

Прикладная эконометрика, 2016, т. 41, с. 47–61.
Applied Econometrics, 2016, v. 41, pp. 47–61.

А. В. Ларин, А. Г. Максимов, Д. В. Чернова¹

Эластичность предложения труда по заработной плате в России

В работе оценивается эластичность предложения труда по заработной плате в России. В качестве меры эластичности предложения труда используется процентное изменение вероятности выхода на работу в ответ на изменение заработной платы. В работе показано, что оценка эластичности может быть получена на основе двухшаговой процедуры Хекмана. Эмпирический анализ строится на данных RLMS–HSE за период с 1994 по 2014 г. и позволяет сделать вывод о значимом положительном влиянии предлагаемой заработной платы на вероятность выхода индивида на работу.

Ключевые слова: эластичность предложения труда; RLMS–HSE.

JEL classification: J21; J22; C24.

1. Введение

Рынок труда является одним из важных элементов экономической системы. Эффективность его функционирования во многом определяет эффективность функционирования всей экономики. Изучение механизмов, определяющих динамику рынка труда в целом, качественные и количественные характеристики формирования и взаимодействия спроса и предложения на рынке труда в частности, входит в приоритетные направления исследований в экономике.

Одной из ключевых характеристик рынка труда является эластичность предложения труда по заработной плате. Этот показатель отражает, каким образом увеличение (или уменьшение) материального поощрения изменяет поведение индивида на рынке труда в терминах предложения труда. Указанная выше эластичность отражает предпочтения индивида в отношении отдыха и работы, что делает ее одним из ключевых параметров при прогнозировании поведения как отдельного индивида, так и различных социально-экономических групп. Данный показатель, характеризующий чувствительность предложения на рынке труда к изменению заработной платы, может быть использован на микроуровне (например, для повышения эффективности кадровой политики на предприятии) и, возможно, в большей степени на макроуровне. Он может быть полезен в связи с разработкой и реализацией государственной политики в области занятости, в частности, для развития и эффективного распределения трудовых ресурсов (обучение, переобучение, миграционная политика), формирования

¹ Ларин Александр Владимирович — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; la.nnov@gmail.com.

Максимов Андрей Геннадьевич — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; amaksimov@hse.ru.

Чернова Дарья Вадимовна — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород; dchernova@hse.ru.

программ поддержки деятельности предприятий, разработке мероприятий по снижению социально-экономической напряженности и т. д. Качественная оценка чувствительности поведения трудовых ресурсов к изменению различных социально-экономических факторов и экономической конъюнктуры в целом способствует повышению эффективности государственной экономической политики.

Следует подчеркнуть, что эластичность предложения труда по заработной плате используется и как экзогенная переменная в динамических стохастических моделях общего равновесия (DSGE-моделях). Однако чаще всего (см., например, (Малаховская, Минабутдинов, 2013)) при исследовании таких моделей берутся оценки, полученные на основе анализа рынка труда в странах Европейского Союза или США (Smets, Wouters, 2003). Использование «чужих» данных может привести к некорректной оценке моделей и, следовательно, некачественным прогнозам последствий тех или иных решений, поскольку существуют (значительные) различия в структуре и поведении трудовых ресурсов Российской Федерации, европейских стран и США. Это, в частности, определяет актуальность данной работы.

С точки зрения методологии, модели, которые применяются для анализа предложения на рынке труда, могут быть подразделены на две группы. С одной стороны, модель может описывать процесс принятия решения индивидом по вопросу «работать / не работать» (extensive margin). С другой стороны, существуют также модели, в рамках которых исследуется выбор индивидом количества часов работы (intensive margin).

Другая классификация разделяет модели по типу используемых данных: агрегированные или данные лонгитюдного исследования. В первом случае используются данные об уровне занятости, безработицы и т. п., а также средней заработной плате. Они, как правило, являются годовыми и охватывают незначительный период времени, тем самым число наблюдений мало. Поэтому более целесообразным представляется использовать данные лонгитюдного исследования, содержащего информацию об отдельных индивидах, поскольку в этом случае могут быть также идентифицированы и другие факторы, влияющие на предложение труда индивида, и, следовательно, значительно улучшено качество прогноза.

Исследованию взаимосвязи между заработной платой и предложением труда было посвящено достаточно много работ в 1980–1990 гг. (см., например (Blundell, MaCurdy, 1999) и ссылки там), именно тогда были разработаны основные подходы к оценке эластичности предложения труда по заработной плате.

В рамках моделей первого поколения в качестве количественного выражения предложения труда рассматривалось количество часов работы индивида. При этом оценивалось как предложения труда индивида, так и домохозяйства с учетом эффекта замещения между его членами. Однако в таких моделях игнорировалось решение индивида о занятости, вследствие чего оценки были смещенными (Berndt, 1991).

Модели второго поколения учитывали данный недостаток. Ключевой работой по данной теме является (Killingsworth, Neckman, 1986), в которой описывается двухшаговая процедура оценки. Сначала моделируется вероятность того, что индивид работает, затем оценка эластичности предложения труда по заработной плате, получаемая при анализе регрессии, где зависимой переменной является количество часов работы, корректируется в соответствии с оценками, полученными на первом шаге. Тем не менее, оценки эластичности предложения труда по заработной плате в разных странах варьируются сильно — от -0.25 (Artufat, Zabalza, 1986) до 2.03 (Flood, MaCurdy, 1992) в зависимости от различий в методологии, наборе объясняющих переменных и т. д.

