Arshive of SID

جامعه‌پژوهی فرهنگی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
سال ششم، شمارهٔ سوم، پاییز ۱۳۹٤، ۱۱۱ – ۱۳۵

برآورد تأثیر علّی در علوم اجتماعی با استفاده از روش همتاسازی[۱]

سیدفرخ مصطفوی*

چکیده

در چند دههٔ گذشته تحلیل علّی بر مبنای رهیافت خلاف واقعیت در علوم اجتماعی گسترش قابل ملاحظه‌ای یافته است. این دانش امکان برآورد تأثیر علّی و نیز ارزیابی سیاست‌ها و طرح‌های اجتماعی را فراهم می‌کند. در این مقاله یکی از روش‌های برآورد تأثیر علّی، روش همتاسازی، را ارائه می‌کنیم. نخست، چهارچوب نظری تحلیل علّی بر مبنای رهیافت خلاف واقعیت ارائه می‌شود. سپس، با استفاده از روش همتاسازی فاصله‌ای با نمرات گرایش، تأثیر سواد مادر در مرگ‌ومیر کودکان در ایران برآورد می‌شود. داده‌های به‌کاررفته حاصل بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران است. نتایج نشان می‌دهد که برای موارد همتاشده، سواد مادران باعث کاهش مرگ‌ومیر کودکان به اندازهٔ هجده مرگ در هزار تولد زنده می‌شود. در این مقاله هم‌چنین محدودیت‌های کاربرد روش را در مطالعات مشاهده‌ای ارائه می‌کنیم.

کلیدواژه‌ها: برآورد تأثیر علّی، همتاسازی فاصله‌ای، نمرات گرایش، مرگ‌ومیر کودکان، سواد مادر، خلاف واقعیت، میانگین تأثیر علّی.

۱. مقدمه

در چند دههٔ اخیر تحلیل علّی در علوم اجتماعی گسترش و اهمیت قابل ملاحظه‌ای یافته است. برخلاف گذشته، هم‌بستگی آماری اگر نتواند نشان‌دهندهٔ رابطهٔ علت و معلولی باشد، باید در آن تردید کرد. حداقل دو علت باعث افزایش توجه به این موضوع شده است. علت اول نقش گزاره‌های علّی در تبیین علمی است. ما از نظریه‌ها یا گزاره‌های علّی به‌منظور

* عضو هیئت علمی، مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش، مدیریت و برنامه‌ریزی fmostafavi@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/٦/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۸/۱۳

www.SID.ir

Arshive of SID

تبیین رخ‌دادها و علت رخ‌دادن پیشامدها استفاده می‌کنیم. بـرای مثـال، در علـوم اجتمـاعی می‌خواهیم بدانیم چه عامل یا عواملی باعث توسعه، پیشـرفت تحصـیلی، افـزایش جـرم و جنایت، کاهش باروری، و غیره می‌شود؛ علت دوم این است که می‌توان از دانش علّی برای کنترل بهتر رویدادها و ساختن جهان بهتری برای خود استفاده کـرد (Marini and Singer, 1988; Winship and Sobel, 2004). دانـش اجتمـاعی علّـی امکـان دخالـت در جامعـه را به‌منظور بهبود اوضاع اجتماعی و کیفیت زندگی افراد فراهم می‌کند. درواقع، ادبیات تحلیـل علّی با عنوان پژوهش‌های ارزیابی (evaluation research) نیز شناخته می‌شود؛ زیرا از ایـن روش‌ها برای ارزیابی سیاست‌هـا و طـرح‌هـای اجتمـاعی و اقتصـادی اسـتفاده مـی‌شـود. به همین علت، از دهۀ ۱۹۸۰ میلادی آمـاردان‌هـایی ماننـد هلنـد (Holland, 1986) مسـئلۀ تحلیل علّی را در دستور کار خود قرار دادند و از آن موقع تاکنون ادبیات قابل ملاحظه‌ای را در این زمینه تولید کرده‌اند (بـه‌ویـژه ← Rosenbaum and Rubin, 1983). از دهـۀ ۱۹۹۰، پژوهش‌گران اقتصادسنجی (econometrics) نیز در این زمینـه فعالیـت داشـته و در توسـعۀ ادبیات موضوع نقش چشم‌گیری ایفا کرده‌اند (به‌ویژه Heckman et al., 1997; ibid, 1998).

بررسی چند مثال از علوم اجتماعی می‌تواند مقدمۀ مناسـبی بـرای آشـنایی بـا مسـئله و اهمیت موضوع باشد و زمینه را برای طرح مباحث در صفحات پیش رو آمـاده کنـد. بـرای مثـال، نظریـۀ مـاکس وبـر (Max Weber) دربـارۀ رابطـۀ بـین اخـلاق پروتسـتان و رشـد سرمایه‌داری یکی از معروف‌ترین و مهم‌ترین نظریه‌های جامعه‌شناسی شناخته می‌شود. وبـر در کتاب خود این نظریه را مطرح می‌کند که مذهب پروتستان نقش مهمی در ایجاد جامعـۀ سرمایه‌داری ایفا کرده است. نظریۀ وبر نظریه‌ای علّـی اسـت کـه در آن ایجـاد و گسـترش اخلاق پروتستان یکی از علل بروز رفتارهای اقتصادی خاصی اسـت کـه بـه شـکل‌گیـری جامعۀ سرمایه‌داری مدرن منجر می‌شود. وبر نخست نظریه‌ای فرهنگی ارائه می‌دهد کـه در آن باورهای مذهبی پروتستان باعث بروز ذهنیتی می‌شود که فرد را به موفقیـت در فعـالیتی اقتصادی تشویق می‌کند. وبـر بـرای تأییـد نظریـۀ خـود آمارهـای فعالیـت‌هـای اقتصـادی پروتستان‌ها و کاتولیک‌ها را با یک‌دیگر مقایسه می‌کند و نشان می‌دهد که میزان فعالیت‌های اقتصادی در مناطق پروتستان‌نشین بالاتر از مناطق کاتولیک‌هاست. نظریۀ وبر از جنبـه‌هـای گوناگون نقد شده است. از نظر روش پژوهش می‌توان نقدهایی به تحلیل آماری وبـر وارد کرد؛ مثلاً، ممکن است گفته شود کـه رابطـۀ یافـت‌شـده بـین مـذهب پروتسـتان و رشـد سرمایه‌داری رابطه‌ای کاذب است؛ زیرا یک متغیر مهم، مثلاً اوضاع سیاسی خاصـی، باعـث می‌شود که اولاً، زمینه برای طرح و پذیرش مذهب پروتسـتان فـراهم شـود و ثانیـاً، همـین

