نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۷
سال بیست و نهم، بهار ۱۴۰۰، صفحه ۵۹ - ۲۹

مطالعه تأثیر شکاف‌های درآمدی خانوار بر شکاف‌های تحصیلی در فرزندان، با تأکید بر نقش عوامل جمعیتی

نوشین رشتی محمد
کارشناس ارشد رشته توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد
nooshin.rashti@ut.ac.ir
علی طیب نیا
دانشیار گروه اقتصاد اسلامی، اجتماعی، نهادی دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد (نویسنده مسئول)
taiebnia@ut.ac.ir

یکی از معضلات جوامع بشری محروم ماندن افراد، خاصه کودکان، از اکسیر شفابخش آموزش است. در ایران نیز، آمارها در خصوص مقایسه عملکرد تحصیلی دانش آموزان و دانشجویان در دو سوی طیف درآمدی حکایت از آن دارد که شکاف تحصیلی در امتداد شکاف درآمدی به وضوح مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر همگام با فقر درآمدی والدین، فرزندان نیز به دلایل مختلف از سطوح آموزشی پایین‌تری بهره می‌برند و نوعی از فقر فکری (سطح پایین‌تر تحصیلات) به واسطه فقر درآمدی از نسل والدین به نسل فرزندان منتقل می‌شود. ما در این مطالعه با استفاده از داده‌های خرد هزینه درآمد خانوار به بررسی این سؤال مهم می‌پردازیم که منشاء این شکاف‌های تحصیلی کجاست و ما چگونه می‌توانیم بر آنها غلبه نماییم. تخمین‌های پژوهش حاضر یک مرتبه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در قالب داده‌های مقطعی و بار دیگر با استفاده از تکنیک حداقل مربعات تعمیم یافته در قالب داده‌های شبه تابلویی برآورد شده است. نتایج حاصل از هر دو تخمین نشان می‌دهند که همگام با ادبیات پیشین این حوزه، وضعیت سواد مادر و درآمد والدین به ترتیب قدرتمندترین عوامل پیش‌بینی‌کننده سطح تحصیلات فرزندان در سنین بزرگسالی آنها به شمار می‌روند و متغیر بعد خانواده نیز دارای تأثیرات معناداری بر سطح تحصیلات در فرزندان است. مقایسه ضرایب دو تخمین همچنین نشان می‌دهد که در حالی که ضرایب دو متغیر سن مادر و اشتغال مادر در نتایج تخمین بر اساس داده‌های مقطعی معنادار است، این ضرایب در تخمین پژوهش بر اساس داده‌های شبه تابلویی از لحاظ آماری بی معناست.

طبقه‌بندی JEL: I24, I30, J11, J12
واژگان کلیدی: آموزش، عوامل جمعیتی، مقطعی، شبه تابلویی.

تاریخ دریافت: ۱۰ / ۶ / ۱۳۹۹ تاریخ پذیرش: ۱۳ / ۲ / ۱۴۰۰

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

۱. مقدمه

بهبود ابعاد توسعه، منجمله توسعه انسانی، از مهم‌ترین اهداف دولتمردان در همه جوامع بشری است. در گزارش توسعه انسانی که به صورت سالانه به عنوان شاخصی برای سنجش میزان توسعه یافتگی کشورهای جهان از طرف برنامه عمران ملل متحد (UNDP[1]) منتشر می‌شود، «برخورداری از آموزش» یک نماگر اصلی در شاخص مرکب توسعه انسانی است (گزارش توسعه انسانی، ۱۹۹۰)[2]. تلاش برای نیل به سطوح بالای آموزش، دانش و آگاهی در مردم یک جامعه، از یک سو موجب بهبود رفاه خود افراد می‌شود و از سوی دیگر بر متغیرهای اقتصادی چون رشد اثر مثبت می‌گذارد (محمودی و یگانلی، ۱۳۹۵). این در حالی است که تقاضا برای سرمایه‌گذاری در آموزش همچون هر فعالیت دیگری یک جنبه مادی یا اقتصادی نیز دارد. یعنی آموزش همان‌گونه که بر متغیرهای اقتصادی تأثیر مثبت دارد، خود نیز معلول عوامل اقتصادی است. این «عامل اقتصادی» در سطح خانوار، درآمد والدین است که در صورت عدم دخالت دولت و فقدان سیاست‌های کارآمد فقرزدایی، می‌تواند مانعی جدی در جهت برخورداری فرزندان از آموزش مناسب و دستیابی آنها به سطوح بالای آموزشی باشد. محققان عموماً بر ارتباط ساده بین درآمد خانواده و خروجی‌های توسعه‌ای کودک اتفاق نظر دارند (اگرچه این اجماع در مورد اندازه این ارتباط وجود ندارد) (دانکن، بروکسگان، و کلبانوف[3]، ۱۹۹۴؛ شی[4]، ۲۰۰۰؛ یونگ، لینور، و بروکسگان[5]، ۲۰۰۲؛ دانکن، کالیل، زیول-گست، و کسلین[6]، ۲۰۱۷؛ گو و همکاران[7]، ۲۰۱۸؛ دانکن، مگنوسان، مورنان، و واتروبا-دراول[8]، ۲۰۱۹). آنچه باعث جدال و اختلاف بین آنان

1. United Nations Development Programme
2. Human Development Report
3. Duncan, Brooks-Gunn, and Klebanov
4. Shea
5. Yeung, Linver, & Brooks–Gunn
6. Duncan, Kalil, Ziol-Guest, & Kathleen
7. Guo & et al
8. Duncan, Magnuson, Murnane, & Votruba-Drzal

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

می‌شود تمایز «همبستگی»[1] از «علیت»[2] است. به این معنا که مشخص نیست تا چه حد درآمد به خودی خود عامل تفاوت‌هاست. آیا درآمد والدین به تنهایی توانایی کودکان را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ آیا وجود شکاف‌های تحصیلی بین فرزندان از خانواده‌های کم درآمد و پر درآمد صرفاً به دلیل خود درآمد اتفاق می‌افتد، یا منشاء چنین شکاف‌هایی را باید در متغیرهایی جست و جو کرد که با درآمد همبسته هستند؟ تلاش برای قائل شدن تمایز میان همبستگی و علیت، از جهت ارزیابی و پیش‌بینی تأثیر سیاست‌های ضدفقر بر آموزش فرزندان یک جامعه بسیار ضروری است (شی، ۲۰۰۰). بنابراین هدف اصلی ما در مطالعه حاضر این است که اثر متغیر درآمد والدین را بر متغیر سطح تحصیلات در فرزندان بررسی کنیم و ببینیم شکاف‌های درآمدی چقدر می‌توانند در حضور سایر متغیرهای جمعیتی[3] (وضعیت سواد مادر، اشتغال مادر، سن مادر، ساختار خانواده، بعد خانوار، جنسیت فرزند، و ترتیب تولد فرزند)، شکاف‌های موجود در عملکرد تحصیلی فرزندان خانواده در دو سوی طیف درآمدی را توضیح بدهد.

بر اساس آنچه گفته شد، مقاله پیش رو مشتمل بر هفت بخش اصلی است. پس از مقدمه، در بخش دوم مروری بر مبانی نظری پژوهش خواهیم داشت. در بخش سوم روش‌شناسی مطالعه خود را بیان می‌کنیم و به توصیف داده‌های استفاده شده می‌پردازیم. در بخش چهارم دو الگوی پژوهش را به صورت مجزا تصریح می‌کنیم و متغیرها را در آنان تعریف خواهیم کرد. بخش پنجم به بیان یافته‌های تجربی تحقیق اختصاص خواهد یافت. در بخش ششم الگوهای خود را برآورد می‌کنیم و به تحلیل نتایج خواهیم پرداخت. در بخش هشتم جمع بندی می‌کنیم و در خلال آن پیشنهادات سیاستی پژوهش را بر مبنای نتایج حاصل شده، جهت ترمیم شکاف‌های تحصیلی ارائه خواهیم نمود.

1. Correlations
2. Causality
3. Demographic variables

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

۲. مبانی نظری

۲-۱. عوامل اثرگذار بر آموزش فرزندان

دشوار است اگر بخواهیم اثرات مجموعه دقیقی از عوامل مرتبط با فرد، خانواده، و جامعه را بر عملکرد تحصیلی فرزندان در مدارس و دانشگاه‌ها برآورد کنیم. تا پیش از دهه ۷۰ میلادی اقتصاددانان در خصوص توسعه یابی فرزندان، به صورت جسته و گریخته به نقش درآمد و نابرابری‌های درآمدی پرداختند و در این مطالعات از مرحله نظری فراتر نرفتند. پس از آن نحوه برخورد با این مسئله تغییر یافت و درآمد خانواده به عنوان متغیر توضیحی وارد الگوهای برآورد نتایج کودکان[1] شد. این الگوها قریب به اتفاق شامل متغیرهای توضیحی مشترکی همچون ساختار خانواده، اندازه خانواده، تحصیلات والدین، عرضه نیروی کار والدین، و خصوصیات فردی فرزند هستند.

۲-۱-۱. درآمد والدین

اثرگذاری عامل درآمد خانواده بر عملکرد تحصیلی فرزندان ریشه در چند مسئله اساسی دارد:

۱. در چهارچوب نظریه سرمایه انسانی، فرض بر آن است که افراد آگاهانه در آموزش سرمایه‌گذاری می‌کنند تا سطح توانایی‌های خود را ارتقاء و بر میزان درآمدهای مادام‌العمر خود بیافزایند. یکی از محدودیت‌های مهم افراد برای سرمایه‌گذاری در آموزش، دسترسی به منابع مالی برای تأمین هزینه‌های آموزشی است. در واقع، امکانات سرمایه‌گذاری در آموزش یکسان توزیع نشده است و فرزندان از خانواده‌های محروم دسترسی کمتری به منابع مالی برای ادامه تحصیل دارند (بکر و لوئیس[2]، ۱۹۷۴). زندگی در تنگنای اقتصادی یعنی درآمد پایین، وضعیت اشتغال ناپایدار، یا فقدان درآمد، خانواده را مجبور می‌کند تا از مصرف کالاها و خدمات بکاهد. مزیت بارز زندگی در خانواده‌های پردرآمد این است که منابع مالی بیشتری برای خرید اقلام آموزشی همچون کتاب، رایانه، خدمات با کیفیت مراقبت از کودک،[3] اردوهای تابستانی، مدارس خصوصی، معلم‌های خصوصی و غیره فراهم است. این استدلال در خصوص تأمین هزینه‌های تغذیه فرزندان

1. child outcomes
2. Becker and Lewis
3. High- quality child care

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

نیز کاربرد دارد. محرومیت‌های اقتصادی باعث ایجاد تغییر در سبد تغذیه خانوار و جایگزینی اقلام پروتئینی گران‌قیمت با مواد روغنی و نشاسته‌ای ارزان قیمت می‌شود. مصرف این اقلام غذایی، به خودی خود موجب رشد نامناسب مغز و ایجاد اخلال در فرآیند یادگیری و خلاقیت در کودکان خواهد شد (کشاورز، ۱۳۹۰). بنابراین افزایش نابرابری‌های درآمدی موجب افزایش شکاف بین منابعی می‌شود که والدین می‌توانند آنها را به صورت‌های مختلف در فرزندان خود سرمایه‌گذاری کنند. شواهد در بسیاری از کشورها نشان داده است که درصد قابل توجهی از دانش آموزان با عملکرد آموزشی ضعیف، متعلق به خانواده‌های کم درآمد هستند و این مسئله با افزایش شکاف‌های درآمدی تشدید می‌شود (مینارد و مورنان[1]، ۱۹۷۹؛ دانکن، زیول-گست و کالیل[2]، ۲۰۱۰؛ ریردان[3]، ۲۰۱۱؛ دهل و لانچر[4]، ۲۰۱۲؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۹).