При исследовании российского рынка труда применение подобной методологии затруднено, поскольку в большинстве случаев количество часов является фиксированным, и при предложении заработной платы индивид принимает решение, стоит ли работать по 8 часов в день или не работать вообще. Одно из возможных решений данной проблемы было предложено Роциным (2003), который оценивал изменение вероятности пребывания индивида в статусе занятого при изменении средней заработной платы в регионе, а в качестве контрольных переменных включал социально-демографические характеристики. Однако использование средней месячной заработной платы по региону в качестве переменной, отражающей величину заработной платы, не позволяет в полной мере оценить исследуемый эффект.

В настоящей работе исследуется эластичность вероятности выхода на работу по заработной плате, т. к. оценка влияния заработной платы на часы работы осложнена как наличием ошибок измерения в почасовых ставках заработной платы, так и относительно малой вариацией часов работы. Данная эластичность может рассматриваться как экстенсивная мера (extensive margin) эластичности предложения труда. Эконометрическая оценка строится на основе двухшаговой процедуры Хекмана для уравнения заработной платы. Показано, что для заданного коэффициента корреляции ошибок в уравнениях резервной и предлагаемой индивиду заработных плат оценка эластичности может быть выражена как функция от оценок, получаемых при применении процедуры Хекмана. Таким образом, предложенный подход решает проблему ненаблюдаемых заработных плат для неработающих индивидов и, в отличие от (Роцин, 2003), позволяет проследить влияние индивидуальных (а не средних по региону) заработных плат.

Для оценки этого влияния используются данные панельного опроса российских домашних хозяйств RLMS–HSE² за период с 1994 по 2014 г. Несмотря на то что оценки эластичности в значительной степени зависят от выбранного значения коэффициента корреляции ошибок в уравнениях резервной и предлагаемой индивиду заработных плат, результаты эмпирического анализа позволяют сделать вывод о значимом положительном влиянии предлагаемой заработной платы на вероятность выхода индивида на работу — для коэффициента корреляции 0.5 оценки эластичности колеблются в пределах от 0.2 до 0.83.

Статья состоит из пяти разделов, включая Введение. Во втором разделе описаны теоретическая модель и методология эконометрической оценки. В третьем разделе приведено описание данных. Результаты эконометрической оценки представлены в четвертом разделе. Основные выводы статьи приведены в Заключение.

2. Методология

Рассмотрим модель, в которой часы работы H_i i -го индивида, принявшего решение о выходе на работу, фиксированы и равны некоторой константе H (например 8 часов в день). В этом случае ожидаемое время работы можно выразить следующим образом:

$$E(H_i) = P_i \cdot H + (1 - P_i) \cdot 0 = P_i H, \quad (1)$$

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. <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms>, <http://www.hse.ru/rlms>.

где P_i — вероятность выхода на работу. Тогда некомпенсированная эластичность предложения труда по заработной плате определяется как

$$\xi_i^H = \frac{\partial \ln(E(H_i))}{\partial \ln(w_i^a)} = \frac{1}{P_i} \cdot \frac{\partial P_i}{\partial \ln(w_i^a)}, \quad (2)$$

где w_i^a — фактическая заработная плата, которую индивид получит в случае выхода на работу.

Будем предполагать, что решение о выходе на работу принимается на основе так называемой резервной заработной платы w_i^r (см., например, (Gronau, 1974)). Индивид будет работать, если фактическая заработная плата w_i^a , которую ему предлагают, превышает его резервную заработную плату. Предположим также, что резервная и фактическая заработные платы могут быть описаны следующими уравнениями:

$$\ln(w_i^r) = x_i' \beta^r + \varepsilon_i^r, \quad (3)$$

$$\ln(w_i^a) = x_i' \beta^a + \varepsilon_i^a, \quad (4)$$

где x_i — вектор объясняющих переменных³, β^r и β^a — векторы коэффициентов, ε_i^r и ε_i^a — случайные ошибки с нулевым математическим ожиданием, которые некоррелированы с объясняющими переменными, но могут коррелировать друг с другом. Корреляция между случайными ошибками ε_i^r и ε_i^a может возникать, в частности, из-за наличия ненаблюдаемых (неучтенных) переменных, которые влияют как на резервную, так и на предлагаемую работнику заработную плату. В качестве примера таких переменных можно привести индивидуальные способности работника или экономическую ситуацию, сложившуюся в конкретном регионе. Если, например, в регионе развивается кризис, то можно ожидать снижения как резервной, так и предлагаемой работникам заработных плат.

В этом случае вероятность выхода (i -го индивида) на работу определяется следующим образом:

$$P(w_i^a > w_i^r) = P(\ln(w_i^a) > \ln(w_i^r)) = P(\ln(w_i^a) - (x_i' \beta^r + \varepsilon_i^r) > 0), \quad (5)$$

а ее производная по логарифму заработной платы может быть выражена как

$$\frac{\partial P_i}{\partial \ln(w_i^a)} = f_r(\ln(w_i^a) - x_i' \beta^r) = f_r(x_i' \beta + \varepsilon_i^a), \quad (6)$$

где $f_r(\cdot)$ — плотность распределения ε_i^r , $\beta = \beta^a - \beta^r$.

Следовательно, состоятельная оценка некомпенсированной эластичности ξ_i^H может быть рассчитана по следующей формуле:

$$\hat{\xi}_i^H = \hat{f}_r(x_i' \hat{\beta}) / \hat{P}_i, \quad (7)$$

где $\hat{f}_r(\cdot)$ — оценка плотности распределения ε_i^r , $\hat{\beta}$ — оценка вектора коэффициентов β , \hat{P}_i — оценка вероятности выхода (i -го индивида) на работу.

³ В общем случае наборы объясняющих переменных для резервной и фактической заработных плат могут различаться. Поэтому вектор x_i содержит в себе объясняющие переменные как для резервной, так и для фактической заработных плат. При этом, например, элементы вектора β^r , соответствующие элементам вектора x_i , не являющимся объясняющими переменными для резервной заработной платы, будут равны нулю.

