جامعه‌پژوهی فرهنگی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
سال ششم، شمارهٔ سوم، پاییز ۱۳۹٤، صص۱۲۵-۱٤۷

برآورد تاثیر علّی در علوم اجتماعی با استفاده از روش همتا سازی

سید فرخ مصطفوی[۱]

چکیده

در چند دهه گذشته تحلیل علی برمبنای رهیافت خلاف واقعیت در علوم اجتماعی گسترش قابل ملاحظه ای یافته است. این دانش امکان برآورد تاثیر علّی و نیز ارزیابی سیاستها و پروژه های اجتماعی را فراهم میسازد. مقاله به ارایه یکی از روشهای برآورد تاثیر علّی، روش همتا سازی، میپردازد. ابتدا چارچوب نظری تحلیل علی برمبنای رهیافت خلاف واقعیت ارایه میشود. سپس، با استفاده از روش همتا سازی فاصله ای با نمرات گرایش، تاثیر سواد مادر بر مرگ و میر کودکان در ایران برآورد میشود. داده های بکار رفته از بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران است. نتایج نشان میدهد که برای موارد همتا شده، سواد مادران باعث کاهش مرگ و میر کودکان به اندازه ۱۸ مرگ در هزار تولد زنده میشود. مقاله همچنین محدودیتهای کاربرد روش را در مطالعات مشاهده ای ارایه میکند.

کلیدواژه ها: برآورد تاثیر علّی، همتا سازی فاصله ای، نمرات گرایش، مرگ و میر کودکان، سواد مادر، خلاف واقعیت، میانگین تاثیر علّی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱] عضو هیات علمی/موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی، fmostafavi@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/٦/۱۲، تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۸/۱۳

۱. مقدمه

در چند دهه اخیر تحلیل علّی در علوم اجتماعی گسترش و اهمیت قابل ملاحظه ای یافته است. بر خلاف گذشته، همبستگی آماری اگر نتواند نشاندهنده رابطه علت و معلولی باشد، مورد تردید قرار میگیرد. حداقل دو دلیل باعث افزایش توجه به این موضوع شده است. دلیل اول نقش گزاره های علّی در تبیین علمی است. ما از نظریه ها یا گزاره های علّی جهت تبیین رخدادها و علت رخدادن پیشامدها استفاده میکنیم. بعنوان مثال، در علوم اجتماعی میخواهیم بدانیم چه عامل یا عواملی باعث توسعه، پیشرفت تحصیلی، افزایش جرم و جنایت، کاهش باروری و غیره میشوند. دلیل دوم اینست که میتوان از دانش علّی جهت کنترل بهتر رویدادها و ساختن جهان بهتری برای خود استفاده نمود (Marini and Singer, 1988; Winship and Sobel, 2004). دانش اجتماعی علّی امکان دخالت در جامعه را جهت بهبود شرایط اجتماعی و کیفیت زندگی افراد فراهم میسازد. در واقع، ادبیات تحلیل علّی با عنوان پژوهشهای ارزیابی (evaluation research) نیز شناخته میشوند زیرا از این تکنیکها برای ارزیابی سیاستها و پروژه های اجتماعی و اقتصادی استفاده میشود. به همین جهت، از دهه ۱۹۸۰ آماردانهایی مانند هلند (Holland, 1986) مساله تحلیل علّی را در دستور کار خود قرار دادند و از آن موقع تا کنون ادبیات قابل ملاحظه ای را در این زمینه تولید کرده اند (بویژه Rubin و Rosenbaum). از دهه ۱۹۹۰، پژوهشگران اقتصاد سنجی (econometrics) نیز در این زمینه فعالیت داشته و در توسعه ادبیات موضوع نقش چشمگیری ایفا نموده اند (بویژه Heckman و همکارانش).

بررسی چند مثال از علوم اجتماعی میتواند مقدمه مناسبی برای آشنایی با مساله و اهمیت موضوع بوده و زمینه را برای طرح مباحث در صفحات پیش رو آماده نماید. یک مثال نظریه ماکس وبر (Max Weber) در مورد رابطه مابین اخلاق پروتستان و رشد سرمایه داری است که یکی از معروفترین و مهمترین نظریه های جامعه شناسی شناخته میشود. وبر در کتاب خود این نظریه را مطرح میکند که مذهب پروتستان نقش مهمی در ایجاد جامعه سرمایه داری ایفا نموده است. نظریه وبر یک نظریه علّی است که در آن ایجاد و گسترش اخلاق پروتستان یکی از علل بروز رفتارهای اقتصادی خاصی است که منجر به ایجاد جامعه سرمایه داری مدرن میگردد. وبر ابتدا یک نظریه فرهنگی ارایه میدهد که در آن باورهای مذهبی پروتستان باعث ایجاد ذهنیتی میگردد که فرد را به موفقیت در یک فعالیت

اقتصادی تشویق میکند. وبر برای تایید نظریه خود آمارهای فعالیتهای اقتصادی پروتستانها و کاتولیکها را با یکدیگر مقایسه نموده و نشان میدهد که میزانهای فعالیتهای اقتصادی در مناطق پروتستان نشین بالاتر از مناطق کاتولیکها است. نظریه وبر از جنبه های مختلف مورد نقد قرار گرفته است. از نظر روش پژوهش میتوان نقدهایی به تحلیل آماری وبر وارد نمود. مثلاً ممکن است گفته شود که رابطه یافت شده بین مذهب پروتستان و رشد سرمایه داری یک رابطه کاذب است زیرا یک متغیر مهم، مثلاً شرایط سیاسی خاصی، باعث میشود اولاً زمینه برای طرح و پذیرش مذهب پروتستان فراهم گردد و ثانیاً همین شرایط سیاسی باعث ایجاد شرایط اجتماعی میگردد که انگیزه برای فعالیت اقتصادی را افزایش میدهد. در نتیجه، یک همبستگی کاذب مابین اعتقاد به مذهب پروتستان و فعالیت اقتصادی بوجود میآید. اما این همبستگی نشاندهنده علیت بین این دو متغیر نیست بلکه متغیر دیگری، یعنی شرایط سیاسی خاص، باعث میگردد که هر دو این متغیرها افزایش یا کاهش یافته و در نتیجه آن همبستگی کاذب بین آنها برقرار گردد. یک راه برای حل این مساله استفاده از روش همتا سازی است. برای اینکار مناطق پروتستان و کاتولیک از نظر متغیر شرایط سیاسی خاصی همتا سازی میشوند و سپس تفاوت در فعالیتهای اقتصادی آنها بررسی میشود. بطور دقیقتر، ابتدا یک منطقه پروتستان انتخاب و سپس همتای آن ازمیان مناطق کاتولیک برگزیده میشود بگونه ای که آن شرایط سیاسی خاص در هر دو آنها یکسان باشد. سپس اینکار برای تمام 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 همتا شده بررسی میگردد. اگر نظریه وبر درست باشد، باید فعالیت اقتصادی درمناطق پروتستان بیشتر از مناطق کاتولیک در مناطق همتا شده باشد. از آنجاییکه در جفت های همتا شده شرایط سیاسی خاص یکسان هستند، دیگر این متغیر نمیتواند تفاوت در فعالیت اقتصادی آنها را (اگر وجود داشته باشد) توضیح دهد و اگر متغیر اثر گذار دیگری وجود نداشته باشد تفاوت در مذهب علت تفاوت در فعالیت اقتصادی است. بنابراین، روش همتا سازی راهی را برای حل مساله بیان شده ارایه میدهد که میتوان بوسیله آن نظریه وبر را آزمود. ممکن است گفته شود که علاوه بر شرایط سیاسی خاص متغیر دیگری، مثلاً باورهای غیر مذهبی، وجود دارد که هم بر گرایش مذهبی افراد و هم بر فعالیت اقتصادی آنها تاثیر میگذارد. بنابراین، همتا سازی باید بر مبنای این دو متغیر انجام گیرد. اگر شرایط سیاسی خاص و باورهای غیر مذهبی متغیرهای طبقه ای بوده و به ترتیب دارای سه و دو طبقه باشند در این

