فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۵۰-۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (33-50)

بررسی مشوق‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای با رویکرد DID، مطالعه موردی: معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم

یگانه موسوی جهرمی[۱]، محمد رضا رضوی[۲]، فرهاد خداداد کاشی[۳]، *سید حسین ایزدی[۴]

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

۲. استادیار واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی و رئیس موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران

۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۸)

Study of Regional Development Targeted Incentives Using DID Approach, Case Study: Tax Exemptions Article 132 of Direct Tax Act

***Yeganeh Mousavi Jahromi[1], Mohammad Reza Razavi[2], Farhad Khodadad Kashi[3], Seied Hossien Eizadi[4]**

1. Professor of Economics, Payame Noor University.
2. Head of Iran's Institute For Trade Studies and Research & Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
3. Professor of Economics, Payame Noor University.
4. Ph.D. Student & Faculty Member of Economics, Payame Noor University.

(**Received:** 30/Dec/2016 **Accepted:** 27/Feb/2017)

چکیده:

نظام مالیاتی ایران شامل تعداد زیادی از اشکال مشوق‌های مالیاتی، از جمله مشوق مالیاتی هدفمند منطقه‌ای، است. براساس ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم که این نوع مشوق را در بر دارد، درآمد ابرازی مشمول مالیات ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی معاف هستند. هدف این مطالعه برآورد تأثیر معافیت‌های مالیاتی این ماده قانونی بر اشتغال شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ بوده است. در مقاله حاضر از یک روش دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول با استفاده از روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) و روش ژنتیک، برای هر شهرستان مشمول معافیت مالیاتی (شهرستان درمان) یک گروه کنترل مناسب انتخاب، و در مرحله دوم با استفاده از روش DID، تأثیر مشوق‌های مالیاتی ماده قانونی ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور برآورد شده است. نتایج بیانگر آن است که معافیت‌های مالیاتی ماده قانونی مذکور تأثیری بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور نداشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: معافیت مالیاتی، مناطق کمتر توسعه یافته، روش گروه کنترل ترکیبی (SCM)، روش DID، الگوریتم ژنتیک.

طبقه‌بندی JEL: H20، C21، R11.

Abstract:

Iran's tax system includes many forms of tax incentives, like as regionally targeted tax incentives. According to direct tax act, article 132, that includes this kind of incentive, declared taxable income of manufacturing and mining activities in less developed regions are totally (100%) exempt from corporate income tax for ten years. The aim of this study is to estimate the impact of tax exemptions of article 132 on employment of Iran's less developed counties for the period from 1996 to 2008. In the present paper, a two- stage method is used. In the first stage, a proper control group is selected for each treated county by using Synthetic Control Method (SCM) and Genetic algorithm, and the impact of tax incentives article 132 on employment in Iran's less developed regions is estimated via Difference in Difference (DID) Method, in the second stage. Results indicate that tax exemptions in mentioned Article have no impact on employment of Iran's less developed counties.

Keywords: Tax Exemptions, Less Developed Regions, Synthetic Control Model (SCM), Difference in Difference Method (DID), Genetic Algorithm.
JEL: H20, C21, R11.

*** نویسنده مسئول:** سید حسین ایزدی
E-mail: izadi_hosein@hotmail.com

*Corresponding Author: Seied Hossien Eizadi

۱- مقدمه

در طی چند دهه اخیر استفاده از مشوق‌هایی که به مناطق خاص اعطا می‌شود (مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای)، شیوع گسترده‌ای پیدا کرده است به طوری‌که دولت‌ها از این مشوق‌ها، به عنوان ابزاری برای توسعه مناطق محروم و کمتر توسعه یافته استفاده می‌کنند. به طور کلی مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، برنامه‌هایی هستند که در آن دولت‌ها مشوق‌هایی را برای کسب و کارها برای واقع شدن یا توسعه در مناطق هدف تدارک می‌بینند. این مشوق‌ها به اشکال مختلفی مانند: تخفیف‌های مالیات بر دارایی و درآمد، مقررات آسان‌تر، اصلاح زیرساخت‌ها و اعتبارات مالیاتی برای ایجاد شغل، اعطا می‌شوند. از میان مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، مشوق‌های مالیاتی هدفمند (در اغلب کشورها این مشوق‌ها به برنامه‌های EZ معروف هستند[۱]) به دلیل سادگی اعمال و اجرا، مقبولیت زیادی در بین دولتمردان دارد. معمولاً دولت‌ها با هدف تحریک سرمایه‌گذاری و توانمندی افراد در مناطق محروم و همچنین توسعه صادرات در پایانه‌های مرزی، مشوق‌های مالیاتی را در این مناطق اعطا می‌کنند، اما به طور قطع یکی از اهداف این مشوق‌های مالیاتی هدفمند، افزایش اشتغال برای ساکنان منطقه هدف (خصوصاً افرادی که دارای مهارت کافی نیستند و توانایی جابه‌جا شدن برای پیدا کردن شغل را ندارند) می‌باشد. بر اساس ادبیات عدم تطابق مکانی، کارگران، خصوصاً آنهایی که دارای مهارت پایین هستند، تحرک کافی برای پیدا کردن شغل ندارند و از طرف دیگر اغلب کسب و کارها در فاصله دور از این کارگران واقع می‌شوند. مشوق‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای تلاش می‌کنند تا با استقرار شرکتها در همسایگی کارگران بیکار، این مسئله عدم تطابق را مرتفع سازند (الوری[۲]، ۲۰۰۷: ۴۵).

بر اساس تئوری اقتصادی، مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، از چندین طریق می‌توانند منجر به افزایش اشتغال ساکنین شوند؛ در مناطقی که یارانه‌هایی برای استخدام ساکنین بومی اعطا می‌شود، شرکت‌ها علاقه بیشتری به استخدام افراد بومی در مقایسه با غیر بومی‌ها دارند چرا که هزینه جبران این کارگران پایین‌تر می‌باشد. به علاوه این یارانه‌ها منجر به افزایش دستمزد ساکنان محلی می‌شود و این افزایش ممکن است به حدی باشد تا دستمزد تعادلی بالاتر از دستمزد پیشنهادی کارگران غیر فعال قرار گیرد و در نتیجه آنها را وادار به کار کردن کند و موجبات اشتغال آنها را فراهم سازد. و در نهایت، حتی اگر مشوق‌های هدفمند، مشوق خاصی برای استخدام ساکنان محلی نداشته باشند هنوز هم، به دلیل سیاست‌هایی که منجر به ایجاد شغل‌های اضافی در منطقه می‌شود، انتظار افزایش اشتغال ساکنان محلی وجود دارد (بارتیک[۳]، ۱۹۹۱: ۲۱۵).

در مقابل دلایل نظری وجود دارد که حتی اگر مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، منجر به افزایش تعداد شغل در منطقه شود، باز هم ممکن است اشتغال ساکنان محلی افزایش پیدا نکند. به عنوان مثال چنانچه، یارانه‌های ارائه شده به منطقه هدف منجر به جذب شرکت‌هایی شود که نیاز به کارگران ماهر داشته باشند که نتوان آنها را از بازار محلی تأمین کرد، بنابراین اشتغال ساکنان محلی تغییر نخواهد کرد. یا مورد دیگر زمانی است که مقدار مشوق اعطا شده از آنچه شرکت برای استقرار نیاز دارد متفاوت باشد: یک شرکت کاربر ممکن است مقدار اندکی مشوق بر پایه دارایی یا سرمایه دریافت کند و در مقابل یک شرکت سرمایه بر، مقدار کمتری مشوق بر پایه دستمزد دریافت می‌کند، و بنابراین چنین مشوق‌هایی تأثیری بر اشتغال نخواهند داشت. همچنین این مشوق‌ها، چنانچه به طور ضعیف هدف گذاری شده باشند یا به اندازه کافی برای تحریک شرکت‌ها برای افزایش اشتغال، بزرگ نباشند، تأثیری بر اشتغال نخواهند داشت.

مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، حتی می‌توانند منجر به کاهش اشتغال ساکنان محلی شود؛ اگر مشوق‌ها منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات شوند، که جانشین نزدیکی برای نیروی کار هستند، در نتیجه تقاضا برای نیروی کار کاهش می‌یابد. بنابراین در مجموع با توجه به

---

۱. کشورهای مختلف (به طور مثال ایالات متحده آمریکا، انگلستان و فرانسه) در چند دهه گذشته امتیازات مالیاتی خود را در قالب بسته‌هایی، معروف به برنامه‌های EZ(Enterprise Zone)، ارائه کرده‌اند. در واقع برنامه *EZ* شامل مشوق‌های مالی می‌شوند که دولت برای توسعه اقتصادی مناطق هدف اعطا می‌کند. به عنوان مثال در امریکا از ابتدای دهه ۱۹۸۰ در اکثر ایالات برنامه تجدید حیات اقتصادی مورد اجرا گذاشته شد. در واقع مقصود این برنامه‌ها رشد مناطق هدف، به کمک برقراری انواع امتیازات مالیاتی بوده است.

2. Elvery (2007)

3. Bartik (1991)

چگونگی واکنش شرکت‌ها، مشوق‌های مالیاتی هدفمند، می‌توانند منجر به افزایش، کاهش یا عدم تأثیر بر اشتغال شوند (پاپکه[1]، ۱۹۹۴: ۳۹).

مسئله مهمی که وجود دارد این است که هزینه بسیاری از مشوق‌های اعطا شده بیشتر از منافع آنها می‌باشد. یک دلیل برای اسراف در اعطای مشوق‌ها مسئله عدم آگاهی می‌باشد. سیاست‌گذاران تصور می‌کنند که همه رشدها خوب هستند و همه مشوق‌های اعطا شده، حساس و مهم هستند. آنها فکر می‌کنند که منافع را می‌توان با نگاه کردن به درآمد و پایه مالیاتی مرتبط با فعالیت‌های تجاری جدید اندازه‌گیری کرد و اغلب فراموش می‌کنند که تنها بخشی از مشاغل جدید به ساکنان و بیکاران محلی می‌رسد. علاوه بر این برای اجرای این برنامه‌ها به مخارج عمومی جدیدی نیاز است. اما دلایل چندی برای عدم آگاهی وجود دارد؛ تصمیمات توسعه اقتصادی محلی تحت سلطه منافع کسب و کارهای محلی از جمله اتاق‌های بازرگانی، روزنامه‌ها، بانک‌ها و توسعه دهندگان املاک و مستغلات قرار دارد. از دیدگاه این گروه‌ها منافع برنامه توسعه اقتصادی در افزایش در ارزش دارایی‌های آنها می‌باشد و این افزایش در ارزش دارایی‌ها به طور نزدیکی به درآمدها و پایه مالیاتی طرح‌های جدید بستگی دارد. به علاوه هزینه مشوق‌ها از جمله مشوق‌هایی که جذب نمی‌شوند عمدتاً به عهده بخش عمومی می‌باشد (بارتیک[2]، ۲۰۰۷: ۱۴۰).

