Archive of SID

ترجیح‌های والدین در مورد جنسیت فرزندان در ایران

سیدمیلاد خطیب شهیدی | miladkhatibshahidi@gmail.com
دکتری اقتصاد دانشگاه LSE

سیدفرشاد فاطمی اردستانی | ffatemi@sharif.edu
استادیار اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف
(نویسنده مسئول)

دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲۷ | پذیرش: ۱۳۹۷/۰۵/۰۹

چکیده: این پژوهش به بررسی وجود و کیفیت ترجیح‌های والدین نسبت به جنسیت فرزندان و تاثیر آن بر تصمیم‌های باروری خانوارها می‌پردازد. از آن‌جا که در ادبیات موضوع، روش‌های مختلفی بکار گرفته شده است که هر یک از آن‌ها نقاط قوت و ضعف خاص خود را دارند، در این پژوهش، از دو روش برای پاسخ به پرسش‌های پژوهش استفاده می‌شود. روش نخست، برآورد یک الگوی لاجیت است که احتمال تولد فرزند جدید را توسط جنسیت فرزندان پیشین توضیح می‌دهد. روش دوم، اثر ترکیب جنسی فرزندان قبلی را بر زمان تولد فرزند جدید بررسی می‌کند. نتایج به‌دست‌آمده، تاثیر جنسیت فرزندان قبلی را بر رفتار باروری تایید می‌کند. برای برآورد الگوی تجربی پژوهش از مجموعه هزینه و درآمد خانوار سال ۱۳۸۴ استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که والدین ایرانی در وهله اول علاقه‌مند به داشتن فرزندانی از هر دو جنس هستند. البته در درجه دوم، داشتن فرزند پسر نسبت به دختر ارجحیت دارد.

کلیدواژه‌ها: رجحان جنسیتی، نسبت جنسی، رفتار باروری، تبعیض جنسیتی، نسبت افزایش فراوانی.
طبقه‌بندی JEL: J16 ,J13, J12.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و سوم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۷ | ص ص ۵۷-۳۹

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

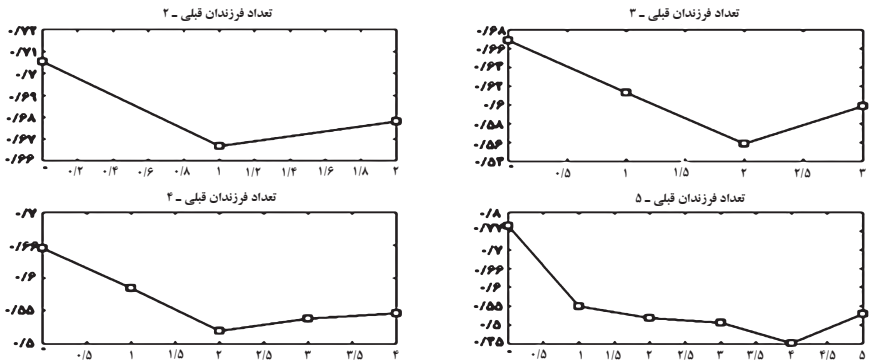
موضوع ترجیح جنسیت فرزندان توسط والدین از مدت‌ها پیش مورد توجه جمعیت‌شناسان و اقتصاددانان بوده است و پژوهشگران به بررسی دلایل و تبعات آن پرداخته‌اند. جمعیت‌شناسان بیش‌تر به تبیین موضوع پرداخته و اقتصاددانان به دنبال آن بوده‌اند تا با نظریه‌های مطلوبیت و انتخاب، به علل و چرایی این پدیده بپردازند. پژوهش‌ها در این زمینه نشان‌دهنده آن هستند که تقریباً در تمامی جوامع، اعم از توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، ترکیب جنسیت فرزندان مورد توجه والدین بوده و هست (Hank & Kohler, 2000; Jha *et al*., 2006; Sen, 1992). به عنوان نمونه، می‌توان به پژوهش باسکار و گاپتا (۲۰۰۷) اشاره کرد که نشان می‌دهند در هندوستان، نسبت جنسی در زمان تولد از میزان طبیعی خود به سمت تعداد بیش‌تر پسران منحرف شده است. همچنین، نسبت جنسی در زمان تولد در چین از ابتدای دهه ۱۹۸۰ میلادی رو به افزایش بوده و در ۱۹۸۹ به ۱۱۳/۸ رسیده است.

پاسخ‌دادن به پرسش‌هایی از قبیل «رجحان جنسیتی خانوارها چگونه است، این رجحان، در صورت وجود، چگونه بر تصمیم‌های داخلی خانوار مانند باروری و تخصیص منابع بین اعضا اثر می‌گذارد، و چه عواملی اعم از فرهنگی و اقتصادی، این رجحان را تعیین می‌کنند»، می‌تواند زوایای جدیدی را از مکانیزم‌های تصمیم‌گیری خانوار بر ما روشن سازند. همچنین، اهمیت این مسئله تا اندازه‌ای معلول ارتباط آن با نرخ باروری است. به این معنی که تغییر در شدت و ماهیت چنین رجحانی می‌تواند موجب افزایش یا کاهش نرخ باروری شود. تاکنون پژوهشی در این راستا، روی رفتارهای خانوارهای ایرانی انجام نشده است. اما نگاه گذرایی به داده‌های خرد جمعیتی ایران، نشان‌دهنده وجود نظم‌های آماری در این رابطه هستند که در ادامه نمونه‌ای از آن‌ها ارائه می‌شود.

اثر ترکیب جنسی فرزندان بر رفتار باروری والدین را می‌توان به دو صورت مورد بررسی قرار داد: الف. تغییر در احتمال تولد فرزند جدید و ب. زمان تولد فرزند جدید. نمودار (۱) که میزان نسبت افزایش فراوانی (PPR) را برای خانواده‌های ایرانی نشان می‌دهد، اثر ترکیب جنسی فرزندان را بر احتمال تولد فرزند جدید ارائه می‌دهد. هر یک از نمودارها، مقادیر PPR را برای خانوارهایی نشان می‌دهند که دارای تعداد فرزندان یکسانی هستند. برای رسم این نمودار، خانواده‌هایی که فرزند آخر آن‌ها دست‌کم پنج‌سال سن داشته باشند، کامل فرض شده‌اند. هرچند که تصویر کلّی ارائه‌شده در نمودار (۱) مستقل از سن فرزند آخر خانواده همچنان برقرار است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۱: احتمال تولد فرزند بعدی (PPR) برحسب تعداد فرزندان پسر به تفکیک تعداد فرزندان خانوار

(محور افقی تعداد فرزندان پسر در فرزندان قبلی و نمودار عمودی درصد پسرها در آخرین تولد)

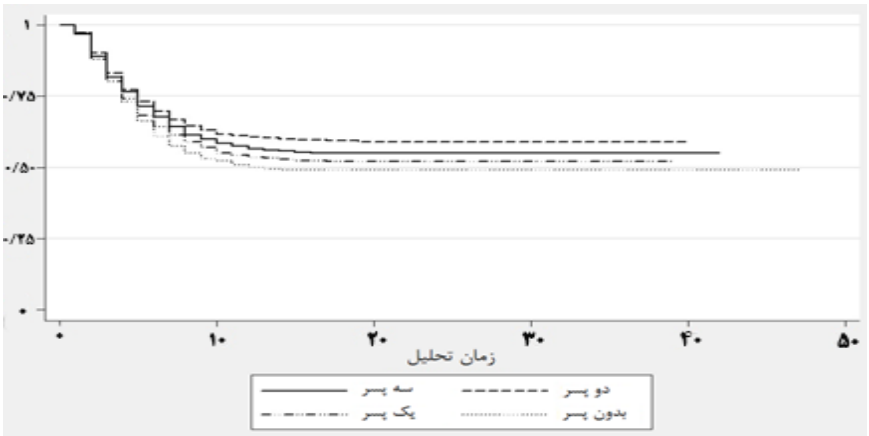
منبع: یافته‌های پژوهش بر مبنای زیرمجموعه آماری داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۸۵، تهیه‌شده توسط مرکز آمار ایران.

نمودار (۱) را می‌توان بر نتایج بن‌پوراث و ولچ[1] (۱۹۸۰) منطبق دانست. آن‌ها نشان می‌دهند که اگر جنسیت فرزندان برای والدین دارای اهمیت باشد، منحنی مطلوبیت نهایی تولد یک فرزند جدید برای خانوارها برحسب نسبت جنسی فرزندان قبلی (در این‌جا معادل سهم پسران از تعداد کل فرزندان) یک منحنی U شکل خواهد شد که پایین‌ترین نقطه آن، بسته به کیفیت رجحان جنسیتی والدین از ۱/۲ به راست (با ارجحیت داشتن پسر) یا چپ (با ارجحیت داشتن دختر) قرار می‌گیرد. روش دوم برای تشخیص رجحان جنسیتی، بررسی رابطه جنسیت فرزندان پیشین با زمان تولد فرزند جدید است. به این صورت که هرچه فرزند جدید زودتر متولد شود، می‌توان نتیجه گرفت که والدین از ترکیب جنسی فرزندان پیشین خود رضایت کم‌تری داشته‌اند. نمودار (۲) این رابطه را برای زوج‌هایی که سه فرزند داشته‌اند، نشان می‌دهد. برخی از این زوج‌ها صاحب فرزند چهارم شده‌اند. اما برخی از آن‌ها تا زمان آمارگیری صاحب فرزند جدیدی نشده‌اند. در این نمودار، مشاهده می‌شود که خانواده‌هایی که سه دختر دارند، سریع‌تر از دیگران و با احتمالی بیش از سایر خانواده‌ها صاحب فرزند جدید می‌شوند. خانواده‌هایی که تنها یک دختر دارند، از هر دو منظر در مرتبه بعدی قرار دارند.