صورت شش حالت وجود دارد که میباید همتا سازی برای آنها انجام گرفته و سپس فعالیتهای اقتصادی مناطق پروتستان و کاتولیک در آنها مقایسه شود. مشکل وقتی ایجاد میشود که تعداد متغیرها و ابعاد آنها افزایش پیدا میکند بگونه ای که بواسطه افزایش تعداد موارد عملاً امکان چنین مقایسه ای وجود ندارد. روش همتا سازی با استفاده از نمرات گرایش که در صفحات بعد ارایه میشود این مشکل را حل نموده و امکان تحلیل علّی در چنین شرایطی را فراهم میکند.

تحلیل علی از نظر ارزشیابی برنامه ها و سیاستهای اجتماعی و اقتصادی نیز بسیار مهم است. بعنوان مثال، فرض کنید ادعا میشود که برنامه آموزشی خاصی باعث افزایش موفقیت آموزش دیدگان در کاریابی میگردد. از نظر سیاستهای اقتصادی این مساله اهمیت دارد که مشخص شود آیا برنامه آموزشی فوق باعث افزایش موفقیت در کاریابی میگردد یا اینکه همبستگی بین این دو متغیر کاذب است. در صورت تایید ادعا، میتوان با ایجاد دوره های آموزشی برای افراد متقاضی کار موفقیت آنها را در پیدا کردن کار افزایش داده و در نتیجه باعث ارتقاء رفاه اجتماعی شد. در اینجا نیز ادعای مذکور بیانگر وجود یک رابطه علّی است که میباید مورد آزمون قرار گیرد. این امکان وجود دارد افرادی که جذب چنین دوره های آموزشی میشوند دارای خصوصیات خاصی باشند (مثلاً انگیزه بالای موفقیت) که باعث میشود آنها هم تمایل به گذراندن این دوره ها داشته باشند و هم در کاریابی موفقتر عمل کنند. در صورت وجود چنین رابطه کاذبی برنامه 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 مشاهده ای (observational studies) است که در گذشته، حتی قبل از ورود آماردانها در این زمینه، توسط جامعه شناسان مورد استفاده قرار گرفته است. با توسعه این روش توسط آماردانها و اقتصادسنجها، جامعه شناسان نیز از این ادبیات نوین در کارهای خود استفاده کرده اند. پیش بینی میشود که کاربرد این روش در جامعه شناسی در سالهای آینده افزایش یابد (Morgan & Harding, 2006). در این مقاله ابتدا چارچوب نظری تحلیل علّی که بر پایه مفهوم خلاف واقعیت (counterfactual) بنا شده است ارایه میگردد. در ادامه، روش همتا سازی با استفاده از نمرات گرایش تشریح و سپس از آن برای برآورد تاثیر علّی تحصیلات مادر بر مرگ و میر کودکان در ایران استفاده میشود. محدودیتهای موجود برای تحلیل علّی در مطالعات مشاهداتی نیز مورد بررسی قرار میگیرد.

۲. چارچوب نظری

فرض کنید میخواهیم تاثیر یک متغیر مانند D را بر روی متغیر Y بررسی کنیم. D متغیر آزمون و Y متغیر برونداد (outcome) نامیده میشود. بعنوان مثال، فرض کنید میخواهیم تاثیر دسترسی به اینترنت در خانه (به اختصار اینترنت) را بر افت تحصیلی دانش آموزان در یک دوره تحصیلی خاص بررسی کنیم. افت تحصیلی متغیر برونداد Y است که بصورت یک متغیر دو حالتی تعریف میشود: $Y = 1$ است اگر دانش آموز در دوره تحصیلی مربوطه مردود شده باشد و $Y = 0$ است اگر دانش آموز در دوره تحصیلی مربوطه مردود نشده باشد. اینترنت متغیر مستقل است که بصورت زیر تعریف میشود: $D = 1$ است اگر دانش آموز در طی دوره مورد مطالعه دسترسی به اینترنت در خانه داشته باشد و معمولا آن چیزی را نشان میدهد که میخواهیم تاثیر آنرا بسنجیم که با عنوان گروه آزمون (treatment) شناخته میشود و $D = 0$ است اگر دسترسی نداشته باشد که معمولا نشاندهنده گروه کنترل است که تاثیر گروه آزمون نسبت به آن سنجیده میشود. البته این کد گذاری قراردادی است و تغییر تعریف تغییری در نتیجه بحث ایجاد نمیکند. در اینجا هر دو متغیر آزمون D و برونداد Y بصورت متغیرهای دو حالتی تعریف شده اند. اما این متغیرها میتوانند بیش از دو ارزش داشته باشند که در این صورت تحلیل پیچیده تر خواهد شد. لازم به توضیح است که واژه آزمون که در اینجا بکار میرود از ادبیات مطالعات آزمایشی (experimental studies) گرفته شده است اما بمعنی انجام هیچ آزمایشی نیست و ما با مطالعات مشاهده ای سروکار داریم. واژه های گروه آزمون و گروه کنترل به دو ارزش متغیر مورد بررسی مربوط میشود. بعبارت دیگر، میخواهیم تفاوت تاثیر گروه آزمون با گروه کنترل را بر متغیر وابسته بدست آوریم. حال Y، یعنی افت تحصیلی دانش آموز را میتوان تابعی از دسترسی به اینترنت در نظر گرفت، یعنی $Y = Y(D)$. در اینصورت، $Y(1)$ وضعیت افت تحصیلی دانش آموز را هنگام دسترسی به اینترنت و $Y(0)$ وضعیت افت تحصیلی او را هنگام عدم دسترسی به اینترنت نشان میدهند. بعنوان مثال، اگر دانش آموزی دسترسی به اینترنت داشته باشد متغیر D برای او ۱ است و اگر این دانش آموز مردود شده باشد متغیر برونداد نیز برای او ۱ است . پس برای این دانش آموز$Y(1) = 1$ است در حالیکه اگر او قبول میشد، $Y(1) = 0$ میشد. به همین ترتیب، $Y(0) = 1$ یعنی دانش

