

# Неравенство возможностей в сфере образования в Индии:

оценка индекса возможностей для  
человека по данным опросов

**Панчанан Дас**

Статья поступила  
в редакцию  
в апреле 2019 г.

**Панчанан Дас**  
профессор департамента экономики  
Университета Калькутты (Индия). Адрес:  
University of Calcutta, 56A, B. T. Road Kol-  
kata 700050. E-mail: panchanandaswbcs  
@gmail.com

**Аннотация.** Цель данного исследова-  
ния состоит в том, чтобы количественно  
оценить доступность начального  
и среднего школьного образования  
для детей — представителей разных со-  
циальных групп в Индии, и выявить по-  
ловые различия в охвате детей систе-  
матическим образованием. Использо-  
ваны данные проведенного в 2014 г.  
Национальным бюро выборочных об-  
следований опроса, который был по-  
священ вопросам образования и охва-  
тил все территории Республики Индия.  
Установлено, что в сельской местно-

сти школьное образование более до-  
ступно для мальчиков, чем для дево-  
чек, а в городе наоборот. Охват детей  
образованием в сельской местности  
меньше по сравнению с городом. Ин-  
декс возможностей для человека выше  
у детей в городах, чем в сельской мест-  
ности. На этапах начальной и сред-  
ней школы наиболее сильное влияние  
на неравенство возможностей детей  
в получении систематического обра-  
зования оказывает уровень образова-  
ния родителей.

**Ключевые слова:** начальная школа,  
средняя школа, охват образованием,  
неравенство в доступе к образованию,  
индекс возможностей для человека,  
Индия, половые различия, социальный  
статус, сельская местность.

**DOI:** 10.17323/1814-9545-2019-4-116-132

Das P. Inequality of  
Opportunity in Educa-  
tional Achievement in  
India: Implications of  
Earning Distribution  
and Affirmative Action  
(пер. с англ.  
Л. Дянковой).

Доступ к образованию тесно связан с экономическими, социаль-  
ными и политическими факторами, которые влияют на размеры  
будущих доходов и экономическое благополучие. Неравенство  
в доступе к образованию приводит в перспективе к неравенству  
в оплате труда. Эмпирически установлена сильная корреляция  
различий в академической успеваемости с разницей в оплате  
труда в будущем [Blau, Kahn, 2005; Bedard, Ferrall, 2003]. В «До-  
кладе о неравенстве в мире» [Alvaredo et al., 2018] показано, что  
разница в доходах в значительной степени обусловлена разли-

чиями в уровне образования. Неравенство возможностей получения образования и затрудненный доступ к образованию для социально незащищенных групп стали основными вызовами, на борьбу с которыми направлена программа по обеспечению инклюзивного и равноправного образования, а также продвижения возможностей обучения для всех, разработанная в соответствии с целями устойчивого развития (ЦУР), принятыми ООН.

Дополнительным фактором, который необходимо учитывать при анализе возможностей получения качественного образования, становятся сегодня процессы приватизации в сфере образования — они идут во многих развивающихся странах, в том числе в Индии. Взрывной рост количества частных школ означает, во-первых, более широкий выбор для родителей и, во-вторых, стремительное повышение конкуренции среди частных учебных заведений. Усиление конкуренции способно дать толчок к распространению качественного образования. Однако многие специалисты высказывают сомнения относительно способности частных школ создать более благоприятную среду для обучения. Согласно американским исследованиям [Coleman, Hoffer, Kilgore, 1982], успеваемость учащихся в частных католических школах выше по сравнению с государственными школами, а отчисленных меньше. Во многих развивающихся странах учащиеся частных школ также показывают более высокие результаты в тестах когнитивных навыков, чем в государственных школах [Jimenez, Lockheed, 1995]. Стоимость обучения в таких школах высокая, что делает их недоступными для малообеспеченных семей. Таким образом, влияние экспансии частных школ на качество образования и равенство в доступе к нему, а также роль государства в обеспечении для населения качественного образования являются сегодня актуальной темой исследований в сфере наук об образовании.

Предмет данного исследования — доступ к образованию и оценка возможностей получения качественного начального образования в Индии как обязательной базы для дальнейшего обучения. О равенстве возможностей можно говорить в том случае, когда пол, этническая принадлежность, образование родителей, доход семьи и другие обстоятельства не влияют на доступность образования для ребенка. Однако в Индии существует значительное неравенство в сфере образования, которое порождается кастовой системой, религиозными и этническими различиями [Desai, Kulkarni, 2008]. В большинстве исследований неравенство в образовании измеряется на основании уже достигнутых результатов обучения. Мы же уделяем основное внимание исходным факторам, которые способны оказать значительное влияние на эти результаты. Неравенство возможностей, существующее на уровне начального образования, сохраняется и усугубляется на последующих уровнях. Для реализации по-

литики преодоления неравенства в сфере образовании необходимо оценить его масштабы на уровне начального образования.

