دوفصلنامه مطالعات جمعیتی، دوره۳، شماره۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۶ (۱۱۶-۹۱)

رابطه میان تعداد فرزندان و عملکرد تحصیلی آنان

محمد وصال*، محمدحسین رحمتی، محمدامین فارغبال خامنه*****

(تاریخ دریافت: ۱۳۹٦/٤/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٦/۱۰/۱۹)

چکیده

رابطه‌ی تعداد فرزندان خانواده و سرمایه‌ی انسانی آن‌ها پیامدهای مهمی برای طراحی سیاست جمعیتی بهینه دارد. در این مقاله رابطه‌ی تعداد فرزندان خانواده با عملکرد تحصیلی آنان به روش حداقل مربعات معمولی با کنترل روی عوامل مخدوشگر بررسی می‌شود. با استفاده از داده‌های خام دو درصد سرشماری ۱۳۹۰ نمونه‌ای از افراد در سن تحصیل ساخته شده است. مدل تجربی مورد استفاده امکان وجود رابطه‌ی غیرخطی بین تعداد و شاخص‌های عملکرد تحصیلی فرزندان را فراهم می‌سازد. کنترل‌هایی برای ترتیب تولد فرزندان نیز درنظر گرفته شده است. عملکرد تحصیلی با دو شاخص پیشرفت تحصیلی و عقب‌ماندگی تحصیلی سنجیده می‌شود که از تطبیق پایه‌ی ثبت‌نامی دانش‌آموز و پایه‌ی مورد انتظار بر اساس سن محاسبه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد یک رابطه U-معکوس بین تعداد فرزندان و عملکرد تحصیلی آنان وجود دارد. در هر دو نمونه شهری و روستایی با افزایش تعداد فرزندان از یک به دو، عملکرد تحصیلی آنان بصورت معنی‌داری بهبود می‌یابد ولی برای خانواده‌های با سه فرزند و بیش‌تر اضافه‌شدن یک فرزند دیگر، عملکرد تحصیلی آنان را تضعیف می‌کند. مبتنی بر نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود سیاست‌های جمعیتی به‌گونه‌ای طراحی شوند که بصورت ناهمگن بر انگیزه‌های باروری خانواده‌های با تعداد فرزندان مختلف تاثیر بگذارند.

کلید واژه‌ها: بده‌بستان کمیت-کیفیت در انتخاب باروری، تنظیم خانواده، سیاست جمعیتی، سرمایه انسانی.

* استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف (نویسنده مسئول)، m.vesal@sharif.edu

** دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، rahmati@sharif.edu

*** کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، amin.fareghbal@gmail.com

مقدمه

اصلی ترین نظریه انتخاب باروری در ادبیات اقتصادی جمعیت به مدل کمیت-کیفیت در انتخاب باروری[1] مشهور است. مطابق این نظریه، والدین با بده‌بستانی میان تعداد فرزندان (کمیت) و سرمایه‌ی انسانی (کیفیت) آن‌ها روبرو هستند. به عبارت دیگر رابطه‌ای منفی میان تعداد فرزندان و عملکرد تحصیلی آن ها وجود دارد. بطوری که با افزایش تعداد فرزندان یک خانواده، سرمایه انسانی آن ها کاهش می یابد. در کنار ادبیات نظری که کاربرد مدل کمیت-کیفیت را به حوزه های مختلفی مانند رشد اقتصادی و نابرابری گسترش داده، ادبیات گسترده و در حال رشدی رابطه تجربی کمیت و کیفیت فرزندان را مطالعه می‌کند.

آزمون تجربی بده‌بستان کمیت-کیفیت پیامدهای سیاستی مهمی نیز دارد. در مدل کمیت-کیفیت (بکر[2] و لوییس[3]، ۱۹۷۳) سیاست‌هایی که تعداد فرزندان کم را تشویق می‌کنند از مسیر افزایش سرمایه‌ی انسانی به توسعه‌ی اقتصادی منجر می‌شوند (گلور[4] و ویل[5]، ۲۰۰۰). سیاست های مختلفی در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با هدف تاثیرگذاری بر فرزندآوری پیاده شده است. یک نمونه مشهور، سیاست تک‌فرزندی چین از سال ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۵ است. در نتیجه‌ی اجرای سیاست تک‌فرزندی در چین هزینه‌ی داشتن بیش از یک فرزند به میزان قابل توجهی افزایش یافت؛ بطوری که علاوه بر جریمه‌های مالی، در مواردی شامل سقط جنین اجباری نیز می‌شد (چیان[6]، ۲۰۰۹).

در ایران سیاست جمعیتی سال‌های پس از انقلاب اسلامی را می‌توان به سه بازه تقسیم کرد: پس از پیروزی انقلاب تا سال ۱۳۶۷ که همزمان با جنگ تحمیلی با عراق بود، برنامه های کنترل جمعیت پیش از انقلاب متوقف و تبلیغات رسمی برای افزایش باروری صورت گرفت. اما با افزایش شمار متولدین و مشکلات ناشی از تامین هزینه بهداشتی و آموزشی، از سال ۱۳۶۷ سیاست رسمی کشور به تشویق خانواده‌های کم‌جمعیت تغییر کرد. شعار «دو بچه کافی است» توسط دولت تبلیغ می‌شد و با گسترش خانه‌های بهداشت و ارائه‌ی خدمات پیش‌گیری

1- Quantity-Quality Trade-off in Fertility Choice
2- Gary Becker
3- HG Lewis
4- Oded Galor
5- David Weil
6- Nancy Qian

از بارداری هزینه‌ی داشتن خانواده کم‌جمعیت کاهش یافت. به موجب قانون حذف سیاست‌های تشویقی بیش از سه فرزند که در سال ۱۳۷۳ به تایید شورای نگهبان رسید، سهمیه ی کالاهای ضروری (کوپن) برای فرزندان چهارم و بعدتر حذف و این فرزندان شامل حق اولاد در قوانین و دستورالعمل‌های مربوط به دستمزد نمی‌شدند (عباسی شوازی و همکاران[1]، ۲۰۰۹؛ مشفق و همکاران، ۱۳۹۱). با این حال با کاهش نرخ باروری به زیر سطح جانشینی از آغاز دهه‌ی نود سیاست رسمی به تشویق فرزندآوری تغییر کرد.

از منظر سیاست گذاری این سوال مطرح است که آیا سیاست جمعیتی باید نسبت به تعداد فرزندان خانواده بی‌تفاوت بوده و صرفا با هدف افزایش و یا کاهش انگیزه‌ی باروری پیاده شود و یا اینکه بسته به تعداد فرزندان فعلی خانواده انگیزه باروری را تغییر دهد. به عبارت دیگر مکانیزم انگیزشی سیاست جمعیتی چه رابطه‌ای با تعداد فرزندان باید داشته باشد؟

در این مقاله رابطه تجربی تعداد فرزاندان و عملکرد تحصیلی آنان مطالعه می‌شود. روش مورد استفاده در این مقاله مشابه (موگستاد و ویزوال، ۲۰۱۶) است، با این تفاوت که برای کنترل اثر ترتیب تولد بر عملکرد تحصیلی فرزندان بر خلاف (موگستاد و ویزوال، ۲۰۱۶) که از ترتیب تولد مطلق استفاده کرده‌اند، از شاخص ترتیب تولد نسبی پیشنهادی (بوث[2] و کی[3]، ۲۰۰۹) استفاده کرده‌ایم. در ادامه ابتدا ادبیات موضوع مرور خواهد شد. سپس داده‌های مورد استفاده و شیوه‌ی ساخت دو نمونه شهری و روستایی بحث می‌شود. شاخص‌های عملکرد تحصیلی مورد استفاده و خلاصه‌ی آماری داده‌ها در این بخش تشریح می‌شود. در بخش سوم روش پژوهش که حداقل مربعات معمولی نامقید نسبت به تعداد فرزندان است ارایه می‌شود. این روش اجازه می‌دهد اثر حاشیه‌ای فرزند اضافه در سطوح مختلف تعداد فرزندان متفاوت باشد. در بخش پنجم یافته‌های مقاله بحث شده و پایداری آنها تحلیل می‌شود. در بخش ششم جمع‌بندی یافته‌های تحقیق و پیامدهای سیاستی بحث می‌شود.

1- Abbasi-shavazi, et al.
2- Alison L Booth
3- Hiau Joo Kee

پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی اولیه مانند (هانوشک[1]، ۱۹۹۲) روی نمونه‌ای از دانش‌آموزان آمریکایی و (روزنزویگ[2] و ولپین[3]، ۱۹۸۰) با استفاده از نمونه‌ای از خانوارهای روستایی هند نشان می‌دهند رابطه‌ی منفی میان تعداد فرزندان و سال‌های تحصیل آن‌ها وجود دارد. (لی[4]، ۲۰۰۸) نیز با استفاده از نمونه‌ای از داده‌های بودجه خانوار کره جنوبی در بازه‌ی ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۸ نشان می دهد افزایش تعداد فرزندان خانواده تاثیر منفی بر سرمایه گذاری پولی والدین روی تحصیلات دارد.

علاوه بر مطالعاتی که کیفیت سرمایه‌ی انسانی فرزندان را به تعداد فرزندان خانواده وابسته می‌دانند، بعضی مطالعات استدلال می‌کنند که بهره‌مندی فرزندان از منابع خانوار به عواملی مانند جنسیت و ترتیب تولد وابسته است. (بلک[5] و همکاران، ۲۰۰۵؛ انگریست[6] و همکاران، ۲۰۱۰) به دو روش حداقل مربعات معمولی و متغیر ابزاری نتیجه می گیرند با جداسازی اثر ترتیب تولد از اثر تعداد فرزندان، اثر منفی کمیت روی کیفیت، در صورت وجود، بسیار ضعیف است.