آموز دسترسی به اینترنت نداشته و مردود شده است و $Y(0) = 0$ یعنی دانش آموز دسترسی به اینترنت نداشته و قبول شده است. حال، برای هر دانش آموز، تاثیر علّی اینترنت بر افت تحصیلی او بصورت زیر تعریف میشود:

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

بعبارت دیگر، تاثیر علّی اینترنت بر افت تحصیلی دانش آموز برابر است با وضعیت افت تحصیلی او هنگامیکه دسترسی به اینترنت دارد منهای وضعیت افت تحصیلی او هنگامیکه دسترسی به اینترنت ندارد. مساله اساسی استنباط علّی آنست که مشاهده هر دو ارزشهای $Y(1)$ و $Y(0)$ بر روی همان واحد (دانش آموز) غیر ممکن است (Holland, 1986). برای هر دانش آموز فقط یکی از ارقام $Y(1)$ یا $Y(0)$ مشاهده شده است. مثلا اگر دانش آموز دسترسی به اینترنت نداشته باشد در اینصورت برای او $Y(0)$ مشاهده شده است و $Y(1)$ مشاهده نشده است. دانش آموزی نمیتواند در دوره مورد مطالعه هم دسترسی به اینترنت داشته باشد و هم نداشته باشد. در این صورت، حالت مشاهده نشده $Y(1)$ را *خلاف واقعیت مینامیم. در حالتیکه* دانش آموز دسترسی به اینترنت داشته باشد برای او $Y(1)$ مشاهده شده است و $Y(0)$ حالت خلاف واقعیت است. بنابراین، تاثیر علّی Δ (معادله ۱) برای هر دانش آموزی غیر قابل مشاهده و در نتیجه غیر قابل محاسبه است. به همین سبب، محاسبه متوسط تاثیرات در جمعیت مورد توجه واقع شده است. میانگین تاثیر علّی((Average Treatment Effect (ATE) در جمعیت (جامعه مورد مطالعه) برابر است با

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

که در آن $E(.)$ نشاندهنده مقدار مورد انتظار یا امید ریاضی (Expected value) است. طبق تعریف بالا، میانگین تاثیر علّی دسترسی به اینترنت بر افت تحصیلی دانش آموزان برابر است با میانگین افت تحصیلی دانش آموزان هنگامیکه همه آنها دسترسی به اینترنت دارند منهای میانگین افت تحصیلی دانش آموزان هنگامیکه همه آنها دسترسی به اینترنت ندارند. روشن است که میانگین تاثیر علّی نیز بدینصورت غیر قابل مشاهده و غیر قابل محاسبه است. در عمل، در جامعه مورد مطالعه برخی دانش آموزان دسترسی به اینترنت دارند و برخی از آنها دسترسی ندارند. تفاضل میانگین افت تحصیلی برای این دو زیر مجموعه جمعیت، تاثیر علّی ساده نامیده میشود.

اگر چه میانگین تاثیر علّی (ATE) غیر قابل محاسبه است، اما تحت شرایط خاصی میتوان آنرا برآورد نمود. اگر شرایط زیر برقرار باشد:

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

(3)

$$E[Y(0)] = E[Y(0)|D = 0]$$

یعنی اگر میانگین افت تحصیلی دانش آموزان هنگامیکه همه آنها دسترسی به اینترنت داشته باشند مساوی میانگین افت تحصیلی زیر مجموعه دانش آموزانی باشد که در جمعیت مورد مطالعه دسترسی به اینترنت دارند و نیز میانگین افت تحصیلی دانش آموزان هنگامیکه همه آنها دسترسی به اینترنت نداشته باشند مساوی میانگین افت تحصیلی زیر مجموعه دانش آموزانی باشد که در جمعیت مورد مطالعه دسترسی به اینترنت ندارند، در اینصورت میتوان از روابط (۳) استفاده نموده و میانگین تاثیر علّی (ATE) را بدست آورد. $E[Y(1)|D = 1]$ را میتوان بوسیله میانگین افت تحصیلی دانش آموزان دارای دسترسی به اینترنت و $E[Y(0)|D = 0]$ را بوسیله میانگین افت تحصیلی دانش آموزان بدون دسترسی به اینترنت در نمونه برآورد کرد. مساله مهم اینست که تحت چه شرایطی تساویهای (۳) برقرار است. یک شرط عام برای برقراری این تساویها برآورده شدن فرض استقلال شرطی (Conditional Independence Assumption) است. این فرض وقتی برقرار است که $Y(1)$ و $Y(0)$ مستقل از D باشند (در معنی استقلال آماری آن). بر طبق این فرض، نتایج ممکنه برای بروندادهای Y مستقل از انتخاب دانش آموزان به دو گروه دارای اینترنت و بدون اینترنت است. ممکن است فرض استقلال شرطی در زیرمجموعه هایی از جمعیت مورد مطالعه برقرار باشد. بعنوان مثال، فرض کنید X یک متغیر یا برداری از متغیرها است که دارای طبقات یا ارزشهای مختلف است. فرض استقلال شرطی ممکن است در داخل این طبقات یا ارزشهای این متغیر برقرار باشد. مثلا X ممکن است طبقه اجتماعی را نشان دهد و فرض استقلال شرطی در داخل طبقات برقرار باشد. یک نکته مهم در مورد متغیرهای X اینست که این متغیرها هم بر دسترسی دانش آموزان به اینترنت و هم بر افت تحصیلی آنان تاثیر میگذارند. بنابراین، عواملی که فقط بر دسترسی به اینترنت و یا فقط بر افت تحصیلی دانش آموزان تاثیر میگذارند لازم نیست در X گنجانده شوند.