Доступ к начальному образованию в Индии оценивался, в частности, на основании данных Национальных обследований здоровья семьи, проводившихся в период с 1992/1993 по 2005/2006 г., и было отмечено снижение неравенства в рассматриваемый период при усилении региональных различий по данному показателю [Singh, 2011]. Однако в другом исследовании, проведенном в тот же период [Asadullah, Yalonetzky, 2010], на основании данных выборочных национальных опросов, проанализированных с применением индекса Пирсона — Крамера, коэффициента Симпсона и специального коэффициента Джини, был сделан вывод о сохранении в Индии неравенства в доступе к образованию в период с 1983 по 2004 г. Было отмечено, что в штате Керала уровень неравенства возможностей в сфере образования был наименьшим, а в штатах Западная Бенгалия и Орисса постепенно снижался.

В настоящем исследовании при оценивании доступности начального образования в зависимости от таких факторов, как пол ребенка, образование родителей, обеспеченность семьи и принадлежность к той или иной социальной группе, мы опираемся на данные 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований. Мы используем ту же методологию, что и в исследовании [Singh, 2011]. Анализ, проведенный в [Asadullah, Yalonetzky, 2010], основан на данных опросов о трудоустройстве и безработице, в которых не было детальных сведений об образовании. В нашем исследовании доступ к начальному образованию в Индии оценивается на основании самых актуальных данных из опросов об образовании.

Оценить эмпирически неравенство в результатах обучения и неравенство доступа к качественному образованию — нетривиальная задача, поскольку решать ее приходится в условиях ограниченного количества данных. Во многих исследованиях в качестве показателя уровня образования используется продолжительность обучения (в годах), а для оценки неравенства в доступе к образованию применяется коэффициент Джини [Castelló, Doménech, 2002; Morrisson, Murtin, 2007]. Продолжительность обучения вряд ли можно считать безупречным индикатором уровня образованности. Качество преподавания одной и той же программы может быть разным не только в разных странах, но и в разных регионах одной страны. Прирост навыков, полученный за один год обучения, будет различаться в разных школах (даже в пределах одного города). В некоторых базах данных (например, собранных по результатам государственного обследования семей в Индии) уровень образования определяется более широко: например, начальное, среднее, высшее, послевузовское и т. д. В настоящем исследовании именно эта база

данных используется для оценки распространенности разных уровней образования.

В данном исследовании мы анализируем различия в образовательных возможностях у детей в возрасте до 14 лет в Индии в зависимости от их половой принадлежности и характеристик семьи. Для количественной оценки возможностей доступа к начальному образованию мы вычисляем индекс возможностей для человека (Human opportunity index — HOI). Индекс HOI сводит в общий показатель несколько индикаторов неравенства в доступе к образованию. Цель исследования — оценить разницу в возможностях доступа к образованию и в академических достижениях с учетом ряда факторов и разграничивая при этом государственные и частные школы. Для этого сформулированы несколько задач: количественно оценить степень неравенства в доступе к образованию у детей при разных исходных условиях, выявить влияние различных факторов на общий уровень неравенства, определить степень неравенства в доступе к качественному образованию. Для оценки влияния каждого фактора на уровень неравенства возможностей используется метод разложения Шепли.

Статья состоит из нескольких разделов. Сначала описываются набор данных и переменные, применяемые в практической части настоящего исследования. Затем рассматриваются концептуальные проблемы и методологии, используемые для измерения неравенства в успеваемости, а также в доступе к обучению. Далее приводятся практические результаты.

Практическая часть настоящего исследования основана на данных 71-го обследования семей — «Социальное потребление: образование», проведенного в 2014 г. Национальным бюро выборочных обследований. Оно было посвящено вопросам образования и охватило все территории Республики Индия. В опросе собраны данные об учащихся в возрасте от 5 до 29 лет. Поскольку наше исследование главным образом сосредоточено на начальном и среднем образовании, мы использовали полученные в опросе сведения о возрастных группах от 5 до 14 лет. Для формирования итоговой совокупности домохозяйств был использован метод многоступенчатой типологической случайной выборки. На первом этапе методом отбора с вероятностью, пропорциональной объему, были выбраны 4577 деревень и 3720 городских кварталов. На втором этапе выделили домохозяйства, в которых есть учащиеся, получающие техническое или общее образование. На последнем этапе из каждой деревни и городского квартала путем простого случайного отбора без замены было выбрано по 8 домохозяйств. В итоговую выборку вошли 36479 домохозяйств из сельской местности и 29447 — из городской среды.