1. Ben-Porath & Welch

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۲: رابطه زمان تولد فرزند جدید پیش از تولد فرزند جدید را با جنسیت فرزندان قبلی، برای خانواده‌های دارای سه فرزند (محور افقی زمان سپری‌شده از تولد فرزند قبلی و محور عمودی کسری از خانواده‌ها را که هنوز صاحب فرزند جدید نشده‌اند) نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش بر مبنای داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۸۵، تهیه‌شده توسط مرکز آمار ایران.

این پژوهش به بررسی دقیق‌تر کیفیت رجحان جنسیتی خانواده‌های ایرانی می‌پردازد. بخش دوم، به مرور ادبیات نظری و تجربی موضوع اختصاص دارد. در بخش سوم، اثر ترکیب جنسیتی فرزندان بر احتمال تولد فرزند جدید بررسی می‌شود. بخش چهارم، به بررسی اثر این ترکیب جنسیتی بر زمان تولد فرزند جدید می‌پردازد و بخش پنجم، خلاصه‌ای از نتایج به‌دست‌آمده را به همراه بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌دهد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ادبیات نظری این حوزه را از نظر سطح بررسی متغیرها می‌توان به دو دسته خرد و کلان تقسیم‌بندی کرد. پژوهش‌هایی که در دسته کلان قرار می‌گیرند، اثر وجود ترجیح‌های جنسیتی خانوارها را بر متغیرهای کلان، مانند نسبت جنسی کل جامعه، وضعیت بازار ازدواج، و سطح رفاه اجتماعی بررسی می‌کنند. در مقابل، پژوهش‌هایی که رویکرد خرد دارند، به بررسی اثر وجود رجحان جنسیتی بر تصمیم‌های داخلی خانوارها، مانند تعداد فرزندان، فاصله زمانی بین تولد فرزندان، و تخصیص منابع در

www.SID.ir

Archive of SID

داخل خانوار می‌پردازند. به عنوان نمونه‌ای از پژوهش‌های کلان‌نگر می‌توان به باسکار[1] (۲۰۰۸) اشاره کرد. یکی از مواردی که در دوره‌های زمانی طولانی در کشورهایی مانند هند و چین مشاهده شده است، مسئله انحراف شدید نسبت جنسی از میزان طبیعی است. به‌طوری که در سرشماری سال ۲۰۰۱ کشور هندوستان، نسبت جنسی در گروه سنی زیر شش‌سال کل کشور ۱/۰۷۸ و در برخی ایالت‌های شمالی مانند پنجاب بین ۱/۲۰ تا ۱/۲۵ بوده است (Bhaskar & Gupta, 2007). برخلاف آن‌که برخی از پژوهشگران مانند استِر[2] (۲۰۰۵) این انحراف نسبت جنسی را به ابتلای مادران به «هپاتیت ب» نسبت می‌دهند، اما سایرین، ازجمله جا[3] و همکاران (۲۰۰۶) با ارائه دلایلی نشان می‌دهند که چنین انحراف شدیدی از مقدار طبیعی را تنها می‌توان با استفاده از انتخاب جنسی والدین به‌خصوص از راه سقط جنین دختران توضیح داد. در باسکار (۲۰۰۸) الگوی نظری ساده‌ای برای توضیح انحراف نسبت جنسی از مقدار طبیعی ارائه شده است.

در دسته دوم پژوهش‌های نظری، یکی از نخستین پژوهش‌هایی که به بررسی اثر وجود رجحان جنسیتی بر تصمیم‌های خانوارها می‌پردازد و با پژوهش حاضر رابطه نزدیک‌تری دارد، بن‌پوراث و ولچ (۱۹۸۰) است. این پژوهش با ارائه یک الگوی ساده، پشتوانهٔ نظری کارهای تجربی بعدی را فراهم کرده است. نتیجهٔ مهم این پژوهش آن است که والدینی که به ترکیب جنسیتی دلخواه خود نرسیده باشند با احتمال بیش‌تری صاحب فرزند جدید می‌شوند. از آن‌جا که پیش از بارداری، جنسیت فرزند روشن نیست، والدین باید برای تصمیم‌گیری بر اساس بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار[4] عمل کنند. هر اندازه خانواده‌ای از نسبت جنسی مطلوب خود دورتر باشد، مطلوبیت مورد انتظار ناشی از تولد فرزند جدید برای او بیش‌تر خواهد بود. بنابراین، انگیزه چنین والدینی برای بچه‌دارشدن بیش از والدینی است که به نسبت جنسی مطلوب خود نزدیک‌تر هستند. همان‌طور که در مرور روش‌های مورد استفاده در ادبیات تجربی نیز اشاره شد، این نتیجه ساده، مهم‌ترین پیش‌فرض اغلب آزمون‌های تجربی مرتبط است. علاوه بر این، لئونگ[5] (۱۹۹۱) با ارائه یک الگوی پویا[6] و تصادفی[7]، اعتبار نظری روش‌های تجربی را نشان می‌دهد.

1. Bhaskar
2. Oster
3. Jha *et al*
4. Expected Utility
5. Leung
6. Dynamic
7. Stochastic

www.SID.ir

Archive of SID

پژوهش‌های تجربی انجام‌گرفته در رابطه با مسئله رجحان جنسیتی والدین را می‌توان به دو گروه اصلی تقسیم کرد. گروه اول، پژوهش‌هایی هستند که به این پرسش پاسخ می‌دهند که «چرا والدین رجحان جنسیتی دارند؟». روش این پژوهش‌ها این است که نشان می‌دهد عوامل اقتصادی می‌توانند رجحان جنسیتی والدین را توضیح دهند. برای مثال، کیان[1] (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که افزایش نقش زنان چینی در کشاورزی و افزایش درآمد زنان نسبت به مردان رابطه عکس با نرخ مرگ‌ومیر دختران دارد. به عکس، کاهش درآمد نسبی زنان موجب افزایش مرگ‌ومیر دختران و افزایش نسبت جنسی خواهد شد. همچنین، باردهان[2] (۱۹۷۴) وجود نسبت‌های جنسی متفاوت را در مناطق مختلف هندوستان بر اساس تفاوت بازده زنان در کار کشاورزی در مناطق زیرکشت گندم (شمال و غرب هند) و برنج (جنوب و شرق) توضیح می‌دهد. گروه دوم از پژوهش‌ها، به این پرسش می‌پردازند که «آیا والدین رجحان جنسیتی دارند؟». بن‌پوراث و ولچ (۱۹۷۲؛ ۱۹۷۶؛ ۱۹۸۰)، بلوم و گرنیر[3] (۱۹۸۳)، و لئونگ (۱۹۸۸) ازجمله پژوهش‌هایی هستند که در این دسته قرار می‌گیرند. این پژوهش‌ها، داده‌های مربوط به باروری، مرگ‌ومیر کودکان، و تخصیص منابع را درون خانواده مانند تغذیه و تحصیل بررسی کرده و بر اساس این، درباره وجود رجحان جنسیتی نتیجه‌گیری می‌کنند. برای پاسخ به این پرسش که «آیا والدین رجحان جنسیتی دارند؟»، آزمون‌های تجربی مختلفی انجام می‌گیرد. بیش‌تر این آزمون‌ها برای آمارهای باروری طراحی شده‌اند؛ زیرا تهیه این نوع داده‌ها و همچنین، استفاده از آن‌ها نسبت به داده‌های مربوط به تخصیص منابع درون خانوار ساده‌تر است. بِهرمن و همکاران[4] (۱۹۸۶)، و بهرمن (۱۹۸۸) در زمره معدود پژوهش‌هایی هستند که اثر رجحان جنسیتی والدین را بر تخصیص منابع داخلی خانوار بررسی می‌کنند.

روش‌های بکار گرفته‌شده در آزمون‌های مبتنی بر آمار باروری را می‌توان به چهار دسته اصلی تقسیم کرد: الف. محاسبه PPR؛ ب. برآورد الگوی لاجیت[5]جهت کنترل ناهمسانی خانوارها؛ پ. بررسی فاصله زمانی میان فرزندان با استفاده از الگوی ساده حداقل مربعات معمولی[6]؛ و ت. برآورد ریسک[7] تولد فرزندان. ایده اصلی همهٔ این روش‌ها کم‌وبیش یکسان است. به این صورت که فرض می‌شود،

1. Qian
2. Bardhan
3. Bloom & Grenier
4. Behrman *et al*
5. Logit
6. Ordinary Least Squares (OLS)
7. Hazard Estimation

www.SID.ir

Archive of SID

هرچقدر والدین از ترکیب جنسیتی فرزندان پیشین خود رضایت کم‌تری داشته باشند، احتمال تولد فرزند بعدی آن‌ها با امید دستیابی به ترکیب مورد نظر بیش‌تر خواهد بود. در مورد روش‌های بالا باید اشاره کرد که اگر بتوان دادهٔ مورد استفاده خانواده‌هایی که هنوز کامل نشده‌اند، در بر گرفت، در این صورت، این روش‌ها نمی‌توانند حذف ناخواسته را از سمت راست کنترل کنند. در مقابل، استفاده از روش برآورد ریسک که توسط کاکس[1](۱۹۷۲) معرفی شده است، می‌تواند حذف ناخواسته را از سمت راست کنترل کند. به این صورت که زمان سپری‌شده پیش از تولد فرزند بعدی به عنوان متغیر وابسته، و جنسیت فرزندان قبلی و سایر ویژگی‌های خانوار به عنوان متغیرهای مستقل استفاده می‌شوند. از برآورد ریسک در پژوهش‌های متعددی ازجمله هنک و اندرسون[2](۲۰۰۲)، لئونگ (۱۹۸۸)، هوتون و هوتون[3] (۱۹۹۵)، و اندرسون و همکاران[4] (۲۰۰۶) استفاده شده است. کارایی آزمون‌های مختلفی که می‌تواند با داده‌های نسبتاً محدودتر برای تشخیص وجود رجحان جنسیتی انجام شوند، در هوتون و هوتون (۱۹۹۸) ارزیابی شده‌اند.

داده‌های مورد استفاده در این‌گونه پژوهش‌ها را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول، نتایج پرسش مستقیم از افراد درباره ترجیح آن‌ها برای جنسیت فرزندشان است. دسته دوم، فراوانی و توزیع تعداد و جنسیت فرزندان متولدشده است که تحت تاثیر ترجیح آشکارشده گروهی از والدین است[5]. هرچند که داده‌های نوع اول ممکن است برای آزمون فرض وجود رجحان جنسیتی مناسب باشند، اما برای بررسی اثر رجحان جنسیتی والدین بر نرخ باروری باید از داده‌های نوع دوم استفاده کرد که نشان‌دهنده این اثر است. برخی از پژوهش‌ها نیز از ترکیبی از این دو نوع داده استفاده کرده‌اند که می‌توان به هنک و کوهلر (۲۰۰۰)، و پولارد و مورگان[6] (۲۰۰۲) اشاره کرد. بخش بزرگ ادبیات تجربی روی کشورهای درحال‌توسعه متمرکز شده است (برای خلاصه‌ای از یافته‌ها رجوع

1. Cox
2. Hank & Andersson
3. Haughton & Haughton
4. Andersson *et al*.

۵. آمارها نشان می‌دهند که در ایران نسبت جنسی به تاریخچه جنسیت سایر فرزندان حساس است. این‌که والدین چگونه موفق به دخالت در جنسیت فرزند می‌شوند، موضوع این پژوهش نیست. ولی والدین ممکن است با رفتارهای پیش از باروری شامل رژیم غذایی، توسل به عوامل ماوراطبیعی یا سقط جنین، در جهت آن تلاش کنند.

6. Pollard & Morgan

www.SID.ir

Archive of SID

شود به باسو و گوپتا[1]، ۲۰۰۱). در بیش‌تر این کشورها مشاهده می‌شود که سلیقه غالب خانوارها داشتن فرزندانی از هر دو جنس است (Cleland *et al*., 1983; Arnold, 1997). هرچند که در برخی از کشورهای آسیایی مانند چین، کره جنوبی، و ویتنام، رجحان قوی برای داشتن فرزند پسر مشاهده شده است (Haughton & Haughton, 1998; Larsen *et al*., 1998). همچنین، الموند و همکاران[2] (۲۰۰۹) مهاجران آسیایی را که در کانادا زندگی می‌کنند، مورد بررسی قرار می‌دهند تا اثر فرهنگ را در مقابل نقش جنسیتی فرزندان در جامعه بسنجند. پژوهش‌هایی نیز درباره رجحان‌های جنسیتی در کشورهای توسعه‌یافته انجام گرفته است. پولارد و مورگان (۲۰۰۲) نشان می‌دهند که خانواده‌های آمریکایی که دو فرزند هم‌جنس داشتند با احتمال بیش‌تری صاحب فرزند سوم می‌شدند، اما ظرف دو دهه گذشته، این اثر ضعیف‌تر شده است. پارک[3] (۱۹۸۳) با بررسی آمار جمعیتی در کره جنوبی نشان می‌دهد که والدین در این کشور به صورت قابل‌توجهی فرزند پسر را ترجیح می‌دهند. یاکوبسن و همکاران[4] (۱۹۹۹) رابطه باروری با جنسیت فرزندان پیشین را در دانمارک بررسی می‌کنند. این پژوهش نشان می‌دهد که برای خانواده‌های دانمارکی مطلوب‌ترین وضعیت، داشتن ترکیبی از فرزندان دختر و پسر است؛ هرچند که ترجیح ضعیفی برای فرزند دختر مشاهده می‌شود. دال و مورتی[5] (۲۰۰۸) با بررسی داده‌های آماری کشور آمریکا نشان می‌دهند که خانوارهایی که فرزند اول آنان دختر بوده است، فرزندان بیش‌تری به دنیا آورده‌اند. هنک و کوهلر (۲۰۰۰) با بررسی هفده کشور اروپایی بیان می‌کنند که بیش‌تر خانوارها به داشتن فرزندانی از هر دو جنس علاقه‌مند هستند.

اثر ترکیب جنسی فرزندان بر احتمال تولد فرزند جدید

الگوی ارائه‌شده در این بخش یک الگوی ایستا است و والدین مسئله بهینه‌سازی خود را یک‌بار و با اطلاعات کامل حل می‌کنند. الگوی مشابهی توسط بن‌پوراث و ولچ (۱۹۸۰) ارائه شده است. اما مسئله اصلی بررسی‌شده در الگوی آن‌ها موضوع یادگیری[6] والدین است. به این صورت که انتظار والدین درباره جنسیت فرزند بعدی با توجه به ترکیب جنسی فرزندان قبلی شکل می‌گیرد. اما این الگوی ساده به منظور بررسی مسائل مورد توجه در این پژوهش طراحی شده است. والدینی را در نظر

1. Basu & Gupta
2. Almond *et al*.
3. Park
4. Jacobsen *et al*.
5. Dahl & Moretti
6. Learning

www.SID.ir

Archive of SID

بگیرید که تعداد فرزندان آن‌ها به تعداد مطلوب‌شان رسیده است و افزایش تعداد فرزندان به‌تنهایی موجب افزایش مطلوبیت آن‌ها نمی‌شود و تنها انگیزه آن‌ها برای این‌که صاحب فرزند شوند، تغییر ترکیب جنسی فرزندان است. تابع مطلوبیت والدین را به صورت رابطه (۱) در نظر می‌گیریم:

$$u(c;\lambda) = cg(\lambda) \qquad (۱)$$

در این‌جا C نشان‌دهنده مصرف و λ نسبت تعداد فرزندان پسر به کل فرزندان است $(0 < \lambda < 1)$. تابع $g(.):[0:1] \to \mathbb{R}$ نشان‌دهنده ترجیح‌های والدین در مورد ترکیب جنسی فرزندان است. g تابعی تک‌قله‌ای است که بیش‌ترین آن در λ^* است. همچنین، این تابع دوبار به صورت پیوسته مشتق‌پذیر است و $g'' < 0$.

قید بودجه خانواده عبارت است از:

$$c + pn \leq y \qquad (۲)$$

که در آن p هزینه هر فرزند برای والدین، n تعداد فرزندان و y کل درآمد آن‌هاست. با فرض احتمال برابر برای تولد فرزند دختر و پسر، مطلوبیت نهایی تولد فرزند جدید به صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$E\frac{\partial u}{\partial n} = -pg(\lambda) + \frac{1}{2}g'(\lambda)(y - pn)\left(\frac{1-2\lambda}{n}\right) \qquad (۳)$$

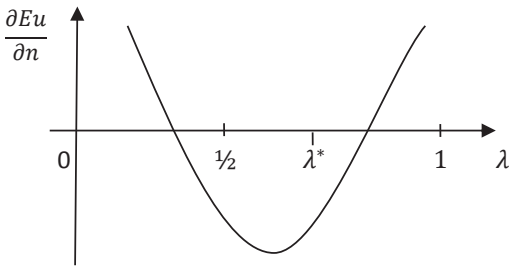
با جایگذاری در رابطه (۳) مشخص می‌شود که مقدار مطلوبیت نهایی در $\frac{۱}{۲}$ و λ^* منفی است. یعنی والدینی که به تعداد برابر فرزندان دختر و پسر دارند، مایل به تولد فرزند جدید نیستند. همچنین، والدینی که به ترکیب جنسی مطلوب خود دست یافته‌اند، نمی‌توانند با تولد فرزند جدید مطلوبیت خود را افزایش دهند. همین وضعیت برای تمامی ترکیب‌های جنسی بین این دو مقدار نیز برقرار است. برای مشخص‌شدن رابطه مطلوبیت نهایی فرزند جدید با λ (نسبت کنونی پسران به کل فرزندان)، از رابطه (۳) نسبت به λ مشتق می‌گیریم.

$$f'(\lambda) = \frac{\partial}{\partial\lambda}\left(\frac{\partial Eu}{\partial n}\right) = -pg'(\lambda) + \left(\frac{y}{n} - p\right)\left[g''(\lambda)\left(\frac{1}{2} - \lambda\right) - g'(\lambda)\right] \qquad (۴)$$

اگر $\lambda^* > ۱/۲$ باشد (والدین تمایل بیش‌تری به فرزند پسر دارند)، آن‌گاه $f'(1/2) < 0$ و $f'(\lambda^*) > 0$ (و برعکس). همچنین، به‌ازای $\lambda <$ ۱/۲ مطلوبیت نهایی نزولی است و به‌ازای $\lambda < \lambda^*$ صعودی. بنابراین، مطلوبیت نهایی تولد فرزند جدید بر حسب λ به صورت نمودار (۳) خواهد بود:

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۳: رابطه مطلوبیت نهایی فرزند جدید با ترکیب جنسی فرزندان قبلی با وجود ترجیح پسر

با توجه به نمودار (۳) مشخص است که هرچقدر والدین از ترکیب مطلوب خود فاصله بگیرند، مطلوبیت نهایی تولد فرزند جدید برای آن‌ها افزایش می‌یابد. در ضمن، شکل تابع مطلوبیت به‌گونه‌ای است که ریسک‌گریزی والدین موجب کاهش مطلوبیت نهایی فرزند جدید نسبت به والدین ریسک خنثی می‌شود. پرسش دیگری که می‌توان در این‌جا مطرح کرد این است که سایر عوامل، یعنی درآمد و هزینه فرزندان، چگونه بر تصمیم والدین اثر می‌گذارند. برای پاسخ به این پرسش‌ها، تغییرهای مطلوبیت نهایی را نسبت به این دو متغیر بررسی می‌کنیم. مشتق مطلوبیت نهایی نسبت به درآمد عبارت است از:

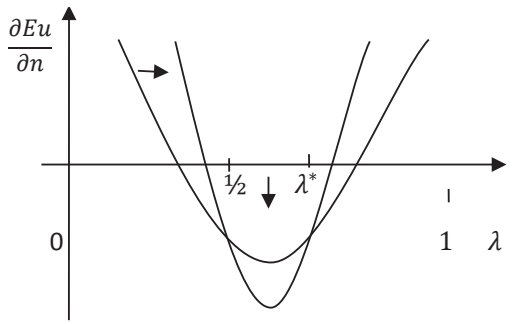
$$\frac{\partial f}{\partial y} = \frac{1}{n} g'(\lambda) \left(\frac{1}{2} - \lambda\right) \qquad (۵)$$

همان‌طور که مشخص است، مشتق مطلوبیت نهایی نسبت به درآمد، در دو نقطه $\lambda = \lambda^*$ و $\lambda = \frac{1}{2}$ برابر صفر است. در فاصله بین این دو نقطه منفی و خارج از این بازه مثبت است. از طرفی، می‌دانیم که در بازه $\left[\frac{1}{2} : \lambda^*\right]$[1] مقدار مطلوبیت نهایی منفی است. یعنی این دسته از والدین، مستقل از سطح درآمد خود، تمایلی به داشتن فرزند جدید نخواهند داشت. در مورد سایر والدین، از آن‌جا که بر اساس معادله (۵) افزایش درآمد باعث افزایش مطلوبیت نهایی فرزند جدید می‌شود، الگو پیش‌بینی می‌کند که با افزایش درآمد، احتمال تولد فرزند بعدی افزایش می‌یابد. نمودار (۴) اثر افزایش درآمد را نشان می‌دهد.

۱. برای سادگی در همه‌جای متن فرض می‌کنیم که $\lambda^* > \frac{1}{2}$ یعنی فرزند پسر به دختر ترجیح داده می‌شود. برای ترجیح فرزند دختر نیز روابط مشابهی برقرار است.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۴: اثر افزایش درآمد بر مطلوبیت نهایی تولد فرزند جدید

مشتق مطلوبیت نهایی نسبت به هزینه فرزندان نیز به صورت معادله (۶) است:

$$\frac{\partial f}{\partial p} = -g'(\lambda)\left(\frac{1}{2} - \lambda\right) \qquad (۶)$$

اثر افزایش هزینه از نظر کیفی عکس اثر افزایش درآمد است. بنابراین، می‌توان گفت که با افزایش هزینه فرزندان، مطلوبیت نهایی تولد فرزند جدید کاهش می‌یابد. بر اساس الگوی بالا انتظار داریم که علاوه بر رجحان جنسی والدین، دو عامل دیگر نیز بر رفتار باروری موثر باشند: افزایش درآمد موجب افزایش باروری و افزایش هزینه فرزندان موجب کاهش آن می‌شوند. در ادامه، با توجه به نتایج سایر پژوهش‌ها، برخی از متغیرهای موثر بر رفتار باروری خانوارها مورد بررسی قرار می‌گیرند که البته لازم است تا در برآورد الگوی تجربی به منظور توجه به موضوع ناهمسانی خانوارها، اثر آن‌ها کنترل شوند.

سطح تحصیلات مادر

بیش‌تر پژوهش‌ها مانند احمدیان و مهربانی (۱۳۹۲)، هوتون و هوتون (۱۹۹۵)، و کین و وینینگر[1] (۱۹۷۳) نشان می‌دهند که مادرانی که از سطح تحصیلات بالاتری برخوردار هستند، خانواده‌های کوچک‌تری خواهند داشت. علت این رابطه می‌تواند این باشد که با افزایش سطح تحصیلات، مادران به داشتن فرزندانی با «کیفیت» بیش‌تر متمایل می‌شوند. منظور از کیفیت فرزندان، میزان تغذیه، آموزش، و سایر انواع سرمایه‌گذاری والدین برای آن‌هاست. به این ترتیب، می‌توان گفت که با افزایش تحصیلات مادر، هزینه پرورش فرزندان برای والدین افزایش می‌یابد.

1. Cain & Weininger

www.SID.ir

Archive of SID

اشتغال مادر

شاغل‌بودن مادر می‌تواند به عنوان هزینه فرصت مادر برای نگهداری از فرزندان در نظرگرفته شود. انتظار داریم که مادران شاغل به دلیل بیش‌تر بودن هزینه فرصت خانوار جهت نگهداری از فرزندان، تعداد فرزندان کم‌تری داشته باشند. البته نباید از نظر دور داشت که اشتغال مادر با افزایش درآمد خانوار ممکن است که تقاضای خانوار برای فرزند را در جهت مخالف تحت تاثیر قرار دهد. البته انتظار می‌رود که اثر اول غالب باشد، ولی پژوهش‌های پیشین هر دو اثر را گزارش می‌دهند. برای مثال، هکمن و واکر[1] (۱۹۸۹؛ ۱۹۹۰) با استفاده از داده‌های کشور سوئد و برآورد یک الگوی ریسک، نشان می‌دهند که افزایش درآمد مادر موجب کاهش باروری می‌شود. اما علی و شیلدز[2] (۱۹۹۱) عکس این اثر را در کشور مصر مشاهده کردند. به این معنی که مادران شاغل، خانواده بزرگ‌تری دارند.

سن ازدواج

سن ازدواج متغیری است که می‌تواند حاکی از ویژگی‌های فرهنگی یا تصمیم‌های اقتصادی والدین باشد. در این صورت، می‌توان انتظار داشت که با افزایش سن ازدواج اهمیت کیفیت فرزندان برای والدین افزایش یابد که متناظر با افزایش هزینه فرزندان است. از آن‌جا که در داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، سن ازدواج اشاره نشده است، سن مادر را در زمان تولد اولین فرزند جایگزین این متغیر خواهیم کرد.

فاصله بین فرزندان قبلی

متغیر دیگری که می‌تواند ویژگی‌های فرهنگی و اقتصادی والدین را نمایندگی کند، فاصله زمانی بین تولد فرزندان است. این متغیر همچنین می‌تواند نشان‌دهنده اندازه مطلوب خانواده از نظر والدین باشد. هرچقدر فاصله بین فرزندان کم‌تر باشد، می‌توان گفت که والدین قصد دارند تا تعداد فرزندان بیش‌تری داشته باشند.

سن مادر در زمان آخرین تولد

سن مادر در زمان آخرین تولد نشان‌دهنده زمان باقی‌مانده از دوران باروری مادر است. هرچقدر که این زمان کوتاه‌تر باشد، احتمال تولد فرزند بعدی کم‌تر خواهد بود.

1. Heckman & Walker
2. Aly & Shields

www.SID.ir

Archive of SID

ثروت

ثروت می‌تواند به دو صورت بر رفتار باروری موثر باشد. اول این‌که افزایش ثروت، موجب افزایش منابع والدین برای پرورش فرزندان شده و تمایل آنان را به داشتن فرزند بیش‌تر افزایش دهد. از طرف دیگر، افزایش ثروت، توجه والدین را از تعداد فرزندان به کیفیت آنان معطوف می‌کند (Behrman & Deolalikar, 1988). بنابراین، می‌تواند موجب کاهش بُعد خانوار شود.

درآمد پدر

متغیری که به عنوان شاخص درآمد خانوار می‌توان از آن استفاده کرد، درآمد پدر است. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، هکمن و واکر (۱۹۸۹؛ ۱۹۹۰) نشان می‌دهند که افزایش درآمد مادر سبب کاهش بُعد خانواده (اثر قیمت) و افزایش درآمد پدر موجب افزایش بعد خانواده (اثر درآمد) می‌شود. در این‌جا انتظار می‌رود که درآمد پدر اثر مثبتی بر تمایل باروری داشته باشد.

محل سکونت

با توجه به این موضوع که هزینه پرورش فرزند در شهر بیش از روستا است، انتظار داریم که خانواده‌های شهرنشین منابع کم‌تری (منابع حقیقی و نه اسمی) برای پرورش فرزندان در اختیار داشته باشند. همچنین، کم‌ترین مخارج سرانه برای فرزندان ممکن است که در نظر والدین شهرنشین بیش از والدین روستایی باشد.

اثر ترکیب جنسی فرزندان بر زمان تولد فرزند جدید

در این بخش، به بررسی فرضیه دوم می‌پردازیم. این فرضیه بیان می‌کند که وجود رجحان جنسیتی، فاصله زمانی میان تولد فرزندان را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عبارت دیگر، نارضایتی والدین از ترکیب جنسی فرزندان موجب می‌شود تا فرزند بعدی زودتر متولد شود. مبنای نظری این فرضیه در لئونگ (۱۹۹۱) به عنوان یک الگو ارائه شده است. این الگو که پشتوانه نظری مناسبی برای الگوی تجربی این بخش محسوب می‌شود، نشان می‌دهد که هرچقدر ترکیب جنسی فرزندان از ترکیب مطلوب والدین دورتر باشند، فرزند بعدی آن‌ها زودتر متولد خواهد شد.

در الگوی نظری لئونگ (۱۹۹۱)، مانند الگوی مورد استفاده در بخش دوم، علاوه بر ترجیح‌های جنسیتی والدین، دو عامل دیگر نیز بر رفتار باروری اثرگذار هستند: هزینه فرزندان و درآمد خانوار. بنابراین، اثر ویژگی‌های خانواده‌ها بر رفتار باروری را می‌توان در همان چارچوب بررسی کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

روش پژوهش

در این بخش به روش تجربی بررسی دو فرضیه مطرح‌شده در بخش دوم می‌پردازیم.

آزمون تجربی تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر احتمال تولد فرزند بعدی

ابتدا به بررسی این مسئله می‌پردازیم که آیا در رفتار خانواده‌های ایرانی شواهدی وجود دارد که نشان‌دهنده تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر احتمال تولد فرزند بعدی باشد یا خیر. در ابتدا تلاش شد تا از نمونه منتشرشده از داده‌های سرشماری ۱۳۸۵ برای برآورد مدل تجربی استفاده شود. ولی بررسی دقیق این داده‌ها نشان می‌دهد که بُعد متوسط خانوارهای شهری در این داده‌ها بیش از خانوارهای روستایی است. این در حالی است که در نتایج منتشرشده توسط مرکز آمار ایران، متوسط بعد برای خانوارهای شهری ۳/۸۹ و برای خانوارهای روستایی ۴/۳۶ گزارش شده است. از مقایسه این مقادیر با یکدیگر می‌توان نتیجه گرفت که نمونه موجود از نظر نسبت جمعیت خانوارهای شهری و روستایی نماینده مناسبی برای آمار کل کشور نیستند. برای رفع این مشکل، مدل تجربی با استفاده از داده‌های بودجه خانوار در سال ۱۳۸۴ برآورد شد. اطلاعات هر دو مجموعه توسط مرکز آمار ایران تهیه شده‌اند. برای بررسی اثر ترکیب جنسیتی فرزندان بر احتمال تولد فرزند جدید، تنها موردی که مورد توجه قرار می‌گیرد آن است که فرزند جدیدی در خانواده مورد مطالعه متولد شده است یا خیر. بنابراین، متغیر وابسته این الگو یک متغیر گسسته است که تنها دو مقدار (صفر و یک) به خود می‌گیرد و نشان‌دهنده متولدشدن یا متولدنشدن فرزند بعدی در خانواده است. در این پژوهش، برای برآورد این اثر از یک الگوی لاجیت استفاده می‌شود.

نکته‌ای که در این روش باید مورد توجه قرار گیرد آن است که تنها چیزی که برای پژوهشگران در داده‌ها قابل‌مشاهده است، سن و جنسیت فرزندان قبلی (که در زمان تولد فرزند جدید زنده هستند) است، و اطلاعی از این‌که والدین قصد دارند تا صاحب فرزند دیگری شوند یا نه در دست نیست. بنابراین، خانواده‌هایی که فرزند بعدی در آن‌ها متولد نشده‌اند، لزوماً کامل نشده‌اند و ممکن است که در آینده صاحب فرزند دیگری شوند. لازم است تا به نحوی، خانواده‌هایی که کامل شده‌اند از سایرین تفکیک شوند. برای این کار، از سن فرزند آخر خانواده به عنوان معیاری برای تشخیص کامل‌شدن خانواده استفاده خواهیم کرد. در ۹۷/۸ درصد از خانواده‌ها، فاصله فرزند دوم و سوم کم‌تر یا مساوی ده‌سال است. همچنین، در ۹۸/۷ درصد خانواده‌ها نیز فاصله فرزند سوم و چهارم به همین صورت

www.SID.ir

Archive of SID

است. بر همین اساس، در برآورد الگوی تجربی این پژوهش، خانواده‌هایی که سن فرزند آخر آن‌ها بزرگ‌تر یا مساوی ده‌سال باشند، کامل فرض می‌شوند[1]. به‌طور کلی، این مشکل حذف ناخواسته از سمت راست[2] نامیده می‌شود. برای حل این مشکل، خانواده‌هایی که بر اساس این معیار کامل محسوب نمی‌شوند از داده‌های مورد استفاده در این بخش حذف شده‌اند. روش دیگر برای حل این مشکل، استفاده از الگوهای تحلیل بقا[3] است که در بخش بعدی به آن‌ها خواهیم پرداخت.

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، دو الگوی مجزا برای بررسی تولد فرزند سوم و فرزند چهارم برآورد خواهد شد. با برآورد هر یک از این الگوها در واقع دو دسته از خانوارها با یکدیگر مقایسه می‌شوند: خانواده‌هایی که با داشتن تعداد مشخصی فرزند (دو فرزند در الگوی اول و سه فرزند در الگوی دوم) کامل شده‌اند، با خانواده‌هایی مقایسه می‌شوند که به این تعداد فرزندان اکتفا نکرده و صاحب فرزندان بیش‌تری شده‌اند.

الگوی مورد استفاده برای بررسی تولد فرزند $n+1$ ام به صورت معادله (۷) است:

$$\begin{aligned}\Pr(NCh_i = 1|x) = \quad \Gamma(&c_0 + a_1 D_{i1} + \cdots + a_N D_{iN} + b_1 MEdu_i \\ &+ b_2 MEdu_i^2 + b_3 BSpacing \\ &+ b_5 MAgeBrth_i + b_6 FEdu_i \\ &+ b_8 Rural_i + b_9 Wealth_i \\ &+ b_{10} MInc_i + b_{11} FInc_i)\end{aligned} \qquad (۷)$$

که در آن $\Gamma(.)$ تابع توزیع تجمعی *Logistic* است.

NCh_i: متغیر گسسته. فرزند بعدی متولد شده است (= ۱)؛ خانواده با همین تعداد فرزند کامل شده است (= ۰).

D_{in}: متغیر گسسته. خانواده‌هایی که دارای دقیقاً n پسر هستند (= ۱)؛ در غیر این صورت (= ۰) $n \in \{1.2.\cdots.N\}$. متغیرهای مجازی D_{in} تعداد پسرها را بین فرزندان قبلی خانواده i نشان می‌دهند. برای خانواده‌هایی که k پسر در فرزندان قبلی خود دارند D_{in^*} برابر یک و سایر D_{in}ها $(n \neq k)$ برابر صفر هستند. خانواده‌هایی که هیچ پسری نداشته‌اند $(D_{i0} = 1)$ به عنوان گروه مرجع در نظرگرفته شده‌اند.

$MEdu_i$: سطح تحصیلات مادر.

---

۱. البته انتخاب کم‌ترین فاصله ده‌سال قدری محتاطانه است. برای مثال، الموند و همکاران (۲۰۰۹) فاصله شش‌سال را برای این منظور برگزیدند.

2. Right Censoring
3. Survival Analysis

www.SID.ir

Archive of SID

$MEdu_i^2$: مجذور سطح تحصیلات مادر.

$MAgeBrth_i$: سن مادر در زمان تولد آخرین فرزند.

$FEdu_i$: سطح تحصیلات پدر.

$Rural_i$: متغیر گسسته. خانوار روستایی (= ۱)؛ خانوار شهری (= ۰).

$Wealth_i$: شاخص ثروت خانوار.

$MInc_i$: درآمد مادر.

$FInc_i$: درآمد پدر.

با توجه به ویژگی‌های الگوی لاجیت، از روش بیشینهٔ درست‌نمایی جهت برآورد ضرایب استفاده خواهد شد. سایر متغیرهای الگو، نشان‌دهنده ویژگی‌های خانوار شامل ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی، و تاریخچه باروری والدین هستند. این متغیرها اثرهای ناهمسانی‌های میان خانواده‌ها را کنترل می‌کنند. علاوه بر تحصیلات مادر، مجذور تحصیلات نیز در الگو قرار داده شده است. دلیل این امر آن است که ممکن است اثر نهایی[1] افزایش سطح تحصیلات صعودی یا نزولی باشد. علامت ضرایب این دو متغیر نشان‌دهنده کیفیت تاثیر تحصیلات بر رفتار باروری خواهد بود. تمام متغیرهای دسته دوم به استثنای متغیر ثروت، به‌طور مستقیم از داده‌های خام مرکز آمار ایران استخراج شدند. متغیر ثروت با استفاده از روش تحلیل مولفه اصلی[2] و با بکارگیری ۲۲ متغیر دیگر، که هر کدام نشان‌دهنده برخورداری یا عدم برخورداری خانوده از امکانات مختلف هستند، ساخته شده است. ضرایب متغیرهای مجازی، اثر جنسیت فرزندان قبلی را بر احتمال تولد فرزند جدید اندازه می‌گیرند. به‌ویژه با اضافه‌کردن متغیرهایی که نشان‌دهنده ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی خانوارها هستند، ناهمسانی‌های موجود میان خانوارها که ممکن است بر اثر تفاوت در این ویژگی‌ها ایجاد شده باشند، کنترل شده و آنچه به عنوان ضریب متغیر مجازی D_{ik} باقی می‌ماند، تفاوت اندازه اثر جنسیت فرزندان قبلی در این گروه با گروه مرجع است.

1. Marginal
2. Principal Component Analysis (PCA)

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون تجربی تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر زمان تولد فرزند بعدی

در این بخش، به بررسی این مسئله می‌پردازیم که آیا در رفتار خانواده‌های ایرانی شواهدی وجود دارد که نشان‌دهنده تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر زمان تولد فرزند بعدی باشد یا خیر. برای برآورد الگوی تجربی از داده‌های بودجه خانوار سال ۱۳۸۴ استفاده شده است. البته نتایج جدا از انتخاب سال داده‌ها پایدار است. بنابراین، برای تشخیص وجود رجحان جنسیتی بر اساس این فرضیه لازم است تا رابطه زمان سپری‌شده پیش از تولد فرزند جدید با ترکیب جنسی فرزندان قبلی بررسی شود. برای مثال، اگر خانواده‌هایی که دو فرزند دختر دارند، زودتر از خانواده‌هایی که دو فرزند پسر دارند، صاحب فرزند سوم شوند، نتیجه می‌گیریم که دسته اول از ترکیب جنسی فرزندان خود رضایت کم‌تری داشته‌اند. برای این منظور، از الگوهای برآورد ریسک استفاده می‌شود. الگوهای برآورد ریسک گونه‌ای از الگوهای تحلیل بقا است. این دسته از الگوها مدت‌زمان سپری‌شده پیش از وقوع یک حادثه را (مانند طول عمر انسانها یا محصولات صنعتی) به متغیرهای توضیح‌دهنده مورد نظر مرتبط می‌کنند. شایان اشاره است که استفاده از الگوی برآورد ریسک، مشکل حذف ناخواسته را در داده‌ها حل می‌کند و به همین دلیل، برخی از پژوهشگران این روش را مناسب‌تر می‌دانند[۱].

فرض کنید که زمان تولد فرزند جدید را با T نشان دهیم. این زمان یک متغیر تصادفی است که تابع توزیع احتمال آن را با $f(t)$ و تابع توزیع تجمعی آن را با $F(t)$ نشان می‌دهیم. احتمال این‌که تولد تا زمان t اتفاق نیفتد برابراست با:

$$S(t) = 1 - F(t) = 1 - \int_0^t f(s)ds = Prob(T \leq t). \quad (۸)$$

تابع $S(t)$ را تابع بقا[۲] می‌نامیم. نرخ ریسک[۳] به صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (۹)$$

در واقع، نرخ ریسک نشان می‌دهد که اگر تولد تا زمان t اتفاق نیفتاده باشد، با چه احتمالی در فاصله t تا $t + dt$ اتفاق خواهد افتاد.

همان‌طور که گفته شد، استفاده از الگوهای تحلیل بقا، مشکل حذف ناخواسته داده‌ها را حل

---

۱. برای مثال، رجوع کنید به لئونگ (۱۹۸۸).

2. Survival Function
3. Hazard Rate

www.SID.ir

Archive of SID

می‌کند. برآورد این الگوها به روش بیشینهٔ درست‌نمایی[1] انجام می‌شود. تابع درست‌نمایی[2] به صورتی نوشته می‌شود که مسئله حذف از راست در آن در نظرگرفته شده است:

$$ln\, L(\theta) = \sum_{\substack{uncensored \\ observations}} \ln f(t_i|\theta) + \sum_{\substack{censored \\ observations}} \ln S(t_i|\theta) \qquad (۱۰)$$

که در آن θ پارامترهای الگو هستند. حاصل‌جمع اول مربوط به نمونه‌هایی است که زمان وقوع حادثه مورد مطالعه برای آن‌ها به‌طور دقیق مشاهده شده است. حاصل‌جمع دوم با در نظرگرفتن این نکته نوشته می‌شود که واقعه مورد نظر برای نمونه محذوف[3] تا زمان اتفاق نیفتاده است. به این ترتیب، اثر حذف ناخواسته داده‌ها با این روش کنترل می‌شود.

الگوی ریسک کاکس

برای برآورد الگوی تجربی این پژوهش از روش کاکس استفاده می‌شود. کاکس (۱۹۷۲) الگوی (۱۱) را برای ارتباط میان متغیرهای توضیح‌دهنده و نرخ ریسک پیشنهاد می‌کند:

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i)e^{X_i'\beta} \qquad (۱۱)$$

که در آن X_i' متغیرهای توضیح‌دهنده الگو هستند. متغیرهای بکاررفته در این الگو، همان متغیرهای بکاررفته در بخش سوم هستند. $\lambda_0(t)$ تابع ریسک پایه نامیده می‌شود. نرخ ریسک برای همه افراد، در حالتی که همه متغیرهای توضیح‌دهنده برابر با صفر باشند، مساوی با نرخ ریسک پایه می‌شود. ویژگی مهم این الگو آن است که برای برآورد ضرایب متغیرهای مستقل آن، نیازی نیست که صورت خاصی برای تابع ریسک پایه در نظرگرفته شود[4].

1. Maximum Likelihood
2. Likelihood Function
3. Censored Observations

۴. در مقابل، در روش‌های پارامتریک تحلیل ریسک لازم است تا پژوهشگر صورت مشخصی برای نرخ ریسک در نظر بگیرد. انتخاب توزیع نامناسب می‌تواند موجب بروز مشکل در برآورد شود. برای جزئیات بیش‌تر درباره الگوهای تحلیل بقا و الگوی کاکس به فصل ۲۲ از گرین (۲۰۰۳) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج برآوردها و تحلیل یافته‌ها

در ادامه، نتایج دو آزمون معرفی‌شده در بخش سه ارائه می‌شود:

نتایج آزمون فرضیه تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر احتمال تولد فرزند بعدی

نتایج برآورد الگوی لاجیت برای بررسی احتمال تولد فرزند جدید در جدول (۱) گزارش شده است[۱]. ضرایب متغیرهای مجازی D_{ik} نشان‌دهنده کیفیت اثر جنسیت فرزندان قبلی بر تصمیم والدین یا رجحان جنسیتی والدین هستند. اگر اختلاف ضرایب متغیرهای D_{ik} و D_{il} معنادار باشد، می‌توان گفت که رضایت والدین از این دو وضعیت با یکدیگر متفاوت است. اگر a_l بزرگ‌تر از ضریب a_k باشد می‌توان گفت که والدین (به‌شرط ثابت‌بودن تعداد کل فرزندان) داشتن k پسر را به داشتن l پسر ترجیح می‌دهند.

۱. آزمون‌های تجربی در سراسر پژوهش با استفاده از نرم‌افزار STATA انجام شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی لاجیت

متغیر مستقل	الگوی اول: تولد فرزند سوم†	الگوی دوم: تولد فرزند چهارم‡
D_0	۰/۱۶۷**	-
	(۰/۰۳۳)	
D_1	-	-۰/۲۶۶**
		(۰/۰۴۰)
D_2	۰/۲۰۲***	-۰/۳۹۰***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)
D_3	-	-۰/۲۸۰**
		۰/۰۴۶
سال‌های تحصیل مادر	-۰/۱۷۱***	-۰/۱۸۵***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
مجذور تحصیلات مادر	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۶***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
فاصله فرزند اول و دوم	-۰/۰۶۲***	-۰/۰۵۱***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
سن مادر در آخرین تولد	-۰/۰۸۶***	-۰/۰۷۱***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
درآمد پدر	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۴
	(۰/۳۰۱)	(۰/۷۹۶)
درآمد مادر	۰/۰۵۳	۰/۰۱۹*
	(۰/۱۸۹)	(۰/۰۸۰)
روستایی	۰/۱۵۵**	۰/۰۷۰
	(۰/۰۱۷)	(۰/۳۲۶)
شاخص ثروت	۰/۰۴۳**	۰/۰۱۴
	(۰/۰۱۷)	(۰/۴۹۲)
ثابت	۲/۹۵۸***	۲/۵۳۹***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

† خانواده‌هایی که دارای یک پسر و یک دختر هستند (D_{i1}) به عنوان گروه مرجع انتخاب شده‌اند.

‡ خانواده‌هایی که هیچ فرزند پسری ندارند (D_{i0}) به عنوان گروه مرجع انتخاب شده‌اند.

نکته: اعداد داخل پرانتز p-value هستند. علامت‌های *، **، و *** معناداری را در سطوح ۹۰، ۹۵، و ۹۹ درصد مشخص می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

در الگوی اشاره‌شده، ضریب برآوردشده برای هر متغیر D_{ik} نشان‌دهنده اختلاف اثر این متغیر با متغیر مرجع است. علاوه بر این، برای تشخیص ترتیب ترجیح‌ها لازم است تا معناداربودن اختلاف سایر ضرایب با یکدیگر نیز آزمون شود. جدول (۲) اختلاف دوبه‌دوی ضرایب این متغیرها را با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی نشان می‌دهد.

جدول ۲: بررسی تمایز ضرایب از یکدیگر

الگوی دوم: تولد فرزند چهارم	الگوی اول: تولد فرزند سوم	فرض مورد آزمون
-	۰/۱۸ (۰/۶۷)	$a_0 = a_2$
۲/۷۲ (۰/۱)	-	$a_1 = a_2$
۰/۰۲ (۰/۸۸)	-	$a_1 = a_3$
۱/۴۲ (۰/۲۳)	-	$a_2 = a_3$

نکته: مقادیر آماره بیشینهٔ درست‌نمایی، تحت فرض مورد آزمون، به صورت X^2 توزیع شده‌اند.
اعداد داخل پرانتز p-value هستند.

بر اساس این، درباره الگوی اول می‌توان گفت که والدین، داشتن یک پسر و یک دختر را به داشتن دو پسر یا دو دختر ترجیح می‌دهند. زیرا مثبت‌شدن ضرایب متغیرهای D_{i2} و D_{i0} نشان می‌دهد که احتمال تولد فرزند بعدی در هر دوی این حالت‌ها بیش از زمانی است که والدین یک پسر و یک دختر (گروه مرجع) دارند. همچنین، با توجه به نتایج جدول (۲) اختلاف معناداری بین D_{i2} و D_{i0} مشاهده نمی‌شود. بنابراین، تنها نتیجه‌گیری ممکن این است که والدینی که دو فرزند دارند، تنوع جنسیتی فرزندان را به داشتن دو پسر یا دو دختر ترجیح می‌دهند. درباره الگوی دوم نیز، با توجه به منفی و معناداربودن ضرایب متغیرهای D_{i1}، D_{i2} و D_{i3} می‌توان گفت که والدین، داشتن یک پسر یا بیش‌تر را به پسر نداشتن ترجیح می‌دهند. اما درباره ترتیب ترجیح‌ها میان این سه حالت (داشتن یک، دو، یا سه پسر) نتیجه‌ای به‌دست نمی‌آید. زیرا اختلاف دوبه‌دوی ضرایب متناظر با آن‌ها در جدول (۲) معنادار نیستند. همان‌طور که از نتایج جدول (۱) مشخص است، ضرایب متغیرهای تحصیلات مادر و مجذور آن معنادار هستند. ضریب تحصیلات منفی، و ضریب مجذور تحصیلات مثبت است. این

www.SID.ir

Archive of SID

ترکیب، نشان‌دهنده بازده نزولی تحصیلات است. به این معنی که سال‌های ابتدایی تحصیل مادر اثر شدیدتری در کاهش بعد خانوار در مقایسه با سال‌های بعدی تحصیل دارند. درآمد مادر برای الگوی دوم با علامت مثبت و در سطح ۹۰ درصد معنادار شده است که با توجه به بحث نظری نیز همین‌طور انتظار می‌رفت. ولی درآمد مادر در الگوی اول و همچنین، درآمد پدر در هر دو الگو بی‌معنی هستند. علت این مسئله ممکن است که تفاوت درآمد فعلی والدین با درآمد آن‌ها در زمان تولد فرزندان باشد. چون داده‌های موجود در ایران حاوی درآمد والدین در زمان تولد فرزندان نیستند، از این جهت امکان بهبود نتایج وجود ندارد. سن مادر در زمان تولد آخرین فرزند نیز اثر منفی بر احتمال تولد فرزند بعدی دارد که این امر می‌تواند به دلیل نزدیک‌شدن سن مادر به پایان سن باروری باشد. فاصله زمانی بین تولد فرزندان قبلی نیز همان‌گونه که گفته شد، نشان‌دهنده تعداد مطلوب فرزندان از نظر والدین است. هرچقدر فاصله بین فرزندان کم‌تر باشد، نشان‌دهنده این مسئله است که والدین قصد دارند تا تعداد فرزندان بیش‌تری داشته باشند. مطابق انتظار ضریب این متغیر در هر دو الگو منفی است.

ثروت خانواده در الگوی اول اثر مثبت دارد. اما در الگوی دوم اثر قابل‌تشخیصی بر رفتار باروری نداشته است. ثروت می‌تواند به دو صورت بر رفتار باروری موثر باشد. نخست این‌که افزایش ثروت، موجب افزایش منابع والدین برای پرورش فرزندان شده و تمایل آنان را به داشتن فرزند بیش‌تر افزایش دهد. از طرفی، افزایش ثروت، توجه والدین را از تعداد فرزندان به کیفیت آنان معطوف می‌کند (Behrman & Deolalikar, 1988). بنابراین، می‌تواند موجب کاهش بعد خانوار شود. به همین دلیل، نمی‌توان به‌دقت گفت که ضریب این متغیر در الگوی تجربی به چه صورت باید باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی ریسک Cox

متغیر مستقل	الگوی اول: تولد فرزند سوم†	الگوی دوم: تولد فرزند چهارم‡
D_0	۰/۱۵۶***	–
	(۰/۰۰۰)	
D_1	–	-۰/۱۸۳***
		(۰/۰۰۴)
D_2	۰/۰۹۴***	-۰/۳۵۱***
	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۰)
D_3	–	-۰/۳۰۳***
		(۰/۰۰۰)
سال‌های تحصیل مادر	-۰/۰۷۹***	-۰/۱۱۳***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
مجذور تحصیلات مادر	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۳***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
فاصله فرزند اول و دوم	-۰/۰۶۱***	-۰/۰۴۵***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
سن مادر در آخرین تولد	-۰/۰۵۵***	-۰/۰۵۸***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
درآمد پدر	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴*
	(۰/۲۳۱)	(۰/۰۷۶)
درآمد مادر	۰/۰۵۵***	۰/۰۰۲
	(۰/۰۱۰)	(۰/۹۴۴)
روستایی	۰/۱۲۵***	۰/۱۰۸***
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۶)

† خانواده‌هایی که دارای یک پسر و یک دختر هستند (D_{i1}) به عنوان گروه مرجع انتخاب شده‌اند.

‡ خانواده‌هایی که هیچ فرزند پسری ندارند (D_{i0}) به عنوان گروه مرجع انتخاب شده‌اند.

نکته: اعداد داخل پرانتز p-value هستند. علامت‌های *، **، و *** معناداری را در سطوح ۹۰، ۹۵، و ۹۹ درصد مشخص می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج آزمون فرضیه تاثیر ترکیب جنسی فرزندان پیشین بر زمان تولد فرزند بعدی

نتایج برآورد الگوی ریسک کاکس برای بررسی زمان تولد فرزند جدید در جدول (۳) گزارش شده است. ضرایب متغیرهای مجازی D_{ik} نشان‌دهنده کیفیت اثر جنسیت فرزندان قبلی بر تصمیم والدین یا رجحان جنسیتی والدین هستند. اگر اختلاف ضرایب متغیرهای D_{ik} و D_{il} معنادار باشد، می‌توان گفت که رضایت والدین از این دو وضعیت با یکدیگر متفاوت است. اگر a_l بزرگ‌تر از a_k باشد می‌توان گفت که والدین (به‌شرط ثابت‌بودن تعداد کل فرزندان) داشتن k پسر را به داشتن l پسر ترجیح می‌دهند. در الگوی بالا، ضریب برآوردشده برای هر متغیر D_{ik} نشان‌دهنده اختلاف اثر این متغیر با متغیر مرجع است. علاوه بر این، برای تشخیص ترتیب ترجیح‌ها لازم است که معناداربودن اختلاف سایر ضرایب با یکدیگر نیز آزمون شوند. جدول (۴) آماره X^2 را بر اساس آزمون نسبت درست‌نمایی نشان می‌دهد که برای آزمون فرضیه تساوی ضرایب محاسبه شده است.

جدول ۴: بررسی تمایز ضرایب از یکدیگر

الگوی دوم: تولد فرزند چهارم	الگوی اول: تولد فرزند سوم	فرض مورد آزمون
-	۲/۱۴ (۰/۱۴)	$a_0 = a_2$
۱۵/۳۷ (۰/۰۰)	-	$a_1 = a_2$
۴/۴۳ (۰/۰۳)	-	$a_1 = a_3$
۰/۷۶ (۰/۳۸)	-	$a_2 = a_3$

نکته: مقادیر آماره بیشینهٔ درست‌نمایی، تحت فرض مورد آزمون، به صورت X^2 توزیع شده‌اند.
اعداد داخل پرانتز p-value هستند.

بر اساس این، درباره الگوی اول می‌توان گفت که والدین داشتن یک پسر و یک دختر را به داشتن دو پسر یا دو دختر ترجیح می‌دهند. زیرا مثبت‌شدن ضرایب متغیرهای D_{i0} و D_{i1} نشان می‌دهد که احتمال تولد فرزند بعدی در هر دوی این حالت‌ها بیش از زمانی است که والدین یک پسر و یک دختر (گروه مرجع) دارند. همچنین، با توجه به نتایج جدول (۴) اختلاف معناداری بین D_{i0} و D_{i1} مشاهده

www.SID.ir

Archive of SID

نمی‌شود. بنابراین، تنها نتیجه‌گیری ممکن این است که والدینی که دو فرزند دارند، تنوع جنسیتی فرزندان را به داشتن دو پسر یا دو دختر ترجیح می‌دهند. یعنی:

یک پسر و یک دختر ≺ دو پسر ≈ دو دختر

درباره الگوی دوم نیز، با توجه به منفی و معناداربودن ضرایب متغیرهای D_{i1}، D_{i2} و D_{i3} می‌توان گفت، والدین داشتن یک پسر یا بیش‌تر را به پسر نداشتن ترجیح می‌دهند. علاوه بر این، جدول (۴) نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۵ درصد، برقراری روابط $a_1 < a_2$ و $a_1 < a_3$ رد نمی‌شوند. بنابراین، ترجیح والدینی که دارای سه فرزند هستند، به این صورت خواهد بود:

سه پسر ≈ دو پسر ≺ یک پسر ≺ سه دختر

کیفیت نتایج به‌دست‌آمده از این الگو درباره اثر ویژگی‌های خانوار، تا حد زیادی مشابه نتایج الگوی لاجیت فصل پیشین است. هرچند که در برخی از موارد تفاوت‌هایی وجود دارد که در ادامه بررسی می‌شوند. ضریب متغیر rural که نشان‌دهنده روستایی‌بودن خانواده است، مثبت و معنادار است. از الگوی نظری هم انتظار داشتیم که تمایل خانواده‌های روستایی به داشتن فرزند، بیش از خانواده‌های شهری باشد. علت این موضوع کم‌تر بودن هزینه فرصت نگهداری و پرورش فرزندان در روستا است. همچنین، ممکن است که میزان مطلوب منابعی که والدین علاقه‌مند هستند که به فرزندان خود تخصیص دهند (هزینه فرزندان)، برای والدین شهری بیش از میزان مطلوب برای والدین روستایی باشد. در الگوی دوم، درآمد پدر مثبت و معنادار است. به عبارتی دیگر، افزایش درآمد پدر را می‌توان معادل با افزایش درآمد خانواده دانست[1] که موجب افزایش تمایل باروری والدین خواهد شد. درآمد مادر نیز در الگوی اول، مثبت و معنادار است، یعنی افزایش درآمد مادر دو اثر متضاد پدید می‌آورد که در این‌جا برآیند این دو اثر را مشاهده می‌کنیم. اول، افزایش هزینه فرصت کارنکردن (یا کم‌تر کارکردن) مادر که به معنی افزایش قیمت فرزندان و کاهش تمایل باروری است و دوم، افزایش درآمد خانوار که موجب افزایش تمایل باروری می‌شود. در این‌جا افزایش درآمد مادر موجب افزایش

۱. علت تاکید بر این تناظر آن است که درآمد مادر لزوماً این‌طور نیست. زیرا افزایش درآمد مادر می‌تواند به معنی افزایش هزینه تولد فرزند برای خانواده باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

احتمال باروری می‌شود. مشابه همین نتیجه توسط علی و شیلدز (۱۹۹۱) در مصر گزارش شده است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، مسئله ترجیح‌های والدین درباره جنسیت فرزندان با تمرکز بر مورد ایران بررسی شده است. برای تشخیص وجود ترجیح‌های جنسیتی از راه بررسی رفتار باروری والدین دو فرضیه وجود دارد. فرضیه اول، بیان می‌کند که نارضایتی والدین از ترکیب جنسی فرزندان موجب افزایش احتمال تولد فرزند جدید می‌شود. فرضیه دوم، زمان تولد فرزند جدید را با رضایت والدین مرتبط می‌داند. به این صورت که نارضایتی والدین از ترکیب جنسی فرزندان، موجب تسریع تولد فرزند جدید می‌شود. در ابتدا الگوی نظری ساده‌ای در ارتباط با فرضیه اول ارائه شده است که زمینه مناسبی را برای تشخیص متغیرهای موثر بر رفتار باروری خانوار و ساختن الگوی تجربی فراهم می‌آورد. الگوی لئونگ (۱۹۹۱) نیز به عنوان پشتوانه نظری برای آزمون فرض وجود رجحان جنسیتی در ایران، با استفاده از فرضیه دوم استفاده شده است. برای برآورد الگوی‌های تجربی، داده بودجه خانوار سال ۱۳۸۴ بکار گرفته شده است. این مجموعه داده‌ها دربرگیرنده ۲۶۷۰۷ خانوار ایرانی است. علاوه بر اطلاعات تک‌تک افراد، از قبیل تحصیلات و درآمد، اطلاعات خانوارها مانند ویژگی‌های واحد مسکونی و سایر دارایی‌ها نیز در این مجموعه قید شده‌اند. درباره الگوی اول که ترجیح‌های والدینی را بررسی می‌کنند که دارای دو فرزند هستند، نتایج دو روش با یکدیگر مطابقت داشته و حاکی از تمایل والدین به ایجاد تنوع جنسیتی در میان فرزندان است. بنابراین، ترجیح‌های والدین در میان دو فرزند را می‌توان به این صورت رده‌بندی کرد:

یک پسر و یک دختر ≺ دو پسر ≈ دو دختر

این نتایج با یافته‌های سایر پژوهش‌ها ازجمله پژوهش کِلِند و همکاران (۱۹۸۳) و آرنولد (۱۹۹۷) همخوانی دارد. درباره الگوی دوم که به بررسی ترجیح‌ها درباره سه فرزند اختصاص دارد، تفاوت اندکی بین نتایج دو روش مشاهده می‌شود. به این صورت که با استفاده از روش اول (بررسی احتمال تولد فرزند جدید) تنها نتیجه‌گیری ممکن این است که والدین، داشتن دست‌کم یک پسر را به داشتن سه دختر ترجیح می‌دهند. اما در مورد تعداد مطلوب پسرها (پس از تولد دست‌کم یک پسر) نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت. روش دوم (بررسی زمان تولد فرزند جدید) علاوه بر آن‌که مشخص می‌کند، داشتن

www.SID.ir

Archive of SID

سه دختر کم‌ترین میزان رضایت را برای والدین به همراه دارد، ترتیب ترجیح‌های والدین درباره سایر ترکیب‌ها را نیز تا حدودی روشن می‌کند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، رده‌بندی این ترجیح‌ها را می‌توان به این صورت استخراج کرد:

سه پسر ≈ دو پسر ≻ یک پسر ≻ سه دختر

منابع

الف) فارسی

احمدیان، مجید و مهربانی، وحید (۱۳۹۲). سطح آموزش زنان و باروری در شهر تهران: یک رهیافت اقتصادی، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۸(۱): ۲۰-۱.

ب) انگلیسی

Almond, D., Edlund, L., & Milligan, K. (2009). *Son Preference and the Persistence of Culture: Evidence from Asian Immigrants to Canada*. National Bureau of Economic Research.

Aly, H. Y., & Shields, M. P. (1991). Son Preference and Contraception in Egypt. *Economic Development and Cultural Change*, 39(2): 353-370.

Andersson, G., Hank, K., Rønsen, M., & Vikat, A. (2006). Gendering Family Composition: Sex Preferences for Children and Childbearing Behavior in the Nordic Countries. *Demography*, 43(2): 255-267.

Arnold, F. (1997). Gender Preferences for Children Demographic and Health Surveys Comparative Studies No. 23. *Macro International Inc*.

Bardhan, P. K. (1974). On Life and Death Questions. *Economic and Political Weekly*, 9(32/34): 1293-1304.

Basu, A., & Gupta, M. D. (2001). *Family Systems and the Preferred Sex of Children*. International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences.

Behrman, J. R. (1988). Intrahousehold Allocation of Nutrients in Rural India: Are Boys Favored? Do Parents Exhibit Inequality Aversion? *Oxford Economic Papers*, 40(1): 32-54.

Behrman, J. R., & Deolalikar, A. B. (1988). Health and Nutrition. *Handbook of Development Economics*, 1(1): 631-711.

Behrman, J. R., Pollak, R. A., & Taubman, P. (1986). Do Parents Favor Boys? *International Economic Review*, 27(1): 33-54.

Ben-Porath, Y., & Welch, F. (1972). *Chance Child Traits and Choice of Family Size.(A Report Prepared for National Institutes of Health and the Rockefeller Foundation*.). The Rand Corporation.

www.SID.ir

Archive of SID

Ben-Porath, Y., & Welch, F. (1976). Do Sex Preferences Really Matter? *The Quarterly Journal of Economics*, 90(2): 285-307.
Ben-Porath, Y., & Welch, F. (1980). On Sex Preferences and Family Size. *Research Population Economics*, 2(1): 388-399.
Bhaskar, V. (2008). Parental Sex Selection and Gender Balance. *CEPR Discussion Papers*.
Bhaskar, V., & Gupta, B. (2007). India's Missing Girls: Biology, Customs, and Economic Development. *Oxford Review of Economic Policy*, 23(2): 221-238.
Bloom, D. E., & Grenier, G. (1983). *The Economics of Sex Preference and Sex Selection* (Vol. 2): New York, NY: Academic Press.
Cain, G. G., & Weininger, A. (1973). Economic Determinants of Fertility: Results from Cross Sectional Aggregate Data. *Demography*, 10(2): 205-223.
Cleland, J., Verrall, J., & Vaessen, M. (1983). Preferences for the Sex of Children and Their Influence on Reproductive Behaviour. *Retrieved from International Statistical Institute No. 27*.
Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2): 187-202.
Dahl, G. B., & Moretti, E. (2008). The Demand for Sons. *The Review of Economic Studies*, 75(4): 1085-1120.
Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*: Pearson Education India.
Hank, K., & Andersson, G. (2002). Parental Gender Indifference or Persistent Sex Preferences for Children at the Turn to the 21st Century? A Reflection on Pollard and Morgan (2002) With Reference to the Swedish Case. Demographic Research, 4. *MPIDR Working Paper* WP 2002-049.
Hank, K., & Kohler, H.-P. (2000). Gender Preferences for Children in Europe: Empirical Results from 17 FFS Countries. *Demographic Research*, 2(1): 1-21.
Haughton, J., & Haughton, D. (1995). Son Preference in Vietnam. *Studies in Family Planning*, 26(6): 325-337.
Haughton, J., & Haughton, D. (1998). Are Simple Tests of Son Preference Useful? An Evaluation Using Data from Vietnam. *Journal of Population Economics*, 11(4): 495-516.
Heckman, J. J., & Walker, J. R. (1990). The Relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish longitudinal data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 58(6): 1411-1441.
Heckman, J. J., & Walker, J. R. (1989). Forecasting Aggregate Period-Specific Birth Rates: the Time Series Properties of a Microdynamic Neoclassical Model of Fertility. *Journal of the American Statistical Association*, 84(408): 958-965.
Hesketh, T., & Xing, Z. W. (2006). Abnormal Sex Ratios in Human Populations: Causes and Consequences. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(36): 13271-13275.
Jacobsen, R., Møller, H., & Engholm, G. (1999). Fertility Rates in Denmark in Relation to the Sexes of Preceding Children in the Family. *Human Reproduction*, 14(4): 1127-1130.
Jha, P., Kumar, R., Vasa, P., Dhingra, N., Thiruchelvam, D., & Moineddin, R. (2006). Low Male-To-Female Sex Ratio of Children Born in India: National Survey of 11 Million Households. *The Lancet*, 367(9506): 211-218.
Larsen, U., Chung, W., & Gupta, M. D. (1998). Fertility and Son Preference in Korea.

www.SID.ir

Archive of SID

Population Studies, 52(3): 317-325.
Leung, S. F. (1988). On Tests for Sex Preferences. *Journal of Population Economics*, 1(2): 95-114.
Leung, S. F. (1991). A Stochastic Dynamic Analysis of Parental Sex Preferences and Fertility. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4): 1063-1088.
Oster, E. (2005). Hepatitis B and the Case of the Missing Women. *Journal of Political Economy*, 113(6): 1163-1216.
Park, C. B. (1983). Preference for Sons, Family Size, and Sex Ratio: An Empirical Study in Korea. *Demography*, 20(3): 333-352.
Pollard, M. S., & Morgan, S. P. (2002). Emerging Parental Gender Indifference? Sex Composition of Children and the Third Birth. *American Sociological Review*, 67(4): 600-613.
Qian, N. (2008). Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251-1285.
Sen, A. (1992). Missing Women. *British Medical Journal*, 304(6827): 587-588.

www.SID.ir

Archive of SID

Parental Preferences over Children's Sex: The Case Study of Iran

Milad Khatib Shahidi[1] | miladkhatibshahidi@gmail.com
Farshad Fatemi Ardestani[2] | ffatemi@sharif.edu

Abstract The question of whether parents have preferences over their children's sexes has long been of interest to economists and demographers. In this study, we first investigate the presence of these preferences among Iranian parents. Then, having established its existence, we next turn to characterize the quality of sex preference. There are two widely used methods for addressing this issue in the literature. The first is to estimate a Logit model which relates the probability of the birth of a new child to the sexes of its elder siblings. The second is to estimate a proportional hazard model that links the time interval before each birth to the sexes of preceding children. This study makes use of both methods. The results confirm the existence of sex preferences in Iran. Iranian parents are shown to favor a rather balanced mix of boys and girls, though boys seem to be slightly preferred over girls.

Keywords: Child Sex Ratio, Gender Discrimination, Fertility Behavior, Child Sex Selection, Parity Progression Ratio.

JEL Classification: J12, J13, J16.

1. Ph.D. in Economics, London School of Economics.
2. Assistant Professor of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran (Corresponding Author).

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Indexed In ISC | Vol. 23 | No. 1 | Spring 2018 | PP 29-57 | ISSN: 2251-9092

www.SID.ir