

# Супружеская премия<sup>1</sup>

*В работе выполнен эмпирический анализ связи доходов мужчин с их семейным положением. На основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE) 1994–2011 гг. подтверждено, что доходы мужчин, состоящих в браке (официальном или гражданском), а также ранее состоявших в браке, в среднем выше доходов мужчин, не состоящих (и никогда ранее не состоявших) в браке. В качестве объяснения данного эффекта использованы гипотезы отбора и воздействия. Проверка гипотез выполнена на основе оценок уравнений доходов Минсеровского типа. Данные RLMS HSE не противоречат обеим выдвинутым гипотезам.*

**Ключевые слова:** семейное положение; супружеская премия; доходы мужчин; отбор; воздействие; RLMS HSE; панельные данные; распределенный эффект.

**JEL classification:** C01; C33; D01; D13; J12; J31.

## 1. Введение

Ряд эмпирических исследований свидетельствует о том, что мужчины, состоящие в браке, имеют более высокие доходы, чем одинокие. Связь заключения брака с трудовыми и предпринимательскими доходами возможна и у женщин, но влияние брака у них часто либо отрицательное, либо статистически не значимое. Многие авторы считают, что снижение доходов в результате замужества проще объяснить, чем положительное влияние женитьбы на доходы мужчин. Например, влияние заключения брака на доходы женщин может быть следствием снижения активности на рынке труда в связи с рождением детей. Для мужчин ответы на вопросы о том, что первично — рост доходов или вступление в брак, а также о причинах «премии» за брак не столь очевидны и однозначны.

Аналізу основных факторов, объясняющих наличие «супружеской премии» у мужчин, посвящена настоящая работа. Пользуясь терминологией (Petersen et al., 2011), назовем эти факторы «отбор» и «воздействие».

## 2. Гипотезы

Интуитивные рассуждения и знакомство с литературой подсказывают, что превышение доходов женатых мужчин над доходами одиноких (получившее название «супружеская премия») может иметь два основных объяснения, которые удобно сформулировать в виде гипотез.

<sup>1</sup> Автор благодарит участников семинара научно-учебной Лаборатории исследований рынка труда (16 октября 2012 г.) за ценные рекомендации в ходе обсуждения предварительных результатов данной работы.

Согласно *гипотезе отбора* одни и те же факторы являются причинами и более высоких доходов, и женитьбы (добросовестность, честность, прилежность, старательность, трудолюбие, стабильность и т. п.), поэтому статистика показывает наличие в среднем более высоких доходов у женатых мужчин по сравнению с холостыми.

*Гипотеза воздействия* предполагает, что супружеская премия может быть объяснена тем, что вступление в брак и ответственность за семью оказывают влияние на мужчину: вызывают рост его производительности на рынке труда, стремление к продвижению по службе, повышению трудовых и предпринимательских доходов.

Отбросив более мелкие или требующие отдельного изучения эффекты, сосредоточим настоящее исследование на эмпирической проверке приведенных выше гипотез.

### 3. Обзор литературы

Наличие нескольких вариантов объяснения супружеской премии нашло свое отражение в теоретических исследованиях. Среди них в первую очередь следует упомянуть работу (Becker, 1973), в которой автор предложил модель подбора супругов. В основе модели лежат предположения о равновесии брачного рынка и выборе партнера по принципу максимизации благосостояния. Несмотря на то что второе предположение явно соответствует гипотезе отбора, модель не исключает наличия эффекта воздействия. Например, специализация (разделение между супругами обязанностей по работе по дому и на рынке труда с целью повышения семейного благосостояния) может быть фактором, способствующим росту доходов мужчин после вступления в брак.

Keeley (1977) предложил свою модель поиска жениха. В ней предполагалось, что больше предложений со стороны невест получают более «качественные» женихи. По мнению Keeley одним из важных показателей качества жениха является его доход. Тем самым, согласно предположениям (Keeley, 1977), супружеская премия объясняется в основном эффектом отбора.

О чем говорят эмпирические оценки? Могут ли выдвинутые гипотезы быть проверены эконометрически?

Nakosteen и Zimmer (1997), используя данные трех волн Panel Study of Income Dynamics (1979, 1982 и 1984 гг.), показали, что мужчины с более высокими доходами имеют больше шансов жениться и меньше шансов развестись, по сравнению с менее обеспеченными мужчинами. Эмпирический анализ в работе (Nakosteen, Zimmer, 1997) основан на оценках пробит-моделей для смен супружеских статусов респондентов в 1982 и 1984 гг. по сравнению с их статусом в 1979 г. Выводы о более высокой вероятности нахождения в браке более обеспеченных мужчин были получены из рассмотрения коэффициентов при стандартизированных остатках (из уравнений доходов 1979 г.), добавленных в уравнения смены состояния в качестве объясняющих переменных (с контролем на прогнозируемые доходы). Статистически значимые коэффициенты при стандартизированных остатках показали, что отклонение дохода от среднего значения по популяции с характеристиками, соответствующими наблюдаемым характеристикам респондента, дает респонденту преимущества в плане роста вероятности женитьбы и снижения вероятности развода. Несмотря на то что использованный в (Nakosteen, Zimmer, 1997) алгоритм анализа данных основан на гипотезе отбора, в заключительной части статьи авторы, анализируя различие в доходах женатых и холостых

мужчин, не исключают, что и сам брак оказывает влияние на мужчин. А именно, происходит накопление специфического человеческого капитала, увеличение производительности и выбор соответствующих данным характеристикам видов работ.

Одним из обсуждаемых в литературе объяснений супружеской премии является так называемая специализация. Один из супругов (чаще всего мужчина) сосредотачивается на рыночной деятельности, а второй (обычно женщина) — на работе по дому. Это позволяет супругу, сосредоточившему свои усилия на работе вне дома, увеличить свои доходы. Данный эффект согласуется с гипотезой воздействия. Hersch и Stratton (2000) проанализировали существование подобного рода воздействия, используя данные National Survey of Families and Households<sup>2</sup>. В основном Hersch и Stratton (2000) опирались на модели, учитывающие панельный характер данных с индивидуальными фиксированными эффектами (FE). В работе обсуждены проблемы ошибок измерения времени работы по дому и эндогенности данного показателя. С целью контроля эндогенности были выполнены инструментальные оценки (IV) на данных типа срез. В конечном итоге Hersch и Stratton (2000) приходят к выводу, что полученные ими эмпирические оценки свидетельствуют о том, что супружеская премия обусловлена не только отбором более «прибыльных» мужчин в брачные узы, но и эффектом роста их доходов после вступления в брак. Причем рост доходов не может быть объяснен исключительно специализацией супруга на работе вне домохозяйства. Согласно этим авторам, нет существенной разности в общих затратах времени работы по дому у одиноких и женатых мужчин, а различается лишь характер видов занятости по дому (например, время на приготовление пищи, уборку помещения и т. п.). Важным выводом работы (Hersch, Stratton, 2000) для данного исследования является тот факт, что контроль на время работы по дому не влияет на оценку супружеской премии.

