فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹٤، صفحات ۱۲٤-۹۵

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر تدوین‌کنندگان و تأثیر اندازه حجم نمونه بر آن[۱]

علی‌اصغر بانوئی*، زهرا ذبیحی**، پریسا مهاجری*** و الهام تبریزی****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۲/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۶

چکیده

بروز خطا در فرآیند جمع‌آوری پایه‌های آماری و تدوین جداول داده-ستانده متقارن اجتناب‌ناپذیر است و همین موضوع سبب شده است تا تصادفی بودن آمارهای مندرج در جداول داده-ستانده، به عنوان یکی از مباحث اساسی در ادبیات اقتصاد داده-ستانده مطرح شود. پژوهشگران خارجی در مطالعات نظری اثبات کرده‌اند که اگر ماتریس ضرایب فنی، تصادفی باشد، ضرایب فزاینده تولید لئونتیفی دارای اریب مثبت خواهند بود. هر چند یافته‌های مطالعات کاربردی (که مشتمل بر رویکرد کاربران و تدوین‌کنندگان است)، نتیجه فوق را تأیید می‌کنند، اما نشان می‌دهند که میزان این اریب، بسیار ناچیز است و می‌توان از آن چشم‌پوشی کرد. در این مطالعه، رویکرد کاربران و تدوین‌کنندگان را در خصوص تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده و برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده تبیین کرده و با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو و رویکرد تدوین‌کنندگان به برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده تولید و تأثیر اندازه نمونه بر آن خواهیم پرداخت. یافته‌های این مقاله حاکی از آن است که اولا به موازات افزایش حجم نمونه از میزان اریب ضرایب فزاینده کاسته می‌شود. دوما هر چه بر اندازه نمونه افزوده می‌شود، درصد بیشتری از درایه‌های ماتریس ضرایب فزاینده تولید با اریب مثبتی مواجه خواهند شد. سوما در اندازه‌های بزرگ نمونه، تمامی ضرایب فزاینده دارای اریب مثبت و معنی‌داری هستند که در راستای نتایج و یافته‌های مطالعات تحلیلی قرار دارد، هر چند که میزان این اریب بسیار کوچک است.

طبقه‌بندی JEL: *C67 ،D57.*

کلیدواژه‌ها: *تجزیه و تحلیل تصادفی داده- ستانده، ضرایب فزاینده داده- ستانده، فرض تکنولوژی محصول.*

---

۱. این مقاله، مستخرج از رساله کارشناسی ارشد با عنوان «برآورد اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران از منظر تدوین‌کنندگان» است.

* استاد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.
*** استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Parisa_m2369@yahoo.com
**** دانشجوی دکترای آمار دانشگاه شهید بهشتی.

۱- مقدمه

مدل‌های داده- ستانده دارای سه ویژگی اساسی هستند؛ نخست آنکه انعطاف‌پذیر بوده و تحلیل‌هایی متناسب با تغییرات اقتصادهای جهانی، ملی، منطقه‌ای و بخشی ارائه می‌کنند و بررسی موضوعات متعددی در حوزه های مختلف اقتصادی، اجتماعی، انرژی و زیست‌محیطی، اقتصاد اطلاعات، اقتصاد سوانح و ... را امکانپذیر می‌سازند. دوم آنکه از پشتوانه قوی نظریه‌های اقتصادی برخوردار هستند و سوم آنکه بر یک نظام حسابداری بخشی مبتنی هستند.(بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲)

هر چند پایه‌های آماری این الگوها اساسا به شکل داده‌های قطعی و در یک دوره حسابداری مشخص تهیه و تدوین می شود، اما آمارهای هر جدول داده-ستانده‌ای مبتنی بر بررسی‌های تجربی است که در این بررسی‌ها، امکان وقوع خطاها اجتناب‌ناپذیر است. علاوه بر این، برخی از آمارهای این جدول، نه براساس برآوردهای مبتنی بر نمونه‌گیری و سرشماری، بلکه تنها از طریق نظرات کارشناسی ایجاد می‌شود.به عنوان نمونه، تمامی پایه‌های آماری یک جدول داده-ستانده مربوط به یکسال نیستند، بلکه کارشناسان آمار از برخی از پایه‌های آماری نزدیک به سال پایه جدول نیز استفاده می‌کنند. بنابراین بکارگیری این نوع آمارها و تبدیل آنها به سال پایه، نیاز به تعدیل دارد. این فرآیند تعدیل، خود ماهیت غیرتصادفی بودن آنها را مورد تردید قرار می‌دهد و می‌تواند منعکس‌کننده تصادفی بودن درایه‌های جدول باشد.

به عبارت دیگر، اعداد مفروض منعکس‌کننده ارزش‌ها و مقادیر احتمالی هستند و در حقیقت، ممکن است مقادیر دیگری رخ داده باشد. گاهی اوقات نیز ممکن است چند گزینه قابل قبول برای برخی پارامترها وجود داشته باشد و انتخاب از میان آنها اجتناب‌ناپذیر شود. این رویداد بیشتر هنگامی اتفاق می‌افتد که تکنولوژی‌های متفاوتی در تولید یک

محصول وجود داشته باشد و کارشناسان ناگزیر باشند که یک ضریب نهاده‌ای را در الگوی داده–ستانده انتخاب کنند.[۱] (گورگل، ۲۰۰۷)

برخلاف دیگر مدل‌های اقتصادی، ویژگی‌های آماری الگوی داده–ستانده، کمتر مورد توجه قرار گرفته است و بیشتر کاربردهای عملی و جنبه‌های نظری آن گسترش یافته است که یکی از دلایل اصلی این موضوع، نشأت گرفته از پیچیدگی‌هایی است که در تحلیل تصادفی خطاها در جدول داده–ستانده وجود دارد. هر چند نخستین مطالعات و پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه تجزیه و تحلیل تصادفی داده–ستانده به دهه ۱۹۵۰میلادی بازمی‌گردد، اما گسترش کاربرد تکنیک‌های رایانه‌ای و قدرت پردازش اطلاعات در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ و به موازات با آن، توسعه روش‌های جدید اقتصادسنجی این امکان را فراهم کرد که از تحلیل رگرسیونی برای بررسی پارامترهای متغیر و اریب آنها، واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال و... استفاده کرد.

خاطر نشان می شود که پیشرفت‌های مطرح شده موجب شد تا چشم‌اندازهای جدیدی در تحلیل اقتصادسنجی در ارتباط با الگوی داده–ستانده نیز گشوده شود.