## **1. Описание данных**

В ходе опроса собраны сведения о размерах домохозяйств, типах домохозяйств, религиозной принадлежности членов семей, социальной группе, к которой они относятся, а также о ежемесячных расходах на потребление, доступе к компьютеру и интернету, расстоянии до ближайшей школы и т. д. Получены также демографические данные о семье и информация о текущих показателях посещаемости и зачисления в школы детей и подростков, о расходах на образование.

Для анализа неравенства возможностей в сфере образования мы сосредоточимся на тех сведениях, которые являются информативными с точки зрения семейного бэкграунда и социального происхождения ребенка: пол ребенка, образование родителя, социальный и этнический статус семьи, семейный доход (ежемесячные расходы на потребление в качестве прокси) и место проживания. Уровень образования родителей измеряется по последнему оконченному учебному заведению и выражается фиктивной переменной. Уровень образования родителей является показателем их человеческого капитала.

Доступ к образованию, оцениваемый по наличию школы, которую ребенок регулярно посещает в начальных и средних классах до 14 лет, используется в качестве прокси для возможности получить образование. Школы подразделяются на: государственные, частные и получающие поддержку от государства. Среди учитываемых характеристик есть относящиеся непосредственно к ребенку и к его семье. Пол ребенка является дихотомической переменной и кодируется либо как 1 (девочка), либо как 0 (мальчик). Социальный статус семьи — это категориальная переменная, которая может определяться зарегистрированным племенем (*scheduled tribes, ST*), зарегистрированными кастами (*scheduled castes, SC*), прочими низшими кастами (*other backward castes, OBC*) и высшими кастами (*upper castes, UC*). Чтобы оценить дифференциальный эффект социального статуса, использованы три фиктивные переменные, а высшие касты были взяты в качестве референтной группы. Учитываются также образование и доход родителей.

## **2. Концепции и методы измерения неравенства возможностей**

Теме неравенства возможностей посвящено множество теоретических и практических исследований. Большую часть из них составляют работы, в которых изучаются возможности получения высокого дохода. В практических исследованиях используются *априорный* и *ретроспективный подходы к оценке неравенства*. При априорном сравниваются наборы возможностей для каждого типа рассматриваемых групп, и о равенстве возможностей говорят в том случае, когда средства, которыми располагают все группы, абсолютно равны [Van de Gaer, 1993]. Поскольку равенство возможностей оценивается применительно к группам, нера-

венство возможностей также является межгрупповым. В рамках *ретроспективного подхода* равенство возможностей констатируют лишь тогда, когда, вне зависимости от обстоятельств, одинаковые приложенные усилия приводят к одинаковому результату [Roemer, 1998]. Неравенство возможностей в данном случае лучше всего определять как взвешенную сумму неравенств в группах, которые объединяются по признаку приложенных усилий.

Возможности в сфере образования, которые позволяют человеку получать знания и навыки, зависят от затрачиваемых усилий и исходных условий. Наследуемые обстоятельства не зависят от детей и находятся за пределами их контроля, при этом они имеют большое значение с точки зрения социальной справедливости: это характеристики семьи, наследуемый социальный статус, место рождения, пол. В мире равных возможностей успех в образовании зависит только от таких факторов, как свободный выбор обучения, талант, трудолюбие; в таком мире обстоятельства ничего не решают.

Исследования неравенства возможностей в сфере образования в большинстве своем ограничиваются странами ОЭСР [Ramos, van de Gaer, 2016; Roemer, Trannoу, 2016]. В одном из немногих проектов, охвативших данные об успеваемости учащихся в возрасте от 15 лет по 146 странам [Thomas, Wang, Fan, 2001], для оценки неравенства использовался коэффициент Джини. Коэффициент Джини в образовании ( $G_E$ ) характеризует распределение уровней образования среди населения. Он вычисляется на основании продолжительности обучения в годах ( $y$ ), распространенности различных уровней образования ( $i$  и  $j$ ), доли населения с каждым уровнем образования ( $p_i, p_j$ ) и среднего уровня образования ( $\mu$ ) населения:

$$G_E = \mu^{-1} \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} p_i p_j |y_i - y_j|. \quad (1)$$

Значения коэффициента  $G_E$  варьируют от 0 до 1: 0 означает, что все люди имеют одинаковый уровень образования, 1 означает, что в исследуемой группе только один участник имеет высший уровень образования, а у остальных оно полностью отсутствует.

Возможности получения образования оценивают также на основании вариативности академической успеваемости или разброса показателей тестов PISA, для выявления связи этих показателей с теми или иными исходно существующими условиями используется линейная регрессия [Ferreira, Gignoux, 2014].