Krashinsky (2004) для проверки робастности своих результатов выполнил эмпирические оценки на нескольких базах данных: Current Population Survey<sup>3</sup>, National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)<sup>4</sup> и данных по близнецам, собранных во время фестиваля Twins Festival in Twinsburg<sup>5</sup> в 1991–1993, 1995 гг. Сопоставляя простые кросс-секционные оценки уравнений почасовых доходов и изменений почасовых доходов в форме, позволяющей контролировать эффект способностей (в частности, с учетом панельной структуры данных), автор утверждает, что рост доходов, ассоциируемый некоторыми исследователями с супружеской премией как эффектом воздействия, является чисто «эконометрическим трюком» — смещением соответствующих оценок — обусловленным различием в способностях респондентов, которые коррелируют с их доходом. Согласно оценкам (Krashinsky, 2004), смена семейного статуса не дает статистически значимый вклад в доходы респондента, и автор приходит к выводу, что рост доходов обнаруживается еще до заключения брака. В принятой в настоящей статье терминологии это, казалось бы, свидетельствует в пользу гипотезы отбора, но при анализе полученных результатов следует обратить внимание, что в работе (Krashinsky, 2004) в уравнении доходов в качестве зависимой переменной использован логарифм почасовой оплаты. Возможно, эффект смены семейного статуса был бы более заметным, если рассматривать

<sup>2</sup> <http://www.ssc.wisc.edu/nsfh/>.

<sup>3</sup> <http://www.bls.gov/cps/home.htm>.

<sup>4</sup> <http://www.bls.gov/nls/nlsy79.htm>.

<sup>5</sup> <http://www.twinsdays.org/>.

доходы за месяц или анализировать время работы, не ограничиваясь, фактически, анализом производительности, как это делал Krashinsky. Кроме этого, в регрессиях (Krashinsky, 2004) присутствует контроль на отрасль и профессию, снижающий возможный эффект смены статуса, поскольку часть эффекта воздействия объясняется сменой вида деятельности респондента. Включение в модель контролирующих бинарных переменных, описывающих профессию, говорит о том, что рассмотрены доходы лишь с одного места занятости (первой работы), что также ограничивает величину интересующего нас эффекта.

Dougherty (2006) использовал модель с распределенным эффектом, охватывающим периоды до и после заключения брака. Воспользовавшись данными NLSY, он показал, что у мужчин «супружеская премия» начинает расти за несколько лет до вступления в брак и продолжает расти после его заключения. Полученные результаты свидетельствуют о наличии отбора, не отклоняя при этом и эффект воздействия.

Авторы работы (Bardasi, Taylor, 2008), как и упомянутой выше (Hersch, Stratton, 2000), сосредоточились на выявлении эффекта воздействия и его объяснении через специализацию супругов. Им удалось зарегистрировать небольшой рост почасовых доходов мужчин после заключения брака, обусловленный тем, что часть работы по дому берет на себя партнерша. Исследование выполнено на данных British Household Panel Survey<sup>6</sup> с использованием OLS, FE и IV оценок. Bardasi и Taylor (2008) в качестве важного достоинства своей работы подчеркивают, что ими использована наиболее богатая, с точки зрения объясняющих и контролирующих переменных, спецификация модели, чего не делали другие авторы предыдущих исследований по Великобритании.

Приведенный краткий обзор результатов, полученных другими авторами, показывает, что при объяснении супружеской премии нет смысла отдавать предпочтение лишь одному эффекту, очевидно, что на доходы респондентов оказывают влияние много факторов. Некоторые «разногласия» в выводах объясняются различиями использованных моделей и выборок для выполнения эмпирических оценок. С учетом сказанного, ответ на вопрос о том, какой же эффект и в какой степени влияет на супружескую премию на российском брачном рынке, сохраняет актуальность в настоящее время.

#### 4. Данные

В работе использованы данные «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (RLMS HSE)<sup>7</sup> — ежегодного репрезентативного опроса населения России с высокой панельной составляющей (на коротких периодах истощение выборки достаточно мало).

В выборку вошли мужчины 16–59 лет. Статистика их ответов на вопрос о семейном положении представлена в табл. 1. Вопрос о раздельном проживании официально зарегистрировавших свой брак супругов присутствовал в опросниках RLMS HSE лишь в 2002 и 2006–2010 гг., поэтому часть строк в соответствующей колонке табл. 1 содержит пропуски. Вопрос о гражданском браке («живет вместе, но не зарегистрирован») появился в опросниках в 1998 году. Судя по изменившемуся числу ответов, до 1998 г. респон-

<sup>6</sup> <https://www.iser.essex.ac.uk/bhps>.

<sup>7</sup> <http://www.hse.ru/rlms/project>.

денты, состоявшие в гражданском браке, положительно отвечали на вопрос о состоянии в браке.

**Таблица 1.** Распределение ответов на вопрос о семейном положении (число ответов)

Год	Никогда в браке не состоял	Разведен и в браке не состоит	Вдовец	Зарегистрирован, но вместе не живет	Состоит в браке	Живет вместе, но не зарегистрирован
1994	575	192	26		2238	
1995	630	169	29		2102	
1996	605	173	26		2058	
1998	615	155	22		1884	235
2000	685	140	18		1854	282
2001	784	173	26		1953	354
2002	874	176	30	15	1987	406
2003	897	199	34		2012	459
2004	935	204	30		2036	452
2005	970	183	23		1997	432
2006	1174	227	34	29	2355	524
2007	1138	209	30	30	2357	545
2008	1083	195	28	26	2275	484
2009	1034	176	24	9	2218	548
2010	1511	247	40	52	3452	841
2011	1567	250	45		3490	896

В таблице 2 приведены распределения прологарифмированных доходов за месяц от всех видов занятости (единица в логарифме добавлена для сохранения вклада нулевых доходов в полученные статистики). Здесь и далее стоимостные величины приведены в ценах декабря 2006 г. города Москвы<sup>8</sup>.