---

۱. در اوایل دهه ۱۹۶۰ میلادی، فرض یک بخش- یک کالای حاکم در دهه ۱۹۵۰ با مطالعات ریچارد استون مورد تردید قرار گرفت. وی نشان داد که اولا، بخش‌های اقتصادی بیش از یک کالا تولید می کنند (مثلا بخش نساجی علاوه بر تولید منسوجات، برق نیز تولید می کند) و دوما کالاهایی که توسط یک بخش تولید می‌شوند، تکنولوژی تولید یا ساختار هزینه‌ای متفاوتی دارند. پذیرش تنوع کالاهای تولید شده در هر یک از بخش‌های اقتصادی سبب شد تا سیستم حساب‌های ملی سازمان ملل متحد (SNA) در سال ۱۹۶۸ میلادی پیشنهاد تدوین دو ماتریس ساخت (ماتریس عرضه) و جذب (ماتریس تقاضا) را ارائه کند. هر چند این چارچوب جدید، برخی مسائل را برطرف کرد اما نحوه استفاده از این جداول برای محاسبه‌ی جداول داده–ستانده متقارن و ماتریس ضرایب فنی، چالش‌های جدیدی را ایجاد کرد که مهم‌ترین آن، نحوه انتقال کالاهای فرعی (مثلا برق تولید شده در بخش نساجی) بود. در راستای رفع این نارسایی، دو روش کلی توسط تحلیلگران داده–ستانده معرفی شد که عبارت بود از روش‌های آماری (که پایه نظری نداشتند) و فروض اقتصادی (اعم از فرض تکنولوژی محصول، فرض تکنولوژی فعالیت، فرض تکنولوژی مختلط، فرض ساختار ثابت فروش محصول و فرض ساختار ثابت فروش فعالیت). به این ترتیب، تدوین کنندگان جدول داده–ستانده ناگزیرند یک ساختار هزینه‌ای را برای برق تولید شده در بخش‌های مختلف اعم از نیروگاه‌ها (که خود به طیف وسیعی از نیروگاه‌های مبتنی بر سوخت‌های فسیلی، نیروگاه‌های برق آبی، نیروگاه‌های بادی و خورشیدی و دیگر انرژی‌های تجدید پذیر طبقه‌بندی می‌شوند)، صنعت نساجی، صنعت پتروشیمی (که عهده‌دار تولید بخشی از برق در ایران است)، بخش فولاد و ذوب‌آهن و ... انتخاب کنند.

به لحاظ روش‌شناسی مطالعات خارجی انجام شده در خصوص مساله داده‌های تصادفی و سنجش اریب ضرایب فزاینده در ۶۵ سال گذشته، دو رویکرد اصلی قابل شناسایی است که عبارتند از: رویکرد تدوین‌کنندگان[1] و رویکرد کاربران[2]. وجه افتراق و تمایز این دو رهیافت در نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده و برآورد میزان اریب آنها نهفته است به طوری‌که از منظر کاربران، ماتریس ضرایب مستقیم (a_{ij}) به عنوان نقطه آغازین این تجزیه و تحلیل در سنجش خطاهای تصادفی در نظر گرفته می‌شود که البته دارای پایه نظری نیز هست. در حالی‌که برخی پژوهشگران با طرح رویکرد تدوین‌کنندگان که فقط جنبه حسابداری دارد[3]، استدلال می‌کنند که خطاهای تصادفی در ماتریس مبادلات واسطه‌ای رخ می‌دهد (که قبل از مرحله ماتریس ضرایب فنی است) و باید نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده را ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی (یا بین کالایی) قرار داد.[4]

بکارگیری رویکرد تدوین‌کنندگان حاوی دو وجه است؛ نخست آنکه ماتریس مبادلات واسطه‌ای در جدول متقارن که خود، مرحله بعد از جداول عرضه و مصرف است، مبنای محاسبه خطاهای تصادفی قرار می‌گیرد و دوم آنکه جداول عرضه و مصرف که مبنای محاسبه جدول متقارن هستند، تصادفی در نظر گرفته می‌شوند.

---

1. Complier s Approach
2. Practitioner s Approach

۳. به کارگیری رویکرد کاربران و رویکرد تدوین‌کنندگان ریشه در روش‌های بهنگام‌سازی جدول داده-ستانده نیز دارد. اینکه ماتریس ضرایب مستقیم و یا ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی به عنوان سال مبدأ مبنای بهنگام سازی قرار گیرد و خطاهای آماری مستخرج از دو رویکرد چگونه است، موضوعی است که هم توسط پژوهشگران خارجی و هم داخلی مورد توجه قرار گرفته است. برای اطلاعات بیشتر این موضوعات می‌توانید به Dietzenbacher and Miller (2009)و مشفق و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه نمایید.

۴. ذکر این نکته ضروری است که تن‌را و رئودا کانتوچه (۲۰۰۷)، براساس ماتریس‌های ساخت و جذب، تجزیه و تحلیل‌های تصادفی را انجام داده‌اند که در بخش‌های بعدی درباره آن بحث خواهد شد.

حال اگر مشاهدات فوق را مبنای ارزیابی پژوهش‌های انجام شده در ایران قرار دهیم[۱] به چند مشاهده کلی خواهیم رسید؛ نخست آنکه در مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده، به دو رویکرد فوق‌الذکر اشاره نشده است، دوم آنکه ضرایب مستقیم، مبنای سنجش قرار گرفته‌اند و سوم آنکه، ماهیت ضرایب مستقیم، مستقل از ماهیت جداول داده-ستانده متعارف، جداول داده-ستانده متقارن با فروض مختلف تکنولوژی و یا جدول تلفیقی عرضه و تقاضا مورد توجه قرار گرفته‌اند.

در این مطالعه در پی آن هستیم تا ضمن تشریح دقیق دو رویکرد فوق، در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان به سنجش اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید مبتنی بر جدول محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران بپردازیم. ضمن آنکه تاکنون در مطالعات داخلی به اهمیت اندازه نمونه و اثر آن بر میزان اریب توجهی صورت نگرفته است، از این رو در شبیه سازی مونت‌کارلو، اندازه‌های متفاوتی از حجم نمونه را ایجاد کرده و نشان خواهیم داد که هر چه اندازه نمونه بزرگ‌تر باشد از میزان اریب کاسته خواهد شد، اما تمامی ضرایب فزاینده با اریب مثبت و معنی‌داری مواجه خواهند شد.