۲. خانواده‌های کم درآمد با هزینه‌های از دست رفته نیروی کار فرزندان دست و پنجه نرم می‌کنند، زیرا فرزندانی که مشغول به تحصیل‌اند، از حضور در بازار نیروی کار باز می‌مانند. بنابراین هزینه اشتغال به تحصیل (حتی تحصیل رایگان) برای فقرا بسیار بیشتر از اغنیاء است. این فرزندان کسب درآمد در زمان حال را به کسب درآمد در آینده ترجیح می‌دهند و بی توجه به منافع مادی و رفاهی تحصیل در آینده، آن را رها می‌کنند.

۳. ریشه دیگر این مسئله، افزایش تفکیک مسکونی و تفکیک مدارس[5] بر اساس درآمد است. اگر فرض کنیم که فرزندان یک خانواده عموما در مدرسه‌های نزدیک به محل سکونتشان ثبت‌نام می‌کنند، جای تعجب ندارد که تفکیک مدارس در نتیجه تفکیک مسکونی اتفاق می‌افتد. با توجه به ساختار اجتماعی محله‌های محروم – نقل مکان بالای مردم، دوری از مرکز شهر، و... و همچنین شیوع بالای معضلات رفتاری همچون جرم و جنایت، خشونت، آزارهای جنسی، مصرف مواد مخدر و الکل در ملاء عام، و تخریب اموال عمومی در این محله‌ها (سامسون و گرووز[6]، ۱۹۸۹)،

1. Maynard and Murnane
2. Duncan, Ziol- Guest, and Kalil
3. Reardon
4. Dahl and Lochner
5. School segregation
6. Sampson & Groves

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

می‌توان چنین نتیجه گرفت که پدیده تفکیک مسکونی منجر به افت کیفیت آموزش در محله‌های محروم و بازماندگی تحصیلی افراد ساکن در این محله‌ها خواهد شد.

از این روست که در مطالعات گسترده‌ای که در آنها الگوهایی را برای تخمین نتایج کودکان طراحی کرده‌اند، عامل درآمد به عنوان متغیر توضیحی آمده است. این الگوها اغلب نشان داده‌اند که درآمد خانوار از لحاظ آماری دارای تأثیرات معنادار و اساساً مهمی در کامیابی آینده فرزندان محسوب می‌شود و این تأثیرات عموماً پس از کنترل خصوصیات خانوادگی[1] همچون سطح تحصیلات والدین یا شان اجتماعی آنان برقرار مانده است (دانکن و همکاران، ۱۹۹۴؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۱؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۷؛ گو و همکاران[2]، ۲۰۱۸؛ مهربانی، ۱۳۹۴؛ و...).

۲-۱-۲. جنسیت

جنسیت فرزندان یکی از عوامل مهم در میزان و نحوه سرمایه‌گذاری والدین در فرزندان است؛ از این رو یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده سطح تحصیلات آنها نیز به شمار می‌آید. سن[3] در کتاب معروف خود «توسعه به مثابه آزادی»[4]، اهمیت مسئله تورش جنسیتی در تخصیص منابع خانوار را مطرح می‌کند. او معتقد است از آنجا که معلوم نیست درآمد هر فرد در خانوار به چه صورت صرف سایر افراد خانوار می‌شود، تحلیل‌های مبتنی بر جنسیت فرزند را نمی‌توان بر اساس تفاوت درآمدها انجام داد. او محرومیت دختران را، خصوصاً در کشورهای آسیایی و افریقای شمالی، نسبت به پسران بیشتر می‌داند و معتقد است که رجوع به آمارهایی چون نرخ مرگ بیشتر، نرخ بیماری بیشتر، آمار بالاتر سوء تغذیه، شیوع بیشتر عدم بهداشت، سطح پایین‌تر تحصیلات، و ازدواج زودهنگام در دختران، می‌تواند تصاویر بی‌واسطه‌تری را نسبت به تحلیل‌های درآمدی از فقر و نابرابری ارائه دهد. بنابر چنین استدلالی، افراد متعلق به یک خانواده مشخص ممکن است بر اساس عاملی چون «جنسیت» از درجات مختلف محرومیت رنج ببرند (توسعه به مثابه آزادی، ۱۹۹۹). پاره‌ای از مطالعات تجربی

1. Family characteristics
2. Guo et al.
3. Amartya Sen
4. Development as freedom

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

نیز نشان داده‌اند که اندازه رابطه موجود بین شأن اقتصادی/ اجتماعی خانواده‌ها و وضعیت تحصیل فرزندان می‌تواند بسته به جنسیت آنان متفاوت باشد (بیوکمن نیگوست[1]، ۲۰۱۳؛ گو و همکاران، ۲۰۱۸؛ اوتر، فیگلیو، کاربونیک، روس، و واسرمن[2]، ۲۰۱۹).

۳-۱-۲. ساختار خانواده

تأثیر ساختار خانواده[3] از گذشته الهام بخش پژوهش‌ها بوده است. امروزه نیز با توجه به روند رو به رشد نرخ طلاق، ازدواج‌های مجدد، و شیوع خانوارهای تک والدی، بر این مسئله تمرکز بیشتری صورت می‌گیرد. مطالعات پرشماری نشان می‌دهند که ساختار خانواده، نتایج تحصیلی فرزندان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مطالعات عمدتاً بر تفاوت میان خانوارهای دو والدی[4] و خانوارهای تک والدی[5] متمرکز شده‌اند. طبق تعریف، فرد تک والد به کسی گفته می‌شود که با یک یا تعداد بیشتری فرزند زندگی می‌کند و همسر یا شریک زنده در زندگی ندارد. تک والدی‌گری می‌تواند در نتیجه طلاق، جدایی[6]، ترک[7]، فوت، وضع حمل توسط زن مجرد، یا فرزندپذیری تک نفره اتفاق بیفتد (چاپمن[8]، ۲۰۱۴). مطالعات انجام گرفته در ادبیات این حوزه عمدتاً نشان می‌دهند که تجربه زندگی در خانواده‌های تک والدی معمولاً با پیامدهای نامطلوب (منجمله پیامدهای تحصیلی) برای فرزندان همراه است؛ هرچند مقالاتی نیز به اثرات کوچک یا بی‌معنای ساختار خانواده اشاره کرده‌اند (دانکن، کالیل، تله و زیول گستس[9]، ۲۰۱۱؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۷).

برخی مطالعات، اثرگذاری ساختار خانواده را از منظر الگوهای مخارج در خانواده بررسی کرده‌اند و تفاوت‌های قابل توجه اقتصادی بین خانواده‌های تک والدی و دو والدی را منشأ تفاوت در نتایج رشد فرزندان می‌دانند؛ بدین معنی که خانواده‌های دو والدی متأهل، بیش از سایر خانواده‌ها

1. Björkman-Nyqvist
2. Autor, Figlio, Karbownik, Roth, and Wasserman
3. Family structure
4. Two-parent families
5. Single-parent families
6. Break-up
7. Abandonment
8. Chapman
9. Duncan et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

برای فرزند خود هزینه می‌کنند (مک لاناهان و ساندفور[1]، ۱۹۹۴؛ زیول گست، کالیل، و دلیر[2]، ۲۰۰۴؛ گینتر و پولاک[3]، ۲۰۰۴). با این وجود، تفسیر نتایج مطالعات مهم دیگری بر پایه فرضیه‌های محکم نشان داده است که اثرات نامطلوب ساختار خانواده، حتی پس از کنترل شرایط اقتصادی خانواده‌ها همچنان ادامه دارد (ارمیش و فرانسسکانی[4]، ۲۰۰۱). بنابراین تجربه زندگی در خانواده‌های تک والدی اثرات نامطلوب بسیاری دارد که گاه از گذرگاه مسائل اقتصادی، گاه از گذرگاه عواقب گسترده روانی، و گاه از هر دو سو سرنوشت فرزندان را تهدید می‌کند. شدت این اثرات بسته به سن فرزند، سطح درک و مهارت‌های مقابله‌ای وی، نوع روابط خانوادگی قبل از حذف والد، و حمایت والدین، خانواده، و اطرافیان وی بعد از حذف والد متغیر است.