В рамках *априорного* подхода был разработан параметрический показатель неравенства возможностей [Bourguignon, Fournier, Gurgand, 2007]:

$$\theta_i = \frac{l(c; \hat{\beta})}{l(y)}. \quad (2)$$

Здесь  $\hat{\beta}$  является полученной методом наименьших квадратов оценкой коэффициентов регрессии в множественной линейной регрессии  $y$  по  $C$ :

$$(3) \quad y_i = C_i \hat{\beta} + \varepsilon_i.$$

Это сокращенная форма модели:

$$y = f(C, E, u);$$

$$(5) \quad E = g(C, v),$$

где  $y$  — успеваемость,  $C$  — вектор обстоятельств,  $E$  — вектор усилий, а  $u$  и  $v$  — случайные факторы. Наряду с собственными усилиями ученика  $E$  включает также переменные факторов школьной среды. С помощью коэффициента  $\beta$  выражено снижение влияния обстоятельств, как непосредственное, так и за счет прилагаемых усилий.

Для измерения индекса неравенства используется оценка дисперсии:

$$(6) \quad \theta_i = \frac{v(C_i \hat{\beta})}{v(y)}.$$

Оценивается доля общей дисперсии показателя академической успеваемости, которая объясняется исходными условиями. Этот индекс чрезвычайно прост в вычислении и является просто  $R^2$  регрессии методом наименьших квадратов тестового балла ребенка по вектору  $C$  индивидуальных обстоятельств. Этот показатель является кардинальным инвариантом при стандартизации результатов тестов. Он разлагается на компоненты для каждой переменной вектора  $C$  по методу Шепли — Шоррокса и является долей от общей дисперсии в академической успеваемости, которая объясняется исходными условиями в линейной регрессии.

В нашем исследовании условная вероятность доступа к качественному образованию оценивается с помощью модели логистической регрессии с переменными условий, влияющих на возможности обучения. Отдельно для сельской местности и городской среды мы рассчитали логистическую модель, исходя из того, посещал ли ребенок начальную школу постоянно. В качестве независимых переменных использовались: логарифм ежемесячных расходов на потребление как прокси семейного дохода, возраст ребенка, дамми-переменная пола ребенка, уровень образования родителей, род занятий родителей, язык обучения, тип школы и расстояние до школы.

$$(7) \quad y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j + e_i.$$

Зависимая переменная  $y_i^*$  обозначает способность ребенка получать образование на постоянной основе и не поддается наблюдению.

Поддается наблюдению результат того, что ребенок систематически посещал школу:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \forall y_i^* > 0; \\ 0, & \text{в ином случае.} \end{cases} \quad (8)$$

Способность получать образование на постоянной основе ( $y^*$ ) состоит из двух компонентов:

$$\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j \text{ и } \varepsilon_i.$$

Первый компонент детерминирован и зависит от переменных обстоятельств, а второй — исключительно случайный и ненаблюдаемый.

В логистической модели логарифмический коэффициент отношения шансов является линейным в параметрах.

$$\ln \left( \frac{p_i}{1-p_i} \right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_j. \quad (9)$$

На основании этой логистической регрессии можно получить оценочные коэффициенты и прогнозируемую вероятность доступа к качественному образованию по формуле:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j)}. \quad (10)$$

Средневзвешенная оценка вероятности доступа к образованию рассчитывается по формуле:

$$\bar{p} = \sum_{j=1}^n w_j \hat{p}_i, \quad (11)$$

где  $n$  — количество групп обстоятельств,  $w$  — доля группы  $i$  от общего населения,  $\bar{p}$  измеряет общий коэффициент охвата.

Индекс неравенства возможностей измеряется по формуле:

$$I_{10} = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{j=1}^n w_j |\hat{p}_i - \bar{p}|. \quad (12)$$

С помощью индекса  $I_{10}$  измеряется различие в доступности образования для разных групп, определяемое исходными условиями, и доступность образования для населения в целом; иногда его называют индексом расхождения [Barros et al., 2009]. Значение  $I_{10}$  варьирует от 0 до 1. Для обеспечения идеального равенства возможностей  $I_{10}$  должен быть равен 0. Индекс  $I_{10}$  будет ра-

вен 0, если доступ к образованию не зависит от обстоятельств, и в данном случае индекс возможностей для человека будет равен вероятности доступа к образованию для населения в целом. Чем ближе значение к 1, тем выше неравенство.

Кроме того, мы выводим индекс возможностей для человека из индекса неравенства возможностей для вычисления скорректированного охвата образованием по следующей формуле:

$$(13) \quad I_{HO} = \bar{p}(1 - I_{IO}).$$

По этой формуле рассчитывается коэффициент охвата образованием с применением поправочного коэффициента, который учитывает неравенство распределения разных групп исходных обстоятельств. Индекс возможностей для человека объединяет оценку неравенства в доступе к образованию со средним значением индекса доступности образования. То есть он показывает, каковы возможности получения образования в данном обществе и насколько равномерно распределены эти возможности между всеми детьми. Значение индекса возможностей для человека увеличивается с ростом общего охвата населения образованием и уменьшается с появлением различий в охвате в зависимости от исходных обстоятельств.

Метод разложения Шепли используется для вычисления вклада каждого вида исходных обстоятельств в неравенство возможностей. Разложение Шепли для индекса возможностей для человека включает оценку основных статистических данных, в том числе охват образованием ( $\bar{p}$ ), индекс расхождения ( $I_{IO}$ ) и индекс возможностей для человека ( $I_{HO}$ ). Разложение позволяет определить предельный вклад каждого обстоятельства в неравенство доступа к образованию.

### 3. Эмпирические данные

#### 3.1. Сводная статистика

В табл. 1 приводятся данные о доступности образования, оцениваемой на основании текущего посещения школы отдельно для мальчиков и девочек в сельской местности и городской среде. Для того чтобы оценить репрезентативность выборки, мы использовали вес выборки, построенный на основе множителя, приведенного в наборе данных. В сельской местности около 8% детей в возрасте от 5 до 14 лет никогда не посещали школу. Среди городских детей таких гораздо меньше. Доля никогда не посещавших школу как в городе, так и в деревне выше среди девочек. Около 85% детей в сельской местности и 88% детей в городской среде в этой возрастной группе посещают начальную или среднюю школу.

В табл. 2 показано распределение детей в возрасте от 5 до 14 лет, которые в настоящее время посещают начальные или средние классы, по типам школ: государственные, частные

**Таблица 1. Текущий статус посещения школы в возрастной группе от 5 до 14 лет, %**

Статус посещения школы	В сельской местности			В городской среде		
	Всего	Девочки	Мальчики	Всего	Девочки	Мальчики
Никогда не посещали	8,0	8,8	7,2	5,1	5,6	4,6
Посещали, но теперь не посещают	2,9	3,1	2,7	2,3	2,1	2,5
Посещают, неформальное образование	0,6	0,7	0,5	0,3	0,3	0,3
Посещают, дошкольное	3,5	3,2	3,7	4,4	4,3	4,5
Посещают, начальное или выше	85,1	84,2	85,9	87,9	87,8	88,1

*Источник:* Авторский анализ данных 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований Индии в 2014 г.

**Таблица 2. Распределение детей, получающих начальное и среднее образование, по типам школ, %**

Тип школы	В сельской местности			В городской среде		
	Всего	Девочки	Мальчики	Всего	Девочки	Мальчики
Государственные	74,5	76,4	72,9	34,7	35,7	33,8
При частной поддержке	6,5	6,4	6,7	19,4	19,0	19,7
Без частной поддержки	18,8	17,1	20,4	45,7	45,0	46,4
Другие	0,1	0,1	0,1	0,3	0,3	0,2

с поддержкой государства, частные без поддержки государства и другие школы. Около трех четвертей всех детей на этапе начального образования в сельской местности посещают государственные школы, при этом в городской среде в государственных школах учатся лишь одна треть детей. Как в городе, так и в деревне среди девочек доля посещающих государственные школы выше, чем среди мальчиков, при этом в деревне это различие значительно сильнее. В городской среде более 45% школьников учатся в частных образовательных учреждениях.

Мы рассчитали логистическую модель, чтобы выявить зависимость доступности начального или среднего образования от исходных условий отдельно для детей из сельской местности и городской среды. Все дети с одинаковым набором исходных условий считаются членами одной группы.

Зависимая переменная является бинарной, где 1 обозначает постоянный доступ к начальному или среднему образованию,

### 3.2. Расчет модели логистической регрессии

Таблица 3. **Распределение по состоянию начального образования, человек**

Обстоятельства	Село				Город			
	Не посещают постоянно		Посещают постоянно		Не посещают постоянно		Посещают постоянно	
Пол								
Мальчики	11951	(55,5)	14803	(51,2)	7986	(55,7)	9016	(51,5)
Девочки	9563	(44,5)	14137	(48,8)	6352	(44,3)	8488	(48,5)
Глава семьи								
С образованием	11453	(53,2)	14579	(50,4)	10361	(72,3)	12235	(69,9)
Без образования	10061	(46,8)	14361	(49,6)	3977	(27,7)	5269	(30,1)
Этническая принадлежность								
ST	3723	(17,3)	5816	(20,1)	1120	(7,8)	1508	(8,6)
SC	4236	(19,7)	5513	(19,0)	2128	(14,8)	2525	(14,4)
OBC	8768	(40,8)	11417	(39,5)	6042	(42,1)	7688	(43,9)
Высшие касты	4787	(22,3)	6194	(21,4)	5048	(35,2)	5783	(33,0)

Примечание: Цифры в скобках указывают долю в процентах в той или иной группе.

Источник: Авторский анализ данных 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований Индии в 2014 г.

а 0 — отсутствие такового. Таким образом, расчетные коэффициенты измеряют влияние исходных условий на логарифмический коэффициент отношения шансов на постоянное посещение школы. Мы ввели гендерную фиктивную переменную ( $D_{girls}$ ), чтобы отразить различия в доступности постоянного образования для мальчиков и девочек. Доход семьи должен влиять на то, имеет ли ребенок доступ к качественному образованию или нет. Логарифм ежемесячных расходов в расчете на одного члена семьи ( $\ln(\text{trpcse})$ ) используется как прокси для дохода семьи. Социальные группы, относящиеся к зарегистрированным племенам ( $D_{ST}$ ), зарегистрированным кастам ( $D_{SC}$ ) и прочим низшим кастам ( $D_{OBC}$ ), как правило, считаются более незащищенными по сравнению с высшими кастами. В данном исследовании семьи, принадлежащие к высшим кастам, рассматриваются как референтная группа. Уровень образования главы семьи ( $D_{ENN}$ ) является важной переменной исходных условий, и он учитывается в рассматриваемой модели.

Набор данных, используемый в данном исследовании, включает сведения о 82296 детях в возрасте от 5 до 14 лет, из них 50454 живут в сельской местности и 31842 — в городе. Распределение выборки в зависимости от состояния начального образования показано в табл. 3. Как в деревне, так и в городе более 50% детей, получающих полное образование, — это мальчики.

Таблица 4. Логистическая оценка систематического посещения школы

	Село		Город	
	Отношение шансов	Второстепенное влияние	Отношение шансов	Второстепенное влияние
Случайный свободный коэф.	0,01***		0,001***	
$D_{girls}$	0,90***	-0,02	1,02	0,003
$\ln(\text{mpce})$	1,06**	0,01	1,25***	0,03
$D_{ST}$	0,79***	-0,05	0,96	-0,01
$D_{SC}$	0,87***	-0,03	0,89**	-0,02
$D_{OVC}$	0,86***	-0,03	0,89***	-0,02
$D_{ENN}$	1,74**	0,10	1,99***	0,10
Число наблюдений	50448		31833	
$LR \chi^2 (7)$	34531,49		23112,77	
$\text{Prob} > \chi^2$	0,00		0,00	
Pseudo $R^2$	0,52		0,57	
Прогнозируемая вероятность систематического образования	0,76		0,83	

Источник: Авторский анализ данных 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований Индии в 2014 г.

\*\*\* $p > 1\%$ ; \*\* $p > 5\%$ ; остальные корреляции незначимы.

Таким образом, девочки — хотя и несильно — отстают от мальчиков в плане получения образования. Около 70% детей в городе, которые систематически получают образование, происходят из семей, где глава семьи получил образование. Доля детей, имеющих доступ к систематическому образованию, самая высокая в группе «относящиеся к другим низшим кастам», за ними следуют и представители высших каст.

Расчетные результаты приведены в табл. 4. В сельской местности школьное образование более доступно для мальчиков, чем для девочек, а в городе наоборот. Чем выше доход семьи, тем с большей вероятностью ребенок постоянно посещает школу. Для детей из племен и других незащищенных групп систематическое образование менее доступно, чем для детей из высших каст. Если родитель ребенка в свое время получил образование, то для ребенка постоянное посещение школы становится более доступным. Семейный доход и образование родителей — наиболее весомые факторы, обуславливающие доступность для ребенка систематического образования, по сравнению с другими исходными условиями.

Таблица 5. **Оценка индекса возможностей для человека**

Переменная	Село	Город
Охват ( $\bar{p}$ )	62,46	65,95
Расхождение ( $I_{10}$ )	2,74	2,76
НОИ	60,75	64,13
Pseudo $R^2$	0,00	0,01
Наблюдение	50448,00	31833,00
Незащищенные группы	23724,00	11876,00
Незащищенные, %	47,03	37,31

*Источник:* Авторский анализ данных 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований Индии в 2014 г.

### 3.3. Оценка индекса возможностей для человека

На втором этапе мы рассчитали прогнозируемую вероятность доступа к систематическому образованию для каждого ребенка на основании прогнозных оценок, показанных в табл. 4, и вектора индивидуальных исходных условий. Вероятность доступа к образованию рассчитывается на основании средневзвешенного значения прогнозируемых вероятностей. Для сельской местности она меньше по сравнению с городом (табл. 5). На следующем этапе мы вычислили индекс расхождения, или индекс неравенства возможностей. Он примерно одинаков для сельской местности и для городской среды. Последний шаг — это вычисление индекса возможностей для человека путем вычитания поправочного коэффициента неверно распределенных возможностей из общего коэффициента возможностей. Индекс возможностей для человека выше в городах, чем в сельской местности. Иначе говоря, доля незащищенных детей в сельской местности выше, чем в городских районах.

### 3.4. Разложение Шепли

Для определения влияния каждого фактора на уровень неравенства возможностей используется метод разложения Шепли. На этапах начального и среднего образования наиболее сильное влияние на неравенство возможностей для детей оказывает уровень образования родителей. Это в равной степени справедливо как для сельской местности, так и для городской среды. Гендерный разрыв больше в сельской местности, чем в городе. Экономическое положение семей одинаково важно и в городе, и на селе (табл. 6).

## 4. Выводы

Образование признано одним из определяющих факторов благополучия и уровня будущего дохода. Цель данного исследования — количественно оценить доступ к образованию детей

Таблица 6. Разложение Шепли и неравенство возможностей ( $I_{OP}$ )

	Село	Город
НОИ	0,61	0,64
Индекс $D$	0,03	0,03
Поправочный коэффициент	0,02	0,02
Охват	0,62	0,66
$\ln(\text{mpce})$	5,9	26,22
$D_{girls}$	12,7	1,48
$D_{ST}$	2,55	1,75
$D_{SC}$	2,92	6
$D_{OVC}$	4,93	6,39
$D_{ENN}$	70,99	58,16

Источник: Авторский анализ данных 71-го опроса, проведенного Национальным бюро выборочных обследований Индии в 2014 г.

из различных групп населения в Индии, используя данные опросов. Проанализированы возможности получения систематического образования у детей в возрасте до 14 лет в зависимости от их половой принадлежности и статуса семьи.

Мы рассчитали логистическую модель, чтобы выявить зависимость доступности начального или среднего образования от исходных условий отдельно для детей из сельской местности и городской среды. На втором этапе мы рассчитали прогнозируемую вероятность получения систематического образования. Мы вычислили индекс неравенства возможностей (или индекс расхождения) и, наконец, индекс возможностей для человека.

Около 85% детей в сельской местности и 88% детей в городе в этой возрастной группе посещают начальную или среднюю школу. Как в городе, так и в деревне доля тех, кто обучается в государственных школах, выше среди девочек, при этом в деревне это различие значительно сильнее, чем в городе.

В сельской местности школьное образование более доступно для мальчиков, в городе — для девочек. Охват детей систематическим образованием в сельской местности ниже по сравнению с городом. Индекс возможностей для человека выше у детей в городах, чем в сельской местности. На этапах начального и среднего образования наиболее значительное влияние на неравенство возможностей в получении систематического образования оказывает уровень образования родителей.

**Литература**

1. Alvaredo F., Chancel L., Piketty T., Saez E., Zucman G. (2018) *World Inequality Report*. Cambridge, MA: Harvard University.
2. Asadullah M. N., Yalonetzky G. (2010) *Inequality of Educational Opportunity in India: Changes over Time and across States*. Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper No 5146.
3. Bedard K., Ferrall C. (2003) *Wage and Test Score Dispersion: Some International Evidence* // *Economics of Education Review*. Vol. 22. No 1. P. 31–43.
4. Blau F., Kahn L. (2005) *Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality?* // *Review of Economics and Statistics*. Vol. 87. No 1. P. 184–193.
5. Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. (2007) *Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons* // *Journal of Economic Surveys*. Vol. 21. No 1. P. 174–205.
6. Castelló A., Doménech R. (2002) *Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence* // *Economic Journal*. Vol. 112. No 478. P. 187–200.
7. Coleman J. S., Hoffer T., Kilgore S. (1982) *High School Achievement: Public, Catholic and Private Schools Compared*. New York: Basic Books.
8. De Barros R. P., Ferreira F., Molinas J., Saavedra J. (2009) *Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and the Caribbean*. New York: Palgrave Macmillan; Washington, DC: The World Bank.
9. Desai S., Kulkarni V. (2008) *Changing Educational Inequalities in India in the Context of Affirmative Action* // *Demography*. Vol. 45. No 2. P. 245–270.
10. Desai S., Dubey A., Vanneman R., Banerji R. (2008) *Private Schooling in India: A New Educational Landscape*, India Policy Forum, Global Economy and Development Program. The Brookings Institution. Vol. 5. No 1. P. 1–58.
11. Ferreira F., Gignoux J. (2014) *The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity* // *World Bank Economic Review*. Vol. 28. P. 210–246.
12. Jimenez E., Lockheed M. E. (1995) *Public and Private Secondary Education in Developing Countries: A Comparative Study*. World Bank Discussion Paper no 309. Washington, DC: The World Bank.
13. Morrisson Ch., Murtin F. (2007) *Education Inequalities and the Kuznets Curves: A Global Perspective since 1870*. Paris School of Economics Working Paper no 2007–12.
14. Ramos X., van de Gaer D. (2016) *Approaches to Inequality of Opportunity: Principles, Measures and Evidence* // *Journal of Economic Survey*. Vol. 30. Iss. 5. P. 855–883.
15. Roemer J. E. (1998) *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University.
16. Roemer J. E., Trannoy A. (2016) *Equality of Opportunity: Theory and Measurement* // *Journal of Economic Literature*. Vol. 54. Iss. 4. P. 1288–1332.
17. Shorrocks A. (1999) *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value* (unpublished manuscript, University of Essex).
18. Singh A. (2011) *Inequality of Opportunity in Indian Children: The Case of Immunization and Nutrition* // *Population Research and Policy Review*. Vol. 30. Iss. 6. P. 861–883.
19. Thomas V., Wang Y., Fan X. (2001) *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education*. Policy Research Working Paper no 2525. Washington, DC: The World Bank.
20. Van de Gaer D. (1993) *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital*. (PhD Thesis). Leuven: Catholic University of Leuven.

## Inequality of Opportunity in Educational Achievement in India: Implications of Earning distribution and Affirmative Action

**Panchanan Das**

Professor of Economics, Department of Economics, University of Calcutta (India). Address: University of Calcutta, 56A, B. T. Road, Kolkata 700050. E-mail: panchanandaswb@gmail.com

Author

The objective of this study is to provide a quantifiable measure of the distributional content of education and its implications on earnings distribution by gender across different groups of people by using survey data in India. We analyse educational disparities among the children with age up to 14 years by gender, and household specific characters with Indian data. The study observes that, in the rural economy, the girls have less access to full time education than boys. In the urban region, on the other hand, the access to full time education at primary level is more for girls than for boys. The estimated coverage is less in the rural areas than in urban areas. The HOI is more among the urban children than among the rural children. Parent's education has the highest contribution to inequality of opportunity to full time education at primary or upper primary level.

Abstract

school, primary level, upper primary level, enrolment ratio, educational inequality, Human opportunity index, India, gender differences, social status, rural areas.

Keywords

- Alvaredo F., Chancel L., Piketty T., Saez E., Zucman G. (2018) *World Inequality Report*. Cambridge, MA: Harvard University.
- Asadullah M. N., Yalonetzky G. (2010) Inequality of Educational Opportunity in India: Changes over Time and across States. Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper No 5146.
- Bedard K., Ferrall C. (2003) Wage and Test Score Dispersion: Some International Evidence. *Economics of Education Review*, vol. 22, no 1, pp. 31–43.
- Blau F., Kahn L. (2005) Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality? *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, no 1, pp. 184–193.
- Bourguignon F., Fournier M., Gurgand M. (2007) Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons. *Journal of Economic Surveys*, vol. 21, no 1, pp. 174–205.
- Castelló A., Doménech R. (2002) Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence. *Economic Journal*, vol. 112, no 478, pp. 187–200.
- Coleman J.S., Hoffer T., Kilgore S. (1982) *High School Achievement: Public, Catholic and Private Schools Compared*. New York: Basic Books.
- De Barros R. P., Ferreira F., Molinas J., Saavedra J. (2009) *Measuring Inequality of Opportunity in Latin America and the Caribbean*. New York: Palgrave Macmillan; Washington, DC: The World Bank.
- Desai S., Kulkarni V. (2008) Changing Educational Inequalities in India in the Context of Affirmative Action. *Demography*, vol. 45, no 2, pp. 245–270.
- Desai S., Dubey A., Vanneman R., Banerji R. (2008) Private Schooling in India: A New Educational Landscape, India Policy Forum, Global Economy and Development Program. *The Brookings Institution*, vol. 5, no 1, pp. 1–58.
- Ferreira F., Gignoux J. (2014) The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity. *World Bank Economic Review*, vol. 28, pp. 210–246.

References

- Jimenez E., Lockheed M. E. (1995) *Public and Private Secondary Education in Developing Countries: A Comparative Study. World Bank Discussion Paper no 309*. Washington, DC: The World Bank.
- Morrisson Ch., Murtin F. (2007) *Education Inequalities and the Kuznets Curves: A Global Perspective since 1870*. Paris School of Economics Working Paper no 2007–12.
- Ramos X., van de Gaer D. (2016) Approaches to Inequality of Opportunity: Principles, Measures and Evidence. *Journal of Economic Survey*, vol. 30, iss. 5, pp. 855–883.
- Roemer J. E. (1998) *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University.
- Roemer J. E., Trannoy A. (2016) Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, vol. 54, iss. 4, pp. 1288–1332.
- Shorrocks A. (1999) *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value* (unpublished manuscript, University of Essex).
- Singh A. (2011) Inequality of Opportunity in Indian Children: The Case of Immunization and Nutrition. *Population Research and Policy Review*, vol. 30, iss. 6, pp. 861–883.
- Thomas V., Wang Y., Fan X. (2001) *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education. Policy Research Working Paper no 2525*. Washington, DC: The World Bank.
- Van de Gaer D. (1993) *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital* (PhD Thesis). Leuven: Catholic University of Leuven.