در بعضی از سال‌های اجرای سیاست تک‌فرزندی در چین، برای خانواده‌های تک‌دختر در بعضی مناطق روستایی اجازه داشتن فرزند دیگری داده شد. (چیان، ۲۰۰۹) با استفاده از تغییر برون‌زای حاصل از تخفیف موردی در اعمال سیاست تک‌فرزندی، با روش تفاضل در تفاضل[7]، نشان می‌دهد فرزندان خانواده‌های دو فرزندی سال‌های تحصیل بیش‌تری نسبت به فرزندان خانواده‌های تک‌فرزندی دارند.

منظور از اثر حاشیه‌ای کمیت روی کیفیت، تغییر کیفیت ناشی از تغییر تعداد فرزندان از $n-1$ به n است. اثر حاشیه‌ای در مقابل اثر کل تعریف می‌شود که منظور از آن تغییر کیفیت ناشی از تغییر تعداد فرزندان از 1 به n است. (چیان، ۲۰۰۹) با ارائه‌ی شواهدی از ادبیات

1- Eric Hanushek
2- Mark Rosenzweig
3- Kenneth Wolpin
4- Jungmin Lee
5- Sandra Black
6- Joshua Angrist
7- Difference in Difference

روانشناسی و ارائه‌ی یک مدل نظری ادعا می‌کند امکان دارد اثر حاشیه‌ای کیفیت در حاشیه‌ی یک فرزند مثبت و در سطوح بیش‌تر مانند سه یا چهار فرزند منفی باشد. با در نظر گرفتن تمایز میان اثر حاشیه‌ای و اثر کل، مطالعاتی مانند (بلک و همکاران، ۲۰۰۵؛ انگریست و همکاران، ۲۰۱۰) اثر کل تعداد فرزندان روی کیفیت آنان را تخمین زده‌اند در حالی که برای آزمون رابطه کمیت و کیفیت باید وجود اثر حاشیه‌ای بررسی شود.

(موگستاد و ویزوال، ۲۰۱٦) با بررسی مجدد نمونه مورد استفاده (بلک و همکاران، ۲۰۰۵) و آزادسازی فرض ثابت‌بودن اثرهای حاشیه‌ای (برای اولین بار)، با استفاده از هر دو روش حداقل مربعات و متغیر ابزاری تولد فرزندان دوقلو، رابطه U–معکوسی بین کمیت و کیفیت تخمین زدند. افزایش تعداد فرزندان از یک به دو، اثر حاشیه ای مثبت بر عملکرد فرزند اول دارد و با افزایش تعداد فرزندان به بیش از سه، اثر حاشیه‌ای اضافه شدن فرزند بیش‌تر منفی است.

به رغم اینکه در ادبیات تجربی کمیت–کیفیت، ترتیب تولد کنترل می شود، ولی یکی از یافته‌های مهم ادبیات ترتیب تولد نادیده گرفته شده است. مرور (بوث و کی، ۲۰۰۹) نشان می‌دهد که مکانیزم‌های شناخته‌شده‌ی اثر ترتیب تولد از طریق ترتیب تولد نسبی بر کیفیت فرزندان اثر می‌گذارد. اما مطالعات (بلک و همکاران، ۲۰۰۵؛ موگستاد و ویزوال، ۲۰۱٦) اثر ترتیب تولد مطلق را کنترل کرده اند. منظور از ترتیب تولد نسبی جایگاه نسبی فرد در خانواده است. برای مثال سومین فرزند یک خانواده سه فرزندی بطور نسبی فرزند آخر خانواده، و سومین فرزند یک خانواده شش فرزندی بطور نسبی فرزند میانی به حساب می‌آید. مکانیزم‌های شناخته‌شده ترتیب تولد (مشارکت بیش‌تر فرزندان بزرگ‌تر در بازار کار، بهره‌مندی فرزندان کوچک‌تر از زمان و منابع فرزندان بزرگ‌تر از خود و ...) روی فرزندان اول، میانی و آخر نسبی اثرهای متفاوتی دارند.

(مهربانی، ۱۳۹٦) رابطه ی تعداد فرزندان خانواده و عملکرد تحصیلی (معدل) و استعداد تحصیلی (نمره‌ی ریاضی) دانش‌آموزان را با استفاده از نمونه‌ی ۱۲۹٤ نفری که به صورت تصادفی از میان دانش‌آموزان دختر و پسر پایه‌ی چهارم مدارس دولتی عادی مناطق مختلف آموزش و پرورش شهر تهران انتخاب شده‌اند، بررسی می‌کند. در این مقاله با افزایش تعداد فرزندان معدل کل و نمره‌ی ریاضی دانش‌آموزان بطور متوسط کاهش می‌یابد. روش تحقیق مقاله حداقل مربعات معمولی است و رابطه‌ی کمیت و کیفیت خطی فرض شده و اثر ترتیب تولد کنترل نشده است.

روش تحقیق و داده‌ها

≠ اثر کل در برابر اثر حاشیه‌ای

در ساده‌ترین مدل، عملکرد تحصیلی تابعی خطی از تعداد فرزندان و مجموعه‌ای از عوامل تاثیرگذار مانند تحصیلات و سن والدین است (بلک و همکاران، ۲۰۰۵؛ انگریست و همکاران، ۲۰۱۰):

$$y_i = \beta s_i + X_i'\delta + \epsilon_i \qquad (۱)$$

که در آن برای فرزند i، تعداد برادر و خواهرها با $s_i \in \{0,1,\dots,\overline{s}\}$ نشان داده می‌شود. X_i نیز مجموعه‌ای از بردارهای کنترلی شامل عدد ثابت است. اگر تعداد کل فرزندان خانواده برای مشاهده i، c_i باشد، $s_i = c_i - 1$ است.

نتایج حاصل از تصریح (۱) بدین صورت تفسیر می‌شود که با اضافه‌شدن یک فرزند، و ثبات کنترل‌ها، بطور متوسط β واحد عملکرد تحصیلی تغییر می‌کند. به عبارت دیگر اثر افزایش تعداد فرزندان در تمام حاشیه‌های بعد خانواده برابر و ثابت است. (موگستاد و ویزوال، ۲۰۱۶) برای آزادسازی قید خطی‌بودن اثر حاشیه‌ای تعداد فرزندان، از تصریح (۲) استفاده می‌کند:

$$Y_i = \gamma_1 d_{1i} + \cdots + \gamma_5 d_{5i} + \lambda_1 b_{2i} + \cdots + \lambda_5 b_{6i} + X_i\delta + \epsilon_i \qquad (۲)$$

متغیرهای مجازی d_s و b_o به صورت زیر ساخته می‌شوند:

$$d_{si} = 1\{s_i \geq s\} \qquad (۳)$$

$$b_{oi} = 1\{b_i \geq o\} \qquad (۴)$$

که در آن b_i ترتیب تولد مشاهده‌ی i در نمونه است. برای مثال چنانچه مشاهده‌ای فرزند سوم یک خانواده پنج فرزندی باشد، چهار خواهر و برادر دارد ($s_i = 4$) و ترتیب تولدش سه است ($b_o = 3$). در این صورت d_{1i} تا d_{4i} یک و d_{5i} و d_{6i} صفر، و b_{2i} و b_{3i} یک و بقیه صفر خواهد بود. شیوه‌ی ساخت متغیرهای مجازی d_{si} به گونه‌ای است که γ_s اثر حاشیه‌ای افزایش تعداد برادران و خواهر از $s-1$ به s را تخمین می‌زند. بطور مشابه λ_o نیز اثر بودن در ترتیب تولد o به جای ترتیب تولد $o-1$ را تخمین می‌زند: عملکرد تحصیلی در صورتی که ترتیب تولد یک مشاهده از o به $o-1$ تغییر کند، به میزان λ_o تغییر می‌کند.

اثر حاشیه‌ای در برابر اثر کل قرار می‌گیرد. منظور از اثر کل داشتن s برادر و خواهر، تفاوت عملکرد تحصیلی نسبت به تک‌فرزندان برای کسانی است که s برادر و خواهر دارند. مطابق تعریف اثر کل داشتن s برادر و خواهر برابر مجموع اثرهای حاشیه‌ای از 1 تا s است. برای تخمین اثر کل از تصریح (۵) استفاده می‌شود:

$$Y_i = \psi_1 D_{1i} + \cdots + \psi_5 D_{5i} + \lambda_1 b_{2i} + \cdots + \lambda_5 b_{6i} + X_i\delta + \epsilon_i \qquad (۵)$$

تفاوت (۵) با (۲) در مجموعه‌ی متغیرهای مجازی D_{si} است که به صورت $D_{si} = 1\{s_i = s\}$ تعریف می‌شود.

≠ ترتیب تولد مطلق و نسبی

مطالعات تجربی ترتیب تولد (هانوشک، ۱۹۹۲؛ بوث و کی، ۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که مکانیزم‌های اثرگذاری ترتیب تولد روی عملکرد تحصیلی از مسیر ترتیب نسبی تولد تاثیرگذار هستند. در ادامه خلاصه‌ای از مکانیزم‌های مثبت و منفی ناشی از ترتیب تولد بحث می‌شود (بوث و کی، ۲۰۰۹).

