

Л. И. Ниворожкина, А. М. Ниворожкин, К. Г. Абазиева

# Модель разрывной регрессии как инструмент оценки изменений в потреблении при выходе на пенсию<sup>1</sup>

*В работе оценено падение потребления в российских домохозяйствах при выходе на пенсию их главы на основе данных выборочного национального обследования благосостояния домохозяйств и участия в социальных программах (НОБУС). Гипотеза исследования, проверка которой осуществлена методом разрывной регрессии, состояла в том, что потребление не изменяется после достижения пенсионного возраста. Анализ показал, что выход на пенсию ассоциируется с 20.6% падением в общем потреблении.*

**Ключевые слова:** потребление, пенсия, разрывная регрессия.

## 1. Введение

Одной из наиболее злободневных тем в общественно-политических дискуссиях последнего времени является увеличение пенсионного возраста в России. Так, в выступлении на июньском 2010 года Международном экономическом форуме в Санкт-Петербурге министр финансов Кудрин отметил, что дефицит бюджета Пенсионного фонда России неизбежно приведет к увеличению пенсионного возраста.

При очень низкой ожидаемой продолжительности жизни: 61.39 лет для мужчин и 73.9 лет для женщин (Демографический ежегодник России, 2008), лица старше трудоспособного возраста составляют в общей численности населения более 21% (Россия в цифрах, 2009). Ускоряющееся старение населения ведет к тому, что нагрузка пенсионеров на работающее население становится непосильным бременем для общества. Следует отметить, что уровень жизни российского населения, и особенно пенсионеров, несмотря на достаточно длительный период экономического роста с 2000 по 2007 год, остается невысоким. На протяжении 2000-х годов отношение размеров начисленных пенсий к средним душевым доходам не превышало 28%. Такое положение дел означает, что пенсионер, прекращающий работу, вынужден значительно сокращать индивидуальное потребление.

Теоретические модели, впервые предложенные в (Modigliani, Brumberg, 1954; Friedman, 1957), объясняют изменения в потреблении домохозяйств тем, что цель экономических агентов состоит в стремлении к сглаживанию траектории потребления в течение жизненного цикла.

Исходя из предположения, что предпочтения потребителя гомотетичны (подобны), а потребитель не наследует и не оставляет завещания, в (Modigliani, Brumberg, 1954) пришли к заключению, что репрезентативный агент планирует потреблять постоянную долю ресур-

<sup>1</sup> Работа поддержана индивидуальным грантом №R09–0351 Консорциума экономических исследований и образования (EERC).

сов в каждом периоде в течение жизненного цикла. Это происходит независимо от изменений в доходе: цель потребителя — создать траекторию сглаживания потребления. Данная модель была расширена за счет введения новых факторов, таких как неопределенность будущего, желание оставить наследство, предпочтение свободного времени (Deaton, 1992; Browning, Lusardi, 1996), но основной вывод остается прежним — потребитель стремится сгладить потребление в течение жизненного цикла.

Однако эмпирические исследования по этой проблеме указывают на то, что расходы домохозяйств резко сокращаются при выходе на пенсию. Среди первых статей, рассматривающих также изменения, следует отметить работу (Hamermesh, 1984), где автор показал, что американские потребители продемонстрировали резкое падение расходов в первый год после выхода на пенсию. Недавние исследования по США указывают на снижение потребительских расходов не менее чем на 5% (Aguiar, Hurst, 2007; Fisher et al., 2008). При этом снижение потребления заметно варьируется среди различных категорий потребления. Так, по данным (Aguiar, Hurst, 2007), потребительские расходы на все продукты питания уменьшаются на 7%, в то время как расходы на одежду и транспорт снижаются на 18% и 15% соответственно. В то же время расходы на развлечения и расходы по дому имеют тенденцию к росту. Из этого следует вывод — пища и относящиеся к работе расходы являются основными факторами, объясняющими снижение потребления на пенсии. Явление дифференцированного снижения расходов не ограничивается только США. Сходную модель потребления домохозяйств пенсионеров обнаружили в Великобритании (Banks et al., 1998), Италии (Miniaci et al., 2010; Battistin et al., 2009), Германии (Schwerdt, 2005; Lührmann, 2010).

Снижение расходов, относящихся к работе, в момент выхода на пенсию не противоречит теории жизненного цикла. Однако потребление продуктов питания является жизненно необходимым и, следовательно, имеет низкую доходную эластичность. Невозможность сгладить потребление пищи свидетельствует о том, что домохозяйства пенсионеров не способны сгладить потребление и других статей потребительского набора.

Значительное число исследований по потреблению российских домохозяйств рассматривало пути преодоления транзитивных доходных шоков, таких как экономический кризис 1998 года и потеря работы. Так, в статье (Skoufias, 2003) указывается на то, что российские домохозяйства активно применяют стратегии сглаживания, такие как займы, продажа имущества, межсемейные трансферты, в качестве отклика на доходный шок. Джерри и Ли (Gerry, Li, 2008) выявили, что занятость представляет важный механизм, позволяющий домохозяйствам сглаживать потребление, однако он достаточно рискованный вследствие возможности потери работы. Анализируя роль государственных субсидий, Локшин и Емцов (Lokshin, Yemtsov, 2004) пришли к заключению, что существовавшая в России в 90-е годы прошлого столетия система социальной защиты была не в состоянии оградить потребление домохозяйства от доходного шока, связанного с финансовым кризисом 1998 года. Стиллман и Дункан (Stillman, Duncan, 2008), исследуя энергетическую ценность потребляемой пищи, нашли, что она все же оставалась постоянной, несмотря на падение расходов домохозяйств в 1998 году.

Каким образом российские домохозяйства преодолевают доходный шок, связанный с выходом на пенсию? В России, по сравнению со странами OECD<sup>2</sup>, доля пенсионеров, продол-

<sup>2</sup> Organization for Economic Cooperation and Development (Организация экономического сотрудничества и развития).