تجربه کشورهای در حال توسعه مؤید این واقعیت است که مشوق‌های مالیاتی قادر به غلبه بر سایر مشکلات و موانع عمیق‌تری که در برابر سرمایه‌گذاری در مناطق محروم وجود دارد، نیستند. این در حالی است که مشوق‌های مالیاتی هزینه‌های فراوانی را بر دولت‌ها تحمیل می‌کنند که باید در برابر منافع حاصل از آنها سنجیده شوند. مشوق‌های مالیاتی علاوه بر اینکه باعث درآمد از دست رفته برای دولت‌ها می‌شوند موجبات اتلاف منابع را نیز فراهم می‌آورند، چرا که اغلب نصیب بنگاه‌ها و سرمایه‌گذارانی می‌شوند که حاضرند بدون این مشوق‌ها نیز فعالیت خود را شروع کنند. بنابراین سؤال اساسی که همواره در ارتباط با مشوق‌های مالیاتی مطرح می‌باشد این است که آیا دلیل عقلایی برای اعطای چنین مشوق‌هایی از طرف دولت برای جذب و نگه داشتن شرکت‌های بزرگ، وجود دارد؟ و آیا دلیل منطقی برای افزایش این مشوق‌ها در طی زمان وجود دارد؟

نظام مالیاتی ایران یکی از معدود نظام‌های مالیاتی در دنیا است که در آن طیف وسیعی از مشوق‌ها اعطا می‌شود که نتیجه آن از دست رفتن بخش قابل توجهی از درآمدهای مالیاتی دولت است. برآوردهای اولیه سازمان امور مالیاتی کشور، از معافیت بیش از ۵۰ درصدی اقتصاد کشور از پرداخت مالیات حکایت دارد (سازمان امور مالیاتی، ۱۳۹۰: ۵). یکی از مشوق‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای در ایران، قانون مالیاتی ماده ۱۳۲ می‌باشد که بر اساس آن، درآمد ابرازی مشمول مالیات، فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه‌یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات معاف هستند[3]. در این راستا این مطالعه با هدف بررسی تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور، انجام شده است. برای این منظور ابتدا مروری بر مطالعات انجام شده در این زمینه خواهیم داشت، سپس در قسمت سوم مسئله ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی را بررسی خواهیم کرد. قسمت چهارم اختصاص به

1. Papke (1994)
2. Bartik (2007)

۳. معافیت‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای تحت عنوان ماده ۱۳۲ اولین بار در سال ۱۳۶۶ به تصویب هیئت وزیران رسید اما در چند مرحله مورد اصلاح قرار گرفت. آنچه در این مطالعه مورد نظر است اصلاحیه قانون مالیات‌های مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران می‌باشد که به موجب آن: درآمد مشمول مالیات ابرازی ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در واحدهای تولیدی یا معدنی در بخش‌های تعاونی و خصوصی که از اول سال ۱۳۸۱ به بعد از طرف وزارتخانه‌های ذیربط برای آنها پروانه بهره برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود، از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج به میزان هشتاد درصد (۸۰٪) و به مدت چهار سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از مالیات موضوع ماده (۱۰۵) این قانون معاف هستند. هدف این سیاست تشویقی، جذب سرمایه‌گذاران جدید، توسعه هدفمند بخشی (صنایع و کارخانجات) و توسعه هدفمند منطقه‌ای (مناطق کمتر توسعه یافته) می‌باشد. البته در تاریخ ۱۳۹۴/۰۴/۳۱ تغییراتی در ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم ایجاد شد که بر اساس آن درآمد ابرازی ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی اشخاص حقوقی غیردولتی در واحدهای تولیدی یا معدنی که از ابتدای سال ۱۳۹۵ از طرف مراجع قانونی ذی‌ربط برای آنها پروانه بهره‌برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج و فروش به مدت پنج سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به مدت ده سال با نرخ صفر مشمول مالیات می‌باشد. البته این اصلاحیه تأثیری در مدت زمان برخورداری شرکت‌های واقع در مناطق کمتر توسعه یافته از معافیت‌های مالیاتی موضوع این ماده، نداشته است.

روش تحقیق دارد. در قسمت پنجم نتایج تخمین مدل ارائه می‌شود و بخش پایانی اختصاص به نتیجه‌گیری و پیشنهادات دارد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

بررسی تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر اقتصاد محلی و منطقه‌ای، سابقه طولانی دارد که از آن جمله می‌توان به مطالعه اوتس[1] (۱۹۶۹)، روبین و ویلدر[2] (۱۹۸۹)، بارتیک (۱۹۹۱)، پاپکه (۱۹۹۴) و بورنت و بوگارت[3] (۱۹۹۶) اشاره کرد. در ادامه تمرکز روی مطالعاتی است که اخیراً در رابطه با موضوع این تحقیق، انجام گرفته است.

۲-۱- مطالعات خارجی

دورنتون و همکاران[4] در مطالعه‌ای، تأثیر مالیات محلی را بر روی محل احداث و رشد اشتغال شرکت‌های انگلستان، برای دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۸۴ بررسی کرده‌اند. آنها به منظور کنترل ناهمگنی‌های مکانی، تنها از آمارهای شرکت‌های همسایه‌ای که در دو طرف مرز سیاستی واقع شده‌اند، استفاده کرده‌اند. همچنین از ترکیب مدل پنل استاندارد و تکنیک متغیر ابزاری برای برخورد با ناهمگنی شرکت‌ها و درون‌زایی متغیر سیاستی بهره برده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که مالیات محلی تأثیر منفی روی رشد اشتغال دارد اما هیچ تأثیری روی ورود شرکت‌ها ندارد (دورنتون و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۰۱۷).

بوندونیو و گرینبام[5] در مقاله‌ای تحت عنوان "آیا مشوق‌های مالیات محلی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند؟" تأثیر برنامه EZ را بر روی ده ایالت (کالیفرنیا، کانکتیات، فلوریدا، ایندیانا، کنتاکی، مریلند، نیوجرسی، نیویورک، پنسیلوانیا و ویرجینیا) و ناحیه‌ای از ایالت کلمبیا، برای دوره ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۲ بررسی کرده‌اند. آنها به منظور تخمین اثرات مشوق‌های EZ از یک متدولوژی دو مرحله‌ای استفاده کرده‌اند. در واقع مدل دو مرحله‌ای آنها ترکیبی از مدل نمره گرایش[6] و روش پنل دیتا با اثرات ثابت (که ویژگی‌های غیر قابل مشاهده و ثابت که مختص هر منطقه پستی می‌باشد، را حذف می‌کند) می‌باشد. نتایج آنها نشان می‌دهد که تأثیرات مثبتی که مشوق‌ها برای مناطق هدف دارند مانند: افزایش در اشتغال، فروش و مخارج سرمایه‌گذاری در شرکت‌های موجود و جدید، به وسیله زیان‌هایی ناشی از آنها مانند بسته شدن شرکت‌ها و جابه‌جا شدن آنها جبران می‌شود (بوندونیو و گرینبام، ۲۰۰۷: ۱۲۱).

الوری در مطالعه خود تأثیر برنامه EZ را روی اشتغال ساکنان ایالات کالیفرنیا و فلوریدا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۸۶، بررسی کرده است. الوری بیان می‌دارد که در تخمین تأثیر برنامه‌های حمایتی (مانند EZ) روی اشتغال ساکنان، تکنیک‌های معمول باید تغییر کنند، به این دلیل که فرایند انتخاب واحدهای تحت درمان (واحدهای رفتار) در سطح منطقه‌ای انجام می‌گیرد در حالی‌که بررسی نتایج برنامه در سطح فردی صورت می‌گیرد و این متفاوت از اغلب برنامه‌های ارزیابی می‌باشد که در آنها فرایند تعیین نتایج مورد نظر (مانند مزدها) و فرایندی که رفتار را تعیین می‌کند (مانند دریافت آموزش‌های کاروزی) در یک سطح اتفاق می‌افتند. الوری از یک متدولوژی دو مرحله‌ای، که مناسب برای چنین فرایندهای انتخاب غیر معمول می‌باشد، استفاده کرده است. در مرحله اول بخشی از احتمال اشتغال ساکنین که علت آن همسایگی با مناطق مجاور است، محاسبه می‌شود. و در مرحله دوم با استفاده از روش PSM و تعدیل احتمال اشتغال به دلیل همسایگی، احتمال انتخاب شدن به عنوان واحدهای هدف محاسبه می‌شوند و پس از همسان‌سازی مناطق هدف با مناطق کنترل، اثر برنامه تخمین زده می‌شود. وی شواهد کافی برای تأثیرگذاری برنامه EZ روی اشتغال ساکنین مناطق هدف پیدا نکرد (الوری، ۲۰۰۷: ۴۴).

بیلینگز[7] در مطالعه خود با استفاده از برنامه EZ ایالت کلرادو، تأثیر اعتبارات مالیاتی ایالت کلرادو را روی محل احداث شرکت‌های جدید و اشتغال آنها، بررسی کرده است. روشی که وی در مطالعه خود از آن استفاده کرده است. روش مقایسه مرزهای همسان[8] می‌باشد. متدولوژی این روش، مقایسه شرکت‌های همسایه‌ای است که در فاصله نزدیکی از هم واقع شده‌اند اما در دو طرف مرز قرار دارد (مقایسه شرکت‌های واقع

1. Oates (1969)
2. Rubin & Wilder (1989)
3. Boarnet & Bogart (1996)
4. Duranton et al. (2006)
5. Bondonio & Greenbaum (2007)
6. Propensity Score
7. Billings (2009)
8. Border matching

در مناطق مرزی EZ با شرکت‌های همسایه آنها در مناطق غیر EZ). نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارات مالیاتی برنامه EZ تأثیر اندکی بر تصمیمات شرکت‌ها در مورد محل احداث داشته است. این اعتبارات همچنین باعث شده تا در شرکت‌های جدیدی که در مناطق EZ تأسیس می‌شوند بین ۱/۵ تا ۱/۸ شغل بیشتر از شرکت‌هایی که در مناطق غیر EZ تأسیس می‌شوند، ایجاد شود. این رقم برای شرکت‌های موجود بین ۰ تا ۰/۳ برآورد شده است (بیلینگز، ۲۰۰۹: ۶۸).

بهاگیل و همکاران[1] در مطالعه‌ای تحت عنوان "تخفیف‌های مالیاتی و توسعه روستایی" تأثیر اعتبارات مالیاتی مناطق روستایی (LATE)، که در اواسط دهه ۹۰ میلادی توسط دولت فرانسه به مناطق کم جمعیت اعطا شد، را برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ بررسی کردند. روش استفاده شده در مطالعه آنها روش حدقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارات قانون LATE هیچ گونه تأثیر معناداری روی اشتغال کلی و تعداد شرکت‌های این مناطق نداشته است (بهاگیل و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۳).

گیورد و همکاران[2] در مطالعه‌ای تأثیر برنامه ZFU فرانسه، که طبق آن شرکت‌های موجود و جدید در مناطق کمتر توسعه یافته برای یک دوره ۵ ساله از پرداخت مالیات معاف هستند، را بررسی کرده‌اند. متدولوژی آن مقایسه شرکت‌های مرزی در دو طرف مرز اجرای سیاست می‌باشد. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که برنامه ZFU اثر معناداری روی ایجاد شرکت‌های جدید و افزایش اشتغال داشته است در حالی‌که هیچ اثر معناداری روی شرکت‌های قبلی، شرکت‌هایی که قبل از اجرای برنامه در این مناطق واقع بودند، نداشته است. همچنین آنها تأثیر معناداری از سرریز منفی این سیاست روی مناطق همسایه، پیدا کردند (گیورد و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۵۱).

۲-۲- مطالعات داخلی

در ایران مطالعات اندکی در رابطه با ارزیابی تأثیر مشوق‌های مالیاتی صورت گرفته است که در ادامه به آنها اشاره می‌شود:

غفارزاده در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای" اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم مصوب ۱۳۶۶ و اصلاحیه‌های بعدی آن را، با استفاده از آمار توصیفی و شاخص‌های رشد و توسعه صنعت، بررسی کرده است. نتایج این مطالعه حکایت از عدم تأثیر گذاری این معافیت‌های مالیاتی دارد (غفارزاده، ۱۳۸۶: ۱۵۷).

فلیحی و همکاران در مطالعه‌ای اثر معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای (موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم) بر سرمایه‌گذاری صنعتی و معدنی را بررسی کرده‌اند. آنها از دو روش ARDL و پنل دیتا به ترتیب برای بررسی اثر مالیات بر سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در سطح کلان ضریب مالیات در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است، در حالی که سطح استان‌ها اظهارنظر دقیقی در خصوص اثرگذاری مالیات بر سرمایه‌گذاری اشخاص حقوقی نشده است (فلیحی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۰۱).

عبدالملکی و شیردلیان در مطالعه خود تأثیر معافیت‌های مالیاتی مناطق محروم (موضوع ماده ۱۳۲) را بر نرخ رشد و توسعه اقتصادی استان‌های کشور بررسی کرده‌اند آنها با استفاده از یک مدل پنل دیتا در سطح استانی تأثیر این معافیت‌ها را مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حکایت از بی‌تأثیری این معافیت بر نرخ رشد و توسعه مناطق محروم می‌باشد (عبدالملکی و شیردلیان، ۱۳۹۲: ۱۶۹).

۳- ادبیات ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی

بررسی تأثیر مشوق‌های مالیاتی و به طور کلی مطالعاتی که سعی در ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی دارند، به دلیل ماهیت کوچک نمونه، غیاب آزمایشات تصادفی و این واقعیت که انتخاب نمونه به صورت تصادفی انجام نمی‌شود، بسیار مشکل می‌باشد. کار کردن با داده‌های غیر تجربی (که در مطالعات این‌چنینی گریزی از آنها نیست) نیاز به مراقبت‌های ویژه‌ای دارد یکی از این مراقبت‌ها انتخاب گروه کنترل مناسب می‌باشد. در واقع تقریباً در تمام روش‌های ارزیابی سیاست، تلاش می‌شود تا نتایج گروه متأثر از برنامه (گروه درمان) با نتایج گروه مشابه که تحت تأثیر برنامه قرار نگرفته‌اند (گروه کنترل) مقایسه شوند. از همین رو انتخاب گروه کنترل مناسب، یکی از چالش‌های پیش روی محققان در این مطالعات می‌باشد.

1. Behaghel et al. (2012)
2. Givord et al. (2013)

برای توضیح بیشتر در این مورد، با تبعیت از مدل روبین[1] فرض می‌شود که هر واحد i ام دو نتیجه ممکن $Y_i(1)$ و $Y_i(0)$ را در پیش‌رو دارد. نتیجه $Y_i(1)$ زمانی حاصل می‌شود که واحد در برنامه سیاست حمایتی، شرکت می‌کند (حالت رفتار یا درمان)، و نتیجه $Y_i(0)$ مربوط به حالتی است که واحد در برنامه شرکت نمی‌کند (حالت غیر رفتار یا غیر درمان) بنابراین اثر برنامه برای فرد i ام به صورت زیر بیان می‌شود (روبین، ۲۰۰۷: ۲۴):

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

به منظور تخمین اثر برنامه (τ_i)، مشکل داده‌های از دست رفته وجود دارد چرا که $Y_i(1)$ و $Y_i(0)$ به طور همزمان قابل مشاهده نیستند. فرض کنید D_i بیانگر متغیر سیاستی باشد که مقدار آن چنانچه واحد iام تحت برنامه حمایتی قرار گیرد برابر یک و در غیر این‌صورت صفر است. بنابراین نتایج قابل مشاهده برای واحد i ام به صورت زیر است:

$$Y_i = D_i Y_i(1) - (1 - D_i) Y_i(0)$$

به طور معمول چنانچه انتخاب واحدها برای مشارکت در برنامه به صورت تصادفی انجام شود، تخمین اثر برنامه سر راست می‌باشد. دلیل آن این است که دو گروه درمان و کنترل از جمعیت مشابه استخراج می‌شوند و در نتیجه انتخاب شدن به عنوان واحدهای درمان، مستقل از تمام متغیرهای پایه است و با افزایش اندازه نمونه، متغیرهای پایه قابل مشاهده و غیر قابل مشاهده با احتمال خیلی بالا میان واحدهای درمان و کنترل متوازن می‌شوند. بنابراین در چارچوب داده‌های تجربی، افراد دو گروه کنترل و درمان، وضعیت کاملا مشابهی از نظر دریافت درمان دارند و از این‌رو انتخاب شدن به عنوان درمان مرتبط با نتایج متغیر بازدهی نمی‌باشد یعنی:

$$\{Y_i(0), Y_i(1) \perp\!\!\!\perp D_i\}$$

و از این‌رو:

$$E(Y_i(\mathrm{j}) \mid D_i = 1) = E(Y_i(\mathrm{j}) \mid D_i = 0) = E(Y_i \mid D_i = j)$$

بنابراین متوسط اثرات درمان (ATE) به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\tau_{ATE} = E[Y_i(1) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 0] = E[Y_i \mid D_i = 1] - E[Y_i \mid D_i = 0]$$

اما در چارچوب داده‌های مشاهده‌ای به دلیل آنکه دو گروه از جمعیت یکسانی انتخاب نمی‌شوند، تقریباً هیچ گاه ویژگی‌های مشابه، میان دو گروه درمان و کنترل متوازن نمی‌شوند. در این حالت، به طور طبیعی، مقدار متوسط اثرات درمان روی واحدهای درمان شده (ATT) مد نظر است، یعنی:

$$\tau_{ATT} = \tau \mid D_i = 1 = E[Y_i(1) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 1]$$

به طور کلی معادله فوق به طور مستقیم قابل تخمین نیست چرا که $Y_i(0)$ برای واحدهای درمان شده قابل مشاهده نیست. برای حل این مشکل تلاش می‌شود تا از نتایج گروه کنترل یعنی $E[Y_i(0) \mid D_i = 0]$ برای آنچه که برای واحدهای درمان در صورت عدم مشارکت در برنامه رخ می‌داد $E[Y_i(0) \mid D_i = 1]$ استفاده شود. اما از آنجا که گروه کنترل واقعی معمولاً در اختیار محقق نیست، نتایج گروه کنترل ممکن است به طور سیستماتیک متفاوت از نتایج واحدهای درمان باشد که این تفاوت به تورش انتخاب[2] معروف است. تورش انتخاب باعث درون‌زایی متغیر سیاستی می‌شود و در نتیجه فرض استقلال متغیر سیاستی (D_i) از متغیر بازدهی (Y_i) مخدوش می‌شود[3].

رویکرد همسان‌سازی[4] یکی از راه‌حل‌های موجود برای حل

---

1. Rubin

۲. تورش انتخاب به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$B = E[Y_i(0) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 0]$$

که در آن عبارت اول سمت راست بیانگر نتایج حاصله برای واحد درمان i ام در صورتی‌که تحت برنامه حمایتی قرار نمی‌گرفت، می‌باشد (نتایج خلف واحد درمان که در واقع قابل مشاهده نمی‌باشد) و عبارت دوم نتایج واحد کنترلی است که قرار است از آن به جای نتایج خلف واحد درمان استفاده شود. و B نشان دهنده تورش انتخاب است.

۳. استقلال متغیر سیاستی از متغیر بازدهی که به صورت زیر بیان می‌شود از فروض ضروری برای ایجاد نتایج بدون تورش است:

$$Y_i \perp\!\!\!\perp D_i$$

۴. روزن بائم و روبین برخی فروض شناساننده را برای همسان‌سازی مطرح کرده‌اند:

۱) فرض نابستگی شرطی (آشکار سازی):

$$\{Y_i(0), Y_i(1) \perp\!\!\!\perp D_i\} \mid X$$

که اشاره به این دارد که D_i مشروط به برخی Xها از $Y_i(0)$ و $Y_i(1)$ مستقل می‌باشد.

۲) فرض تکیه گاه مشترک:

$$0 < \mathrm{P}(D_i = 1 \mid X_i) < 1$$

این فرض تضمین می‌کند که افراد با مقادیر یکسان X_i دارای احتمال مثبت مشارکت و عدم مشارکت در برنامه هستند. فرض‌های (۱) و (۲) قابلیت چشم پوشی پرتوان نامیده می‌شود (روزن‌بائم و روبین، ۱۹۸۳: ۴۸). با

مسئله تورش انتخاب می‌باشد. ایده ساده این تکنیک، یافتن یک گروه از افراد مشارکت نکرده در برنامه سیاستی است که از نظر ویژگی‌های قابل مشاهده X، همانندی بالایی با گروه درمان داشته باشند. روش‌های مختلف همسان‌سازی، واحدهای درمان را با واحدهای کنترل با توجه به ویژگی‌های قابل مشاهده همسان می‌کنند در واقع در روش همسان‌سازی، فرض می‌شود که هیچ تفاوت قابل مشاهده‌ای میان گروه کنترل و درمان مشروط به ویژگی‌های قابل مشاهده وجود ندارد.

هر چند که روش‌های همسان سازی در توازن کردن ویژگی‌های قابل مشاهده میان دو گروه درمان و کنترل موفق هستند، اما چنانچه عوامل غیر قابل مشاهده[1]، باعث اختلاف واحدهای درمان و کنترل باشند، در این صورت استفاده از روش همسان‌سازی منجر به تورش در نتایج می‌شود.

در مقابل روش‌های متداول DID[2]، که مبتنی بر مقایسه تفاوت‌های حاصله در نتایج مربوط به دوره قبل و بعد از دخالت گروه درمان با گروه مقایسه هستند، یک روش مناسب برای مدل کردن (کنترل کردن) عوامل غیر قابل مشاهده و ثابت در طی زمان می‌باشند. با این‌حال این روش مبتنی بر فروض محدود کننده‌ای مانند فرض روندهای موازی[3] است که اغلب در بسیاری از موارد به دلیل وجود عوامل مختل کننده غیر قابل مشاهده و همچنین متغیر در طی زمان، داده‌ها این روندهای موازی را تأیید نمی‌کنند. بنابراین تخمین‌زننده‌های معمول روش DID، تنها در صورتی منجر به برآورد صحیح تأثیرات برنامه‌های حمایتی می‌شوند، که فرض شود هر گونه ناهمگنی غیر قابل مشاهده میان واحدهای درمان و کنترل تأثیر ثابتی روی نتایج متغیرهای بازدهی (مانند اشتغال) در هر دوره زمانی مورد نظر دارند. اما در صورتی که فرض روندهای موازی نقض شود استفاده از روش معمول DID منجر به نتایج اشتباهی خواهد شد (بوندونیو[4]، ۲۰۰۹: ۸). روش متداول برای حل این مشکل، استفاده از روش‌های DID شرطی (CDID)[5] می‌باشد (ام آی تی[6]، ۲۰۱۵: ۱۴). ایده این روش، مشروط کردن نتایج بر روی مشاهدات قبل از درمان با استفاده از روش‌های همسان‌سازی است. برای مثال آبادی[7] همسان‌سازی قبل از تخمین‌های DID را مطرح کرده است (آبادی، ۲۰۰۵: ۸).

٤- روش تخمین

با توجه به آنچه که در بخش قبلی اشاره شد، روش استفاده شده در این مطالعه شامل یک استراتژی دو مرحله‌ای می‌باشد؛ در مرحله اول (مرحله همسان سازی) با استفاده از دو روش الگوریتم ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی (SCM)[8]، برای هر واحد درمان یک واحد/ گروه کنترل مناسب ایجاد می‌شود و در مرحله دوم (برآورد تأثیر سیاست) با استفاده از روش DID تأثیر اجرای سیاست اندازه‌گیری می‌شود.