در بسیاری از تحقیقات که از نظر سیاستگذاری اهمیت دارند، میخواهیم تاثیر علّی را فقط برای آنهایی که مورد آزمون قرار دارند (Average Treatment Effect (ATT) for the Treated) محاسبه کنیم، یعنی هنگامیکه برای آنها $D = 1$ است (Heckman, 1992). در مورد مثال ارایه شده، ممکن است ما علاقمند باشیم که تاثیر اینترنت را فقط در مورد دانش آموزان دارای دسترسی به اینترنت بدست آوریم. در این صورت، تاثیر اینترنت در مورد دانش آموزانی که دسترسی به اینترنت ندارند مورد مطالعه قرار نمیگیرد. این تاثیر بصورت 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 ساده تر میشود، یعنی کافی است که فقط $Y(0)$ مستقل از D باشد.

یکی از روشهای برآورد تاثیر علّی *همتاسازی* است. در این روش دو گروه آزمون (دانش آموزان دارای دسترسی به اینترنت) و کنترل (دانش آموزان بدون دسترسی به اینترنت) که مشخصات همانند (شبیه هم) دارند با یکدیگر مقایسه میشوند. چون واحدهای همتا شده (دانش آموزان) به غیر از دسترسی به اینترنت از جنبه های دیگر شبیه هم هستند، هر تفاوت در افت تحصیلی مابین دو گروه را میتوان به دسترسی به اینترنت نسبت داد.

اگر فرض استقلال شرطی در داخل زیرمجموعه هایی از جمعیت مورد مطالعه برقرار باشد، در اینصورت میتوان تاثیر علّی را در داخل این زیرمجموعه ها محاسبه نموده و از روی آنها تاثیر علّی را برای کل جمعیت بدست آورد. بعنوان مثال، فرض کنید X طبقه اجتماعی دانش آموزان را نشان دهد و اطلاعات موجود نشان میدهند که فرض استقلال شرطی در داخل طبقات برقرار است. در این حال، میتوان تاثیرات علّی را در داخل طبقات اجتماعی محاسبه و از روی آنها تاثیر کل را بدست آورد. در عمل ممکن است تعداد متغیرها در X زیاد باشد و در نتیجه کار مقایسه مشکل گردد. مثلا X ممکن است علاوه بر طبقه اجتماعی شامل سن، جنسیت، محل سکونت، نوع مدرسه، و غیره باشد. بعنوان یک راه حل، روزنبام و روبین (Rosenbaum and Rubin, 1983) پیشنهاد میکنند که همتا سازی بر مبنای نمرات گرایش (propensity scores)انجام گیرد که بصورت زیر تعریف میشود:

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

بعبارت دیگر، نمرات گرایش احتمال انتخاب شدن به گروه آزمون (در اینجا احتمال دسترسی داشتن به اینترنت) بشرط X را نشان میدهد. روزنبام و روبین (۱۹۸۳) ثابت میکنند که اگر فرض استقلال شرطی بشرط X برقرار باشد در اینصورت فرض استقلال شرطی بشرط نمرات گرایش $P(X)$ نیز برقرار است و بنابراین میتوان همتا سازی را بر مبنای $P(X)$ انجام داد.

روشهای همتا سازی مختلفی وجود دارند. مهمترین این روشها به اختصار در زیر شرح داده شده اند (نگاه کنید به Morgan & Harding, 2006).

همتا سازی دقیق (exact matching). در این نوع همتا سازی، برای برآورد تاثیر علّی برای موارد گروه آزمون (ATT)، برای هر مورد گروه آزمون مورد خلاف واقعیت بگونه ای از گروه کنترل انتخاب میشود که دارای همان خصوصیات X (متغیرهای طبقه بندی) باشند.

همتا سازی با نزدیکترین همسایه (nearest neighbor matching). برای برآورد تاثیر علّی برای موارد گروه آزمون (ATT)، ابتدا یک سنجه یک بعدی مانند نمرات گرایش با استفاده از متغیرهای X ساخته میشود. سپس برای هر مورد از گروه آزمون، موردی از گروه کنترل انتخاب میشود بگونه ای که نمرات گرایش آن نزدیکترین به نمرات گرایش گروه آزمون باشد. این روش را میتوان با جایگزینی یا بدون جایگزینی بکار برد. در روش با جایگزینی بعد از آنکه یک مورد از گروه کنترل انتخاب و با موردی از گروه آزمون همتا گردید دوباره به گروه کنترل برگشت داده میشود و ممکن است بار دیگر در همتا سازی بکار رود. در روش بدون جایگزینی، مورد گروه کنترل بعد از همتا سازی کنار گذاشته میشود و دیگر نمیتوان از آن برای همتا سازی سایر موارد گروه آزمون استفاده نمود. یکی از مشکلات این روش آنست که امکان دارد همتاهای خیلی ضعیف انتخاب شوند. نوعی از این روش که بنام همتا سازی کالیپر (caliper matching) شناخته میشود برای برطرف کردن این مشکل طراحی شده است. در این روش همتاها بگونه ای انتخاب میشوند که تفاوت نمرات گرایش آنها کمتر از حد معینی باشد. در نتیجه ممکن است برخی موارد گروه آزمون هیچ همتایی نیابند و تاثیر برآورد شده فقط برای زیرمجموعه ای از گروه آزمون که همتا شده اند کاربرد دارد.

همتا سازی فاصله ای (interval matching). در این روش که بنام طبقه بندی نیز شناخته میشود ابتدا یک سنجه تک بعدی مانند نمرات گرایش برآورد شده و سپس موارد

گروهای آزمون و کنترل را در چند طبقه یا فاصله مرتب میکنند و تاثیر علّی را در داخل این فاصله ها بدست میآورند. سپس میانگین تاثیر علّی بصورت میانگین وزنی تاثیرات علّی در این فاصله ها بدست میآید که در آن وزنها نسبت افراد را در فاصله ها نشان میدهند. اگر هر فاصله فقط یک مورد از گروه آزمون داشته باشد در اینصورت این روش به همتا سازی با نزدیکترین همسایه تقلیل مییابد. در فصل بعدی از این روش برای برآورد تاثیر علّی تحصیلات مادر بر مرگ و میر کودکان استفاده خواهد شد.

همتا سازی کرنل (kernel matching). در این روش از تمام موارد گروه کنترل برای ساختن خلاف واقعیت برای موارد گروه آزمون استفاده میشود. هر مورد از گروه کنترل بر طبق فاصله آن از گروه آزمون وزن داده میشود (برای فرمول وزنها نگاه کنید به هکمن و دیگران (Heckman et al., 1997, 1998). در واقع این روش بسط دو روش اخیر است.

برای برآورد تاثیر علّی نرم افزارهای مختلفی توسط محققین در این زمینه نوشته شده است که از آن جمله میتوان به نرم افزارهای ابادی و دیگران (Abadie et al., 2001)، بکر و ایچینو (Becker and Ichino, 2002)، و لوون و سیانسی (Leuven and Sianesi, 2003) اشاره نمود.