Ниже будет показано, что оценки интересующих нас параметров, входящих в уравнение (7), можно получить из модели Хекмана (Heckman, 1979), оцененной для логарифма заработной платы.

Обозначим разность между фактической и резервной заработной платой для i -го индивида через w_i^Δ :

$$w_i^\Delta = \ln(w_i^a) - \ln(w_i^r) = x_i'\beta + \varepsilon_i, \quad (8)$$

где $\varepsilon_i = \varepsilon_i^a - \varepsilon_i^r$. Тогда фактическая заработная плата индивида наблюдается в том случае, если индивид принимает решение о выходе на работу, т. е. если $w_i^\Delta > 0$. Таким образом, если оценивать модель Хекмана для логарифма заработной платы (4), то уравнение (8) можно использовать в качестве уравнения отбора. В этом случае процедура Хекмана позволяет получить оценки $\hat{\beta} / \hat{V}(\varepsilon_i)$, $\hat{V}(\varepsilon_i^a)$ и $\widehat{corr}(\varepsilon_i, \varepsilon_i^a)$.

Предположим, что ошибки ε_i^r и ε_i^a совместно распределены по двумерному нормальному закону. В этом случае, во-первых, их разность ε_i также распределена по нормальному закону, что позволяет оценить модель Хекмана. Во-вторых, поскольку ошибка ε_i^r имеет нулевое математическое ожидание, его плотность распределения полностью определяется дисперсией $V(\varepsilon_i^r)$.

Можно заметить, что

$$corr(\varepsilon_i, \varepsilon_i^a) = \frac{V(\varepsilon_i^a) - corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)\sqrt{V(\varepsilon_i^a)V(\varepsilon_i^r)}}{\sqrt{V(\varepsilon_i^a)(V(\varepsilon_i^a) + V(\varepsilon_i^r) - 2corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)\sqrt{V(\varepsilon_i^a)V(\varepsilon_i^r)})}}. \quad (9)$$

Таким образом, для заданных значений корреляции ошибок резервной и фактической заработной плат $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ оценку дисперсии $\hat{V}(\varepsilon_i^r)$ можно получить из формулы (9), подставив в нее оценки $\hat{V}(\varepsilon_i^a)$ и $\widehat{corr}(\varepsilon_i, \varepsilon_i^a)$. В явном виде выражение для $\hat{V}(\varepsilon_i^r)$ из формулы (9) получить нельзя, поэтому решение ищем с помощью численных методов.

Для заданных значений $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ оценку дисперсии ошибки ε_i можно выразить следующим образом:

$$\hat{V}(\varepsilon_i) = \hat{V}(\varepsilon_i^a) + \hat{V}(\varepsilon_i^r) - 2\widehat{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)\sqrt{\hat{V}(\varepsilon_i^r)\hat{V}(\varepsilon_i^a)}, \quad (10)$$

и тогда

$$\hat{\beta} = (\hat{\beta} / \hat{V}(\varepsilon_i))\hat{V}(\varepsilon_i). \quad (11)$$

Оценку вероятности выхода на работу \hat{P}_i можно выразить из модели бинарного выбора для уравнения отбора:

$$\hat{P}_i = \hat{F}_\varepsilon(x_i'\hat{\beta}), \quad (12)$$

где $\hat{F}_\varepsilon(\cdot)$ — кумулятивная функция нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\hat{V}(\varepsilon_i)$.

В итоге получаем оценку некомпенсированной эластичности для i -го индивида в следующем виде:

$$\hat{\xi}_i^H = \hat{f}_r(x_i'\hat{\beta}) / \hat{F}_\varepsilon(x_i'\hat{\beta}), \quad (13)$$

где $\hat{f}_r(\cdot)$ — функция плотности нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\hat{V}(\varepsilon_i^r)$.

В качестве результатов оценки будут приведены средние (по сформированным по годам выборкам) значения оценок эластичности. Для расчета стандартных ошибок используется дельта метод (Greene, 2012).

3. Данные

В качестве эмпирической основы для проведения данного исследования взяты данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS–HSE) за период 1994–2014 гг. (5–23 волны). Трудовой статус индивида определялся на основе ответов на вопросы: «Есть ли работа у респондента?» (с вариантами ответа «Респондент сейчас работает, находится в оплачиваемом или неоплачиваемом отпуске, в том числе декретном или по уходу за ребенком до 3 лет») и «Хотели бы Вы найти (другую) работу?». В выборку были включены женщины в возрасте от 18 до 54 лет и мужчины в возрасте от 18 до 59 лет.

В качестве регрессоров в уравнении отбора в рамках данной работы используются такие переменные, как уровень образования, логарифм семейного дохода, возраст, квадрат возраста, а также семейное положение, число детей в возрасте до 18 лет и тип поселения.

В качестве оценки для уровней образования индивида были использованы общепринятые стандарты классификации уровня образования: отсутствие среднего образования, незаконченное среднее образование, незаконченное среднее образование и что-то еще, законченное среднее образование, законченное специальное среднее образование, законченное высшее образование. Таким образом, в данной работе рассматриваются шесть уровней образования.

Семейный доход в данном случае учитывался как доход всего домохозяйства, к которому принадлежит рассматриваемый индивид, за вычетом его собственного дохода.

Переменная «Тип поселения» была сформирована таким образом, чтобы оценить эффект от проживания в городе федерального значения, районном центре, городе и сельской местности.

При оценке общего уравнения не принимаются во внимание такие переменные, как число детей в возрасте до 18 лет, а также семейный доход, поскольку эти переменные влияют на вероятность выхода индивида на работу, но не оказывают влияния на предлагаемую индивиду заработную плату. В качестве зависимой переменной в данном случае используется почасовая заработная плата. В таблице 1 приведены описательные статистики вышеперечисленных переменных для наблюдений, включенных в анализируемую выборку за период 1994–2014 гг.