٤-۱-۲. سن مادر در بدو تولد فرزند

فرزندآوری خارج از قالب ازدواج[5] و سن پایین مادران اغلب به عنوان عاملی برای عملکرد ضعیف فرزندان در بازار نیروی کار، سطوح پایین‌تر تحصیلی، و سلامتی ضعیف آنان ذکر می‌شود. در ارتباط با مسئله تأثیر سن مادر به هنگام تولد بر وضعیت تحصیلی فرزندان، برخی محققان ادعا کرده‌اند که فرزندان این مادران با شانس کمتری سطوح بالای تحصیلی را تجربه می‌کنند (انگریست و لاوی[6]، ۱۹۹۶؛ فرانسسکانی[7]، ۲۰۰۷؛ هافمن[8]، ۲۰۰۸؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۸). هرچند این مسئله در میان محققان محل اختلاف است، چنان‌که برخلاف مواردی که پیش‌تر ذکر کردیم، برخی مطالعات به اثرات ناچیز و یا حتی مثبت فرزندآوری زودهنگام اشاره کرده‌اند (جرونیموس و کورنمن[9]، ۱۹۹۳؛ جرونیموس، کورنمن، و هیلمایر[10]، ۱۹۹۴). برخی دیگر نتایج شواهد تجربی را جهت ارزیابی این

1. McLanahan & Sandefur
2. Ziol-Guest et al.
3. Ginther & Pollak
4. Ermisch & Francesconi
5. Childbearing out of wedlock
6. Angrist & Lavy
7. Francesconi
8. Hoffman
9. Geronimus and Korenman
10. Geronimus, Korenman and Hillemeier

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

مسئله ناکافی دانسته‌اند (فیشمن و مین[1]، ۲۰۱۸). در واقع «سن پایین مادران به هنگام تولد اولین فرزند»، احتمالاً بیش از آنکه به عنوان عاملی مؤثر در شکاف‌های تحصیلی فرزندان به حساب بیاید، نماینده وجود برخی ویژگی‌های مشترک – همچون تحصیلات پایین، فقدان شخصیتی تکامل یافته، عدم اشتغال، و تجربه زودهنگام اعمال جنسی (خصوصاً در جوامع غربی)- در میان این مادران است.

۵-۱-۲. اشتغال مادران

پس از جنگ جهانی دوم، «اشتغال مادران»[2] در بازار کار به طور پیوسته در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه افزایش پیدا کرد (راسل، مک گینیتی، فهی، و کنی[3]، ۲۰۱۸). در پی افزایش فعالیت حضور زنان در امور اقتصادی و اجتماعی جوامع، نهاد خانواده نیز دستخوش تغییر قرار گرفت و نقش والدین متحول شد. پدران در مقایسه با گذشته نقش بیشتری در امور تربیتی فرزندان و خانه داری ایفا می‌کنند و مادران نیز سهم بیشتری در فعالیت‌های اقتصادی و معیشتی خانواده دارند. یکی از مسائلی که در پی افزایش اشتغال زنان همواره مورد سؤال قرار گرفته است، رابطه اشتغال مادران با وضعیت فرزندان در خانواده است. مقالات زیادی در حوزه‌های علوم تربیتی، روانشناختی، و جامعه شناختی تمرکز خود را بر این مسئله معطوف کرده‌اند. صرف‌نظر از منافع اقتصادی این مسئله که پیشتر ذکر کردیم، اشتغال مادران از یک سو موجب محرومیت فرزند از مادر خویش می‌شود و از سوی دیگر با تقویت عواملی چون اعتماد به نفس، عزت نفس، حس شایستگی، استقلال فکری، و استقلال مالی، الگویی از مادران موفق و لایق را ارائه می‌دهد که ممکن است در تربیت و بالندگی فرزند اثر مثبت داشته باشد. در میان متقدمین، پژوهش‌های لوئیس هافمن[4] نقش مهمی را در ادبیات این حوزه ایفا می‌کند. او معتقد بود که اشتغال مادران (به تنهایی) تأثیر کوچکی بر رشد کودک دارد و این تأثیر بسته به جنسیت فرزند متفاوت است (هافمن، ۱۹۶۳). پس از او محققان دریافتند که در مسئله اشتغال مادران پیچیدگی‌های زیادی وجود دارد. انگیزه مادران برای ورود به بازار نیروی کار، منزلت اجتماعی-اقتصادی آنها، خصوصیات شخصیتی، سابقه قومی-نژادی، وضعیت تأهل،

1. Fishman & Min
2. Maternal employment
3. Russell, McGinnity, Fahey, Kenny
4. Lois Wladis Hoffman

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

وضعیت اشتغال (پاره وقت در مقابل تمام وقت، منظم در مقابل پراکنده)، مدت اشتغال[1]، تعداد ساعات دور از خانه، نوع حرفه، سن فرزندان، جنس فرزندان، تعداد فرزندان، خرید خدمات نگهداری از فرزند، و طرز برخورد همسران، متغیرهایی هستند که می‌بایست در خصوص رابطه اشتغال مادر با رشد فرزندان وارد تحلیل‌ها بشوند. از این رو بسیاری از محققان بر این باورند که اشتغال مادران نمی‌تواند اثر مشخص و یکسانی بر فرزندان داشته باشد. با این وجود در حالی که اغلب مطالعات تجربی بر اثرات منفی و مخرب اشتغال مادران بر عملکرد تحصیلی فرزندان تأکید داشته‌اند (هیل و دانکن[2]، ۱۹۸۷؛ هیل، والدفوگل، بروکسگان، و هان[3]، ۲۰۰۵؛ برنال[4]، ۲۰۰۸؛ مهربانی، ۱۳۹۴)، این تأثیر در سطح خانوارهای کم درآمد عموما مطلوب برآورد شده است (واندل و رامانان[5]، ۱۹۹۲).

٦-۱-۲. بعد خانواده

یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر تحصیل فرزندان «بعد خانواده»[6] است. در مباحث مربوط به اقتصاد خانواده، همواره کشمکشی میان کمیت و کیفیت فرزندان برقرار بوده است (بکر[7]، ۱۹۶۰؛ بکر و لوئیس[8]، ۱۹۷۳). محققان عموماً به رابطه‌ای منفی بین اندازه خانواده و کیفیت فرزند[9] اشاره دارند (شن[10]، ۲۰۱۷؛ آرجیز و اورت[11]، ۲۰۱۹؛ سان[12]، ۲۰۱۹؛ فنگ[13]، ۲۰۲۰). این گزاره بدین معنی است که اگر ما تحصیل فرزندان را نماینده‌ای از کیفیت فرزند بدانیم، با افزایش تعداد فرزندان در خانواده متوسط عملکرد تحصیلی آنها افت پیدا می‌کند و کیفیت فدای کمیت می‌شود. در واقع آنچه که در

1. Duration of employment
2. Hill and Duncan
3. Hill, Waldfogel, Brooks-Gunn, & Han
4. Bernal
5. Vandell, Ramanan
6. Family size
7. Becker
8. Becker and Lewis
9. Child quality
10. Shen
11. Argys & Averett
12. Sun
13. Feng

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

ادبیات این حوزه بیش از مسئله اندازه خانواده و تعداد فرزندان مهم قلمداد می‌شود، ترتیب تولد[1] فرزندان و جایگاه هر فرزند در خانواده است. فرزندانی که دیرتر در خانواده متولد می‌شوند به مراتب عملکرد ضعیف‌تری نسبت به فرزندان بزرگ‌تر خانواده دارند (بلک، دورو و سالونز[2]، ۲۰۰۵؛ گری-بوبو، پریتو، و پیکارد[3]، ۲۰۰۶، لاکاوو[4]، ۲۰۰۱؛ بوس و کی[5]، ۲۰۰۶؛ آیزر[6]، ۲۰۰۴؛ گرنز و لیلارد[7]، ۲۰۰۶؛ کانلی و گلابر[8]، ۲۰۰۵؛ آرجیس، ریس، اورت، و ویتونچارت[9]، ۲۰۰۶). هرچند که در پیشینه نظری این حوزه مطالعاتی نیز به اثرات کوچک، بی معنی، (U) شکل، و یا حتی در مواردی مثبت ترتیب فرزندان بر عملکرد آنها اشاره داشته‌اند (کسلر[10]، ۱۹۹۱؛ هاسر و سوئل[11]، ۱۹۸۳؛ هانوشک[12]، ۱۹۹۲).

۷-۱-۲. تحصیلات والدین

یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تحصیل فرزندان، تحصیلات والدین است. روی آوردن به برنامه‌های والدین محور (با هدف بهبود نتایج فرزندان) نوعی سیاست‌گذاری بلند مدت است که ضمانت اجرای آن مستلزم اطمینان از تأثیرات میان نسلی آن است. آیا کسب تحصیلات والدین در جوانی و پیش از تشکیل خانواده، می‌تواند به عنوان یک مسیر انتقال اثرگذار، عملکرد فرزندان را در نسل بعد بهبود ببخشد و نابرابری‌های میان نسلی را کاهش دهد؟

الگوهایی که در مطالعات پیشین بررسی شده است، همبستگی‌های بی شماری را از تحصیلات عالی والدین منعکس می‌کند. والدین تحصیل کرده عموماً فرزندآوری را به تأخیر می‌اندازند، با احتمال بیشتری درآمدهای بالاتر دارند، و در برنامه کاری خود منعطف‌ترند. از طرفی شرکای

1. Birth order
2. Black, Devereux and Salvanes
3. Gary-Bobo, Prieto and Picard
4. Iacovou
5. Booth and Kee
6. Aizer
7. Gerner and Lillard
8. Conley and Glauber
9. Argys, Rees, Averett & Witoonchart
10. Kessler
11. Hauser and Sewell
12. Hanushek

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

زندگی آنان تحصیل کرده‌تر هستند و دخالت بیشتری در امر فرزندپروری دارند (کارنیرو، میگیر، و پری[1]، ۲۰۱۳؛ کالیل، رایان، و کوری[2]، ۲۰۱۲؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۷). والدین تحصیل کرده‌تر رفتارهای انگیزشی بیشتری را در مسئله آموزش فرزندان خود نشان می‌دهند و از فرزندان نیز انتظار بیشتری دارند. سطوح بالاتر تحصیلات والدین نظام ارزش‌ها و اعتقادات آنان را به نحو مطلوبی شکل می‌دهد و توانایی آنان را در اموری چون نحوه مدیریت فضای خانه و همین‌طور نحوه تعامل با فرزندان، تقویت می‌کند (داویس-کین[3]، ۲۰۰۵). بنابراین اگرچه مطالعاتی چند، از اثرات کم یا بی‌معنای تحصیلات والدین حکایت دارند، غالب مطالعات بر اثرات مثبت تحصیلات والدین نسبت به همتایان کمتر تحصیل کرده خود بر مهارت‌های شناختی، معضلات رفتاری، و تحصیل فرزندان‌شان اتفاق نظر دارند و تقابل نظر نگران‌کننده‌ای در طول زمان بین محققان دیده نمی‌شود (اونس و گزوتوک[4]، ۲۰۱۷؛ دانکن و همکاران، ۲۰۱۷؛ گو و همکاران، ۲۰۱۸).

۳. روش پژوهش و تحلیل داده‌ها

عمده مطالعاتی که بر ارتباط میان درآمد خانوار و تحصیلات فرزندان متمرکز شده‌اند، از داده‌های طولی[5] بهره‌گرفته‌اند. به طور کلی داده طولی به نوعی از داده اطلاق می‌شود که به مرور زمان از طریق پرسش و نظارت بر گروه مشخصی از پاسخ دهندگان جمع آوری می‌شود و می‌توان از آنها در ردیابی روندها و تحلیل تغییرات در طول زمان بهره گرفت. به دلیل فقدان چنین داده‌هایی در جامعه ایران، ما الگوی خود را یک بار با استفاده از داده‌های خرد خانوار در سال ۱۳۹۸ به صورت داده‌های مقطعی، و بار دیگر با استفاده از میانگین‌های درون گروهی (درون استانی) پنج سال متوالی ۱۳۹۸-۱۳۹۴ در قالب داده‌های شبه تابلویی برآورد کرده‌ایم تا بتوانیم در حد توان محدودیت‌های تحمیل شده بر مطالعه خود را برطرف سازیم. به طور کلی در شرایطی که فقط داده‌های مقطعی

1. Carneiro, Meghir & Parey
2. Kalil, Ryan & Corey
3. Davis-Kean
4. İnce & Gözütok
5. longitudinal data

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

تکراری مستقل در دسترس باشند، روش‌های شبه تابلویی[1] به عنوان جایگزینی برای داده‌های تابلویی جهت برآورد الگوهای اثرات ثابت به شمار می‌روند (دیتون[2]، ۱۹۸۵). داده‌های مقطعی متوالی از ترکیب داده‌های مقطعی در بازه زمانی مشخص به دست می‌آیند. لذا در این داده‌ها نیز همانند داده‌های تابلویی ساختاری از سری زمانی مقاطع مشاهده می‌شود، با این تفاوت که در داده‌های تابلویی واحدهای مقطعی در طی زمان یکسان هستند اما در داده‌های شبه تابلویی، واحدهای مقطعی در طی زمان یکسان نیستند. در نتیجه برخلاف داده‌های تابلویی امکان بررسی وضعیت خانوار یا افراد یکسان در طی زمان وجود ندارد. در چنین شرایطی می‌توان گروه‌هایی از افراد را تحت عناوینی چون «هم دسته»[3] یا «سلول»[4] دنبال کرد. در این روش، گروه‌های پایدار از افراد[5] به جای افراد در طول زمان مشاهده می‌شوند و میانگین‌های درون گروهی جایگزین متغیرهای فردی خواهند شد.

۱-۳. روش گردآوری اطلاعات و تحلیل داده‌ها

فرآیند آمارگیری در ایران توسط مرکز آمار ایران به صورت همه ساله انجام می‌گیرد و در آن خانوارهایی به صورت تصادفی انتخاب شده و اطلاعات آنها ثبت می‌شود. داده‌های اولیه به صورت پایگاه‌های داده‌ای[6] در نرم افزار access در دسترس عموم قرار گرفته است که با توجه به نوع جمع‌آوری داده‌ها (طبقه‌بندی داده‌ها بر اساس کد خانوار و همچنین کد نسبت اعضای خانوار با سرپرست خانوار) محقق می‌بایست به فراخور نیاز خود، آنها را با استفاده از نرم افزارهای آماری تنظیم و پالایش کند. ما در این خصوص از آخرین نسخه نرم افزار STATA جهت آماده سازی و ادغام داده‌ها بهره گرفته‌ایم.

ما در الگوی اول این پژوهش، از ریز داده‌های طرح هزینه-درآمد خانوار در سال ۱۳۹۸ استفاده کرده‌ایم. حجم کل نمونه منتشره توسط مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۸ مشتمل بر اطلاعات اقتصادی-اجتماعی ۱۳۲۵۴۱ نفر است. از این تعداد پس از حذف نمونه‌های ناقص و اعمال

1. Pseudo-panel methods
2. Deaton
3. Cohorts
4. Cells
5. Individuals
6. Database

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

محدودیت سنی (۲۲ سال) برای فرزندان خانوار، داده‌های ۱۲۵۸ نفر جهت مطالعه و آزمون در اختیار ما قرار گرفت (به دلیل محدودیت‌های داده‌ای، ما ناگزیریم تنها اطلاعات افرادی را وارد نمونه خود کنیم که نقش آنها تحت عنوان فرزند در خانواده تعریف شده است). ما نیز با هدف استفاده از نمونه‌های حتی‌الامکان بزرگ جهت نیل به نتایج واقعی‌تر از نمونه‌گیری مجدد خودداری نمودیم و داده‌های کل ۱۲۵۸ نفر را در تخمین خود وارد کردیم. در این مجموعه داده‌ها، اطلاعات خرد خانوارهای نمونه نظیر درآمد، مخارج، سن، جنس، وضعیت تحصیلی، اشتغال و وضعیت تأهل افراد موجود است.

در الگوی دوم نیز، میانگین اطلاعات خرد تمام افراد نمونه را به تفکیک هر استان و در طول پنج سال محاسبه نمودیم. حجم کل نمونه منتشره توسط مرکز آمار ایران در طول پنج سال متوالی (از سال ۱۳۹۴ تا سال ۱۳۹۸)، مشتمل بر اطلاعات اقتصادی-اجتماعی ۶۷۵۹۲۸ نفر است که پس از اعمال محدودیت سنی برای فرزندان خانوار، داده‌های ۶۶۱۸ فرد بیست و دو ساله جهت میانگین‌گیری و تولید داده‌های شبه تابلویی در اختیار ما قرار گرفت.

در پایان این بخش لازم است تا مختصراً توضیحاتی را در خصوص سن افراد نمونه و علت عدم درج وضعیت سواد پدر در الگوی رگرسیون ارائه نماییم. در ادبیات تجربی این حوزه، محققان تأثیر سطح درآمد خانواده را بر سطح تحصیلات به اتمام رسیده یا تعداد سال‌های تحصیلی به اتمام رسیده فرزندان در یک سن مشخص، عمدتاً سنی در بازه ۱۸ تا ۲۴ سالگی، آزمون کرده‌اند. بر این اساس در مطالعه حاضر نیز تأثیر مجموع درآمد والدین بر سطح تحصیلات فرزندان در سن ۲۲ سالگی آزمون شده است. بنابراین اطلاعات فرزندانی که در سال نمونه‌گیری کمتر از ۲۱ سال تمام و بیشتر از ۲۲ سال تمام داشته‌اند، مورد بررسی و آزمون قرار نگرفته است. در خصوص وضعیت سواد والدین، در برخی مقالات تنها وضعیت سواد مادران و در برخی دیگر تنها سطح تحصیلات یک والد (والد تحصیل کرده‌تر) مد نظر قرار گرفته است. علاوه بر این تجزیه و تحلیل داده‌های سالانه مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که حدود ۹ تا ۱۲ درصد افراد نمونه در هر سال، در خانواده‌های تک سرپرست (مادر سرپرست) زندگی می‌کنند و پدر به دلیل مرگ یا طلاق با خانواده زندگی نمی‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

از آنجا که داده‌های مقطعی در یک مقطع مشخص از زمان اندازه‌گیری می‌شوند و ماهیت این داده‌ها به‌گونه‌ای است که دسترسی به اطلاعات فردی هر فرد پس از مرگ یا جدایی از خانواده وجود ندارد، استفاده از متغیر وضعیت سواد پدر در الگو، نتیجه تخمین را با تورش جدی مواجه می‌کند. علت این است که در صورت استفاده از داده وضعیت سواد پدران، اطلاعات مربوط به خانواده‌های مادر سرپرست به صورت داده‌های گمشده[1] وارد تخمین نمی‌شوند، لذا بخش بسیار مهمی از داده‌های نمونه (حدود ۱۰ درصد) از دست می‌روند و تخمین بر اساس نمونه‌ای غیرنماینده[2] صورت می‌گیرد. تحلیل نهایی در چنین شرایطی به دلیل حذف قاعده‌مند[3] داده‌ها احتمالاً اریب خواهد بود. دسترسی محققان به داده‌های طولی این مشکل را برطرف خواهد کرد.

٤. تصریح الگو و معرفی متغیرها

بنا بر آنچه گفته شد داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر، در دو سطح بررسی می‌شود. بخش اول داده‌ها به صورت خرد و در سطح خانوار، و بخش دوم داده‌ها به صورت میانگین و در سطح استان مورد بررسی قرار خواهد گرفت. متغیر وابسته این الگو سطح تحصیلات محقق شده (به اتمام رسیده) هر فرد است و به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی به کار گرفته شده است. متغیرهای وابسته خود مشتمل بر ۸ دسته مجزا هستند. متغیر درآمد والدین که مجموع درآمد پدر و مادر هر فرد و شاخصی از وضعیت اقتصادی خانواده است. لازم به ذکر است که در الگوی شبه تابلویی، جهت جلوگیری از تأثیر تورم سالانه بر نتایج نهایی، داده‌های درآمدی مربوط به هر سال مطابق با شاخص قیمتی مصرف کننده[4] در سال ۱۳۹۸، تبدیل به درآمدهای حقیقی شده‌اند. هفت متغیر توضیحی دیگر نیز که عمدتاً نشان دهنده خصوصیات خانوادگی افراد هستند وارد الگو شده‌اند که مختصراً بدین شرح‌اند: ۱- وضعیت سواد مادر؛ ۲- تعداد فرزندان خانوار؛ ۳- سن مادر در بدو تولد فرزند؛ ۴- ساختار خانواده؛ ۵- جنسیت فرزند؛ ۶- وضعیت اشتغال مادر؛ ۷- ترتیب تولد فرزند.

1. Missing data
2. Non-representative sample
3. Systematic
4. Consumer price index

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

ما با استفاده از نرم افزار STATA/MP 16.0 و اجرای آزمون‌های مورد نیاز، روش حداقل مربعات معمولی[1] را جهت برآورد با داده‌های مقطعی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته[2] را جهت برآورد با داده‌های شبه تابلویی انتخاب نموده‌ایم.

۴-۱. الگوی نهایی پژوهش جهت تخمین (الگوی اول)

الگوی اول این مطالعه به صورت زیر تصریح شده است:

$$LOG(EDUCATION) = \alpha + \beta_1 LOG(INCOME) + \beta_2 LOG(SIBLING) + \beta_3 LOG(MAGE) + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + \beta_7 D_4 + B_8 D_5 + U \quad (۱)$$

در این الگو EDUCATION متغیر وابسته و نشان دهنده سطح تحصیلات افراد نمونه در سن ۲۲سالگی آنهاست. مقادیر این متغیر بازه‌ای بین صفر تا هشت دارد که در آن عدد صفر نشان دهنده پایین‌ترین سطح سواد (بی سواد) و عدد هشت گویای بالاترین سطح سواد (دکترای تخصصی است). ما مجموعه ویژه‌ای از متغیرهای کنترل[3] را که نماینده خصوصیات فرد و خانوار هستند، وارد الگوی خود کرده‌ایم. در الگوی بالا، INCOME مجموع درآمد والدین، SIBLING تعداد فرزندان خانواده، MAGE سن مادر در بدو تولد فرزند، D_1 وضعیت سواد مادر (بی سواد=۱)، D_2 ساختار خانواده (تک والدی=۱)، D_3 وضعیت اشتغال مادر (غیرشاغل=۱)، D_4 ترتیب تولد (فرزند اول=۱)، و D_5 جنسیت فرد (مونث=۱) را نشان می‌دهد. U نیز جزء اخلال است. در این الگو درآمد والدین، سن مادر در زمان تولد فرزند، و تعداد فرزندان متغیرهای کمی الگو هستند و وضعیت سواد مادر (با سواد/ بی‌سواد)، جنسیت (پسر/ دختر)، ساختار خانواده (دو والدی/ تک والدی)، اشتغال مادر (شاغل/ غیرشاغل)، و ترتیب تولد (فرزند اول بودن/ فرزند اول نبودن) متغیرهای کیفی این پژوهش هستند که به صورت متغیرهای مجازی[4] وارد الگو شده‌اند.

۴-۲. الگوی نهایی پژوهش جهت تخمین (الگوی دوم)

ما الگوی رگرسیونی دوم این مطالعه را به صورت زیر تصریح نموده‌ایم:

1. OLS regressions
2. Generalized least squares (GLS)
3. Control variable
4. Dummy variable

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

$$\overline{EDUCATION}_{CT} = \text{cohort fixed effects} + \beta_1 \text{LOG}\ \overline{INCOME}_{CT} + \beta_2\ \overline{SIBLING}_{CT} + \beta_3\ \overline{MAGE}_{CT} + \beta_4\ \overline{MEMP}_{CT} + \beta_5\ \overline{MLIT}_{CT} + \beta_6\ \overline{GENDER}_{CT} + \beta_7\ \overline{FIRSTCHILD}_{CT} + \alpha_C + u_{CT} \quad (۲)$$

الگوی بالا بر اساس میانگین هم دسته برای هر سال تنظیم شده است که در آن c نشان دهنده استان‌های مختلف کشور، T زمان، و cohort fixed effects اثرات ثابت هم دسته است. α_C ناهمگنی مشاهده نشده افراد (مانند توانایی‌ها و انگیزه‌های فردی) و u_{ct} جزء خطاست که دارای میانگین صفر و واریانس مشخص در هر دوره است. β_i نیز پارامترهایی هستند که می‌بایست برآورد شوند. در این الگو ($\overline{\text{EDUCATION}}$) متغیر وابسته و میانگین سطوح تحصیلی افراد نمونه در سن ۲۲ سالگی آنها است. ($\text{LOG}(\overline{\text{INCOME}})$) میانگینی از مجموع درآمد والدین در خانوارهای نمونه یک هم دسته مشخص است که مطابق با شاخص قیمتی مصرف کننده در سال ۹۸، تبدیل به درآمدهای حقیقی شده است. ($\overline{\text{SIBLING}}$) نشان دهنده میانگین تعداد فرزندان در خانوارهای نمونه هر هم دسته است. ($\overline{\text{MAGE}}$) میانگین سن مادران را در خانوارهای نمونه در هر هم دسته نشان می‌دهد. متغیر بعدی $\overline{\text{MEMP}}$ است که متوسط وضعیت اشتغال مادران در هر هم دسته را نشان می‌دهد. این عدد بازه‌ای بین صفر و یک دارد که در آن صفر به معنای شاغل بودن تمام مادران در خانوارهای نمونه و یک به معنای شاغل نبودن تمام مادران در خانوارهای نمونه است. متغیر بعدی $\overline{\text{MLIT}}$ است که گویای متوسط وضعیت سواد مادران است. مقدار این متغیر عددی بین صفر و یک است که در آن صفر به معنای با سواد بودن تمام مادران در خانوارهای نمونه و یک به معنای بی سواد بودن تمام مادران در خانوارهای نمونه است. متغیر $\overline{\text{GENDER}}$ متوسط ترکیب جنسیتی افراد نمونه در هر هم دسته را نشان می‌دهد. این متغیر بازه‌ای بین صفر و یک دارد که در آن عدد یک به معنای مرد بودن همه افراد نمونه و یک به معنای زن بودن همه افراد نمونه است. متغیر آخر $\overline{\text{FIRSTCHILD}}$ است که متوسط وضعیت ترتیب تولد افراد نمونه را نشان می‌دهد و بازه‌ای بین صفر و یک دارد؛ به صورتی که عدد صفر به معنای فرزند اول نبودن همه افراد نمونه و عدد یک به معنای فرزند اول بودن همه افراد نمونه است. C نشان دهنده هم دسته یا گروه مورد نظر است که هم دسته‌ها در الگوی ما به صورت ۳۱ استان مجزا تعریف شده است. T نیز نشان دهنده دوره زمانی مورد نظر است که در الگوی ما به صورت دوره‌های سالانه در نظر گرفته شده است و هر دوره گویای یک سال مشخص است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

۵. یافته‌های تجربی پژوهش

۱-۵. الگوی مقطعی

برای تخمین الگو به روش حداقل مربعات معمولی لازم است ابتدا اعتبار این روش را با استفاده از امکاناتی که در نرم افزارهای مختلف فراهم است، بسنجیم. زیرا نتایج به دست آمده از تخمین زن حداقل مربعات معمولی، تنها بر پایه صحت فروضی که بر آنها نهاده شده‌اند معتبر خواهند بود.

فرض اول به میانگین جملات خطا اختصاص دارد. اگر یک جمله ثابت در رگرسیون داشته باشیم، هدف صفر بودن مقدار میانگین خطاها به راحتی حاصل می‌شود و بنابراین این فرض در پژوهش ما نقض نمی‌شود.

یکی دیگر از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس جملات پسماند است، که به عنوان فرض همسانی واریانس شناخته می‌شود. در صورتی‌که جملات پسماند، واریانس ثابتی نداشته باشند گفته می‌شود واریانس ناهمسانی وجود دارد. ما جهت سنجش این فرض، از آزمون بروش پاگان گادفری[1] بهره‌گرفته‌ایم. در این آزمون فرض H_0 مبنی بر فقدان ناهمسانی واریانس رد شد؛ بنابراین الگو دچار واریانس ناهمسانی است. ما برای گذر از این مسئله، از روش تصحیح وایت[2] استفاده می‌کنیم. در این روش انحراف معیار ضرایب، با لحاظ نمودن مشکل ناهمسانی واریانس محاسبه می‌شود و به تبع آن، آماره‌های t و سطح معناداری جدید برای ضرایب مدل گزارش می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون بروش پاگان (آزمون همسانی واریانس)

انتخاب داده‌ها و الگو	مقدار آماره آزمون	احتمال
همسانی واریانس در برابر ناهمسانی واریانس	۱۲۸/۰۹	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

فرض مهم دیگر، عدم خود همبستگی سریالی بین جملات پسماند است. اگر الگو دچار خود همبستگی باشد، می‌تواند تمام آزمون‌های آماری را از درجه اعتبار دور کند. اما علی رغم داده‌های سری زمانی که در آنها اغلب فرض عدم خود همبستگی سریالی بین جملات پسماند نقض می‌شود،

1. Breusch–Pagan test
2. White test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

این مسئله به ندرت در داده‌های مقطعی قابل مشاهده است؛ لذا انجام این آزمون در خصوص داده‌های این مطالعه ضرورتی ندارد و می‌توانیم از آن صرف نظر کنیم.

فرض مهم بعدی استقلال جملات خطا و متغیرهای توضیحی از یکدیگر است. به عبارت دیگر اگر یک یا تعداد بیشتری از متغیرهای توضیحی به طور همزمان با جمله اخلال رگرسیون همبسته باشند، برآوردگر OLS دیگر کارا نخواهد بود. اما از آنجایی که متغیرهای توضیحی (برآوردگرها یا همان متغیرهای مستقل) معمولاً به صورت غیرتصادفی تولید می‌شوند، فرض کلاسیک چهارم در بیشتر مواقع رد نمی‌شود. به همین دلیل در منابع مختلف چندان به روش کشف و رفع آن نپرداخته‌اند.

فرض پنجم معادلات رگرسیون، برخورداری جملات خطا از توزیع نرمال است. از آزمون‌هایی که نرمال بودن جملات پسماند را مورد آزمون قرار می‌دهند می‌توان از آزمون جارک-برا[1] و آزمون شاپیرو[2] نام برد. اگر مقادیر محاسباتی آماره آزمون از مقدار بحرانی جدول کای‌دو بزرگ‌تر نباشد، نرمال بودن توزیع جملات پسماند رد نمی‌شود. اما زمانی که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار باشند، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است.

فرض ششم، عدم وجود خطای تصریح در الگوست. بهترین شاخص برای تشخیص خطای تصریح الگو، کشف این موضوع است که الگوی مورد نظر دارای مشخصه‌های آماری نامطلوب باشد. در این رابطه می‌توان از آزمون‌هایی نظیر آزمون باقی مانده‌ها،[3] آزمون دوربین-واتسون،[4] و آزمون ریست رمزی[5] بهره گرفت. ما در مطالعه خود آزمون ریست رمزی را برگزیده‌ایم. جدول زیر نشان می‌دهد که مقدار prob آزمون برابر ۰/۳۸۳۸ است که سطح ۰/۰۵ را رد کرده است. بنابراین فرض صفر آزمون مبنی بر عدم خطای تصریح رد نمی‌شود و الگوی ما به درستی تصریح شده است.

1. Jarque-Bera Test
2. Shapiro-wilk w test
3. Residual test
4. Durbin–Watson test
5. Ramsey RESET Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

جدول ۲. نتایج آزمون ریست رمزی

انتخاب داده‌ها و الگو	مقدار آماره آزمون	احتمال
الگوی اثرات ثابت در برابر الگوی اثرات تصادفی	۱/۰۲	۰/۴۸۴۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

۲-۵. الگوی داده‌های مقطعی متوالی (شبه تابلویی)

پیش از تخمین باید الگوی مناسب برای تخمین مشخص شود. از این رو برای انتخاب بین روش‌های رگرسیونی تلفیقی[1] و ترکیبی[2]، از آزمون اف- لیمر[3] استفاده می‌کنیم. این آزمون مشخص می‌کند که آیا ضریب تعیین رگرسیون با اثرات ثابت به طور معناداری بزرگ‌تر از ضریب تعیین مدل رگرسیونی تلفیقی است یا خیر! پس از تأیید روش ترکیبی، به کمک آزمون هاسمن[4] از میان دو روش متفاوت اثرات ثابت[5] و اثرات تصادفی[6]، روش مناسب را جهت تخمین انتخاب می‌کنیم. جهت تشخیص و رفع ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده[7] بهره می‌گیریم و نهایتاً الگوی خود را تخمین می‌زنیم. لازم به ذکر است از آنجایی که دوره زمانی در نظر گرفته شده (۵ سال) کوتاه است، آزمون‌های مربوط به مانایی، هم انباشتگی، و همبستگی سریالی در این پژوهش موضوعیتی ندارد.

۱-۲-۵. آزمون اف-لیمر

همان‌طور که گفتیم در برآورد الگوی داده‌های تابلویی، با دو حالت کلی روبرو هستیم. حالت اول بدین صورت است که عرض از مبدأ برای کلیه مقاطع یکسان است که در این صورت با الگوی رگرسیون تلفیقی مواجه هستیم. در حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت است که به این حالت با الگوی رگرسیون ترکیبی سرو کار خواهیم داشت. ما برای شناسایی دو حالت فوق به آزمونی تحت عنوان اف-لیمر رجوع می‌کنیم. در صورتی که مقدار F محاسبه شده از F جدول با

1. Pool
2. Panel
3. F-Limer test
4. Hausman Test
5. Fixed Effect
6. Random Effect
7. Modified Wald test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

درجات آزادی مشخص شده بزرگ‌تر باشد فرضیه H_0 مبنی بر همگنی مقاطع و عرض از مبدأهای یکسان رد می‌شود و لذا می‌بایست عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود، در نتیجه ما می‌توانیم از روش ترکیبی جهت برآورد استفاده کنیم. ولی در صورتی که فرضیه H_0 رد نشود، به معنی یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج حاصل شده از آزمون، در همه گروه‌های مورد مطالعه (تمامی استان ها) فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبداها در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شده است و می‌بایست عرض از مبداهای مختلفی را در تخمین لحاظ نمود. لذا روش ترکیبی را جهت برآورد پیش می‌گیریم.

جدول ۳. نتایج آزمون اف-لیمر

انتخاب داده‌ها و الگو	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال
داده‌های تلفیقی در برابر داده‌های ترکیبی	۲/۷۶	(۳۰/۱۱۷)	۰/۰۰۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

۲-۲-۵. آزمون هاسمن

رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع الگوی داده‌های تابلویی آزمون هاسمن است. این آزمون بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون برآورد شده و متغیرهای مستقل الگو شکل گرفته‌است. به عبارت دیگر، اگر براساس آزمون اف- لیمر، روش داده‌های ترکیبی انتخاب گردید، این پرسش مطرح است که آیا تفاوت در عرض از مبدا واحدهای مقطعی به طور ثابت عمل می‌کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به طور واضح‌تری بیان نماید و این دو روش به ترتیب روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی نامیده می‌شود. در این آزمون از آماره کای‌دو با K درجه آزادی استفاده می‌شود. اگر مقدار آماره کای دو محاسباتی از مقدار بحرانی کای دو جدول با درجه آزادیK بزرگ‌تر باشد و یا به عبارتی دیگر مقدار Prob آزمون فرضیه فوق کمتر از آلفا باشد، فرضیه H_0 رد می‌شود. یعنی الگوی اثرات ثابت بر الگوی تصادفی ارجح است؛ اما در غیراین‌صورت الگوی اثرات تصادفی بر الگوی اثرات ثابت، برتری خواهدداشت. مطابق با نتایج به دست آمده در آزمون هاسمن، فرضیه H_0 مبنی بر سازگاری برآوردهای اثر تصادفی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]
[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

در سطح اطمینان ۹۹ درصد در همه استان‌های مورد مطالعه رد می‌شود؛ لذا روش اثرات ثابت را جهت تخمین پیش می‌گیریم.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

انتخاب داده‌ها و الگو	مقدار آماره آزمون	احتمال
الگوی اثرات ثابت در برابر الگوی اثرات تصادفی	۲۱/۴۲	۰/۰۰۳۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

۳-۲-۵. آزمون والد تعدیل شده

حال که بر اساس نتایج دو آزمون اف-لیمر و هاسمن روش اثرات ثابت را برای تخمین الگوی خود برگزیده‌ایم، لازم است برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده بهره‌بگیریم. نتایج حاصل از آزمون والد تعدیل شده نشان می‌دهد که احتمال آماره این آزمون برای الگوی پژوهش کمتر از ۵ درصد است. بنابراین فرض H_0 مبنی بر همسانی واریانس رد می‌شود و الگو دچار واریانس ناهمسانی است. در چنین شرایطی، ما ناگزیریم روش حداقل مربعات تعمیم یافته[1] را جهت برآورد الگوی خود برگزینیم.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون والد تعدیل شده

انتخاب داده‌ها و الگو	مقدار آماره آزمون	احتمال
واریانس همسانی در برابر واریانس ناهمسانی	۴۵۷/۱۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

1. Generalized least squares

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

٦. برآورد الگو و تحلیل نتایج

٦-١. تخمین الگوی حداقل مربعات معمولی (داده‌های مقطعی)

جدول ۶. نتایج برآورد الگو به شیوه حداقل مربعات معمولی با اعمال تصحیح وایت

نام متغیر	ضرایب تخمین	انحراف معیار (std)	t آماره	احتمال	ضرایب استاندارد (Standardized coefficient)
عرض از مبدا	-۳/۹۹۲۹۳۴	۰/۵۹۲۱۱۰۲	-۶/۷۴	۰/۰۰۰	-
لگاریتم درآمد	۰/۱۸۱۶۸۲۷	۰/۰۱۹۵۷۸۳	۹/۲۸	۰/۰۰۰	۰/۲۶۷۳۳۵۳
لگاریتم بعد خانواده	-۰/۱۴۴۷۸۱۱	۰/۰۳۳۰۶۷۸	-۴/۳۸	۰/۰۰۰	-۰/۱۳۵۶۳۰۸
لگاریتم سن مادر	۰/۵۵۷۰۹۴۸	۰/۱۱۸۱۴۹۱	۴/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۱۴۰۸۴۷۳
سواد مادر	-۰/۳۴۸۱۰۷۹	۰/۰۳۸۱۰۸۱	-۹/۱۳	۰/۰۰۰	-۰/۲۹۴۴۷۵
ساختار خانواده	۰/۰۵۳۸۴۵	۰/۰۵۸۶۶۳۶	۰/۰۹	۰/۹۲۷	۰/۰۰۲۷۸۴۴
اشتغال مادر	۰/۰۷۶۳۶۴۹	۰/۰۴۰۰۶۲۳	۱/۹۱	۰/۰۵۷	۰/۰۴۷۹۴۲۲
ترتیب تولد	-۰/۰۵۵۱۹	۰/۰۳۴۷۸۲۷	-۱/۵۹	۰/۱۱۳	-۰/۰۵۱۱۴۸۳
جنسیت	۰/۱۲۷۱۶۶۲	۰/۰۲۶۲۷۱۴	۴/۸۴	۰/۰۰۰	۰/۱۱۷۸۱۲۸
R-squared			۰/۲۴۶۲		
Adj R-squared			۰/۲۴۰۶		
F-statistic			۴۵/۵۴		
Prob(F-statistic)			۰/۰۰۰۰		

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

- تحلیل اولیه نتایج

مطابق انتظار مجموع درآمد والدین رابطه مثبت و معنی داری در سطح اطمینان **۹۹** درصد با سطح تحصیلات فرزندان دارد. تأثیر این متغیر با ضریب (۰/۱۸) ثبت شده است. متغیر اندازه خانوار، رابطه منفی و معناداری در سطح اطمینان **۹۹** درصد با سطح تحصیلات فرزندان خانوار دارد و شدت اثر آن با ضریب (۰/۱۴) به دست آمده است. متغیر بعدی به سن مادر در بدو تولد فرزند اختصاص دارد و همان‌گونه که مشخص است ارتباط مثبت و معناداری را با سطح تحصیلات فرزندان نشان می‌دهد. این ارتباط در سطح اطمینان **۹۹** درصد است و به میزان (۰/۵۵) تأثیر دارد. متغیر چهارم که به وضعیت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

سواد مادر اختصاص دارد، به صورت منفی و معناداری با سطح تحصیلات فرزندان در ارتباط است. این ارتباط در سطح اطمینان ۹۹ درصد است. توجه به این نکته ضروری است که متغیر وضعیت سواد مادر یک متغیر مجازی است که در آن وضعیت با سواد با عدد (۰) و وضعیت بی سواد با عدد (۱) در الگوی ما تعریف شده است. بنابراین بهتر آن است که بگوییم بی سوادی مادر به صورت منفی و معناداری بر عملکرد تحصیلی فرزندان اثر می‌گذارد و تأثیر این متغیر (۰/۳۴) است. متغیر ساختار خانواده (دو والدی/تک والدی)، ارتباط معناداری را با عملکرد آموزشی فرزندان خانواده نشان نمی‌دهد. متغیر مجازی اشتغال مادر (شاغل/غیر شاغل) در سطح اطمینان ۹۰ درصد ارتباط مثبت و معناداری با عملکرد آموزشی هر فرد دارد و ضریب آن (۰/۰۷) گزارش شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که شاغل نبودن مادران اثر مثبتی بر نتیجه فرزندان دارد. متغیر مجازی ترتیب تولد (فرزند اول بودن/فرزند اول نبودن) ارتباط معناداری را با عملکرد تحصیلی فرزندان نشان نمی‌دهد. آخرین متغیر، متغیر مجازی جنسیت فرزند (پسر/دختر) است و در سطح اطمینان ۹۹ درصد، ارتباط مثبت و معناداری با سطح تحصیلات افراد دارد. شدت اثر این متغیر (۰/۱۲) است.

از آنجا که متغیرهای توضیحی این الگو در واحدهای متفاوتی اندازه‌گیری می‌شوند، لازم است تا جهت مقایسه شدت تأثیر ضرایب با یکدیگر به ضرایب استانداردشده[1] الگو رجوع کنیم. همگام و سازگار با ادبیات پیشین، وضعیت سواد مادر و درآمد والدین به ترتیب قدرتمندترین پیش‌بینی کننده‌های عملکرد تحصیلی فرزندان به شمار می‌روند. علاوه بر این افزایش بعد خانوار با احتمال کسب سطوح پایین‌تر تحصیلات برای هر فرد همراه خواهد بود. این در حالی است که شاغل نبودن مادر و همین‌طور بالاتر بودن سن مادر در بدو تولد فرزند با احتمال کسب سطوح بالاتر تحصیل برای فرزندان همراه است و دو والدی بودن ساختار خانواده تأثیر معناداری را بر تحصیل فرزندان نشان نمی‌دهد.

1. Standardized coefficient

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

۲-٦. تخمین الگوی حداقل مربعات تعمیم یافته (داده‌های مقطعی متوالی)

جدول ۷. نتایج برآورد الگو به شیوه حداقل مربعات تعمیم یافته

متغیرها	ضرایب تخمین	انحراف معیار	t آماره	احتمال
باقی مانده	-۶/۴۸۹۸۰۱	۲/۴۴۶۱۳۷	-۲/۶۵	۰/۰۰۸
لگاریتم درآمد	۰/۶۷۰۰۴۹۱	۰/۰۹۷۵۱۲	۶/۸۷	۰/۰۰۰
بعد خانوار	-۰/۱۷۵۸۷۸۸	۰/۰۵۸۳۱۲۷	-۳/۰۲	۰/۰۰۳
سن مادر	۰/۰۰۶۲۹۰۲	۰/۰۱۶۵۸۲۹	۰/۳۸	۰/۷۰۴
اشتغال مادر	۰/۲۴۰۳۰۷۶	۰/۲۵۵۸۳۷۶	۰/۹۴	۰/۳۸۴
سواد مادر	-۱/۵۹۲۰۶۸	۰/۱۷۵۲۵۳۸	-۹/۰۸	۰/۰۰۰
جنسیت	۰/۰۷۲۰۴۸۶	۰/۲۲۵۱۳۹۲	۰/۳۲	۰/۷۴۹
ترتیب تولد	-۰/۹۶۷۶۴۵۹	۰/۲۶۱۱۰۲۶	-۳/۷۱	۰/۰۰۰
WALD CHIA2			۵۸۵/۱۰	
PROB			۰/۰۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش بر اساس خروجی نرم افزار STATA.MP 16

- تحلیل اولیه نتایج

نتایج حاصل از تخمین به روش حداقل مربعات تعمیم یافته نشان می‌دهند که در همه استان‌های کشور طی سال‌های **۱۳۹۴** تا **۱۳۹۹**، متوسط درآمد خانوارهای نمونه هر استان در سطح اطمینان **۹۹**درصد، رابطه مثبت و معناداری با متوسط تحصیلات فرزندان **۲۲** ساله دارد. مطابق انتظار، متوسط وضعیت سواد مادران نیز در سطح اطمینان **۹۹** درصد اثر معناداری را بر میانگین سطح تحصیلات فرزندان نشان داده است؛ به گونه‌ای که باسواد بودن مادران اثر مثبت و معنادار و بی سواد بودن مادر اثر منفی و معنادار را ثبت کرده است. همچنین متوسط تعداد فرزندان خانوار (بعد خانواده) در سطح اطمینان **۹۹** درصد اثر منفی و معناداری بر میانگین سطح تحصیلات فرزندان دارد. برخلاف انتظار، دو متغیر سن مادر و وضعیت اشتغال مادر ارتباط معناداری را با سطح تحصیلات فرزندان نشان نمی‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

بنابراین درآمد بیشتر والدین، با سواد بودن مادر، و تعداد کمتر فرزندان، در همه استان‌های کشور موجب بهبود متوسط عملکرد تحصیلی فرزندان شده است. در این تخمین آماره خی دو با عدد ۵۸۵/۱۰ به همراه احتمال صفر، نشان دهنده معناداری کل الگوست.

۷. جمع بندی و پیشنهادات

هدف این مطالعه، بررسی تأثیر شکاف‌های درآمدی خانوار بر شکاف‌های تحصیلی فرزندان با تأکید بر نقش عوامل جمعیتی است. یافته‌های پژوهش در خصوص مقایسه عملکرد تحصیلی افراد نمونه در دو سوی طیف درآمدی حکایت از آن دارد که شکاف تحصیلی در امتداد شکاف درآمدی به وضوح مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر همگام با فقر درآمدی والدین، فرزندان نیز به دلایل مختلف از سطوح آموزشی پایین‌تری بهره می‌برند و نوعی از فقر فکری (کسب سطوح پایین‌تر تحصیلات) به واسطه فقر درآمدی به نسل فرزندان منتقل می‌شود. مطالعه و بررسی داده‌های مقطعی مربوط به سال ۱۳۹۸ نشان می‌دهد که بیش از ۴۰ درصد کم درآمدترین افراد نمونه وارد دوره دبیرستان (متوسطه دوم) نشده‌اند و بیش از ۸۰ درصد آنان به دانشگاه‌ها راه نیافته‌اند. بررسی داده‌های مقطعی متوالی نیز نشان می‌دهد که افراد متعلق به گروه‌های پردرآمد در ابتدای دوره زمانی مورد نظر این پژوهش (سال ۱۳۹۴) به طور متوسط حدود ۱/۸۲ واحد بیش از افراد متعلق به گروه‌های کم درآمد از تحصیل بهره می‌برند که این عدد در میان دوره (سال ۱۳۹۶) به رقمی بالای ۲ واحد افزایش می‌یابد و در پایان دوره زمانی (سال ۱۳۹۸) مجدداً به رقمی نزدیک به ۱/۸۱ واحد باز می‌گردد. مجموعه این یافته‌ها نشان از آن دارد که علی رغم برقراری حمایت‌های اجتماعی[1] دولت همچون تحصیل رایگان در مدارس، برنامه‌های مالیات بر درآمد، و پرداخت‌های نقدی (مانند یارانه)، شکاف‌های تحصیلی بین فقرا و اغنیاء همچنان برقرار است.

نتایج تخمین در هر دو الگوی اقتصاد سنجی پژوهش نشان می‌دهند که متغیرهای وضعیت سواد مادر، درآمد والدین، و بعد خانواده در بالاترین سطح معناداری با سطح تحصیلات فرزندان قراردارند. در تخمین اول، دامنه تأثیرگذاری خصوصیات خانوار بر سطح تحصیلات فرزندان جمعاً

1. Social protection

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

بیش از ۵۰ درصد است و این یافته فرضیه تأثیر بیشتر عوامل پیشینه‌ای خانوار نسبت به عامل درآمد را رد نمی‌کند. لذا به نظر می‌رسد که توجه بیشتر نهادهای تصمیم گیرنده به نهاد خانواده،خاصه نقش مادر، در حوزه‌های مختلف اعم از آموزش، آگاهی بخشی، و اشتغال به خودی خود اثر مطلوبی بر تحصیلات فرزندان داشته باشد و تا حد بالایی از تأثیر منفی فقر درآمدی والدین بر تحصیل فرزندان جلوگیری کند. مضاف بر این پیشنهاد می‌شود تا در جهت کاهش تأثیر منفی بعد خانواده بر تحصیل فرزندان، برنامه‌های تنظیم خانواده به صورتی گسترده در رسانه‌ها، مراکز آموزشی، و خانه‌های بهداشت جهت آموزش و آگاهی بخشی به زوجین مد نظر قرار بگیرد و تدابیر جدی‌تری در خصوص آسان‌سازی دسترسی زوجین به اقلام پیشگیری از بارداری اتخاذ شود. بنابراین تأکید مطالعه حاضر بر منابع مالی خانواده نباید این ذهنیت را در خاطر مخاطبان ایجاد کند که اتخاذ سیاست‌های حمایت اقتصادی ارجح بر سیاست‌های والدین محور و ارائه آموزش‌های اولیه به آنان است. علیرغم اینکه در هر دو الگوی پژوهش سطح درآمد والدین اثر مثبت و معناداری را بر عملکرد تحصیلی فرزندان نشان می‌دهد، اتخاذ سیاست‌های بازتوزیعی درآمد یا پرداخت‌های نقدی دولت بدون قرار پیش شرط، چندان مطلوب و اثرگذار به نظر نمی‌رسد؛ زیرا ما از ترجیحات و نحوه تخصیص درآمد در خانواده‌های مختلف بی‌اطلاعیم و به نظر نمی‌رسد چنین پرداخت‌هایی اثرات پایدار، مطلوب، و معناداری را در زمینه تحصیل فرزندان به بار آورد. کما اینکه نتایج پژوهش‌های مرتبط با اقتصاد ایران نیز نشان می‌دهد که تغییرات قیمت‌های نسبی پس از اعطای یارانه‌های نقدی باعث کاهش سهم هزینه‌های آموزش خانوار و بنابراین کاهش رفاه آتی در خانوارهای شهری و روستایی شده است (آقایاری هیر و همکاران، ۱۳۹۷). علاوه بر این اعطای یارانه‌های نقدی ممکن است موجب تغییر الگوی رفتاری و کاهش تمایل افراد به اشتغال،خصوصاً در گروه‌های کم درآمد، بشود (جلالیان و پاشازاده؛ ۱۳۹۳). افزایش تمایل خانواده‌های کم جمعیت و جوان به گسترش بعد خانواده در پی دریافت مبالغ یارانه‌ای، دیگر نتیجه‌ای است که به خودی خود با سیاست تشویق زوجین به فرزندآوری کمتر در مغایرت است. بنابراین بهتر آن است که چتر حمایتی دولت در قالب طیفی از حمایت‌های اجتماعی، نظارت‌های مداوم، و با قرار پیش شرط (برای مثال الزام ثبت نام کودکان در مدرسه، یا الزام والدین به اشتغال) برقرار شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

منابع

افلاطونی، عباس (۱۳۹۳). *تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی*. انتشارات گیسوم.

آقایاری هیر، مسلم؛ صادقی، حسین؛ عصاری، عباس و بهرام سحابی (۱۳۹۷). "تأثیر یارانه نقدی بر الگوی مخارج خانوارهای شهری و روستایی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال هجدهم، شماره ۱ .

جلالیان، حمید و اصغر پاشازاده (۱۳۹۳). "اثرات اقتصادی و اجتماعی پرداخت نقدی یارانه بر جامعه روستایی (مطالعه موردی: دهستان آزادلو شهرستان گرمی)". *مطالعات برنامه ریزی سکونت‌گاه‌های انسانی*. شماره ۲۸، صص ۱۲۲-۱۰۳.