اولین دلیل اهمیت ترتیب نسبی، دارایی زمانی بیشتر والدین برای فرزندان اولیه است. با افزایش تعداد فرزندان دارایی زمانی والدین بین تعداد بیش‌تری تقسیم می‌شود به همین دلیل مجموع زمان تخصیص یافته در طول دوران زندگی به فرزندان بزرگ‌تر بیش‌تر است. سن بالاتر مادران هنگام تولدهای بالاتر دلیل دوم اهمیت ترتیب تولد نسبی است. با بالا رفتن سن مادران احتمال اختلال‌های ژنتیکی افزایش و میانگین وزن نوزاد کاهش می‌یابد. مکانیزم سوم مسئولیت‌پذیری بیش‌تر والدین در قبال فرزندان بزرگ‌تر است. فرزند دوم خانواده دو فرزندی در قیاس با فرزند دوم یک خانواده شش فرزندی از نظر تاثیرپذیری از این مکانیزم متفاوت هستند. باید توجه شود که مکانیزم‌های ترتیب تولد باعث تفاوت بین فرزندان درون خانواده (برای مثال فرزندان مختلف یک خانواده سه فرزندی) می‌شوند، در حالی که مکانیزم‌های تعداد فرزندان باعث تفاوت بین خانواده‌ها (برای مثال تفاوت عملکرد تحصیلی فرزندان خانواده‌های سه فرزندی در مقایسه با خانواده‌های پنج فرزندی) می‌شوند.

از سوی دیگر، افزایش درآمد خانواده در طول چرخه‌ی زندگی اولین اثر مثبت ترتیب تولد را می‌تواند ایجاد کند. فرزندان کوچک‌تر خانواده در بازه‌ای به دنیا می‌آیند که درآمد والدین بطور متوسط بیش‌تر از بازه‌ای است که فرزندان بزرگ‌تر به دنیا آمده‌اند. در مکانیزم دوم ممکن

است به علت کافی نبودن درآمد والدین یا فوت آنها فرزندان بزرگ‌تر خانواده ترک تحصیل کنند. نهایتاً ممکن است فرزندان کوچکتر از منابع زمانی فرزندان بزرگ‌تر استفاده کنند. تفاوت درون‌خانوادگی در تاثیرپذیری از این مکانیزم نیز وابسته به جایگاه نسبی فرد بین فرزندان مختلف است. علاوه بر این، ترتیب تولد با تعداد فرزندان خانواده هم‌بستگی بالایی دارد. به عنوان مثال فرزندان اول خانواده در مقایسه با فرزندان چهارم به احتمال بیش تری از خانواده‌هایی با تعداد فرزندان کوچک‌تر هستند.

شاخص ترتیب تولد (بوث و کی، ۲۰۰۹) به صورت $BO = \frac{b}{A}$ ساخته می‌شود که در آن $A = \frac{c+1}{2}$ است (b ترتیب تولد مطلق و c تعداد کل فرزندان خانواده است). این شاخص، تعدیل‌شده ترتیب تولد مطلق با ترتیب تولد میانگین است. علاوه بر این برای آزادسازی قید خطی‌بودن اثر ترتیب تولد، بوث و کی (۲۰۰۹) با حذف خانواده‌های تک فرزندی، فرزندان خانواده‌ها را به سه دسته بزرگ‌تر، میانی و کوچک‌تر تقسیم می‌کنند. برای مشاهده‌ی i، اگر $BO < 0.8$ باشد، جز فرزندان بزرگ‌تر، و اگر $BO > 1.2$ باشد، جز فرزندان کوچک‌تر و درغیر این صورت به عنوان فرزند میانی تعریف می‌شود.

در صورتی که بخواهیم اثر حاشیه‌ای را با استفاده از ترتیب تولدهای نسبی تخمین بزنیم، تصریح (۲) به صورت (٦) درمی‌آید.

$$Y_i = \gamma_1 d_{1i} + \cdots + \gamma_5 d_{5i} + \lambda_1 Mid_i + \lambda_2 Last_i + X_i\delta + \epsilon_i \qquad (٦)$$

که Mid_i و $Last_i$ به ترتیب تولد نسبی میانی و آخر هستند. بطور مشابه برای تخمین اثر کل رابطه (۵) به صورت (۷) درمی‌آید.

$$Y_i = \psi_1 D_{1i} + \cdots + \psi_5 D_{5i} + \lambda_1 Mid_i + \lambda_2 Last_i + X_i\delta + \epsilon_i \qquad (۷)$$

مطابق (بوث و کی، ۲۰۰۹) فرزندان خانواده‌های تک‌فرزندی، فرزندان اول نسبی هستند. فرزندان اول خانواده‌های دو فرزندی، فرزند اول نسبی و فرزندان دوم فرزند آخر نسبی هستند. برای تعدادهای بیش‌تر تعداد فرزندان در صورتی که تعداد فرد باشد، فرزند میانی و در صورتی که تعداد زوج باشد، دو فرزند میانی به عنوان فرزند میانی نسبی در نظر گرفته می شود و فرزندان بزرگ‌تر و کوچک‌تر از فرزندان میانی به ترتیب به صورت فرزندان اول نسبی و فرزندان آخر نسبی تعریف می‌شوند.

≠ ساخت نمونه

در این تحقیق از داده های دو درصد خام سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران استفاده شده است. این داده‌ها دارای اطلاعات جمعیت‌شناختی، تحصیلی، و ویژگی‌های مسکن محل سکونت ٤٢٣٦٣٧ خانوار ایرانی شامل ١٤٨١٥٨٦ نفر است. از این تعداد ٢٢٨٢٩٢ نفر، ٦ تا ١٦ سال (در ١ مهر ١٣٩٠) دارند که ١٥٥٧٦٣ نفر آنان شهری و ٧٢٥٢٩ نفر روستایی اند.

نمونه‌ی مورد استفاده فرزندان ٦ تا ١٦ سال (در ١ مهر ١٣٩٠) خانواده‌هایی است که الف) دارای هر دو زوج هستند، ب) سرپرست خانوار مرد است، ج) تک همسرند، د) یک تا شش فرزند دارند، ه) مادر همه‌ی فرزندان در خانوار حضور دارد، و) سن مادر هنگام تولد فرزند بین ١٤ تا ٤٩ سال ی) سن پدر هنگام تولد بین ١٤ تا ٧٠ سال بوده است. مادر هر فرد بر اساس سوالی که آیا مادر وی در خانوار حاضر است استخراج می‌شود تا همسرِ پدرِ فرزندانی که مادر آن‌ها فوت کرده یا جدا شده به عنوان مادر شناسایی نشود. دلیل محدود کردن نمونه به فرزندان ٦ تا ١٦ سال آن است که اطلاعات پدر و مادر تنها برای فرزندانی موجود است که به همراه پدر و مادر در یک خانوار ساکن هستند. البته برای ساخت ترتیب تولد از تعداد فرزندان در حال حاضر زنده مادر استفاده می‌شود[1]. در صورتی که تعداد فرزندان زنده مادر با تعداد فرزندان ساکن خانوار برابر باشد، تمام فرزندان در خانوار ساکن هستند و ماه و سال تولد ثبت شده و می‌توان ترتیب تولد را محاسبه کرد. در غیر این صورت فرض می‌شود که فرزندان غایب خانوار بزرگ‌تر از تمامی فرزندان حاضر هستند. برای چندقلوها ترتیب تولد تعریف نمی‌شود.

به دلیل محدودیت داده‌ها، برای غالب افراد ٦ تا ١٦ سال امکان مشاهده عملکرد تحصیلی بلندمدت وجود ندارد و مشغول به تحصیل هستند. بنابراین برای بررسی عملکرد تحصیلی نمی‌توان از شاخص سال‌های تحصیل استفاده کرد. شاخص‌های عملکرد تحصیلی در بخش بعدی بحث خواهند شد. در سال های مورد مطالعه در نظام آموزشی ایران سن قانونی ورود به مدرسه ٦ سال تمام بوده و دانش‌آموزان در صورتی که بدون عقب‌ماندگی مقاطع تحصیلی را

۱- متغیر دیگری نیز در داده‌ها وجود دارد که تعداد فرزندان زنده به دنیا آورده‌ی مادر ذکر شده است. با این حال ستون مورد نظر داده‌های غایب و اشتباه قابل توجهی دارد. بنابراین بطور ضمنی فرض کرده‌ایم هیچ یک از فرزندان خانواده فوت نشده‌اند و یا به صورت معادل صرف نظر کردن از فرزندان فوت‌شده نتایج را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد.

طی می‌کردند، در سن ١٦ سال تمام وارد پایه تحصیلی منجر به دریافت دیپلم می‌شدند.

در نمونه‌ی حاصل متغیرهای اصلی مانند سن، جنسیت، سن والدین، تعداد برادران و خواهران، ترتیب تولد در خانواده، سال‌های تحصیل، شهرستان محل سکونت موجود است. با توجه به تفاوت مناطق شهری و روستایی داده‌ها به دو نمونه‌ی شهری و روستایی تقسیم شده است. با اعمال همه‌ی محدودیت‌های گفته‌شده از نمونه‌ی دو درصد خام سرشماری ۱۳۹۰ به نمونه‌ی ١٦٢٥٤٣ نفری (۷۱ درصد نمونه اولیه) از ١١٥٥٣٤ خانواده می‌رسیم که ۱۱۵۱۲۰ نفر آنان از ٨٤٤٥٦ خانواده‌ی شهری (٧٤ درصد نمونه اولیه)، و ٤٧٤٢٣ نفر از ۳۱۰۷۸ خانواده‌ی روستایی (٦٥ درصد نمونه اولیه) هستند. نمونه‌ی دو درصد خام سرشماری، علاوه بر مشخصات فردی، اطلاعات مربوط به ویژگی‌های مسکن سکونت خانوار و تملک کالاهای بادوامی مانند خودرو و کامپیوتر را نیز دارد که می‌تواند برای ساخت شاخصی برای ثروت خانوار مورد استفاده قرار گیرد. با استفاده از شناسه‌ی خانوار، نمونه‌ی حاصل با داده‌ی خانواری سرشماری نیز ادغام شده تا شاخصی برای ثروت خانوار به روش تحلیل مولفه اصلی[1] ساخته شود. عوامل مورد استفاده در ساخت شاخص، ویژگی‌های مسکن خانوار (مساحت، نوع تملک، نوع سوخت، برق، آب و ...) و دسترسی آنان به امکاناتی مانند خودرو و رایانه است.