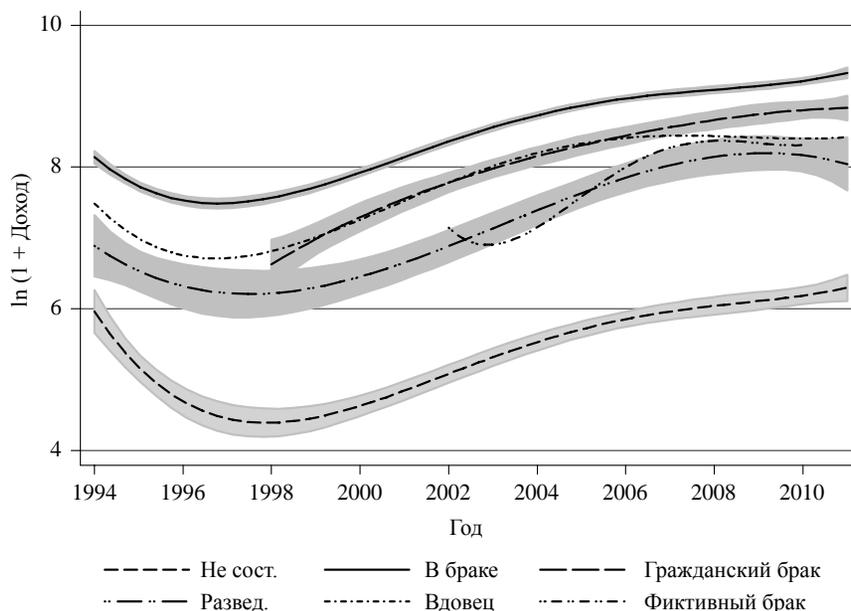
Из таблицы 2 видно, что средние значения логарифма доходов мужчин, состоящих в браке, статистически значимо выше величин соответствующего показателя для мужчин, никогда в браке не состоявших. Рассматриваемый показатель выше в условиях официально зарегистрированного брака по сравнению с доходами мужчин, живущих в гражданском браке («Живет вместе, но не зарегистрирован»). Интересно также отметить, что мужчины, состоявшие в браке ранее (в табл. 2 — это разведенные, вдовцы и зарегистрировавшие брак, но вместе не проживающие) также имеют более высокие показатели доходов, чем никогда в браке не состоявшие.

Более наглядно описанные выше результаты представлены на рис. 1 с помощью непараметрических оценок. Здесь и далее на рисунках использованы аппроксимации полиномами 4-й степени, серым цветом показаны 95%-ные доверительные интервалы. На рисунках использованы следующие обозначения: «Не сост.» — никогда в браке не состоял, «Развед.» — разведен и в браке не состоит, «В браке» — состоит в браке, «Гражданский брак» — живет вместе, но не зарегистрирован, «Фиктивный брак» — зарегистрирован, но вместе не живет.

<sup>8</sup> Пересчет выполнен с использованием региональных индексов потребительских цен и стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг для проведения межрегиональных сопоставлений по данным Федеральной службы государственной статистики, <http://www.gks.ru>.

**Таблица 2.** Средние значения логарифмов доходов за месяц (в скобках указаны стандартные ошибки средних)

Год	Никогда в браке не состоял	Разведен и в браке не состоит	Вдовец	Зарегистрирован, но вместе не живет	Состоит в браке	Живет вместе, но не зарегистрирован
1994	6.05 (0.16)	6.86 (0.25)	7.53 (0.62)		8.11 (0.06)	
1995	5.33 (0.16)	6.65 (0.29)	7.06 (0.61)		7.83 (0.06)	
1996	4.36 (0.18)	6.25 (0.29)	6.66 (0.75)		7.45 (0.07)	
1998	4.14 (0.16)	6.05 (0.29)	6.37 (0.77)		7.47 (0.07)	6.58 (0.24)
2000	4.66 (0.15)	6.58 (0.30)	7.90 (0.62)		7.95 (0.06)	7.44 (0.18)
2001	5.25 (0.15)	6.93 (0.27)	7.46 (0.69)		8.26 (0.06)	7.51 (0.17)
2002	5.39 (0.14)	6.90 (0.26)	8.11 (0.46)	7.15 (0.98)	8.44 (0.05)	7.77 (0.15)
2003	5.35 (0.14)	6.81 (0.26)	7.94 (0.46)		8.51 (0.06)	7.92 (0.14)
2004	5.28 (0.14)	7.42 (0.22)	8.17 (0.46)		8.70 (0.05)	8.24 (0.13)
2005	5.36 (0.14)	7.71 (0.25)	8.48 (0.58)		8.72 (0.05)	8.15 (0.14)
2006	5.70 (0.12)	7.68 (0.23)	7.74 (0.57)	7.92 (0.62)	8.93 (0.05)	8.43 (0.12)
2007	6.03 (0.13)	8.30 (0.20)	8.63 (0.45)	8.53 (0.57)	9.09 (0.05)	8.71 (0.11)
2008	6.29 (0.13)	8.12 (0.24)	8.48 (0.58)	8.01 (0.71)	9.18 (0.05)	8.74 (0.12)
2009	6.14 (0.13)	8.17 (0.24)	8.74 (0.60)	9.10 (0.29)	9.16 (0.05)	8.68 (0.11)
2010	6.28 (0.11)	8.11 (0.21)	8.56 (0.48)	8.29 (0.42)	9.18 (0.04)	8.72 (0.09)
2011	6.19 (0.11)	8.07 (0.21)	8.26 (0.48)		9.33 (0.03)	8.88 (0.08)

**Рис. 1.** Логарифмы доходов за месяц

Представленные в табл. 2 и на рис. 1 результаты согласуются с гипотезой отбора: более «качественные» (согласно их доходам) женихи чаще попадают или попадали ранее в состояние «в браке». Наблюдаемая разница в доходах ранее проживавших в браке и никогда в нем не состоявших допускает и предположение о том, что эффект воздействия имеет память:

«привычка» получать более высокие доходы сохраняется после исчезновения фактора, вызвавшего такое поведение.