жающих трудовую деятельность после достижения пенсионного возраста, значительно выше, тем более что отечественное пенсионное законодательство не накладывает ограничений на размер пенсии и заработной платы в случае, если пенсионер продолжает работать. Колев и Паскаль (Kolev, Pascal, 2003), на данных Российского мониторинга уровня жизни и здоровья населения (RLMS) в 1992–1998 годах, нашли, что приблизительно 35% мужчин в возрасте от 60 до 65 лет продолжали трудиться. Малеева, Синявская (2007) обнаружили, что значительная часть пенсионеров продолжает работать после оформления пенсии и чаще всего на том же месте. Более того, чем моложе когорты пенсионеров, тем более устойчивы их намерения на продолжение дальнейшей трудовой деятельности после оформления пенсии (Ниворожкина, 2007). В этом отношении российская пенсионная система выглядит как поставщик дополнительного дохода для пожилых домохозяйств. Существующая система, предоставляя пенсию для относительно нестарых людей без ограничения на размер трудового дохода, который они продолжают получать по месту работы, игнорирует тот факт, что значительная их часть способна и желает работать дольше. В то же время пенсионная система не поддерживает должным образом потребление тех пожилых людей, кто уже не способен трудиться или кто продолжает работать лишь по причине неадекватного размера пенсии.

Является ли предлагаемое повышение пенсионного возраста экономически и социально обоснованным? Одним из способов выяснения необходимости изменения пенсионного возраста является оценка воздействия на потребление российских домохозяйств решения о выходе из состава рабочей силы при достижении пенсионного возраста. Для исследования воздействия выхода на пенсию на потребление авторами впервые в отечественных исследованиях был осуществлен анализ экзогенной вариации в пенсионном статусе в рамках модели разрывной регрессии.

## 2. Данные

Для изучения изменения потребления российских домохозяйств при выходе на пенсию были использованы данные о расходах на продукты питания и непродовольственные товары, представленные в рамках выборочного национального обследования благосостояния домохозяйств и участия в социальных программах (НОБУС), проведенного Росстатом во втором квартале 2003 года при финансовой поддержке Всемирного Банка<sup>3</sup>. Данные содержат информацию о демографической структуре населения, уровне образования, статусе в занятости и пенсионном статусе, доступе к социальным программам, доходах и потреблении домохозяйств. Объем выборки составляет 44.5 тыс. домашних хозяйств (117 209 респондентов), что позволяет получить репрезентативные оценки на общероссийском, региональном и поселенческом уровнях. По доходно-расходным и демографическим характеристикам обследование соответствует данным официальной статистики<sup>4</sup>.

Обширная информация о потреблении продуктов питания, собранная в НОБУС, включает: покупку продуктов, в том числе потребляемых вне дома; продукты, произведенные

<sup>3</sup> Данные НОБУС доступны на сайте <http://go.worldbank.org/VWPUL3S9F0>.

<sup>4</sup> <http://www.socpol.ru/publications/inc&ben/attach1.pdf>.

в домохозяйстве; продукты, полученные в подарок или переданные из других домохозяйств; а также продукты, полученные в виде натуральной оплаты<sup>5</sup>.

Для целей исследования в денежную оценку непродовольственного потребления была включена стоимость алкогольных напитков, расходы на здоровье и образование, коммуникации, отдых и культурные потребности, а также жилищно-коммунальные расходы и денежная оценка государственных субсидий (льгот) на оплату жилищно-коммунальных услуг, транспортных расходов и компенсаций на медицинские препараты (Овчарова, Теслюк, 2007).

В исследовании индивид определялся как имеющий право на пенсию, если он достиг возраста, дающего, согласно пенсионному законодательству РФ, право на пенсию по старости (55 лет для женщин и 60 лет для мужчин). Это обстоятельство в дальнейшем изложении обозначается термином «достижение пенсионного возраста». Для определения состояния индивида как получателя пенсии были использованы данные, которые в опросе сообщал респондент. Индивид определялся как пенсионер, если о нем сообщалось, что он получал трудовую пенсию. Также учитывалось, что некоторые пенсионеры могут получать полную трудовую пенсию раньше достижения ими официального пенсионного возраста (например, лица, работающие на крайнем Севере, вредных производствах и др.). Безработные, главы домохозяйств, получающие другие типы пенсий (к примеру, по инвалидности, социальную), из анализа исключались.

Для оценки моделей в качестве главы домохозяйства был определен самый старший по возрасту мужчина, проживающий в домохозяйстве городской местности. Пенсионный статус супруги не принимался во внимание при классификации домохозяйства как домохозяйства пенсионеров. Изучение потребления женщин — отдельная задача, поскольку женщины выходят на пенсию раньше мужчин. Учитывая, что заработки женщин в среднем менее весомы для домохозяйства, чем заработки мужчин, и исходя из того, что женщины-пенсионерки вносят значимый вклад в производство домашней продукции, авторы не рассматривали воздействие женщин-пенсионерок на изменение потребления домохозяйства. Домохозяйства в сельской местности также были исключены из анализа, поскольку их наличие создает проблемы, связанные с разделением стоимости продуктов, произведенных в домохозяйстве и (или) полученных в натуральной форме, для внутреннего потребления и для продажи или передачи в другие домохозяйства. Выборка ограничивалась только теми домохозяйствами, где глава семьи — мужчина, который либо работает, либо не работает и получает трудовую пенсию. В результате число домохозяйств, удовлетворяющих перечисленным условиям и не содержащих пропущенных данных, составило 6 475.

### 3. Идентификационная стратегия

Следуя системе обозначений потенциальных исходов, принятой при рассмотрении причинно-следственных связей, обозначим воздействие (выход на пенсию) как  $W = 1$ , и  $W = 0$ , если индивид не вышел на пенсию. Пусть  $Y(1)$  и  $Y(0)$  — потребление домохозяйства, где его глава — пенсионер или не пенсионер, соответственно<sup>6</sup>. Воздействие пенсии на потребление определяется как  $\beta = Y(1) - Y(0)$ . Параметр  $\beta$  представляет изменения в по-

<sup>5</sup> Авторы благодарны Л. Овчаровой и Э. Теслюку за размещение для всеобщего использования кодов для расчета агрегатов потребления на сайте <http://go.worldbank.org/VWPUL3S9F0>.

