بررسی اثر سیاستهای اقتصادی بر نابرابری فرصتهای آموزشی در ایران*

دکتر اسمعیل ابونوری**

علیرضا محمدی***

چکیده

امروزه نابرابری از دغدغه‌های اصلی برنامه‌های توسعه است و ازاین‌رو گسترش فرصتهای اساسی و توزیع منصفانه آنها به بخشی از نقشه راه فرآیند توسعه تبدیل شده است. هدف اصلی این مطالعه برآورد اثر متغیرهای سیاستی بر دسترسی به‌موقع به آموزش و برابری فرصتهای آموزشی به‌عنوان یکی از ارکان اصلی توسعه است. با استفاده از نتایج آمارگیری بودجه خانوار و مدل رگرسیون لوجیت اثر متغیرهای فردی، خانوادگی و استانی روی احتمال حضور به‌موقع دانش‌آموزان در پایه متناسب مورد برآورد قرار گرفته است. سپس اثر دو سناریوی کاهش نرخ فقر و شدت فقر بر احتمال دسترسی به آموزش و توزیع منصفانه فرصتها ارزیابی شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سکونت در مناطق شهری، میزان تحصیلات سرپرست خانوار، میزان درآمد خانوار و مالکیت مسکن با احتمال حضور به موقع کودک در پایه متناسب رابطه مستقیم و افزایش شمار کودکان زیر ۱۵ سال در خانواده با احتمال حضور به موقع کودک در پایه متناسب رابطه معکوس دارند. حضور کودک در استان مشخص می‌تواند در پیش‌بینی احتمال حضور به موقع وی در پایه متناسب موثر باشد، اما جنسیت کودک یا نسبت کودک با سرپرست خانوار اثری معنادار بر احتمال حضور به موقع وی در پایه متناسب ندارند. مقایسه احتمال دسترسی و شاخص فرصت انسانی پیش و پس از انجام سناریوهای سیاستی دلالت بر آن دارد که کاهش نرخ فقر و کاهش شدت فقر در استانهای کشور، احتمال دسترسی به‌موقع به تحصیل و توزیع فرصتهای آموزشی را بهبود می‌بخشند.

طبقه‌بندی JEL: D63, I24, I28

کلید واژگان: نابرابری فرصت، آموزش، شبیه‌سازی، ایران

تاریخ دریافت: ۹۶/۶/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۹/۱

* 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.

** استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی دانشگاه سمنان esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان، کارشناس پژوهشگاه مطالعات آموزش و پرورش، سازمان پژوهش و برنامه‌ریزی آموزشی (نویسنده مسئول) a.mohammadi@semnan.ac.ir

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

مقدمه

در دو دهه اخیر در نظر گرفتن نقش مسئولیت فردی در تعریف و اندازه‌گیری نابرابری، پیشرفتی قابل‌توجه در بحث نابرابری به‌وجود آورده است. پس از رالز[1] (۱۹۷۱) و سن[2] (۱۹۸۰) برخی فلاسفه سیاسی و اقتصاددانان این پرسش را مطرح نمودند که بستر مناسب برای بررسی عدالت کدام است؟ در پی آن، تفکیک میان نابرابری ناشی از مسئولیت فرد (به لحاظ اخلاقی قابل پذیرش) و نابرابری خارج از اختیار فرد (به لحاظ اخلاقی غیرقابل‌قبول) مطرح شد. برداشتهای متنوعی از این تفکر در آثار دورکین[3] (۱۹۸۱)، آرنسون[4] (۱۹۸۹) و روئمر[5] (۱۹۹۳؛ ۱۹۹۸) ارائه شده است.

پیامد این امر کاهش تدریجی توجه به دستاوردها و نتایج فرد و افزایش توجه به فرصتهای فرد در اندازه‌گیری نابرابری است. متخصصان این حوزه برای به‌کارگیری این ایده در کارهای تجربی تلاش کرده‌اند که وجه مشترک این تلاشها، تاکید بر تفکیک نابرابریهای منصفانه و غیرمنصفانه است.

بخش عمده کارهای تجربی در حوزه نابرابری فرصت مربوط به توزیع درآمد بوده است. ازمیان آنها می‌توان به مقاله‌ها و کتابهای آبرگ[6] و همکاران(۲۰۱۱)، بیورکلند[7] و همکاران (۲۰۱۱)، ککی[8] و پراجینه[9] (۲۰۱۰)، لوفرانک[10] و همکاران(۲۰۰۹) و مطالعات بانک جهانی (۲۰۰۵) اشاره کرد؛ اما بررسی نابرابری فرصت تنها به ابعاد درآمد و مصرف محدود نشده و اخیراً به بررسی نابرابری سایر ابعاد استاندارد زندگی همانند آموزش، سلامت و ... گسترش یافته است.

از میان سیاستهایی که نابرابری آموزشی را کاهش می‌دهند، سیاستهایی که نابرابری فرصت را کاهش می‌دهند به‌طور فزاینده ای مورد حمایت قرار گرفته است؛ بدین معنی که دسترسی به آموزش نباید تحت تاثیر شرایط کودک مانند جنسیت، نژاد، محل تولد، پیشینه خانوادگی و ... باشد. این تغییر مسیر سیاست‌گذاری، بر این اساس شکل گرفته است که نابرابریهای ناشی از تفاوت در انتخابهای فرد یا خانوار (تلاش) به اندازه نابرابریهای ناشی از تفاوت در فرصتها (مجموعه شرایط)

1. Rawls
2. Sen
3. Dworkin
4. Arneson
5. Roemer
6. Aaberge
7. Björklund
8. Checchi
9. Peragine
10. Lefranc

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]
[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

که فرد یا خانوار کنترلی بر آن ندارند، غیرمنصفانه نیستند. ازاین‌رو دولت باید در پی سیاستهایی باشد که محرومیتهای آموزشی مرتبط با جنسیت، نژاد، محل تولد، پیشینه خانوادگی و ... را جبران نماید.

در کشور ما طبق قانون اساسی، دولت مکلف به تامین دسترسی همگانی به آموزش پایه است. این تکلیف در قانون اساسی، قوانین برنامه توسعه اقتصادی اجتماعی فرهنگی، سند تحول بنیادین آموزش‌وپرورش (۱۳۹۰)، برنامه آموزش برای همه و اهداف توسعه هزاره[1] نیز مورد تاکید قرار گرفته است. با مراجعه به آمارهای منتشره مشاهده می‌شود که دسترسی به آموزش ابتدایی در ایران هنوز همگانی نشده است و نرخ دسترسی یا اتمام این دوره تحصیلی در مناطق و استانها و گروههای متفاوت اقتصادی- اجتماعی یکسان نیست. طبق نتایج آمارگیری بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ حدود یک‌پنجم کودکان، دوره ابتدایی را به‌موقع به پایان نرسانده اند. نابرابریهای مشاهده‌شده در دسترسی به آموزش می‌تواند حاصل انتخابهای خانوار یا مجموعه شرایط محیطی خانوار یا هر دو اینها باشد.

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 می‌سازد تا روند تغییرات برابری فرصت طی زمان در یک کشور یا در مقایسه با سایر کشورها مورد سنجش قرار گیرد.

برآورد اثر متغیرهای سیاستی بر احتمال دسترسی به آموزش و توزیع منصفانه فرصت دسترسی به آموزش هدف اصلی این مطالعه است. بدین منظور از مدل رگرسیون لوجیت روی نتایج آمارگیری بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ استفاده شده است. اثر متغیرهای فردی، خانوادگی و استانی مانند جنسیت، سکونت در شهر، میزان درآمد سرانه خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، ترکیب جمعیتی خانوار، مالکیت مسکن، استان محل سکونت و ... بر احتمال حضور به‌موقع کودکان در مدرسه مورد برآورد قرار گرفته و با استفاده از آن احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و منصفانه بودن توزیع فرصتها محاسبه شده است. سپس با انجام سناریوهای سیاستی کاهش نرخ فقر و کاهش شدت فقر در استانهای کشور، تغییر در احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و انصاف در توزیع فرصتهای آموزشی مورد ارزیابی قرار گرفته است.

1. Millennium development goals

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

ادامه مقاله بدین قرار است: در بخش دو پیشینه موضوع بررسی شده است. در بخش سوم روش تحلیل عوامل موثر بر دسترسی به‌موقع به آموزش و شبیه‌سازی اثر متغیرهای سیاستی بر احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و نحوه توزیع فرصتهای آموزشی توضیح داده شده است. بخش چهارم به توصیف داده‌های مورد استفاده و ارائه یافته‌ها اختصاص یافته و در بخش پنجم نتایج و پیشنهادها ارائه شده است.

پیشینه نظری و پژوهشی

مفهوم نابرابری فرصت آموزشی از گزارش کلمن[1] (۱۹۶۸) در اواسط دهه ۶۰ میلادی نشات گرفته که بحث چیستی برابری فرصت و نحوه دستیابی به آن را مطرح ساخته است. این گزارش کارایی سیاستهای معطوف به برابری منافع کسب‌شده از سوی دانش‌آموزان و دسترسی همگانی به آموزش را مورد ارزیابی قرار داده و شرایط اقتصادی اجتماعی و پیشینه خانوادگی را از اصلی‌ترین دلایل پیشرفت دانش‌آموزان برشمرده است.

بحث دربارهٔ معنای برابری فرصت در حوزه درآمد و ثروت را دانشمندان و اقتصاددانانی مانند رالز، سن و دورکین رونق بخشیده اند. این مفهوم بر اهمیت جبران وضعیت متفاوت افراد به ویژه در موارد خارج از مسئولیت شخصی افراد دلالت دارد؛ اما در اواخر قرن نوزده مفهوم برابری فرصت به وضوح مورد توجه قرار گرفت و به زبان ریاضی در کتاب نوآورانه روئمر (۱۹۹۸) شرح داده شد. استدلال اصلی روئمر مبتنی بر تمایز میان شرایط ازپیش‌تعیین‌شده پیش روی فرد و تلاش فرد است. درحالی‌که تلاش فرد در حیطه مسئولیت شخصی فرد است اما شرایط ازپیش‌تعیین‌شده به وی به ارث می‌رسد و خارج از کنترل فرد است. تفاوت در دستاوردها که قابل انتساب به شرایط باشد نه‌تنها به لحاظ اخلاقی پذیرفته‌شده نیست بلکه منجر به تخصیص ناکارای منابع می‌شود (فریرا و ژینیو[2]، ۲۰۱۴) و باید از طریق سیاستهای عمومی جبران شود. از دیگر سو تفاوتهای ناشی از انتخاب فرد و حوزه مسئولیت فرد به لحاظ اخلاقی قابل پذیرش است چراکه حاصل تلاش فرد است (فلربای[3]، ۲۰۰۸).

دو رویکرد روش‌شناختی به منظور اندازه‌گیری نابرابری در یک جامعه پیشنهاد شده است. یک رویکرد دیدگاه سودگرایانه قبل از وقوع[4] را اختیار می‌کند که تفاوت دستاوردها میان افراد گروهها را مورد ملاحظه قرار می‌دهد که افراد هر گروه دارای شرایط یکسان اند و تقسیم‌بندی پیش از

1. Coleman
2. Ferreira & Gignoux
3. Fleurbaey
4. Utilitarian ex-ante perspective

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]
[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

اعمال تلاش صورت می‌گیرد. رویکرد دیگر، رویکرد پس از وقوع[1] است که مجموعه فرصتهای فراهم‌شده برای افرادی که میزان تلاش یکسانی را به‌کار بسته‌اند مورد بررسی قرار می‌دهد (ککی و پراجینه، ۲۰۱۰). در رویکرد نخست برابری فرصت وقتی حاصل می‌شود که فرصتها به طور یکسان میان گروهها توزیع شود، حال‌آنکه در رویکرد دوم برابری فرصت وقتی حاصل می‌شود که افرادی که میزان تلاش یکسانی به کار می‌بندند فارغ از شرایطشان نتایج یکسانی کسب کنند (فریرا و ژینیو، ۲۰۱۴).

بخش عمده مطالعات کاربردی درزمینه اندازه‌گیری نابرابری فرصت به فرصتهای کسب درآمد اختصاص دارد حال‌آنکه به نسبت کارهای کمتری در حوزه آموزش وجود دارد. در ادامه چند مطالعه انجام‌شده در این زمینه مرور و مطالعات انجام‌شده در این حوزه به صورت کلی دسته‌بندی می‌شود.

اسد[2] و همکاران (۲۰۱۴) با توجه به ناآرامیهای سیاسی و اجتماعی در برخی از کشورهای خاورمیانه که از سال ۲۰۱۰ آغاز شده است و همچنان ادامه دارد، در مقاله‌ای 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 شده که نشانگر حضور یا عدم حضور یک کودک در مدرسه به‌طورکلی و در صورت حضور، سطح تحصیلات وی است. مجموعه متغیرهای شرایط جنسیت، تحصیلات والدین، دهک درآمدی و محل سکونت را در برمی‌گیرد. نمونه مورد بررسی شامل کودکان ۱۲ تا ۱۷ ساله‌ای بودند که با والدین خود زندگی می‌کردند و به منظور برآورد احتمال بالاترین میزان تحصیلات، از مدل پروبیت ترتیبی سانسورشده[3] استفاده شده است.

نتیجه جالب این مقاله، مقایسه کشور عراق با فقیرترین کشور این منطقه یعنی یمن است. در عراق احتمال رسیدن به دوره متوسطه مرفه‌ترین دانش‌آموز نسبت به محروم‌ترین دانش‌آموز برابر ۱۲ بود که در مقایسه با نسبت ۳/۶ برای یمن به‌مراتب بدتر بوده است. کشوری که رتبه دوم بیشترین میزان نابرابری را به خود اختصاص داده است سوریه با نسبت ۵/۴ بود. جنسیت که

1. Ex-post
2. Assaad
3. Censored ordered probit model

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]
[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

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

گامبوا و والتنبرگ[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان "اندازه‌گیری نابرابری فرصت در آموزش با ترکیب اطلاعات پوشش و پیشرفت تحصیلی آزمون پیزا"، نابرابری فرصت برای پیشرفت تحصیلی را در کشورهای آمریکای لاتین در چارچوب مفهومی روئمر مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در این مطالعه شش کشور آمریکای لاتین که در هر دو آزمون پیزای سالهای ۲۰۰۶ و ۲۰۰۹ شرکت داشتند و حدود ۷۰ درصد از جمعیت این ناحیه را شامل می‌شوند، مورد ارزیابی قرار گرفتند.

در این مطالعه از روش ناپارامتریک برای رتبه‌بندی توزیع پیشرفت تحصیلی برحسب شاخصی معین از نابرابری فرصت استفاده شده است. ازآنجاکه تعریف بلامنازعی از شرایط به‌ارث‌رسیده از جامعه وجود ندارد و با توجه به روش به کار گرفته شده در این مطالعه و حجم کم نمونه، تنها تعریف مقتصدانه‌ای از آنها میسر بوده و مجموعه شرایط شامل جنسیت، نوع مدرسه (دولتی یا خصوصی)، تحصیلات والدین و ترکیبی از این متغیرها در نظر گرفته شده است.

یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که جنسیت به‌تنهایی منشایی برای نابرابری ناعادلانه به نظر نمی‌رسد حال‌آنکه تحصیلات والدین و نوع مدرسه اهمیت بسیار دارند. نابرابری غیرمنصفانه میان کشورها در هر دو سال ۲۰۰۶ و ۲۰۰۹ از ۱۱ تا ۲۵ درصد متغیر بود. برزیل و بعد از آن مکزیک در سال ۲۰۰۶ بیشترین نابرابری ناعادلانه و آرژانتین و کلمبیا کمترین نابرابری ناعادلانه را نشان داده‌اند. در سال ۲۰۰۹ نابرابری ناعادلانه در اروگوئه و برزیل از همه‌جا بیشتر و در مکزیک و شیلی از همه‌جا کمتر بوده است.

گالی و کانگ[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان "نابرابری فرصت در نتایج آموزشی چین" به بررسی روند نابرابری آموزشی در چین و نقش نابرابری فرصت در این روند پرداخته‌اند. با استفاده از نتایج آمارگیری خانوار در سالهای ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲، نابرابری میزان تحصیلات افراد به صورت کلی و به تفکیک گروههای همسال مورد اندازه‌گیری قرار گرفت. با انجام رگرسیون، عوامل اصلی موثر بر میزان تحصیلات شناسایی شد و از نتایج حاصل برای محاسبه نابرابری فرصت استفاده شد. نابرابری فرصت آموزشی مردم چین از محل سکونت، تحصیلات پدر، گروه همسالان، استان محل اقامت، وابستگی حزبی، جنیست، بعد خانوار و قومیت نشأت می‌گیرد. یافته‌ها نشان می‌دهند که

1. Gamboa & Waltenberg
2. Golley & Kong

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]
[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

نظام آموزشی چین با آرمان برابری فرصت فاصله بسیار دارد و سهم نابرابری فرصت از کل نابرابری آموزشی در میان گروههای همسال کم‌سن‌تر بیشتر شده است.

مطالعات انجام‌شده در این حوزه به سه دسته کلی قابل تقسیم است: دسته اول مطالعات تجربی از چارچوب تابع تولید آموزش برای برآورد مستقیم اثر متغیرهای مشخص اقتصادی اجتماعی بر نتایج آموزشی [مانند فرتیگ[1](۲۰۰۳)؛ هانوشک[2] (۱۹۷۹)؛ وسمن [3] (۲۰۰۳) و فیلمر و پریچت [4] (۱۹۹۹)] و بررسی مستقیم و غیرمستقیم تحرک میان‌نسلی در پیشرفت تحصیلی استفاده کرده‌اند (مانند برمن[5] و همکاران، ۲۰۰۱).

دسته دوم و جدیدتر از این ادبیات، صریح‌تر به نظریه روئمر پرداخته و سعی کرده است تا مفهوم نابرابری فرصت را در حیطه آموزش عملیاتی کند. از جمله کارهای قابل توجه می‌توان به مطالعه فریرا و ژینیو (۲۰۱۴)، اسدالله و یالونتسکی[6] (۲۰۱۲) و گامبوا و والتنبرگ (۲۰۱۲) اشاره کرد.

دسته سوم از ادبیات بیشتر توجه به سیاستها داشته و اثر سیاستها را بر برابرسازی فرصتها مورد ارزیابی قرار داده‌اند. از جمله کارهای انجام‌شده در این دسته می‌توان به کارهای مونگان[7] و همکاران (۲۰۱۱)، والتنبرگ و وندنبرگ[8](۲۰۰۷) و ایاترولا و استیفل[9](۲۰۰۳) اشاره کرد.

بر مبنای دسته‌بندی فوق می‌توان این مقاله را در دو دسته اخیر تقسیم‌بندی قرار داد. در این مقاله با محاسبه شاخص فرصت انسانی، توزیع منصفانه فرصتها ارزیابی شده و اثر سیاستهای کاهش شیوع و شدت فقر بر نرخ پوشش و توزیع منصفانه فرصت آموزشی مورد بررسی قرار گرفته است.

روش پژوهش

در این بخش روش مورد استفاده برای شناسایی شرایط موثر بر احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش در سطح خانوار و تاثیر متغیرهای سطح استان بر اثر نهایی استانی، روش محاسبه شاخص فرصت انسانی و روش محاسبه نرخ فقر و شدت فقر شرح داده می‌شود.

1. Fertig
2. Hanushek
3. Wößmann
4. Filmer & Pritchett
5. Behrman
6. Asadullah & Yalonetzky
7. Mongan
8. Vandenberghe
9. Iatarola & Stiefel

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

۱. چارچوب کلی

در این بخش فرآیند دومرحله‌ای مورداستفاده برای شناخت متغیرهای انتخابی و محیطی[1] مؤثر بر تصمیم خانوار برای تحصیل و شبیه‌سازی اثر سیاستهای اتخاذشده بر توزیع منصفانه فرصتهای آموزشی ارائه شده است. برخی از متغیرهای محیطی موردنظر در سطح فرد و خانوار و برخی دیگر از داده‌ها در سطح استان وجود دارند (ابونوری و محمدی، ۱۳۹۶). برای رفع مشکلات مربوط به داده‌ها و برآورد، از فرآیند دومرحله‌ای پیشنهادی از سوی اُدانل[2] و همکاران(۲۰۰۸) استفاده شده است.

در مرحله نخست، یک مدل لوجیت از تصمیم‌گیری خانوار با اثرات ثابت استان برآورد شده و در گام بعد، اثرات ثابت استان روی متغیرهای استانی، شامل متغیرهایی که مستقیماً تحت تأثیر سیاستها هستند، برازش داده شده است. سپس به‌منظور شبیه‌سازی اثر سیاستها بر تصمیم خانوار و عدالت در دسترسی، اثرات جزئی متغیرهای سیاستی که در مرحله دوم به‌دست‌آمده‌اند را در مدل لوجیت برآوردشده در مرحله اول وارد کرده ایم.

شاخص اصلی مورداستفاده برای ارزیابی برابری، شاخص فرصت انسانی[3] است که باروس[4] و همکاران (۲۰۰۹) مورد استفاده قرار داده اند. برآورد اولیه شاخص فرصت انسانی بر مبنای نتایج محاسبه‌شده از برآورد مدل لوجیت است.

در مرحله دوم نتایج محاسبه‌شده متناظر با یک سناریوی سیاستی را به دست آورده و برای محاسبه شاخص فرصت انسانی جدید استفاده کرده ایم. تفاوت میان احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و شاخص فرصت انسانی جدید و پیشین، نشانگر اثر سیاستها بر تغییر در میزان دسترسی به آموزش و توزیع منصفانه‌تر دسترسی به آموزش است.

برای درک بهتر این موضوع، مدل رگرسیون لوجیت را به‌منظور شناسایی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری خانوار در نظر گرفته ایم (گرین،[5] ۲۰۱۲).

برای محاسبه احتمال حضور به موقع کودکان مورد مطالعه در پایه متناسب، از مدل لوجیت استفاده شده است. مدل لجستیک در مواقعی مورد استفاده قرار می‌گیرد که متغیر وابسته چندمقوله‌ای باشد. مزیت این روش در آن است که برای استفاده از آن برقراری برخی از فروض

1. Choice and circumstance variables
2. O'Donnell
3. Human Opportunity Index (HOI)
4. Barros
5. Greene

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]
[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

رگرسیون کلاسیک مانند واریانس همسانی، نرمال بودن متغیرها و وجود رابطه خطی ضرورت ندارد (گرین، ۲۰۱۲). در این مطالعه متغیر وابسته به صورت دومقوله ای است و در صورت حضور به موقع کودک در پایه متناسب مقدار ۱ و در صورت عدم حضور به موقع مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود. مدل لوجیت مورد برآورد عبارت است از:

$$prob(Y_{ij}=1|X_{ij},P_{ij})=e^{(\alpha+\beta X'_{ij}+P'_{ij}\delta)}\Big/1+e^{(\alpha+\beta X'_{ij}+P'_{ij}\delta)}$$ معادله ۱

که i نشانگر i امین کودک، j نشانگر استان j ام، Y نتیجه مورد نظر (مثلاً حضور در مدرسه)، X بردار ویژگیهای کودک و خانوار شامل درآمد سرانه خانوار، P برداری از متغیرهای مجازی استانی، α مقدار ثابت و β و δ بردارهای ضرایب رگرسیون هستند. با برآورد معادله ۱ احتمال پیش‌بینی‌شده برای حضور به‌موقع هر کودک در پایه متناسب با سن وی به دست می‌آید. این احتمال را می‌توان برحسب افزایش درآمدها مرتب کرد، یعنی:

$$Y_1 \le Y_2 \le Y_3 \le \ldots \le Y_N$$ معادله ۲

که Y_1 احتمال تحصیل کودک خانواری با کمترین درآمد سرانه است؛ Y_2 احتمال تحصیل کودک دومین خانواری است که کمترین میزان درآمد سرانه را دارد و ... . این احتمالهای محاسبه‌شده برای محاسبه مقادیر اولیه HOI و احتمال دسترسی به موقع به آموزش استفاده می‌شوند. از معادله ۱ اثر نهایی متغیر استانی روی Y، یعنی Pj، بدین‌صورت برآورد می‌شود:

$$\hat{\delta}_j = prob(Y=1|\bar{X},P_j=1)-prob(Y=1|\bar{X},P_B=1)$$ معادله ۳

که $\hat{\delta}_j$ اثر نهایی استان j، تفاوت احتمال حضور به‌موقع کودک در مدرسه را در استان j نسبت به استان مرجع نشان می‌دهد و $\bar{X}$ برداری از مقادیر میانگین ویژگیهای کودک و خانوار است. توجه داشته باشیم ازآنجاکه اثر نهایی برای همهٔ کودکانی که در یک استان زندگی می‌کنند یکسان است، تعداد اثرهای نهایی با تعداد استانها یعنی j برابر است.

مرحله بعد، یافتن رابطه اثرات نهایی استانی با متغیرهای سطح استان (I) و سایر عوامل (Z) است. برای مثال اثر نهایی استانی متاثر از نرخ فقر و شدت فقر (متغیر سیاستی) و تعداد مدارس در هر ۱۰ کیلومترمربع و ... در استان است. با فرض وجود این رابطه خطی داریم:

$$\hat{\delta}_j = \alpha_0 + \alpha_I I_j + Z'_j\alpha_z + \varepsilon_j$$ معادله ۴

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

که α ها ضرایب رگرسیون و ε جمله خطاست. همچنین فرض کنید که دولت سیاست مطلوب خود در استان j را I^* وضع نماید. آنگاه اتخاذ این سیاست موجب تغییر در اثرات نهایی به‌اندازه $\Delta\hat{\delta}_j = \hat{\alpha}_j(I^* - I_j)$ می‌شود. با داشتن پارامترهای معادله ۱، استفاده از $\Delta\hat{\delta}_j$ها منجر به محاسبه احتمال جدیدی از حضور به‌موقع کودک i ام در استان j ام در مدرسه (Y^*_{ij}) می‌شود.

اگر برای تمام استانها سیاست یکسان I^* اتخاذ شود، آنگاه برآوردی جدید از احتمال تحصیل هر کودک حاصل می‌شود؛ یعنی Y^*_{ij} به ازای هر i و j. با برآورد احتمال جدید حضور به‌موقع کودک در مدرسه ناشی از اعمال سیاست جدیـــد (I^*)، می‌توان همانند نامعادله ۲ کودکان را به‌صورت صعودی برحسب درآمد سرانه مرتب کرد:

$$Y^*_1 \le Y^*_2 \le Y^*_3 \le \ldots \le Y^*_N$$ معادله ۵

که Y^*_i احتمال تازه‌محاسبه‌شده حضور به‌موقع i اُمین کودک در مدرسه است. از این احتمال تازه‌محاسبه‌شده می‌توان برای محاسبه شاخص توزیع منصفانه فرصت به ازای اعمال سیاست I^* استفاده کرد. با مقایسه HOI حاصل از نامعادله ۲ و ۰معادله ۵ می‌توان اثر اعمال سیاستهای مورد نظر را بر احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و توزیع منصفانه دسترسی به آموزش را مشاهده نمود.

۲. روش محاسبه شاخص فرصت انسانی

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 می‌سازد تا روند تغییرات برابری فرصت طی زمان در یک کشور یا در مقایسه با سایر کشورها مورد سنجش قرار گیرد.

با برآورد تابع لجستیک معادله ۱، پیش‌بینی احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش ابتدایی برای هر کودک ۷ تا ۱۲ سال ($\hat{p}_i$)، میانگین نرخ دسترسی به‌موقع ($\bar{p}$) و شاخص ناهمسانی (D) برای دسترسی به آموزش ابتدایی از فرمولهای زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{p}_i = \frac{Exp(\hat{\alpha} + X'_{ij}\hat{\beta} + P'_{ij}\hat{\delta})}{1 + Exp(\hat{\alpha} + X'_{ij}\hat{\beta} + P'_{ij}\hat{\delta})}$$ معادله ۶

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

که $\hat{\beta}$ و $\hat{\delta}$ ضرایبی هستند که از مدل لوجیت به دست می‌آیند و نشانگر اثر شرایط در احتمال دسترسی به‌موقع کودک به آموزش ابتدایی هستند.

معادله ۷
$$\bar{p} = \sum_{i=1}^{n} w_i \hat{p}_i$$

و

معادله ۸
$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{i=1}^{n} w_i \left| \hat{p}_i - \bar{p} \right|$$

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 رابطه زیر به دست آورد:

معادله ۹
$$O = \bar{p}(1 - D)$$

این رابطه چیزی نیست جز حاصل‌ضرب میانگین نرخ دسترسی و چگونگی توزیع فرصت میان افراد (باروس و همکاران، ۲۰۰۹).

۳. روش محاسبه شیوع و شدت فقر

برای محاسبه شیوع فقر و شدت فقر از شاخص فقر FGT [1] استفاده شده است. این شاخص همزمان به بررسی درصد افراد فقیر، فاصله آنها از خط فقر و شدت فقر می‌پردازد. فاستر، گریر و توربک (۱۹۸۴) این شاخص را به صورت زیر معرفی کردند:

معادله ۱۰
$$FGT_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{q} \frac{(z - x_i)^a}{z^a} \qquad a \geq 0$$

در این شاخص، n شمار افراد جامعه، q شمار افراد فقیر، z خط فقر و x_i درآمد i اُمین فرد فقیر است. فقر در این شاخص به مثابه تابعی از نسبت شکاف فقر که به توان a رسیده است، تلقی می‌شود. این پارامتر میزان تنفر و گریز از فقر در جامعه را نشان می‌دهد. به عبارت بهتر، هرچه مقدار آن بیشتر باشد یعنی جامعه از فقر گریزان‌تر است و باید به فقیرترین افراد اهمیت بیشتری داده شود. پارامتر a اگر صفر باشد، این شاخص به شاخص فقر سرشمار(شیوع فقر)؛ اگر یک باشد این شاخص به شاخص شکاف فقر؛ اگر برابر ۲ باشد یعنی حساسیت بیشتری به عمق فقر نشان

1. Foster-Greer-Thorbecke index

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

داده و به شاخص FGT تبدیل می‌شود که یک شاخص عمومی است و تمام ویژگیهای مطلوب یک شاخص فقر را داراست(ابونوری و مالکی، ۱۳۸۷).

یافته‌ها

برای تحلیل احتمال حضور به‌موقع کودک در پایه متناسب با سن خود و بررسی نتایج اعمال سیاستهای اقتصادی در توزیع منصفانه فرصتهای آموزشی، از ریزداده‌های بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ جمع‌آوری‌شده از سوی مرکز آمار ایران، آمار وزارت آموزش‌وپرورش و سالنامه آماری مرکز آمار ایران استفاده شده است. آمارگیری بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ مشتمل بر نمونه‌ای معرف خانوارهای شهری و روستایی کل کشور است و ۳۸۳۱۶ خانوار و ۱۴۰۳۵۹ نفر افراد حاضر در خانوارها را در بر می‌گیرد. پرسشنامه‌های تکمیل‌شده از سوی هر خانوار، علاوه بر سؤالات مربوط به هزینه و درآمد خانوار، برخی از اطلاعات مربوط به ویژگیهای اعضای خانوار مانند میزان تحصیلات، سن، جنس و نسبت با سرپرست خانوار را نیز در بردارند. در این مطالعه خانوارهایی مورد مطالعه قرار گرفتند که کودکان ۷ تا ۱۲ ساله داشتند. عدهٔ کل کودکان ۷ تا ۱۲ ساله حاضر در خانوارهای مورد مطالعه، ۱۳۷۳۹ نفر بودند.

متغیر وابسته حضور به‌موقع کودک در پایه تحصیلی متناسب با سن وی است که به ازای حضور به‌موقع کودک در پایه متناسب یا بالاتر، برابر با ۱ و در غیراین‌صورت برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود. با این حساب ۸۶/۵۳ درصد از کودکان به‌موقع در پایه متناسب حضور داشته‌اند. متغیرهای مستقل به سه دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول متغیرهای دودویی مربوط به ویژگیهای کودک هستند؛ جنسیت کودک (برابر با ۱ برای پسر و صفر برای دختر)، نسبت با سرپرست خانوار (برای فرزند برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر) و محل سکونت (برابر با ۱ برای مناطق شهری و صفر برای مناطق روستایی). حدود ۵۱ درصد از کودکان حاضر در نمونه پسر هستند و حدود ۹۷ درصد از کودکان، فرزند سرپرست خانوار هستند. دسته دوم از متغیرها به ویژگیهای اقتصادی-اجتماعی و جمعیتی خانوار، شامل ویژگیهای سرپرست خانوار مربوط می‌شود. از میان سرپرستان خانوار، ۹۵ درصد مرد، ۹۶ درصد متاهل و ۹۵ درصد شاغل هستند. میانگین سهم کودکان ۱۵ سال و کمتر از جمعیت خانوار، حدود ۴۶ درصد است و ۷۷ درصد از خانوارها صاحب مسکن هستند. از میان خانوارهای مورد مطالعه، ۱۷ درصد در دهک اول درآمدی، ۱۴ درصد در دهک دوم و ... قرار دارند.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

دسته آخر از متغیرهای توضیحی، شامل متغیر مجازی استانی است و به ازای هر استان غیر از استان مرجع(استان تهران) متغیری مجازی در الگو وارد می‌شود. پس از برآورد مدل لوجیت اثر نهایی استانی مورد محاسبه قرار گرفته است. نتایج این محاسبه در جدول ۱ آورده شده است. اثر نهایی، تغییر در احتمال وقوع پیشامد را به ازای تغییر متغیر مستقل نشان می‌دهد (لانگ و فریس[1]، ۲۰۰۶).

در این مطالعه اثر نهایی استانی، تفاوت احتمال حضور به‌موقع در مدرسه کودک ساکن در استان مشخص را نسبت به استان مرجع نشان می‌دهد. به طور مثال، اثر نهایی استانی ۰/۱۳ برای استان گیلان مبین این است که احتمال حضور به‌موقع در مدرسه برای کودک ساکن در استان گیلان، به میزان ۱۳درصد از استان مرجع یعنی استان البرز بیشتر است.

نابرابری احتمال حضور به‌موقع در مدرسه، می‌تواند ناشی از عوامل گوناگون مانند عوامل تحت کنترل و خارج از کنترل خانوار باشد. جدول ۱ نشان می‌دهد که سکونت در شهر، میزان تحصیلات سرپرست خانوار، مالکیت مسکن، ترکیب جمعیتی خانوار و دهک درآمدی ازجمله عوامل فردی و خانوادگی هستند که اثر نهایی معناداری بر احتمال حضور به‌موقع کودکان ۷-۱۲ ساله دارند. احتمال حضور به‌موقع در مدرسه کودک ساکن در شهر، ۲۳ درصد بیشتر از احتمال حضور به‌موقع کودک ساکن در روستا است. اینکه سرپرست خانوار، پدر کودک باشد یا فردی غیر از پدر، بر احتمال حضور به‌موقع کودک در مدرسه اثری ندارد. با افزایش تعداد کودکان زیر ۱۵ سال در خانوار، احتمال حضور به‌موقع کودک در مدرسه کاهش می‌یابد. احتمال حضور به‌موقع کودک در خانواده‌ای که سرپرست خانوار دارای تحصیلات متوسطه و بالاتر است در مقایسه با کودک حاضر در خانواده دارای سرپرستی با تحصیلات کمتر، ۰/۷ درصد بیشتر است. با در نظر گرفتن دهک اول به عنوان گروه مرجع، برآورد نشان می‌دهد که احتمال حضور به‌موقع کودک حاضر در خانوارهای دهک دوم تا دهم از کودکان حاضر در خانوارهای دهک اول درآمدی بیشتر است. این امر نشان می‌دهد افزایش درآمد خانوار، احتمال حضور به موقع کودک در مدرسه را افزایش می‌دهد. با در نظر گرفتن استان البرز به منزلهٔ استان مرجع، اثر نهایی استانی تغییر احتمال حضور به موقع یک کودک در مدرسه را برای کودک ساکن در استان مد نظر در مقایسه با کودک ساکن در استان البرز نشان می‌دهد. از ۳۰ استان مورد بررسی، اثر نهایی برای دو استان مثبت و برای ۲۸ استان منفی بوده است. به عبارت دیگر تنها در استانهای گیلان و اردبیل احتمال حضور به موقع کودکان در مدرسه، از استان البرز بیشتر است و احتمال حضور به موقع کودکان ساکن در سایر استانهای کشور از کودکان ساکن در استان البرز کمتر است.

1. Long & Freese

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

جدول ۱: اثر نهایی محاسبه‌شده پس از برآورد مدل لوجیت

معناداری	آماره z	انحراف معیار	اثر نهایی		معناداری	آماره z	انحراف معیار	اثر نهایی	
۰.۴۷۹	-۰.۷۱	.۰۱۷۵۷۷	-.۰۱۲۴۵۵۴	قزوین	۰.۲۷۶	-۱.۰۹	.۰۰۵۲۹۱۵	-.۰۰۵۷۶۰۱	جنسیت (پسر =۱)
۰.۴۰۴	۰.۸۴	.۰۱۵۶۸۱	.۰۱۳۰۹۳۸	گیلان	۰.۰۰۰	۴.۰۲	.۰۰۵۸۵۲	.۰۲۳۵۴۸۸	محل زندگی(شهر=۱)
۰.۰۰۳	-۳.۰۰	.۰۱۶۵۴۵۵	-.۰۴۹۵۸۰۳	گلستان	۰.۲۸۹	-۱.۰۶	.۰۱۷۵۵۴۸	-.۰۱۸۵۹۶۷	نسبت با سرپرست خانوار(پدر=۱)
۰.۰۰۰	-۵.۰۶	.۰۲۰۹۶۵۲	-.۱۰۶۰۹۷	همدان	۰.۵۱۸	۰.۶۵	.۰۱۶۸۸۳۴	.۰۱۰۹۱۵۳	جنسیت سرپرست خانوار(مرد =۱)
۰.۰۰۵	-۲.۸۳	.۰۱۵۸۵۳	-.۰۴۴۸۳۱۹	هرمزگان	۰.۶۲۵	۰.۴۹	.۰۱۹۶۳۲	.۰۰۹۵۹۲۴	تاهل سرپرست خانوار(متاهل=۱)
۰.۰۰۱	-۳.۳۴	.۰۱۹۶۷۱۳	-.۰۶۵۶۸۲۹	ایلام	۰.۰۰۰	۴.۸۶	.۰۰۷۲۵۴	.۰۳۵۲۸۱	تحصیلات سرپرست خانوار(متوسطه و بالاتر =۱)
۰.۰۰۰	-۵.۹۶	.۰۱۹۰۴۴۸	-.۱۱۳۵۱۵۱	کرمان	۰.۸۵۷	-۰.۱۸	.۰۱۲۳۵۶۷	-.۰۰۲۲۲۷۹	اشتغال سرپرست خانوار(شاغل= ۱)
۰.۰۰۶	-۲.۷۷	.۰۱۸۲۳۰۴	-.۰۵۰۴۴۹۸	کرمانشاه	۰.۰۰۱	۳.۲۵	.۰۰۶۴۹۹۳	.۰۲۱۱۳۷۳	خانوار مالکیت مسکن (مالک=۱)
۰.۰۰۱	-۳.۲۸	.۰۱۶۲۱۲	-.۰۵۳۲۰۰۶	خوزستان	۰.۱۰۲	-۱.۶۳	.۰۲۰۰۱۳۷	-.۰۳۲۷۰۷۴	نسبت جمیعت زیر ۱۵ سال
۰.۳۵۶	-۰.۹۲	.۰۱۵۰۸۱۴	-.۰۱۳۹۱۲۷	خراسان شمالی					دهک درآمدی
۰.۰۰۰	-۵.۳۶	.۰۱۷۸۷۱۱	-.۰۹۵۷۰۵۳	خراسان رضوی	۰.۰۰۰	۶.۲۶	.۰۱۰۸۷۹۲	.۰۶۸۱۴۸۵	۲
۰.۰۷۹	-۱.۷۶	.۰۱۶۷۱۵۵	-.۰۲۹۳۹۸۴	خراسان جنوبی	۰.۰۰۰	۶.۶۷	.۰۱۱۴۰۲۶	.۰۷۶۰۹۳۲	۳
۰.۰۰۰	-۴.۴۶	.۰۲۱۲۲۶۴	-.۰۹۴۶۱۱۴	کهکیلویه و بویراحمد	۰.۰۰۰	۶.۵۵	.۰۱۱۸۵۶	.۰۷۷۶۳۲۶	۴
۰.۱۰۴	-۱.۶۲	.۰۱۷۸۸۲۷	-.۰۲۹۰۴۱	کردستان	۰.۰۰۰	۵.۹۷	.۰۱۲۲۶۸۹	.۰۷۳۱۸۴۲	۵
۰.۰۰۰	-۵.۱۴	.۰۲۰۶۴۱۷	-.۱۰۶۱۱۹	لرستان	۰.۰۰۰	۹.۲۲	.۰۱۱۷۶۷۹	.۱۰۸۴۷۹۲	۶
۰.۳۷۴	-۰.۸۹	.۰۱۶۸۷۷۹	-.۰۱۵۰۱۹۲	مرکزی	۰.۰۰۰	۷.۲۵	.۰۱۲۷۸	.۰۹۲۶۳۳۲	۷
۰.۰۲۶	-۲.۲۳	.۰۲۱۹۳۸۲	-.۰۴۸۹۷۸۱	مازندران	۰.۰۰۰	۶.۰۷	.۰۱۳۸۸۹۴	.۰۸۴۲۷۴۳	۸
۰.۰۰۰	-۵.۶۰	.۰۲۲۰۱۳۶	-.۱۲۳۳۷۱۳	قم	۰.۰۰۰	۵.۷۰	.۰۱۴۴۵۹۷	.۰۸۲۴۳۸۵	۹
۰.۰۰۰	-۶.۵۳	.۰۲۷۶۱۹۴	-.۱۸۰۳۴۹	سمنان	۰.۰۰۰	۵.۳۲	.۰۱۵۱۱۷	.۰۸۰۴۵۴۴	۱۰
۰.۰۰۰	-۶.۷۹	.۰۱۶۶۱۸۸	-.۱۱۲۸۵۹۴	سیستان و بلوچستان					استان
۰.۰۰۰	-۸.۵۹	.۰۲۱۰۲۶۳	-.۱۸۰۵۵۲۷	تهران	۰.۰۹۶	۱.۶۷	.۰۱۳۹۲۹۵	.۰۲۳۲۱۹۵	اردبیل
۰.۰۰۰	-۴.۳۳	.۰۲۰۵۷۰۷	-.۰۸۸۹۷۶۴	یزد	۰.۰۰۰	-۷.۵۱	.۰۲۲۴۸۶۲	-.۱۶۸۸۲۹۶	آذربایجان شرقی
۰.۰۰۰	-۶.۸۱	.۰۲۴۹۰۶۴	-.۱۶۹۶۳۴۱	زنجان	۰.۰۰۰	-۵.۸۹	.۰۲۱۳۶۵۷	-.۱۲۵۸۱۱۳	آذربایجان غربی
					۰.۰۰۰	-۴.۲۵	.۰۱۹۵۱۰۳	-.۰۸۲۸۲۶۴	بوشهر
					۰.۱۸۳	-۱.۳۳	.۰۱۸۱۰۲۱	-.۰۲۴۰۹۴۶	چهار محال و بختیاری
					۰.۱۴۵	-۱.۴۶	.۰۱۸۹۱۵۵	-.۰۲۷۵۵	اصفهان
					۰.۰۰۰	-۳.۵۵	.۰۱۸۳۹۴۳	-.۰۶۵۳۴۰۱	فارس

۱۳,۷۳۹ = تعداد مشاهدات
۶۶۱,۲۱ = (۴۸) نسبت راستنمایی خی‌دو
۰.۰۰۰۰ = خی‌دو < احتمال
۰.۰۶۰۹ = شبه ضریب تعیین

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

اثر سناریوهای سیاستی بر احتمال حضور به‌موقع کودکان در مدرسه و توزیع منصفانه فرصتها

کمتر بودن احتمال حضور به‌موقع کودکان متعلق به خانوارهای کم‌درآمد یا پرجمعیت در مدرسه، می‌تواند شاهدی بر پس‌انداز کمتر یا منابع کمتر این خانوارها برای تخصیص به آموزش باشد. دولت می‌تواند با دخالتهای مناسب در عوامل محیطی یا گروههای جمعیتی، بر متغیرهای شرایطی که در تصمیم خانوار در تحصیل کودکان نقش دارند، اثر بگذارد. انتظار می‌رود با کاهش شیوع فقر و شدت فقر احتمال حضور به‌موقع کودکان در مدرسه در سراسر کشور بیشتر شود و فرصتهای آموزشی منصفانه‌تر توزیع گردند.

به‌منظور بررسی این فرض با استفاده از روش شرح داده‌شده در بخش قبل، اثر نهایی متغیر استانی محاسبه‌شده در مدل لوجیت حضور به‌موقع کودکان در مدرسه (جدول ۱)، با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی روی متغیرهای سطح استان شامل تعداد مدرسه در هر ۱۰ کیلومترمربع، نسبت مدارس مختلط به کل مدارس موجود، سرانه مخارج آموزشی استان، شیوع فقر و شدت فقر برازش شده است. گفتنی است که در محاسبه شیوع فقر و شدت فقر از روش FGT توضیح‌داده شده در معادله ۱۰ استفاده شده است. بر اساس محاسبه انجام‌شده، میانگین نرخ فقر و شدت فقر در ایران (مناطق شهری و روستایی) در سال ۱۳۹۲ به ترتیب برابر با ۰/۱۷۳۸ و ۰/۰۱۵ بود. جدول ۲ نشان می‌دهد که عوامل نسبت مدارس مختلط به کل مدارس، سرانه مخارج آموزشی، نرخ فقر و شدت فقر با اثر نهایی استانی رابطه‌ای معنادار دارند.

افزایش نسبت تعداد کلاسهای مختلط می‌تواند تعداد کلاسهایی را که به دلیل به حدنصاب نرسیدن دانش‌آموزان تعطیل می‌شوند کاهش دهد؛ بنابراین افزایش تعداد کلاسهای مختلط با احتمال حضور دانش‌آموزان در مدرسه رابطه مستقیم دارد. سرانه بالای مخارج آموزشی دولت نشانهٔ تراکم پایین دانش‌آموزان در کلاس درس است که از ویژگی کلاسهای دایر در مناطق روستایی است. همان‌طور که در معادله لوجیت نیز مشاهده شد حضور در مناطق روستایی احتمال حضور به‌موقع در پایه متناسب را کاهش می‌دهد. لذا رابطه منفی سرانه مخارج آموزشی دولت با اثر نهایی قابل پیش‌بینی بود. انتظار می‌رود اثر نهایی برای استانهایی که فقر شیوع و شدت بیشتری دارد کمتر باشد. این امر در سطح خانوارها نیز در برآورد مدل لوجیت بدین‌صورت مشاهده شد که احتمال حضور به‌موقع کودکان در مدرسه برای کودکان حاضر در خانوارهای پردرآمدتر بیشتر بود.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

جدول ۲: برآورد اثر متغیرهای استانی بر اثر نهایی

متغیرها	مدل اول	معناداری	مدل دوم	معناداری
تعداد مدرسه	-۰.۰۲۰۰ (۰.۰۳۱۴)	۰.۵۲۹	-۰.۰۲۴۸ (۰.۰۳۰۴)	۰.۴۲۱
نسبت کلاسهای مختلط	۰.۱۰۱ (۰.۰۶۲۷)	۰.۱۱۹	۰.۰۸۸۶ (۰.۰۶۳۰)	۰.۱۷۱
سرانه مخارج آموزشی	-۱.۱۴e-۰۵*** (۳.۰۰e-۰۶)	۰.۰۰۱	-۱.۱۷e-۰۵*** (۳.۲۰e-۰۶)	۰.۰۰۱
شیوع فقر	-۰.۱۲۳* (۰.۰۷۰۹)	۰.۰۹۴		
شدت فقر			-۰.۷۹۶* (۰.۴۴۳)	۰.۰۸۴
تعداد مشاهدات	۳۱		۳۱	
ضریب تعیین	۰.۶۳۶		۰.۶۳۱	

مقادیر خطای استاندارد در داخل پرانتز؛ *** p<۰.۰۱, ** p<۰.۰۵, * p<۰.۱

ماخذ: محاسبات

پس از برآورد مدل حداقل مربعات معمولی، دو سناریوی سیاستی در سطح استانها شبیه‌سازی شده است. نخست کاهش ۲۰ و ۵۰ درصدی نرخ فقر و سپس کاهش ۲۰ و ۵۰ درصدی شدت فقر در استانهای کشور در نظر گرفته شده و اثر هر یک از این سناریوها بر میانگین نرخ دسترسی به‌موقع به آموزش و توزیع منصفانه فرصتهای آموزشی (شاخص فرصت انسانی) مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۳: اثر سیاستهای اتخاذشده بر توزیع منصفانه فرصتها

سناریوی سیاستی		احتمال دسترسی به موقع به آموزش	شاخص فرصت انسانی
مقادیر اولیه پیش از اجرای سیاست		۸۷,۰۷	۸۴,۰۱
کاهش نرخ فقر	٪۲۰	۸۷,۵۵	۸۴,۵
	٪۵۰	۸۸,۲۵	۸۵,۲۵
کاهش شدت فقر	٪۲۰	۸۷,۳۶	۸۴,۳۳
	٪۵۰	۸۷,۷۹	۸۴,۸۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳ احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و شاخص فرصت انسانی متناظر با هر سیاست را نشان می‌دهد. احتمال دسترسی به‌موقع به آموزش و شاخص فرصت انسانی پیش از اعمال سیاست به ترتیب ۸۷/۰۷ و ۸۴/۰۱ است. این ارقام نشان می‌دهند ۸۷/۰۷ درصد از کودکان به‌موقع در پایه

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

متناسب با سن حاضر شده‌اند و ۸۴/۰۱ درصد از فرصتهای موجود فارغ از شرایط دانش آموزان و به‌صورت منصفانه توزیع شده است.

با اعمال سناریوی سیاستی اول یعنی کاهش شیوع فقر یا همان کاهش نرخ فقر، میانگین نرخ دسترسی به‌موقع به آموزش کودکان در کشور بهبود یافته است. شاخص فرصت انسانی یا توزیع منصفانه فرصتهای آموزشی نیز با کاهش شیوع فقر بهبود یافته است که به معنای کاهش اثرپذیری احتمال حضور به‌موقع کودکان در مدرسه از شرایط خارج از کنترل آنها است. نتایج حاصل از اعمال سناریوی دوم یعنی کاهش شدت فقر نیز با نتایج ناشی از سناریوی اول همسوست.

بحث و نتیجه‌گیری

آموزش ابزاری مهم در دستیابی به طیفی وسیع از اهداف فردی است. فرصت دسترسی به آموزش مناسب، صرف‌نظر از اثر آموزش بر سایر نتایج فعلی و آتی، دارای ارزشی ذاتی است. همه افراد جامعه باید امکان استفاده از حق اساسی دسترسی به آموزش را دارا باشند، البته این بدین معنا نیست که همه افراد باید به سطح یکسانی از آموزش دست پیدا کنند.

طبق نظریه روئمر، چه از نظر اخلاقی و چه از نظر کارایی، تنها منشأ نابرابری آموزشی باید میزان تلاش فرد باشد، نه عوامل به‌ارث‌رسیده خارج از حوزه مسئولیت فرد. با توجه به این اصل، مقاله حاضر نابرابری فرصت آموزشی در ایران و اثر سیاستهای دولت در حوزه فقر بر نرخ دسترسی به موقع به آموزش و نابرابری فرصتهای آموزشی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

به همین منظور از نتایج آمارگیری بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ استفاده شده است. جامعه آماری تمام خانوارهای ایرانی دارای کودکان ۷ تا ۱۲ ساله و نمونه آماری خانوارهای دارای کودکان ۷ تا ۱۲ ساله حاضر در آمارگیری بودجه خانوار در سال ۱۳۹۲ هستند.

در برآورد اثر سیاستهای دولت بر احتمال حضور به‌موقع در مدرسه و توزیع منصفانه فرصت آموزشی از فرآیندی دومرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله نخست اثر عوامل تحت کنترل (انتخاب) و خارج از کنترل (شرایط) خانوارها بر دسترسی به‌موقع به آموزش بررسی شده است. در این مرحله با استفاده از مدل رگرسیون لوجیت اثر سه دسته متغیرهای فردی، خانوادگی و استانی روی احتمال حضور به‌موقع دانش‌آموزان در پایه متناسب مورد برآورد قرار گرفته است. اثرات تفاوت ویژگیهای منطقه‌ای به‌صورت اثرات ثابت استانی در تحلیل رگرسیون تصمیم خانوار مورد توجه قرار گرفته است. پس از محاسبه اثر نهایی استانی، عوامل موثر بر اثر نهایی در سطح استان برآورد شده و سپس اثر دو سناریوی کاهش نرخ فقر و شدت فقر بر احتمال دسترسی به موقع به آموزش و توزیع منصفانه فرصت آموزشی ارزیابی شده است.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

برابری فرصت، ما را از توزیع کالاها و خدمات اساسی میان کودکان فارغ از شرایطی همچون جنسیت، پیشینه خانوادگی و محل زندگی مطمئن می‌سازد. به منظور اندازه‌گیری منصفانه بودن توزیع فرصت آموزشی از شاخص فرصت انسانی استفاده شده است. شاخص فرصت انسانی این امکان را فراهم می‌سازد که روند تغییرات برابری فرصت طی زمان یا پس از اعمال یک سیاست مشخص مورد سنجش قرار گیرد.

نتایج نشان می‌دهد که هر دو دسته عوامل حاصل از انتخاب و شرایط در تبیین تصمیم خانوار به حضور به‌موقع فرزندانشان در مدرسه دخیل هستند. در سطح خانوار عوامل محل سکونت، میزان درآمد سرانه خانوار، تحصیلات سرپرست خانوار، ترکیب جمعیتی خانوار و مالکیت مسکن از جمله شرایط مؤثر بر حضور به موقع کودک در مدرسه بوده‌اند.

یافته‌ها نشان می‌دهند که احتمال حضور به موقع کودکان ساکن در مناطق شهری از مناطق روستایی بیشتر است؛ احتمال حضور به موقع کودکانی که تحصیلات والدین آنها متوسطه و بالاتر است نسبت به سایر کودکان بیشتر است؛ با افزایش نسبت افراد زیر ۱۵ سال در خانوار، احتمال حضور به موقع کودکان در پایه تحصیلی متناسب، کاهش می‌یابد؛ احتمال حضور به موقع در مدرسه برای کودکانی که والدین آنها مالک مسکن هستند از کودکان مورد مقایسه بیشتر است؛ حضور کودک در خانواری با درآمد بالاتر از خانوارهای حاضر در دهک اول درآمدی، احتمال حضور به موقع وی را در پایه متناسب افزایش می‌دهد؛ حضور کودک در استان مشخص می‌تواند در پیش‌بینی احتمال حضور به موقع وی در پایه متناسب مؤثر باشد. اما جنسیت کودک، نسبت کودک با سرپرست خانوار، تأهل سرپرست خانوار، جنسیت سرپرست خانوار و شاغل بودن سرپرست خانوار اثری معنادار بر احتمال حضور به موقع کودک در پایه متناسب ندارد. بر اساس نتایج، هر دو سیاست کاهش شیوع فقر و کاهش شدت فقر با دسترسی به‌موقع به آموزش و کاهش نابرابری فرصت رابطه مستقیم دارند. هر چه شیوع فقر و شدت فقر بیشتر کاهش پیدا کند، به طور متناظر احتمال دسترسی به‌موقع به پایه متناسب بیشتر شده و توزیع فرصتهای آموزشی نیز منصفانه‌تر می‌شود.

بر اساس یافته‌های این مطالعه، دولت باید افزون بر تلاش برای گسترش همگانی آموزش، سیاستهای تقاضامحور را نیز در دستور کار خود قرار دهد. یعنی با کمک کردن به خانوارهای زیر خط فقر و به طور مشخص اختصاص دادن کمک‌هزینه‌ها و لوازم آموزشی به خانوارهای زیر خط فقر، زمینه لازم را برای برابری فرصت و دسترسی همگانی به آموزش مهیا سازد. همچنین اثر مثبت میزان تحصیلات والدین بر احتمال حضور به موقع کودکان در مدرسه، نشان دهندهٔ ضرورت توجه دولت به فعالیتهای سوادآموزی والدین و آموزش کودکان در حکم والدین نسل بعد به منزلهٔ سیاستی برای افزایش تحرک میان‌نسلی در دسترسی به آموزش است.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

منابع

ابونوری، اسمعیل و مالکی، نادر. (۱۳۸۷). خط فقر در استان سمنان طی برنامه های توسعه (۱۳۸۳-۱۳۶۸). *رفاه اجتماعی*، *۷*(۲۸)، ۲۱۵-۳۲۷.

ابونوری اسمعیل و محمدی، علیرضا. (۱۳۹۶). تبیین و اندازه‌گیری شاخص فرصت انسانی در آموزش ایران. *فصلنامه علمی- پژوهشی خانواده و پژوهش*، *۱۴* (۳)،۶۷-۹۰.

سند تحول بنیادین آموزش و پرورش. (۱۳۹۰). تهران: شورای عالی آموزش و پرورش و دبیرخانه شورای عالی انقلاب فرهنگی.

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.

Asadullah, M. N., & Yalonetzky, G. (2012). Inequality of educational opportunity in India: Changes over time and across states. *World Development*, *40*(6), 1151-1163.

Assaad, R., Salehi-Isfahani, D., & Hendy, R. (2014). *Inequality of opportunity in educational attainment in Middle East and North Africa: Evidence from household surveys.* Paper presented at the Economic Research Forum Working Paper Series.

Behrman, J. R., Gaviria, A., Székely, M., Birdsall, N., & Galiani, S. (2001). Intergenerational mobility in Latin America [with comments]. *Economia*, *2*(1), 1-44.

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.

Checchi, D., & Peragine, V. (2010). Inequality of opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality*, *8*(4), 429-450.

Coleman, J. S. (1968). Equality of educational opportunity. *Integrated Education*, *6*(5), 19-28.

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*. Washington, 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., & Walton, M. (2005). *World development report 2006: Equity and development* (Vol. 28). World Bank Publications.

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

Fertig, M. (2003). Who's to blame? *The determinants of German students' achievement in the PISA 2000 Study*. Discussion Paper No. 739, Institute for the Study of Labor (IZA).

Filmer, D., & Pritchett, L. (1999). The effect of household wealth on educational attainment: Evidence from 35 countries. *Population and Development Review*, *25*(1), 85-120.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]

Fleurbaey, M. (2008). *Fairness, responsibility, and welfare.* New York; Oxford: Oxford University Press.

Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2012). Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review, 31*(5), 694-708.

Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2015). Measuring inequality of opportunity in education by combining information on coverage and achievement in PISA. *Educational Assessment, 20*(4), 320-337.

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. (2012). *Econometric analysis*. Boston; London: Pearson.

Hanushek, E. A. (1979). Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *Journal of Human Resources, 14*(3), 351-388.

Iatarola, P., & Stiefel, L. (2003). Intradistrict equity of public education resources and performance. *Economics of Education Review, 22*(1), 69-78.

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.

Long, J. S., & Freese, J. (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata.* College Station, Tex.: StataCorp LP.

Mongan, J. C., Santin, D., & Valiño, A. (2011). Towards the equality of educational opportunity in the province of Buenos Aires. *Journal of Policy Modeling, 33*(4), 583-596.

O'Donnell, O. A., van Doorsslaer, E., Wagstaff, A., & Lindelöw, M. (2008). *Analyzing health equity using household survey data: A guide to techniques and their implementation*. Washington, DC: World Bank Publications.

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.

Roemer, J. E. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge, MA: Harvard UP.

Sen, A. (1980). Equality of what? In S.M. McMurrin (Ed.), *The Tanner lectures on human values, (Vol. 1)* (pp. 195–220). Cambridge: Cambridge University Press.

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.

Wößmann, L. (2003). Schooling resources, educational institutions and student performance: The international evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65*(2), 117-170.

[Downloaded from qjoe.ir on 2026-02-19]

[DOR: 20.1001.1.10174133.1396.33.4.5.4]