Объясняется ли наблюдаемый эффект более высокой производительностью или большим временем, которое мужчины, затронутые узами брака или совместного проживания, уделяют работе?

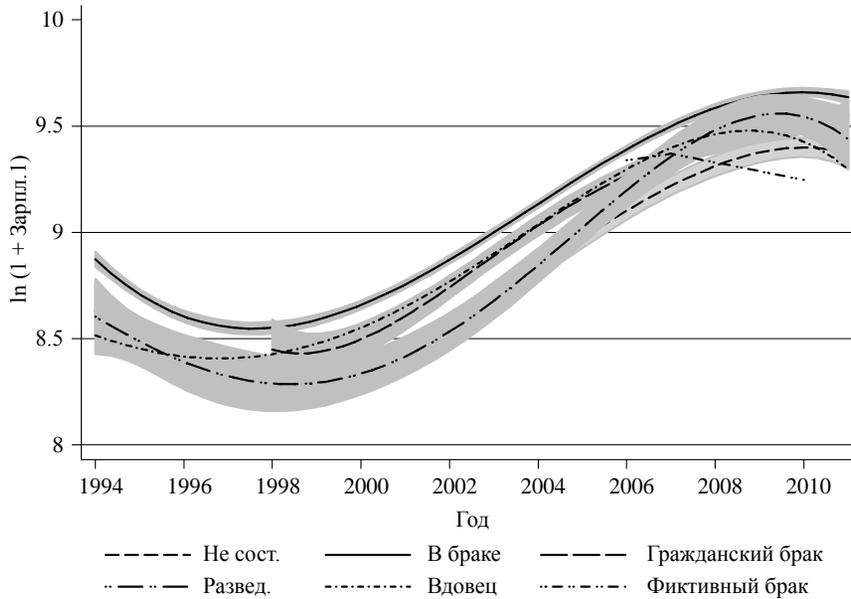


Рис. 2. Зарботки на первой работе

Зарботки на первой работе (см. рис. 2) не обладают столь явным различием, как это наблюдалось для общих доходов (табл. 2 и рис. 1). О статистически значимом отличии доходов в рамках первой работы можно говорить только при сравнении одиноких (категория «Не сост.» на рис. 2) и женатых («В браке» и «Гражданский брак» на рис. 2). Доходы разведенных перестают статистически значимо отличаться от одиноких. Очевидно, меньшее различие доходов на первой работе мужчин в разных семейных статусах по сравнению с различием их общих доходов связан с финансовыми, должностными, временными и иными ограничениями на первой работе, не позволяющими существенно увеличить доход в рамках первичной занятости.

Для понимания ситуации рассмотрим общие затраты времени, посвященного работе. К сожалению, данная информация сильно «зашумлена»: респондентам достаточно сложно оценить время работы, особенно если это касается периода длиной в месяц. Число наблюдений, по которым удалось собрать информацию о доходах и часах работы за месяц, представлено в табл. 3.

Скачок в числе наблюдений с информацией о времени работы при переходе от 1996 г. к 1998 г. в табл. 3 объясняется появлением в опросниках вопроса о часах работы за неделю, на который респонденты отвечали гораздо чаще, чем на вопрос о времени работы за месяц. При выполнении настоящего исследования информация о часах работы за неделю была использована для оценки времени работы за месяц.

**Таблица 3.** Число наблюдений с информацией о доходах и часах работы (через точку с запятой)

Год	Никогда в браке не состоял	Разведен и в браке не состоит	Вдовец	Зарегистрирован, но вместе не живет	Состоит в браке	Живет вместе, но не зарегистрирован
1994	537; 11	187; 4	25; 0		2175; 78	
1995	584; 13	159; 4	27; 2		2028; 65	
1996	574; 10	169; 3	26; 1		1986; 59	
1998	600; 190	150; 81	22; 11		1832; 1393	230; 145
2000	668; 241	137; 73	17; 9		1797; 1396	274; 195
2001	752; 299	168; 92	25; 17		1869; 1504	345; 242
2002	845; 326	173; 94	28; 12	15; 8	1931; 1535	400; 287
2003	874; 306	195; 107	34; 17		1927; 1536	448; 319
2004	915; 330	203; 111	30; 16		1973; 1579	443; 331
2005	953; 368	177; 112	23; 14		1940; 1548	419; 310
2006	1136; 451	224; 130	34; 19	29; 24	2260; 1816	507; 383
2007	1085; 443	199; 126	30; 22	29; 20	2236; 1862	521; 412
2008	1045; 489	190; 118	28; 21	26; 18	2200; 1820	475; 382
2009	1009; 424	171; 108	23; 17	7; 7	2149; 1709	533; 400
2010	1459; 631	239; 155	40; 26	51; 35	3326; 2724	820; 635
2011	1513; 615	242; 134	43; 28		3324; 2705	870; 674

Непараметрические оценки времени работы за месяц мужчин в разных семейных статусах приведены на рис. 3 и 4. На рисунке 3 представлено общее время занятости, а на рис. 4 — лишь в рамках первой работы. С целью наглядности соответствующие оценки для семейных статусов, статистически значимо не отличающиеся от приведенных, на рис. 3 и 4 не показаны.