<sup>6</sup> Этот раздел основан на работе (Battistin et al., 2009).

треблении, вызванные изменениями в пенсионном статусе главы домохозяйства. Для оценки влияния пенсии на потребление пенсионеров необходимо наблюдение двух исходов:  $Y(1)$  и  $Y(0)$ . Проблема оценивания проистекает из того, что каждый индивид либо находится на пенсии, либо — нет, но никогда не наблюдается в двух состояниях одновременно, поэтому  $\beta$  является ненаблюдаемым параметром.

Вероятность быть пенсионером изменяется разрывным образом при достижении пенсионного возраста. В этом смысле решение о выходе на пенсию может соответствовать разрывному дизайну — модели разрывной регрессии (Trochim, 1984; Hahn et al, 2001; Lee, Card, 2008; Imbens, Lemieux, 2008; Ниворожкин, 2009). Идея, лежащая в основе такой регрессии, состоит в сравнении индивидов, находящихся в непосредственной близости от порога (выше или ниже), определяющего право на участие в программе. Например, при достижении пенсионного возраста вероятность перейти в статус пенсионера изменяется одномоментно. В этой ситуации индивиды, близкие к пенсионному возрастному порогу, имеют сходные характеристики, за исключением факта получения пенсии. Другими словами, выводы, сделанные на выборке индивидов, находящихся в непосредственной близости (выше или ниже) от известного порога, могут быть такими же надежными, как и при проведении рандомизированного эксперимента (Lee, Lemieux, 2009)<sup>7</sup>.

В разрывной модели воздействие определяется на основе наблюдаемой «назначенной» переменной  $X$  (возраст в нашем случае), значения которой превышают заданную точку отсечения (порог)  $c$ . Эта переменная может коррелировать с потенциальными исходами, но предполагается, что эта корреляция распределена равномерно с каждой стороны разрыва и, таким образом, разрыв в условном распределении исходов, индексированных значением переменной  $X$ , может быть интерпретирован как причинно-следственный эффект в непосредственной близости от точки разрыва.

Разрывный дизайн делится на два типа: четкий (sharp) и нечеткий (fuzzy) (Trochim, 1984; Hahn et al., 2001). При четком дизайне распределение  $W$  является детерминированной функцией переменной  $X$ , определяющей право на участие в программе:

$$W = I(\{X \geq c\}),$$

где  $I(A)$  — индикаторная функция множества  $A$ ,  $c$  — пороговое значение.

При значениях  $X \geq c$  наблюдения приписываются к группе воздействия (и участие индивидов в ней является обязательным), при  $X < c$  наблюдения приписываются к группе контроля (и члены этой группы не имеют права на участие в группе воздействия ни при каких обстоятельствах). В случае четкого дизайна, при расчете эффекта участия в программе, разрыв рассматривается как условное математическое ожидание исхода воздействия таким образом, что

$$\lim_{x \downarrow c} E[Y | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y | X = x] = \lim_{x \downarrow c} E[Y(1) | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y(0) | X = x],$$

и может быть интерпретирован как причинно-следственный эффект в непосредственной близости от точки разрыва:

<sup>7</sup> В рандомизированном эксперименте воздействие не зависит от наблюдаемых характеристик, таким образом, включение их в модель при оценке эффекта не обязательно.

$$\tau = E[Y(1) - Y(0) | X = c].$$

Для того чтобы данный эффект являлся причинно-следственным, используется предположение о непрерывности условных регрессионных функций, которое формулируется следующим образом:

$E[Y(1) | X = x]$  и  $E[Y(0) | X = x]$  являются непрерывными (по  $x$ ) функциями в некотором интервале вокруг точки  $x = c$ .

Тогда из этого предположения следует, что  $\tau = \lim_{x \downarrow c} E[Y | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y | X = x]$ .

Условие непрерывности позволяет использовать средние исходы тех, кто ниже точки отсечения (контрольная группа), как противопоставление тем, кто находится выше точки отсечения (группа воздействия). Обязательным условием для применения разрывной модели является то, что все остальные переменные, определяющие  $Y$ , должны быть гладкими функциями по отношению к  $X$ . Если одна или несколько переменных, определяющих  $Y$ , резко изменяются в точке  $c$ , то параметр  $\tau$  будет смещенной оценкой воздействия.

В эмпирической работе всегда есть необходимость экстраполяции, т. к. не существует наблюдений со значением  $X = c$ , для которых можно было бы наблюдать значение  $Y(0)$ . Таким образом, нужно использовать наблюдения со значениями  $X$ , произвольно близкими к  $c$ .

Следует отметить, что, с одной стороны, выход на пенсию не является принудительным, а с другой, пенсионное законодательство допускает и досрочный выход на пенсию. Таким образом, достижение пенсионного статуса не обязательно означает, что индивид становится пенсионером, и в то же время можно получить трудовую пенсию, не достигнув пенсионного возраста. В результате, можно наблюдать скачкообразно возрастающую вероятность выхода на пенсию при достижении пенсионного возраста, которая будет меньше единицы. Это предполагает, что вероятность выхода на пенсию изменяется прерывно при пересечении порога пенсионного статуса, и решение о выходе на пенсию может быть описано в терминах нечеткого дизайна разрывной регрессии.