۳. محاسبه تاثیر علّی تحصیلات مادران بر مرگ و میر کودکان در ایران

در این بررسی سعی میکنیم تاثیر تحصیلات (سواد) مادران را بر مرگ و میر کودکان برآورد کنیم. مرگ و میر کودکان مادران با سواد وبی سواد با یکدیگر مقایسه و سعی میشود که بچه های این دو گروه از جهت های دیگر شبیه یکدیگر باشند. در نتیجه، هر تفاوتی در میزانهای مرگ و میر کودکان آنها را میتوان به تاثیر تحصیلات مادران نسبت داد. داده های بکار رفته از *بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران* ((DHS) Iran Demographic and Health Survey) است که در سال ۱۳۷۹ توسط وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی و با همکاری مرکز آمار ایران جمع آوری شده است. جمعیت مورد مطالعه شامل تمام افراد خانوارهای ساکن در ایران است. از هر خانوار اطلاعات کودکان زنده متولد شده از زنان در گروه سنی ۴۹-۱۰ سال جمع آوری شده است. در این مطالعه، برای افزایش

دقت داده ها، از اطلاعات کودکانی که در طی ده سال قبل از انجام پیمایش متولد شده اند استفاده شده است.کل این کودکان ۱۰۰۲۰۰ نفر است. از آنجاییکه نمونه مورد استفاده نمونه ای با احتمال مساوی (equal probability sample) نیست، در تحلیل، داده ها وزن داده شده اند (برای اطلاعات بیشتر در مورد نمونه به وزارت بهداشت، درمان، و آموزش پزشکی (۱۳۷۹) مراجعه کنید). جدول ۱ توزیع فراوانی کودکان متولد شده در طی ده سال را بر حسب برخی خصوصیات مادران، کودکان و خانوار آنها نشان میدهد.

برای برآورد میانگین تاثیر علّی (ATE) و میانگین تاثیر علّی برای بچه هایی که دارای مادران با سواد هستند (ATT) از روش همتا سازی فاصله ای بر مبنای نمرات گرایش استفاده میشود. این روش برای تحلیل نمونه های با حجم زیاد مناسب است. در این روش ابتدا نمرات گرایش را برای تمام کودکان محاسبه میکنیم. در این برآورد سعی میشود از متغیرهایی استفاده شود که فرض استقلال شرطی برقرار گردد. سپس نقاط مشترک نمرات گرایش برای کودکان دارای مادران بی سواد و با سواد به چند فاصله (طبقه) تقسیم میشوند. تاثیر تحصیلات مادر در این فواصل محاسبه و تاثیر کل از جمع وزنی این برآوردهای فاصله ای بدست میآید (برای مشاهده جزییات محاسبات و فرمولهای بکار رفته رجوع کنید به کالیندو (Caliendo, 2006)).

جدول۱. توزیع (درصد) بچه های متولد شده طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۶۹ بر حسب برخی خصوصیات مادران، کودکان و خانوار آنها.

متغیر	فراوانی (در صد)
محل سکونت: مناطق شهری	٥٤/٤
محل سکونت: مناطق روستایی	٤٥/٦
مادران بدون تحصیلات	٣٤/٧
مادران با تحصیلات	٦٤/٦
سن مادر هنگام تولد کودک (میانگین)	٢٦/١
مهاجرت مادر	١٢/٥
جنسیت کودک (دختر)	٤٨/٧

دسترسی خانوار به یخچال	۸۸/۵
دسترسی خانوار به تلفن	۳۷/۸
دسترسی خانوار به تلویزیون	۸٦/۵
دسترسی خانوار به موتورسیکلت	۱۷/۱
دسترسی خانوار به دوچرخه	۲٤/۹
دسترسی خانوار به توالت بهداشتی	۲۸/۳
کودکان فوت شده	۳/۷

توضیحات: داده ها وزن داده شده اند. برای متغیرهایی که جمع درصدها ۱۰۰ نمیشود بقیه درصدها ارزشهای گمشده هستند. عدد برای سن مادر هنگام تولد کودک میانگین است. منبع: داده های بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران.

برای برآورد نمرات گرایش احتیاج به استفاده از متغیرهایی است که فرض استقلال شرطی را برآورده نماید. نظریه های مربوط به موضوع مطالعه، تحقیقات انجام گرفته، و اطلاعات در مورد شرایط نهادی موجود میتوانند ما را در انتخاب این متغیرها (متغیرهای X)، یاری کنند (Smith et al., 2005 ؛Sianesi, 2004). این متغیرها باید هم بر مرگ و میر کودکان و هم بر تحصیلات مادران تاثیر گذارند. برقراری فرض استقلال شرطی را باید بوسیله اطلاعات و شرایط نهادی موجود که باعث انتخاب افراد به گروه آزمون میشود توجیه نمود (Blundell, et al., 2005). در ایران عواملی که بر تحصیلات زنان و انتخاب آنها به دو گروه با سواد و بی سواد تاثیر میگذارند شامل محل سکونت والدین زنان، موقعیت اجتماعی و اقتصادی والدین، و دوره یا زمانی که آنها متولد و بزرگ شده اند میشود. محل سکونت والدین مهم است زیرا دسترسی به خدمات و نهادهای آموزشی بستگی به آن دارد. در نواحی روستایی و نواحی کمتر توسعه یافته دسترسی به نهادهای آموزشی کمتر است. موقعیت اقتصادی و اجتماعی والدین بر تصمیم آنها برای فرستادن دخترانشان به مدرسه تاثیر میگذارند. سطح تحصیلات زنان نیز در سالهای اخیرافزایش یافته است. در داخل طبقات این گروه ها (مثلا برای کودکانی که مادرانشان در سال بخصوصی متولد شده، و والدین این مادران دارای موقعیت اقتصادی و اجتماعی

خاصی بوده و در نواحی روستایی زندگی میکنند) برقراری فرض استقلال شرطی قابل قبول است. دوره یا زمان تولد مادران را میتوان با سن آنها نشان داد. اما داده های *بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران* هیچ اطلاعاتی در مورد محل سکونت و موقعیت اقتصادی و اجتماعی والدین مادران فراهم نمی کند. این موضوع یکی از مشکلات برآورد علّی را نشان میدهد: برای برآورد علّی نیاز به اطلاعاتی است که ممکن است در داده ها موجود نباشند و در نتیجه امکان تحلیل علّی نیز وجود نداشته باشد. در اینجا برای ادامه کار متغیرهای جانشینی بکار میبریم: بجای محل سکونت وموقعیت اجتماعی و اقتصادی والدین مادران از محل سکونت وموقعیت اجتماعی و اقتصادی خود مادران استفاده میکنیم. این جایگزینی را میتوان بدینوسیله توجیه نمود که بیشتر زنان در ایران کم و بیش در همان نواحی که والدین آنها سکونت دارند زندگی میکنند (همانگونه که خواهیم دید اطلاعات سرشماری نیز تا حدودی این نظر را تایید میکند). بنابراین، باید همبستگی زیادی بین محل سکونت والدین و محل سکونت دختران وجود داشته باشد. بیشتر ازدواجها در ایران، مانند خیلی کشورهای دیگر، درون طبقاتی 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 بکار میروند شامل محل سکونت، موقعیت اقتصادی و اجتماعی، و سن مادر (برای نشان دادن دوره یا تاریخ تولد آنها) است. این متغیرها با مرگ و میر کودکان نیز همبستگی دارند.