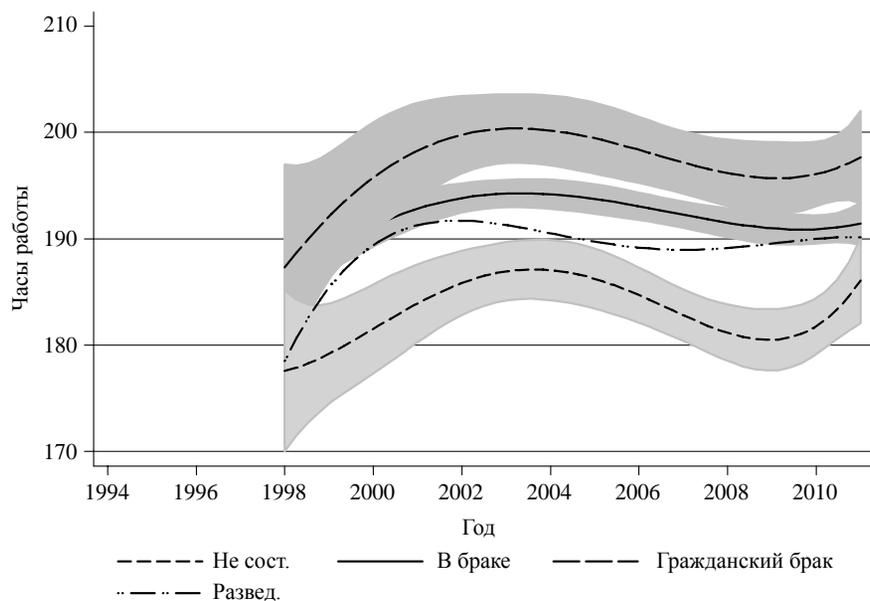
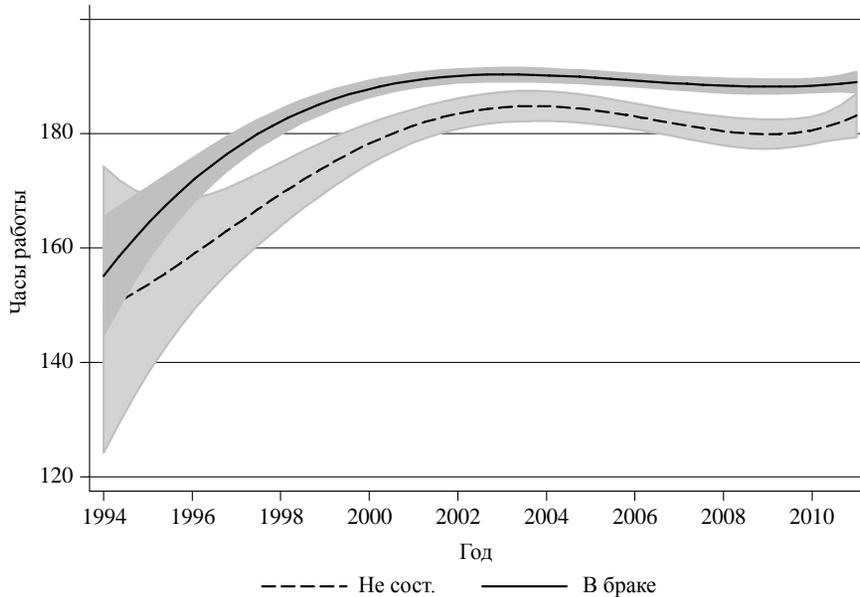
**Рис. 3.** Время работы за месяц, включая вторичную занятость

Рисунок 3 показывает статистически значимое превышение времени работы в течение месяца у респондентов, состоявших в браке (официальном и гражданском) над соответствующим временем работы одиноких респондентов. Причем с небольшой (из-за малого числа наблюдений) долей уверенности можно говорить, что респонденты, находящиеся в гражданском браке, уделяют больше времени работе по сравнению с респондентами, официально зарегистрировавшими свой брак.



**Рис. 4.** Время занятости за месяц в рамках первой работы

Если говорить про первую работу, то на основе использованных данных удалось выявить статистически значимое различие (превышение) часов работы лишь у женатых респондентов по сравнению с одинокими — никогда в браке не состоявшими респондентами (рис. 4). Интересно заметить, что это время вышло в «режим насыщения» примерно в 2000 г.

Пересчет на почасовую оплату показал, что статистически значимое превышение доходов женатых респондентов над одинокими (никогда в браке не состоявшими) сохраняется (см. рис. 5 и 6). Тем самым женатые демонстрируют не только большее время занятости, но и более высокую производительность, формально оцененную через доходы и соответствующее время работы.

Приведенный анализ носит информативный характер и является лишь предварительным знакомством с данными. Следует иметь в виду, что при выполнении приведенных выше непараметрических оценок и сравнении средних рассматривались респонденты 16–59 лет. Если учесть, что до определенного возраста происходит рост доходов и одновременно увеличивается вероятность быть женатым, то, вполне возможно, выявленные связи семейного статуса с доходами являются так называемой «ложной корреляцией», вызванной наблюдением более обеспеченных людей, скрепленных семейными узами по физиологическим причинам, связанным с возрастом, а не с высокими доходами.

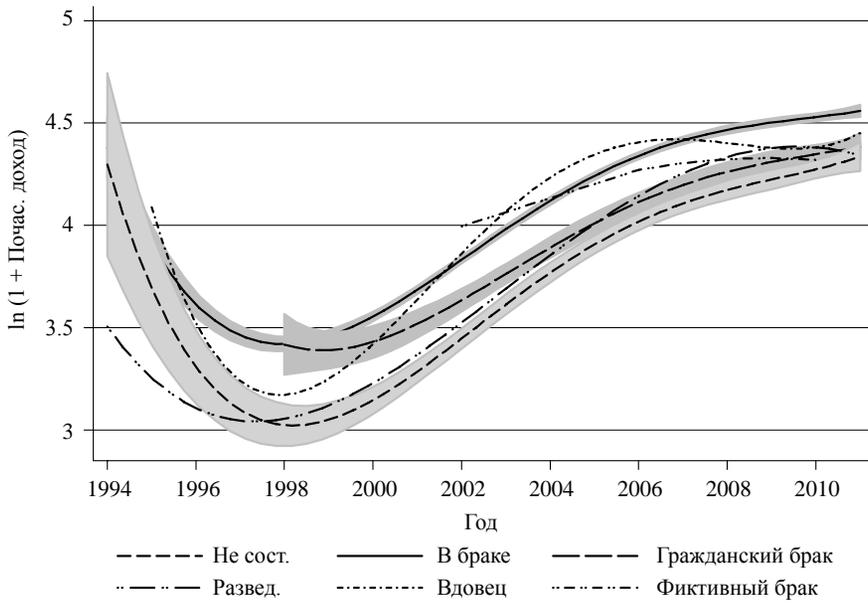


Рис. 5. Доходы за месяц в расчете на один час занятости

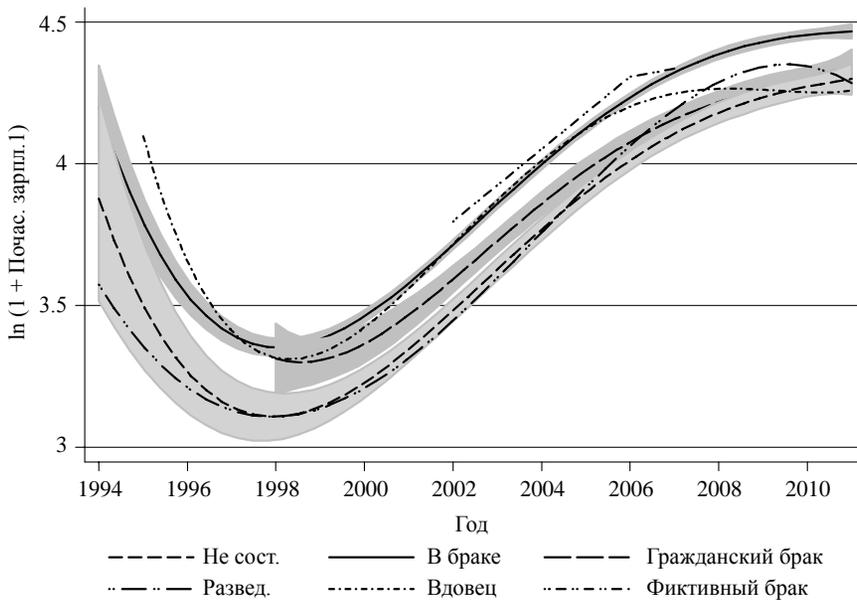


Рис. 6. Почасовые доходы на первой работе

### 5. Проверка гипотез

Авторы ряда статей предлагают простой способ выявления признаков эффекта воздействия. Он заключается в оценке коэффициента  $\delta$  при бинарной переменной  $S$ , отражающей семейный статус, в уравнении Минсеровского типа в рамках FE модели:

$$\ln w_{it} = x'_{it}\beta + \delta S_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где  $\ln w_{it}$  — логарифм доходов  $i$ -го респондента в периоде  $t$ ,  $x_{it}$  — вектор-столбец объясняющих и контролируемых переменных,  $\beta$  — соответствующий вектор параметров,  $\alpha_i$  — ненаблюдаемые постоянные во времени характеристики  $i$ -го респондента,  $\varepsilon_{it}$  — ненаблюдаемые характеристики  $i$ -го респондента, изменяющиеся во времени.

Пусть переменная  $S_{it}$  принимает значение 0, если респондент  $i$  никогда не был в браке и не женат на момент проведения опроса (в периоде  $t$ ), и 1, если он состоит в браке. Использование модели (1) позволяет получить состоятельные оценки параметров  $\beta$  и  $\delta$ , не накладывая ограничения на корреляцию инвариантных во времени ненаблюдаемых индивидуальных эффектов  $\alpha_i$  с переменными  $x_{it}$  и  $S_{it}$ . Если предположить, что характеристики, заложенные в критерии отбора женихов (добросовестность, честность, прилежность, старательность, трудолюбие, стабильность и т. п.), находятся в  $\alpha_i$  и неизменны в течение всего периода проведения панельного опроса для каждого отдельного индивидуума, то коэффициент  $\delta$  при переменной  $S_{it}$  равен ожидаемому (фактически среднему по выборке) изменению значения зависимой переменной (в данном случае логарифма дохода), «вызванному» вступлением в брак, при условии, что значения остальных включенных в модель объясняющих переменных фиксированы. Следует сделать важную оговорку, что полученная оценка будет состоятельно отражать средний эффект воздействия при условии, что факт вступления в брак ( $S_{it}$ ) не коррелирует с шоками (влияющими на доходы), изменяющимися во времени, описываемыми случайным слагаемым  $\varepsilon_{it}$  уравнения (1). Кроме этого, для состоятельности оценки факт вступления в брак не должен коррелировать с  $\varepsilon_{it}$ , усредненным по времени за время участия респондента в опросе. Это несколько противоречит гипотезе отбора: согласно исследованиям многих авторов, вероятность вступления в брак растет с ростом дохода. Тем самым полученные в рамках модели (1) оценки эффекта воздействия могут быть завышены из-за эндогенности переменной  $S$ . Но если рост доходов мужчин начинается до вступления в брак, то в базовую категорию ( $S = 0$ ) попадают мужчины, находящиеся «накануне брака» с уже высокими доходами, и получается обратный эффект, занижающий оценку  $\delta$  в уравнении (1). Остается надеяться, что эти два эффекта частично компенсируют друг друга.

Более подробная информация об эффекте воздействия может быть получена в следующей спецификации модели:

$$\ln w_{it} = x'_{it}\beta + \delta S_{it} + S_{it}x'_{it}\gamma + \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

В этом случае средний эффект воздействия для респондентов с характеристиками  $x_{it}$  равен  $\delta + x'_{it}\gamma$ , где  $\gamma$  — вектор параметров.

С учетом приведенного выше знакомства с данными (изменения реальных доходов во времени — см. табл. 2 и рис. 1, 2, 5, 6), эффект воздействия может быть различным в разные периоды. Простейшим способом подстройки модели под данные изменения может быть введение в (2) временных фиксированных эффектов — составляющей шума  $\mu_t$ , инвариантной между индивидуумами, но изменяющейся во времени:

$$\ln w_{it} = x'_{it}\beta + \delta S_{it} + S_{it}x'_{it}\gamma + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Технически это легко достигается добавлением в модель (2) соответствующих бинарных переменных. В рамках модели (3) эффект воздействия в период  $t$  равен  $\delta + x'_{it}\gamma - \mu_t$

(с оговоркой о том, что  $\mu_i$  измеряется относительно базового года, заданного при введении бинарных переменных).

Оценки параметров модели (3) без перекрестного слагаемого  $S_{it}x_{it}'\gamma$  для доходов за месяц и на первой работе приведены в табл. 4 (колонки FE). Для сопоставления в этой же таблице приведены оценки параметров пул моделей (колонки OLS) и моделей со случайными эффектами (RE). Формальные тесты показывают наличие ненаблюдаемых индивидуальных эффектов  $\alpha_i$  ( $F$ -статистики 2.87 и 3.96), тесты Хаусмана говорят о несостоятельности оценок параметров RE моделей (статистики 185 и 112).

**Таблица 4.** Уравнения доходов ( $S = 1$ , если респондент состоит в зарегистрированном браке, 0 — не состоит и никогда не был)

	За месяц			На первой работе		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
$S$	1.763*** (0.043)	1.421*** (0.055)	0.892*** (0.086)	0.237*** (0.016)	0.202*** (0.020)	0.127*** (0.031)
Возраст	0.425*** (0.008)	0.494*** (0.010)	0.734*** (0.113)	0.064*** (0.004)	0.076*** (0.004)	0.328*** (0.036)
Возраст <sup>2</sup> /100	-0.528*** (0.011)	-0.602*** (0.012)	-0.626*** (0.017)	-0.088*** (0.004)	-0.101*** (0.005)	-0.108*** (0.007)
$\mu_i$	Да <sup>9</sup>	Да	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	49 502	49 502	49 502	33 626	33 626	33 626
Группы		12 178	12 178		9393	9393
Adjusted $R^2$	0.230			0.188		
$R^2$ within		0.117	0.118		0.192	0.194
$R^2$ between		0.308	0.180		0.187	0.015
$R^2$ overall		0.229	0.129		0.188	0.010
$F$	822		277	433		322
$F$ , $H_0: \alpha_i = 0$			2.87			3.96
$\chi^2$ , тест Хаусмана			185			112

Примечание. \*\*\* — значимость на 1%-ном уровне. В скобках приведены стандартные ошибки.

В качестве объясняющих переменных в модель, представленную в табл. 4, включен минимальный набор контролирующих переменных для того, чтобы не переносить часть оцениваемого эффекта на смену отрасли, профессии и т. п.

Как и следовало ожидать, табл. 4 демонстрирует завышение OLS оценок по сравнению с FE оценками параметра  $\delta$ . Эконометрическое объяснение этого состоит в том, что OLS модель накладывает более жесткие ограничения на отсутствие корреляции объясняющих переменных с шумом (в ней составляющая шума  $\alpha_i$  не выделена). OLS оценки параметра  $\delta$  завышены из-за корреляции переменной  $S$  со случайным слагаемым, в котором находятся способности, одновременно приводящие к вступлению в брак и росту доходов. С экономи-

<sup>9</sup> С целью экономии места в данной и последующих табл. 5–7 не отображены оценки  $\mu_i$  (см. формулу (3)). «Да» в таблицах означает, что в модель в качестве объясняющих были включены бинарные переменные, равные единице в соответствующий год опроса, в остальные годы — ноль. В качестве базового был выбран 1994 г.

ческой точки зрения — параметр  $\delta$  в OLS моделях содержит в себе не только эффект воздействия, но и отбора.

Менее наглядны, но более интересны с исследовательской точки зрения оценки параметров модели (3) с перекрестным слагаемым  $S_{it}x'_{it}\gamma$ . Они приведены в табл. 5. Как и ранее, в вектор  $x$  включен только возраст и его квадрат (деленный на 100).

**Таблица 5.** Уравнения доходов ( $S = 1$ , если респондент состоит в зарегистрированном браке, 0 — не состоит и никогда не был)

	За месяц			На первой работе		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
$S$	15.893*** (0.336)	16.084*** (0.370)	15.209*** (0.493)	1.498*** (0.170)	1.379*** (0.183)	1.046*** (0.242)
$S \times \text{Возраст}$	-0.867*** (0.021)	-0.902*** (0.023)	-0.882*** (0.031)	-0.085*** (0.011)	-0.078*** (0.012)	-0.059*** (0.016)
$S \times (\text{Возраст}^2/100)$	1.204*** (0.031)	1.247*** (0.036)	1.207*** (0.050)	0.131*** (0.016)	0.118*** (0.018)	0.085*** (0.025)
Возраст	0.942*** (0.017)	1.017*** (0.019)	1.213*** (0.114)	0.138*** (0.010)	0.142*** (0.011)	0.377*** (0.039)
Возраст <sup>2</sup> /100	-1.311*** (0.027)	-1.395*** (0.031)	-1.377*** (0.044)	-0.206*** (0.015)	-0.205*** (0.017)	-0.181*** (0.024)
$\mu_t$	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	49 502	49 502	49 502	33 626	33 626	33 626
Группы		12 178	12 178		9393	9393
Adjusted $R^2$	0.257			0.190		
$R^2$ within		0.137	0.139		0.192	0.194
$R^2$ between		0.350	0.203		0.189	0.015
$R^2$ overall		0.256	0.145		0.189	0.010
$F$	857		300	394		292
$F, H_0: \alpha_i = 0$			2.79			3.95
$\chi^2$ , тест Хаусмана			156			114

Примечание. \*\*\* — значимость на 1%-ном уровне. В скобках приведены стандартные ошибки.

Полученные оценки (табл. 5) показывают, что эффект воздействия имеет U-образный вид с минимумом в районе 35–36 лет.

Сравнение оценок коэффициентов при переменной  $S$  в колонках OLS и FE табл. 4 показывает, что эффекты отбора и воздействия в супружеской премии мужчин, состоящих в зарегистрированном браке, примерно равны по величине. К этому выводу приводят приведенные выше рассуждения об эндогенности переменной  $S$  в OLS моделях (в OLS оценках параметра  $\delta$  содержится как эффект отбора, так и воздействия, а в FE оценках — только воздействия). Разделение эффектов становится не столь очевидным, если ввести в FE модель вместо  $S$  бинарную переменную, распределенную во времени (аналогично работе (Dougherty, 2006)):

$$\ln w_{it} = x'_{it}\beta + \sum_{year=-M}^M \gamma_{year} d_{it}^{year} + \gamma_{year \geq M+1} d_{it}^{year \geq M+1} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

В модели (4) вместо одной бинарной переменной, описывающей супружеский статус, присутствует набор бинарных переменных  $d_{it}^{year}$ , где индекс  $year$  равен разнице между текущим годом  $t$  и годом вступления в брак. Бинарная переменная  $d_{it}^{year}$  равна единице для  $i$ -го респондента в момент времени  $t$ , если срок до заключения брака равен  $year$ , при нарушении данного условия — ноль.

Оценки модели (4) для зарегистрированного (колонка «Официальный») и незарегистрированного («Гражданский») браков приведены в табл. 6.

**Таблица 6.** Оценки модели (4) для доходов за месяц

$year$	Официальный		Гражданский	
-5	0.275	(0.208)	0.364	(0.247)
-4	0.394**	(0.200)	0.108	(0.238)
-3	0.544***	(0.198)	0.191	(0.237)
-2	0.868***	(0.197)	0.550**	(0.235)
-1	1.343***	(0.197)	0.591**	(0.232)
0	1.656***	(0.159)	0.584**	(0.235)
1	1.415***	(0.157)	0.721***	(0.247)
2	1.540***	(0.161)	0.612**	(0.264)
3	1.250***	(0.165)	0.421	(0.279)
4	1.145***	(0.170)	0.337	(0.301)
5	0.968***	(0.175)	0.198	(0.321)
$\geq 6$	0.420**	(0.169)	-0.173	(0.302)
Возраст	0.776***	(0.113)	1.130***	(0.207)
Возраст <sup>2</sup> /100	-0.666***	(0.018)	-1.139***	(0.046)
$\mu_t$	Да		Да	
Число наблюдений	49 502		20 834	
Группы	12 178		6619	
$R^2$ within	0.123		0.159	
$R^2$ between	0.189		0.195	
$R^2$ overall	0.135		0.142	
$F$	180		92	
$F, H_0: \alpha_i = 0$	2.98		2.35	

*Примечание.* \*\*, \*\*\* — значимость на 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках приведены стандартные ошибки.

Из таблицы 6 видно, что доходы мужчин начинают расти за четыре года до официально зарегистрированного брака и за два года до начала совместного проживания. К сожалению, не известно, когда будущие супруги познакомились, поэтому нельзя однозначно утверждать, является ли наблюдаемая супружеская премия «чистым» эффектом отбора или воздействия.

Аналогично приведенным выше, можно выполнить оценки уравнений доходов с использованием развода в качестве объясняющего фактора. Если гипотеза воздействия справедлива, то соответствующая бинарная переменная в уравнениях доходов будет статистически значимо отрицательна. Примеры оценок приведены в табл. 7.

**Таблица 7.** Уравнения доходов («Разведен» = 1, если респондент разведен и в браке не состоит, 0 — состоит в зарегистрированном браке)

	За месяц			На первой работе		
	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
Разведен	-1.234*** (0.048)	-0.868*** (0.059)	-0.304*** (0.090)	-0.231*** (0.022)	-0.154*** (0.024)	-0.071** (0.033)
Возраст	0.060*** (0.010)	0.091*** (0.012)	0.332*** (0.115)	0.053*** (0.004)	0.064*** (0.005)	0.316*** (0.037)
Возраст <sup>2</sup> /100	-0.089*** (0.013)	-0.124*** (0.014)	-0.147*** (0.020)	-0.074*** (0.005)	-0.087*** (0.006)	-0.099*** (0.007)
$\mu_i$	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Число наблюдений	37 936	37 936	37 936	29 656	29 656	29 656
Группы		9146	9146		7941	7941
Adjusted R <sup>2</sup>	0.073			0.194		
R <sup>2</sup> within		0.037	0.039		0.186	0.188
R <sup>2</sup> between		0.092	0.015		0.195	0.059
R <sup>2</sup> overall		0.072	0.007		0.193	0.032
F	166		64	397		279
F, H <sub>0</sub> : $\alpha_i = 0$			2.86			4.44
$\chi^2$ , тест Хаусмана			101			117

*Примечание.* \*\*, \*\*\* — значимость на 5 и 1%-ном уровне соответственно. В скобках приведены стандартные ошибки.

Полученные результаты говорят о гораздо меньшем по величине «штрафе» за развод по сравнению с супружеской премией.

Отсутствие подробной информации о дате развода в анкетах RLMS HSE не позволило с достаточной степенью уверенности проследить динамику снижения доходов мужчин в процессе развода (изменение доходов до и после развода аналогично тому, как это было сделано с помощью модели (4) для брака).

Модель с перекрестным слагаемым, аналогичная приведенной в табл. 5, не выявила статистически значимую U-образную зависимость «штрафа» за развод от возраста.

## 6. Заключение

Проведенное исследование показало, что российские данные (RLMS HSE 1994–2011 гг.) не противоречат как эффекту отбора (большей вероятности вступления в брак более обеспеченных мужчин), так и эффекту воздействия (сменой поведения в плане получения доходов) при объяснении супружеской премии мужчин.

В работе показано, что обычные OLS оценки без контроля на профессиональную деятельность и условия труда существенно завышают связь вступления в брак с доходами мужчин. Причина лежит в эндогенности семейного статуса, связанной с эффектом отбора.

В работе также обнаружено, что эффект воздействия имеет U-образный вид с минимумом, приходящимся примерно на средний возраст трудовой активности (35–36 лет).

Кроме того, показано, что «воздействие брака» на мужчин распределено во времени: рост доходов мужчин наблюдается и до вступления в брак (официальный или гражданский).

Противоположное по знаку, но существенно меньшее по величине различие доходов наблюдается у разведенных мужчин по сравнению с женатыми. Сам факт снижения доходов свидетельствует в пользу эффекта воздействия. То, что это снижение меньше превышения доходов женатых мужчин над доходами одиноких, является косвенным свидетельством существования эффекта отбора: когда-то в прошлом некоторые мужчины вступили в брак, поскольку обладали качествами, ценимыми как их будущими невестами, так и рынком труда, вознаградившим их более высокими доходами. После развода эти мужчины по-прежнему имеют относительно высокие доходы.

### Список литературы

Bardasi E., Taylor M. (2008). Marriage and wages: A test of the specialization hypothesis. *Economica*, 75 (299), 569–591.

Becker G. S. (1973). A theory of marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813–846.

Dougherty C. (2006). The marriage earnings premium as a distributed fixed effect. *Journal of Human Resources*, 41 (2), 433–443.

Hersch J., Stratton L. S. (2000). Household specialization and the male marriage wage premium. *Industrial and Labor Relations Review*, 54 (1), 78–94.

Keeley M. C. (1977). The economics of family formation. *Economic Inquiry*, 15 (2), 238–250.

Krashinsky H. (2004). Do marital status and computer usage really change the wage structure? *Journal of Human Resources*, 39 (3), 774–791.

Nakosteen R. A., Zimmer M. A. (1997). Men, money, and marriage: Are high earners more prone than low earners to marry? *Social Science Quarterly (University of Texas Press)*, 78 (1), 66–82.

Petersen T., Penner A., Hogsnes G. (2011). The male marital wage premium: Sorting vs. differential pay. *Industrial and Labor Relations Review*, 64 (2), 283–304.