На рисунке 1 представлена динамика средней почасовой заработной платы (реальной, в ценах 2014 г.)⁴.

На рисунке 2 представлены соотношение (по годам) работающих и неработающих индивидов в анализируемой выборке и ее гендерный состав (скачок в 2010 г. связан просто с расширением общей анализируемой выборки RLMS–HSE).

⁴ Значение определялось как отношение среднего арифметического почасовых ставок (включенных в выборку в соответствующей волне из RLMS–HSE) индивидов к значению CPI в соответствующем году, взятого с сайта Федеральной службы государственной статистики РФ: <http://www.gks.ru>.

Таблица 1. Описательные статистики переменных, используемых в исследуемых моделях

Переменная	Среднее	Станд. отклонение	Минимум	Максимум
Возраст	36.93	11.4	18	59
Квадрат возраста	1492.9	851.5	324	3481
Семейное положение	0.689	0.463	0	1
Образование	4.514	1.071	1	6
0–6 классов	0.006	0.080	0	1
Незаконченное среднее образование (7–8 класс)	0.038	0.191	0	1
Незаконченное среднее образование (7–8 класс) + дополнительное образование	0.081	0.272	0	1
Законченное среднее образование	0.402	0.490	0	1
Законченное среднее специальное образование	0.257	0.437	0	1
Законченное высшее образование	0.216	0.412	0	1
Город федерального значения (Москва и Санкт-Петербург)	0.109	0.311	0	1
Районный центр	0.297	0.457	0	1
Город	0.268	0.443	0	1
Село и деревня	0.326	0.469	0	1

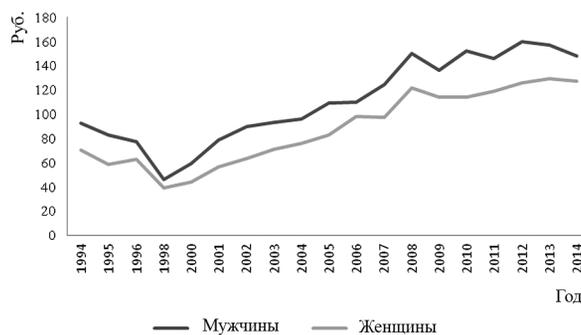
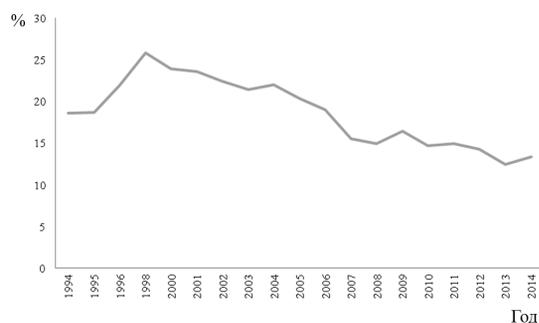
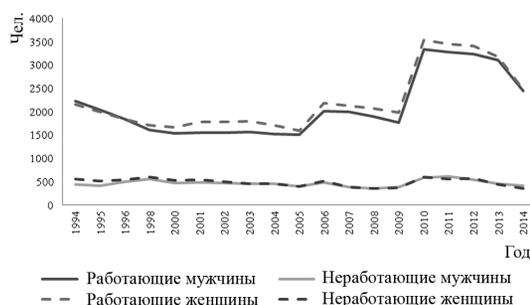


Рис. 1. Динамика средней почасовой заработной платы



а)



б)

Рис. 2. а) Доля неработающих индивидов; б) гендерная структура выборки по годам

На основе данных по возрастной структуре индивидов, приведенной в табл. 2, можно сделать вывод о том, что наименее благоприятная структура населения по возрасту наблюдалась в 2000–2006 гг., поскольку преобладала доля людей старшего возраста (40–50 лет). Однако в 2007–2013 гг. ситуация изменилась, и преобладающей стала доля людей в возрасте от 20 до 30 лет.

Таблица 2. Возрастная структура анализируемых выборок по годам, в %

Годы	Возрастные группы				
	18–20 лет	20–30 лет	30–40 лет	40–50 лет	50–60 лет
1994	4.63	25.56	30.72	25.37	13.72
1995	4.66	25.46	29.28	27.60	13.01
1996	4.90	25.73	28.27	28.12	12.98
1998	5.24	25.21	27.14	28.72	13.7
2000	5.63	25.44	23.71	30.39	14.83
2001	5.87	25.98	23.49	29.75	14.91
2002	6.04	25.36	22.93	30.17	15.50
2003	5.70	25.66	23.26	29.45	15.93
2004	6.27	24.88	23.89	28.36	16.59
2005	6.24	24.56	24.03	28.06	17.11
2006	6.31	25.96	23.71	26.06	17.97
2007	5.76	26.36	23.43	25.98	18.47
2008	5.90	26.15	23.46	25.06	19.43
2009	5.54	26.14	23.91	25.04	19.37
2010	4.57	27.96	24.95	23.19	19.33
2011	4.06	27.81	25.59	23.66	18.88
2012	4.22	27.62	25.33	23.79	19.04
2013	4.22	25.99	25.72	24.51	19.56
2014	4.00	25.79	26.24	24.68	19.29

4. Результаты оценки

Результаты, полученные с использованием описанной методики, приведены в табл. 3–5 и на рис. 3, 4. Напомним про два существенных ограничения, о которых уже шла речь ранее. Во-первых, оценка эластичности характеризует чувствительность к изменению (почасовой) ставки заработной платы только компонента, связанного с вероятностью нахождения индивида в статусе работающего или неработающего⁵. Во-вторых, получение оценок этой чувствительности в рамках описанной выше и примененной методологии требовало «априорного знания» значения коэффициента корреляции $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ между ε_i^a и ε_i^r — случайными ошибками в моделях формирования наблюдаемой заработной платы работника и резервной заработной платы.

Модели оценивались отдельно для женщин и мужчин и отдельно по каждому году из периода 1994–2014 (по каждой волне 5–23). Значение эластичности (чувствительно-

⁵ Этот факт необходимо учитывать при возможном использовании приводимых здесь результатов для моделирования макроэкономических процессов, при использовании в моделях DSGE и т. д.

сти в описанном выше понимании) рассчитывалось как среднее арифметическое оценок значений всех индивидов, включенных в выборку в фиксированном году. Для каждого года (волны) получены значения оценок для набора значений коэффициента корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a) = 0.1, 0.2, \dots, 0.8, 0.9$. Увеличение (априорного) значения $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ приводит к монотонному увеличению значения оцененной эластичности как для мужчин, так и для женщин. Необходимо отметить, что для некоторых волн наблюдаемые данные не могут быть реализованы при малых значениях (порядка 0.1–0.2) коэффициента корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$: в 5, 8–10, 12–16, 19 волнах для мужчин и в 11–15 волнах для женщин⁶ (см. Приложение). Отчасти это может служить косвенным подтверждением того, что реальный коэффициент корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ выше. Также можно отметить, что оценки этой эластичности («чувствительности») для каждого из наблюдаемых периодов (при всех возможных значениях $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$) лежат в диапазоне от 0.05 до 0.9. Что же касается сравнения оценок эластичности для мужчин и женщин, то в рамках полученных результатов решение этой задачи требует знания дополнительной информации. В частности, если предположить, что коэффициент корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ для мужчин и женщин совпадает, то из полученных результатов следует, что оценка эластичности у женщин, в основном, выше.

Как показывают результаты исследований, проведенных для рынка труда Чехии (который исторически близок к российскому), повышение зарплаты на 1% повышает вероятность участия женщин на рынке труда на 0.16 п.п., а мужчин — на 0.02 п.п. (Vacakova et al., 2008), что вполне согласуется с результатами, полученными в рамках предлагаемой работы.

Рассмотрим результаты тестирования моделей, представленные в табл. 3 и на рис. 3.

На рисунке 3 изображен 95%-ный (условный) доверительный интервал значения эластичности в предположении, что $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a) = 0.5$, для мужчин и женщин для анализируемого периода⁷ (каждой волны в отдельности). Формально статистически «хорошее» качество оценок эластичности ($\hat{\xi}_i^H / \text{StdErr}(\hat{\xi}_i^H)$) для каждого конкретного года (каждой волны) в отдельности

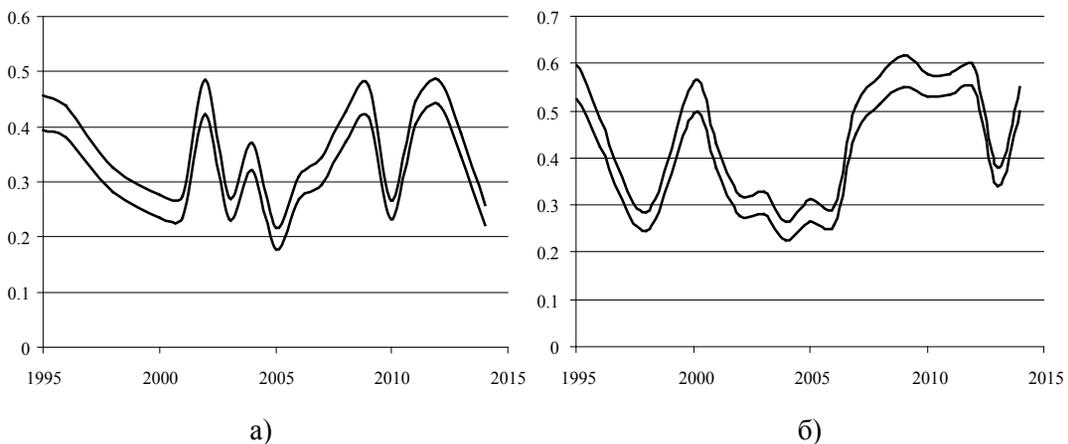


Рис. 3. 95%-ный доверительный интервал для эластичности у мужчин (а) и женщин (б) (при условии $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a) = 0.5$)

⁶ Действительно, для отрицательных значений $\widehat{\text{corr}}(\varepsilon_i, \varepsilon_i^a)$ при достаточно малых значениях $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ оценки дисперсии $\hat{V}(\varepsilon_i^r)$, вычисленной на основе формулы (9), не существует.

⁷ Оценка дисперсии оценок эластичности моделировалась при помощи дельта метода.

Таблица 3. Оценки эластичности для мужчин и женщин по годам

Номер волны	Год	Мужчины		Женщины	
		$corr^8 = 0.5$		$corr = 0.5$	
		Оценка	Станд. отклонение	Оценка	Станд. отклонение
5	1994	—	—	0.531	0.017
6	1995	0.426	0.016	0.561	0.018
7	1996	0.410	0.015	0.451	0.015
8	1998	0.304	0.011	0.263	0.010
9	2000	0.255	0.011	0.529	0.017
10	2001	0.255	0.010	0.407	0.013
11	2002	0.454	0.016	0.299	0.011
12	2003	0.252	0.010	0.305	0.012
13	2004	0.346	0.013	0.244	0.010
14	2005	0.196	0.010	0.289	0.012
15	2006	0.290	0.011	0.277	0.010
16	2007	0.319	0.012	0.481	0.014
17	2008	0.401	0.013	0.544	0.016
18	2009	0.446	0.014	0.584	0.017
19	2010	0.250	0.008	0.554	0.012
20	2011	0.424	0.011	0.555	0.012
21	2012	0.464	0.011	0.568	0.012
22	2013	0.368	0.010	0.359	0.010
23	2014	0.240	0.009	0.523	0.013

и большие изменения оценки от года к году кажутся, на первый взгляд, плохо согласующимися, практически взаимоисключающимися. Вместе с тем, необходимо напомнить, что эти кривые не показывают реальную динамику эластичности, а отображают численные оценки в предположении, что $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a) = 0.5$. Кроме того, изменяющаяся внешняя экономическая ситуация не может не накладывать свой отпечаток на поведение экономических агентов.

Анализируемый промежуток времени включает в себя периоды достаточно сильных изменений не только экономической конъюнктуры (необходимо учитывать как минимум две волны кризиса), но и перестройку всего хозяйственного механизма России (включая существенные структурные изменения), реальные изменения социально-экономической обстановки, в которых действуют экономические агенты, изменения в психологическом восприятии тех или иных событий в отдельности и процессов в целом. Сначала развал экономики, затем — стабилизация, рост, эйфория от «устойчивого» увеличения реального дохода, вызванного и высокой ценой на ресурсы с одной стороны и низкой величиной заработной платы с другой, затем — кризис... Безусловно, модели «формирования» (почасовой ставки) заработной платы работника и, конечно, модели «формирования» резервной заработной платы, возможно, оставаясь структурно устойчивыми, не могут не «корректировать» значения своих параметров. Можно предположить, что возможное снижение резервной заработной платы, стимулируя увеличение желания перейти из категории неработающих в занятые, в ситуации, когда заработная плата растет, увеличивает чувствительность (эластичность). Однако

⁸ $corr$ в таблицах здесь и далее есть значение коэффициента корреляции $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$.

также очевидно, что небольшое снижение (почасовой ставки) заработной платы в условиях кризиса не вызовет такого же оттока из рядов работающих, и, соответственно, уменьшит чувствительность к снижению заработной платы. Можно также предполагать, что наличие кризисной ситуации заставляет работника более адекватно воспринимать свои способности, что, возможно, увеличит коэффициент корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$. Все вышесказанное может служить аргументом того, что численное значение эластичности может и должно меняться. А факт возможной динамики коэффициента корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ требует учесть ошибку, связанную с тем, что он точно не известен, при расчете доверительного интервала для эластичности по описываемой методике. В соответствии с этим, более приемлемым для оценки доверительного интервала эластичности представляется рис. 4, где изображены границы (условных) доверительных интервалов при изменении $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ в диапазоне от 0.5 до 0.9.

Для исследования влияния на эластичность некоторых отдельных характеристик индивидов все наблюдения разделим на две подгруппы в соответствии со значением анализируемого признака (отдельно для мужчин и для женщин). Используя описанную методику, получим оценки эластичности для каждой из подгрупп, для фиксированных значений коэффициента корреляции $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$. Приведенные в табл. 4 значения эластичности являются усредненными по методу оценки минимального расстояния (minimum distance estimator, см., например, (Greene, 2012)).

Вполне естественным кажется влияние семейного статуса на эластичность. Для неженатых мужчин эластичность существенно выше (практически в два раза), чем для женатых. Возможно, это связано с тем, что не обремененные семьей мужчины более склонны к риску, поиску. В то же время женатые мужчины в меньшей степени имеют возможность «уйти в поиск работы», поскольку, скорее всего, должны обеспечивать семью (невозможно также не учитывать и стимулирующее воздействие со стороны супруги). Вполне возможно, на это накладывает отпечаток и набор индивидуальных качеств женатых мужчин («врожденных» и «благоприобретенных» в браке). Аналогичное воздействие, только в меньшей степени, на эластичность реакции мужчин имеет факт наличия детей, дополнительно стимулирующий стремление к стабильности. Что же касается женщин, то факт замужества и, возможно, положительно коррелирующий с ним факт наличия детей, подталкивает к пред-

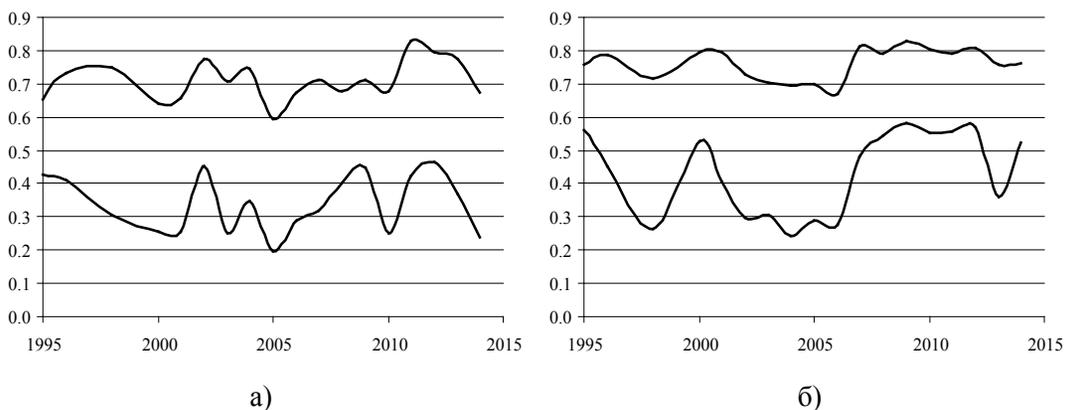


Рис. 4. Границы доверительных интервалов значения эластичности для мужчин (а) и женщин (б) при изменении $\text{corr}(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$ в диапазоне от 0.5 (нижняя линия на рисунках) до 0.9

Таблица 4. Оценки влияния некоторых характеристик индивидов на эластичность

	Мужчины			Женщины		
	<i>corr</i> = 0.1	<i>corr</i> = 0.5	<i>corr</i> = 0.9	<i>corr</i> = 0.1	<i>corr</i> = 0.5	<i>corr</i> = 0.9
<i>Статус</i>						
Неженатые/незамужние	0.338 (0.006)	0.617 (0.008)	1.035 (0.013)	0.206 (0.004)	0.444 (0.005)	0.847 (0.009)
Женатые/замужние	0.134 (0.009)	0.236 (0.003)	0.595 (0.003)	0.206 (0.003)	0.406 (0.005)	0.711 (0.004)
<i>Возраст, лет</i>						
Не больше 35	0.130 (0.003)	0.397 (0.004)	0.797 (0.008)	0.332 (0.005)	0.479 (0.006)	0.908 (0.010)
Больше 35	0.113 (0.005)	0.248 (0.003)	0.610 (0.003)	0.158 (0.004)	0.402 (0.005)	0.648 (0.003)
<i>Наличие детей</i>						
Нет детей	0.170 (0.004)	0.386 (0.004)	0.708 (0.005)	0.243 (0.004)	0.434 (0.005)	0.809 (0.007)
Есть дети	0.029 (0.001)	0.266 (0.003)	0.656 (0.005)	0.213 (0.004)	0.407 (0.004)	0.774 (0.006)
<i>Уровень образования</i>						
До законченного среднего (включительно)	0.129 (0.003)	0.357 (0.004)	0.721 (0.005)	0.388 (0.006)	0.566 (0.006)	0.899 (0.009)
От законченного среднего специального и выше	0.077 (0.003)	0.213 (0.003)	0.624 (0.004)	0.165 (0.004)	0.353 (0.004)	0.684 (0.003)

Примечание. В скобках — стандартные отклонения.

почтению стабильности, снижая чувствительность к изменению заработной платы. Более возрастная (свыше 35 лет) категория индивидов также демонстрирует меньшую чувствительность к изменению заработной платы, нежели более молодые (до 35 лет). Приобретенный опыт, сформировавшиеся привычки и жизненный уклад, возможно, больший конформизм, дополнительные сложности поиска новой работы, связанные с возрастом, снижают степень готовности поменять свой статус, уменьшая чувствительность к изменению заработной платы. Аналогичный эффект для людей, имеющих более высокий уровень образования, может объясняться более широкими возможностями к адаптации и более высокому (по отношению к своим возможностям) положению, что тоже дополнительно не стимулирует смену статуса. Сравнение степени влияния описанных факторов для мужчин и женщин в рамках полученных результатов затруднено, ибо требует оценки для этих подгрупп коэффициентов корреляции $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$.

5. Заключение

В статье исследуется влияние предлагаемой заработной платы на вероятность выхода индивида на работу, которая может рассматриваться как экстенсивная мера эластичности предложения труда по заработной плате. Предлагается новый подход к оценке эластичности, основанный на двухшаговой процедуре Хекмана и позволяющий решить проблему

ненаблюдаемой заработной платы для неработающих индивидов. Эмпирический анализ строится на основе данных RLMS–HSE за период с 1994 по 2014 г. Влияние таких факторов, как пол, возраст и образование исследуется на основе сравнения оценок эластичности, полученных для соответствующих подвыборок.

Однако оценки эластичности предложения труда, выведенные в данной статье, следует интерпретировать и использовать с некоторой осторожностью. Во-первых, они сильно зависят от выбранного значения коэффициента корреляции ошибок в уравнениях резервной и предлагаемой индивиду заработной плат (хотя и вполне предсказуемым образом), а во-вторых, они не учитывают влияния заработной платы на изменение продолжительности работы. Оба указанных ограничения являются темами для дальнейших исследований.

Благодарности. Статья подготовлена в ходе проведения исследования (№ 15-05-0053) в рамках Программы «Научный фонд Национального исследовательского университета «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ)» в 2015–2016 гг., и с использованием средств субсидии на государственную поддержку ведущих университетов Российской Федерации в целях повышения их конкурентоспособности среди ведущих мировых научно-образовательных центров, выделенной НИУ ВШЭ.

Список литературы

Малаховская О. А., Минабутдинов А. Р. (2013). Динамическая стохастическая модель общего равновесия для экспортоориентированной экономики. *Препринт WP12/2013/04*. М.: Изд. дом Высшей школы экономики.

Роцин С. Ю. (2003). Предложение труда в России: микроэкономический анализ экономической активности населения. *Препринт WP3/2003/02*. М.: ГУ-ВШЭ.

Arrufat J. L., Zabalza A. (1986). Female labour supply with taxation, random preferences, and optimization errors. *Econometrica*, 54 (1), 47–63.

Berndt R. (1991). *The practice of econometrics*. Addison Wesley.

Bicakova A., Slacalek J., Slavik M. (2008). Labor supply after transition: Evidence from the Czech Republic. *CERGE-EI Working Papers wp351*. Prague: Economic Institute. The Center for Economic Research and Graduate Education.

Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. In: *Handbook of Labor Economics*, 3 (A). Ashenfelter O. C., Card D. (eds). North Holland. 1559–1695.

Flood L. R., MaCurdy T. (1992). Work disincentive effects of taxes: An empirical analysis of Swedish men. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 37 (1), 239–278.

Greene W. H. (2012). *Econometric analysis*. Prentice Hall.

Gronau R. (1974). Wage comparisons — a selectivity bias. *Journal of Political Economy*, 82, 1119–1143.

Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification errors. *Econometrica*, 47, 153–161.

Killingsworth M. R., Heckman J. J. (1986). Female labor supply: A survey. In: *Handbook of Labor Economics*. 1. Ashenfelter O. C., Layard P. R. G. (eds). North Holland. 103–204.

Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1 (3), 1123–1175.

Поступила в редакцию 16.12.2015;
принята в печать 16.03.2016.

Приложение

Таблица 5. Оценки эластичности для мужчин и женщин по годам в предположении разных значений коэффициента корреляции $corr(\varepsilon_i^r, \varepsilon_i^a)$

Номер волны	Мужчины				Женщины			
	$corr = 0.1$		$corr = 0.9$		$corr = 0.1$		$corr = 0.9$	
	Оценка	Стандарт. отклонение	Оценка	Стандарт. отклонение	Оценка	Стандарт. отклонение	Оценка	Стандарт. отклонение
5	—	—	0.402	0.009	0.298	0.012	0.734	0.023
6	0.177	0.011	0.654	0.015	0.257	0.011	0.758	0.025
7	0.121	0.008	0.731	0.027	0.108	0.007	0.789	0.038
8	—	—	0.750	0.033	—	—	0.715	0.029
9	—	—	0.639	0.024	0.186	0.009	0.797	0.027
10	—	—	0.657	0.025	0.089	0.004	0.797	0.028
11	0.121	0.006	0.776	0.027	—	—	0.729	0.020
12	—	—	0.706	0.028	—	—	0.703	0.020
13	—	—	0.745	0.021	—	—	0.697	0.020
14	—	—	0.596	0.014	—	—	0.697	0.023
15	—	—	0.673	0.015	—	—	0.670	0.016
16	—	—	0.711	0.013	0.142	0.008	0.814	0.015
17	0.131	0.009	0.678	0.011	0.267	0.013	0.789	0.014
18	0.099	0.008	0.710	0.012	0.217	0.011	0.827	0.016
19	—	—	0.676	0.009	0.232	0.009	0.802	0.011
20	0.107	0.006	0.827	0.012	0.197	0.009	0.790	0.010
21	0.129	0.007	0.794	0.011	0.282	0.010	0.806	0.011
22	0.075	0.005	0.772	0.010	0.038	0.004	0.758	0.009
23	—	—	0.672	0.011	0.142	0.009	0.764	0.010

Larin A., Maksimov A., Chernova D. The elasticity of labor supply in Russia. *Applied Econometrics*, 2016, 41, pp. 47–61.

Alexander Larin

National Research University Higher School of Economics, Nizhny Novgorod, Russian Federation;
la.nnov@gmail.com

Andrey Maksimov

National Research University Higher School of Economics, Nizhny Novgorod, Russian Federation;
amaksimov@hse.ru

Daria Chernova

National Research University Higher School of Economics, Nizhny Novgorod, Russian Federation;
dchernova@hse.ru

The elasticity of labor supply in Russia

The paper estimates the wage elasticity of labor supply in Russia. As a measure of labor supply elasticity, the percent change of the probability of having a job in response to wage change is used. The paper shows that an estimate of the elasticity can be obtained from the two-step Heckman's procedure.

Empirical analysis is based on the RLMS–HSE data for the period from 1994 to 2014. The main conclusion is that the estimate of labor supply elasticity in Russia is significantly higher than zero and lower than one.

Keywords: labor supply elasticity; RLMS–HSE.

JEL classification: J21; J22; C24.

Acknowledgement. The article was prepared within the framework of the Academic Fund Program at the National Research University Higher School of Economics (HSE) in 2015–2016 (grant 15-05-0053) and supported within the framework of a subsidy granted to the HSE by the Government of the Russian Federation for the implementation of the Global Competitiveness Program.

References

Malahovskaya O. A., Minabutdinov A. R. (2013). Dinamicheskaya stohasticheskaya model' obshchego ravnovesiya dlya ehksportoorientirovannoj ehkonomiki. *Preprint WP12/2013/04*. M.: Izd. dom Vysshej shkoly ehkonomiki (in Russian).

Roshchin S. Yu. (2003). Labour supply in Russia: microeconomic analysis of people economic activity. *Preprint WP3/2003/02*. Moscow: HSE (in Russian).

Arrufat J. L., Zabalza A. (1986). Female labour supply with taxation, random preferences, and optimization errors. *Econometrica*, 54 (1), 47–63.

Berndt R. (1991). *The practice of econometrics*. Addison Wesley.

Bicakova A., Slacalek J., Slavik M. (2008). Labor supply after transition: Evidence from the Czech Republic. *CERGE-EI Working Papers wp351*. Prague: Economic Institute. The Center for Economic Research and Graduate Education.

Blundell R., MaCurdy T. (1999). Labor supply: A Review of alternative approaches. In: *Handbook of Labor Economics*, 3 (A). Ashenfelter O. C., Card D. (eds). North Holland. 1559–1695.

Flood L. R., MaCurdy T. (1992). Work disincentive effects of taxes: An empirical analysis of Swedish men. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 37 (1), 239–278.

Greene W. H. (2012). *Econometric analysis*. Prentice Hall.

Gronau R. (1974). Wage comparisons — a selectivity bias. *Journal of Political Economy*, 82, 1119–1143.

Heckman J. (1979). Sample selection bias as a specification errors. *Econometrica*, 47, 153–161.

Killingsworth M. R., Heckman J. J. (1986). Female labor supply: A survey. In: *Handbook of Labor Economics*. 1. Ashenfelter O. C., Layard P. R. G. (eds). North Holland. 103–204.

Smets F., Wouters R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1 (3), 1123–1175.

Received 16.12.2015; accepted 16.03.2016.