سوری، علی (۱۳۹۲). *اقتصادسنجی (مقدماتی) همراه با کاربرد Eviews8 و Stata12*. تهران: انتشارات فرهنگ‌شناسی.

کشاورز، غلامرضا (۱۳۹۹). روزنامه دنیای اقتصاد، شماره روزنامه: ۵۰۱۰، شماره خبر: ۳۲۷۰۰۹۰ .

محمودی، وحید و ندا یگانلی (۱۳۹۵). "نگاه آمارتیا سن به مقوله آموزش و سنجش آن با رویکردهای متعارف". *مجله اطلاعات سیاسی– اقتصادی*، شماره ۳۰۶ صص ۲۰۹-۱۹۶ .

مهربانی، وحید (۱۳۹۶). "تحلیلی اقتصادی از اثر بعد خانواده بر عملکرد تحصیلی فرزندان". *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. سال هفدهم، شماره اول صص ۱۸۷-۱۶۳.

Aizer A. (2004). “Home alone: Supervision after School and Child Behavior”. *Journal of Public Economics*, 88(9-10), pp. 1835-1848.

Angrist J. and V. Lavy (1996). “The Effect of Teen Childbearing and Single Parenthood on Childhood Disabilities and Progress in School”. *NBER Working Paper* No. 5807. Issued in October 1996.

Argys L., Rees D., Averett S. and B. Witoonchart (2006). “Birth Order and Risky Adolescent Behavior”. *Economic Inquiry*. 44(2), pp. 33-215.

Argys L. and S. Averett (2019). “The Effect of Family Size on Education: New Evidence from China's one-child Policy”. *Journal of Demographic Economics*, 85(1). pp. 21– 42.

Autor, David, Figlio, David, Karbownik, Krzysztof, Roth, Jeffrey and Wasserman, Melanie. (2019). “Family Disadvantage and the Gender Gap in Behavioral and Educational Outcomes”. American Economic Journal: Applied Economics. 11(3).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

Becker Gary S. and H. Gregg Lewis (1974). "Interaction between Quantity and Quality of Children". *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, pp.81–90.

Becker GS. (1960). "Underinvestment in College Education?" Papers and Proceedings of the Seventy-second Annual Meeting of the American Economic Association, Vol.50, No. 2, pp. 346-354.

Bernal, R. (2008). "The Effect of Maternal Employment and Child Care on Children's Cognitive Development". *International Economic Review*. 49(4), pp.1173-1209.

Black S., Devereux P. and K. Salvanes (2005). "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education". *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), pp. 669–700.

Blau D. (1999). "The Effect of Income on Child Achievement". *Review of Economics and Statistics*, No. 81, pp. 261–276.

Booth A. and H. Kee (2009). "Birth Order Matters: The Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment". *Journal of Population Economics* , 22(2), pp. 367-397.

Carneiro et al. (2013). "Maternal Education, Home Environments and the Development of Children and Adolescents". *Journal of the European Economic Association*, 11(1), pp. 123–160.

Chapman A. (2014). *The Social History of the American Family: An Encyclopedia*. Publishing Company: SAGE Publications, Inc.

Conley D. and R. Glauber (2006). "Parental Education Investment and Children's Academic Risk: Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility". *Journal of Human Resources*. 41(4), pp. 37-722.

Dahl G. and L. Lochner (2012). "The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit". *American Economic Review*, 102(5), pp.1927–1956.

Davis-Kean P. (2005). "The Influence of Parent Education and Family Income on Child Achievement: The Indirect Role of Parental Expectations and the Home Environment". *Journal of Family Psychology*, 19(2), pp. 294-304.

Deaton A. (1985), "Panel Data from Times Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics*, No. 30, pp.109-126.

Donna K. Ginther and Robert A. Pollak (2004). "Family Structure and Children's Educational Outcomes: Blended Families, Stylized Facts, and Descriptive Regressions". *Demography*, No. 4, pp. 671–696.

Duncan G., Brooks-Gunn J. and PK. Klebanov (1994). "Economic Deprivation and Early Childhood Development". *Child development*, Vol. 65, No. 2, Children and Poverty (Apr., 1994), pp. 296-318.

Duncan Greg J. et al. (2017). "Increasing Inequality in Parent Incomes and Children's Schooling". *Demography*, vol.54, No. 5, , 2017, pp. 1603–26, doi:10.1007/s13524-017-0600-4.

Duncan G.J., Ziol-Guest K.M. and A. Kalil (2010). Early-childhood Poverty and Adult Attainment, Behavior and Health. *Child Development*, No. 81, pp. 306–325.

Duncan G.J., Ziol-Guest K.M., Kalil A. and K. Telle (2011). "Economic Deprivation in Early Childhood and Adult Attainment: Comarative Evidence from Norwegian Registry Data and the US PSID". Persistence, Privilege, and Parenting: The Comparative Study of Intergenerational Mobility. Russel Sage Foundation, New York.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

Duncan G.J., Lee K.T.H., Rosales-Rueda M. and A. Kalil (2018). “Maternal Age and Child Development”. *Demography*. 55(6), pp. 2229–2255.

Feng Naikang (2020). “The Effect of Sibling Size on Children’s Educational Attainment: Evidence from Indonesia”. *ECNU Review of Education.*

Fishman S.H. and S. Min (2018). “Maternal Age and Offspring’s Educational Attainment”. *J Marriage Fam*. 80(4), pp. 853–870.

Francesconi M. (2007). “Adult Outcomes for Children of Teenage Mothers”. *IZA Discussion Paper* No. 2778. 41 Pages .

Gary-Bobo R., Prieto A. and N. Picard (2006). “Birth Order and Sibship Sex Composition as Instruments in the Study of Education and Earnings”. *CEPR Discussion Paper* No. 5514. 39 Pages Posted: 6 Jun 2006.

Gary S. Becker and Gilbert Ghez (1975). The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle. New York, Columbia University Press.

Geronimus A. and S. Korenman (1993). “Maternal Youth or Family Background? On the Health Disadvantages of Infants with Teenage Mothers”. *American Journal of Epidemiology*, 137(2), pp. 213–225, Published: 15 January 1993.

Gerner J. and L. Dean (2006). *The Effect of Birth Order on Early Educational Attainment*. Cornell University. Unpublished.

Geronimus A., Korenman S. and M. Hillemeier (1994). “Does Young Maternal Age Adversely Affect Child Development? Evidence from Cousin Comparisons in the United States”. *Population and Development Review*. Vol. 20, No. 3 pp. 585-609 (25pages) Published By: Population Council.

Guo X., Lv B., Zhou H., Liu C., Liu J., Jiang K. and L. Luo (2018). “Gender Differences in How Family Income and Parental Education Relate to Reading Achievement in China: The Mediating Role of Parental Expectation and Parental Involvement”. Front. Psychol. 9:783.

Hanushek, E. (1992). “The Trade-Off between Child Quantity and Quality”. *Journal of Political Economy*, 100(1), pp. 84-117.

Hauser R. and W. Sewell (1985). “Birth Order and Educational Attainment in Full Sibships”. *American Educational Research Journal*. 22(1), pp.1-23. Issue published: January 1, 1985. https://doi.org/10.3102%2F00028312022001001

Hill J.L., Waldfogel J., Brooks-Gunn J. and W. Han (2005). “Maternal Employment and Child Development: A Fresh Look Using Newer Methods”. *Developmental Psychology*, 41(6), pp.833-850.

Hoffman L. and F. Nye (1963). The Employed Mother in America.

Iacovou M. (2001). “Family Composition and Children's Educational Outcomes”. ISER Working Paper Series from Institute for Social and Economic Research, No.2001-12.

İnce M. and F.D. Gözütok (2018). “Effect of Parental Education and Home Educational Resources to Students' Results of PISA Reading Skills Test”. *Elementary Education Online*, 17(2), pp. 947-958.

John F. (2001). “Ermisch & Marco Francesconi, 2001. Family structure and children's achievements”. *Journal of Population Economics*, vol. 14, pp.249–270.

Kalil A. and T. DeLeire (2004). “Family Investments in Children: Resources and Parenting Behaviors that Promote Success”. *Mahwah*, NJ: Erlbaum.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]

Kalil et al. (2012). “Diverging Destinies: Maternal Education and the Developmental Gradient in Time With Children”. *Demography*, vol. 49, pp.1361–1383.
Kessler D. (1991). “Birth Order, Family Size, and Achievement: Family Structure and Wage Determination”. *Journal of Labor Economics*, 9(4), pp. 413-26.
Maynard Rebecca A. and J. Murnane Richard (1979). “The Effects of a Negative Income Tax on School Performance: Results of an Experiment”. *The Journal of Human Resources*, 14(4), pp. 463. doi:10.2307/145317.
McLanahan S. and G. Sandefur (1994). “Growing Up With a Single Parent: What Hurts, What Helps”. Cambridge, MA: Harvard University Press.
Neubourg, Chris de; Bradshow, Jonathan, Yekaterina Chzhen, Gill Main, Bruno Martorano and Leonardo Menchini (2012), “Child Deprivation, Multidimensional Poverty and Monetery Poverty in Europe”, Innocenti Working Paper 2012- 02, UNICEF Innocenti Research Centre, Florence.
Robert J. Sampson and W. Byron Groves (1989). “Community Structure and Crime: Testing Social-Disorganization Theory”. *American Journal of Sociology*. Vol. 94, No.4, pp. 774-802 (29 pages) Published By: The University of Chicago Press
Russell Helen and McGinnity Frances and Fahey Éamonn and Kenny Oona (2018) “Maternal Employment and the cost of Childcare in Ireland”. Esri Resarch Series Number 73 September 2018. Unspecified. Sen, Amartya. Development as freedom. Oxford, U.K.: Oxford University Press, 1999.
Shea John. (2000). “Does Parents’ Money Matter?” *Journal of Public Economics*, vol.77, No. 2, pp. 155–84, doi:10.1016/S0047-2727(99)00087-0.
Shen Ying. (2017). “The Effect of Family Size on Children's Education: Evidence from the Fertility Control Policy in China”. *Front. Econ. China*, 12(1), pp. 37–65.
Sun Shuqiao. (2019). “Less is More: How Family Size in Childhood Affects Long-Run Human Capital and Economic Opportunity” *Job Market Paper*.
UNDP (1990). *Human Development Report 1990*. OxfordUniversity Press, New York.
Vandell D.L. and J. Ramanan (1992). “Effects of early and recent maternal employment on children from low-income families”. *Child Development*, 63(4), pp.938–949.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-01-30]

[DOI: 10.52547/qjerp.29.97.29]