≠ شاخص‌های عملکرد تحصیلی

در ادبیات، کیفیت فرزندان با میزان سال‌های تحصیل تقریب زده می‌شود. اما به دلیل محدود کردن نمونه به افراد در سن تحصیل، سال‌های تحصیل تمام‌شده در این مطالعه مشاهده نمی‌شود. لذا از شاخص‌های پیشرفت و عقب‌ماندگی تحصیلی استفاده می‌شود. پیشرفت تحصیلی به صورت نسبت تعداد سال‌های تحصیل واقعی به بالقوه تعریف می‌شود. سال‌های تحصیل بالقوه با فرض ورود به پایه اول ابتدایی در سن ٦ سال تمام و بدون ترک تحصیل یا تکرار پایه و باتوجه به سن فعلی فرد محاسبه می‌شود. عقب‌ماندگی تحصیلی نیز به صورت یک متغیر مجازی که وقتی سال‌های تحصیل واقعی کم‌تر از بالقوه باشد، یک است تعریف می‌شود. شاخص عقب‌ماندگی تفاوتی بین فردی که یکسال یا بیشتر عقب‌مانده است قایل

1- Principal Component Analysis

نمی‌شود اما پیشرفت تحصیلی شدت عقب‌ماندگی را نیز درنظر می‌گیرد. به دلیل همین تفاوت از هر دو شاخص استفاده شده است تا حساسیت نتایج نسبت به تعریف شاخص سنجیده شود. در این مقاله از هر دو شاخص برای بررسی عملکرد تحصیلی استفاده می‌کنیم. (مانی[1] و همکاران، ۲۰۱۳) از شاخص پیشرفت تحصیلی، (کاسیرس[2]، ۲۰۰۶؛ کانلی[3] و گلاوبر[4]، ۲۰۰۶) از شاخص عقب‌ماندگی تحصیلی استفاده کرده‌اند.

≠ خلاصه آماری داده‌ها

در جدول (۱) خلاصه آماری متغیرهای اصلی دو نمونه شهری و روستایی آمده است. اعضای نمونه شهری بیش از دو برابر نمونه روستایی است. در نمونه شهری ٤٨٠٦ درصد از افراد زن هستند و در نمونه روستایی ٤٨٠١ درصد. میانگین عملکرد تحصیلی فرزندان نمونه شهری بر مبنای هر دو شاخص پیشرفت تحصیلی و عقب‌ماندگی تحصیلی بهتر از نمونه روستایی است. ١٤/٢ درصد افراد شهری و ٢٨/٥ درصد افراد روستایی عقب‌ماندگی تحصیلی دارند. میانگین شاخص پیشرفت تحصیلی (که عددی بین صفر و یک است) برای نمونه شهری ۰/۹۵۷ و برای نمونه روستایی ۰/۹۰۱ است.

میانگین تعداد فرزندان خانواده در نمونه شهری ۲/۷ نفر و در نمونه روستایی ۳/۳ نفر است که نشان می‌دهد خانواده اعضای نمونه روستایی بطور متوسط ۰/۵ فرزند بیش‌تر دارند. تعداد فرزندان خانواده با بعد خانوار یا تعداد اعضای خانوار که با سرپرست خانوار رابطه فرزندی دارند متفاوت است. اینکه میانگین تعداد فرزندان خانواده در نمونه شهری ۲/۷ نفر است نشان می‌دهد بطور میانگین اعضای نمونه ما از خانواده‌هایی با ۲/۷ فرزند هستند. ممکن است فردی ساکن خانواری باشد که علاوه بر پدر و مادر، والدین پدر و مادر نیز ساکن باشند و تعدادی از برادران و خواهران او خانوار را ترک باشند ولی در محاسبه‌ی تعداد فرزندان خانواده تنها تعداد فرزندان پدر و مادر (شامل خود شخص و برادران و خواهرانش) مستقل از اینکه ساکن خانوار باشند یا نه محاسبه شده است. وجود متغیر تعداد فرزندان زنده به دنیاآمده در پرسش‌نامه

1- Subha Mani
2- Julio Caceres-Delpiano
3- Dalton Conley
4- Rebecca Glauber

ویژگی منحصر به فرد داده‌های سرشماری است که دسترسی به تعداد فرزندان خانواده را ممکن می‌سازد، در حالی که در صورت استفاده از داده‌هایی مانند بودجه خانوار یا نیروی کار تنها می‌توان به متغیر تعداد فرزندان در خانه[1] دسترسی داشت.

سال‌های تحصیل پدر و مادر در زمان انجام سرشماری (آبان ۹۰) ملاک محاسبه است. با توجه به شیوه‌ی ساخت نمونه، هر پدر و مادر در زمان انجام سرشماری حداقل ۲۰ سال سن داشته است. در هر دو نمونه پدران کمی بیش‌تر از مادران تحصیل کرده‌اند و میانگین سال‌های تحصیلی والدین شهری بصورت معنی‌داری بیش‌تر از والدین روستایی است. سن در هنگام تولد به صورت اختلاف سال و ماه تولد فرزند از سال و ماه تولد والدین محاسبه شده است. فرزندان خانواده‌های شهری به هنگام تولد بطور متوسط پدر و مادران اندکی مسن‌تر از فرزندان خانواده‌های روستایی داشته‌اند.

در شکل (۱) توزیع تعداد فرزندان خانواده برای نمونه‌های شهری و روستایی نشان داده شده است. در نمونه شهری ۱۰/۳ درصد افراد از خانواده های تک فرزندی هستند. همین نسبت برای نمونه روستایی تنها ۵ درصد است که نشان می‌دهد نسبت خانواده‌های تک‌فرزندی شهرنشین بیش‌تر است. افراد ساکن در خانواده‌های دو و سه فرزندی در نمونه روستایی تقریبا برابر و به ترتیب ۲۸ درصد و ۲۷/۳ درصد نمونه را تشکیل می دهند، در حالی که در نمونه شهری فرزندان خانواده‌های دو فرزندی با اختلاف بیش‌ترین فراوانی را داشته و ٤١/٧ درصد از نمونه را تشکیل می دهند. فرزندان از خانواده های سه فرزندی در نمونه شهری حدود ٢٦ درصد نمونه را تشکیل می دهند. به عبارت دیگر ٦٧/٨ درصد نمونه شهری از خانواده های دو یا سه فرزندی هستند. فرزندان از خانواده های بطور نسبی پرجمعیت چهار، پنج، و شش فرزندی در نمونه شهری به ترتیب ١٢/٤ درصد، ٦ درصد، و ٣/٤ درصد از نمونه را شامل می شوند. همین نسبت ها برای نمونه روستایی به ترتیب ۱۹/۳ درصد، ۱۲ درصد، و ٨/٤ درصد است. به عبارت دیگر ۳۹/۷ درصد نمونه روستایی از خانواده‌های پرجمعیت هستند در حالی که این نسبت برای نمونه شهری ۲۱/۹ درصد است که نشان می‌دهد فراوانی نسبی خانواده‌های پرجمعیت در نمونه روستایی بیش‌تر است.

1- Child at home

در جدول (۲) برای هر دو نمونه شهری و روستایی، شاخص‌های عقب‌ماندگی تحصیلی و پیشرفت تحصیلی به همراه سال‌های تحصیل پدر و مادر به تفکیک تعداد فرزندان خانواده آمده است. بطور کلی در هر دو نمونه شهری و روستایی با افزایش تعداد فرزندان خانواده، میزان تحصیلات پدر و مادر کاهش یافته و عملکرد تحصیلی فرزندان نیز تضعیف می‌شود. در حالی که ۹ درصد تک‌فرزندان شهری و ۱۵/۱ درصد تک‌فرزندان روستایی عقب‌ماندگی تحصیلی دارند، همین نسبت برای فرزندان خانواده‌های شش‌فرزندی شهری و روستایی به ترتیب ۳٦/۵ درصد و ٤۹/٤ درصد است. قابل توجه است که در هر دو نمونه هر چند عقب‌ماندگی تحصیلی فرزندان خانواده‌های دو فرزندی اندکی بیش‌تر از تک‌فرزندان است، اما بنا بر شاخص پیشرفت تحصیلی، دو فرزندی‌ها از تک‌فرزندی‌ها عملکرد تحصیلی کمی بهتری دارند. به استثنای تک‌فرزندان شهری، تحصیلات پدر بیش از تحصیلات مادر است. با افزایش تعداد فرزندان خانواده در هر دو نمونه شهری و روستایی نیز اختلاف سال‌های تحصیل پدر و مادر بیش‌تر می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

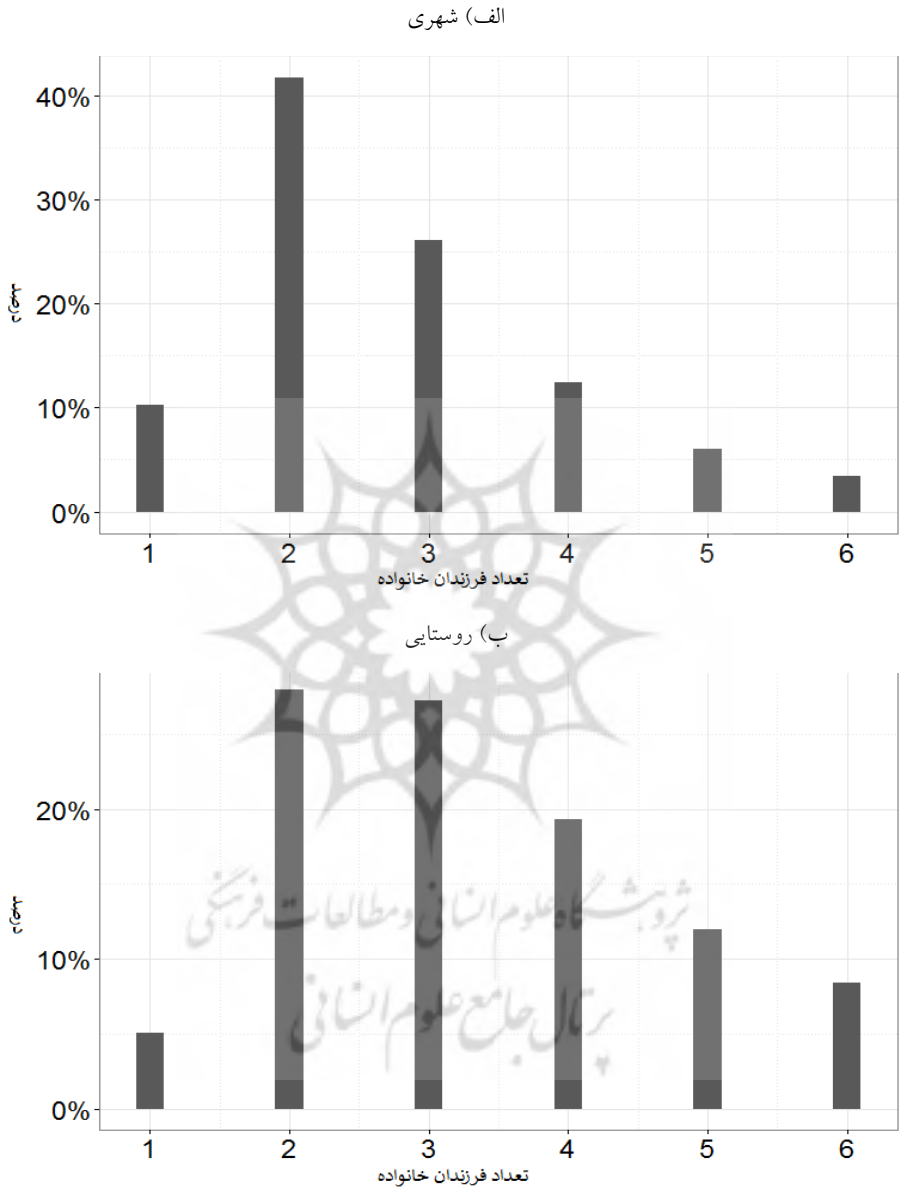
جدول ۱. خلاصه‌ی آماری متغیرهای اصلی

آماره	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
شهری					
عقب‌ماندگی تحصیلی	۱۱۵۱۲۰	۰/۱٤۲	۰/۳٤۹	۰	۱
پیشرفت تحصیلی	۱۱۵۱۲۰	۰/۹۵۷	۰/۱٤۲	۰	۱
تعداد فرزندان خانواده	۱۱۵۱۲۰	۲/۷۲٦	۱/۱۹٦	۱	٦
سن در مهر ۹۰	۱۱۵۱۲۰	۱۱/۳۷۹	۳/۱۷۸	٦/۰۰۰	۱٦/۹۱۷
سال‌های تحصیل مادر	۱۱۵۱۲۰	۸/۳٤٦	٤/٦۱۷	۰	۲۲
سال‌های تحصیل پدر	۱۱۵۱۲۰	۹/۱۰۷	٤/۷۰۸	۰	۲۲
سن مادر در هنگام تولد	۱۱۵۱۲۰	۳۰/۸٦۸	٦/۰٤۳	۱٤/۰۰۰	٤۹/۰۰۰
سن پدر در هنگام تولد	۱۱۵۱۲۰	۳۰/۸٦۸	٦/۰٤۳	۱٤/۰۰۰	۷۰/۰۰۰
روستایی					
عقب‌ماندگی تحصیلی	٤۷٤۲۳	۰/۲۸۵	۰/٤۵۲	۰	۱
پیشرفت تحصیلی	٤۷٤۲۳	۰/۹۰۱	۰/۲۰۹	۰	۱
تعداد فرزندان خانواده	٤۷٤۲۳	۳/۳۰٤	۱/۳٤۹	۱	٦
سن در مهر ۹۰	٤۷٤۲۳	۱۱/۲۲۲	۳/۱۸٤	٦/۰۰۰	۱٦/۹۱۷
سال‌های تحصیل مادر	٤۷٤۲۳	٤/٤۸٦	۳/۷۹۸	۰	۲۲
سال‌های تحصیل پدر	٤۷٤۲۳	۵/۵۵۳	٤/۰٤۹	۰	۲۲
سن مادر در هنگام تولد	٤۷٤۲۳	۲۵/٤۲٦	۵/۵٦۱	۱٤/۰۰۰	٤۸/٦٦۷
سن پدر در هنگام تولد	٤۷٤۲۳	۲۹/۷۸٦	٦/٦۸۳	۱٤/۰۰۰	۷۰/۰۰۰

توضیحات: خلاصه‌ی آماری متغیرهای اصلی دو نمونه شهری و روستایی در جدول بالا آمده است. اعضای دو نمونه به تفکیک محل زندگی خانوار (شهری و روستایی)، فرزندان خانواده‌های یک تا شش فرزندی هستند که سن مادرشان هنگام تولد بین ۱٤ و ٤۹ سال و سن پدرشان بین ۱٤ تا ۷۰ سال قرار داشته و به همراه پدر و مادر خود در خانواری زندگی می‌کنند که شامل فرزندان پدر و مادر از همسر دیگری نیست. نمونه شهری شامل ۱۱۵۱۲۰ نفر از ۸٤٤۵٦ خانواده شهری، و نمونه روستایی شامل ٤۷٤۲۳ نفر از ۳۱۰۷۸ خانواده روستایی است.

منبع: محاسبات بر مبنای سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰، مرکز آمار ایران.

شکل ۱: توزیع تعداد فرزندان خانواده



توضیح: تعداد فرزندان خانواده در محور افقی و درصد فراوانی متناظر در محور عمودی نمایش داده شده است.
منبع: محاسبات بر مبنای سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰، مرکز آمار ایران.

جدول ۲. خلاصه‌ی آماری متغیرهای اصلی بر حسب تعداد فرزندان خانواده

تعداد فرزندان	عقب‌ماندگی تحصیلی	پیشرفت تحصیلی	سال‌های تحصیل مادر	سال‌های تحصیل پدر
شهری				
۱	۰/۰۹۰	۰/۹٦۲	۱۰/۹٤۸	۱۰/۷٤٤
	(۰/۲۸٦)	(۰/۱۵۱)	(۳/۹٤۱)	(٤/۱٦۰)
۲	۰/۰۹۵	۰/۹۷۱	۹/۸٤٤	۱۰/۱۵۲
	(۰/۲۹۳)	(۰/۱۱۷)	(٤/۱۵۹)	(٤/۳۷٦)
۳	۰/۲۵۵	۰/۹۱۸	٤/۷۲۱	۵/۷۸۰
	(۰/٤۳٦)	(۰/۱۸٦)	(۳/٤۷۱)	(۳/۸۹۳)
٤	۰/۲۱۹	۰/۹۳٦	۵/۷۸۵	۷/٤۲۹
	(۰/٤۱۳)	(۰/۱٦٦)	(٤/۱۱۵)	(٤/۷۱۰)
۵	۰/۲۸۰	۰/۹۱٦	٤/۳۳۹	٦/۱٦۳
	(۰/٤٤۹)	(۰/۱۸۵)	(۳/۷۵٤)	(٤/٦۸۳)
٦	۰/۳٦۵	۰/۸۸۲	۳/۲۲٤	۵/۰٤٦
	(۰/٤۸۱)	(۰/۲۲۳)	(۳/۵۱٦)	(٤/٤۵۲)
روستایی				
۱	۰/۱۵۱	۰/۹۳٤	۷/۲٦۲	۷/۵۲۳
	(۰/۳۵۸)	(۰/۱۹٦)	(٤/۰۸٤)	(٤/۰۲۹)
۲	۰/۱۵٦	۰/۹٤٦	٦/۳۳۱	۷/۰۰۹
	(۰/۳٦۳)	(۰/۱۵۹)	(۳/۷٦۳)	(۳/۸۹٤)
۳	۰/۲۵۵	۰/۹۱۸	٤/۷۲۱	۵/۷۸۰
	(۰/٤۳٦)	(۰/۱۸٦)	(۳/٤۷۱)	(۳/۸۹۳)
٤	۰/۳۵۷	۰/۸۷٦	۳/۲۹۵	٤/٦٦۸
	(۰/٤۷۹)	(۰/۲۲۷)	(۳/۲۱۰)	(۳/۸۰۵)
۵	۰/٤٤۷	۰/۸۳۹	۲/۳۳۷	۳/۸۵٦
	(۰/٤۹۷)	(۰/۲۵۰)	(۲/۸۳۰)	(۳/٦٦۹)
٦	۰/٤۹٤	۰/۸۲۰	۱/۷۰۰	۳/۲۳۰
	(۰/۵۰۰)	(۰/۲۵۸)	(۲/۵٤۷)	(۳/۵۱۱)

توضیحات: مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار هستند.

منبع: محاسبات بر مبنای سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰، مرکز آمار ایران

یافته‌ها

در جدول (۳) برای شاخص عقب‌ماندگی و در جدول (٤) برای شاخص پیشرفت تحصیلی، نتایج تخمین اثرهای حاشیه‌ای و کل برای دو نمونه شهری و روستایی آمده است. در ستون (۱) جـدول

(۳) نتایج تصریح (٦) برای نمونه شهری آمده است. در ستون (۵) نیز همین تخمین برای نمونه روستایی آمده است. در جدول (۳)، ستون (۲) برای نمونه شهری و ستون (٦) برای نمونه روستایی مدل لاجیت مشابه تصریح (٦) آمده است. علت استفاده از مدل لاجیت این است که شاید به علت کم‌بودن درصد افراد دارای عقب‌ماندگی تحصیلی نتایج مدل احتمال خطی چندان قابل اتکا نباشد. ستون (۳)، (٤)، (۷) و (۸) اثرات کل تعداد فرزندان برای نمونه‌های شهری و روستایی و دو مدل احتمال خطی و لاجیت آمده است. نتایج مدل لاجیت برای آزمون حساسیت نتایج مدل احتمال خطی استفاده شده است. در همه تصریح‌های جداول (۳) و (٤)، متغیرهای کنترلی جنسیت، سن پدر و مادر در هنگام تولد، مجذور سن مادر در هنگام تولد، تحصیلات پدر و مادر، شاخص ثروت خانوار و اثرات ثابت گروه هم‌زادان تحصیلی[1] و شهرستان محل سکونت حضور دارند. انحراف معیار تمامی رگرسیون‌ها در سطح خانوار خوشه‌بندی[2] شده است[3].

ستون (۱) جدول (۳) نشان می‌دهد که برای نمونه شهری با افزایش تعداد فرزندان از ۱ به ۲ (بطور معادل افزایش تعداد برادر و خواهر از صفر به ۱) احتمال عقب‌ماندگی تحصیلی ۲/٤ واحد درصد کاهش می‌یابد. نتایج در سطح یک درصد معنی‌دار است که نشان‌دهنده‌ی اثر مثبت افزایش تعداد فرزندان برای خانواده‌های تک‌فرزندی است. مقدار متناظر این اثر در ستون (۵) برای نمونه روستایی ٦/۱ واحد درصد کاهش در احتمال عقب‌ماندگی تحصیلی را نشان می‌دهد. . این نتیجه در سازگاری با نتایج چیان (۲۰۰۹) و موگستاد و ویزوال (۲۰۱٦) شاهد تجربی تازه‌ای علیه تصور رایج در ادبیات اولیه از رابطه منفی بین کمیت-کیفیت است. اثر افزایش تعداد فرزندان از ۲ به ۳ برای نمونه شهری ۰/۵ واحد درصد و نمونه روستایی ۱/۲ واحد درصد افزایش در احتمال عقب‌ماندگی تحصیلی را نشان می‌دهد، اما این اعداد در سطح پنج درصد معنی‌دار نیستند. بنابراین افزایش تعداد فرزندان از ۲ به ۳ اثر معنی‌داری روی احتمال عقب‌ماندگی ندارد. با این حال افزایش تعداد فرزندان برای خانواده‌های ۳ و ٤ فرزندی

1- Educational Cohort:

متولدین مهر یک سال تا شهریور سال بعد که قانونا باید همزمان شروع به تحصیل کرده و در صورت عدم ترک تحصیل یا تکرار پایه همزمان مقاطع تحصیلی را طی کنند.

2- Clustered standard errors

۳ – در تصریح‌ها فقط از کنترلها برای اثرات ترتیب تولد نسبی استفاده شده است. استفاده از اثرات ترتیب تولد مطلق نتایج مشابهی برای تعداد فرزندان داشت و لذا در مقاله گزارش نشده است.

برای هر دو نمونه شهری و روستایی اثر مثبت معنی‌دار در سطح یک درصد روی افزایش احتمال عقب‌ماندگی دارد. با اضافه‌شدن یک فرزند به خانواده‌های پنج فرزندی احتمال عقب‌ماندگی تحصیلی ٦/١ واحد درصد افزایش می‌یابد (معنی‌دار در سطح یک درصد). همین اثر برای نمونه روستایی نیز ١/٤ واحد درصد است اما معنی‌دار نیست. نتایج نشان‌دهنده‌ی وجود اثر معکوس U شکل بین کمیت و کیفیت فرزندان است.

اثرات کل (تفاوت در احتمال عقب‌ماندگی در مقایسه با حالت تک‌فرزندی) برای نمونه‌ی شهری و روستایی در ستون (۳) و (۷) مجموع اثرات حاشیه‌ای از ستون‌های (۱) و (۵) را نشان می‌دهند. نتایج تخمین اثرهای کل نشان می‌دهد، برای نمونه‌های شهری و روستایی، فرزندان خانواده‌های ۲ و ۳ فرزندی بصورت معنی‌داری احتمال عقب‌ماندگی تحصیلی کم‌تری نسبت به تک‌فرزندان دارند. در نمونه روستایی در سطح ده درصد نمی‌توان تفاوت معنی‌داری بین احتمال عقب‌ماندگی تک‌فرزندان با فرزندان خانواده‌های ٤ فرزندی دید. تنها برای خانواده‌های ۵ و ٦ فرزندی احتمال عقب‌ماندگی بصورت معنی‌داری بیش‌تر از تک‌فرزندان است.

برای تحلیل پایداری نتایج حاصل از مدل احتمال خطی در کنار ستون‌های مربوط به اثرهای حاشیه‌ای و کل، رگرسیون مشابهی با روش لاجیت تخمین زده شده است. برای مقایسه‌پذیری با نتایج مدل احتمال خطی، مقادیر تخمینی با مدل لاجیت بصورت اثر حاشیه‌ای در میانگین گزارش شده است. نتایج مدل لاجیت نیز وجود رابطه‌ی U-معکوس شکل بین کمیت و کیفیت را تایید می‌کند و عموماً اندازه اثرات حاشیه‌ای در میانگین متغیرهای توضیحی شبیه به مدل احتمال خطی است.

در ستون (۱) جدول (٤) با افزایش تعداد فرزندان از یک به دو، در نمونه شهری شاخص پیشرفت تحصیلی ۰/۰۰۷ واحد افزایش پیدا کرده است. برای نمونه روستایی (ستون (۳)) افزایش ۰/۰۲۲ واحدی مشاهده می‌شود. اثر تخمینی در هر دو نمونه در سطح یک درصد معنی‌دار هستند با این حال اثر حاشیه‌ای افزایش تعداد فرزندان از ۲ به ۳ فاصله‌ی معنی‌داری با صفر در سطح ده درصد ندارد ولی با افزایش تعداد فرزندان به سطوح ٤ فرزند و بیش تر اثرهای حاشیه‌ای در هر دو نمونه منفی است و در پنج مورد از شش اثر حاشیه‌ای در سطح ده درصد معنی‌دار است.

جدول ۳. تخمین اثر حاشیه‌ای و اثر کل برای شاخص عقب‌ماندگی تحصیلی

	شهری				روستایی			
	اثر حاشیه‌ای		اثر کل		اثر حاشیه‌ای		اثر کل	
	مدل احتمال خطی	لاجیت	مدل احتمال خطی	لاجیت	مدل احتمال خطی	لاجیت	مدل احتمال خطی	لاجیت
	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)	(۸)
بیش‌تر مساوی ۱ برادر و خواهر	-۰/۰۲٤***	-۰/۰۲٤***	-۰/۰۲٤***	-۰/۰۲٤***	-۰/۰٦۱***	-۰/۰٦۹***	-۰/۰٦۱***	-۰/۰٦۹***
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۳)
بیش‌تر مساوی ۲ برادر و خواهر	۰/۰۰٥	۰/۰۰۹***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱٥***	۰/۰۱۲*	۰/۰۲۷***	-۰/۰٤۹***	-۰/۰٤۳***
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۳)
بیش‌تر مساوی ۳ برادر و خواهر	۰/۰٤۷***	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۹***	۰/۰۱٤**	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۲**	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۱
	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٥)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱٤)
بیش‌تر مساوی ٤ برادر و خواهر	۰/۰٤۰***	۰/۰۱۷***	۰/۰٦۹***	۰/۰۳۱***	۰/۰٥۷***	۰/۰٤۳***	۰/۰۳۷**	۰/۰۲۲
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰٥)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱٥)
٥ برادر و خواهر	۰/۰٦۱***	۰/۰۲۳***	۰/۱۳۰***	۰/۰٥٤***	۰/۰۱٤	۰/۰۰٦	۰/۰٥۱***	۰/۰۲۸*
	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۰٥)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱٤)	(۰/۰۱٦)
ترتیب تولد میانی نسبی	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹
	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٦)
ترتیب تولد آخر نسبی	-۰/۰۰٦*	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰٦*	-۰/۰۰۲	۰/۰۰٤	۰/۰۰۸	۰/۰۰٤	۰/۰۰۸
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۷)
متغیرهای کنترلی	بله	بله	بله	بله	بله	بله	بله	بله
ضریب تشخیص تعدیل‌شده	۰/۱۱۸		۰/۱۱۸		۰/۲۱۷		۰/۲۱۷	
مشاهدات	۱۱۰۱٦٥	۱۱۰۱۰۰	۱۱۰۱٦٥	۱۱۰۱۰۰	٤۳۸۹۱	٤۳۸۷۳	٤۳۸۹۱	٤۳۸۷۳

توضیحات: جدول از دو بخش شهری و روستایی تشکیل شده که هر کدام شامل دو بخش اثر حاشیه‌ای (تصریح (۲)) و اثر کل (تصریح (٥)) برای شاخص عقب‌ماندگی تحصیلی است که به روش‌های مدل احتمال خطی و لاجیت تخمین زده شده‌اند. مقادیر تخمین لاجیت بصورت اثرهای حاشیه‌ای در میانگین گزارش شده است. *، ** و *** معنی‌داری در سطوح ۱۰، ٥ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

اثر کل روی شاخص پیشرفت تحصیلی نیز در ستون‌های (۲) و (٤) جدول (٤) گزارش شده است که مجموع اثرهای حاشیه‌ای است. اثر کل در نمونه شهری در سطح چهار فرزند به بعد منفی معنی‌دار است که نشان می‌دهد فرزندان خانواده‌های چهار فرزندی و بیش‌تر عملکرد ضعیف‌تری از تک‌فرزندان دارند. در نمونه روستایی در سطوح پنج فرزندی به بعد اثر کل منفی می‌شود. چنانچه در جدول (۲) دیدیم والدین تک‌فرزندان بصورت معنی‌داری سال‌های تحصیل بیش‌تری نسبت به والدین سه‌فرزندی‌ها دارند، بنابراین با توجه به نتایج به دست‌آمده، عملکرد تحصیلی بهتر مشاهده شده در خلاصه آماری ناشی از عدم وجود رقابت در برخورداری از منابع خانواده با دیگر فرزندان خانواده نیست و به این دلیل است که از شرایط محیطی بهتری مانند والدین تحصیل‌کرده‌تر برخوردارند. به عبارت دیگر حذف عوامل مخدوشگر نشان می‌دهد تک‌فرزندی در قیاس با داشتن یک یا دو برادر باعث تضعیف شاخص پیشرفت تحصیلی می‌شود.

اثر حاشیه‌ای و کل تعداد فرزندان روی شاخص پیشرفت تحصیلی برای نمونه شهری و روستایی به ترتیب در شکل‌های (۲–الف) و (۲–ب) نشان داده شده است (باتوجه به ستون‌های جدول (٤)). همانطور که در این نمودار مشخص است داده‌های ایران نتایجی مشابه نتیجه موگستاد و ویزوال (۲۰۱٦) می‌دهد و یک رابطه U–معکوس بین تعداد فرزندان و عملکرد تحصیلی آنان وجود دارد. متغیر مورد استفاده موگستاد و ویزوال (۲۰۱٦) سال‌های تحصیل بود لذا مقایسه کمی نتایج ما با ایشان امکان‌پذیر نیست. با این حال به لحاظ کیفی اثر کل در نمونه آن‌ها برای خانواده‌های پنج فرزندی کم‌تر از صفر می‌شود که نشان‌دهنده‌ی اثر مثبت قوی در حاشیه‌های پایین است. مشابهاً برای داده‌های ایران، اثر کل در نمونه شهری برای خانواده‌های چهار فرزندی و در نمونه روستایی برای خانواده‌های پنج فرزندی، کم‌تر از صفر می‌شود.

جدول (۵) از دو قسمت تشکیل شده است. در قسمت (الف) متغیر وابسته شاخص عقب‌ماندگی تحصیلی و در قسمت (ب) متغیر وابسته شاخص پیشرفت تحصیلی است. برای آزمون پایداری نتایج، اثرهای حاشیه‌ای (تصریح (۲)) را برای سه نمونه‌ی مختلف تخمین زده‌ایم. در بخش اول نمونه اصلی شهری و روستایی را که منحصر به فرزندان خانواده‌های ۱ تا ٦ فرزندی بود به خانواده‌های ۱ تا ۱۰ فرزندی گسترش دادیم. در بخش دوم نمونه اصلی را محدود به مشاهداتی کردیم که اختلاف سن پدر و مادر کم‌تر از ۵ سال باشد. در بخش سوم

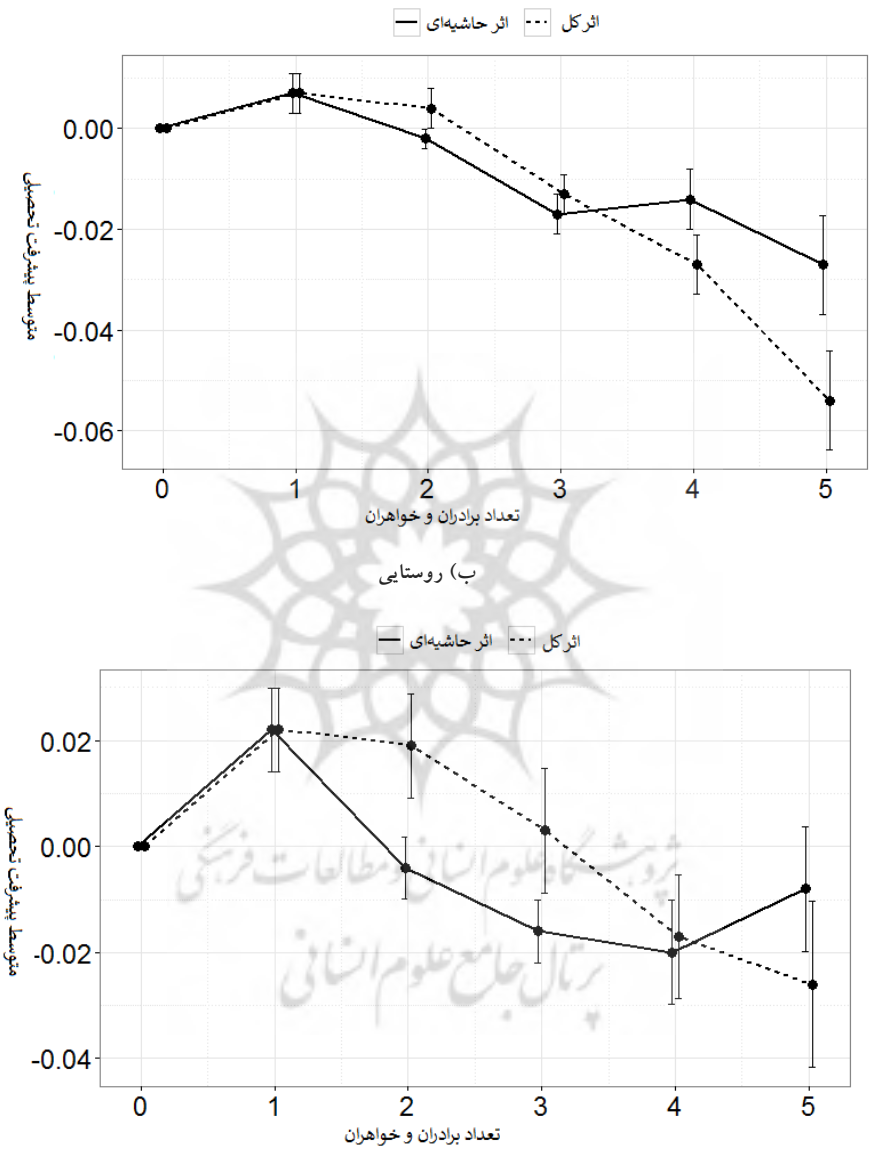
نیز نمونه اصلی محدود به بخشی از نمونه شده که سن مادر در هنگام تولد کم‌تـر از ۳۵ سـال است. نتایج حاصل برای هر دو شاخص پیشرفت تحصیلی و عقب‌ماندگی تحصیلی و برای هر دو نمونه شهری و روستایی پایداری نتایج ما را تایید می‌کند.

جدول ٤. تخمین اثر حاشیه‌ای و اثر کل برای شاخص پیشرفت تحصیلی

	شهری		روستایی	
	اثر حاشیه‌ای	اثر کل	اثر حاشیه‌ای	اثر کل
	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
بیش‌تر مساوی ۱ برادر و خواهر	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۷***	۰/۰۲۲***	۰/۰۲۲***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰٤)
بیش‌تر مساوی ۲ برادر و خواهر	−۰/۰۰۲	۰/۰۰٤*	−۰/۰۰٤	۰/۰۱۹***
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)
بیش‌تر مساوی ۳ برادر و خواهر	−۰/۰۱۷***	−۰/۰۱۳***	−۰/۰۱٦***	۰/۰۰۳
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)
بیش‌تر مساوی ٤ برادر و خواهر	−۰/۰۱٤***	−۰/۰۲۷***	−۰/۰۲۰***	−۰/۰۱۷**
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰٦)
۵ برادر و خواهر	−۰/۰۲۷***	−۰/۰۵٤***	−۰/۰۰۸	−۰/۰۲٦***
	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۸)
ترتیب تولد میانی نسبی	−۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)
ترتیب تولد آخر نسبی	۰/۰۰٦***	۰/۰۰٦***	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)
متغیرهای کنترلی	بله	بله	بله	بله
ضریب تشخیص تعدیل‌شده	۰/۰٦۳	۰/۰٦۳	۰/۱۵۲	۰/۱۵۲
مشاهدات	۱۱۰۱٦۵	۱۱۰۱٦۵	٤۳۸۹۱	٤۳۸۹۱

توضیحات: جدول از دو بخش شهری و روستایی تشکیل شده که هر کدام شامل دو بخش اثر حاشیه‌ای (تصریح (٦)) و اثر کل (تصریح (۷)) برای شاخص پیشرفت تحصیلی است. *، ** و *** معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

شکل ۲. اثر حاشیه‌ای و اثر کل روی شاخص پیشرفت تحصیلی



توضیحات: اثر حاشیه‌ای (خط صاف) و اثر کل (خط‌چین) تعداد برادران و خواهران روی شاخص پیشرفت تحصیلی برای نمونه شهری رسم شده است. خطوط عمودی بازه‌ی اطمینان ۹۵ درصد را مشخص می‌کنند.

جدول ۵. تحلیل پایداری نتایج

	خانواده‌های تا ۱۰ فرزند		اختلاف سن والدین کم‌تر از ۵		سن مادر هنگام تولد زیر ۳۵	
	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
قسمت الف) متغیر وابسته: عقب‌ماندگی تحصیلی						
بیش‌تر مساوی ۱ برادر و خواهر	-۰/۰۲٤***	-۰/۰٦۲***	-۰/۰۲۵***	-۰/۰٦۱***	-۰/۰۲٤***	-۰/۰٦٤***
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۸)
بیش‌تر مساوی ۲ برادر و خواهر	۰/۰۰٤	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹*	۰/۰۱۳	۰/۰۰۸*	۰/۰۱۵*
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰٦)
بیش‌تر مساوی ۳ برادر و خواهر	۰/۰٤۷***	۰/۰۲۸***	۰/۰٤٤***	۰/۰٤۲***	۰/۰۵۳***	۰/۰۲۹***
	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۷)
بیش‌تر مساوی ٤ برادر و خواهر	۰/۰٤۱***	۰/۰۵٦***	۰/۰٤۰***	۰/۰۵۳***	۰/۰٤۲***	۰/۰٦۱***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۰)
۵ برادر و خواهر	۰/۰۹۲***	۰/۰۲۸**	۰/۰٦٦***	-۰/۰۰۱	۰/۰۸۳***	۰/۰۲۹*
	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۵)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۱۲)
ضریب تشخیص	۰/۱٤۲	۰/۲٤۲	۰/۱۲۷	۰/۲۲٤	۰/۱۲٤	۰/۲۲۷
قسمت ب) متغیر وابسته: پیشرفت تحصیلی						
بیش‌تر مساوی ۱ برادر و خواهر	۰/۰۰٦***	۰/۰۲۲***	۰/۰۰٦***	۰/۰۲۵***	۰/۰۰۷***	۰/۰۲۳***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۵)
بیش‌تر مساوی ۲ برادر و خواهر	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰٤	-۰/۰۰٤*	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳**	-۰/۰۰۵*
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)
بیش‌تر مساوی ۳ برادر و خواهر	-۰/۰۱۸***	-۰/۰۱۵***	-۰/۰۱۵***	-۰/۰۲۰***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۵***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)
بیش‌تر مساوی ٤ برادر و خواهر	-۰/۰۱۵***	-۰/۰۲۱***	-۰/۰۱٦***	-۰/۰۱٦**	-۰/۰۱٦***	-۰/۰۲۳***
	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۵)
۵ برادر و خواهر	-۰/۰٤۲***	-۰/۰۱۸***	-۰/۰۲۹***	۰/۰۰۱	-۰/۰۳۹***	-۰/۰۱۵*
	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۰۷)
ضریب تشخیص	۰/۰۸٦	۰/۱۷٦	۰/۰۷۰	۰/۱۵۵	۰/۰۷۰	۰/۱٦٤
مشاهدات	۱۱٤٦۷۹	٤۹۷۱۵	۵۷۳۳٤	۲٤٦٤۵	۱۰۲٤۷٤	٤۱۲۵۵

توضیحات: جدول از دو قسمت برای شاخص‌های عقب‌ماندگی تحصیلی و پیشرفت تحصیلی تشکیل شده است. در دو ستون اول نمونه‌ی شهری و روستایی را به خانواده‌های با ۱ تا ۱۰ فرزند گسترش داده‌ایم. در ستون‌های (۳) و (٤) نمونه‌ی را محدود به فرزندان خانواده‌های با اختلاف سنی پدر و مادر زیر ۵ سال کرده‌ایم. دو ستون آخر نیز محدود به مشاهداتی است که سن مادران آن‌ها هنگام تولد کم‌تر از ۳۵ سال داشتند.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از تخمین به روش حداقل مربعات معمولی با کنترل روی عوامل مخدوشگر رابطه‌ی میان تعداد فرزندان خانواده و عملکرد تحصیلی آنان بررسی شد. داده‌های مورد استفاده دو نمونه شهری و روستایی از فرزندان در سن تحصیل است که از سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰ ساخته شده است. علاوه بر بازسازی مرز ادبیات تجربی موضوع مورد مطالعه با استفاده از داده‌های ایران، از شاخصی برای ترتیب تولد نسبی به جای ترتیب تولد مطلق برای کنترل اثر ترتیب تولد روی عملکرد تحصیلی استفاده شده است که روش مورد استفاده در ادبیات را بهبود می‌دهد.

نتایج حاکی از رابطه U–معکوس بین تعداد فرزندان خانواده و عملکرد تحصیلی است: افزایش تعداد فرزندان از ۱ به ۲ عملکرد تحصیلی آنان را افزایش داده و یک فرزند بیش‌تر در سطوح بالاتر از ۳ تاثیر منفی بر عملکرد تحصیلی آنان دارد. نتیجه تحقیق تحت آزمون‌های متعدد پایدار باقی می‌ماند. اثر حاشیه‌ای مثبت افزایش تعداد فرزندان از ۱ به ۲ به حدی قوی است که برای نمونه‌ی شهری تنها فرزندان خانواده‌های ۳ فرزندی و بیش‌تر، و برای نمونه‌ی روستایی تنها فرزندان خانواده‌های ٤ فرزندی و بیش‌تر عملکرد تحصیلی ضعیف‌تری از تک‌فرزندان دارند. نتایج مطالعه با نتایج مطالعات دیگر مانند (موگستاد و ویزوال، ۲۰۱٦؛ چیان، ۲۰۰۹) که رابطه‌ی بین تعداد فرزندان و عملکرد تحصیلی آنان را غیرخطی در نظر گرفته‌اند، سازگار است. با این حال به دلیل استفاده از شاخص‌های مختلف برای عملکرد تحصیلی امکان مقایسه‌ی کمّی نتایج مقدور نیست.

در طراحی سیاست جمعیتی بهینه یکی از جنبه‌های مهم تاثیر سیاست روی سرمایه‌ی انسانی از مسیر تغییر بعد خانوار است. بر اساس نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود سیاست‌ها به‌گونه‌ای طراحی شوند که بصورت ناهمگن بر انگیزه‌های باروری خانواده‌های با تعداد فرزندان مختلف تاثیر بگذارند. یک فرزند بیش‌تر برای خانواده‌های تک‌فرزندی علاوه بر اینکه در راستای سیاست تشویق به فرزندآوری است به بهبود قابل توجه عملکرد تحصیلی منجر می‌شود. امّا پیاده‌سازی سیاستی که باعث افزایش انگیزه‌ی باروری خانواده‌های با سه فرزند و بیش‌تر شود، به دلیل اثر منفی بر عملکرد تحصیلی فرزندان آنان، نیازمند تحلیل هزینه–فایده و در نظر گرفتن دیگر عوامل تاثیرگذار بر طراحی سیاست جمعیتی است که خارج از موضوع بحث مقاله‌ی حاضر قرار می‌گیرد.

منابع

مشفق، محمود.، محمودی، محمدجواد.، و مطیع حق‌شناس، نادر (۱۳۹۱). چشم‌انداز تحولات جمعیتی ایران: لزوم تجدید نظر در سیاست‌های جمعیتی. *مطالعات راهبردی زنان ۵۵*، ۱۵۱-۱۷۲.

مهربانی، وحید (۱۳۹۶). تحلیلی اقتصادی از اثر بُعد خانواده بـر عملکـرد تحصـیلی فرزنـدان. *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۷، شماره ۱، ۱۶۳-۱۸۷.

Abbasi-Shavazi, M., McDonald, P., & Hosseini-Chavoshi, M. (2009). *The Fertility Transition in Iran.* Springer.

Angrist, J., Lavy, V., & Schlosser, A. (2010). Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children. *Journal of Labor Economics 28(4)*, 773-824.

Becker, G., & Lewis, H. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy 81 (2)*, S279-S288.

Black, S., Devereux, P., & Salvanes, K. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics 120 (2)*, 669-700.

Booth, A., & Kee, H. (2009). Birth order matters: the effect of family size and birth order on educational attainment. *Journal of Population Economics 22(2)*, 367-397.

Caceres-Delpiano, J. (2006). The impacts of family size on investment in child quality. *Journal of Human Resources 41 (4)*, 738-754.

Conley, D., & Glauber, R. (2006). Parental educational 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)*, 722-737.

Evans, W., & Angrist, J. (1998). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. *The American Economic Review 88(3)*, 450-477.

Galor, O., & Weil, D. (2000). Population, technology, and growth: From Malthusian stagnation to the demographic transition and beyond. *American Economic Review 90(4)*, 806-28.

Hanushek, E. (1992). The trade-off between child quantity and quality. *Journal of Political Economy 100(1)*, 84-117.

Lee, J. (2008). Sibling size and investment in children's education: An Asian instrument. *Journal of Population Economics 21(4)*, 855-875.

Mani, S., Hoddinott, J., & Strauss, J. (2013). Determinants of schooling: Empirical evidence from rural Ethiopia. *Journal of African Economies 22 (5)*, 693-731.

Mogstad, M., & Wiswall, M. (2016). Testing the quantity-quality model of fertility: Estimation using unrestricted family size models. *Quantitative Economics 7(1)*, 157-192.

Qian, N. (2009). *Quantity-quality and the one child policy: The only-child disadvantage in school enrollment in rural China.* National Bureau of Economic Research Working Paper.

Rosenzweig, M., & Kenneth, W. (1980). Testing the quantity-quality fertility model: The use of twins as a natural experiment. *Econometrica 48(1)*, 227-240.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی