تبیین و اندازه‌گیری شاخص فرصت انسانی در آموزش ایران*

دکتر اسمعیل ابونوری[1]
علیرضا محمدی[2]

چکیده

برابری فرصت، ما را از توزیع کالاها و خدمات اساسی میان کودکان فارغ از شرایطی همچون جنسیت، پیشینه خانوادگی و محل زندگی مطمئن می‌سازد و شاخص فرصت انسانی ابزاری را مهیا می‌کند تا روند تغییرات برابری فرصت در طی زمان در یک کشور یا در مقایسه با سایر کشورها مورد سنجش قرار گیرد. این شاخص با بررسی نرخ پوشش یک فرصت پایه در کنار نحوهٔ توزیع آن، نشان می‌دهد که چه سهمی از کل فرصتهای موجود، منصفانه توزیع شده است. در این مقاله پس از تبیین مفهوم نابرابری فرصت و شاخص فرصت انسانی، با بهره‌گیری از داده‌های دو دوره مطالعه بودجه خانوار، نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش و میزان منصفانه بودن توزیع دسترسی کودکان به آموزش در ایران اندازه‌گیری شده است. بدین منظور با به کارگیری مدل لوجیت، احتمال دسترسی هر کودک به تحصیل مورد محاسبه قرار گرفته و سپس با به کارگیری روش پیشنهادی باروس و همکاران، شاخص فرصت انسانی محاسبه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ افزایش یافته و شاخص فرصت انسانی بهبود یافته است. این بهبود می‌تواند برآیند دو عامل باشد. نخست، بهبود نرخ پوشش تحصیلی در جامعه؛ دوم، کاهش نابرابری احتمال دسترسی به آموزش میان گروههای گوناگون جمعیتی. یافته‌ها نشان می‌دهد منشا اصلی افزایش شاخص فرصت انسانی، افزایش اثر مقیاس یا همان افزایش میانگین دسترسی به آموزش در کشور است. با وجود افزایش اثر توزیع، سهم آن در مقایسه با اثر مقیاس کمتر است که این امر نشانگر تداوم نابرابری در دسترسی به آموزش میان افراد بر حسب شرایط است.

طبقه‌بندی JEL: C25, C55, I24, O15, O38

کلید واژگان: نابرابری فرصت، دسترسی به آموزش ابتدایی، شاخص فرصت انسانی، ایران

---

* این مقاله از رساله دکتری علیرضا محمدی تحت عنوان «نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش در ایران» به راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه سمنان استخراج شده است.

تاریخ دریافت: ۹۶/۲/۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۷/۱۵

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی دانشگاه سمنان e.abounoori@profs.semnan.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سمنان، کارشناس سازمان پژوهش و برنامه‌ریزی آموزشی، پژوهشگاه مطالعات آموزش‌وپرورش (نویسنده مسئول) a.mohammadi@semnan.ac.ir

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

مقدمه

امروزه مفاهیمی مانند برابری، انصاف و عدالت در توزیع منافع اقتصادی، از حوزهٔ بحث فلسفی و نظری فراتر رفته و در رأس سیاستها و اصلاحات اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه جای گرفته است (سان[1]، ۲۰۱۳). فقر و نابرابری امروز، تا حد بسیاری ریشه در فرصتهای نابرابری دارد که کودکان دیروز دچار آن بوده‌اند. اگر بناست فقر و نابرابری فردا کمتر شود، باید برابری فرصت کودکان امروز بیشتر شود. همگان از برابری فرصت[2] برای کودکان استقبال می‌کنند درحالی‌که تلاش برای کاهش نابرابری نتایج[3]، بحثی چالش‌برانگیز است. مثلاً با وجود موافقت برخی با کاهش نابرابری مصرف و درآمد، برخی بر اثر منفی این امر بر انگیزه فردی و رشد اقتصادی تاکید دارند؛ اما کمتر کسی با اصل برجسته برابری فرصت، مبنی بر لزوم حذف اثر شرایط هنگام تولد فرد (مانند جنسیت، محل تولد و پیشینه اقتصادی- اجتماعی والدین) بر دسترسی فرد به فرصتها، مخالف است (نیومن[4]، ۲۰۱۲).

نقطهٔ آغاز طرح ادبیات جدید نابرابری فرصت، روئمر[5] (۱۹۹۸) و کتاب "برابری فرصت" او می‌باشد. وی چارچوبی مفهومی از نابرابری را طراحی کرد که در مطالعات بعدی به دفعات مورداستفاده قرار گرفت. اساس ایده روئمر این بود که نابرابری نتایج را می‌توان به دو مؤلفه تقسیم کرد: ۱- نابرابری ناشی از شرایط فرد؛ شرایط عواملی برون‌زا هستند که فرد هیچ کنترلی بر آنها ندارد. جنسیت، نژاد، محل تولد و شرایط خانوار شامل تحصیلات والدین و شغل پدر نمونه‌هایی از شرایطی هستند که بر نتایج کسب‌شده از سوی فرد اثر دارند. ۲- نابرابری ناشی از تلاش فرد؛ عامل تلاش، دیگر عامل موثر بر نتایج، متاثر از انتخاب فرد است. جدیت در کار یا تعداد ساعاتی که فرد به کار مشغول است، نمونه‌هایی از شرایطی هستند که بر نتایج کسب‌شده از سوی فرد اثر دارند. در این چارچوب نابرابری ناشی از شرایط، ناعادلانه و نابرابری ناشی از تلاش عادلانه تلقی می‌شود. با فرض امکان تعیین دقیق متغیرهای شرایط، نابرابری نتایج را می‌توان مجموع نابرابری ناشی از تلاش و نابرابری ناشی از شرایط در نظر گرفت (کاکوانی[6] و سان، ۲۰۱۶).

رد پای این اصل به میزان چشمگیری در مباحث جدید اندازه‌گیری نابرابری به چشم می‌خورد. پیامد این امر کاهش تدریجی توجه به دستاوردها و نتایج فرد و افزایش توجه به فرصتهای فرد، در

1. Son
2. Equality of opportunity
3. Inequality of output
4. Newman
5. Roemer
6. Kakwani

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

اندازه‌گیری نابرابری است. بخش عمده کارهای تجربی در حوزه اندازه‌گیری میزان نابرابری فرصت در زمینهٔ توزیع درآمد بوده‌اند. ازجمله آنها می‌توان به پژوهشها و کتابهای آبرگ[1] و همکاران (۲۰۱۱)، بیورکلوند[2] و همکاران (۲۰۱۱)، ککی و پراگین[3] (۲۰۱۰)، لفرانک[4] و همکاران (۲۰۰۹)، مطالعات بانک جهانی (۲۰۰۵) و باروس[5] و همکاران (۲۰۰۹) اشاره کرد. بررسی نابرابری فرصت تنها به ابعاد درآمد و مصرف محدود نشده و اخیراً به نابرابری سایر ابعاد استاندارد زندگی مانند آموزش، سلامت و زیرساختهای ضروری گسترش یافته است.

با مرور کارهای تجربی دهه اخیر می‌توان نمونه‌هایی از به‌کارگیری مدل برابری فرصت پیشنهادی از سوی روئمر(۱۹۹۳) و فلوربایی[6](۱۹۹۵) را در اندازه‌گیری نابرابری فرصتهای آموزشی یافت. به دلایلی چند نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش، به اندازه نابرابری فرصت در رفاه اقتصادی حائز اهمیت است. نخست اینکه آموزش یکی از عوامل اصلی تعیین رفاه و درآمد فرد است؛ لذا نابرابری فرصتهای آموزشی را می‌توان به درستی معادل نابرابری فرصتهای اقتصادی قلمداد کرد. دوم اینکه آموزش ارزش ذاتی قابل توجهی دارد و نابرابری فرصت در کمیت و کیفیت آن را می‌توان به خودی‌خود ناعادلانه پنداشت. سوم اینکه آموزش با سایر ظرفیتهای ارزشمند مانند مشارکت در نهادهای سیاسی، سلامت و ... در ارتباط است و نابرابری آموزشی به نابرابری در سایر ابعاد مهم رفاهی منجر می‌شود.

نابرابری فرصت در آموزش، موجب اتلاف استعداد افراد و کاهش امید به شکوفایی فراگیر می‌شود. با کاهش نابرابری فرصت آموزشی می‌توان علاوه بر بهبود توزیع آموزش، ابعاد دیگری مانند رفاه، درآمد، مشارکت عمومی، بهداشت و ... را بهبود بخشید.

در اینجا مقصود از برابری فرصت آموزشی، عدم اثرگذاری شرایطی همچون جنسیت، نژاد، محل تولد یا پیشینه خانوادگی، که همگی خارج از کنترل کودک هستند، بر شانس دسترسی یک کودک به آموزش ابتدایی است. بدیهی است برای هر کودک دسترسی به آموزش ابتدایی فرصتی برون‌زاست که نه در کنترل وی، بلکه در کنترل خانواده یا جامعه است. اگر در جامعه‌ای گستره و سطح دسترسی به آموزش ابتدایی میان کودکان متعلق به گروههای گوناگون اقتصادی- اجتماعی متفاوت باشد، آنگاه در این جامعه نابرابری فرصت وجود دارد که قابل‌پذیرش نیست و باید با

1. Aaberge
2. Björklund
3. Checchi & Peragine
4. Lefranc
5. De Barros
6. Fleurbaey

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

سیاستهای مداخله‌ای معطوف به بازتوزیع یا اقدامات حمایتی جبران شود؛ اما گستره و عمق سیاستهای مداخله‌ای تنها در صورتی قابل تعیین است که بتوان اندازه نابرابری فرصت را به‌طور نظام‌مند اندازه گرفت.

تا همین اواخر معیاری اصولی و قابل‌مقایسه با ضریب جینی[1] یا دیگر معیارهای نابرابری اقتصادی، برای اندازه‌گیری میزان نابرابری فرصت وجود نداشت. این نقصان با به کارگیری شاخص فرصت انسانی برطرف شد. در چارچوب این رویکرد فرض می‌شود مادامی‌که برخی از کودکان کشور به خدمات پایه مشخص، که برای پیشرفت آتی آنها در زندگی ضرورت دارد، دسترسی نداشته باشند و دسترسی به این خدمات تحت تأثیر شرایطی مانند جنسیت، قومیت یا ... باشد، در کشور نابرابری فرصت وجود دارد. می‌توان از شاخص فرصت انسانی برای بررسی تحقق هدف دسترسی برابر همه کودکان به خدمات پایه و منصفانه بودن توزیع خدمات بهره‌گرفت. این شاخص می‌تواند برای ابعاد گوناگون خدمات پایهٔ مورد نیاز مانند آموزش مورد استفاده قرار گیرد (باروس، ۲۰۰۹).

مقاله حاضر به طور مشخص اهداف زیر را دنبال می‌کند:

۱. توضیح مفهوم برابری فرصت بر پایهٔ اصل برابری روئمر
۲. معرفی روش اندازه‌گیری احتمال دسترسی به یک فرصت و شاخص فرصت انسانی
۳. اندازه‌گیری احتمال دسترسی به موقع به آموزش و شاخص فرصت انسانی در دسترسی به آموزش در سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲
۴. تفکیک منشا تغییرات شاخص فرصت انسانی به اثرات مقیاس و توزیع

در ادامه، در بخش دوم مفهوم برابری فرصت و پیشینه آن به‌اجمال مرور می‌شود. در بخش بعد روش محاسبه احتمال دسترسی و شاخص فرصت انسانی توضیح داده می‌شود. سپس داده‌های مورداستفاده در مطالعه و یافته‌های حاصل از برآورد ارائه می‌شوند. بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

مفهوم و پیشینه برابری فرصت آموزشی

ادبیات نابرابری فرصت با این فرض ابتدایی آغاز شد که می‌توان نابرابری در کسب یک نتیجه اقتصادی مشخص را به دو مؤلفه نسبت داد. مؤلفه اول، شرایط متفاوتی است که افراد در آن به سر می‌برند و هیچ کنترلی بر آن ندارند؛ برای مثال افراد کنترلی بر جنسیت، محل تولد و وضعیت

1. Gini coefficient

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

اقتصادی- اجتماعی والدین خود ندارند. مولفه دوم، تفاوت در میزان تلاشی است که افراد برای کسب یک نتیجه مشخص به کار می‌بندند؛ مثلاً میزان جدی گرفتن کار یا میزان ساعاتی که افراد به کار اختصاص می‌دهند. این تفکیک به‌منزلهٔ یک اصل در ارزیابی برابری فرصت شناخته می‌شود.

کارهای مبتکرانه روئمر (۱۹۹۸;۱۹۹۳) و فان دی‌گائر[1] (۱۹۹۳)، این ایده فلسفی را وارد حوزه اقتصاد کرد. روئمر با استناد به کارهای رالز[2] (۱۹۷۱)، سن[3] (۱۹۸۵)، دورکین[4] (۱۹۸۱) و آرنسون[5] (۱۹۸۹) مفهوم برابری فرصت را در ادبیات اقتصادی مطرح ساخت. وی چارچوبی را برای اندازه‌گیری نابرابری فرصت میان گروههای متفاوت جامعه برحسب شرایط بنا نهاد که در تدارک سیاستهای عمومی برای کاهش نابرابری میان افراد سودمند است. ایده اصلی وی "هم‌سطح کردن زمین مسابقه[6]" است؛ یعنی افراد باید از موقعیت یکسانی برای رشد برخوردار باشند و رشد آنها تنها وابسته به تلاش آنها باشد. وی در آثار خود، برابری فرصت را وضعیتی می‌داند که در آن توزیع یک نتیجهٔ مشخص – که وی از آن تحت عنوان مزیت[7] یاد می‌کند- مستقل از شرایط باشد؛ به‌عبارت‌دیگر، تمام افرادی که تلاش یکسانی می‌کنند، فارغ از شرایطشان باید نتیجه یکسانی کسب کنند. با دسته‌بندی جامعه به گروههایی با شرایط یکسان- به‌اصطلاح روئمر تیپها[8]- و اندازه‌گیری میزان نابرابری نتایج میان این گروهها، میزان نابرابری فرصت به دست می‌آید.

شرایط[9]، اصطلاحی کلیدی در کار روئمر، مجموعه حالاتی است که فرد مسئول آن نیست، مانند نژاد، جنسیت و خانواده‌ای که در آن متولد شده است. از سوی دیگر، تلاش حالاتی است که به فرد وابسته است مانند جدیت در کار یا تعداد ساعاتی که فرد به مطالعه می‌پردازد. ایده اصلی وی این است که نمی‌توان افراد را به سبب حالاتی که تحت کنترل آنها نیست، یا به‌عبارت‌دیگر به سبب شرایط، مقصر قلمداد کرد. تولد فرد در خانواده‌ای مشخص، با جنسیت یا نژاد مشخص یا هر مشخصه دیگری که وی مسئول آن نیست نباید بر دستاوردهای آتی فرد اثر بگذارد. دستاوردهای فرد تنها باید حاصل تلاشهای وی باشد.

1. Van de Gaer
2. Rawls
3. Sen
4. Dworkin
5. Arneson
6. Level the playing field
7. Advantage
8. Types
9. Circumstances

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

پژوهشهای متعددی مانند بتس[1] و روئمر (۱۹۹۹)، ککی و پراگین (۲۰۰۵)، بورگینیو[2] و همکاران (۲۰۰۷)، والتنبرگ[3] و همکاران (۲۰۰۷) با به‌کارگیری رویکردهای متفاوت به اندازه‌گیری نابرابری فرصت در کشورهای گوناگون پرداخته‌اند. باروس و همکاران (۲۰۰۹) با به کارگیری مدل نظری روئمر (۱۹۹۸)، راهی جدید برای اندازه‌گیری نابرابری فرصت ارائه نمودند. بر این اساس، نابرابری نتایج افراد به سبب شرایط خارج از کنترل آنان غیرمنصفانه تلقی می‌شود و تلاش فرد به منزلهٔ مبنایی برای تفکیک نابرابریهای منصفانه و غیرمنصفانه در نظر گرفته شده است. بر اساس این رویکرد نمی‌توان کودکان را مسئول دسترسی آنها به خدماتی مانند آموزش دانست؛ بنابراین تمام نابرابریهای حاصل از شرایط کودکان، نابرابری فرصت به شمار می‌آیند. برای اندازه‌گیری نابرابری فرصت، باروس و همکاران (۲۰۰۹)، شاخص فرصت انسانی را پیشنهاد کردند. شاخص فرصت انسانی در کنار توجه به میانگین نرخ پوشش آموزش کودکان، به نابرابری نرخ توزیع فرصتهای آموزشی برحسب شرایط توجه می‌کند.

تعدد کارهای تجربی طی سالهای اخیر نشانگر توجه به برابری فرصت در حوزهٔ آموزش است. همان‌طور که فررا[4] و ژینیو[5] (۲۰۱۴) اشاره دارند نابرابری فرصت آموزشی از دیدگاه هنجاری به تمام کسانی که دسترسی به آموزش را به‌نوبه خود شایان توجه می‌دانند، مربوط می‌شود. همچنین تحلیل نابرابری فرصت آموزشی از دیدگاه اثباتی اهمیت دارد، چراکه طبق نظریه سرمایه انسانی، توزیع پیشرفت تحصیلی در توزیع درآمد و رشد اقتصادی نقش دارد. در ادامه به چند مطالعه انجام‌شده در زمینهٔ نابرابری فرصت در حوزه آموزش اشاره می‌شود.

از کارهای نظری و تجربی گسترده و عمیق در این حوزه، مطالعه باروس و همکاران (۲۰۰۹) می‌باشد. آنها در کتابی با عنوان "اندازه‌گیری نابرابری فرصت در آمریکای لاتین و حوزه کارائیب" از نابرابری به منزلهٔ چالش اصلی توسعه در آمریکای لاتین یاد می‌کنند. این کتاب سهم عمده‌ای در ادبیات اندازه‌گیری نابرابری فرصت دارد و با تحلیل روی ۱۹ کشور بزرگ آمریکای لاتین با ۲۰۰ میلیون دانش‌آموز، بی‌شک بزرگ‌ترین کاربرد تجربی نظریه برابری فرصت به شمار می‌آید. در این مطالعه شاخص فرصت انسانی برای ۱۹ کشور آمریکای لاتین در سالهای ۱۹۹۵ و ۲۰۰۵ محاسبه شده و نیز سهم نابرابری فرصت از نابرابریهای موجود در حوزه اقتصاد و آموزش اندازه‌گیری شده

1. Betts
2. Bourguignon
3. Waltenberg
4. Ferreira
5. Gignoux

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

است. یافته‌ها نشانگر بهبود چشمگیر نرخ پوشش و توزیع منصفانه‌تر فرصتها در اغلب کشورهای این منطقه می‌باشد. با وجود پیشرفت کشورهای منطقه آمریکای لاتین در کاهش نابرابری فرصت در برخی حوزه‌ها طی ۱۰ سال گذشته، در برخی دیگر از حوزه‌ها همچنان نابرابری فرصت قابل‌توجهی وجود دارد. مثلاً با وجود افزایش احتمال اتمام پایهٔ ششم، در تمام کشورهای این منطقه حضور کودکان ۱۰ تا ۱۴ ساله در مدارس، تغییر چندانی نداشته است.

والتنبرگ (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان "دو شیوه برآورد نابرابری فرصتهای آموزشی در برزیل" مزایا و محدودیتهای دو روش متفاوت اندازه‌گیری نابرابری فرصتهای آموزشی را که هر دو مبتنی بر نظریه روئمر (۱۹۹۸) در زمینهٔ برابری فرصتهاست، موردبحث قرار داده است. این دو روش تضاد همیشگی رویکرد تسلط[1] و رویکرد مبتنی بر شاخصها را خاطرنشان می‌سازند. برای تبیین این امر، از داده‌های کشور برزیل استفاده شده است. تحلیل تسلط تصادفی وقتی‌که تیپها برحسب تحصیلات والدین تعریف شوند حاکی از نابرابری واضح فرصت است؛ اما اگر تیپها برحسب رنگ پوست تعریف شوند هم نابرابری فرصت و هم برابری فرصت (لااقل به‌صورت ضعیف)، بسته به تیپهای مورد مقایسه ملاحظه می‌شود. براساس پارامترهای به کارگرفته‌شده در این مطالعه، رویکرد شاخصها حاکی از این است که نابرابری فرصت ۱۶٫۱ درصد از کل نابرابری را تبیین می‌کند و تفاوتی گسترده میان مناطق وجود دارد. میزان نابرابری مناطقی از برزیل که بیشترین نابرابری فرصت را دارا هستند، یعنی مناطق جنوبی و شرقی، نسبت به مناطقی از ایتالیا که بیشترین و کمترین نابرابری فرصت را دارند، به ترتیب ۱۷۶ و ۴۳۳ درصد بیشتر است.

سینگ[2] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان " نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش ابتدایی بین کودکان هند" به بررسی نابرابری غیرمنصفانه و سیاستهای مداخله‌ای برای رفع آن می‌پردازد. در این مطالعه با استفاده از دو دوره مطالعه پیمایش ملی سلامت خانوارهای هندی و مفهوم نابرابری فرصت و شاخص فرصت انسانی، نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش ابتدایی میان کودکان هندی محاسبه شده است. یافته‌ها حاکی از کاهش چشمگیر نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش ابتدایی طی سالهای ۹۳-۱۹۹۲ تا ۲۰۰۶-۲۰۰۵ است، اما این کاهش در میان مناطق گوناگون جغرافیایی، تنوعی قابل‌توجه دارد. متغیرهای مستقل مورداستفاده در این تحلیل عبارت‌اند از: طبقه[3] سرپرست خانوار، مذهب، جنسیت کودک، محل تولد، پنجک ثروتی، میانگین تحصیلات

1. Dominance approach
2. Singh
3. Caste

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

والدین و تعداد برادر و خواهر. تمام متغیرها به‌جز میانگین تحصیلات والدین و تعداد برادر و خواهر، به‌منظور ورود در مدل رگرسیون لوجیت به متغیر مجازی تبدیل شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش از ۲۶ درصد در سال ۱۹۹۲ به ۱۹ درصد در سال ۲۰۰۵ کاهش یافته است.

کنتراس[1] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "تغییرات فرصت کودکان در شیلی" تغییرات شاخص نابرابری فرصت را در شیلی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. برآوردهای این مطالعه مبتنی بر داده‌های پیمایش ملی ویژگیهای اقتصادی- اجتماعی می‌باشد. آنها برای برآورد شاخص نابرابری فرصت و شاخص فرصت انسانی از رویکرد باروس و همکاران (۲۰۰۹) استفاده کرده‌اند. متغیرهای شرایط که در برآورد تابع لجستیک به‌کارگرفته شده اند، عبارت‌اند از: جنسیت، تحصیلات والدین، سرانه درآمد خانوار، تعداد برادر و خواهر، حضور توأمان والدین و منطقه محل سکونت. نتایج نشانگر کاهش نابرابری فرصت میان سالهای ۱۹۹۰ و ۲۰۰۶ می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که نرخ پوشش دسترسی به خدمات به‌طورکلی افزایش یافته است. همچنین شکاف دسترسی به خدمات میان زیرگروههای جمعیتی کاهش یافته است.

اسد[2] و همکاران (۲۰۱۴) با توجه به ناآرامی‌های سیاسی و اجتماعی در برخی از کشورهای خاورمیانه که از سال ۲۰۱۰ آغاز شده و همچنان ادامه دارد، در پژوهشی با عنوان "نابرابری فرصت دستیابی به آموزش در خاورمیانه و شمال آفریقا" به موضوع نابرابری فرصت در این منطقه توجه کرده‌اند. در این مطالعه از اطلاعات خانوار در ۷ کشور این منطقه برای برآورد رابطه میان دو معیار دسترسی و شرایط کودکان استفاده شده است. دسترسی متغیری مقوله‌ای در نظر گرفته شد که نشانگر حضور یا عدم حضور یک کودک در مدرسه به‌طورکلی و در صورت حضور، سطح تحصیلات وی می‌باشد. نمونه شامل کودکان ۱۲ تا ۱۸ ساله‌ای است که با والدین خود زندگی می‌کنند. نتیجه جالب این پژوهش مقایسه کشور عراق با فقیرترین کشور این منطقه یعنی یمن است. در عراق احتمال رسیدن به دورهٔ متوسطه برای مرفه‌ترین دانش‌آموز نسبت به محروم‌ترین دانش‌آموز ۱۲ برابر بود؛ که در مقایسه به نسبت ۳,۶ برای یمن به‌مراتب بدتر بوده است. کشوری که رتبه دوم بیشترین میزان نابرابری را به خود اختصاص داد سوریه با احتمال ۵,۴ بود. جنسیت که

1. Contreras
2. Assaad

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

معمولاً در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا یکی از عوامل مهم نابرابری فرصت به شمار می‌آید، در دستیابی به تحصیل مهم به نظر نمی‌رسد.