تحقیقات (Heckman et al, 2997; Dehejia & Wahba, 1999) نشان میدهند که کنارگذاشتن متغیرهای مهم در تحلیل علّی باعث افزایش اریب (bias)برآوردها میشود. روبین و دیگران (Rubin et al., 1996) نیز معتقد هستند که باید از کوچک کردن مدلها اجتناب نمود و فقط هنگامیکه متغیری با متغیر برونداد ارتباطی نداشته یا متغیر درستی نباشد آنرا از تحلیل کنار گذاشت. در غیر اینصورت باید از آنها در برآورد نمرات گرایش استفاده کرد. در این مطالعه از تمام متغیرهایی که هم با مرگ و میر کودکان و هم با تحصیلات مادر ارتباط دارند در برآورد نمرات گرایش استفاده خواهد شد. البته از آنجاییکه از متغیرهای جانشینی استفاده میشود، برآوردهایمان بدون اریب نخواهد بود. برای نشان دادن موقعیت اقتصادی و اجتماعی مادر از متغیرهای زیر که در داده ها وجود دارد استفاده میشود: فعالیت مادر، نوع فعالیت اقتصادی در واحد مسکونی، تعداد اطاقها در خانوار، و دسترسی خانوار به اتومبیل، یخچال، رادیو، تلویزیون، تلفن، دو چرخه، موتور سیکلت، آب

لوله کشی، حمام، توالت بهداشتی، و سیستم گرمایشی. برای محاسبه نمرات گرایش از رگرسیون لاجستیک استفاده میگردد.

تعریف متغیرهای بکار رفته بصورت زیر است. مرگ و میر کودکان بصورت یک متغیر دو حالتی تعریف شده است که مساوی یک است اگر کودک در طی سال اول زندگی فوت شده باشد، در غیر اینصورت صفر است. متغیر تحصیلات مادر بصورت یک متغیر دو حالتی (بی سواد و با سواد) تعریف شده است. فعالیت اقتصادی در واحد مسکونی یک متغیر طبقه ای است که دارای طبقات دامداری، صنایع دستی، و سایر است. تعداد اطاقها در خانوار بوسیله تعداد اطاقهای موجود در خانوار نشان داده میشود. بقیه متغیرهای موقعیت اقتصادی و اجتماعی مادر توسط متغیرهای دو حالتی تعریف شده اند. برای نشان دادن محل سکونت مادر از دو متغیر استان محل سکونت و محل سکونت در شهر یا روستا استفاده شده است. استان محل سکونت یک متغیر طبقه ای است که ۲۸ استان کشور را در سال ۱۳۷۹ نشان میدهد. محل سکونت در شهر یا روستا نیز یک متغیر طبقه ای است که شامل نواحی شهری و نواحی روستایی (شامل سه نوع ناحیه روستایی مختلف) میشود. سن مادر (در هنگام پیمایش) بر حسب سال اندازه گیری شده است.

یکی از مسایلی که در روش همتا سازی فاصله ای پیش میآید تعیین تعداد فاصله ها یا بلوکهاست. کوچران (Cochran, 1968) نشان میدهد که در اغلب موارد بکاربردن پنج زیر مجموعه (طبقه) برای برطرف نمودن ۹۵ درصد از اریب یک متغیر کافی است. از آنجاییکه، با فرض برقراری استقلال شرطی، تمام اریبی که ممکن است بوجود آید مربوط به نمرات گرایش است کاربرد پنج فاصله اکثر اریب مربوط به تمام متغیرها را برطرف میکند. البته کاربرد فاصله های بیشتر مشکلی ندارد (Imbens, 2004).

۱.۳ یافته های تحقیق

آمار سرشماری ۱۳۸۵ اطلاعاتی در مورد زنانی که در محل سکونت خود متولد شده و زندگی میکنند ارائه میکند (Statistical Centre of Iran, 2008). نگاهی به این آمار میتواند نشان میدهد که تا چه حد محل تولد مادران میتواند جانشین مناسبی برای متغیر محل تولد والدین آنها باشد. جدول ۲ نسبت زنانی را که در محل سکونت خود متولد شده و زندگی میکنند نشان میدهد. برای این زنان محل سکونت خود و والدینشان یکسان است. نسبت این زنان از حدود ۷۹ درصد برای گروه سنی ۱۹-۱۰ سال به بیش از ٥٤ در صد در گروه سنی ۳۹-۳۰ سال کاهش مییابد. جدول ۲ هم چنین نشان میدهد که بیش از ۹۳

درصد زنان گروه سنی ۳۹-۳۰ ازدواج کرده اند. بنابراین، نسبت زنان متاهل ۳۹-۳۰ ساله که در محل سکونت خود متولد شده و زندگی میکنند احتمالا 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 متاهل ممکن است همراه با والدین خود محل سکونت خویش را تغییر داده باشند. بنابراین، میتوان با اطمینان گفت که نسبت زنان متاهلی که در همان محل سکونت والدین خود زندگی میکنند بیش از ٥٤ در صد است.

جدول ۲. تعداد و درصد زنانی که در محل سکونتشان متولد شده اند و زنان متاهل در ایران در سال ۱۳۸۵ به تفکیک گروهای سنی

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

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

آزمونهای انجام گرفته با داده ها نشان داد که تاثیر علّی برآورد شده با افزایش تعداد فواصل بکار رفته کاهش مییابد. بنابراین، تصمیم گرفته شد که حداکثر تعداد فواصل بکار رود. البته با افزایش تعداد فواصل تعداد موارد در آنها کاهش مییابد. برای اینکه مشکلی در برآورد پیش نیاید، تعداد فواصل و محدوده آنها بگونه ای انتخاب شدند که تعداد موارد کافی در آنها وجود داشته باشد. در نتیجه، تعداد ده فاصله انتخاب شدند که محدوده آنها در جدول ۳ نشان داده شده است. برخی صاحبنظران (Dehejia & Wahba, 1999) پیشنهاد کرده اند که بهتر است فواصل بگونه ای انتخاب شوند که تفاوت در میانگین نمرات گرایش گروههای آزمون و کنترل در آنها از لحاظ آماری معنی دار نباشند (که نشاندهنده آنست که این دو گروه در فاصله مربوطه شبیه هم بوده و همتا شده اند). این آزمون نیز در مورد تمام فواصل انجام گرفت و برای تمام آنها این شرط برآورده شده است.