۴-۱- روش DID

روش تخمین استفاده شده در این مطالعه روش DID می‌باشد، روش DID پرکاربردترین تکنیک برای بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی و اثرات تغیرات سیاستی در اقتصاد می‌باشد.

در ساده‌ترین حالت فرض می‌شود که دو گروه و دو دوره زمانی وجود دارد. یک گروه در دوره دوم تحت یک برنامه (سیاست) حمایتی قرار می‌گیرند در حالی‌که در دوره اول چنین نبوده است (گروه درمان) و گروه دوم گروهی است که در هیچ دوره‌ای تحت تأثیر سیاست قرار نمی‌گیرد (گروه کنترل). روش DID به صورت تفاوت در میانگین نتایج گروه درمان مربوط به دوره قبل و بعد از اجرای سیاست منهای تفاوت در میانگین نتایج گروه کنترل مربوط به دوره قبل و بعد از اجرای سیاست، محاسبه می‌شود. در جدول ۱ طرز عمل تخمین‌زننده‌های

این‌حال برای تخمین اثرات برنامه روی واحدهای هدف (ATT)، می‌توان فروض آشکارسازی را به صورت ضعیف‌تری هم بیان کرد (هکمن و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۰۱۹):

۱) فرض آشکار سازی کم توان:

$$E(Y_{ij} \mid D_i, X_i) = E(Y_{ij} \mid X_i)$$

۲) فرض تکیه گاه مشترک کم توان:

$$P(T_i = 1 \mid X_i) < 1$$

۱. به عنوان مثال در بررسی تأثیر برنامه‌های آموزشی بر اشتغال، مسائل انگیزشی یک عامل مؤثر بر اشتغال افراد می‌باشد که غیر قابل مشاهده هست.

2. Difference in Difference

۳. فرض کلیدی در مدل‌های DID این است که در غیاب اجرای برنامه (یا سیاست)، نتایج متوسط واحدهای درمان و کنترل مسیر موازی را طی می‌کنند (فرض روندهای موازی).

4. Bondonio (2009)
5. Conditional Difference in Difference
6. MIT (2015)
7. Abadie (2005)
8. Synthetic Control Model

DID نمایش داده شده است.

جدول ۱. نمایش طرز عمل تخمین‌زننده‌های DID

	نتایج گروهی که سیاست در مورد آنها اجرا می‌شود (گروه درمان)	نتایج گروهی که سیاست در مورد آنها اجرا نمی‌شود (گروه کنترل)
دوره زمانی بعد از اجرای سیاست	$E[Y_i(1)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(1)\mid d_i=0]$
دوره زمانی قبل از اجرای سیاست	$E[Y_i(0)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(0)\mid d_i=0]$
تفاوت در نتایج متغیر بازدهی	$E[Y_i(1)\mid d_i=1]-E[Y_i(0)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(1)\mid d_i=0]-E[Y_i(0)\mid d_i=0]$
$\hat{\alpha}=\{E[Y_i(1)\mid d_i=1]-E[Y_i(0)\mid d_i=1]\}-\{E[Y_i(1)\mid d_i=0]-E[Y_i(0)\mid d_i=0]\}$		

مأخذ: محاسبات تحقیق

که در آن $Y_i(t)$ نتایج مربوط به واحد i ام در زمان $t\{=0,1\}$ و d_i یک متغیر مجازی می‌باشد که مقدار آن در صورتی‌که واحد در گروه درمان باشد برابر یک و در غیر این‌صورت صفر می‌باشد.

به دلیل آنکه در روش DID، نتایج گروه درمان با گروه کنترل، مقایسه می‌شود، بنابراین سیاست‌ها و شوک‌های اقتصاد کلان به دلیل تأثیرگذاری یکسان روی هر نتایج هر دو، به خوبی کنترل می‌شوند، البته شرط تحقق این امر در روش DID وجود روند موازی میان گروه درمان و کنترل است (استوارت و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۱۶۹). روند موازی، که فرض کلیدی در مدل‌های DID محسوب می‌شود، بیان می‌کند که در غیاب اجرای سیاست، نتایج متوسط واحدهای درمان و مقایسه مسیر موازی را طی می‌کنند. به عبارت دیگر از روند گروه مقایسه به عنوان انعکاسی از روند گروه درمان در صورتی‌که تحت سیاست قرار نمی‌گرفتند، استفاده می‌شود. فرض روند زمانی مشترک به صورت زیر بیان می‌شود:

$$E[Y_i(1)-Y_i(0)\mid D_i=1] = E[Y_i(1)-Y_i(0)\mid D_i=0]$$

در رابطه فوق $Y_i(0)$ مقادیر مربوط به دوره قبل از درمان می‌باشند، و بنابراین برای هر فردی (گروه مقایسه و درمان) قابل مشاهده است به علاوه $Y_i(1)$ برای گروه مقایسه قابل مشاهده می‌باشد اما $Y_i(1)$ برای گروه درمان قابل مشاهده نمی‌باشد و بنابراین به طور معمول فرض روند موازی قابل آزمون نمی‌باشد.

هرچند که مدل‌های متداول DID یک روش مناسب برای مدل کردن عوامل غیر قابل مشاهده و ثابت در طی زمان می‌باشند، اما در بسیاری از موارد به دلیل وجود عوامل مختل کننده غیر قابل مشاهده و همچنین متغیر در طی زمان، داده‌ها این روندهای موازی را تأیید نمی‌کنند و بنابراین استفاده از روش معمول DID منجر به نتایج اشتباهی خواهد شد (لچنر[2]، ۲۰۱۰: ۱۶۹). فرض روندهای موازی را می‌توان با انتخاب دقیق گروه مقایسه و توازن ویژگی‌های قابل مشاهده، تا حد معقولی برآورده کرد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در این مطالعه از دو روش الگوریتم ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی برای انتخاب گروه مقایسه استفاده می‌شود.

۴-۲- الگوریتم ژنتیک

همان‌گونه که قبلا اشاره شد، در روش‌های متداول همسان سازی، مشارکت کنندگان در برنامه (گروه درمان) را با کسانی که در برنامه مشارکت نداشته‌اند (گروه مقایسه) با توجه به مقادیر مشابه X جفت می‌کنند. برای انجام روش همسان‌سازی باید مراحل زیر طی شود (کشاورز حداد، ۱۳۹۵: ۴۱۶):

گام اول: تعریف یک ابزار فاصله‌ای، برای تعیین اینکه تا چه اندازه یک فرد برای همسان‌سازی مناسب است، می‌باشد. در مورد گام اول دو جنبه مهم باید در نظر گرفته شود: اول اینکه چه ویژگی‌هایی باید وارد شوند و دوم چگونگی ترکیب کردن این ویژگی‌ها در یک ابزار واحد می‌باشد. در مورد ورود متغیرها اکثر مطالعات تجربی متکی بر فرض قابلیت چشم پوشی[3] هستند به این معنا که فرض می‌شود هیچ تفاوت قابل مشاهده‌ای میان گروه کنترل و درمان مشروط به ویژگی‌های ساخته شده (X) وجود ندارد. به منظور تأمین این شرط لازم است تا در فرایند همسان‌سازی، همه متغیرهایی که گمان می‌رود با انتخاب درمان و نتایج متغیر بازدهی مرتبط هستند، وارد شوند.

گام دوم: اجرای یک روش همسان سازی. منظور یک ابزار اندازه‌گیری مشابهت میان دو فرد مانند روش نزدیک‌ترین

1. Stuart et al. (2014)

2. Lechner (2010)

3. Ignorability

همسایه، روش قطرسنج و تابع فاصله‌ای ماهالنوبیس است.

گام سوم: ارزیابی کیفیت نتایج نمونه همسان شده و احتمالاً تکرار گام‌های اول و دوم تا رسیدن به نتایج مطلوب.

گام چهارم: تحلیل نتایج و تخمین اثرات درمان با توجه به همسان سازی انجام شده در گام سه.

در این مطالعه از الگوریتم ژنتیک به منظور طی کردن گام‌های یک تا سه استفاده می‌شود. هدف الگوریتم ژنتیک، که در حقیقت تعمیم روش نمره گرایش و روش ماهالنوبیس است، پیدا کردن مجموعه‌ای از وزن‌ها برای بردار ویژگی X است که منجر به توازن بهینه شود. در این روش از الگوریتم ژنتیک برای ایجاد توازن بهینه در بین داده‌ها تا جایی که ممکن است، استفاده می‌کند (سخون[1]، ۲۰۱۱: ۱۲۰). فاصله ماهالنوبیس میان هر دو بردار ستونی از ویژگی‌ها (X) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m_d(X_i, X_j) = \left\{(X_i - X_j)^T S^{-1}(X_1 - X_j)\right\}^{\frac{1}{2}}$$

که در آن X_i بردار ویژگی‌های مشاهده شده برای واحد i ام و S یک ماتریس واریانس – کوواریانس از X می‌باشد.

ایده الگوریتم ژنتیک این است که اگر فاصله ماهالونوبیس در ایجاد توازن در داده‌ها بهینه نباشد، هنوز این امکان وجود دارد تا با حرکت در فضای متریک تعریف شده، به وضعیت بهتری دست یافت. در واقع الگوریتم ژنتیک تعمیم فاصله ماهالونوبیس برای لحاظ یک ماتریس وزنی اضافی است:

$$d(X_i, X_j) = \left\{(X_i - X_j)^T (S^{-\frac{1}{2}})^T W S^{-\frac{1}{2}}(X_1 - X_j)\right\}^{\frac{1}{2}}$$

که در آن W یک ماتریس وزنی معین مثبت است.

۴-۳- روش SCM

روش SCM که اولین بار توسط آبادی و گردزبال (۲۰۰۳) معرفی و سپس توسط آبادی و دیگران (۲۰۱۰) گسترش یافت، یک روش مناسب برای مدل کردن عوامل غیر قابل مشاهده و متغیر می‌باشد. روش SCM برای هر واحد درمان یک گروه کنترل ترکیبی ایجاد می‌کند. این گروه کنترل به گونه‌ای انتخاب می‌شود که نتایج مربوط به دوره قبل از اجرای سیاست واحد درمان و گروه کنترل ترکیبی تا حد ممکن شبیه به هم باشند (گریو و دیگران[2]، ۲۰۱۵: ۱۳۰). ایجاد گروه کنترل مناسب در روش SCM به طور سیستماتیک و از حل یک مسئله بهینه‌یابی، انجام می‌شود.

فرض می‌شود یک نمونه شامل $J+1$ عضو (شهرستان) وجود دارد که در میان آنها شهرستان $j=1$ واحد درمان می‌باشد (از معافیت‌های مالیاتی برخوردار شده است و قرار است تأثیر این معافیت‌ها بر روی نتایج آن بررسی شود) و $j=2$ تا $j=J+1$ گروه مقایسه بالقوه هستند. همچنین فرض کنید $t=1,\dots.T$ بیانگر دوره‌های زمانی باشند. نمونه شامل تعداد مثبتی از دوره‌های قبل از درمان (T_0) و تعداد مثبتی از واحدهای بعد از درمان (T_1) است به طوری‌که $T=T_0+T_1$ می‌باشد. فرض می‌شود واحد $j=1$ تحت تأثیر سیاست حمایتی (برخورداری از معافیت‌های مالیاتی) در دوره $T_0+1,\dots.T$ قرار می‌گیرد در حالی‌که برنامه، هیچ تأثیری روی نتایج در دوره‌های قبل از درمان $(1$ و$\dots.T_0)$ ندارد.

یک بردار $(J\times 1)$ از وزن‌ها به صورت $W(w_2,\dots w_{j+1})'$ تعریف می‌شود به طوری‌که: $0\le w_j\le 1$ برای $j=2,\dots.J$ می‌باشد و همچنین:

$$w_2+\cdots+w_{j+1}=1$$

با انتخاب هر مقدار خاص برای W در واقع یک گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده است. انتخاب گروه کنترل ترکیبی باید به گونه‌ای انجام شود که ویژگی‌های واحدهای درمان بیشترین شباهت را به ویژگی‌های گروه کنترل ترکیبی داشته باشد. برای انجام این کار، فرض کنید X_1 یک بردار $(k\times 1)$ باشد که شامل مقادیر ویژگی‌های قبل از اجرای برنامه واحد درمان باشد و X_0 یک ماتریس $(k\times J)$ باشد که مقادیر متغیرهای مشابه را برای واحدهای گروه مقایسه، شامل می‌شود. اختلاف میان ویژگی‌های قبل درمان واحدهای درمان و مقایسه ترکیبی به وسیله بردار X_1-X_0W نشان داده می‌شود. هدف انتخاب وزن‌های بهینه (W^*) به گونه‌ای است که این اختلاف حداقل شود. برای دستیابی به این منظور با پیروی از آبادی و دیاموند (۲۰۱۰) مدار بهینه W^* از حل مسئله بهینه‌یابی زیر به دست می‌آید:

$$W^*=\arg\min_W (X_1-X_0W)'V(X_1-X_0W)$$
$$s.t$$
$$w_j\ge 0 \qquad for\ \ j=(2,\dots,J+1)$$

که در آن V وزن‌هایی هستند که منعکس کننده اهمیت نسبی

1. Sekhon (2010)
2. Grieve et al. (2015)

متغیر m هستند. به عبارت دیگر هر متغیری که از اهمیت بیشتری برخوردار باشد، وزن بیشتری خواهد داشت[۱].

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، هدف این مطالعه بررسی تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور می‌باشد. بر اساس این ماده قانونی درآمد ابرازی مشمول مالیات ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در واحدهای تولیدی یا معدنی در بخش‌های تعاونی و خصوصی که از اول سال ۱۳۸۱ به بعد از طرف وزارتخانه‌های ذیربط برای آنها پروانه بهره برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود، از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج به میزان هشتاد درصد (۸۰٪) و به مدت چهار سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از مالیات موضوع ماده (۱۰۵) این قانون معاف هستند. بر اساس مصوبه هیئت وزیران ۱۵۶ شهرستان و ۱۵۰ بخش به عنوان مناطق کمتر توسعه یافته به منظور برخورداری از مزایای این قانون تعیین شده‌اند.

از آنجایی‌که سطح جغرافیایی این مطالعه شهرستان می‌باشد، بنابراین جامعه آماری کلیه شهرستان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌باشد. انتخاب این دوره زمانی به این دلیل است که برای استفاده از روش DID نیاز به چند دوره زمانی قبل از اجرای سیاست است (اجرای سیاست ابتدای سال ۱۳۸۱ بوده است) بنابراین دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ به عنوان سال‌های قبل از اجرای سیاست انتخاب می‌شوند. همچنین چون در سال ۱۳۸۸ تغییراتی در لیست شهرستان‌های مشمول این قانون صورت پذیرفته است[۲]، دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۱ به عنوان دوره زمانی بعد از اجرای سیاست در نظر گرفته شده است.

به منظور استفاده از روش DID نیاز به واحدهای درمانی است که در دوره زمانی قبل از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند اما در دوره بعد از اجرای سیاست مشمول قانون شده‌اند. از میان شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور تنها ۱۴ شهرستان (شامل: فریدن، سلماس، مهاباد، میاندوآب، سنقر، کنگاور، اندیمشک، بهبهان، دزفول، لارستان، بردسیر، نی‌ریز، تنگستان و آستارا) شامل این ویژگی هستند. همچنین ۳۰ شهرستان کشور (شامل: آشتیان، تفرش، ابهر، کاشان، دلیجان، محلات، کردکوی، آستانه‌اشرفیه، بندرانزلی، فومن، قائم‌شهر، آمل، لاهیجان، تنکابن، رامسر، ساوه، محمودآباد، مرند، شبستر، آباده، خوانسار، شهرضا، گلپایگان، تفت، مهریز، سیرجان، اسدآباد، برخوار و میمه و میبد و گرمسار) در هیچکدام از دوره‌های زمانی قبل از اجرای سیاست و بعد از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند که به عنوان گروه کنترل انتخاب می‌شوند.

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در این مطالعه به منظور تخمین اثر معافیت‌های مالیاتی ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور، دو مرحله طی می‌شود. در مرحله اول برای هر شهرستان درمان با استفاده از روش ژنتیک و روش SCM یک واحد/گروه کنترل ترکیبی ایجاد می‌شود (مرحله همسان سازی). ویژگی‌هایی که همسان سازی بر اساس آنها انجام می‌شود (بردار X) عبارتند از: ذخیره سرمایه در پایان سال ۱۳۸۰، فاصله شهرستان تا مرکز استان، سرانه تولیدات صنعتی در سال ۱۳۸۰، جمعیت شهرستان در سال ۱۳۸۰،

---

۱. در واقع ماتریس V یک ماتریس $(k \times k)$ متقارن است. این ماتریس برای این منظور لحاظ شده است که به متغیرها با توجه به اهمیتی که دارند، وزن‌های متفاوتی داده شود. انتخاب مقادیر ماتریس V می‌تواند توسط محقق و با توجه به اطلاعاتی که از قبل دارد انجام شود اما مقادیر این ماتریس را می‌توان به صورت بهینه نیز انتخاب کرد. در این روش مقادیر بهینه ماتریس V به گونه‌ای انجام می‌شود که میانگین مربع خطای تخمین زننده‌های (MSPE) گروه کنترل ترکیبی را برای دوره قبل از درمان که به صورت زیر می‌باشد را حداقل کند:

$$(y - y_0 W^*)'(y - y_0 W^*)$$

که در آن y مقادیر مربوط به متغیر بازدهی (در این مطالعه اشتغال) می‌باشد.

۲. علت اینکه سال انتهایی ۱۳۸۷ انتخاب شده این است که دولت در سال ۱۳۸۸ تغییرات در لیست مناطق مشمول معافیت‌های مالیاتی داده است. به عنوان مثال برخی بخش‌ها و دهستان‌های شهرستان‌های توسعه‌یافته به لیست مناطق مشمول معافیت مالیاتی اضافه شده است و همچنین برخی بخش‌ها و یا دهستان‌های شهرستان‌های کمتر توسعه یافته از لیست مناطق مشمول حذف شده‌اند. از آنجایی که داده‌های مربوط به بخش‌ها و دهستان‌های کشور به منظور تعدیل داده‌های نمونه، وجود نداشت ناگزیر سال ۱۳۸۷ به عنوان سال انتهایی در نظر گرفته شد. البته در اصلاحیه سال ۱۳۸۸ تغییری در متن قانون ایجاد نشده است و فقط لیست مناطق مشمول دچار تغییر شده است. به علاوه چنانچه دوره‌های بعد از برنامه طولانی باشد ممکن است با برنامه‌های حمایتی دیگر تداخل پیدا کند.

ضریب محرومیت شهرستان در سال ۱۳۸۰، میانگین ارزش تولیدات صنعتی و میانگین سرمایه‌گذاری صنعتی برای دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۵ می‌باشد.

در جدول شماره ۲ نتایج انجام همسان سازی با استفاده از روش ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی آورده شده است. نتایج با استفاده از نرم‌افزار R و به کمک پکیج‌های MSCMT و Matching به دست آمده است. ستون دوم جدول شماره ۲، بیانگر گروه کنترل ایجاد شده برای هر شهرستان درمان با استفاده از روش SCM می‌باشد (اعداد داخل پرانتز در این ستون نشان دهنده وزن هر شهرستان کنترل در ساخت گروه کنترل برای واحدهای درمان هستند)، به عنوان مثال در ساخت گروه کنترل ترکیبی برای شهرستان آستارا، شهرستان‌های اسدآباد، رامسر، تفت، آشتیان، سیرجان و تفرش نقش داشته‌اند که در این میان بیشترین وزن را شهرستان اسدآباد با وزن ۰/۲۸۹ به خود اختصاص داده است. همچنین در نمودارهای ۱-۱ تا ۱-۱۴ پیوست شماره ۱، روند متغیر بازدهی (اشتغال) شهرستان‌های درمان در مقایسه با روند اشتغال گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده، با استفاده از روش SCM، مربوط به دوره قبل از درمان نمایش داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در مورد اکثر شهرستان‌های درمان، این دو نمودار بسیار نزدیک به هم هستند که حکایت از این دارد که روند همسان سازی به خوبی انجام گرفته است.

همچنین با استفاده از روش ژنتیک برای هر شهرستان درمان، یک شهرستان کنترل مناسب ایجاد می‌شود که در ستون سوم جدول شماره ۲ آورده شده است. به عنوان مثال پیشنهاد روش ژنتیک این است که شهرستان مناسب برای شهرستان درمان آستارا، شهرستان کنترل خوانسار می‌باشد. در نمودارهای ۲-۱ تا ۲-۱۲ پیوست شماره ۲، روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با شهرستان کنترل ایجاد شده با استفاده از روش ژنتیک، آورده شده است. همانگونه که از نمودارها ملاحظه می‌شود، روند اشتغال مربوط به دوره قبل از درمان شهرستان‌های درمان مشابه روند شهرستان‌های کنترل می‌باشد[1]. به عبارت دیگر فرض وجود روند موازی، که به منظور استفاده از روش DID به آن نیاز است، تأمین می‌شود.

حال که از ایجاد گروه/ واحد کنترل مناسب برای هر شهرستان درمان اطمینان حاصل شد با استفاده از روش DID اثر معافیت‌های مالیاتی ماده ۱۳۲ را روی اشتغال شهرستان‌های کمتر توسعه یافته برآورد می‌شود. نتایج تخمین مدل DID در جدول شماره ۳ آورده شده است.

مقایسه تخمین‌های DID حاصله بر پایه روش SCM (ستون چهارم جدول شماره ۳) و تخمین‌های DID مبتنی بر روش ژنتیک (ستون هشتم جدول شماره۳) نشان دهنده این است که نتایج این دو روش یکدیگر را تأیید می‌کنند، هر چند که اندازه اثر تخمین زده شده در دو روش متفاوت می‌باشد. نتایج هر دو روش نشان می‌دهد که معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ باعث کاهش اشتغال در مورد اکثر شهرستان‌های درمان شده است (به جز شهرستان‌های کنگاور، دزفول، لارستان و سلماس که اشتغال افزایش یافته است).

یکی از مزیت‌های روش SCM این است که محاسبه آماره P^2 در مطالعات با حجم نمونه محدود را امکان پذیر می‌کند. در ستون ۵ جدول شماره ۳ مقادیر آماره P آورده شده است. مقادیر بزرگ آماره p نشان دهنده این است که مقادیر تخمین زده شده اختلاف معناداری با صفر ندارند. به عبارت دیگر شواهد کافی برای تأثیر گذاری مشوق‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کم‌تر توسعه یافته وجود ندارد.

۱. برای دو شهرستان درمان نی‌ریز و میاندوآب نتوانستیم، با استفاده از روش ژنتیک شهرستان کنترل مناسب که روند زمانی یکسان را قبل از درمان تضمین کند، ایجاد کنیم.

۲. آبادی و دیگران برای اندازه‌گیری اهمیت آماری نتایج حاصل شده از روش گروه ترکیبی، آزمون‌هایی را ترتیب دادند این آزمون‌ها که به آزمون‌های دارونما معروف هستند، روش جایگزینی برای استنباط کمّی و کیفی هستند. آزمون‌های دارونما، بر پایه این فرض استوار است که اطمینان در مورد تخمین‌های گروه کنترل تصادفی (که منعکس کننده اثر برنامه است) از بین خواهد رفت چنانچه نتایج تخمینی مشابهی، برای زمانی‌که به طور مصنوعی یک واحد کنترل به عنوان یک واحد درمان در نظر گرفته می‌شود، حاصل شود. برای انجام این روش هر یک از واحدهای واقع در گروه کنترل، به طور فرضی به عنوان یک واحد درمان در نظر گرفته می‌شود و فرایند تخمین انجام می‌گیرد، حال چنانچه نتایج حاصل شده در این حالت مشابه حالت واقعی باشد (یعنی حالتی که تخمین در مورد واحد درمان واقعی انجام می‌شود) بنابراین اطمینان راجع به نتایج تخمین مخدوش خواهد شد اما در صورتی‌که نتایج حاصله متفاوت باشد می‌توان رای به تأثیر سیاست روی واحدهای درمان داد (آبادی و همکاران، ۲۰۱۰: ۴۹۸).

جدول ۲. واحدهای کنترل مناسب ایجاد شده برای واحدهای درمان

نام شهرستان درمان	گروه کنترل ترکیبی حاصل از روش SCM[1]	واحد کنترل حاصل از روش الگوریتم ژنتیک
آستارا	اسدآباد (۰/۲۸۶)- رامسر (۰/۲۱۹)- تفت (۰/۲۱۸)- آشتیان (۰/۱۴۶)- سیرجان (۰/۰۷۱)- تفرش (۰/۰۵۷)	خوانسار
تنگستان	اسدآباد (۰/۸۶۳)- تفرش (۰/۰۴۴)- تفت (۰/۰۶۲)- کردکوی (۰/۰۲۲)- ابهر (۰/۰۰۸)	اسد آباد
بردسیر	آشتیان (۰/۷۲۳)- شبستر (۰/۲۱۷)- سیرجان (۰/۰۴۷)- کاشان (۰/۰۱۱)	اسدآباد
نی ریز	محلات (۰/۸۲)- دلیجان (۰/۱۷۵)	آباده
لارستان	اسدآباد (۰/۷۰۶)- رامسر (۰/۲۸۹)- قائم شهر (۰/۰۰۳)	سیرجان
دزفول	اسدآباد (۰/۷۵۴)- سیرجان (۰/۲۳۷)- کاشان (۰/۰۰۹)	سیرجان
بهبهان	آباده (۰/۶۸۳)- شبستر (۰/۱۶۲)- مهریز (۰/۰۹۵)- میبد (۰/۰۳۲)- تفت (۰/۰۲)- برخوار و میمه (۰/۰۰۵)	آباده
اندیمشک	اسدآباد (۰/۶۱۶)- رامسر (۰/۲۰۱)- خوانسار (۰/۰۸۹)- آباده (۰/۰۶۶)- کاشان (۰/۰۲۳)- برخوار و میمه (۰/۰۰۱)	اسدآباد
کنگاور	اسدآباد (۰/۳۶۳) – خوانسار (۰/۳۱۴) – آشتیان (۰/۱۸۵) – آستانه اشرفیه (۰/۱۱۵) – تفت (۰/۰۲۱)	اسدآباد
سنقر	اسدآباد (۰/۷۶۳) – خوانسار (۰/۱۷۸) – آباده (۰/۰۵۶) – شبستر (۰/۰۰۱)	اسد آباد
میاندوآب	رامسر (۰/۴۳۴) – اسد آباد (۰/۲۴۹) – شهرضا (۰/۱۶۶) – قائم شهر (۰/۱۳۴)- کاشان (۰/۰۱۴)	سیرجان
مهاباد	خوانسار (۰/۵۶۵) – اسد آباد (۰/۲۳۱) – تفت (۰/۰۶۵) – مهریز (۰/۰۲۵) – ساوه (۰/۰۲۲)	سیرجان
سلماس	اسد آباد (۰/۷۷۵) – رامسر (۰/۱۳۶) – سیرجان (۰/۰۵۴) – شهررضا (۰/۰۳۲) – ابهر (۰/۰۰۱)	اسد آباد
فریدن	اسد آباد (۰/۸۶۴) – سیرجان (۰/۱۰۹) – رامسر (۰/۰۲۶)	اسد آباد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج تخمین روش DID

نام شهرستان	$E[Y_i(0)\|d_i=1]-E[Y_i(0)\|d_i=0]$	$E[Y_i(1)\|d_i=1]-E[Y_i(1)\|d_i=0]$	تخمین DID مبتنی بر روش SCM	مقادیر آماره P	$E[Y_i(0)\|d_i=1]-E[Y_i(0)\|d_i=0]$	$E[Y_i(1)\|d_i=1]-E[Y_i(1)\|d_i=0]$	تخمین DID بر پایه روش ژنتیک
آستارا	۰/۰۰۲	-۱۸۹/۶۸۷۵	-۱۸۹/۶۳۹۸	۰/۸	۱۲۲/۳۳	-۵۸/۷۱	-۱۸۱/۰۴
تنگستان	۴/۶۷	-۲۵۱	-۲۵۵/۷	۰/۸	۱۲۸/۶۶	-۱۵/۲۸	-۱۴۳/۹۵
بردسیر	۰/۶۸۳	-۲۱۵/۵	-۲۱۶/۲	۰/۸	۱۰۷۳/۱۶	۶۰۲/۱۴	-۴۷۱
نی ریز	-۱۳/۵۹	۴۴۲/۳	۴۲۸/۸	۰/۴۱	-	-	-
لارستان	۰/۰۴	۱۰۲/۳	۱۰۲/۲۶	۰/۹۳	-۱۷۴۴/۸	-۱۲۶۳/۱۴	۴۸۱/۶
دزفول	-۱۱/۱۱	۴۶۸/۵۲	۴۷۹/۶	۰/۶۱	-۱۱۷۱/۵	-۴۵۳	۷۱۸/۵
بهبهان	۲/۳۱	-۳۱۵/۸	-۳۱۸/۱۵	۰/۷۴	۵۱۲	۲۷۳/۴۲	-۲۳۸/۵۷
اندیمشک	۱/۳۲	-۲۲۷/۹۵	-۲۲۹/۲۸	۰/۸	۷۷۳	۲۰۰	-۵۷۳
کنگاور	۱/۲۲	۱۷۹/۶۴	۱۷۸/۴۵	۰/۸	۱۹۲/۱۶	۳۴۸	۱۵۵/۸۳
سنقر	۰/۱۱	-۸۷/۸۴	-۸۷/۹۶	۰/۹۶	۶۷/۱۶	-۲۱/۸۵	-۸۹/۰۲
میاندوآب	۰/۰۰۴	-۲۲/۵۶	-۲۲/۵۷	۱	-	-	-
مهاباد	۱۶/۶۵	-۲۲۰	-۲۳۶/۶۶	۰/۸	-۷۹۲/۶۶	-۷۹۵/۴۲	-۲/۷۶
سلماس	۰/۲۷	۱۵۴/۲۸	۱۵۴/۰۱	۰/۸۳	۲۰۸	۳۲۳/۴۲	۱۱۵/۴۲
فریدن	-۲/۴۲	-۹۳/۲۲	-۹۰/۷۹	۰/۹۶	۲۰۶/۳۳	۵۸/۵۷	-۱۴۷/۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱. اعداد داخل پرانتز وزن‌های بهینه (W) هر شهرستان کنترل در ساخت گروه کنترل ترکیبی هستند.

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر قانون معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور انجام شده است. بر اساس این قانون درآمد ابرازی مشمول مالیات فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات معاف هستند.

برای این منظور از یک استراتژی دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول با استفاده از روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) و روش ژنتیک، برای هر واحد درمان یک گروه/ واحد کنترل مناسب ایجاد می‌شود و در مرحله دوم با استفاده از روش DID تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته تخمین زده می‌شود.

جامعه آماری این مطالعه کلیه شهرستان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌باشد اما از آنجایی‌که به منظور استفاده از روش DID نیاز به واحدهای درمانی است که در دوره زمانی قبل از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند اما در دوره بعد از اجرای سیاست مشمول قانون شده‌اند از میان شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور تنها ۱۴ شهرستان کمتر توسعه یافته واجد این شرایط بوده‌اند و به عنوان واحد درمان انتخاب شده‌اند. همچنین ۳۰ شهرستان کشور در هیچکدام از دوره‌های زمانی قبل و بعد از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند که به عنوان گروه کنترل انتخاب می‌شوند.

نتایج نشان می‌دهد که معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ تأثیر آماری معناداری بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته نداشته‌اند. شایان ذکر است که پیش از این، نتیجه حاصل توسط محققین مطالعه حاضر با استفاده از روشی دیگر و نیز توسط سایر محققین با رهیافت‌های متفاوت به دست آمده است. توجیه نتیجه به دست آمده این است که سرمایه‌گذاران در هنگام تصمیم‌سازی در مورد محل احداث، ملاحظاتی مانند عدم اطمینان در مواضع سیاسی دولت، ناپایداری سیاسی، دسترسی به نیروی کار متخصص، وجود زیرساخت‌ها و ... را در نظر می‌گیرند. در مناطقی که این عوامل کلیدی وجود نداشته باشند، معافیت‌های مالیاتی به خودی خود قادر بر غلبه بر این عوامل منفی نیستند. علاوه بر این بسیاری از سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند تا در محل سکونت خود اقدام به سرمایه‌گذاری کنند و کمتر به عواملی مانند معافیت‌های مالیاتی توجه می‌کنند.

با وجود آنکه هدف معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ در قانون، رشد سرمایه‌گذاری و توسعه مناطق کمتر توسعه یافته کشور تعیین شده است، اما هر سیاست توسعه اقتصادی که قادر به تأثیرگذاری بر اشتغال نباشد، قطعاً سیاست موفقی نخواهد بود. با عنایت به نتایج این مطالعه، که حکایت از عدم تأثیرگذاری معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته دارد، به دولت پیشنهاد می‌شود تا ضمن محاسبه مخارج مالیاتی[1] حاصل از اعطای معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲، و لحاظ کردن آنها در لوایح بودجه، بازنگری در این معافیت‌ها را در دستور کار خود قرار دهد و آنها را با سایر مشوق‌های هدفمندی که با توجه به ویژگی‌های خاص هر منطقه موجبات اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته را فراهم می‌سازند، جایگزین کند. چرا که این معافیت‌ها از نوع معافیت کامل (تعطیلی مالیاتی) می‌باشند که در بین انواع معافیت‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای، دارای بیشترین معایب هستند[2].

---

۱. مخارج مالیاتی، درآمد مالیاتی از دست رفته ناشی از وجود برخی از امتیازات مالیاتی برای گروه‌ها، مناطق و بخش‌های اقتصادی خاص است (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۹).

۲. معافیت مالیاتی از نوع تعطیلی کامل، علی رغم اجرای ساده دارای معایب گسترده‌ای هستند: اول اینکه در تعطیلی مالیاتی شرکت‌هایی که حاوی سود فراوان هستند و حتی بدون اعطای این مشوق‌ها هم وارد منطقه می‌شدند، منتفع می‌شوند و بنابراین دولت از درآمد مالیاتی این شرکت‌ها محروم می‌شود. دوم، مدت تعطیلات مالیاتی اغلب مورد سوءاستفاده قرار می‌گیرد به این صورت که سرمایه‌گذاران با تجدید طراحی سرمایه‌گذاری موجود (به عنوان مثال توقف یک پروژه و شروع دوباره همان پروژه تحت نام دیگر) سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کنند. سوم، تعطیلی مالیاتی موجب تشویق سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت می‌شود که به اندازه سرمایه‌گذاری بلندمدت منافع اقتصادی ایجاد نمی‌کنند. چهارم، هزینه‌های ناشی از تعطیلات مالیاتی در بودجه به ندرت روشن است در این مورد دولت باید هزینه اجرایی را بپردازد که دریافتی در مقابل آن ندارد (بارتیک، ۱۹۹۱: ۲۲۱).

منابع

سازمان امور مالیاتی (۱۳۹۰). "بازنگری مشوق‌های مالیاتی در ایران". معاونت پژوهش، برنامه‌ریزی و امور بین‌الملل. شماره گزارش ۱۸.

کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۵). "اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست". نشر نی.

عبدالملکی، حجت الله و شیردلیان، شهناز (۱۳۹۲). "تحلیل معافیت‌های مالیاتی بر کارایی اقتصادی منطقه‌ای (مطالعه موردی معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲)". فصلنامه پژوهشنامه مالیات، شماره۲۰، ۱۹۷-۱۶۹.

فلیحی، نعمت الله؛ مقدم‌پور بهران، نقی؛ خان جان، علیرضا و غلامی، الهام (۱۳۸۷). "بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای (موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم)". طرح تحقیقاتی، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران.

غفارزاده، احمد (۱۳۸۶). "بررسی اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای". مجموعه مقالات اولین همایش سیاست‌های مالی و مالیاتی ایران". دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی، ۱۶۹-۱۵۷.

موسوی جهرمی، یگانه؛ عبدی، محمدرضا و غلامی، الهام (۱۳۹۴). "محاسبه مخارج مالیاتی سیستم مالیات بر ارزش افزوده ایران". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۵، ۶۹-۴۵.

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). "The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country". *American Economic Review*, 93, 113–132.

Abadie, A. (2005). "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators". *Review of Economic Studies*, 72, 1–19.

Abadie, A., Alexis, D. & Hainmueller, J. (2010). "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program". *Journal of the American Statistical Association*, 105, 493–505.

Bartik, T. (1991). "Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?". *Economic Geography*, 68(2), 214-226.

Bartik, T. (2007). "Solving the Problems of Economic Development Incentives". *W. E. Upjohn Institute for Employment Research*, 36(2), 139-166.

Behaghel, L., Lorenceau, A. & Quantin, S. (2012). "Tax Exemptions and Rural Development: Evidence from a Quasi-Experiment". *Paris School of Economics,* 34, 1-42.

Billings, S. (2009). "Do Enterprise Zones Work?: An Analysis at the Borders". *Public Finance Review*, 37(1), 68-93.

Boarnet, M. & Bogart, W. (1996). "Enterprise Zones and Employment: Evidence from New Jersey". *Journal of Urban Economics*, 40(2), 198-215.

Bondonio, D .(2009). "Impact Identification Strategies for Evaluating Business Incentive Programs". *Working Paper*, No.145 (www.researchgate.net).

Bondonio, D. & Greenbaum, R. (2007). "Do Local Tax Incentives Affect Economic Growth? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zone Policies". *Regional Science and Urban Economics,* 37(1), 121-136.

Duranton, G., Gobillon, L. & Overman, H. (2006). "Assessing the Effects of Local Taxation using Microgeographic Data". *CEP Discussion*, 748, 1017-1046.

Elvery, J. (2007). "The Impact of Enterprise Zone on Resident Employment". *Economic Development Quarterly*, 23(1), 44-59.

Givord, P., Rathelot, R. & Sillard, P. (2013). "Place-based Tax Exemptions and Displacement Effects: An Evaluation of the Zone France Urbaines Program". *Regional Science and Urban Economics*, 43, 151-163.

Glaeser, E. (2001). "The Economics of Location Based Tax Incentives". *Harvard Institute of Economic Research*, Discussion Paper, No 1932.

Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A., Nikolova, S. & Sutton, M. (2015). "Examination of the

Synthetic Control Method for Evaluation of Health Policies with Multiple Treated Units". *Health Economics*, 3258, 124-152.

Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1998). "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data". *Econometrica*, 66(5), 1017-1098.

Lechner, M. (2010). "The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods". *Foundations and Trends® in Econometrics*, 4(3), 165–224.

MIT. (2015). "Generalized Synthetic Control Method for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data". *Massachusetts Institute of Technology, Political Science Department*, 20, 12-25.

Oates, W. E. (1969). "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values; an Empirical Study of Tax Capitalisation and the Tiebout Hypothesis". *Journal of Political Economy*, 77, 957-971.

Papke, L. (1994). "Tax Policy and Urban Development: Evidence from the Indiana Enterprise Zone Program". *Journal of Public Economics*, 54, 37-49.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). 'The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70, 41–55.

Rubin, B. M. & Wilder, M. G. (1989). "Urban Enterprise Zones: Employment Impacts and Fiscal Incentives". *Journal of the American Planning Association*, 55, 418-431.

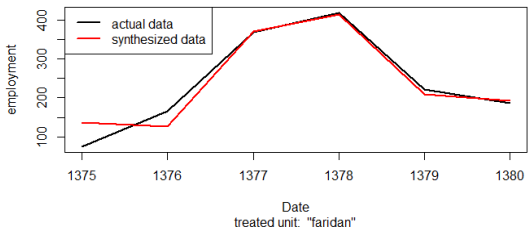
Rubin, D. B. (2007). "The Design Versus the Analysis of Observational Studies for Causal Effects: Parallels with the Design of Randomized Trials". *Stat Med*, 26(1), 20–36.

Sekhon, J. (2011). "Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R". *Journal of Statistical Software*. 42, 114-132.

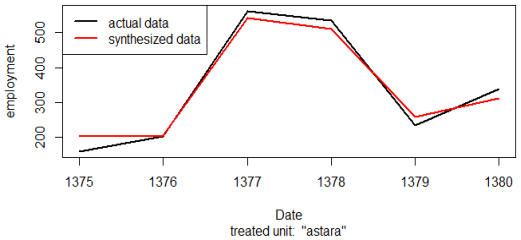
Stuart, E., Huskamp, H., Duckworth, K., Simmons, J. & Song, Z. (2014). "Using Propensity Scores in Difference-in-Differences Models to Estimate the Effects of a Policy Change". *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 14(4), 166–182.

پیوست‌ها:

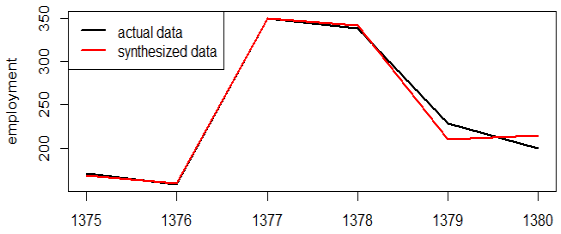
پیوست ۱: روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده توسط روش SCM مربوط به دوره قبل از درمان



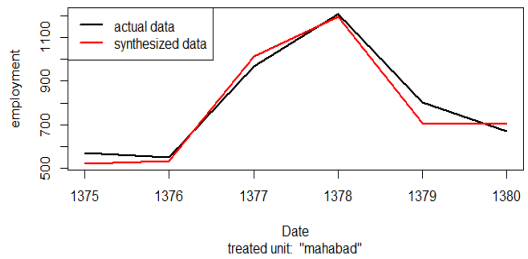
نمودار ۱-۱: روند اشتغال فریدن در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



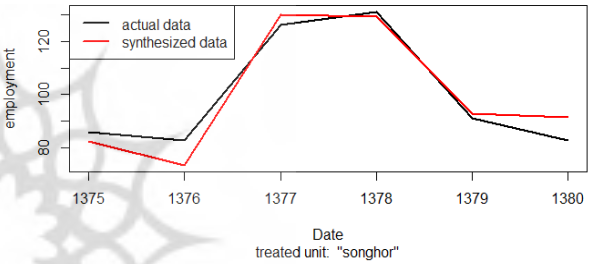
نمودار ۱-۲: روند اشتغال آستارا در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



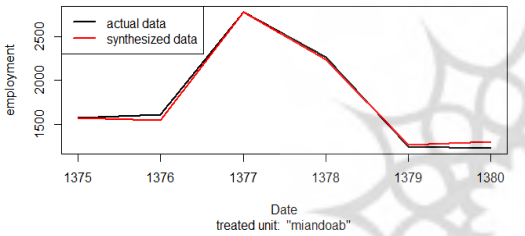
نمودار ۱-۳: روند اشتغال مهاباد در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



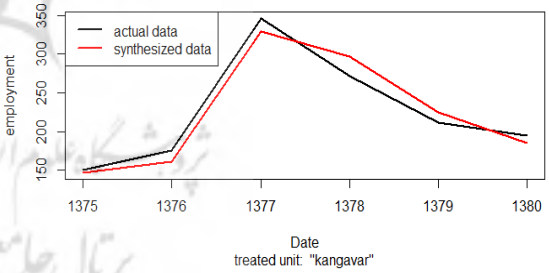
نمودار ۱-۴: روند اشتغال سلماس در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



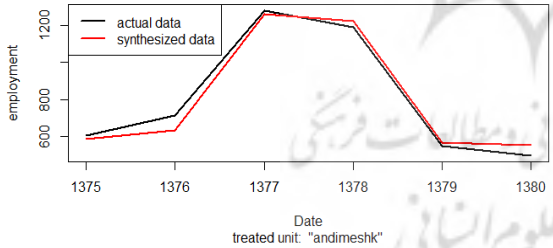
نمودار ۱-۵: روند اشتغال سنقر در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



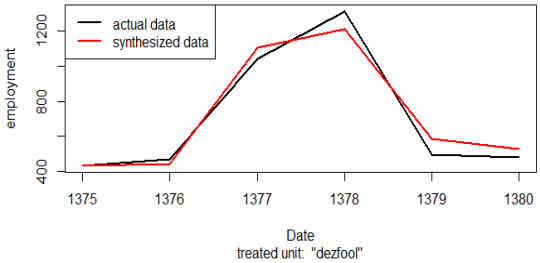
نمودار ۱-۶: روند اشتغال میاندوآب در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



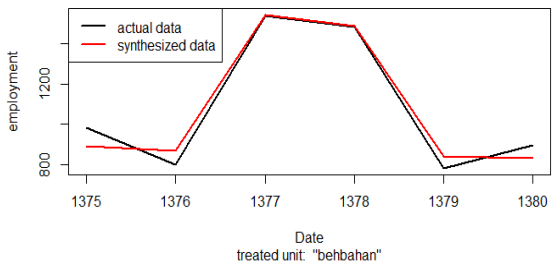
نمودار ۱-۷: روند اشتغال کنگاور در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



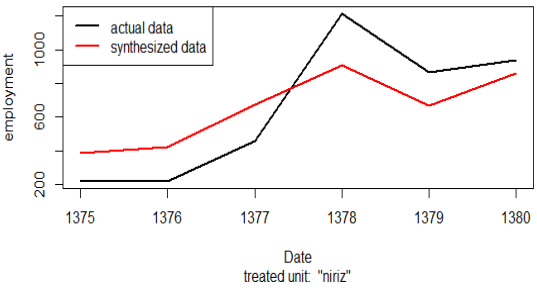
نمودار ۱-۸: روند اشتغال اندیمشک در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



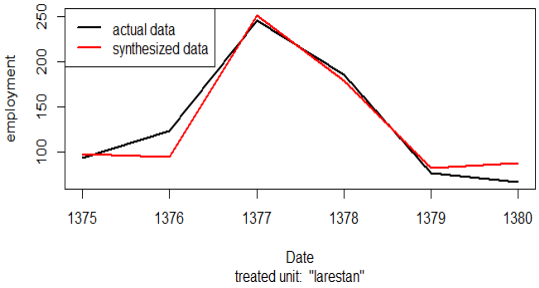
نمودار ۱-۹: روند اشتغال دزفول در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



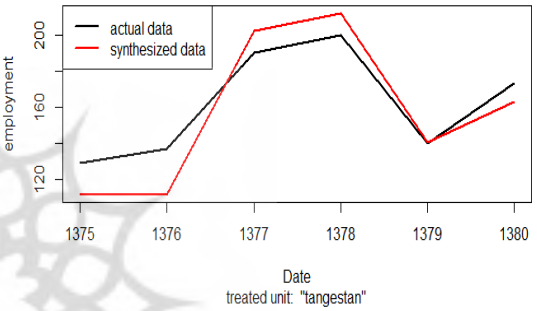
نمودار ۱-۱۰: روند اشتغال بهبهان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



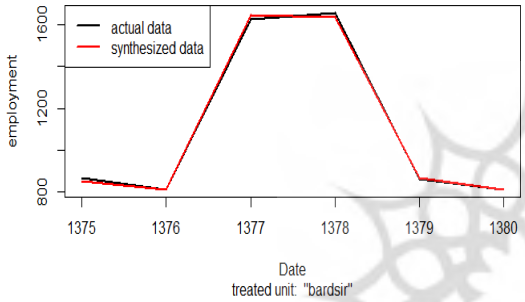
نمودار ۱-۱۱: روند اشتغال نی‌ریز در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



نمودار ۱-۱۲: روند اشتغال لارستان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

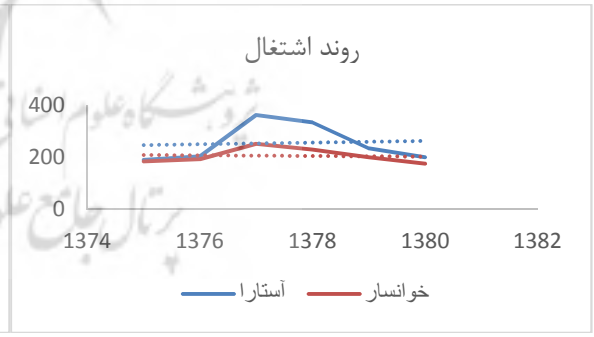


نمودار ۱-۱۳: روند اشتغال تنگستان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

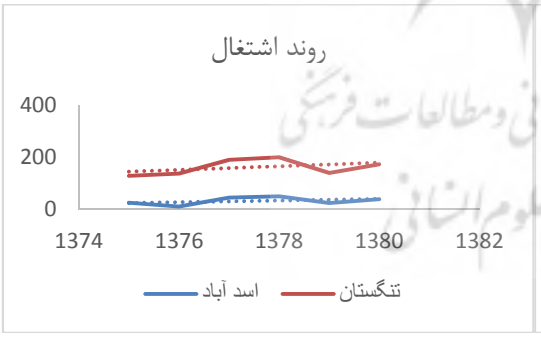


نمودار ۱-۱۴: روند اشتغال بردسیر در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

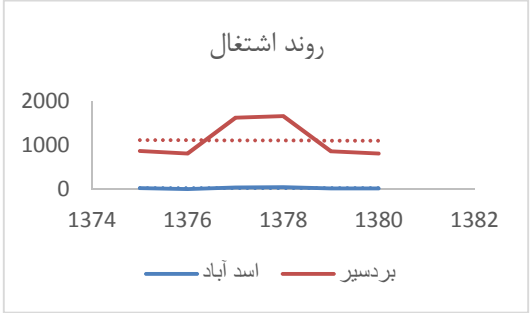
پیوست ۲: روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با واحد کنترل ایجاد شده توسط الگوریتم ژنتیک



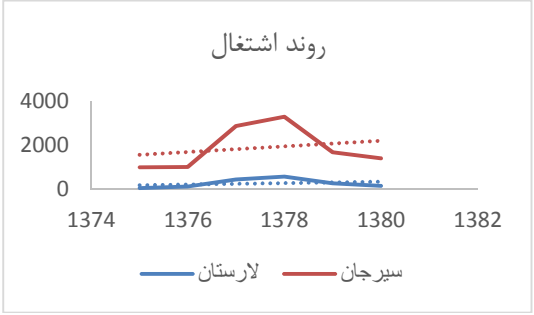
نمودار ۲-۱: روند اشتغال شهرستان آستارا در مقایسه با واحد کنترل خود



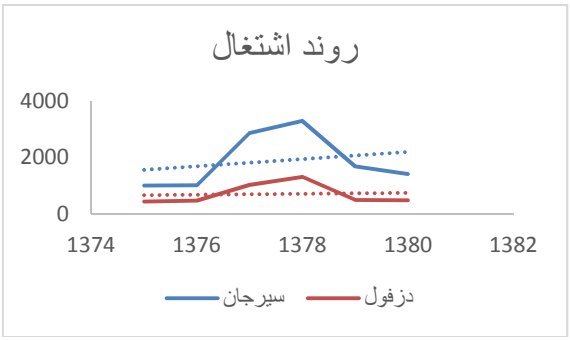
نمودار ۲-۲: روند اشتغال شهرستان تنگستان در مقایسه با واحد کنترل خود



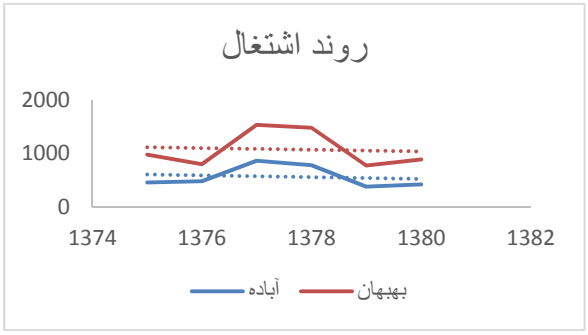
نمودار ۲-۳: روند اشتغال شهرستان بردسیر در مقایسه با واحد کنترل خود



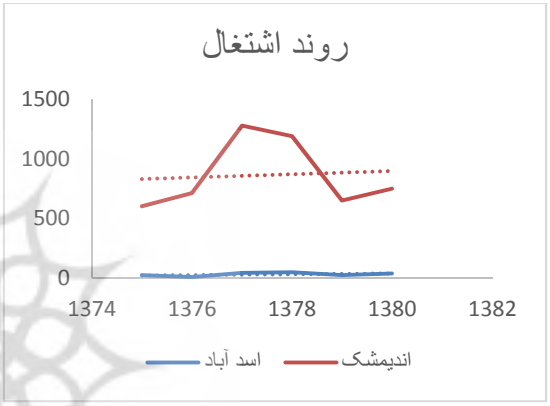
نمودار ۲-۴: روند اشتغال شهرستان لارستان در مقایسه با واحد کنترل خود



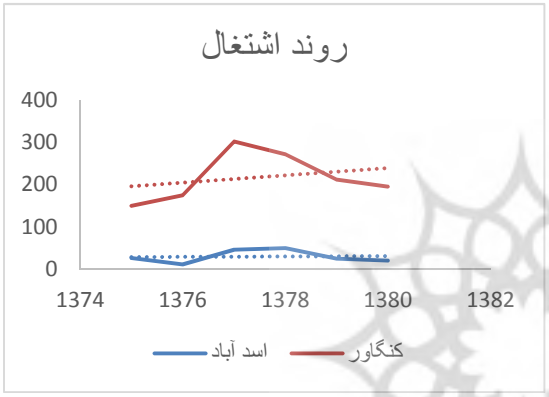
نمودار ۲-۵: روند اشتغال شهرستان دزفول در مقایسه با واحد کنترل خود



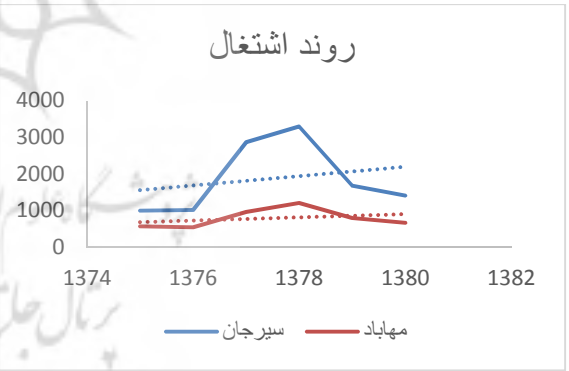
نمودار ۲-۶: روند اشتغال شهرستان بهبهان در مقایسه با واحد کنترل خود



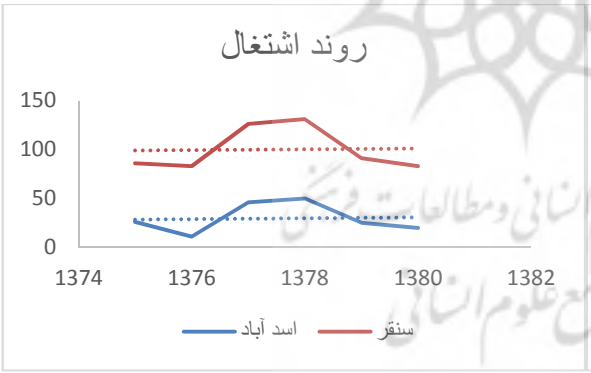
نمودار ۲-۷: روند اشتغال شهرستان اندیمشک در مقایسه با واحد کنترل خود



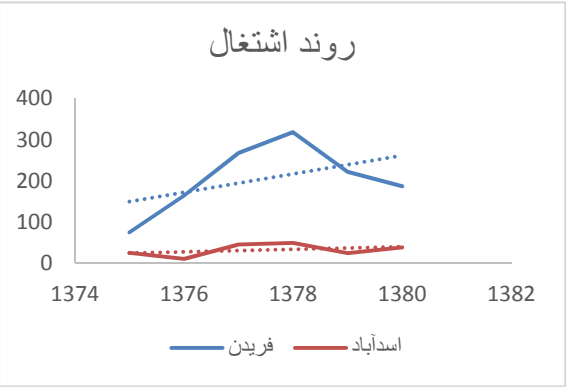
نمودار ۲-۸: روند اشتغال شهرستان کنگاور در مقایسه با واحد کنترل خود



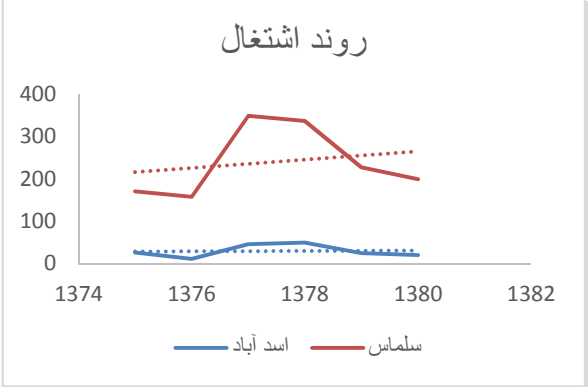
نمودار ۲-۹: روند اشتغال شهرستان مهاباد در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۰: روند اشتغال شهرستان سنقر در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۱: روند اشتغال شهرستان فریدن در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۲: روند اشتغال شهرستان سلماس در مقایسه با واحد کنترل خود