www.SID.ir

Arshive of SID

اوضاع سیاسی اوضاعی اجتماعی را ایجاد می‌کند که انگیزه برای فعالیت اقتصادی را افزایش می‌دهد. درنتیجه، هم‌بستگی‌ای کاذب بین اعتقاد به مذهب پروتستان و فعالیت اقتصادی به‌وجود می‌آید، اما این هم‌بستگی نشان‌دهندهٔ علیت بین این دو متغیر نیست، بلکه متغیر دیگری، یعنی اوضاع سیاسی خاصی، باعث می‌شود که هر دو این متغیرها افزایش یا کاهش یابند و در نتیجهٔ آن هم‌بستگی کاذب بین آن‌ها برقرار شود. یک راه برای حل این مسئله استفاده از روش همتاسازی است. به این منظور، مناطق پروتستان‌نشین و کاتولیک‌نشین از نظر متغیر اوضاع سیاسی خاص همتاسازی می‌شوند و سپس تفاوت در فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها بررسی می‌شود. به‌طور دقیق‌تر، نخست یک منطقهٔ پروتستان انتخاب و سپس همتای آن از میان مناطق کاتولیک برگزیده می‌شود به‌گونه‌ای که آن اوضاع سیاسی خاص در هر دو آن‌ها یکسان باشد. سپس این کار برای همهٔ مناطق انجام می‌گیرد؛ البته برخی مناطق ممکن است همتایی نداشته باشند که در این صورت کنار گذاشته می‌شوند. سپس تفاوت در فعالیت‌های اقتصادی مناطق پروتستان و کاتولیک همتاشده بررسی می‌شود. اگر نظریهٔ وبر درست باشد، باید فعالیت اقتصادی در مناطق پروتستان بیش‌تر از مناطق کاتولیک (مناطق همتاشده) باشد. از آن‌جا که در جفت‌های همتاشده اوضاع سیاسی خاص یکسان است، دیگر این متغیر نمی‌تواند تفاوت در فعالیت اقتصادی آن‌ها را (اگر وجود داشته باشد) توضیح دهد و اگر متغیر اثرگذار دیگری وجود نداشته باشد، تفاوت در مذهب علت تفاوت در فعالیت اقتصادی است. بنابراین، روش همتاسازی راهی را برای حل مسئلهٔ بیان‌شده ارائه می‌دهد که می‌توان با آن نظریهٔ وبر را آزمود. ممکن است گفته شود که علاوه بر اوضاع سیاسی خاص متغیر دیگری، مثلاً باورهای غیرمذهبی، وجود دارد که هم در گرایش مذهبی افراد و هم در فعالیت اقتصادی آن‌ها تأثیر می‌گذارد. بنابراین، همتاسازی باید بر مبنای این دو متغیر انجام گیرد. اگر اوضاع سیاسی خاص و باورهای غیرمذهبی متغیرهای طبقه‌ای و به‌ترتیب دارای سه و دو طبقه باشند، در این صورت شش حالت مطرح است که می‌باید همتاسازی برای آن‌ها انجام گیرد و سپس فعالیت‌های اقتصادی مناطق پروتستان و کاتولیک در آن‌ها مقایسه شود. مشکل وقتی بروز می‌کند که تعداد متغیرها و ابعاد آن‌ها افزایش پیدا می‌کند، به‌گونه‌ای که به‌واسطهٔ افزایش تعداد موارد عملاً امکان چنین مقایسه‌ای وجود ندارد. روش همتاسازی با استفاده از نمرات گرایش که در صفحات بعد ارائه می‌شود این مشکل را حل و امکان تحلیل علّی در چنین اوضاعی را فراهم می‌کند.

تحلیل علّی از نظر ارزش‌یابی برنامه‌ها و سیاست‌های اجتماعی و اقتصادی نیز بسیار مهم است. برای مثال، فرض کنید ادعا می‌شود که برنامهٔ آموزشی خاصی باعث افزایش

www.SID.ir

Arshive of SID

موفقیت آموزش‌دیدگان در کاریابی می‌شود. از نظر سیاست‌های اقتصادی این مسئله اهمیت دارد که مشخص شود آیا برنامهٔ آموزشی فوق باعث افزایش موفقیت در کاریابی می‌شود یا این‌که هم‌بستگی بین این دو متغیر کاذب است. در صورت تأیید ادعا، می‌توان با برگزاری دوره‌های آموزشی برای افراد متقاضی کار موفقیت آن‌ها را در پیداکردن کار افزایش داد و درنتیجه، باعث ارتقای رفاه اجتماعی شد. در این‌جا نیز ادعای مذکور بیان‌گر رابطه‌ای علّی است که باید آزمون شود. این امکان فراهم است که افرادی که جذب چنین دوره‌های آموزشی‌ای می‌شوند دارای خصوصیات خاصی باشند؛ مثلاً انگیزهٔ بالای موفقیت، که باعث می‌شود آن‌ها هم تمایل به گذراندن این دوره‌ها داشته باشند و هم در کاریابی موفق‌تر عمل کنند. در صورت برقراری چنین رابطهٔ کاذبی برنامهٔ آموزشی مذکور نیز با شکست مواجه خواهد شد. روش‌های آماری تحلیل علّی امکان آزمون چنین ادعاهایی را فراهم می‌کند.

همتاسازی (matching) یکی از روش‌های تحلیل علّی برای مطالعات مشاهده‌ای (observational studies) است که در گذشته، حتی قبل از ورود آماردان‌ها در این زمینه، جامعه‌شناسان آن را به‌کار برده‌اند. با توسعهٔ این روش از سوی آماردان‌ها و اقتصادسنج‌ها، جامعه‌شناسان نیز از این ادبیات نوین در کارهای خود استفاده کرده‌اند. پیش‌بینی می‌شود که کاربرد این روش در جامعه‌شناسی در سال‌های آینده افزایش یابد (Morgan and Harding, 2006). در این مقاله، نخست چهارچوب نظری تحلیل علّی که بر پایهٔ مفهوم خلاف واقعیت (counterfactual) بنا شده است ارائه می‌شود. در ادامه، روش همتاسازی با استفاده از نمرات گرایش تشریح می‌شود و سپس از آن برای برآورد تأثیر علّی تحصیلات مادر در مرگ‌ومیر کودکان در ایران استفاده می‌شود. محدودیت‌ها برای تحلیل علّی در مطالعات مشاهداتی نیز بررسی می‌شود.

۲. چهارچوب نظری

فرض کنید می‌خواهیم تأثیر یک متغیر مانند D را در متغیر Y بررسی کنیم. D متغیر آزمون و Y متغیر برون‌داد (outcome) نامیده می‌شود. برای مثال، فرض کنید می‌خواهیم تأثیر دسترسی به اینترنت در خانه (به‌اختصار اینترنت) را در افت تحصیلی دانش‌آموزان در یک دورهٔ تحصیلی خاص بررسی کنیم. افت تحصیلی متغیر برون‌داد Y است که به‌صورت متغیری دوحالتی تعریف می‌شود: $Y = 1$ است اگر دانش‌آموز در دورهٔ تحصیلی خاص مردود شده باشد و $Y = 0$ است اگر دانش‌آموز در دورهٔ تحصیلی خاص مردود نشده باشد.

www.SID.ir

Arshive of SID

اینترنت متغیر مستقل است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود: $D = 1$ است اگر دانش‌آموز طی دورهٔ مورد مطالعه دسترسی به اینترنت در خانه داشته باشد و معمولاً آن چیزی را نشان می‌دهد که می‌خواهیم تأثیر آن را بسنجیم و با عنوان گروه آزمون (treatment) شناخته می‌شود و $D = 0$ است اگر دسترسی به اینترنت در خانه نداشته باشد که معمولاً نشان‌دهندهٔ گروه کنترل است و تأثیر گروه آزمون در آن سنجیده می‌شود؛ البته این کدگذاری قراردادی است و تغییر تعریف تغییری در نتیجهٔ بحث ایجاد نمی‌کند. در این‌جا هر دو متغیر آزمون D و برون‌داد Y به‌صورت متغیرهای دوحالتی تعریف شده‌اند، اما این متغیرها می‌توانند بیش از دو ارزش داشته باشند که در این صورت تحلیل پیچیده‌تر خواهد شد. شایان ذکر است واژهٔ آزمون که در این‌جا به‌کار می‌رود از ادبیات مطالعات آزمایشی (experimental studies) گرفته شده است، اما به معنی انجام‌دادن هیچ آزمایشی نیست و ما با مطالعات مشاهده‌ای سروکار داریم. واژه‌های گروه آزمون و گروه کنترل به دو ارزش متغیر مورد بررسی مربوط می‌شوند. به‌عبارت دیگر، می‌خواهیم تفاوت تأثیر گروه آزمون با گروه کنترل را در متغیر وابسته به‌دست آوریم. حال Y، یعنی افت تحصیلی دانش‌آموز، را می‌توان تابعی از دسترسی به اینترنت در نظر گرفت، یعنی $Y = Y(D)$. در این صورت، $Y(1)$ وضعیت افت تحصیلی دانش‌آموز را هنگام دسترسی به اینترنت و $Y(0)$ وضعیت افت تحصیلی او را هنگام دسترسی‌نداشتن به اینترنت نشان می‌دهد. برای مثال، اگر دانش‌آموزی دسترسی به اینترنت داشته باشد، متغیر D برای او ۱ است و اگر این دانش‌آموز مردود شده باشد، متغیر برون‌داد نیز برای او ۱ است. پس برای این دانش‌آموز $Y(1) = 1$ است؛ در حالی که، اگر او قبول می‌شد، $Y(1) = 0$ می‌شد. به همین ترتیب، $Y(0) = 1$ یعنی دانش‌آموز دسترسی به اینترنت نداشته و مردود شده است و $Y(0) = 0$ یعنی دانش‌آموز دسترسی به اینترنت نداشته و قبول شده است. حال، برای هر دانش‌آموز تأثیر علّی اینترنت در افت تحصیلی او به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta = Y(1) - Y(0) \qquad (1)$$