توزیع نمرات گرایش برای دو گروه کودکان دارای مادران با سواد و بی سواد و برآورد تاثیر 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 فاصله ها دو گروه کودکان دارای مادران با سواد و بی سواد با یکدیگر همتا شده اند. به غیر از فاصله های اول و آخر، توزیع موارد مابین دو گروه کودکان قابل قبول بنظر میرسد. اما برای گروه اول فراوانی کودکان دارای مادران با سواد و بی سواد به ترتیب ۲/۸ و ۳۲/٤ در صد است. برای آخرین فاصله این ارقام به ترتیب ٥٦ و ۸/۲ در صد است. بنابراین، در اولین و آخرین فاصله ها تعداد موارد نزدیک به یکدیگر نیستند. اگر بر فرض نمرات گرایش نشاندهنده موقعیت اقتصادی و اجتماعی خانوار باشد، نتایج بدست آمده بمانند آنست که در پایین ترین طبقه اقتصادی و اجتماعی تعداد کودکان دارای مادران بی سواد زیاد و تعداد کودکان دارای مادران با سواد کم است و در بالاترین طبقه نتیجه برعکس میباشد. بنابراین، در این دو گروه تعداد زیادی موارد وجود دارد که همتایی نمیتوان برای آنها در گروه مقابل پیدا نمود. این مساله از آنجایی بیشتر اهمیت پیدا میکند که حدود ۵۲ در صد داده ها در این دو فاصله قرار دارند. این موضوع یکی از محدودیت های استنباط علّی در مطالعات مشاهده ای را نشان میدهد: مشاهدات موجود ممکن است بگونه ای باشند که امکان همتاسازی تمام موارد در گروههای آزمون و کنترل وجود نداشته باشد و در نتیجه تحلیل علّی با مشکل

مواجه شود. چنین مساله ای در مطالعات آزمایشگاهی پیش نمیآید. این محدودیت باید در تفسیر نتایج در نظر گرفته شود.

جدول ۳. محدوده فاصله های نمرات گرایش، متوسط میزانهای مرگ و میر کودکان، و تاثیر علّی برآورد شده در هر فاصله برای کودکان دارای مادران باسواد و بیسواد، کودکان متولد شده طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۷۰.

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

	[۰/۷۵					
۸	(۰/۸۵- ۰/۸۰]	۰/۰۳۱۸	۰/۰٤٤۷	٥۱۷٦	۲۲۹۲	-۱۲/۹
۹	(۰/۹۰- ۰/۸٥]	۰/۰۲۷٥	۰/۰٥۰٦	۸۰۳۱	۲٤٥۷	-۲۳/۱
۱۰	[۱/۰۰- ۰/۹۰]	۰/۰۲۰۷	۰/۰٤۱۹	۳٥۷۹٥	۲۸۰۷	-۲۱/۲

توضیحات: داده ها وزن داده شده اند. منبع داده ها: بررسی جمعیتی و بهداشتی ایران، ۱۳۷۹.

تفاوتهای زیادی در تاثیر تحصیلات مادران بر مرگ و میر کودکان مابین فواصل وجود دارد که از حداقل ۸/۲- تا حداکثر ۳۰/۳- مرگ در هزار تولد زنده را شامل میشود. میانگین تاثیر علّی برای کل کودکان (ATE) و برای کودکان دارای مادران با سواد (ATT) به ترتیب ۰/۰۱۸۹- و ۰/۰۱۹۹- برآورد میشود. به عبارت دیگر، تحصیلات مادر مرگ و میر کودکان را به اندازه حدود ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده برای تمام کودکان و به اندازه حدود ۲۰ مرگ در هزار تولد زنده برای برای کودکان دارای مادران با سواد کاهش میدهد. در نمونه، میزانهای مرگ و میر کودکان دارای مادران با سواد و بی سواد به ترتیب برابر ۰/۰۲٦ و ۰/۰٥٦ است. تفاوت این دو که بنام تاثیر علّی ساده شناخته میشود برابر ۰/۰۳۰- است. بعبارت دیگر، تاثیر علّی ساده نشان میدهد که تحصیلات مادر باعث کاهش مرگ و میر کودکان به اندازه ۳۰ مرگ در هزار تولد زنده میشود. بنابراین، در مقایسه با تاثیر علّی ساده، همتا سازی فاصله ای با استفاده از نمرات گرایش تاثیر علّی را به اندازه ۳۷ در صد کاهش میدهد. میتوان انتظار داشت که با کاربرد متغیرهای واقعی بجای متغیرهای جانشینی بکاررفته در برآورد نمرات گرایش، تاثیر علّی برآورد شده از رقم ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده نیز کمتر شود. موضوع دیگر محاسبه واریانس این ضرایب و تعیین فاصله اطمینان برای آنها است. اما بواسطه پیچیدگی محاسبات از آن اجتناب میشود (محاسبه واریانس تاثیر

علّی پیچیده است زیرا در محاسبه آن نمرات گرایش نیز وارد میشود). البته دسترسی به نرم افزارهای تخصصی امکان چنین برآوردهایی را فراهم میکند.

همانگونه که اشاره شد فاصله های اول و آخر (دهم) موارد خوبی برای همتا سازی نیستند. بنابراین، در این مرحله این دو فاصله را حذف و تاثیر علّی را برای بقیه فاصله ها محاسبه میکنیم. در این حالت، میانگین تاثیر علّی برای کل کودکان (ATE) و برای کودکان دارای مادران با سواد (ATT) به ترتیب برابر ۰/۰۱۸۳- و ۰/۰۱۸٦- برآورد میشود. به عبارت دیگر، تحصیلات مادر مرگ و میر کودکان را به اندازه حدود ۱۸ مرگ در هزار تولد زنده برای تمام کودکان و به اندازه حدود ۱۹ مرگ در هزار تولد زنده برای کودکان دارای مادران با سواد کاهش میدهد. بنابراین، حذف این دو فاصله تفاوت چندانی در برآوردهای تاثیر علّی ایجاد نمیکند. میتوان گفت که اینها برآوردهای بهتری هستند اما فقط به کودکانی که نمرات گرایش آنها در فاصله های دوم الی نهم قرار دارند مربوط میشوند. برای اینکه تفاوت این گروه از کودکان را با گروه های حذف شده دریابیم ابتدا یک شاخص ثروت با استفاده از جمع یازده متغیر دو حالتی دسترسی به اتومبیل، تلویزیون، رادیو، یخچال، تلفن، موتور سیکلت، دوچرخه، حمام، توالت بهداشتی، آب لوله کشی، و سیستم گرمایش مرکزی می سازیم. بنابراین، نمره شاخص ثروت برای هر کودک نشاندهنده دسترسی خانوار او به آن تعداد از این کالاها است. سپس، میانگین شاخص ثروت را برای فاصله های اول، دوم الی نهم، و دهم حساب نمودیم که به ترتیب برابر ۲/۲، ٤/۸، و ٦/۹ بدست آمدند. بعبارت دیگر، بطور متوسط خانوارهای کودکان در فاصله اول دسترسی به ۲/۲ کالا، در فاصله های دوم الی نهم دسترسی به ٤/۸ کالا، و در فاصله دهم دسترسی به ٦/۹ کالا دارند. بنابراین، نمرات گرایش موقعیت اقتصادی و اجتماعی خانوارها را نیز نشان میدهند. کودکان در فاصله اول متعلق به طبقات پایین (فقیر) و در فاصله دهم متعلق به طبقات بالا (ثروتمند) هستند. به همین دلیل نیز کودکان دارای مادران بی سواد در فاصله اول (طبقه فقیر) و کودکان دارای مادران با سواد در فاصله دهم (طبقه ثروتمند) جمع شده اند و روشن است که نمیتوان انتظار داشت در طبقه فقیر تعداد زیادی زنان باسواد و در طبقه ثروتمند تعداد زیادی زنان بی سواد پیدا نمود. بنابراین، همتا سازی برای این دو طبقه مشکل و بهتر است تاثیر علّی را برای طبقات میانی محاسبه نمود.

٤. خلاصه و نتیجه گیری

ادبیات و چارچوب نظری تحلیل علّی بر مبنای رهیافت خلاف واقعیت زمینه مناسبی را جهت برآورد تاثیر علّی در مطالعات مشاهده ای فراهم میسازد. با این وجود، برآورد تاثیر علّی کار ساده ای نیست. امکان دارد که برخی متغیرهای مهم و تاثیر گذار که برای برآورد تاثیر علّی لازم هستند در داده های بکار رفته موجود نباشند و این مساله میتواند کار برآورد را مشکل و یا غیر ممکن سازد. البته میتوان با تهیه پرسشنامه مناسب و نمونه گیری، چنین متغیرهای مهمی را اندازه گیری نمود. اما حتی پس از رفع این مشکل نیز کار برآورد ممکن است به مانع بر خورد. در روش همتا سازی باید برای گروههای آزمون و کنترل موارد مشابه ای وجود داشته باشند تا بتوان آنها را با یکدیگر همتا نمود. اما ممکن است موارد مشابه در گروههای آزمون و کنترل وجود نداشته باشند. در روش همتا سازی فاصله ای ممکن است در داخل طبقاتی تعداد موارد برای یکی از گروه ها (مثلا گروه آزمون) زیاد و برای گروه دیگر (گروه کنترل) کم باشد. در این حالت، مواردی از گروه آزمون وجود دارند که هیچ مورد مشابهی در گروه کنترل ندارند و در نتیجه امکان همتا سازی و برآورد تاثیر علّی برای این موارد وجود ندارد. در چنین مواردی، کاری که میتوان انجام داد اینست که این طبقات کنار گذاشته شوند و تاثیر علّی با دیگر طبقات که امکان همتا سازی در آنها وجود دارد برآورد شود. در اینصورت، نتایج بدست آمده نیز فقط در مورد طبقات بکار رفته کاربرد دارد. این موضوع یکی از مشکلات مهم برآورد تاثیر علّی را در مطالعات مشاهداتی نشان میدهد. اگر چه روشها و فنون تحلیل علّی پیشرفت قابل ملاحظه ای نموده است، اما چنین مسایلی را که مربوط به داده ها میشوند نمیتوان با کاربرد این فنون حل نمود. در چنین شرایطی، یک راه حل، جمع آوری داده های مناسب است، البته در صورتیکه امکان آن وجود داشته باشد.

یادداشت: نسخه اولیه بخش سوم این مقاله در کنفرانس بین المللی جمعیت (IUSSP International Population Conference) در سال ۲۰۰۹ در مراکش ارایه گردید.

منابع

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

Abadie, A., Druckker, D., Herr, J.L., and Imbens, G.W. (2001). "Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata", *The Stata Journal* 1, 1-18.

Becker, S.O., and Ichino, A. (2002). "Estimation of average treatment effects based on propensity scores", *The Stata Journal*, 2, 358-77.

Blundell, R., Dearden, L., & Sianesi, B. (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*, 168, 473-512.

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*, 24, 295-314.

Dehejia, R.H., & Wahba, S. (1999). "Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs", *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1053-1062.

Heckman, J.J. (1992). "Randomization and social policy evaluation", in Manski, C.F. and Garfinkel, I. (eds), *Evaluating Welfare and Training Programs*, Cambridge, MA: Harvard University Press, pp. 201-30.

Heckman, J.J., Ichimora, H., & Todd, P. (1997). "Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from a job training programme", *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.

Heckman, J.J., Ichimora, H., & Todd, P. (1998). "Matching as an econometric evaluation estimator", *Review of Economic Studies*, 65,261-94.

Holland, P.W. (1986). "Statistics and causal inference (with discussion)", *Journal of American Statistical Association*, 81, 945-70.

Imbens, G. (2004). "Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review", *Review of Economics and Statistics*, 86, 4-29.

Leuven, E. and Sianesi, B. (2003). "Psmatch2: 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 Singer, B. (1998). "Causality in the social sciences" *Sociological Methodology*, 18, 347-409.

Morgan, S. and Harding, D.J. (2006). "Matching estimators of causal effects: Prospects and pitfalls in theory and practice", *Sociological Methods and Research*, 35, 3-60.

Rosenbaum, P.R., & Rubin, D.B. (1983). "The central role of propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 76, 41-55.

Rubin, D.B. (1980). "Comment on "Randomization analysis of experimental data: The Fisher randomization test," by D. Basu", *Journal of the American Statistical Association*, 75, 591-593.

Rubin, D.B., & Thomas, N. (1996). "Matching using estimated propensity scores: Relating theory to practice", *Biometrics*, 52, 249-264.

Sianesi, B. (2004). "An evaluation of the Swedish system of active labour market programmes in the 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 86, 133-155.

Smith, J., & Todd, P. (2005). "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?", *Journal of Econometrics*, 125, 305-353.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی