования. Динамика неравенства для этих сценариев представлена в табл. 5 в строках «Контрафактический – абсолютно случайный» и «Контрафактический – случайный при условии образования». Оцениваемые эффекты в рамках контрафактических сценариев являются вспомогательными и не находятся в фокусе настоящей работы. Мы сосредоточимся на результатах, отражающих вклад образовательной ассортативности в общий уровень неравенства доходов.

Как и ожидалось, позитивная ассортативность браков по уровню образования супругов является фактором усиления неравенства по денежным доходам, однако чрезвычайно слабым. Согласно нашим оценкам, в отсутствие образовательной ассортативности коэффициент Джини был бы ниже в среднем на 1,3%. Впрочем, влияние образовательной ассортативности демонстрирует тенденцию к усилению даже на фоне сокращения неравенства (напомним, что, согласно нашим расчетам, общий уровень ассортативности оставался в этот период неизменным). Так для 1995 г. оценка эффекта составляла всего 0,6%, а в 2005–2015 г. она увеличивается до 1,5–1,7%. Схожую динамику показывает и коэффициент 90/10, характеризующий неравенство на концах распределения, – вклад образовательной ассортативности вырос с 1,2–1,3% до 1,7–2,6%. Увеличение относительной значимости образовательной ассортативности может объясняться ростом отдачи от образования в начале 2000-х годов, но в большей степени – снижением интенсивности влияния других факторов (таких как межрегиональные различия).

Несмотря на наблюдавшийся рост вклада образовательной ассортативности в неравенство в России ее уровень остается ниже, чем в других странах. Например, в 2007 г. в США ассортативность браков по уровню образования увеличила коэффициент Джини на 5%, а в Норвегии – на 4% [Eika et al., 2014]. Сравнительно низкий вклад брачной ассортативности в неравенство в России может быть связан с уравнивающей пенсионной системой⁸, в которой размеры пенсий слабо связаны с предыдущими заработками, а также низкими заработками в бюджетном секторе, где сосредоточена значительная часть работников с высоким уровнем образования.

Ассортативность браков по-разному влияет на неравенство в верхней и нижней частях распределения. В верхней части распределения это воздействие сильнее и имеет положительный знак во все периоды наблюдения, т.е. для семей с высокими доходами образовательная ассортативность устойчиво усиливает неравенство. Эффект менялся от 1,2% (в 1995 г.) до 3,3% (в 2000 г.), в 2005–2015 гг. стабилизировался на уровне 1,6–1,9%. Резкий скачок в 2000 г. отражает более высокую адаптацию обладателей высокого уровня образования к экономическим шокам после кризиса 1998 г. Дальнейшее снижение эф-

⁸ Для иллюстрации уравнивающего влияния пенсионной системы вклад ассортативности в неравенство был оценен на подвыборке семейных пар, в которых нет пенсионеров. Средний вклад образовательной ассортативности в коэффициент Джини оказался выше на 0,03 п.п. по сравнению с полной выборкой. Этот рост происходит, прежде всего, за счет увеличения вклада ассортативности в нижней части распределения – в среднем на 1,6 п.п. Таким образом, включение пенсионеров в полную выборку ведет к снижению вклада образовательной ассортативности в неравенство, поскольку размер пенсий менее тесно связан с уровнем образования респондентов.

фекта обусловлено как «догоняющей» адаптацией обладателей более низких уровней образования, так и снижением ассортативности браков для лиц с высшим образованием.

В нижней части распределения образовательная ассортативность оказывала сглаживающий эффект на неравенство доходов. В отсутствие позитивной ассортативности коэффициент 50/10 в среднем был бы выше примерно на 0,2%. Впрочем, отрицательный эффект во многом обусловлен результатами расчетов за посткризисный 2000 г., когда вклад составил -2%. В остальные рассматриваемые годы величина эффекта близка к нулю. Выравнивающее воздействие образовательной ассортативности в нижней части распределения мы связываем с особенностями пенсионной системы (в нижней части распределения высока концентрация пар старшего возраста) и с широким, но не случайным распространением задержек заработных плат и пенсий. Наиболее пострадавшими от задержек оказались работники низкого уровня квалификации, имеющие низкий уровень образования. Поэтому пары, объединяющие работников с низким уровнем образования, имели самые высокие шансы оказаться в самой нижней части фактического распределения доходов. Позитивная ассортативность браков усугубляла проблему задержек. В контрафактическом сценарии со случайным мэтчингом задержки распределяются более равномерно, что и нашло отражение в снижении уровня неравенства в нижней части контрафактического распределения. По мере снижения остроты проблемы с задержками заработных плат снижается и эффект от случайной перетасовки семейных пар. В эту же сторону работало и повышение уровня пенсий во второй половине 2000-х годов.

7. Заключение

В этой работе мы ставили перед собой задачу проследить динамику образовательной ассортативности браков и оценить ее влияние на неравенство доходов в России, используя данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 1995–2015 гг. Мы обнаружили, что все уровни образования характеризуются позитивной ассортативностью браков. Это означает, что семьи, в которых оба супруга имеют одинаковый уровень образования, встречаются чаще, чем если бы формирование супружеских пар происходило случайным образом. Так, на протяжении рассматриваемого периода пары с низким уровнем образования (начальное и незаконченное среднее образование) встречались в 2,9–3,3 раза чаще по сравнению со случайным распределением. Среди пар с высшим образованием этот показатель составлял 2,1–2,8 раза.

В течение рассматриваемого периода общий уровень образовательной ассортативности браков практически не изменился. Отсутствие значимой динамики маскирует разнонаправленные процессы среди пар с высоким и низким уровнями образования. Среди пар с высшим образованием ассортативность снижается, несмотря на рост доли населения с высшим образованием. Эта парадоксальная на первый взгляд ситуация объясняется гендерным дисбалансом в системе высшего образования в пользу женщин. На этом фоне у высокообразованных женщин сокращались шансы найти себе пару среди мужчин с таким же уровнем образования, поэтому они были вынуждены создавать пары с мужчинами с более низким уровнем образования. Среди супружеских пар с образованием ниже среднего наблюдался обратный тренд – для таких пар ассортативность росла. Рост ассортативности наблюдался и среди пожилых пар (50 лет и старше). На наш взгляд, в обоих процессах находит отражение когортный эффект, поскольку значительная часть браков

в старшей возрастной группе и между индивидами с низким уровнем образования – это браки, заключенные более 20 лет назад. Интересно, что в младшей возрастной категории (18–35 лет) мы видим снижение позитивной ассортативности. Для молодых когорт образование становится менее значимым фактором в выборе супруга.

В целом наши результаты свидетельствуют о слабом влиянии ассортативности на неравенство доходов. В отсутствие позитивной ассортативности коэффициент Джини был бы выше в среднем на 1,3%. Однако в отличие от многих других факторов неравенства, влияние образовательной ассортативности не ослабевало по мере укрепления экономики и снижения неравенства в 2000-е годы. Это влияние оказывается более сильным в верхней части распределения, где оно во все периоды действует в сторону усиления неравенства. В нижней части распределения вклад образовательной ассортативности оказывается близким к нулю и даже отрицательным для ряда лет, что указывает на нейтральное и выравнивающее влияние ассортативности. Еще одно важное наблюдение касается того, что экономические шоки оказывают заметное воздействие на величину эффекта как в верхней, так и в нижней части распределения.

Наше исследование носит описательный характер, поэтому многие вопросы неизбежно остались незатронутыми либо возникли в процессе написания работы и заслуживают детального изучения. Так, в данной работе мы рассматривали широкие образовательные группы, выделяя 4 уровня образования. В дальнейшем интересно было бы посмотреть, каким образом на динамике показателей ассортативности отражается использование более дробной классификации – для этого потребуются базы данных с большим числом наблюдений. При обсуждении факторов, влияющих на динамику вклада ассортативности в неравенство, мы неоднократно упоминали в качестве возможных причин пенсии, задержки заработной платы и низкие заработные платы бюджетников. Каждая из перечисленных причин нуждается в тщательном дескриптивном и эконометрическом анализе, чтобы выяснить их сравнительную объясняющую силу. В дополнительном изучении нуждается и связь ассортативности браков с ростом доли лиц, не состоящих в браке, эта тема вообще не затрагивалась в нашем исследовании. Кроме того, используемая нами простая декомпозиция вклада ассортативности в неравенство доходов дает совместное влияние собственно образовательной ассортативности, изменений в образовательной структуре и отдаче от образования. Дальнейшее углубление анализа требует привлечения более сложного формального инструментария, такого как методы стохастического мэтчинга.

Приложение

Таблица П1.

Описание выборки					
	1995 г.	2000 г.	2005 г.	2010 г.	2015 г.
Количество респондентов	5202	4282	3826	7978	5920
Количество домохозяйств	2439	2019	1785	3704	2758
Средний возраст, лет	44,4	46,3	47,2	46,2	48,4
в том числе					
мужья	45,4	47,4	48,2	47,4	49,5
жены	43,4	45,3	46,2	45,3	47,3
Средняя разница в возрасте между мужьями и женами, лет	2,0	2,1	2,0	2,1	2,2
Федеральный округ, %					
Центральный	23,1	22,1	25,0	26,0	25,8
Северо-Западный	10,2	8,2	8,6	8,3	8,5
Южный*	17,2	17,7	17,5	18,0	18,9
Приволжский	22,7	23,1	21,7	22,5	22,5
Уральский	9,9	9,4	6,3	6,5	6,7
Сибирский	11,2	13,0	15,3	13,8	13
Дальневосточный	5,8	6,5	5,6	5,1	4,7
Тип населенного пункта, %					
областной центр	39,2	35,5	36,8	37,1	38,3
город	29,0	28,6	27,5	27,8	26,5
ПГТ	6,2	7,2	6,7	6,0	7,0
село	25,6	28,7	29	29,1	28,2
Уровень занятости, %					
мужья	70,6	63,2	63,9	69,0	64,9
жены	54,7	51,6	54,1	55,8	52,0

Примечание: * в 2015 г. Южный и Северо-Кавказский ФО.

Алгоритм Синхорна – Кноппа

Представим, что мы хотим стандартизировать совместное распределение периода t_1 к периоду t_0 . С этой целью для каждого года рассмотрим таблицу сопряженности, в которой по строкам представлена информация об уровне образования мужей, по столбцам – об уровне образования жен. Каждая (i, j) -я ячейка таблицы содержит количество пар $N_{ij}(t)$, где i – уровень образования мужа, j – уровень образования жены. Сумму элементов таблицы по i -й строке обозначим $N_{i\bullet}(t)$, а сумму по j -му столбцу – $N_{\bullet j}(t)$. Эти элементы дают информацию о маргинальном распределении по уровням образования мужей и жен соответственно. Для того чтобы стандартизировать совместное распределение периода t_1 к периоду t_0 , необходимо реализовать следующую последовательность шагов:

1. Взвесить элементы таблицы сопряженности периода t_1 по маргинальному распределению мужей периода t_0 . С этой целью каждый элемент таблицы сопряженности периода t_1 умножить на количество мужей i -й образовательной группы в период t_0 и поделить на количество мужей i -й образовательной группы в период t_1 . Таким образом, каждый элемент новой таблицы сопряженности может быть получен как

$$\tilde{N}_{ij}(t = t_1) = \frac{N_{i\bullet}(t = t_0)}{N_{i\bullet}(t = t_1)} N_{ij}(t = t_1).$$

2. Для новой таблицы сопряженности посчитать маргинальное распределение по уровням образования жен $\tilde{N}_{\bullet j}(t = t_1)$.

3. Взвесить элементы новой таблицы сопряженности по маргинальному распределению жен периода t_0 . Для этого каждый элемент новой таблицы необходимо умножить на количество женщин j -й образовательной группы в период t_0 и поделить на количество женщин j -й образовательной группы из новой матрицы сопряженности. Каждый элемент итоговой таблицы сопряженности может быть получен следующим образом:

$$\hat{N}_{ij}(t = t_1) = \frac{N_{\bullet j}(t = t_0)}{\tilde{N}_{\bullet j}(t = t_1)} \tilde{N}_{ij}(t = t_1).$$

4. Повторить шаги 1–3 до тех пор, пока маргинальное распределение по уровням образования мужей и жен периода t_1 не будет совпадать с маргинальным распределением в период t_0 .

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Капелюшников Р.И.* Эволюция человеческого капитала в России: 1990–2000-е годы // Российский работник: образование, профессия, квалификация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшникова. М.: Изд. дом ВШЭ, 2011. С. 22–148.
- Рощина Я.М., Рощин С.Ю.* Брачный рынок в России: выбор партнера и факторы успеха // Математическое моделирование. 2008. № 4. С. 21–37.
- Becker G.S.* A Theory of Marriage: Part I // Journal of Political Economy. 1973. Vol. 81. P. 813–846.
- Becker G.S.* A Theory of Marriage: Part II // Journal of Political Economy. 1974. Vol. 82. P. S11–S26.
- Becker G.S., Hubbard W.H.J., Murphy K.M.* Explaining the Worldwide Boom in Higher Education of Women // Journal of Human Capital. 2010. Vol. 4. P. 203–241.
- Blossfeld H.P.* Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective // Annual Review of Sociology. 2009. Vol. 35. P. 513–530.
- Blossfeld H.P., Timm A. (ed.)* Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies // Springer Science & Business Media. 2003. Vol. 12.
- Breen R., Andersen S.H.* Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark // Demography. 2012. Vol. 49. P. 867–887.
- Breen R., Salazar L.* Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States // American Journal of Sociology. 2011. Vol. 117. P. 808–843.
- De Rose A., Fraboni R.* Educational Assortative Mating in Italy: What Can Gini's Homogamy Index Still Say? // Genus. 2016. Vol. 71.
- Eika L., Mogstad M., Zafar B.* Educational Assortative Mating and Household Income Inequality: NBER Working Paper № w20271. 2014.
- Eika L., Mogstad M., Zafar B.* Educational Assortative Mating and Household Income Inequality. 2017. (https://econ.wisc.edu/InequalityPaper_Feb2017.pdf).
- Gihleb R., Lang K.* Educational Homogamy and Assortative Mating Have Not Increased: National Bureau of Economic Research: Working Paper № w22927. 2016.
- Goldin C., Katz L., Kuziemko I.* The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap // Journal of Economic Perspectives. 2006. Vol. 20. P. 133–156.
- Greenwood J., Guner N., Kocharkov G., Santos C.* Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality // The American Economic Review. 2014. Vol. 104. P. 348–353.
- Hakak L., Firpo S.* Household Income Inequality and Education in Marriage Market in Brazil: an empirical study. 2017.
- Kremer M.* How Much Does Sorting Increase Inequality? // The Quarterly Journal of Economics. 1997. Vol. 112. P. 115–139.
- Liu H., Lu J.* Measuring the Degree of Assortative Mating // Economics Letters. 2006. Vol. 92. P. 317–322.
- Lu Y., Morissette R., Schirle T.* The Growth of Family Earnings Inequality in Canada, 1980–2005 // Review of Income and Wealth. 2011. Vol. 57. P. 23–39.
- Mare R.* Five Decades of Educational Assortative Mating // American Sociological Review. 1991. Vol. 56. P. 15–32.
- Oppenheimer V.* A Theory of Marriage Timing // American Journal of Sociology. 1988. Vol. 94. P. 563–591.
- Pencavel J.* Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands // The American Economic Review. 1998. Vol. 88. P. 326–329.

Psacharopoulos G., Patrinos H.A. Returns to Investment in Education: a Further Update // *Education Economics*. 2004. Vol. 12. P. 111–134.

Sinkhorn R., Knopp P. Concerning Nonnegative Matrices and Doubly Stochastic Matrices // *Pacific Journal of Mathematics*. 1967. Vol. 21. P. 343–348.

Smits J., Park H. Five Decades of Educational Assortative Mating in 10 East Asian Societies // *Social Forces*. 2009. Vol. 88. P. 227–255.

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. Vol. 63. P. 264–285.

Educational Assortative Mating and Income Inequality

Anna Lukyanova¹, Daria Zinchenko²

¹ National Research University Higher School of Economics,
4/2, Slavyanskaya pl., Moscow, 103074, Russian Federation.
E-mail: alukyanova@hse.ru

² National Research University Higher School of Economics,
16, Potapovskiy Pereulok, Building 10, Moscow, 101000, Russian Federation.
E-mail: dzinchenko@hse.ru

This paper evaluates the rate of educational assortative mating and its impact on income inequality in Russia. We use data from the Russian Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics (RLMS-HSE) for 1995–2015. Our findings suggest that the Russian marriage market is characterized by positive assortative mating at all levels of education. It means that marriages occur among individuals with the same level of education more frequently than it would be expected under random matching with respect to education. The level of educational assortative mating has not changed in the last two decades: the observed decline is statistically insignificant. The lack of a strong trend of assortative mating can be explained by substantial heterogeneity in developments across education sub-groups. Assortative mating has been declining over time for university graduates, whereas individuals with low level of education had growing incentives to sort themselves into educationally homogeneous marriages. Changes in assortative mating had little effect on the level of household income inequality. The effect has been increasing over time but still remains below the estimates obtained for developed countries. If marriages were formed randomly across time the counterfactual Gini for couples' incomes would be lower than the actual one on average by 1,3%. The effect has been stronger and inequality-enhancing at the top of the distribution. At the same time, educational assortative mating had neutral or even equalizing for couples at the bottom of the distribution. Economic shocks were found to amplify the effect of assortative mating on inequality in both parts of the distribution.

Key words: assortative mating; marriage; education; income inequality; Russia.

JEL Classification: J12, I24.

* *
*

References

- Kapeliushnikov R. (2011) Evolyutsiya chelovecheskogo kapitala v Rossii: 1990–2000-ye gody. [Evolution of Human Capital in Russia: 1999–2000 Years]. *Rossiyskiy rabotnik: obrazovaniye, professiya, kvalifikatsii* [The Russian Worker: Education, Occupation, Skills] (eds. V.E. Gimpelson, R.I. Kapeliushnikov), Moscow: HSE Publishing House, pp. 22–148.
- Roshchina Ya., Roshchin S. (2008) Brachnyj rynek v Rossii: vybor partnera i faktory uspekha [Marriage Market in Russia: Choice of Partner and Success Factors]. *Matematicheskoe modelirovanie*, 4, pp. 21–37.
- Becker G.S. (1973) A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81, pp. 813–846.
- Becker G.S. (1974) A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, 82, pp. S11–S26.
- Becker G.S., Hubbard W.H.J., Murphy K.M. (2010) Explaining the Worldwide Boom in Higher Education of Women. *Journal of Human Capital*, 4, pp. 203–241.
- Blossfeld H.P. (2009) Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, 35, pp. 513–530.
- Blossfeld H.P., Timm A. (ed.) (2003) Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies. *Springer Science & Business Media*, 12.
- Breen R., Andersen S.H. (2012) Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark. *Demography*, 49, pp. 867–887.
- Breen R., Salazar L. (2011) Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, 117, pp. 808–843.
- De Rose A., Fraboni R. (2016) Educational Assortative Mating in Italy: What Can Gini's Homogamy Index Still Say? *Genus*, 71.
- Eika L., Mogstad M., Zafar B. (2014) *Educational Assortative Mating and Household Income Inequality*. NBER Working Paper no w20271.
- Eika L., Mogstad M., Zafar B. (2017) *Educational Assortative Mating and Household Income Inequality*. Available at: https://econ.wisc.edu/InequalityPaper_Feb2017.pdf
- Gihleb R., Lang K. (2016) *Educational Homogamy and Assortative Mating Have Not Increased: National Bureau of Economic Research*. Working Paper no w22927.
- Goldin C., Katz L., Kuziemko I. (2006) The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap. *Journal of Economic Perspectives*, 20, pp. 133–156.
- Greenwood J., Guner N., Kocharkov G., Santos C. (2014) Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *The American Economic Review*, 104, pp. 348–353.
- Hakak L., Firpo S. (2017) *Household Income Inequality and Education in Marriage Market in Brazil: an empirical study*.
- Kremer M. (1997) How Much Does Sorting Increase Inequality? *The Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 115–139.
- Liu H., Lu J. (2006) Measuring the Degree of Assortative Mating. *Economics Letters*, 92, pp. 317–322.
- Lu Y., Morissette R., Schirle T. (2011) The Growth of Family Earnings Inequality in Canada, 1980–2005. *Review of Income and Wealth*, 57, pp. 23–39.

-
- Mare R. (1991) Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, 56, pp. 15–32.
- Oppenheimer V. (1988) A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94, pp. 563–591.
- Pencavel J. (1998) Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands. *The American Economic Review*, 88, pp. 326–329.
- Psacharopoulos G., Patrinos H.A. (2004) Returns to Investment in Education: a Further Update. *Education Economics*, 12, pp. 111–134.
- Sinkhorn R., Knopp P. (1967) Concerning Nonnegative Matrices and Doubly Stochastic Matrices. *Pacific Journal of Mathematics*, 21, pp. 343–348.
- Smits J., Park H. (2009) Five Decades of Educational Assortative Mating in 10 East Asian Societies. *Social Forces*, 88, pp. 227–255.
- Smits J., Ultee W., Lammers J. (1998) Educational Homogamy in 65 Countries: an Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables. *American Sociological Review*, 63, pp. 264–285.