به‌عبارت دیگر، تأثیر علّی اینترنت در افت تحصیلی دانش‌آموز برابر است با وضعیت افت تحصیلی او هنگامی که دسترسی به اینترنت دارد منهای وضعیت افت تحصیلی او هنگامی که دسترسی به اینترنت ندارد. مسئلهٔ اساسی استنباط علّی آن است که مشاهدهٔ هر دو ارزش‌های $Y(1)$ و $Y(0)$ بر روی همان واحد (دانش‌آموز) غیرممکن است (Holland, 1986). برای هر دانش‌آموز فقط یکی از ارقام $Y(1)$ یا $Y(0)$ مشاهده شده است. مثلاً، اگر دانش‌آموز دسترسی به اینترنت نداشته باشد، در این صورت برای او $Y(0)$ مشاهده شده

www.SID.ir

Arshive of SID

است و $Y(1)$ مشاهده نشده است. دانش‌آموزی نمی‌تواند در دورهٔ مورد مطالعه هم دسترسی به اینترنت داشته باشد و هم نداشته باشد. در این صورت، حالت مشاهده‌نشدهٔ $Y(1)$ را خلاف واقعیت می‌نامیم. در حالتی که دانش‌آموز دسترسی به اینترنت داشته باشد، برای او $Y(1)$ مشاهده شده است و $Y(0)$ حالت خلاف واقعیت است. بنابراین، تأثیر علّی Δ (معادلهٔ ۱) برای هر دانش‌آموزی مشاهده‌ناشدنی و درنتیجه محاسبه‌ناشدنی است. به همین علت، محاسبهٔ متوسط تأثیرات در جمعیت مورد توجه واقع شده است. میانگین تأثیر علّی (Average Treatment Effect (ATE)) در جمعیت (جامعهٔ مورد مطالعه) برابر است با:

$$ATE = E(\Delta) = E[Y(1) - Y(0)] = E[Y(1)] - E[Y(0)] \qquad (2)$$

که در آن $E(.)$ نشان‌دهندهٔ مقدار مورد انتظار یا امید ریاضی (expected value) است. طبق تعریف بالا، میانگین تأثیر علّی دسترسی به اینترنت در افت تحصیلی دانش‌آموزان برابر است با میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان هنگامی که همهٔ آن‌ها دسترسی به اینترنت دارند منهای میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان هنگامی که همهٔ آن‌ها دسترسی به اینترنت ندارند. روشن است که میانگین تأثیر علّی نیز بدین‌صورت مشاهده‌ناشدنی و محاسبه‌ناشدنی است. در عمل، در جامعهٔ مورد مطالعه برخی دانش‌آموزان دسترسی به اینترنت دارند و برخی از آن‌ها دسترسی ندارند. تفاضل میانگین افت تحصیلی برای این دو زیرمجموعهٔ جمعیتْ تأثیر علّی ساده نامیده می‌شود. اگرچه میانگین تأثیر علّی (ATE) محاسبه‌ناپذیر است، اما در وضعیت خاصی می‌توان آن را برآورد کرد. اگر وضعیت زیر برقرار باشد:

$$E[Y(1)] = E[Y(1)|D = 1]\ , \qquad (3)$$
$$E[Y(0)] = E[Y(0)|D = 0]$$

یعنی اگر میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان هنگامی که همهٔ آن‌ها دسترسی به اینترنت داشته باشند مساوی میانگین افت تحصیلی زیرمجموعهٔ دانش‌آموزانی باشد که در جمعیت مورد مطالعه دسترسی به اینترنت دارند و نیز میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان هنگامی که همهٔ آن‌ها دسترسی به اینترنت نداشته باشند مساوی میانگین افت تحصیلی زیرمجموعهٔ دانش‌آموزانی باشد که در جمعیت مورد مطالعه دسترسی به اینترنت ندارند، در این صورت می‌توان از روابط ۳ استفاده کرد و میانگین تأثیر علّی (ATE) را به‌دست آورد. $E[Y(1)|D = 1]$ را می‌توان به وسیلهٔ میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان دارای دسترسی به اینترنت و $E[Y(0)|D = 0]$ را به وسیلهٔ میانگین افت تحصیلی دانش‌آموزان بدون

www.SID.ir

Arshive of SID

دسترسی به اینترنت در نمونه برآورد کـرد. مسـئلهٔ مهـم ایـن اسـت کـه در چـه وضـعیتی تساوی‌های ۳ برقرار است. یک شرط عام برای برقراری این تساوی‌ها برآورده‌شدن فـرض استقلال شرطی (conditional independence assumption) است. این فرض وقتـی برقـرار است که $Y(1)$ و $Y(0)$ مستقل از D باشند (در معنی استقلال آماری آن). برطبق این فرض، نتایج ممکن برای برون‌دادهای Y مستقل از انتخاب دانش‌آموزان به دو گروه دارای اینترنت و بدون اینترنت است. ممکن است فرض استقلال شرطی در زیرمجموعه‌هایی از جمعیـت مورد مطالعه برقرار باشد. برای مثال، فرض کنید X یک متغیر یا برداری از متغیرهاست کـه دارای طبقات یا ارزش‌های متعدد است. فرض استقلال شرطی ممکن است در داخـل ایـن طبقات یا ارزش‌های این متغیر برقرار باشد. مثلاً X ممکن است طبقهٔ اجتماعی را نشان دهد و فرض استقلال شرطی در داخل طبقات برقرار باشد. نکتهٔ مهم دربـارهٔ متغیرهـای X ایـن است که این متغیرها هم در دسترسی دانش‌آموزان به اینترنت و هم در افت تحصـیلی آنـان تأثیر می‌گذارند. بنابراین، عواملی که فقط در دسترسی به اینترنت یا فقط در افت تحصـیلی دانش‌آموزان تأثیر می‌گذارد لازم نیست در X گنجانده شود.

در بسیاری از تحقیقات بااهمیت از نظر سیاست‌گذاری می‌خواهیم تـأثیر علّـی را فقـط برای آن‌هایی که آزمون مـی‌شـوند (Average Treatment Effect for the Treated (ATT)) محاسبه کنیم، یعنی هنگـامی کـه بـرای آن‌هـا $D = 1$ اسـت (Heckman, 1992). در مثـال ارائه‌شده، ممکن است ما علاقه‌مند باشیم که تأثیر اینترنت را فقـط در دانـش‌آمـوزان دارای دسترسی به اینترنت به‌دست آوریم. در این صورت، تـأثیر اینترنـت در دانـش‌آمـوزانی کـه دسترسی به اینترنت ندارند مطالعه نمی‌شود. این تأثیر به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ATT = E(\Delta|D = 1) = E[Y(1) - Y(0)|D = 1] = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1]$$

برای برآورد ATT فرض استقلال شرطی ساده‌تر می‌شود، یعنی کـافی اسـت کـه فقـط $Y(0)$ مستقل از D باشد.

یکی از روش‌های برآورد تأثیر علّی همتاسازی اسـت. در ایـن روش دو گـروه آزمـون (دانش‌آموزان دارای دسترسی به اینترنت) و کنترل (دانش‌آموزان بدون دسترسی به اینترنت) که مشخصات همانند (شبیه هم) دارند با یـک‌دیگـر مقایسـه مـی‌شـوند. چـون واحـدهای همتاشده (دانش‌آموزان) به غیر از دسترسی به اینترنت از جنبه‌های دیگر شبیه هـم‌انـد، هـر تفاوت در افت تحصیلی بین دو گروه را می‌توان به دسترسی به اینترنت نسبت داد.

www.SID.ir

Arshive of SID

اگر فرض استقلال شرطی در داخل زیرمجموعه‌هایی از جمعیت مورد مطالعه برقرار باشد، در این صورت می‌توان تأثیر علّی را در داخل این زیرمجموعه‌ها محاسبه کرد و از روی آن‌ها تأثیر علّی را برای کل جمعیت به‌دست آورد. برای مثال، فرض کنید X طبقهٔ اجتماعی دانش‌آموزان را نشان دهد و اطلاعات هم نشان دهد که فرض استقلال شرطی در داخل طبقات برقرار است در این حال، می‌توان تأثیرات علّی را در داخل طبقات اجتماعی محاسبه کرد و از روی آن‌ها تأثیر کل را به‌دست آورد. در عمل ممکن است تعداد متغیرها در X زیاد باشد و درنتیجه کار مقایسه مشکل شود. مثلاً X ممکن است علاوه بر طبقهٔ اجتماعی شامل سن، جنسیت، محل سکونت، نوع مدرسه، و غیره باشد. روزنبام و روبین (Rosenbaum and Rubin, 1983) راه‌حلی پیشنهاد می‌کنند که در آن همتاسازی بر مبنای نمرات گرایش (propensity scores) انجام گیرد که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P(D = 1|X) = P(X)$$

به‌عبارت دیگر، نمرات گرایش احتمال انتخاب‌شدن در گروه آزمون (در این‌جا احتمال دسترسی‌داشتن به اینترنت) به شرط X را نشان می‌دهد. روزنبام و روبین (ibid) ثابت می‌کنند که اگر فرض استقلال شرطی به شرط X برقرار باشد، در این صورت فرض استقلال شرطی به شرط نمرات گرایش $P(X)$ نیز برقرار است و بنابراین می‌توان همتاسازی را بر مبنای $P(X)$ انجام داد. روش‌های همتاسازی متعددی وجود دارند. مهم‌ترین این روش‌ها به‌اختصار در زیر شرح داده شده‌اند (Morgan and Harding, 2006).

همتاسازی دقیق (exact matching): در این نوع همتاسازی، به‌منظور برآورد تأثیر علّی برای موارد گروه آزمون (ATT)، برای هر مورد گروه آزمون مورد خلاف واقعیت به‌گونه‌ای از گروه کنترل انتخاب می‌شود که دارای همان خصوصیات X (متغیرهای طبقه‌بندی) باشد.

همتاسازی با نزدیک‌ترین همسایه (nearest neighbor matching): به‌منظور برآورد تأثیر علّی برای موارد گروه آزمون (ATT)، نخست سنجه‌ای یک‌بعدی مانند نمرات گرایش با استفاده از متغیرهای X ساخته می‌شود. سپس برای هر مورد از گروه آزمون موردی از گروه کنترل انتخاب می‌شود به‌گونه‌ای که، دارای نزدیک‌ترین نمرات گرایش به نمرات گرایش گروه آزمون باشد. این روش را می‌توان با جای‌گزینی یا بدون جای‌گزینی به‌کار برد. در روش با جای‌گزینی بعد از آن‌که یک مورد از گروه کنترل انتخاب و با موردی از گروه آزمون همتا شد، دوباره به گروه کنترل برگشت داده می‌شود و ممکن است بار دیگر در همتاسازی به‌کار رود. در روش بدون جای‌گزینی، مورد گروه کنترل بعد از

www.SID.ir

Arshive of SID

همتاسازی کنار گذاشته می‌شود و دیگر نمی‌توان از آن برای همتاسازی دیگر موارد گروه آزمون استفاده کرد. یکی از مشکلات این روش آن است که امکان دارد همتاهای خیلی ضعیف انتخاب شوند. نوعی از این روش که به نام همتاسازی کالیپر (caliper matching) شناخته می‌شود برای برطرف‌کردن این مشکل طراحی شده است. در این روش همتاها به‌گونه‌ای انتخاب می‌شود که تفاوت نمرات گرایش آن‌ها کم‌تر از حد معینی باشد. درنتیجه ممکن است برخی موارد گروه آزمون هیچ همتایی نیابد و تأثیر برآوردشده فقط برای زیرمجموعه‌ای از گروه آزمون که همتا شده است کاربرد دارد.

همتاسازی فاصله‌ای (interval matching): در این روش که به نام طبقه‌بندی نیز شناخته می‌شود نخست، سنجه‌ای تک‌بعدی مانند نمرات گرایش برآورد می‌شود و سپس موارد گروه‌های آزمون و کنترل در چند طبقه یا فاصله مرتب می‌شوند و تأثیر علّی در داخل این فاصله‌ها به‌دست می‌آید. سپس میانگین تأثیر علّی به‌صورت میانگین وزنی تأثیرات علّی در این فاصله‌ها به‌دست می‌آید که در آن وزن‌ها نسبت افراد را در فاصله‌ها نشان می‌دهد. اگر هر فاصله فقط یک مورد از گروه آزمون داشته باشد، در این صورت این روش به همتاسازی با نزدیک‌ترین همسایه تقلیل می‌یابد. بعداً از این روش برای برآورد تأثیر علّی تحصیلات مادر در مرگ‌ومیر کودکان استفاده خواهد شد.

همتاسازی کرنل (kernel matching): در این روش از همهٔ موارد گروه کنترل به‌منظور ساختن خلاف واقعیت برای موارد گروه آزمون استفاده می‌شود. هر مورد از گروه کنترل برطبق فاصلهٔ آن از گروه آزمون وزن داده می‌شود (برای فرمول وزن‌ها ← Heckman et al., 1997; ibid, 1998). درواقع این روش بسط دو روش اخیر است.

برای برآورد تأثیر علّی، محققان نرم‌افزارهای متعددی نوشته‌اند که از آن جمله می‌توان به نرم‌افزارهای ابادی و دیگران (Abadie et al., 2001)، بکر و ایچینو (Becker and Ichino, 2002)، و لوون و سیانسی (Leuven and Sianesi, 2003) اشاره کرد.

۳. محاسبهٔ تأثیر علّی تحصیلات مادران در مرگ‌ومیر کودکان در ایران

در این بررسی سعی می‌کنیم تأثیر تحصیلات (سواد) مادران را در مرگ‌ومیر کودکان برآورد کنیم. مرگ‌ومیر کودکانِ مادران باسواد و بی‌سواد با یک‌دیگر مقایسه می‌شود و سعی می‌کنیم بچه‌های این دو گروه از جوانب دیگر شبیه یک‌دیگر باشند. درنتیجه، هر تفاوتی در میزان مرگ‌ومیر کودکان را می‌توان به تأثیر تحصیلات مادران نسبت داد. داده‌های به‌کاررفته

www.SID.ir

Arshive of SID

حاصل بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران (Iran Demographic and Health Survey (DHS)) است که در سال ۱۳۷۹ از سوی وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی و با همکاری مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. جمعیت مورد مطالعه شامل همهٔ خانوارهای ساکن ایران است. از هر خانوار اطلاعات کودکان زنده‌متولدشده از زنان در گروه سنی ۱۰-۴۹ سال جمع‌آوری شده است. در این مطالعه، برای افزایش دقت داده‌ها از اطلاعات کودکان متولدشده طی ده سال قبل از انجام‌دادن پیمایش استفاده شده است. تعداد این کودکان ۱۰۰۲۰۰ نفر است. از آن‌جا که نمونهٔ مورد استفاده نمونه‌ای با احتمال مساوی (equal probability sample) نیست، در تحلیل، داده‌ها وزن داده شده‌اند (برای اطلاعات بیش‌تر دربارهٔ نمونه ← وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی، ۱۳۷۹). جدول ۱ توزیع فراوانی کودکان متولدشده طی ده سال را برحسب برخی خصوصیات مادران، کودکان، و خانوار آن‌ها نشان می‌دهد.

برای برآورد میانگین تأثیر علّی (ATE) و میانگین تأثیر علّی برای بچه‌هایی با مادران باسواد (ATT) از روش همتاسازی فاصله‌ای بر مبنای نمرات گرایش استفاده می‌شود. این روش برای تحلیل نمونه‌های با حجم زیاد مناسب است. در این روش نخست نمرات گرایش را برای همهٔ کودکان محاسبه می‌کنیم. در این برآورد سعی می‌شود از متغیرهایی استفاده شود که فرض استقلال شرطی دربارهٔ آن‌ها برقرار شود. سپس نقاط مشترک نمرات گرایش برای کودکان با مادران بی‌سواد و باسواد به چند فاصله (طبقه) تقسیم می‌شود. تأثیر تحصیلات مادر در این فواصل محاسبه می‌شود و تأثیر کل از جمع وزنی این برآوردهای فاصله‌ای به‌دست می‌آید (برای مشاهدهٔ جزئیات محاسبات و فرمول‌های به‌کاررفته ← Caliendo, 2006).

جدول ۱. توزیع (درصد) بچه‌های متولدشده طی دورهٔ ۱۳۶۹-۱۳۷۸ برحسب برخی خصوصیات مادران، کودکان، و خانوار آن‌ها

متغیر	فراوانی (درصد)
محل سکونت: مناطق شهری	۵۴/۴
محل سکونت: مناطق روستایی	۴۵/۶
مادران بدون تحصیلات	۳۴/۷
مادران با تحصیلات	۶۴/۶
سن مادر هنگام تولد کودک (میانگین)	۲۶/۱
مهاجرت مادر	۱۲/۵

www.SID.ir

Arshive of SID

جنسیت کودک (دختر)	٤٨/٧
دسترسی خانوار به یخچال	٨٨/٥
دسترسی خانوار به تلفن	٣٧/٨
دسترسی خانوار به تلویزیون	٨٦/٥
دسترسی خانوار به موتورسیکلت	١٧/١
دسترسی خانوار به دوچرخه	٢٤/٩
دسترسی خانوار به توالت بهداشتی	٢٨/٣
کودکان فوت‌شده	٣/٧

توضیحات: داده‌ها وزن داده شده‌اند. برای متغیرهایی که جمع درصدها ۱۰۰ نمی‌شود بقیهٔ درصدها ارزش‌های گم‌شده است. عدد برای سن مادر هنگام تولد کودک میانگین است.
منبع: (وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی، ۱۳۷۹).

برای برآورد نمرات گرایش استفاده از متغیرهایی نیاز است که فرض استقلال شرطی را برآورده کند. نظریه‌های مربوط به موضوع مطالعه، تحقیقات انجام‌گرفته، و اطلاعات دربارهٔ شرایط نهادی می‌توانند ما را در انتخاب این متغیرها (متغیرهای X) یاری کنند (Smith et al., 2005; Sianesi, 2004). این متغیرها باید هم در مرگ‌ومیر کودکان و هم در تحصیلات مادران تأثیر بگذارند. برقراری فرض استقلال شرطی را باید به وسیلهٔ اطلاعات و شرایط نهادی که باعث انتخاب افراد در گروه آزمون می‌شود توجیه کرد (Blundell et al., 2005). در ایران عواملی که در تحصیلات زنان و تقسیم آنان در دو گروه باسواد و بی‌سواد تأثیر می‌گذارد شامل محل سکونت والدین زنان، موقعیت اجتماعی و اقتصادی والدین، و دوره یا زمان تولد یا رشد آنان می‌شود. محل سکونت والدین مهم است، زیرا دسترسی به خدمات و نهادهای آموزشی به آن وابسته است. در نواحی روستایی و نواحی کم‌تر توسعه‌یافته دسترسی به نهادهای آموزشی کم‌تر است. موقعیت اقتصادی و اجتماعی والدین در تصمیم آنان برای فرستادن دخترانشان به مدرسه تأثیر می‌گذارد. سطح تحصیلات زنان نیز در سال‌های اخیر افزایش یافته است. در داخل طبقات این گروه‌ها (مثلاً برای کودکانی که مادرانشان در سال به‌خصوصی متولد شده، والدین این مادران دارای موقعیت اقتصادی و اجتماعی خاصی بوده، و در نواحی روستایی زندگی کرده‌اند) برقراری فرض استقلال شرطی قابل قبول است. دوره یا زمان تولد مادران را می‌توان با سن آن‌ها نشان داد، اما داده‌های بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران هیچ اطلاعاتی دربارهٔ محل سکونت و موقعیت اقتصادی و اجتماعی والدین مادران در دسترس قرار نمی‌دهد. این موضوع یکی از

www.SID.ir

Arshive of SID

مشکلات برآورد علّی را نشان می‌دهد: برای برآورد علّی نیاز به اطلاعاتی است که ممکن است در داده‌ها موجود نباشد و درنتیجه امکان تحلیل علّی نیز وجود نداشته باشد. در این‌جا برای ادامهٔ کار متغیرهای جانشینی به‌کار می‌بریم: به‌جای محل سکونت و موقعیت اجتماعی و اقتصادی والدین مادران از محل سکونت و موقعیت اجتماعی و اقتصادی خود مادران استفاده می‌کنیم. این جانشینی را می‌توان بدین‌وسیله توجیه کرد که بیش‌تر زنان در ایران کم‌وبیش در همان نواحی سکونت والدین خود زندگی می‌کنند (همان‌گونه که خواهیم دید اطلاعات سرشماری نیز تاحدودی این نظر را تأیید می‌کند). بنابراین، باید هم‌بستگی بسیاری بین محل سکونت والدین و محل سکونت دختران وجود داشته باشد. بیش‌تر ازدواج‌ها در ایران، مانند خیلی کشورهای دیگر، درون‌طبقاتی است. بنابراین، می‌توان انتظار داشت که هم‌بستگی بالایی نیز بین موقعیت اجتماعی و اقتصادی والدین و موقعیت اقتصادی و اجتماعی فرزندان وجود داشته باشد. متغیرهایی که در برآورد نمرات گرایش به‌کار می‌رود شامل محل سکونت، موقعیت اقتصادی و اجتماعی، و سن مادر است (برای نشان‌دادن دوره یا تاریخ تولد آن‌ها). این متغیرها با مرگ‌ومیر کودکان نیز هم‌بستگی دارد.

تحقیقات (Heckman et al, 2997; Dehejia and Wahba, 1999) نشان می‌دهد که کنارگذاشتن متغیرهای مهم در تحلیل علّی باعث افزایش اریب (bias) برآوردها می‌شود. روبین و دیگران (Rubin et al., 1996) نیز معتقدند که باید از کوچک‌کردن مدل‌ها اجتناب کرد و فقط هنگامی که متغیری با متغیر برون‌داد ارتباطی نداشته باشد یا متغیر درستی نباشد، باید آن را از تحلیل کنار گذاشت. در غیر این صورت باید از آن‌ها در برآورد نمرات گرایش استفاده کرد. در این مطالعه از همهٔ متغیرهایی که هم با مرگ‌ومیر کودکان و هم با تحصیلات مادر ارتباط دارد در برآورد نمرات گرایش استفاده خواهد شد؛ البته از آن‌جا که از متغیرهای جانشینی استفاده می‌شود، برآوردهایمان بدون اریب نخواهد بود. برای نشان‌دادن موقعیت اقتصادی و اجتماعی مادر از متغیرهای زیر و مطرح‌شده در داده‌ها استفاده می‌شود: فعالیت مادر، نوع فعالیت اقتصادی در واحد مسکونی، تعداد اطاق‌ها در خانوار، و دسترسی خانوار به اتومبیل، یخچال، رادیو، تلویزیون، تلفن، دوچرخه، موتورسیکلت، آب لوله‌کشی، حمام، توالت بهداشتی، و سیستم گرمایشی. برای محاسبهٔ نمرات گرایش از رگرسیون لاجستیک استفاده می‌شود.

مرگ‌ومیر کودکان به‌صورت متغیری دوحالتی تعریف شده است که اگر کودک طی سال اول زندگی فوت شده باشد، مساوی یک است در غیر این صورت صفر است. متغیر تحصیلات مادر به‌صورت متغیری دوحالتی (بی‌سواد و باسواد) تعریف شده است. فعالیت

www.SID.ir

Arshive of SID

اقتصادی در واحد مسکونی متغیری طبقه‌ای است که دارای طبقات دامداری، صنایع دستی، و غیره است. تعداد اطاق‌ها در خانوار با تعداد اطاق‌های موجود در خانوار نشان داده می‌شود. بقیهٔ متغیرهای موقعیت اقتصادی و اجتماعی مادر با متغیرهای دوحالتی تعریف شده‌اند. برای نشان‌دادن محل سکونت مادر از دو متغیر استان محل سکونت و محل سکونت در شهر یا روستا استفاده شده است. استان محل سکونت متغیری طبقه‌ای است که ۲۸ استان کشور را در سال ۱۳۷۹ نشان می‌دهد. محل سکونت در شهر یا روستا نیز متغیری طبقه‌ای است که شامل نواحی شهری و نواحی روستایی (شامل سه نوع ناحیهٔ روستایی گوناگون) می‌شود. سن مادر (در هنگام پیمایش) برحسب سال اندازه‌گیری شده است.

یکی از مسائلی که در روش همتاسازی فاصله‌ای پیش می‌آید تعیین تعداد فاصله‌ها یا بلوک‌هاست. کوچران (Cochran, 1968) نشان می‌دهد که در اغلب موارد به‌کاربردن پنج زیرمجموعه (طبقه) برای برطرف‌کردن ۹۵ درصد از اریب یک متغیر کافی است. از آن‌جا که، با فرض برقراری استقلال شرطی، همهٔ اریبی که ممکن است به‌وجود آید مربوط به نمرات گرایش است، کاربرد پنج فاصله اکثر اریب مربوط به همهٔ متغیرها را برطرف می‌کند؛ البته کاربرد فاصله‌های بیش‌تر مشکلی ندارد (Imbens, 2004).

۱.۳ یافته‌های تحقیق

آمار سرشماری ۱۳۸۵ اطلاعاتی دربارهٔ زنانی ارائه می‌کند که در محل سکونت خود متولد شده‌اند و زندگی می‌کنند (Statistical Centre of Iran, 2008). نگاهی به این آمار می‌تواند نشان دهد که تا چه حد محل تولد مادران می‌تواند جانشین مناسبی برای متغیر محل تولد والدین آنان باشد. جدول ۲ نسبت زنانی را نشان می‌دهد که در محل سکونت خود متولد شده‌اند و زندگی می‌کنند. برای این زنان محل سکونت خود و والدینشان یکسان است. نسبت این زنان از حدود ۷۹ درصد برای گروه سنی ۱۰–۱۹ سال به بیش از ٥٤ درصد در گروه سنی ۳۰–۳۹ سال کاهش می‌یابد. جدول ۲ هم‌چنین نشان می‌دهد که بیش از ۹۳ درصد زنان گروه سنی ۳۰–۳۹ ازدواج کرده‌اند. بنابراین، نسبت زنان متأهل ۳۰–۳۹ساله، که در محل سکونت خود متولد شده‌اند و زندگی می‌کنند، احتمالاً بیش از ٥٤ درصد است. نسبت این زنان در گروه‌های سنی پایین‌تر باید بیش از ٥٤ درصد باشد، زیرا احتمال مهاجرت آن‌ها کم‌تر است. علاوه بر این، برخی از زنان متأهل ممکن است همراه با والدین خود محل سکونت خویش را تغییر داده باشند. بنابراین، می‌توان با اطمینان

www.SID.ir

Arshive of SID

گفت که نسبت زنان متأهلی که در همان محل سکونت والدین خود زندگی می‌کنند بیش از ٥٤ درصد است.

جدول ۲. تعداد و درصد زنانی که در محل سکونتشان متولد شده‌اند و زنان متأهل در ایران در سال ۱۳۸۵ به‌تفکیک گروه‌های سنی

گروه سنی	۱۰- ۱۹ سال	۲۰- ۲۹ سال	۳۰- ۳۹ سال
کل زنان	٧٤٩٩٤٨٦	٨٠١٢٥٠٣	٨٨٠٦٧٨٩
تعداد زنانی که در محل سکونت فعلی خود متولد شده‌اند	٥٩١٤٩٢٦	٥١٨٥٩٧٠	٤٧٧٩٤٢٦
درصد زنانی که در محل سکونت فعلی خود متولد شده‌اند	٧٨/٩	٦٤/٧	٥٤/٣
تعداد زنانی که حداقل یک‌بار ازدواج کرده‌اند	٧٢٢٣٢٠	٤٩١٤١٨٥	٨٢٢٩٣٣٤
درصد زنانی که حداقل یک‌بار ازدواج کرده‌اند	٩/٨	٦١/٦	٩٣/٤

توضیحات: مقادیر گم‌شده حذف شده‌اند. منبع: (Statistical Centre of Iran, 2008).

آزمون‌های انجام‌گرفته با داده‌ها نشان داد که تأثیر علّی برآوردشده با افزایش تعداد فواصل به‌کاررفته کاهش می‌یابد. بنابراین، تصمیم گرفته شد که حداکثر تعداد فواصل به‌کار رود؛ البته با افزایش تعداد فواصل تعداد موارد در آن‌ها کاهش می‌یابد. برای این‌که مشکلی در برآورد پیش نیاید، تعداد فواصل و محدودهٔ آن‌ها به‌گونه‌ای انتخاب شد که تعداد موارد کافی در آن‌ها وجود داشته باشد. درنتیجه، تعداد ده فاصله انتخاب شد که محدودهٔ آن‌ها در جدول ۳ نشان داده شده است. برخی صاحب‌نظران (Dehejia and Wahba, 1999) پیشنهاد کرده‌اند که بهتر است فواصل به‌گونه‌ای انتخاب شود که تفاوت در میانگین نمرات گرایش گروه‌های آزمون و کنترل در آن‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد (که نشان‌دهندهٔ آن است که این دو گروه در فاصلهٔ مورد نظر شبیه هم‌اند و همتا شده‌اند). این آزمون نیز دربارهٔ همهٔ فواصل انجام گرفت و برای همهٔ آن‌ها این شرط برآورده شده است.

توزیع نمرات گرایش برای دو گروه کودکان با مادران باسواد و بی‌سواد و برآورد تأثیر علّی در هر فاصله در جدول ۳ آورده شده است. برای هر دو گروه نمرات گرایش از ۰/۰۱ الی ۰/۹۹ تغییر می‌کند. می‌توان گفت که در داخل فاصله‌ها دو گروه کودکان با مادران باسواد و بی‌سواد با یک‌دیگر همتا شده‌اند. به غیر از فاصله‌های اول و آخر، توزیع موارد بین دو گروه کودکان قابل قبول به‌نظر می‌رسد، اما برای گروه اول فراوانی کودکان با مادران باسواد و بی‌سواد به‌ترتیب ۲/۸ و ۳۲/٤ درصد است. برای آخرین فاصله این ارقام به‌ترتیب ٥٦ و ۸/۲ درصد است. بنابراین، در اولین و آخرین فاصله‌ها تعداد موارد نزدیک به

www.SID.ir

Arshive of SID

یک‌دیگر نیستند. اگر بر فرض نمرات گرایش نشان‌دهندهٔ موقعیت اقتصادی و اجتماعی خانوار باشد، نتایج مانند آن است که در پایین‌ترین طبقهٔ اقتصادی و اجتماعی تعداد کودکان با مادران بی‌سواد زیاد و تعداد کودکان دارای مادران باسواد کم است و در بالاترین طبقه نتیجه برعکس است. بنابراین، در این دو گروه موارد بسیاری هست که همتایی نمی‌توان برای آن‌ها در گروه مقابل پیدا کرد. این مسئله از آن‌جایی بیش‌تر اهمیت پیدا می‌کند که حدود ۵۲ درصد داده‌ها در این دو فاصله قرار دارند. این موضوع یکی از محدودیت‌های استنباط علّی در مطالعات مشاهده‌ای را نشان می‌دهد: مشاهدات ممکن است به‌گونه‌ای باشد که امکان همتاسازی همهٔ موارد در گروه‌های آزمون و کنترل وجود نداشته باشد و درنتیجه تحلیل علّی با مشکل مواجه شود. چنین مسئله‌ای در مطالعات آزمایشگاهی پیش نمی‌آید. این محدودیت باید در تفسیر نتایج در نظر گرفته شود.

جدول ۳. محدودهٔ فاصله‌های نمرات گرایش، متوسط میزان‌های مرگ‌ومیر کودکان، و تأثیر علّی برآوردشده در هر فاصله برای کودکان با مادران باسواد و بی‌سواد، کودکان متولدشده طی دورهٔ ۱۳۷۰– ۱۳۷۹

فاصله	محدودهٔ فاصله	میانگین $Y(1)$	میانگین $Y(0)$	تعداد کودکان با مادران باسواد N_1	تعداد کودکان با مادران بی‌سواد N_0	تأثیر علّی برآوردشده (در هزار)
۱	[۰/۰۰ ,۰/۴۰–)	۰/۰۵۲۰	۰/۰۶۶۱	۱۷۹۶	۱۱۰۸۲	–۱۴/۱
۲	[۰/۴۰ ,۰/۵۰–)	۰/۰۴۲۴	۰/۰۵۶۸	۱۳۹۵	۳۲۵۰	–۱۴/۴
۳	[۰/۵۰ ,۰/۶۰–)	۰/۰۴۰۸	۰/۰۵۰۹	۱۹۷۲	۳۷۱۰	–۱۰/۲
۴	[۰/۶۰ ,۰/۶۵–)	۰/۰۲۸۳	۰/۰۵۵۷	۱۵۰۰	۲۰۴۶	–۲۷/۴
۵	[۰/۶۵ ,۰/۷۰–)	۰/۰۲۸۸	۰/۰۵۳۸	۱۹۰۷	۲۱۰۱	–۲۵/۰
۶	[۰/۷۰ ,۰/۷۵–)	۰/۰۲۵۲	۰/۰۵۵۵	۲۵۸۶	۲۱۱۸	–۳۰/۳
۷	[۰/۷۵ ,۰/۸۰–)	۰/۰۳۷۵	۰/۰۴۵۷	۳۷۳۳	۲۳۳۵	–۸/۲

www.SID.ir

Arshive of SID

۸	(۰/۸۵- ۰/۸۰]	۰/۰۳۱۸	۰/۰٤٤۷	۵۱۷٦	۲۲۹۲	-۱۲/۹
۹	(۰/۹۰- ۰/۸۵]	۰/۰۲۷۵	۰/۰۵۰٦	۸۰۳۱	۲٤۵۷	-۲۳/۱
۱۰	[۰/۹۰-۱/۰۰]	۰/۰۲۰۷	۰/۰٤۱۹	۳۵۷۹۵	۲۸۰۷	-۲۱/۲

توضیحات: داده‌ها وزن داده شده‌اند. منبع داده‌ها: (بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران، ۱۳۷۹).

تفاوت‌های بسیاری در تأثیر تحصیلات مادران در مرگ‌ومیر کودکان بین فواصل وجود دارد که از حداقل ۸/۲- تا حداکثر ۳۰/۳- مرگ در هزار تولد زنده را شامل می‌شود. میانگین تأثیر علّی برای کل کودکان (ATE) و برای کودکان با مادران باسواد (ATT) به‌ترتیب ۰/۰۱۸۹- و ۰/۰۱۹۹- برآورد می‌شود. به‌عبارت دیگر، تحصیلات مادر مرگ‌ومیر کودکان را به اندازهٔ حدود ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده برای همهٔ کودکان و به اندازهٔ حدود ۲۰ مرگ در هزار تولد زنده برای کودکان با مادران باسواد کاهش می‌دهد. در نمونه، میزان مرگ‌ومیر کودکان با مادران باسواد و بی‌سواد به‌ترتیب برابر ۰/۰۲٦ و ۰/۰۵٦ است. تفاوت این دو که به نام تأثیر علّی ساده شناخته می‌شود برابر ۰/۰۳۰- است. به‌عبارت دیگر، تأثیر علّی ساده نشان می‌دهد که تحصیلات مادر باعث کاهش مرگ‌ومیر کودکان به اندازهٔ ۳۰ مرگ در هزار تولد زنده می‌شود. بنابراین، در مقایسه با تأثیر علّی ساده، همتاسازی فاصله‌ای با استفاده از نمرات گرایش تأثیر علّی را به اندازهٔ ۳۷ درصد کاهش می‌دهد. می‌توان انتظار داشت که با کاربرد متغیرهای واقعی به‌جای متغیرهای جانشینی به‌کاررفته در برآورد نمرات گرایش، تأثیر علّی برآوردشده از رقم ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده نیز کم‌تر شود. موضوع دیگر محاسبهٔ واریانس این ضرایب و تعیین فاصلهٔ اطمینان برای آن‌هاست، اما به‌واسطهٔ پیچیدگی محاسبات از آن اجتناب می‌شود (محاسبهٔ واریانس تأثیر علّی پیچیده است، زیرا در محاسبهٔ آن نمرات گرایش نیز وارد می‌شود)؛ البته دسترسی به نرم‌افزارهای تخصصی امکان چنین برآوردهایی را فراهم می‌کند.

همان‌گونه که اشاره شد، فاصله‌های اول و آخر (دهم) موارد خوبی برای همتاسازی نیستند. بنابراین، در این مرحله این دو فاصله را حذف و تأثیر علّی را برای بقیهٔ فاصله‌ها محاسبه می‌کنیم. در این حالت، میانگین تأثیر علّی برای کل کودکان (ATE) و برای کودکان با مادران باسواد (ATT) به‌ترتیب برابر ۰/۰۱۸۳- و ۰/۰۱۸٦- برآورد می‌شود. به‌عبارت دیگر، تحصیلات مادر مرگ‌ومیر کودکان را به اندازهٔ حدود ۱۸ مرگ در هزار تولد

www.SID.ir

Arshive of SID

زنده برای همهٔ کودکان و به اندازهٔ حدود ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده برای کودکان دارای مادران باسواد کاهش می‌دهد. بنابراین، حذف این دو فاصله تفاوت چندانی در برآوردهای تأثیر علّی ایجاد نمی‌کند. می‌توان گفت که این‌ها برآوردهای بهتری است، اما فقط به کودکانی که نمرات گرایش آن‌ها در فاصله‌های دوم الی نهم قرار دارد مربوط می‌شود. برای این‌که تفاوت این گروه از کودکان را با گروه‌های حذف‌شده دریابیم، نخست یک شاخص ثروت با استفاده از جمع یازده متغیر دوحالتی دسترسی به اتومبیل، تلویزیون، رادیو، یخچال، تلفن، موتورسیکلت، دوچرخه، حمام، توالت بهداشتی، آب لوله‌کشی، و سیستم گرمایش مرکزی می‌سازیم. بنابراین، نمرهٔ شاخص ثروت برای هر کودک نشان‌دهندهٔ دسترسی خانوار او به آن تعداد از این کالاهاست. سپس، میانگین شاخص ثروت را برای فاصله‌های اول، دوم الی نهم، و دهم حساب کردیم که به‌ترتیب برابر ۲/۲، ٤/۸، و ٦/۹ به‌دست آمد. به‌عبارت دیگر، به‌طور متوسط خانوارهای کودکان در فاصلهٔ اول دسترسی به ۲/۲ کالا، در فاصله‌های دوم الی نهم دسترسی به ٤/۸ کالا، و در فاصلهٔ دهم دسترسی به ٦/۹ کالا دارند. بنابراین، نمرات گرایش موقعیت اقتصادی و اجتماعی خانوارها را نیز نشان می‌دهد. کودکان در فاصلهٔ اول به طبقات پایین (فقیر) و در فاصلهٔ دهم به طبقات بالا (ثروتمند) تعلق دارند. به همین علت نیز کودکان با مادران بی‌سواد در فاصلهٔ اول (طبقهٔ فقیر) و کودکان دارای مادران باسواد در فاصلهٔ دهم (طبقهٔ ثروتمند) جمع شده‌اند و روشن است که نمی‌توان انتظار داشت در طبقهٔ فقیر تعداد بسیاری زنان باسواد و در طبقهٔ ثروتمند تعداد بسیاری زنان بی‌سواد پیدا کرد. بنابراین، همتاسازی برای این دو طبقه مشکل است و بهتر است تأثیر علّی را برای طبقات میانی محاسبه کرد.

٤. نتیجه‌گیری

ادبیات و چهارچوب نظری تحلیل علّی بر مبنای ره‌یافت خلاف واقعیت زمینهٔ مناسبی را برای برآورد تأثیر علّی در مطالعات مشاهده‌ای فراهم می‌کند. با وجود این، برآورد تأثیر علّی کار ساده‌ای نیست. امکان دارد که برخی متغیرهای مهم و تأثیرگذار که برای برآورد تأثیر علّی لازم است در داده‌های به‌کاررفته موجود نباشد و این مسئله می‌تواند کار برآورد را مشکل یا غیرممکن کند؛ البته می‌توان با تهیهٔ پرسش‌نامهٔ مناسب و نمونه‌گیری چنین متغیرهای مهمی را اندازه‌گیری کرد، اما حتی پس از رفع این مشکل نیز کار برآورد ممکن است با مانع مواجه شود. در روش همتاسازی باید برای گروه‌های آزمون و کنترل موارد

www.SID.ir

Arshive of SID

مشابهی وجود داشته باشد تا بتوان آن‌ها را با یک‌دیگر همتا کرد، اما ممکن است موارد مشابه در گروه‌های آزمون و کنترل وجود نداشته باشد. در روش همتاسازی فاصله‌ای ممکن است در داخل بعضی طبقات تعداد موارد برای یکی از گروه‌ها (مثلاً گروه آزمون) زیاد و برای گروه دیگر (گروه کنترل) کم باشد. در این حالت، مواردی از گروه آزمون وجود دارد که هیچ مورد مشابهی در گروه کنترل ندارد و درنتیجه امکان همتاسازی و برآورد تأثیر علّی برای این موارد فراهم نیست. در چنین مواردی، کاری که می‌توان انجام داد این است که این طبقات کنار گذاشته شود و تأثیر علّی با دیگر طبقات برآورد شود که امکان همتاسازی در آن‌ها وجود دارد. در این صورت، نتایج نیز فقط دربارهٔ طبقات به‌کاررفته کاربرد دارد. این موضوع یکی از مشکلات مهم برآورد تأثیر علّی را در مطالعات مشاهداتی نشان می‌دهد. اگرچه روش‌ها و فنون تحلیل علّی پیشرفت قابل ملاحظه‌ای کرده است، اما چنین مسائلی را که مربوط به داده‌ها می‌شود نمی‌توان با کاربرد این فنون حل کرد. در چنین مواقعی، راه‌حل جمع‌آوری داده‌های مناسب است، البته در صورتی که امکان آن فراهم باشد.

پی‌نوشت

۱. نسخهٔ اولیهٔ بخش سوم این مقاله در کنفرانس بین‌المللی جمعیت (IUSSP International Population Conference) در سال ۲۰۰۹ در مراکش ارائه شد.

کتاب‌نامه

وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی (۱۳۷۹). *سیمای جمعیت و سلامت در جمهوری اسلامی ایران*، تهران.

Abadie, A. et al. (2001). 'Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata', *The Stata Journal*, Vol. 4.

Becker, S.O. and A. Ichino (2002). 'Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores', *The Stata Journal*, Vol. 2.

Blundell, R., L. Dearden, and B. Sianesi (2005). 'Evaluating the Impact of Education on Earnings in UK: Models, Methods and Results from the NCDS', *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 168.

Caliendo, M. (2006). *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Berlin: Springer.

Cochran, W. (1968). 'The Effectiveness of Adjustment by Subclassification in Removing Bias in Observational Studies', *Biometrics*, Vol. 24.

www.SID.ir

Arshive of SID

Dehejia, R.H. and S. Wahba (1999). 'Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs', *Journal of the American Statistical Association,* Vol. 94.

Heckman, J.J. (1992). 'Randomization and Social Policy Evaluation', in Manski, C.F. and I. Garfinkel (eds.), *Evaluating Welfare and Training Programs*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Heckman, J.J., H. Ichimora, and P. Todd (1997). 'Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from a Job Training Programme', *Review of Economic Studies,* Vol. 64.

Heckman, J.J., H. Ichimora, and P. Todd (1998). 'Matching as an Econometric Evaluation Estimator', *Review of Economic Studies*, Vol. 65.

Holland, P.W. (1986). 'Statistics and Causal Inference (with Discussion)', *Journal of American Statistical Association,* Vol. 81.

Imbens, G. (2004). 'Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A review', *Review of Economics and Statistics,* Vol. 86.

Leuven, E. and B. Sianesi (2003). 'Psmatch 2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing', <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html,versionx.x.x>.

Marini, M.M. and B. Singer (1998). 'Causality in the Social Sciences', *Sociological Methodology*, Vol. 18.

Morgan, S. and D.J. Harding (2006). 'Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice', *Sociological Methods and Research*, Vol. 35.

Rosenbaum, P.R. and D.B. Rubin (1983). 'The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects', *Biometrika*, Vol. 76.

Rubin, D.B. (1980). 'Comment on "Randomization Analysis of Experimental Data: The Fisher Randomization Test," by D. Basu', *Journal of the American Statistical Association,* Vol. 75.

Rubin, D.B. and N. Thomas (1996). 'Matching Using Estimated Propensity Scores: Relating Theory to Practice', *Biometrics,* Vol. 52.

Sianesi, B. (2004). 'An Evaluation of the Swedish System of Active Labour Market Programmes in the 1990s', *Review of Economics and Statistics,* Vol. 86.

Smith, J. and P. Todd (2005). 'Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?', *Journal of Econometrics,* Vol. 125.

Statistical Centre of Iran (2008). *Iran Statistical Yearbook 1385 [2006–2007]*, Tehran: Statistical Centre of Iran.

Weber, Max (1958). *The Protestant Ethic and the Spirit of Capitalism*, New York: Charles Scribner's Sons.

Winship, C. and M. Sobel (2004). 'Causal Inference in Sociological Studies', in Hardy, M. and A. Bryman (eds.), *Handbook of Data Analysis*, London: Sage Publications.

www.SID.ir