В нечетком дизайне вероятность воздействия не меняется с нуля на единицу в точке разрыва. Вместо этого вероятность изменения воздействия в точке разрыва всегда меньше единицы. Эта ситуация возникает, когда стимул для участия в программе недостаточно силен, чтобы все индивиды захотели в ней участвовать, или же часть индивидов, которые не должны участвовать в программе, получают к ней доступ. В этом случае мы интерпретируем отношение скачка исходов к скачку в доле участников как причинный эффект участия в программе:

$$\tau_{FRD} = \frac{\lim_{x \downarrow c} E[Y | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[Y | X = x]}{\lim_{x \downarrow c} E[W | X = x] - \lim_{x \uparrow c} E[W | X = x]}.$$

В (Hahn et al., 2001) предложена оценка эффекта воздействия с использованием двухшагового МНК. При решении поставленной в нашем исследовании проблемы эндогенная переменная «получатель пенсии» инструментруется переменной «достижение пенсионного возраста»<sup>8</sup>. Инструмент «достижение пенсионного возраста» влияет на решение о выходе на пенсию, но не на исход (потребление). Эмпирическая модель для оценки может быть представлена в следующем виде:

<sup>8</sup> См. также (Imbens, Angrist, 1994).

$$Y = \beta_0 + \beta_1 P + f(X - c) + \varepsilon, \quad (1)$$

$$P = \gamma_0 + \gamma_1 E + g(X - c) + v, \quad (2)$$

где  $P$  — двоичная переменная, принимающая значение 1, если индивид — пенсионер, и 0 в другом случае. Решение о выходе на пенсию инструментируется двоичной переменной  $E$ , принимающей значение 1, если индивид достиг пенсионного возраста, и 0 в другом случае,  $f(\cdot)$  и  $g(\cdot)$  — гибкие функции переменной, определяющей право на участие в программе (возраст в нашем случае).

#### 4. Эмпирические результаты

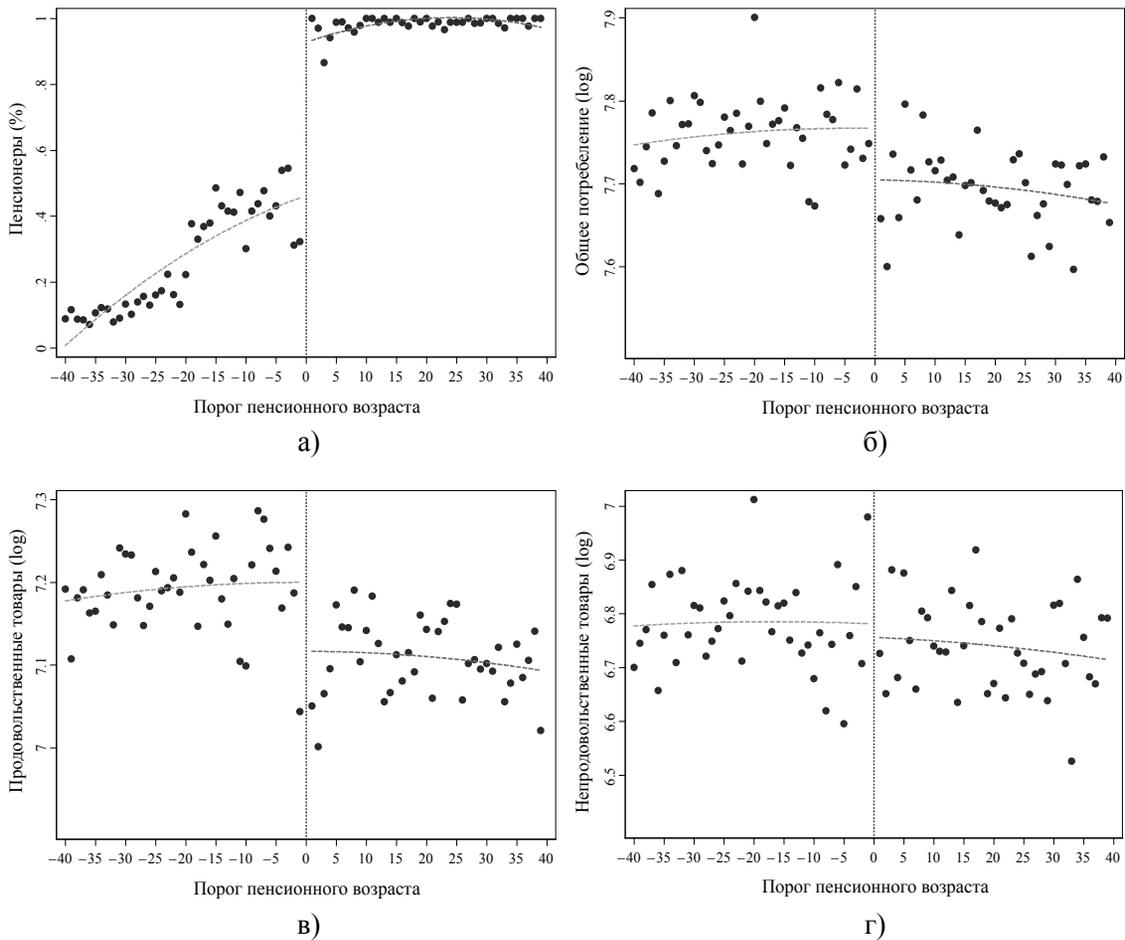
В этом разделе представлены результаты оценки падения потребления вследствие достижения пенсионного статуса по возрасту. Это общее потребление, потребление пищевых продуктов и потребление непродовольственных товаров, не являющихся предметами длительного пользования.

В стратегии эконометрического моделирования авторы следовали работе (Battistin et al., 2009) и адаптировали параметрический подход к оценке эффекта. Для этого, во-первых, выборка была ограничена: сохранены наблюдения в интервале с 10-летними границами до и после достижения пенсионного возраста. Полученный интервал был разделен на кварталы, и для каждого квартала рассчитаны показатели среднего потребления и доли домохозяйств пенсионеров. Это дало 80 агрегированных наблюдений. Среднее число наблюдений в каждом квартале изменялось от 26 до 146. При оценке модели исключались индивиды, находящиеся в пределах квартала, где им исполняется 60 лет, поскольку в этом случае вопрос о потреблении охватывает как предпенсионный, так и постпенсионный периоды. В качестве сглаживающего параметра выбран полином второго порядка.

Анализ начинается с графического представления доли пенсионеров и изменений в общем потреблении до и после пересечения порога пенсионного статуса. На всех графиках показаны подогнанные значения полиномиальной регрессионной модели, которая оценивалась отдельно по каждую сторону порога «пенсионного возраста». Рисунок 1а, представляющий долю пенсионеров (ось  $Y$ ) в зависимости от временного промежутка (ось  $X$ ) до и после достижения пенсионного возраста, отражает резкий рост числа пенсионеров при достижении порога пенсионного возраста. Пересечение порога ясно ассоциируется с прерывным увеличением обсуждаемого показателя.

На рисунке 1б показаны результаты по общему потреблению, определенному как сумма потребления пищевых продуктов и потребления непродовольственных товаров, на рис. 1в и 1г — результаты потребления пищевых продуктов и непродовольственных товаров по отдельности. Налицо скачок в потреблении продуктов питания и в то же время практически отсутствие изменений в потреблении непродовольственных товаров после пересечения порога пенсионного возраста.

Далее представлены результаты совместного оценивания уравнений (1) и (2) для общего потребления, потребления продуктов питания и потребления непродовольственных товаров. Первый шаг — регрессия, в которой зависимая переменная — это статус пенсионера, а независимые — инструментальная переменная, характеризующая факт достижения пенсионного возраста, полином второго порядка по возрасту (уравнение (2)). Для уравнения (1)



**Рис. 1.** Доля пенсионеров — глав домохозяйств и изменение потребления в зависимости от достижения пенсионного возраста

*Примечания.* Время до и после достижения пенсионного статуса (возраста) измеряется с положительными (отрицательными) значениями, обозначающими число кварталов до и после порога пенсионного статуса. Пенсионер определяется как лицо, получающее пенсию по старости (возрасту). Кривые на графиках подогнаны с помощью регрессионной модели, включающей сглаживающий полином второго порядка по возрасту и двоичную переменную для квартала, в котором люди перебегают порог 60 лет. Точки представляют средние значения для подвыборки агрегированных квартальных периодов (80 значений). Точки для лиц в возрасте 60 лет не представлены на графиках.

значение  $R^2 = 0.97$ , а оценка коэффициента  $\gamma_1$  (достижение пенсионного возраста), составила 0.465 со стандартной ошибкой 0.025.

Результаты по общему потреблению (второй шаг), представленные в первой колонке табл. 1, указывают на снижение общего потребления на 13.8% при достижении пенсионного возраста со статистической значимостью на 1%-ном уровне. Результаты для потребления продуктов питания показывают еще большее снижение потребления — 17.8%, также значимое на 1%-ном уровне. И, окончательно, последняя колонка таблицы оценивает потребление непродовольственных товаров, не относящихся к предметам длительного пользования. Результат указывает на то, что этот вид потребления снизился на 7.8%, но оценка не является статистически значимой.

Л. И. Ниворожкина, А. М. Ниворожкин, К. Г. Абазиева

**Таблица 1.** Результаты оценивания модели разрывной регрессии (пенсионный статус определен как получение трудовой пенсии по возрасту)

	Общее потребление	Потребление продуктов питания	Потребление непродовольственных товаров, включая государственные льготы
	(1)	(2)	(3)
Пенсионер	-0.138*** (0.0501)	-0.178*** (0.0674)	-0.0786 (0.0958)
$f(X-c)$	0.000787 (0.000756)	0.00109 (0.000994)	0.000217 (0.00147)
$[f(X-c)]^2$	-0.0000327*** (0.0000115)	-0.0000372** (0.0000162)	-0.0000269 (0.0000251)
Константа	7.832*** (0.0355)	7.282*** (0.0507)	6.825*** (0.0721)
adj. $R^2$	0.346	0.376	0.050

*Примечания.* Стандартные ошибки — в скобках. \*\*, \*\*\* — уровни значимости 5% и 1% соответственно. Зависимая переменная во всех моделях — логарифм расходов на потребление. Лица, находящиеся в пределах квартала, где им исполняется 60 лет, исключены из анализа. Первый шаг регрессии оценивает вероятность быть пенсионером в зависимости от достижения пенсионного возраста (полином второго порядка по возрасту) и дает коэффициент  $R^2 = 0.97$ , оценка коэффициента  $\gamma_1$  (достижение пенсионного возраста) составила 0.465 со стандартной ошибкой 0.025.

Результаты оценивания указывают, что потребление пенсионеров падает на довольно значительную величину 13.8%. Более того, падение потребления продуктов питания без учета пищи, потребляемой вне дома, составило основную часть этого снижения. Исследования по другим странам также обнаруживают значительное падение потребления при выходе на пенсию. В (Hurst, 2008) отмечается, что это явление устойчиво в разных странах и при различных методологических подходах. Например, в (Miniaci et al., 2010) на основании данных о ежедневном потреблении по Италии найдено, что потребление пенсионеров сокращается на 5.4%. Авторы отметили, что их оценки должны рассматриваться как нижняя граница падения при условии, что имеет место гетерогенность в расходах, относящихся к работе, и более высоких расходах людей, вышедших на досрочную пенсию. В то же время в (Smith, 2006) выявлено, что наиболее существенное падение в потреблении происходит для лиц, вышедших на досрочную пенсию вследствие безработицы или проблем со здоровьем. Большинство исследователей в различных странах нашли, что при выходе на пенсию наиболее сильное падение происходит в потреблении продуктов питания по сравнению с непродовольственными статьями потребления (Banks et al. 1998), что согласуется и с нашими результатами. Должны ли мы интерпретировать невозможность сгладить потребление при выходе на пенсию как факт, указывающий на ошибочность теории оптимизации потребления в течение жизненного цикла?

Недавние исследования показали, что падение расходов после выхода на пенсию не обязательно предполагает уменьшение полезности потребления. Увеличение свободного времени позволяет пенсионерам более эффективно вести домашнее хозяйство, покупать аналогичные продукты и товары по более низким ценам. В (Aguiar, Hurst, 2007) показано, как домохозяйства замещают деньги увеличившимся временем на покупки и ростом производ-

ства домашней продукции и сделано заключение, что около 20% падения расходов на пищу в домохозяйствах пожилых людей может быть отнесено к росту интенсивности покупательского поведения, а остальные 80% — к росту объема домашней продукции.

### 5. Проверка надежности полученных результатов

Надежность полученных результатов включает оценку их чувствительности к величине возрастного интервала при формировании выборки (верхняя часть табл. 2). Авторы осуществили пошаговые сокращения ширины наблюдаемого возрастного окна от 50–70 до 55–65 лет, чем уменьшили его наполовину. Проведенная повторная оценка моделей выявила, что абсолютные размеры коэффициентов, оценивающих изменения в потреблении, оказались близкими к тем, что представлены в табл. 1, но статистическая значимость их зачастую снижалась.

Далее была осуществлена проверка робастности результатов путем включения альтернативной спецификации сглаживающих параметров. В нижней части табл. 2 представлены результаты оценивания, которые включают полиномы третьей и четвертой степени. Результаты также согласуются с теми, что имеются в предыдущей спецификации в табл. 1, хотя во многих случаях они статистически незначимы.

**Таблица 2.** Оценка надежности результатов

	Общее потребление	Потребление продуктов питания	Потребление непродовольственных товаров
	(1)	(2)	(3)
<i>Возрастное окно</i>			
от 52 до 68 лет	-0.106* (0.0582)	-0.177** (0.0783)	-0.0110 (0.114)
от 53 до 67 лет	-0.105 (0.0632)	-0.190** (0.0873)	-0.00789 (0.121)
от 54 до 66 лет	-0.129* (0.0676)	-0.215** (0.0968)	-0.0214 (0.133)
от 55 до 65 лет	-0.112 (0.0752)	-0.170 (0.105)	-0.0392 (0.151)
<i>Порядок полиномов</i>			
3-го порядка	-0.105 (0.0748)	-0.193* (0.111)	0.00306 (0.152)
4-го порядка	-0.106 (0.0747)	-0.196* (0.108)	0.00274 (0.151)

*Примечания.* Стандартные ошибки — в скобках. \*, \*\* — уровни значимости 10% и 5% соответственно. Зависимая переменная во всех моделях — логарифм расходов на потребление. Лица, находящиеся в пределах квартала, где им исполняется 60 лет, исключены из анализа. Результаты оценки первого шага регрессии и коэффициент при полиномиальной нагрузке по возрасту доступны по запросу.

Для сбора дальнейших подтверждений надежности полученных результатов, следуя (Lee, 2008), было проведено тестирование определенности результатов (overidentification test). Этот тест оценивает, являются ли основные наблюдаемые переменные «локально» сбалансированными по обе стороны порога. Другими словами, проверяется предположение о том, вы-

полняется ли условие локальной непрерывности в точке разрыва. На отобранные переменные, используемые в тесте, не должен влиять пенсионный статус, но они должны коррелировать с ненаблюдаемыми переменными, которые, вероятно, влияют на потребление. В процедуру оценивания были включены следующие переменные: образование, возраст главы домохозяйства, размер домохозяйства, число жителей в городе. В таблице 3 представлены результаты тестирования. Свидетельства разрыва в пороговой точке не были обнаружены ни в одном случае.

**Таблица 3.** Результаты тестирования неопределенности результатов

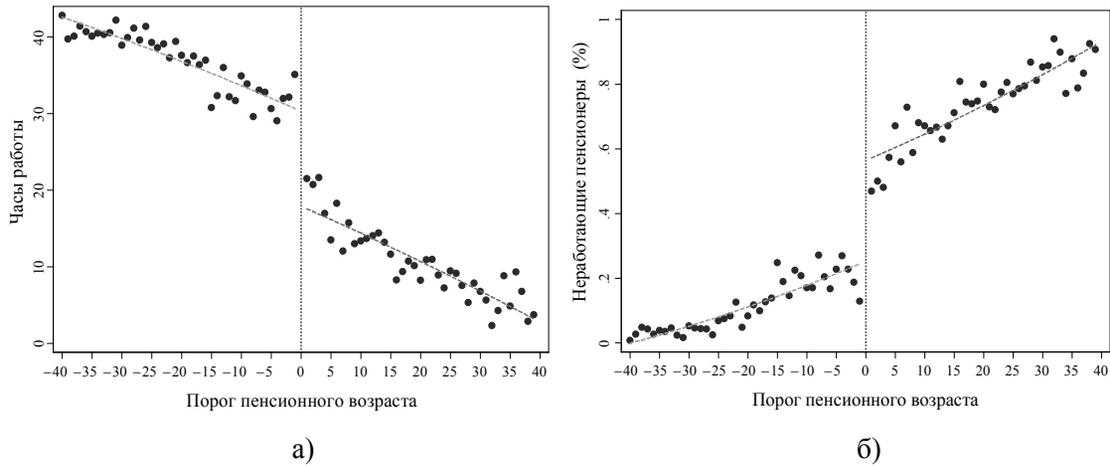
Образование: начальное или ниже (двоичная переменная)	-0.0644 (0.0576)
Среднее или высшее образование (двоичная переменная)	0.0644 (0.0576)
Возраст	0.00177 (0.0111)
Возраст в квадрате	0.187 (1.348)
Размер домохозяйства	-1.459 (1.726)
Число жителей в городе > 500 000 (двоичная переменная)	-0.0329 (0.0648)
499 000 > Число жителей в городе > 99 000 (двоичная переменная)	-0.0370 (0.0735)
50 000 > Число жителей в городе (двоичная переменная)	0.0699 (0.0509)

*Примечания.* Стандартные ошибки — в скобках. Лица, находящиеся в пределах квартала, где им исполняется 60 лет, исключены из анализа. Спецификация включает квадратичный полином возраста.

## 6. Часы работы и альтернативное определение выхода на пенсию

В предыдущем анализе авторы предполагали, что индивид, получающий пенсию, автоматически переходит в состояние неактивности. В реальности это не так, значительное число пенсионеров продолжает трудовую деятельность. В данных НОБУС наблюдается заметное падение числа рабочих часов для мужчин после пересечения порога пенсионного возраста (рис. 2а). Исходя из этого, дефиниция пенсионера была модифицирована, и в данном разделе пенсионером считается индивид, получающий пенсию и занятый на рабочем месте ноль часов в неделю, предшествующую опросу<sup>9</sup>. В соответствии с новой дефиницией было выявлено существенное снижение доли работающих пенсионеров и понижающийся тренд с ростом возраста (рис. 2б). Что более важно, наблюдается резкое снижение рабочих часов и увеличение доли неработающих пенсионеров при достижении пенсионного возраста. В таблице 4 представлены результаты оценки для случая, когда индивид считается пенсионером, если

<sup>9</sup> Были также рассмотрены альтернативные меры занятости: наличие заработной платы, наличие оплачиваемой работы, при этом были получены сходные результаты.



**Рис. 2.** Распределение часов работы в неделю, предшествующую опросу, и доля пенсионеров по шкале, учитывающей промежуток времени до и после достижения пенсионного возраста

*Пояснение.* Время до и после достижения пенсионного возраста определено, как описано в разд. 2, положительные и отрицательные значения означают число кварталов до и после достижения пенсионного возраста.

он получал пенсию и работал ноль часов в неделю, предшествующую опросу. Как и ожидалось, падение потребления после пересечения порога пенсионного статуса (достижение пенсионного возраста) больше, если дефиниция статуса пенсионера ограничена отсутствием часов занятости на рабочем месте. Общее потребление снизилось на 20.6%, потребление

**Таблица 4.** Результаты оценивания модели разрывной регрессии (пенсионный статус определен как наличие трудовой пенсии по возрасту и ноль часов занятости на рабочем месте)

	Общее потребление	Потребление продуктов питания	Потребление непродовольственных товаров
	(1)	(2)	(3)
Пенсионер	-0.206** (0.0790)	-0.266** (0.110)	-0.117 (0.142)
$f(X - c)$	0.00153 (0.00108)	0.00205 (0.00148)	0.000640 (0.00195)
$[f(X - c)]^2$	-0.00000760 (0.0000116)	-0.00000477 (0.0000137)	-0.0000126 (0.0000202)
Константа	7.821*** (0.0315)	7.267*** (0.0472)	6.819*** (0.0630)
adj. $R^2$	0.319	0.281	0.066

*Примечание.* Стандартные ошибки — в скобках. \*\*, \*\*\* — уровни значимости 5% и 1% соответственно. Зависимая переменная во всех моделях представлена в логарифмической форме. Лица, находящиеся в пределах 60-летнего возрастного интервала, из анализа исключены. Первый шаг регрессии оценивает вероятность быть пенсионером в зависимости от достижения пенсионного возраста (полином второго порядка по возрасту) и дает коэффициент  $R^2 = 0.97$ , оценка коэффициента  $\gamma_1$  (достижение пенсионного возраста), составила 0.312 со стандартной ошибкой 0.022.

продуктов питания — на 26.6%. Принимая во внимание важность работы для пенсионеров и чувствительность оценок к определению статуса пенсионера (работает он или нет), полученные оценки представляются более реальными.

## 7. Заключение

В данной работе исследован размер падения потребления вследствие выхода на пенсию в России. Оценка причинного эффекта выхода на пенсию осуществлялась на основе микроданных по потреблению продуктов питания и непродовольственных товаров, не являющихся предметами длительного пользования. Идентификационная стратегия, используемая в работе, основана на модели разрывной регрессии, см. (Battistin et al., 2009). Для интерпретации причинного эффекта было сделано предположение о том, что потребление не должно изменяться вокруг порога пересечения пенсионного возраста, если никто не выйдет на пенсию. Полученные результаты робастны к выбору эквивалентной шкалы, ширине возрастного интервала вокруг порога пенсионного возраста и параметрам сглаживания.

Результаты проведенного анализа подтвердили, что значительная доля индивидов продолжает трудовую деятельность после достижения пенсионного возраста и оформления пенсии. Занятость пенсионеров является важным элементом стратегии сглаживания потребления российских домохозяйств. Для субъектов, которые прекратили официальную трудовую деятельность после достижения пенсионного возраста, падение в потреблении составило 20.6%. При низком возрасте выхода на пенсию в России — 60 лет для мужчин и коэффициенте замещения доходов, не превышающем 28%, не является неожиданным тот факт, что множество людей продолжают трудиться после достижения пенсионного возраста. С точки зрения социальной политики, более справедливой будет выглядеть система, поддерживающая должным образом потребление тех пожилых людей, кто уже не способен трудиться или кто продолжает работать лишь по причине неадекватного размера пенсии, и создающая определенные стимулы для лиц, добровольно откладывающих выход на пенсию.

Социальная, пенсионная политика должна создавать у населения стимулы к сбережениям на будущее. Это может реализовываться как в рамках государственной пенсионной реформы, направленной на создание индивидуальных накопительных счетов, так и на индивидуальном уровне.

Представленные результаты имеют существенные ограничения, которые касаются в основном проблемы гетерогенности в возможности сглаживания потребления. Во-первых, данные НОБУС не предоставляют результатов по благосостоянию, в то время как благосостояние домохозяйства является важным детерминантом возможности сглаживания потребления. (Bernheim et al., 2001) показали, что большая часть падения в потреблении проявляется среди бедных домохозяйств. Во-вторых, в данных отсутствует информация о ситуации, когда выход на пенсию является неожиданным. Например, в (Smith, 2006) показано, что наиболее существенное падение в потреблении наблюдается для индивидов, которые выходят на досрочную пенсию вследствие проблем со здоровьем или безработицы. Относительно небольшое число наблюдений не позволило разделить выборку на группы по уровню образования. Авторы полагают, что образование является важным детерминантом преодоления потребительского шока в России (Mu, 2006). И, наконец, возникает острый вопрос о том, могут ли результаты, полученные для одного года, быть распространены на другие перио-

ды? Анализируя изменения в возможностях сглаживания потребления в России в течение периода 1994–2005 гг. и основываясь на репрезентативной выборке индивидов, в статье (Gorodnichenko et al., 2010) пришли к заключению, что отклик потребления на постоянные транзитивные доходные шоки ослабевал в течение времени. Сравнивая результаты, полученные в указанной статье, с результатами данной работы, можно высказать предположение, что падение потребления пенсионеров в России было большим в начале 1990-х годов и уменьшилось во второй половине 2000-х годов.

### Список литературы

- Демографический ежегодник России. Статистический сборник (2008). М.: Росстат.
- Малеева Т., Синявская О. (2007). Российские пенсионеры: трудовые биографии, экономическая активность, пенсионные истории. В кн.: *Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе*. Под ред. Т. М. Малеевой, О. В. Синявской. М.: НИСП, 545–595.
- Ниворожкин А. (2009). Разрывный дизайн. *Квантиль*, 7, 1–8.
- Ниворожкина Л. (2007). Работающие пенсионеры: как долго продолжать трудиться? В кн.: *Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе*. Под ред. Т. М. Малеевой, О. В. Синявской. М.: НИСП, 596–623.
- Овчарова Л., Теслюк Э. (2007). *Бедность и неравенство в России: зависимость статистических показателей бедности и неравенства от метода измерения благосостояния домашних хозяйств. Иллюстрация на основе данных обследования НОБУС*. Под общ. ред. Р. Емцова. Всемирный Банк.
- Россия в цифрах. Краткий статистический сборник (2009). М.: Росстат.
- Aguiar M., Hurst E. (2007). Lifecycle prices and production. *American Economic Review*, 97 (5), 1533–1559.
- Banks J., Blundell R., and Tanner S. (1998). Is there a retirement-savings puzzle? *American Economic Review*, 88 (4), 769–788.
- Battistin E., Brugiavini A., Rettore E., and Weber G. (2009). The retirement consumption puzzle: evidence from a regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 99 (5), 2209–2226.
- Bernheim D. B., Skinner J., and Weinberg S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth among U. S. households? *American Economic Review*, 91 (4), 832–857.
- Browning M., Lusardi A. (1996). Household saving: micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797–1855.
- Deaton Angus (1992). *Understanding consumption*. Oxford: Clarendon Press.
- Fisher J. D., Johnson D. S., Marchand J., Smeeding T. M., and Torrey B. B. (2008). The retirement consumption conundrum: evidence from a consumption survey. *Economics Letters*, 99 (3), 482–485.
- Friedman Milton (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.
- Gerry C. J., Li C. A. (2010). Consumption smoothing and vulnerability in Russia. *Applied Economics*, 42 (16), 1995–2007.
- Gorodnichenko Y., Sabirianova Peter K., and Stolyarov D. (2010). Inequality and volatility moderation in Russia: evidence from micro-level panel data on consumption and income. *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 209–237.

Hahn J., Todd P., and Van der Klaauw W. (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, 69 (3), 201–209.

Hamermesh D. S. (1984). Life-cycle effects on consumption and retirement. *Journal of Labor Economics*, 2 (3), 353–370.

Hurst E. (2008). The retirement of a consumption puzzle. *NBER Working Paper*, 13789, <http://www.nber.org/papers/w13789.pdf>.

Imbens W. G., Angrist D. J. (1994). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62 (2), 467–465.

Imbens G. W., Lemieux T. (2008). Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142 (2), 615–635.

Kolev A., Pascal A. (2003). What keeps pensioners at work: evidence from household panel data. *Economics of Transition*, 10 (1), 29–53.

Lee D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in U. S. house elections. *Journal of Econometrics*, 142 (2), 675–697.

Lee D. S., Card D. (2008). Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics*, 142 (2), 655–674.

Lee D. S., Lemieux T. (2009). Regression discontinuity designs in economics. *NBER Working Paper*, 14723, <http://www.princeton.edu/~davidlee/wp/w14723.pdf>. (Forthcoming in *Journal of Economic Literature*).

Lokshin M., Yemtsov R. (2004). Household strategies of coping with shocks in post-crisis Russia. *Review of Development Economics*, 8, 15–32.

Lührmann M (2010). Consumer expenditures and home production at retirement — new evidence from Germany. *German Economic Review*, 11 (2), 225–245.

Miniaci R., Monfardini C., and Weber G. (2010). How does consumption change upon retirement? *Empirical Economics*, 38 (2), 257–280.

Mu R. (2006). Income shocks, consumption, wealth, and human capital: evidence from Russia. *Economic Development and Cultural Change*, 54 (4), 857–892.

Modigliani F., Brumberg R. H. (1954). Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. In: *Post-Keynesian Economics*. Kurihara K. K. (ed.). New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 388–436.

Schwerdt G. (2005). Why does consumption fall at retirement? Evidence from Germany. *Economics Letters*, 89 (3), 300–305.

Skoufias E. (2003). Consumption smoothing in Russia. *The Economics of Transition*, 11 (1), 67–91.

Smith S. (2006). The retirement-consumption puzzle and involuntary early retirement: evidence from the British household panel survey. *Economic Journal*, 116 (510), C130 — C148.

Stillman S., Duncan T. (2008). Nutritional status during an economic crisis: Evidence from Russia. *Economic Journal*, 118 (531), 1385–1417.

Trochim W. M. K. (1984). *Research design for program evaluation: the regression-discontinuity approach*. Beverly Hills: Sage Publications.