از دیگر مطالعاتی که به بررسی نابرابری فرصت در حوزهٔ آموزش پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه بتس[۱] و روئمر(۲۰۰۵)، پراگین و سرلنگا[۲](۲۰۰۸)، فررا[۳] و همکاران (۲۰۱۱)، فوگل[۴] و ولوسو[۵] (۲۰۱۴)، گامبوا[۶] و لوندونیو[۷] (۲۰۱۵) و گولی[۸] و کانگ[۹] (۲۰۱۶) اشاره کرد.

در این مطالعات با بهره‌گیری از نظریه برابری فرصت، رویکردهای متنوعی برای اندازه‌گیری نابرابری فرصت پیشنهاد شده است. نابرابری فرصت در پیشرفت تحصیلی، دسترسی به آموزش و اتمام به موقع تحصیل از موارد مورد اندازه‌گیری در این مطالعات بوده که گاه برای یک کشور در طی زمان و گاه برای چند کشور در دوره زمانی مشخص مورد اندازه‌گیری و مقایسه قرار گرفته است. وجه مشترک این رویکردها، تلاش آنها برای تفکیک نابرابری‌های منصفانه و غیرمنصفانه از یکدیگر است.

یادآور می‌شود که در مطالعات داخل کشور هر جا سخن از فرصت آموزشی به میان آمده است، به مقایسه نهاده‌های آموزشی و شاخصهای آموزشی بسنده شده و در جستجوها، مطالعه‌ای با رویکرد مطالعه حاضر در حوزهٔ آموزش یا سایر خدمات اجتماعی یافت نشد.

روش‌شناسی

قبل از بحث در مورد جزئیات داده‌ها و متغیرهای مورداستفاده، لازم است شاخص فرصت انسانی و اجزای آن معرفی شوند. شاخص فرصت انسانی از دو مؤلفه نرخ پوشش و شاخص نابرابری فرصت تشکیل شده است. مؤلفه‌ای از شاخص فرصت انسانی که برای برآورد نابرابری فرصت آموزشی (ناهمسانی یا تفاوت در دسترسی به آموزش ابتدایی میان کودکان بر اساس شرایط خارج از کنترل آنها) به‌کار می رود، از جنس شاخص ناهمسانی[۱۰] است. شاخص ناهمسانی یا شاخص D[۱۱]، ناهمسانی نرخ دسترسی به یک خدمت مشخص را برای گروههای تعریف‌شده

1. Betts
2. Serlenga
3. Ferreira
4. Foguel
5. Veloso
6. Gamboa
7. Londoño
8. Golley
9. Kong
10. Dissimilarity index
11. D-index

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

برحسب شرایط (مانند مذهب، جنسیت، محل سکونت و تحصیلات والدین) در مقایسه با میانگین نرخ دسترسی جامعه به همان خدمت اندازه می‌گیرند. در صورت اعمال نظام‌مند اصل فرصت برابر، باید تناظر دقیقی بین توزیع فرصت و جمعیت مشاهده شود. شاخص D از ۰ تا ۱ متغیر است و در صورت برابری کامل فرصت، میزان آن ۰ خواهد شد.

تفاوت احتمال دسترسی، اساس شاخص D است. شاخص D میانگین وزنی قدر مطلق تفاضل نرخ دسترسی مختص هر گروه، p_i (میانگین احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی در زیرگروه i)، از نرخ دسترسی کلی، $\bar{p}$ (میانگین احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی در کل جامعه)، می‌باشد. برای مثال اگر دو زیرگروه مورد نظر، جمعیت شهری و جمعیت روستایی باشند (بر اساس انواع شرایط و ترکیب شرایط می‌توان زیرگروههای مختلفی داشت) و p_{rural} (میانگین احتمال دسترسی یک کودک روستایی به آموزش ابتدایی) از $\bar{p}$ (میانگین احتمال دسترسی یک کودک به آموزش ابتدایی در کل جمعیت) کمتر باشد، آنگاه احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی کودکان مناطق روستایی از کودکان مناطق شهری کمتر بوده و شاخص D بیشتر از ۰ خواهد بود. به تعداد ترکیبِ شرایطِ معرف گروهها، می‌توان شکاف احتمال محاسبه کرد. روش دقیق محاسبه p_i (میانگین احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی برای کودک متعلق به زیرگروه i) در ادامه توضیح داده می‌شود.

شاخص ناهمسانی را می‌توان به‌مثابهٔ نشان‌دهندهٔ بخشی از کل فرصت موجود تفسیر کرد که باید از گروههای برخوردار (گروههایی که نرخ دسترسی آنها از نرخ دسترسی جامعه بالاتر است) به گروههای غیربرخوردار (گروههایی که نرخ دسترسی آنها از نرخ دسترسی جامعه پایین‌تر است) بازتخصیص یابد تا برابری فرصت برای همگان حاصل شود (باروس، ۲۰۰۹).

شاخص فرصت انسانی، HOI یا O، ترکیبی است از شاخص ناهمسانی و میانگین دسترسی به فرصت، $\bar{p}$. میزان فرصت اندازه‌گیری‌شده با این شاخص را می‌توان به‌منزلهٔ تعداد فرصتهای موجود در جامعه که بر اساس اصل فرصت برابر تخصیص داده شده‌اند، تفسیر کرد. این شاخص به‌مثابهٔ بخشی از کل فرصتهای لازم برای دسترسی همگانی به فرصت به‌شمار می‌آید. تفسیر دیگر از شاخص فرصت انسانی عبارت است از فرصت برابر برای پوشش یکسان کالاها و خدمات پایه.

شاخص فرصت انسانی از رابطه $O = \bar{p}(1-D)$ به دست می‌آید. از نظر شهودی، شاخص فرصت انسانی، دسترسی به فرصت پایه (نرخ پوشش) را مبنا گرفته و در صورت توزیع نابرابر

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

فرصتها آن را تنزیل می‌دهد. دو عامل موجب تغییر این شاخص می‌شوند: برای سطح مشخصی از D، گسترش فرصتها ($\overline{p}$ بالاتر)، باعث افزایش شاخص فرصت انسانی می‌شود؛ درحالی‌که بهبود توزیع فرصتهای موجود (یعنی کاهش D) نیز موجب بهبود این شاخص می‌گردد. این شاخص با اصل بهینه پارتو سازگار است، بدین‌صورت که اگر میانگین دسترسی به فرصتی مشخص افزایش یابد و فارغ از چگونگی توزیع، حداقل وضع برخی بهتر شده و وضع هیچ‌کس بدتر نشود، این شاخص بهبود می‌یابد. همچنین شاخص D به فرصتهای اختصاص‌یافته به بخش غیربرخوردار جامعه در مقایسه با بخش برخوردار، وزن بیشتری می‌دهد و ازاین‌رو شاخصی حساس به نحوه توزیع است (باروس، ۲۰۰۹).

محاسبه احتمال دسترسی و شاخص فرصت انسانی برای دسترسی به آموزش ابتدایی

فرض نمونه‌ای تصادفی از کودکان، با اطلاع از دسترسی یا عدم دسترسی هر کودک به آموزش ابتدایی ($I_i=1$ اگر کودک i به آموزش ابتدایی دسترسی داشته باشد و $I_i=0$ در غیر اینصورت) و برداری از متغیرهای نشانگر ویژگیهای وی (مانند جنسیت، محل سکونت، تحصیلات والدین، وضع مالی خانواده و تعداد برادر و خواهر) در دسترس باشد؛ اگر m تعداد کل ویژگیها باشد $x_i=(x_{1i},...,x_{mi})$.

با داشتن این اطلاعات، احتمال پیش‌بینی‌شده (مشروط بر متغیرهای شرایط) برای دسترسی به آموزش ابتدایی یک کودک را می‌توان با استفاده از مدل لجستیک تفکیک‌پذیر[1] زیر به دست آورد؛ این کار قدم اول در برآورد شاخص D می‌باشد:

$$Ln\left(\frac{P(I=1|x_1,...,x_m)}{1-P(I=1|x_1,...,x_m)}\right)=\sum_{k=1}^{m}h_k(x_k) \qquad \text{معادله ۱}$$

که x_k معرف برداری k-بعدی از متغیرهای نشانگر ویژگیها است. با برآورد تابع لجستیک فوق و به دست آوردن پیش‌بینی احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی برای هر کودک ($\hat{p}_i$)، میانگین نرخ دسترسی ($\overline{p}$) و شاخص ناهمسانی (D) برای دسترسی به آموزش ابتدایی از فرمولهای زیر حاصل می‌شوند:

$$\hat{p}_i=\frac{Exp(\hat{\beta}_0+\sum_{k=1}^{m}x_{ki}\hat{\beta}_k)}{1+Exp(\hat{\beta}_0+\sum_{k=1}^{m}x_{ki}\hat{\beta}_k)} \qquad \text{معادله ۲}$$

1. Separable logistic model

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

که $\hat{\beta}_k$ ضریبی است که از مدل لوجیت به دست می‌آید و نشانگر اثر شرایط در احتمال دسترسی کودک به آموزش ابتدایی است.

معادله ۳

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^{n} w_i \hat{p}_i$$

و

معادله ۴

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{i=1}^{n} w_i \left| \hat{p}_i - \bar{p} \right|$$

که n کل جمعیت نمونه و $w_i = \frac{1}{n}$ وزن نمونه‌ها است.

پس از محاسبه میانگین نرخ دسترسی ($\bar{p}$) و شاخص ناهمسانی (D) می‌توان شاخص فرصت انسانی برای دسترسی به آموزش ابتدایی را از رابطهٔ زیر به دست آورد:

معادله ۵

$$O = \bar{p}(1-D)$$

این رابطه چیزی نیست جز حاصل‌ضرب میانگین نرخ دسترسی و چگونگی توزیع فرصت پایه میان زیرگروهها. شایان ذکر است که شاخص فرصت انسانی نیز میان ۰ و ۱ متغیر است. اگر شاخص ناهمسانی صفر باشد، بدین معناست که فرصت دسترسی به آموزش ابتدایی میان کودکان متعلق به گروههای گوناگون با هم برابر است. شاخص ناهمسانی برابر با ۱ عکس این حالت است؛ بنابراین هر چه شاخص D کمتر باشد به معنای برابری بیشتر فرصتهاست. شاخص D به افزایش متوازن نرخ دسترسی بی‌تفاوت است. افزایش متوازن بدین معناست که نحوه توزیع فرصتهای جدید مابین گروهها با توزیع پیشین فرصتها مابین گروهها تفاوتی نداشته باشد. به‌طور شهودی درنتیجهٔ افزایش متوازن نرخ دسترسی، سهم جمعیتی گروهها و نسبتی از جمعیت که به یک فرصت خاص دسترسی دارند، تغییر نمی‌کند، بنابراین نابرابری توزیع نسبت به افزایش متوازن نرخ دسترسی حساسیتی ندارد. شاخص فرصت انسانی بالاتر برای هر جامعه‌ای مطلوب‌تر است زیرا تنها در صورتی این شاخص بالاتر خواهد بود که میانگین نرخ دسترسی ($\bar{p}$) بالاتر و/یا نابرابری نرخ دسترسی مابین زیرگروهها (D) کم‌تر باشد.

ازآنجاکه شرایط مشاهده‌شده تنها بخشی از مجموعه شرایط واقعی را دربر می‌گیرد، نابرابری فرصت محاسبه‌شده به‌منزلهٔ کران پایینی از نابرابری فرصت واقعی است که می‌توانست در صورت مشاهده‌پذیری کامل به دست آید.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

از ویژگیهای مطلوب شاخص فرصت انسانی، ویژگی تجزیه‌پذیری آن به حاصل جمع اثر مقیاس (تغییر در میانگین نرخ دسترسی به آموزش ابتدایی) و اثر توزیع (تغییر در توزیع دسترسی به آموزش ابتدایی مابین زیرگروهها) می‌باشد. می‌توان این تجزیه‌پذیری تجمعی را به‌شکل زیر نشان داد:

فرض O_{t1} و O_{t2} شاخص فرصت انسانی، $\bar{p}_{t1}$ و $\bar{p}_{t2}$ میانگین نرخ دسترسی به آموزش ابتدایی و D_{t1} و D_{t2} شاخص ناهمسانی به ترتیب در زمانهای t_1 و t_2 باشند. آنگاه می‌توان تغییر شاخص فرصت انسانی طی زمان t_1 و t_2 را به‌صورت زیر تجزیه کرد:

$$O_{t2} - O_{t1} = \bar{p}_{t2}(1 - D_{t2}) - \bar{p}_{t1}(1 - D_{t1})$$
$$= [\bar{p}_{t2}(1 - D_{t1}) - \bar{p}_{t1}(1 - D_{t1})] + [\bar{p}_{t2}(1 - D_{t2}) - \bar{p}_{t2}(1 - D_{t1})] \quad \text{معادله ۶}$$
$$= [(\bar{p}_{t2} - \bar{p}_{t1})(1 - D_{t1})] + [\bar{p}_{t2}(D_{t1} - D_{t2})] = \Delta_{\bar{p}} + \Delta_D$$

که $\Delta_{\bar{p}}$ اثر مقیاس[1] (تغییر میانگین نرخ دسترسی) و Δ_D اثر توزیع[2] (تغییر توزیع دسترسی بین زیرگروهها) می‌باشند (کنتراس،۲۰۱۲).

داده‌ها و نتایج برآورد

در این مطالعه از ریزداده‌های هزینه و درآمد خانوار در سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ استفاده شده است. آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور، در سال ۱۳۹۲ با مراجعه به ۳۸۳۱۶ خانوار مشتمل بر ۱۴۰۳۵۹ نفر (۱۸۸۸۰ خانوار نمونه شهری و ۱۹۴۳۶ خانوار روستایی، به ترتیب با جمعیتی برابر با ۶۸۰۵۸ و ۷۲۳۰۱ نفر) طی دوازده ماه انجام شده است. این آمارگیری در سال ۱۳۸۳ با مراجعه به ۲۴۵۳۴ خانوار مشتمل بر ۱۱۲۷۷۴ نفر (۱۱۶۱۹ خانوار نمونه شهری و ۱۲۹۱۵ خانوار روستایی، به ترتیب با جمعیتی برابر با ۴۹۹۰۰ و ۶۲۸۷۴ نفر) انجام شده است.

متغیر وابسته در این مطالعه، حضور به‌موقع در پایه پنجم است. تحصیل کودکان ۱۱ ساله در پایه پنجم یا بالاتر به‌منزلهٔ حضور به موقع در پایه پنجم تلقی می‌شود. علت انتخاب ۱۱ سالگی به عنوان حضور به موقع در پایه پنجم یا بالاتر این است که سن قانونی حضور کودکان در پایه اول ۶ سالگی است. برتری شاخص حضور به‌موقع در پایه پنجم نسبت به نرخ حضور در مدرسه این است که اگر کودک مدرسه خوبی نداشته باشد یا معلمان باصلاحیتی نداشته باشند یا والدین وی بی‌سواد باشند (شرایطی که خارج از اراده کودک است)، ممکن است حضور وی در این پایه در

1. Scale effect
2. Distribution effect

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

مقایسه با کودکی با مدرسه، معلم و والدین خوب، نیازمند زمان بیشتری باشد. ازاین‌رو حضور به‌موقع در پایه پنجم نسبت به حضور در مدرسه شاخصی بهتر برای دسترسی به آموزش به‌حساب می‌آید.

در سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ به ترتیب تعداد ۲۵۳۸ و ۲۱۵۶ کودک ۱۱ ساله در خانوارهای مورد نمونه‌گیری حضور داشتند که به ترتیب ۷۲٫۸ و ۸۱٫۴ درصد از آنها در پایه پنجم یا بالاتر در حال تحصیل بودند.

مجموعه متغیرهای شرایط[1]، $X=(x_1,...,x_m)$، شامل جنسیت، محل سکونت (شهر یا روستا)، تحصیلات والدین، تک‌سرپرست بودن خانوار، تعداد برادر و خواهر و سرانه درآمد (هزینه) خانوار می‌باشد. ویژگیهای فردی و خانوادگی کودکان ۱۱ ساله در سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ در جدول ۱ و جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۱ : ویژگیهای فردی و خانوادگی کودکان در سال ۱۳۸۳[2]

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
احتمال دسترسی	۰,۷۲۸	۰,۴۴۵۰۱	۰	۱
جنسیت (پسر=۱)	۰,۵۲	۰,۴۹۹۷۴	۰	۱
محل سکونت (شهر=۱)	۰,۴۰	۰,۴۹۰۱۳	۰	۱
میانگین تحصیلات والدین(سال)	۴,۳	۳,۹۷۷۸	۰	۱۸
حضور توأمان پدر و مادر در خانواده (بلی=۱)	۰,۹۴	۰,۲۳۵۱۲	۰	۱
تعداد برادر و خواهر (نفر)	۳,۱۸	۱,۹۳۳۲	۰	۱۵
درآمد (هزینه) **سرانه سالانه (ریال)**	۸۴۰۰۴۷۱	۸۸۰۵۸۸۷	۶۰۹۰۰۰	۱۰۲۰۰۰۰۰۰

تعداد مشاهدات: ۲۵۳۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود نرخ دسترسی به آموزش کودکان ۱۱ ساله یا به‌عبارت‌دیگر حضور به‌موقع در پایه پنجم برابر با ۷۲٫۸ درصد بود. ۵۱٫۹ درصد این کودکان پسر بودند و حدود ۶۰ درصد آنها در مناطق روستایی سکونت داشتند. میانگین تحصیلات والدین این کودکان ۴٫۲ سال بوده و ۹۴ درصد آنها از نعمت حضور هم‌زمان پدر و مادر در خانواده برخوردار بودند. میانگین تعداد برادر یا خواهر هر کودک ۱۱ ساله برابر با ۳٫۲ و میانگین درآمد (هزینه) سرانه خانوار آنها ۸۴۰۰۴۷۱ ریال بود. در جدول ۲ اطلاعات متناظر برای سال ۱۳۹۲ قابل ملاحظه است.

1. Circumstance variables

۲. میانگین و انحراف معیار متغیرهای دودویی بر اساس توزیع برنولی محاسبه شده است.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

جدول ۲: ویژگیهای فردی و خانوادگی کودکان در سال ۱۳۹۲

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
احتمال دسترسی	۰,۸۱۴	۰,۳۸۹۱۹	۰	۱
جنسیت (پسر=۱)	۰,۵۰	۰,۵۰۰۰۷	۰	۱
محل سکونت (شهر=۱)	۰,۴۵	۰,۴۹۸۱۷	۰	۱
میانگین تحصیلات والدین(سال)	۶,۲۲	۴,۲۴۷۹	۰	۲۳
حضور توأمان پدر و مادر در خانواده (بلی= ۱)	۰,۹۳	۰,۲۵۴۴۸	۰	۱
تعداد برادر و خواهر (نفر)	۱,۹۶	۱,۴۵۲۰	۰	۱۳
درآمد (هزینه) **سرانه سالانه (ریال)**	۴۱۲۰۰۰۰۰	۴۵۴۰۰۰۰۰	۸۸۶۷۹۱	۹۳۹۰۰۰۰۰۰

تعداد مشاهدات: ۲۱۵۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر این اساس نرخ دسترسی به موقع به تحصیل در سال ۱۳۹۲ برابر با ۰,۸۱ است.

به منظور محاسبه احتمال حضور به موقع هر کودک در پایه پنجم از مدل لجستیک استفاده می‌شود. احتمال حضور به موقع هریک از کودکان تابعی از مجموعه متغیرهای شرایط در نظر گرفته می‌شود. انتخاب این متغیرها با توجه به مطالعات مرتبط اخیر و امکان دسترسی به داده‌ها صورت می‌گیرد. در جدول ۳ متغیرهای استفاده‌شده در مجموعه شرایط، در برخی از مطالعات آمده است.

جدول ۳ : متغیرهای مورد استفاده در مجموعه شرایط در مطالعات اخیر

عنوان مطالعه	متغیر شرایط	متغیر فرصت
باروس و همکاران (۲۰۰۹)	جنسیت، تحصیلات پدر و مادر، شغل پدر و مکان مدرسه	پیشرفت تحصیلی
مولیناس[1] و همکاران (۲۰۱۰)	تحصیلات والدین، سرانه درآمد خانوار، تعداد برادر و خواهر، حضور توام والدین، جنسیت کودک، جنسیت سرپرست خانوار و محل سکونت	اتمام پایه ششم در زمان مقرر- حضور کودکان ۱۰ تا ۱۴ سال در مدرسه
نیومن (۲۰۱۲)	جنسیت، بعد خانوار، محل سکونت، تحصیلات سرپرست خانوار، جنسیت سرپرست خانوار و استان محل سکونت	دسترسی به آموزش
گولی و کانگ (۲۰۱۶)	تحصیلات پدر، محل سکونت، جنسیت، تعداد برادر و خواهر، عضویت پدر در حزب	تعداد سالهای تحصیل
کریشنان[2] و همکاران (۲۰۱۶)	جنسیت، تحصیلات پدر و مادر، شغل پدر و محل تحصیل	پیشرفت تحصیلی

با توجه به جدول ۳ و سایر مطالعات مرتبط، متغیرهای شرایط انتخاب و مدل لوجیت زیر برای محاسبه احتمال دسترسی به موقع به پایه پنجم مورد برآورد قرار می‌گیرد. یادآور می‌شود که مدل

1. Molinas
2. Krishnan

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

لجستیک در مواقعی که متغیر وابسته چندمقوله‌ای[1] است به کار می‌رود. مزیت این روش در آن است که برای استفاده از آن برقراری برخی از فروض رگرسیون کلاسیک مانند واریانس‌همسانی، نرمال بودن متغیرها و وجود رابطه خطی ضرورت ندارد (گرین[2]، ۲۰۰۷). در این مطالعه متغیر وابسته به صورت دومقوله‌ای است و متناظر با حضور یا عدم حضور به موقع کودکان در پایه پنجم می‌باشد که در صورت حضور به موقع مقدار ۱ و در صورت عدم حضور به موقع مقدار ۰ در نظر گرفته می‌شود.

معادله ۷

$$\operatorname{logit}(\text{Access}) = \ln\left[\frac{P_{Access}}{1-P_{Access}}\right] = \beta_0 + \beta_1 Gen + \beta_2 Loc + \beta_3 PP + \beta_4 PPedu + \beta_5 Sib + \beta_6 Lpinc + \beta_7 PPedu^2 + \varepsilon_i$$

در معادله ۷، P_{Access} احتمال حضور به موقع کودکان در پایه پنجم، β_0 عرض از مبدا و β_i ضرایب متغیرهای مستقل رگرسیون هستند. Access متغیر نشانگر حضور به موقع کودک در پایه پنجم(حضور به موقع=۱ و در غیراینصورت ۰)، Gen متغیر نشانگر جنسیت (پسر=۱ و دختر=۰)، Loc متغیر محل سکونت (شهر=۱ و روستا=۱)، PP متغیر حضور والدین در خانواده (حضور توام پدر و مادر=۱ و در غیر اینصورت ۰)، $PPedu$ میانگین تحصیلات والدین، $PPedu2$ مربع میانگین تحصیلات والدین، Sib تعداد برادر یا خواهر با سنی میان ۶ تا ۱۸ سال و $Lpinc$ لگاریتم درآمد (هزینه) سرانه خانوار هستند.

نتایج برآورد مدل رگرسیون فوق برای سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: مدل رگرسیون لجستیک احتمال حضور به موقع در پایه پنجم ابتدایی

	۱۳۸۵		۱۳۹۲	
	نسبت شانس	خطای استاندارد	نسبت شانس	خطای استاندارد
جنسیت (۱ =پسر)	۱،۰۲	۰،۰۹۴	۱،۰۴	۰،۱۱
محل سکونت(۱ =شهر)	۱،۱۵	۰،۱۲	۰،۹۵	۰،۱۱
میانگین تحصیلات والدین	۱،۱۹***	۰،۰۴	۱،۱۶***	۰،۰۴۵
حضور پدر و مادر در خانواده (۱ =حضور توام پدر و مادر)	۰،۹۴	۰،۱۷	۰،۹۹	۰،۲۱

1. Categorical variables
2. Greene

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

تعداد برادر یا خواهر با سنی میان ۶ تا ۱۸ سال	۰,۹۶	۰,۰۳	۰,۹۱	۰,۰۵۱
لگاریتم درآمد سرانه خانوار	۱,۵۹***	۰,۱۱	۱,۴۱***	۰,۱۴
مربع میانگین تحصیلات والدین	۰,۹۸***	۰,۰۰۲	۰,۹۹***	۰,۰۰۲
مقدار ثابت	۰,۰۰۱***	۰,۰۰۱	۰,۰۰۷***	۰,۰۱
LR chi2(7)	۱۶۰,۶۹***		۶۰,۵۱***	

*** معنادار در سطح ۰,۰۱، ** معنادار در سطح ۰,۰۵، * معنادار در سطح ۰,۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با اینکه برای محاسبه شاخص ناهمسانی از ضرایب حاصل از رگرسیون لوجیت استفاده می‌شود، اما به دلیل تفسیرپذیری و ملموس بودن بیشتر نسبت شانس[1] حضور به موقع در پایه پنجم، در جدول ۴ به‌جای ضرایب رگرسیون، نسبت شانس آورده شده است. با نگاهی به نتایج برآورد مشاهده می‌شود که جنسیت، سکونت در مناطق شهری، تعداد برادر و خواهر با سنی میان ۶ تا ۱۸ سال و حضور توام والدین در خانواده اثری معنادار بر احتمال حضور به موقع کودکان در پایه پنجم ندارند. اما افزایش میانگین تحصیلات والدین و سرانه درآمد خانوار احتمال حضور به موقع کودکان را در پایه پنجم افزایش می‌دهد. رابطه میانگین تحصیلات و احتمال حضور به موقع کودکان در پایهٔ پنجم، مثبت اما کاهنده است. کاهنده بودن اثر میانگین تحصیلات والدین از ضریب متغیر مربع تحصیلات والدین استنباط می‌شود. به منظور آزمون مناسب بودن برازش کلی مدل از آزمون نسبت راست‌نمایی[2] استفاده شده است. در هر دو برآورد، آزمون نسبت راست‌نمایی حاکی از عدم پذیرش فرضیه صفر مبنی بر عدم بهبود مدل با ورود متغیرهای توضیحی است.

با وجود اشاره به نتایج برآورد، هدف از برآورد رگرسیون لجستیک فوق، محاسبه میزان احتمال دسترسی به موقع هر یک از کودکان حاضر در نمونه به پایه پنجم بر اساس شرایط از پیش تعریف‌شده است. با استفاده از معادله ۲ و محاسبه احتمال دسترسی به موقع هر یک از کودکان حاضر در نمونه به پایه پنجم، حال می‌توان با استفاده از معادله ۴ و معادله ۵ به ترتیب احتمال دسترسی به آموزش و میزان شاخص فرصت انسانی را در سالهای موردنظر محاسبه نمود. نتایج این محاسبات برای سال۱۳۸۳در جدول ۵ ارائه شده است.

1. Odds Ratios
2. Likelihood ratio test

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

جدول ۵: شاخص فرصت انسانی و شاخص نابرابری فرصت در سال ۱۳۸۳

	مقدار	انحراف معیار	کران پایین(۹۵٪)	کران بالا(۹۵٪)
نرخ پوشش(درصد)	۷۲/۸۱	۰/۸۵	۷۱/۱۴	۷۴/۴۸
شاخص ناهمسانی (درصد)	۶/۴۵	۲/۲۳	۲/۱۰	۱۰/۸
شاخص فرصت انسانی	۶۸/۱۱	۱	۶۶/۱۴	۷۰/۰۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

یادآور می‌شود که شاخص فرصت انسانی مبین درصدی از فرصتهای موجود است که بر اساس اصل برابری فرصت توزیع شده‌اند. طبق جدول ۵ شاخص فرصت انسانی در دسترسی به آموزش ابتدایی در سال ۱۳۸۳ برابر با ۶۸,۱ درصد بوده است. در این سال نرخ پوشش یا میانگین دسترسی کودکان به آموزش برابر با ۷۲,۸ و شاخص ناهمسانی برابر با ۶,۴۵ درصد بوده است. مقادیر متناظر برای سال ۱۳۹۲ در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۶: شاخص فرصت انسانی و شاخص نابرابری فرصت در سال ۱۳۹۲

	مقدار	انحراف معیار	کران پایین(۹۵٪)	کران بالا(۹۵٪)
نرخ پوشش(درصد)	۸۱,۴	۰,۸۲	۷۹,۷۸	۸۳,۰۱
شاخص ناهمسانی (درصد)	۳,۱۶	۱,۸۴	۰	۶,۷۸
شاخص فرصت انسانی	۷۸,۸۲	۰,۹۶	۷۶,۹۲	۸۰,۷۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

ملاحظه می‌شود که شاخص فرصت انسانی در دسترسی به آموزش ابتدایی در سال ۱۳۹۲ به ۷۸,۸ درصد افزایش یافته است. میانگین نرخ پوشش و شاخص ناهمسانی در این سال به ترتیب برابر با ۸۱,۴ درصد و ۳,۱۶ درصد هستند.

با مقایسه مقادیر شاخص فرصت انسانی در سالهای مورد نظر ملاحظه می‌شود که شاخص فرصت انسانی از ۶۸,۱ در سال ۱۳۸۳ به ۷۸,۸ در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است. این شاخص به میزان ۱۰,۷ واحد افزایش یافته و به‌عبارت‌دیگر به میزان ۱۵,۷ درصد بهبود داشته است. حال این سوال قابل طرح است که این افزایش تا چه میزان، حاصل بهبود کلی نرخ دسترسی به موقع به پایه پنجم و تا چه میزان حاصل بهبود توزیع دسترسی به موقع به پایه پنجم میان کودکان جامعه بر اساس شرایط تعریف‌شده است. می‌توان به این سوال بر اساس معادله ۶ پاسخ گفت.

با توجه به معادله ۶ میزان بهبود شاخص فرصت انسانی قابل تفکیک به بهبود میانگین نرخ دسترسی (اثر مقیاس) و بهبود توزیع فرصت (اثر توزیع) می‌باشد. با استفاده از این معادله و مقادیر

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

شاخص ناهمسانی و میانگین نرخ پوشش حاصله در سالهای مورد نظر مشخص می‌شود که ۸,۰۳۶ واحد (۷۵ درصد) از تغییر ۱۰,۷۱ واحدی شاخص فرصت انسانی بین سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ مربوط به بهبود میانگین نرخ پوشش است.

جدول ۷: تجزیه تغییرات شاخص فرصت انسانی در دسترسی به آموزش ابتدایی

شاخص فرصت انسانی در سال ۱۳۸۳ O_{t1}	شاخص فرصت انسانی در سال ۱۳۹۲ O_{t2}	افزایش کل $\Delta = O_{t2} - O_{t1}$	اثر مقیاس $\Delta_{\bar{p}}$		اثر توزیع Δ_D	
			میزان تغییر	سهم از میزان تغییر (درصد)	میزان تغییر	سهم از میزان تغییر (درصد)
۶۸,۱	۷۸,۸	۱۰,۷	۸,۰۳۶	۷۵	۲,۶۷۴	۲۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود اثر مقیاس نشان‌دهندهٔ بهبود ۸,۰۳۶ واحدی شاخص فرصت انسانی در سطح کشور است و طی این مدت دسترسی به آموزش برای تمام گروهها صرف‌نظر از شرایط آنها بهبود یافته است. همچنین ۲,۶۷۴ واحد (۲۵ درصد) از تغییرات این شاخص مربوط به بهبود در توزیع فرصتها بوده است. با وجود بهبود توزیع فرصتها میان گروهها، میزان بهبود آن نسبت به بهبود نرخ پوشش در دهه مورد مطالعه به‌طور قابل ملاحظه‌ای کمتر بوده است.

نتایج

پژوهش حاضر به بررسی نابرابری فرصت دسترسی به آموزش ابتدایی در ایران پرداخته است. بدین منظور از شاخصی که به‌تازگی در کارهای تجربی استفاده شده است، یعنی شاخص فرصت انسانی، برای اندازه‌گیری نابرابری فرصت در دسترسی به آموزش ابتدایی میان کودکان ایرانی استفاده شده است. مزیت به کارگیری این روش نسبت به سایر روشها این است که این شاخصها به‌طور مستقیم سیاستگذاران را از مقدار ضروری انتقال فرصتهای آموزشی از گروههای برخوردار به گروههای محروم برای توزیع منصفانه فرصتها آگاه می‌سازد.

برای محاسبه این شاخص و اجزای آن از ریزداده‌های بودجه خانوار سالهای ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲، که از سوی مرکز آمار ایران جمع‌آوری شد، استفاده شده است. احتمال دسترسی به آموزش ابتدایی برای کودکان متعلق به زیرگروههای گوناگون جمعیتی می‌تواند متفاوت باشد. برای محاسبه میزان احتمال دسترسی هر کودک، از تابع لجستیک استفاده شده و نمونه مورد بررسی بر اساس شرایطی مانند جنسیت، محل سکونت، تحصیلات والدین، حضور توأمان پدر و مادر در خانواده، تعداد برادر

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

و خواهر و میزان درآمد سرانه خانوار مورد بررسی قرار گرفته است. سپس با به کارگیری روش پیشنهادی باروس و همکاران (۲۰۰۹) احتمال دسترسی و شاخص فرصت انسانی محاسبه شده است.

یافته‌ها نشان می‌دهد که احتمال دسترسی و شاخص فرصت انسانی در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۸۳ بهتر شده است. این بهبود را می‌توان برآیند دو پدیده دانست. نخست، نرخ پوشش در همه گروهها فارغ از شرایط آنها بهبود پیدا کرده باشد. دوم، کاهش نابرابری احتمال دسترسی میان گروههای گوناگون جمعیتی منتج به وضعیت منصفانه‌تری شده باشد. اجزای تغییر شاخص فرصت انسانی یعنی اثر مقیاس و اثر توزیع، ماهیت تغییر این شاخص را در فاصله ۱۰ ساله مورد بررسی شفاف‌تر می‌سازند. منشا اصلی افزایش شاخص فرصت انسانی، افزایش اثر مقیاس است که مبین افزایش میانگین دسترسی به آموزش ابتدایی در کشور است. با وجود بهبود اثر توزیع، سهم آن در مقایسه با اثر مقیاس کمتر می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهد حتی با مهیا کردن فرصت تحصیل برای جامعه از سوی دولت، این امکان وجود دارد که همه شهروندان به‌طور یکسان از این فرصت بهره‌مند نشوند. ممکن است برخی از کودکان لازم‌التعلیم کشور به دلیل شرایطی خارج از کنترل آنها قادر به حضور در مدرسه نباشند. بنابراین لازم است در کنار طراحی سیاستها برای ایجاد دسترسی همگانی به آموزش، از بهره‌مندی گروههای گوناگون جامعه از فرصتهای ایجادشده اطمینان حاصل شود و سیاستهای لازم برای بهره‌مندی همهٔ کودکان از آموزش وضع شود.

هرچند دسترسی به آموزش، شرط لازم برای تحقق عدالت آموزشی است اما شرط کافی برای تحقق عدالت آموزشی، دسترسی به آموزش باکیفیت برای همه کودکان است. بررسی این موضوع می‌تواند موضوع تحقیقات بعدی در این زمینه باشد.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

منابع

Aaberge, R., Mogstad, M., & Peragine, V. (2011). Measuring long-term inequality of opportunity. *Journal of Public Economics*, *95*(3-4), 193-204.

Arneson, R. J. (1989). Equality and equal opportunity for welfare. *Philosophical Studies, 56*(1), 77-93.

Assaad, R., Salehi-Isfahani, D., & Hendy, R. (2014). *Inequality of opportunity in educational attainment in Middle East and North Africa: Evidence from household surveys.* Economic Research Forum Working Paper Series No. 834. Cairo, Egypt.

Atinc, T.M., Banerjee, A., Ferreira, F. H.G., Lanjouw, P., Menendez, M., Ozler, B., Prennushi, G., Rao, V., Robinson, J., Walton, M., & Woolcock, M. (2005). *World development report 2006 :Equity and development. World development report*. Washington, DC : World Bank Group. http://documents.worldbank.org/curated/en/435331468127174418/World-development-report-2006-equity-and-development

Betts, J. R., & Roemer, J. E. (1999). *Equalizing opportunity through educational finance reform*. Working Paper, San Francisco: John D. and Catherine T. MacArthur Foundation and the Public Policy Institute of California.

_____ (2005). *Equalizing opportunity for racial and socioeconomic groups in the United States through educational finance reform.* Department of Economics, UCSD.

Björklund, A., Jäntti, M., & Roemer, J. E. (2011). Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden. *Social Choice and Welfare*, *39*(2-3), 675-696.

Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Menendez, M. (2007). Inequality of opportunity in Brazil. *Review of Income and Wealth, 53*(4), 585-618.

Checchi, D., & Peragine, V. (2005). *Regional disparities and inequality of opportunity: The case of Italy*. IZA Discussion Papers, No. 1874.

_____ (2010). Inequality of opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality, 8*(4), 429-450.

Contreras, D., Puentes, E., Larrañaga, O., & Rau, T. (2012). The evolution of opportunities for children in Chile, 1990-2006. *CEPAL Review*, N0. 106, 107-124.

De Barros, R. P., Ferreira, F. H. G., Vega, J. R. M., & Chanduvi, J. S. (2009). *Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washinton, DC: World Bank Publications.

Dworkin, R. (1981). What is equality? Part 1: Equality of welfare. *Philosophy & Public Affairs, 10*(3), 185-246 .

Ferreira, F. H., & Gignoux, J. (2014). The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *World Bank Economic Review, 28*(2), 210-246.

Ferreira, F. H., Gignoux, J., & Aran, M. (2011). Measuring inequality of opportunity with imperfect data: The case of Turkey. *The Journal of Economic Inequality*, *9*(4), 651-680.

Fleurbaey, M. (1995). Equality and responsibility. *European Economic Review, 39*(3-4), 683-689 .

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

Foguel, M. N., & Veloso, F. A. (2014). Inequality of opportunity in daycare and preschool services in Brazil. *The Journal of Economic Inequality, 12*(2), 191-220.

Gamboa, L., & Londoño, E. (2015). Assessing educational unfair inequalities at a regional level in Colombia. *Lecturas de Economía,* (83), 97-133.

Golley, J., & Kong, S. T. (2016). Inequality of opportunity in China's educational outcomes. *China Economic Review*. doi: doi.org/10.1016/j.chieco.2016.07.002

Greene, W. H. (2007). Econometric analysis (7th ed.): Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Kakwani, N., & Son, H. H. (2016). *Social welfare functions and development: Measurement and policy applications*. London: Macmillan Publishers.

Krishnan, N., Lara Ibarra, G., Narayan, A., Tiwari, S., & Vishwanath, T. (2016). *Uneven odds, unequal outcomes: Inequality of opportunity in the Middle East and North Africa.* Washington, DC: World Bank.

Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2009). Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France. *Journal of Public Economics, 93*(11-12), 1189-1207.

Molinas Vega, J., R., Paes de Barros, R., Chanduvi, J. S., Giugale, M., Cord, L.J., Pessino, C., & Hasan, A. (2010). Do our children have a chance? *A human opportunity report for Latin America and the Caribbean*. Washington, DC: The World Bank.

Newman, J. (2012). *Human Opportunity Index (HOI)–National equality of children's opportunities in Pakistan.* World Bank Policy Paper Series on Pakistan; no. PK 8/12. Washington, DC : World Bank Group.

Peragine, V., & Serlenga, L. (2008). Higher education and equality of opportunity in Italy. In J. Bishop, & B. Zheng (Eds.), *Research on Economic Inequality* (Vol. 16, pp. 1-31). Bingley, UK, Emerald.

Rawls, J. (1971). *A theory of justice.* Cambridge, Mass.: Harvard University.

Roemer, J. E. (1993). A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. *Philosophy & Public Affairs*, 22, 146-166.

_____ (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge, MA: Harvard UP.

Sen, A. (1985). *Commodities and capabilities*. Amsterdam; New York; New York, N.Y., U.S.A.: North-Holland; Sole distributors for the U.S.A. and Canada, Elsevier Science Pub. Co.

Singh, A. (2012). Inequality of opportunity in access to primary education among Indian children. *Population Review, 51*(1), 50-68.

Son, H. H. (2013). Inequality of human opportunities in developing Asia. *Asian Development Review, 30*(2), 110-130.

Van de Gaer, D. (1993). *Equality of opportunity and investment in human capital*. Doctoral dissertation, Catholic University of Leuven, Faculty of Economics.

Waltenberg, F. D. (2009). Two procedures for assessing inequality of educational opportunities in Brazil. *XXXVII Encontro Nacional de Economia-ANPEC. Foz do Iguaçu (Paraná)*, 1-20.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

Waltenberg, F. D., & Vandenberghe, V. (2007). What does it take to achieve equality of opportunity in education?: An empirical investigation based on Brazilian data. *Economics of Education Review, 26*(6), 709-723.

[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]

[DOR: 20.1001.1.26766728.1396.14.3.4.9]
[Downloaded from qjfr.ir on 2026-10-30]