۲- دلایل بروز خطاهای آماری

بروز خطا در فرآیند جمع‌آوری پایه‌های آماری و تدوین جداول داده-ستانده متقارن اجتناب‌ناپذیر است و همین موضوع سبب شده تا تصادفی بودن آمارهای مندرج در جدول داده-ستانده، به عنوان یکی از مباحث اساسی در ادبیات اقتصاد داده-ستانده مطرح شود. در جدول (۱)، عمده‌ترین خطاها و دلایل ایجاد آنها به طور مختصر بررسی شده‌اند.

---

۱. با وجود سابقه طولانی و مطالعات وسیعی که در حوزه تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده در خارج از کشور صورت گرفته است، پژوهش‌های انجام شده در ایران اندک بوده و محدود به مقالات جهانگرد (۱۳۷۹)، جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) و جهانگرد و حسینی (۱۳۹۱) است.

جدول (۱)- دلایل بروز خطا در فرآیند محاسبه جدول داده-ستانده متقارن

مرحله‌ای که خطا رخ می‌دهد	دلیل بروز خطا	توضیحات
گردآوری اطلاعات و تدوین جداول عرضه و مصرف	نمونه‌گیری	آمارهای مربوط به جدول داده-ستانده از طریق نمونه‌گیری گردآوری می‌شوند و نمونه‌گیری نیز خطاهای مختص به خود را دارد. از سوی دیگر این اطلاعات بر اساس طرح‌های آمارگیری جمع‌آوری می‌شوند که مشتمل بر طرح‌های جامع و طرح‌های تفصیلی هستند. در طرح‌های جامع، پرسشنامه‌هایی طراحی می‌شود که شامل سوالات محدودی است و به صورت کلی (و نه جزئی) مطرح می‌شود، اما در طرح‌های تفصیلی، پرسشنامه‌ها بسیار حجیم بوده و به دلیل تعدد سوالات، پاسخگویی به آن دشوار است. با توجه به اینکه این پرسشنامه‌ها با وقفه زمانی تدوین می‌شوند و پاسخگویی به آنها نیز مستلزم اطلاعات بسیار جزئی است از این رو نمی‌توان به حافظه افراد اتکا کرد و باید به دفاتر و اسناد و مدارک رجوع شود. طبیعی است که فقدان ضمانت اجرایی برای دسترسی به این دفاتر و اسناد، سبب می‌شود تا بسته به درجه همکاری اشخاص حقیقی و حقوقی (اعم از دولتی و غیردولتی، خصوصی یا تعاونی)، کیفیت و صحت اطلاعات جمع‌آوری شده دستخوش تغییر شود. بدیهی است که درجه اندک همکاری و تعامل با نهاد آماری سبب می‌شود که کارشناسان در نهایت ناگزیر به تعمیم اطلاعات حاصله شوند که این تعمیم نیز خطاهایی را ایجاد خواهد کرد.
	تجمیع اطلاعات	هزاران محصول مختلف و با درجه‌های کیفی متفاوت در اقتصاد تولید می‌شود، اما آخرین جدول تفصیلی داده-ستانده‌ای که در ایران تدوین شده، جدول متقارن محصول در محصول به ابعاد ۹۱ × ۹۱ سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران است. در حقیقت، داده‌های IO یک بازنمای تجمیع‌شده از دنیای واقعی را فراهم می‌کند و کالاهای مختلف بر مبنای همگنی با یکدیگر تجمیع شده و یک گروه کالا یا محصول همگن را تشکیل می‌دهند. این مساله درباره فعالیت‌های (بخش‌های) اقتصادی نیز حاکم است.
	تنوع و گستردگی پایه‌های آماری در محاسبه جداول داده-ستانده:	داده‌هایی که در تدوین جدول IO استفاده می‌شوند، متعدد و متنوع هستند که برای نمونه می‌توان به ساختار هزینه‌ای و تولید کالاهادر هر یک از بخش‌ها، اجزای ارزش‌افزوده، بردار تقاضای نهایی (که خود مشتمل بر مصرف خانوارها، تشکیل سرمایه، مخارج دولت، واردات و صادرات است)، اشاره کرد.با توجه به اینکه اولا داده‌ها و اطلاعات جدول داده-ستانده دارای ماهیت متفاوتی هستند، برای نمونه بردار ارزش افزوده ماهیت بخشی، بردار تقاضای نهایی ماهیت کالایی و ماتریس مبادلات واسطه‌ای جدول مصرف ماهیت کالادربخش دارد و ثانیا این داده‌ها لزوما متعلق به سال تهیه جدول نیستند و ممکن است مربوط به سال‌های ماقبل یا مابعد سال تهیه جدول باشند نیاز به یکسری تعدیلات دارند که این تعدیلات خود می‌توانند سبب بروز خطا شود.

ادامه جدول (۱)-

گردآوری اطلاعات و تدوین جداول عرضه و مصرف	عدم انطباق زمانی بین سال هدف گذاری شده برای تدوین جداول و جمع آوری آمارها	تدوین جدول داده-ستانده، امری زمان‌بر است. برای نمونه، جدول داده-ستانده متقارن محصول در محصول سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و جدول فعالیت در فعالیت سال ۱۳۷۸ بانک مرکزی، به ترتیب در سال‌های ۱۳۸۷ و۱۳۸۴ انتشار یافته است. بدیهی است که هرچه شکاف و وقفه زمانی افزایش یابد، بر احتمال و شدت بروز خطا افزوده می‌شود. این مساله به ویژه در جمع آوری آمارهای مربوط به مصرف خانوارها، ساختار هزینه‌ای و محصولات تولیدی بنگاه‌های کوچک اقتصادی (که الزامی به نگهداری دفاتر رسمی و ثبت معاملات ندارند) و فعالان اقتصادی در بخش خدمات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نکته مهم این است که بین سال پایه جدول و پایه‌های آماری جدول تناسب وجود ندارد. تصور اینکه تمامی پایه‌های آماری مربوط به سال پایه جدول است، امری غیر ممکن است. برای تدوین این نوع جداول از پایه‌های آماری نزدیک به سال پایه جدول استفاده می‌شود. هماهنگی این نوع پایه‌های آماری با سال پایه جدول نیاز به تعدیل دارد که این فرآیند تعدیل خود می‌تواند منجر به خطاهای آماری می‌شود.
	نظرات کارشناسی	برخی از آمارهای جدول داده-ستانده نه بر اساس برآوردهای مبتنی بر نمونه‌گیری، بلکه فقط از طریق نظرات کارشناسی ایجاد می‌شود. برای نمونه، آمار واردات توسط گمرک و براساس کدهای HSبه نهادهای متولی تدوین جدول داده-ستانده ارائه می‌شود و این نهادها باید آنها را بر اساس کدهای ISICیا CPC مجدد طبقه‌بندی کنند. همچنین تفکیک واردات کل به واردات واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای نیز توسط کارگروهی مرکب از کارشناسان برخی نهادها صورت می گیرد، از این رو بروز خطا اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.
محاسبه جدول داده-ستانده متقارن با فروض مختلف تکنولوژی	مربع کردن جداول عرضه و مصرف در فرض تکنولوژی محصول	جداول عرضه و مصرف به صورت مستطیلی تدوین می‌شوند اما چون محاسبه جدول محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول، مستلزم محاسبه ماتریس سهم ثابت محصولات فرعی و اصلی از کل تولید بخش ($C = [C_{ij}] = V'_{(c\times i)}[\hat{x}_j]^{-1}$) و معکوس کردن آن است، بنابراین باید جداول عرضه و مصرف را مربع کرد. مربع کردن این جداول نیز به معنای تجمیع برخی از سطرها و ستون‌ها با یکدیگر است که سبب می‌شود تا ماتریس ضرایب فنی و به تبع آن ضرایب فزاینده تولید، منعکس کننده ارقام صحیح نباشند.
	تعمیم فرض تکنولوژی محصول به تمامی کالاهای فرعی	در فرآیند محاسبه جدول متقارن داده-ستانده با استفاده از جداول عرضه و مصرف و به دلیل عدم اطلاع دقیق از ساختار هزینه‌ای محصولات فرعی، بیشتر از فرض تکنولوژی محصول و یا فرض تکنولوژی فعالیت استفاده می‌شود که تعمیم یک فرض تکنولوژی به تمامی محصولات فرعی بر خطاهای محاسبه جداول IO می‌افزاید. انتخاب فرض تکنولوژی محصول به این معناست که به طور ضمنی فرض می‌شود که تولید هر محصول، ساختار هزینه‌ای منحصر به فرد خود را دارد و این ساختار، مستقل از فعالیتی است که آن را تولید می کند. بدیهی است که این فرض نمی‌تواند در خصوص تمامی محصولات فرعی صادق باشد. برای نمونه، به نظر نمی‌رسد که محصولات جانبی (از قبیل پوست و گوشت در صنعت کشتارگاه، تولید اسیدسولفوریک در فرآیند ذوب فلزات و ...) را بتوان بر فرض تکنولوژی محصول منطبق کرد.

ادامه جدول (۱)-

حذف عناصر منفی در جدول داده-ستانده متناظر محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول	نظرات و قضاوت‌های کارشناسی و استفاده از آمارهای اضافی جانبی	در بسیاری از روش‌های حذف عناصر منفی (به استثنای الگوریتم آلمن) که توسط تحلیلگران خارجی پیشنهاد شده است، یا باید جداول عرضه و مصرف را به نحوی تعدیل کرد که ماتریس ضرایب فنی محاسبه شده با استفاده از آنها، فاقد درایه منفی باشند. یا اینکه باید برخی از محصولات فرعی را با فرض تکنولوژی محصول و مابقی را با فرض تکنولوژی فعالیت منتقل کرد. بدیهی است که انجام این قبیل اقدامات به تشخیص کارشناس و با استفاده از آمارها و اطلاعات جانبی صورت می‌گیرد و نظر کارشناس، نتایج محاسبات را به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. همین امر سبب می‌شود تا احتمال بروز خطا به دلیل تعدیلاتی که مبتنی بر قضاوت و نظرات تدوین کننده جدول است، افزایش یابد.

مأخذ: نتایج تحقیق که بیشتر از منابع زیر اقتباس شده است.

۱. مصاحبه با یکی از کارشناسان مرکز آمار ایران.

۲. کورگل (۲۰۰۷)، برودی (۱۹۷۰)، دیازنباخر و همکاران (۲۰۱۳).

از دیگر انواع خطا می‌توان به خطای گردکردن، خطاهای تقریب، ساده سازی‌های نظری که به این دلیل که ما را به سمت فرض ضرایب فزاینده باثبات، خطی بودن معادلات و... می‌راند، می‌توانند سبب بروز خطا شوند. همچنین آمیختگی میان حساب ذخیره انبار و جریان یک منبع مهم خطا در عمل است (برودی، ۱۹۷۰).

با توجه به آنچه گفته شد، بروز انواع مختلف خطاها در تدوین جدول داده-ستانده سبب شده تا برخی پژوهشگران اقتصاد داده-ستانده، کانون توجه خود را بر مساله تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده متمرکز کنند و از این موضوع به عنوان یکی از مسائل محوری در چشم‌انداز دهه‌های آتی یاد کنند (دیازنباخر و همکاران، ۲۰۱۳).

۲- مروری بر مطالعات صورت گرفته در حوزه تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده با تأکید بر برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده تولید

جدول داده-ستانده و مدل‌های مربوط به آن ماهیت غیرتصادفی دارند با این حال، تردید در خصوص تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول داده-ستانده به شش دهه پیش بازمی‌گردد. تصادفی بودن پایه‌های آماری و سنجش آن در شش دهه گذشته در قالب دو رویکرد

کاربران و تدوین کنندگان امکانپذیر اســت. در این بخش تلاش می کنیم مطالعات انجام گرفته توسط طیف وسیعی از پژوهشگران را به اجمال مورد بررسی قرار دهیم.

۱-۲- تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول از منظر رویکرد کاربران

تلاش‌های اولیه درباره تحلیل خطای داده-ســتانده به مطالعه ایوانز (۱۹۵۴)[1] بازمی‌گردد که در آن، خطاهای تجمعی و غیرتجمعی[2] در چارچوب بین بخشــی مورد بحث قرار گرفت و یافته‌های این مطالعه در بهنگام‌ســازی جداول داده-ســتانده (RAS) بکار گرفته شـد. وی با فرض اینکه همه عناصــر ماتریس ضــرایب فنی (A) ثابت هســتند و تنها یک ردیف از ضرایب، متغیر در نظر گرفته می شوند، فرمولی را برای پراکنش بردار ستانده برآورد شده مطرح کرد. ایوانز برای تحلیل خطای تصادفی از شبیه سازی استفاده کرد که این بررسی‌ها مبتنی بر ساختار متقارن و حاصلضربی خطاها[3] بود. وی از این شبیه سازی نتیجه گرفت که خطاها در ماتریس های ســاختاری نه تنها غیرتجمعی نیســتند بلکه اثر همدیگر را خنثی می کنند.

کریســت (۱۹۵۵)[4] با اســتفاده از فرمول‌بندی ریاضــی دیر و واف (۱۹۵۳)[5]، اثر خطاهای مطلق کوچک در ضــرایب مســتقیم بر معکوس لئونتیف را مورد واکاوی قرار داد. کوانت (۱۹۵۸)[6] نیز با دلایل نظری و تحلیلی نشــان داد که خطاهای در ضــرایب فنی، ســاختاری تصادفی دارند. وی شبیه سازی برای اقتصاد دوبخشی انجام داد و از فروض ساده‌کننده‌ای برای ساختار خطاها استفاده و فرض کرد که این ساختار، مستقل، جمعی و متقارن است که میانگینی صــفر دارد. در قالب این الگو، وی نواحی اطمینان[7] را حول جواب‌های ســتانده ناخالص استخراج کرد.

---

1. Evans, (1954)
2. Cumulative and Noncumulative Errors
3. Symmetric and Multiplicative Error Structure
4. Christ, 1955
5. Dewyer and Waugh, (1953)
6. Quandt, 1958 & (1959)
7. Confidence Intervals

مقاله سال ۱۹۵۹ کوانت نیز مبتنی بر فرض جمعی بودن ساختار خطا[1] برای یک الگوی سه بخشی بود. وی واریانس و کوواریانس ماتریس ضرایب فزاینده $(I-A)^{-1}$ را برآورد کرد و از این طریق، واریانس بردار ستانده را تخمین زد. نتایج شبیه‌سازی در این مقاله حاکی از آن بود که خطاهای در ستانده ناخالص، گرایش به اریب دارد.

در دهه ۱۹۶۰، تایل[2] تلاش کرد تا ارتباط بین خطاهای ماتریس ضرایب فزاینده لئونتیف را با خطاهای بردارهای ستانده بررسی کند. تایل ماتریس ضرایب فزاینده را به حاصل‌جمع دو جزء تفکیک کرد و جزء اول را معادل با ماتریس ضرایب فزاینده «درست» معرفی کرد که با ماتریس اجزاء خطا جمع می‌شد. این روش در پژوهش پارک (۱۹۷۹)[3] نیز بکار گرفته شد و وی خطاها را در ضرایب فزاینده تولید نوع اول (I) و دوم (II) تجزیه کرد. پارک پی برد که خطاهای بردارهای ستانده و ضرایب فزاینده را می‌توان بر حسب یک ترکیب خطی از خطاها در اجزاء مختلف الگوی اصلی تبیین کرد.

پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در تحلیل تصادفی الگوی داده-ستانده در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی به وقوع پیوست. برودی (۱۹۷۰) در نتایج بررسی خود بیان کرد که روش‌های محاسباتی، روش گردآوری و پردازش داده‌ها و تجمیع اطلاعات از مهم‌ترین خطاهایی هستند که در تدوین جداول داده-ستانده رخ می‌دهند. همچنین از نظر وی، آمیختگی بین انباره‌ای و جریانی بودن حساب موجودی انبار (که قسمتی از بردار تشکیل سرمایه ناخالص در ناحیه دوم جدول داده- ستانده یا تقاضای نهایی را تشکیل می‌دهد) یکی از منابع اصلی خطا به حساب می‌آید.

مک‌کاملی و دیگران (۱۹۷۳)[4] تحلیل احتمالات را به ضرایب داده- ستانده تسرّی دادند و از روش تقریب واریانس رائو (۱۹۵۲)[5] استفاده کردند تا فرمولی را برای واریانس ضرایب فزاینده درآمدی بخشی استخراج کنند. آنان فرض کردند که ضرایب سطری مستقل هستند

---

1. Additive Error Structure
2. Theil
3. Park, 1973
4. McCamleyet al, (1973)
5. Rao, 1952

و با این ساده‌سازی، آنان تقریب تحلیلی از مقادیر معکوس لئونتیف و کوواریانس اجزای ستونی جدول ضرایب مستقیم را به دست آوردند. این نویسندگان به لحاظ نظری به توزیع خطاها نپرداختند و رویکرد آنها تنها تجربی بود.

مهم‌ترین انگیزه بسیاری از مطالعاتی انجام شده در حوزه ماهیت احتمالاتی الگوهای داده- ستانده، سنجش دقت مدل‌سازی داده- ستانده بوده است. برای نمونه، مک مینامین و هارینگ (۱۹۷۴)[1] به مطالعه صحت ضرایب فنی، تقاضای نهایی کل، ارزش‌افزوده، مبادلات واسطه‌ای، واردات و صادرات و برآوردهای ضرایب فزاینده پرداختند.در این راستا، وست (۱۹۸۲ و ۱۹۸۶)[2] روشی را برای رتبه‌بندی ضرایب فنی به ترتیب اهمیت شان توسعه داد و پیشنهاد کرد که بر مهم‌ترین ضرایب فزاینده باید تمرکز کرد. وی اجزای اخلال حاصلضربی[3] را ایجاد کرد و خطای مطلق در ضریب فزاینده ستون jام را نه تنها تابعی از اندازه ضرایب فزاینده تولید j امدر نظر گرفت بلکه این خطا را به اندازه ضریب فزاینده مرتبط با بخش سطری که در آن این خطا ایجاد شده بود نیز منتسب کرد.

مطالعات برجسته‌ای نیز در دهه ۱۹۷۰ توسط سیمونویت (۱۹۷۵)[4] و گویکوایچی و هانسن (۱۹۷۸)[5] صورت گرفته است. سیمونویت در ادامه پژوهش‌های کوآنت و ایوانز، ارزش مورد انتظار ماتریس لئونتیف را با مقادیر مورد انتظار معکوس‌اش مقایسه کرد و پی برد که اگر تمامی عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) مستقل باشند آنگاه $E\left[(I-A)^{-1}\right] \geq \left[I-E(A)\right]^{-1}$ و اگر تمامی ضرایب به طور متقارن توزیع شده باشند و مجموع سطر و ستون، مشخص باشد، حداقل یک عنصر از ماتریس معکوس لئونتیف دارای بیش برآوردی خواهد بود و حداقل یک عنصر نیز کمتر از حد برآورد خواهد شد. نابرابری فوق از ادعای ایوانز مبنی بر وجود آثار خنثی‌کننده خطا حمایت می‌کند. در

1. McMenamin and Haring, (1974)
2. West, 1982 & (1986)
3. Multiplicative Error Terms
4. Simonovits, (1975)
5. Goicoechea and Hansen (1978)

پژوهش گویکواچی و هانسن نیز ضرایب فنی و متغیرهای تقاضا در چارچوب داده-ستانده، متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شدند.

لاهیری و ساچل (۱۹۸۶)[۱] مجدد به بررسی رابطه بین مقادیر مورد انتظار معکوس لئونتیف و مقادیر واقعی پرداختند و جدول ضرایب مستقیم را یک ماتریس تصادفی داده-ستانده در نظر گرفتند. آنان نشان دادند که در فرمول‌بندی ارائه شده توسط سیمونویت، خطای تصریح وجود دارد. پس از آن در مطالعه دیگری، نتایج اولیه را تعمیم داده و به بررسی ارتباط بین اریب ماتریس معکوس لئونتیف با خطاهای تصادفی در ضرایب قیمتی پرداختند.

مساله تقریب تابع چگالی ضرایب فزاینده و گشتاورهای آن نیز توسط وست (۱۹۸۶) مورد مطالعه قرار گرفت. وی با فرض آنکه اجزای خطا کوچک، مستقل و دارای توزیع نرمال هستند، یک تبیین تئوریکی برای چگالی احتمال انحراف از ضرایب فزاینده مشاهده شده را استخراج کرد و نشان داد که مقدار مورد انتظار اجزاء خطا مثبت است و توزیع ضرایب فزاینده، چولگی مثبت دارد.

تن‌را و استیل (۱۹۹۳)[۲] مدل تحلیل تصادفی داده- ستانده را مورد تجدیدنظر قرار داده و تلاش کردند تا کاستی که در مطالعه وست (۱۹۸۶) وجود دارد را برطرف کنند. از نظر آنان، فرض نرمال بودن توزیع خطاها در ماتریس ضرایب فنی که در مطالعه وست مطرح شده، نادرست است، زیرا تحت این فرض، گشتاورها وجود نخواهند داشت و در فرمول‌های به دست آمده نیز ناسازگاری آشکاری وجود دارد. در راستای برطرف کردن این نقص، آنان ساختار خطای تصادفی را به توزیع بتا تغییر داده و به ارزیابی گشتاورها با استفاده از محاسبات مونت کارلویی پرداختند و پس از آن، میانگین، واریانس و فاصله اطمینان ضرایب فزاینده را محاسبه کرده اند.

---

۱. Lahiri and Satchell, 1986

۲. ten Raa and Steel, 1993

در مطالعه دیگری، تن‌را و جانسن (۱۹۹۸)[1] نشان دادند که ضرایب فزاینده‌ای که از معکوس لئونتیف ضرایب داده- ستانده برآورد شده به دست می‌آیند، دارای اریب هستند که این اریب از تفاضل میانگین مقدار تابعی و مقدار تابعی میانگین حاصل می شود. علاوه بر این، آنان اریب و حساسیت ضرایب فزاینده را از دیدگاه عمومی توابع متغیرهای تصادفی مورد بررسی قرار داده‌اند.

بی‌نون و ماندی (۲۰۰۸)[2] نیز در مطالعه‌ای با استفاده از روش تحلیل تصادفی به شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصاد ولز پرداختند و با به‌کارگیری شبیه‌سازی مونت کارلو، حجم نمونه ۱۰ هزارتایی ایجاد شده و ضرایب فنی تصادفی که دارای تابع توزیع بتا هستند را به دست آوردند. پس از آن، تابع چگالی احتمال برای برآورد دامنه پیوندهای پسین، پیشین و شناسایی بخش‌های کلیدی را محاسبه کرده و در ادامه برای مقایسه بخش کلیدی حاصل شده از جداول تجمیع‌شده و تجمیع نشده، از روش تحلیل تصادفی استفاده کرده‌اند.

۲-۲- تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول از منظر رویکرد تدوین‌کنندگان

مطالعات تجربی و نظری ارائه شده در قسمت پیشین، ماتریس ضرایب مستقیم را به عنوان مبنای سنجش تصادفی بودن داده‌ها مدنظر قرار داده‌اند، اما از دهه ۱۹۷۰ میلادی به بعد، برخی دیگر از پژوهشگران تلاش کردند تا در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان از ماتریس مبادلات واسطه‌ای به عنوان نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده استفاده کنند.

گرکینگ (۱۹۷۶ و ۱۹۷۹)[3] و دیازنباخر (۱۹۸۸)[4] از جمله پژوهشگرانی بودند که این رویکرد را مطرح و در مقالات خود بکارگرفتند. رولاند هوست (۱۹۸۹)[5] نیز از رویکرد

---

1. Ten Raa and Jansen, (1998)
2. Beynon and Munday, (2008)
3. Gerking, 1976 and (1979)
4. Dietzenbacher, (1988)
5. Roland-Holst, (1989)

تدوین‌کنندگان در محاسباتش استفاده کرد و با مجموعه‌ای از شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی، نشان داد که برآوردهای ضرایب فزاینده نااریب هستند.

در مطالعه دیازنباخر (۱۹۹۵)، یافته‌های رولاند هوست مورد تأیید قرار گرفت. وی همچنین در این مقاله نشان داد که هر یک از سطرهای ماتریس ضرایب فزاینده، خواه دارای اریب صفر باشد یا اریب منفی داشته باشد به وسیله اریب‌های منفی دیگر خنثی می‌شوند به طوری‌که متوسط وزنی، صفر خواهد بود.

دیازنباخر (۲۰۰۶) در مطالعه دیگری درباره این موضوع بحث کرد که چرا با وجود نتایج مطالعات نظری (که نشان می‌دهند اگر ضرایب نهاده‌ای، تصادفی باشند، ضرایب فزاینده بین بخشی نیز دارای اریب مثبت خواهد بود.)، در برخی پژوهش‌های تجربی مبتنی بر شبیه‌سازی، این نتیجه حاصل شده است که ضرایب فزاینده بدون تورش هستند. در این مقاله، دیازنباخر بر اندازه نمونه تمرکز کرد و نشان داد که با افزایش اندازه‌های نمونه، ضرایب فزاینده برآورد شده نیز دارای اریب مثبت و معنی‌داری خواهند بود.

تن‌را و کانتوچه (۲۰۰۷)[1] و کانتوچه و همکاران (۲۰۱۳)، تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده را بسط داده و فرض کرده‌اند که جداول ساخت و جذب که بر اساس آنها، جداول داده-ستانده متقارن و ماتریس ضرایب فنی محاسبه می‌شوند، تصادفی باشند. آنان با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلویی به دو روش، جدول متقارن داده-ستانده مبتنی بر ساخت و جذب را تصادفی کرده و آثار آن را بر هشت ماتریس ضرایب فزاینده مختلف اندازه‌گیری کرده‌اند. این تحلیل‌ها برای جداول ساخت و جذب سال ۲۰۰۶ میلادی اسپانیا، ایتالیا، آلمان، فنلاند و هلند به طور جداگانه صورت گرفته و نشان داده‌اند که هر چند اریب‌ها به لحاظ آماری معنی‌دار هستند اما بسیار کوچک هستند که یافته‌های پژوهش‌های پیشین را تأیید می‌کنند.

یادآور می شود دلیل ا صلی طرح رویکرد تدوین‌کنندگان از اوایل دهه ۱۹۷۰ میلادی به این موضوع بازمی‌گردد که در رویکرد مورد اشاره، تصادفی بودن داده‌ها به ماتریس

1.Tten Raa and Rueda-Cantuche, (2007)

مبادلات واسطه‌ای منتسب شده و به تبع آن، ضرایب فنی تصادفی حاصل می‌شود. در حالی که در رویکرد کاربران، مرحله نخست (یعنی تصادفی بودن جدول مبادلات واسطه‌ای) نادیده گرفته شده و مستقیم بر تصادفی بودن ضرایب فنی تمرکز می‌شود.

اگر مطالب فوق را مبنای ارزیابی پژوهش‌های انجام شده قرار دهیم، ملاحظه خواهیم کرد که اکثر مطالعات انجام شده در ایران در زمینه تحلیل‌های داده-ستانده‌ای مبتنی بر روش‌های غیرتصادفی بوده‌اند. پژوهش‌هایی که در زمینه تحلیل تصادفی داده-ستانده نیز صورت گرفته است مستقل از بکارگیری رویکردهای خاص بوده و محدود به سه مطالعه‌ای است که توسط جهانگرد (۱۳۷۹)، جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) و جهانگرد و عاشوری (۱۳۹۱) انجام شده است.

جهانگرد (۱۳۷۹) به بررسی تصادفی بودن مدل داده-ستانده ایران با استفاده از جدول داده-ستانده سال ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران در قالب ۷۸ بخش پرداخته و در این راستا از مدل کوانت و حالت عمومی مساله برای تخمین ضریب‌های فزاینده تولید و درآمد بخش‌های اقتصاد ایران استفاده کرده است. در این مطالعه، نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی، ماتریس ضرایب فنی در نظر گرفته شده است و نتایج آن نشان می‌دهد که بین برآورد نقطه‌ای و برآورد فاصله‌ای در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضریب‌های فزاینده درآمد و تولید تفاوت زیادی وجود دارد به طوری‌که استفاده از ضریب‌های فزاینده فاصله‌ای به دلیل خطاهای موجود در جدول داده-ستانده ایران، قابل اتکاتر است. علت این مساله را می‌توان در نحوه جمع‌آوری اطلاعات و میزان دقت آنها و ... برای تدوین جدول داده-ستانده ذکر کرد.

جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تبیین کردند که به دلیل استفاده از داده‌های آماری فراوان در تحلیل‌های داده- ستانده، بکارگیری فروض مختلف فناوری در محاسبات و تبدیل ماتریس‌های عرضه و تقاضا به ماتریس‌های متقارن، این تحلیل‌ها در معرض خطاهای آماری متعدد هستند که بر نتایج حاصل از آن تأثیر می‌گذارند. به همین دلیل، محققان برای تصادفی قرار دادن داده‌های داده- ستانده و لحاظ خطاها از روش‌های تخمین اقتصادسنجی استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که اقتصاد ایران

خدمات‌محور است در حالی‌که روش سنتی IO مؤید صنعت‌محور بودن اقتصاد ایران از حیث بخش‌های کلیدی است.

جهانگرد و حسینی (۱۳۹۲) با استفاده از رویکرد تحلیل تصادفی به تعیین بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران پرداخته و از جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و از روش برآوردهای فاصله‌ای و شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده کرده‌اند. نتایج رویکرد غیرتصادفی بیانگر این است که در جدول ۲۵ بخشی، شش گروه بخش تجمیع شده به عنوان بخش‌های کلیدی قابل شناسایی هستند. همچنین در جدول ۹۹ بخشی، ۱۳ گروه بخش به عنوان بخش‌های کلیدی رویکرد غیرتصادفی داده-ستانده به دست آمده است.

همانگونه که مشاهده می‌شود، در مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل تصادفی جدول داده- ستانده، به دو رویکرد تدوین‌کنندگان و کاربران توجهی نشده و ضرایب فنی، مبنای شروع محاسبات سنجش میزان اریب ضرایب فزاینده تولید قرار گرفته‌اند. همچنین در مطالعات انجام شده، تأثیر اندازه نمونه شبیه سازی شده توسط روش مونت کارلو بر میزان اریب مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین در این مطالعه برآنیم تا ضمن تشریح دو رویکرد نامبرده، رویکرد تدوین‌کنندگان را مبنای برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده قرار دهیم و با استفاده از طیف وسیعی از اندازه‌های نمونه (۱۰ نمونه تا ۱۰ هزار نمونه) به بررسی اثر تفاوت در اندازه نمونه بر میزان اریب بپردازیم.

۳- چارچوب نظری رویکردهای اصلی در برآورد اریب ضرایب فزاینده تولید

ماتریس ضرایب فزاینده تولید (L) که به ماتریس معکوس لئونتیف معروف است، نقش مهمی در الگوی داده-ستانده ایفا می‌کند و اثر یک شوک برون‌زا را بر سطوح تولید بخش‌های مختلف اقتصاد نشان می‌دهد. این ماتریس نه تنها کاربرد وسیعی در تحلیل‌های داده-ستانده دارد بلکه از آن برای توضیح ساختار تولید بین بخشی در مدل‌های CGE نیز استفاده می‌شود. ماتریس ضرایب فزاینده تولید، عموما از ماتریس ضرایب فنی (A) که منعکس‌کننده ضرایب نهاده‌ای مستقیم است و از طریق رابطه $L = (I - A)^{-1}$ حاصل می‌شود.

در رویکرد کاربران که رهیافت سنتی یا روش کلاسیک نیز نامیده می‌شود، فرض می‌شود که ماتریس ضرایب فنی (A) تصادفی بوده و دارای توزیع نرمال است. بنابراین ارزش انتظاری (میانگین ریاضی) ماتریس ضرایب فنی، همان ماتریس Aخواهد بود، یعنی $E(A)=A^0$. در این حالت، سیمونویت (۱۹۷۵) ثابت کرده است که ضرایب فزاینده تولید، یک اریب به سمت بالا و مثبت خواهند داشت به این معنا که

$$E(L)=E\left[(I-A)^{-1}\right]>\left[I-E(A)\right]^{-1}=\left(I-A^{0}\right)^{-1}=L^{0} \qquad (1)$$

اریب به سمت بالای ضرایب فزاینده، نه تنها یک معمای دانشگاهی است بلکه پیامدهای جدی نیز به همراه دارد، زیرا آثار یک شوک تصادفی را بر تولید بخش‌های دیگر، بیش از حد برآورد می‌کند. (دیازنباخر، ۲۰۰۶)

در مقابل، طیفی از پژوهشگران، رویکرد تدوین‌کنندگان را معرفی کرده و استدلال می‌کنند که ماتریس ضرایب فنی از جدول مبادلات واسطه‌ای استخراج می‌شود و این جدول در معرض انواع مختلفی از خطاهای اندازه‌گیری قرار دارد، بنابراین از دیدگاه عملی باید جدول مبادلات واسطه‌ای را نقطه آغاز تجزیه و تحلیل تصادفی ضرایب فزاینده در نظر گرفت.

دیازنباخر، دلیل احتمالی عدم استقبال از رویکرد تدوین‌کنندگان را در مراحل اضافی تبدیل مبادلات واسطه‌ای به ضرایب فنی و پیچیده‌تر شدن تحلیل‌ها بیان می‌کند و بر این باور است که بکارگیری فروض تصادفی برای جدول مبادلات واسطه‌ای، یک ماهیت تصادفی به ضرایب فنی و متعاقب آن، ضرایب فزاینده می‌دهد که تحلیل‌ها را بیشتر و پیچیده‌تر می‌سازد.

٤- روش‌شناسی و تبیین مراحل مختلف شبیه‌سازی مونت‌کارلو

در رویکرد تدوین‌کنندگان فرض می‌شود که ماتریس D یک ماتریس nدر n است که مبادلات واسطه‌ای را نشان می‌دهد و d_{ij} منعکس‌کننده فروش محصول i به محصول j

است. بردار تقاضای نهایی با f نشان داده می‌شود و f_i بیانگر تقاضا برای محصولات i است که برای مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات تقاضا می‌شود.از این رو خواهیم داشت:

$$q_i = \sum_j d_{ij} + f_i \quad \text{یا} \quad q = De + f \qquad (۲)$$

که ماتریس ضرایب فنی را می‌توان از طریق رابطه $A = Dq^{-1}$ به دست آورد و با جایگذاری در رابطه (۲)، رابطه (۳) حاصل خواهد شد.

$$q = Aq + f \qquad (۳)$$

که از حل رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$q = Lf \qquad (۴)$$

که در آن، $L = (I - A)^{-1}$ است.

نقطه شروع در رویکرد تدوین کنندگان، ماتریس مبادلات واسطه‌ای است و اگر N منعکس‌کننده اندازه نمونه باشد، فرض می‌شود که D و f حول مقادیر اولیه‌شان تصادفی شوند. بنابراین:

$$d_{ij}^k = d_{ij}^\circ + \delta_{ij}^k \quad ; \quad \delta_{ij}^k \sim N\left[\circ, \left(\rho^\circ d_{ij}\right)^2\right] \qquad (۵)$$

$$f_i^k = f_i^\circ + \varphi_i^k \quad ; \quad \varphi_i^k \sim N\left[\circ, \left(\rho^\circ f_i\right)^2\right] \qquad (۶)$$

که در اینجا انحراف معیار خطاهای تصادفی به عنوان در صدی از مقادیر اولیه شان انتخاب می‌شود و در شبیه‌سازی صورت گرفته در این مقاله، همانند مطالعه دیازنباخر (۲۰۰۶) و رولاند هوست (۱۹۸۹)، $\rho^\circ = ۰/۱$ انتخاب شده است. با تلفیق روابط (۵) و (۶)، می‌توان N جدول داده- ستانده ایجاد کرد و به همان تعداد نیز ماتریس ضرایب فنی و ضرایب فزاینده تولید نیز به دست خواهد آمد که در قالب رابطه (۷) نشان داده می‌شود:

$$q_i^k = \sum_j d_{ij}^k + f_i^k \quad ; \quad a_{ij}^k = d_{ij}^k \Big/ q_{ij}^k \quad ; \quad L^k = \left(I - A^k\right)^{-1} \qquad (۷)$$

در ادامه، این فرضیه مورد آزمون قرار می‌گیرد که آیا ضرایب فزاینده نااریب هستند یا خیر. یعنی:

$$H_{\circ} = E\left(L_{ij}^{k}\right) = L_{ij}^{\circ} \qquad (۸)$$

که برای آزمون این فرضیه، ضروری است آماره از طریق رابطه (۹) محاسبه شود:

$$t_{ij} = \frac{\bar{L}_{ij} - L_{ij}^{\circ}}{S_{ij} / \sqrt{N}} \qquad (۹)$$

که در آن $\bar{L}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{N} L_{ij}^{k}}{N}$ و $S_{ij}^{2} = \frac{\sum_{k=1}^{N}\left(L_{ij}^{k} - \bar{L}_{ij}\right)^{2}}{N-1}$ به ترتیب متوسط و واریانس نمونه را نشان می‌دهند. میزان اریب و متوسط اریب نیز به ترتیب از طریق رابطه (۱۰) و (۱۱) محاسبه می‌شوند.[۱]

$$b_{ij}^{k} = L_{ij}^{k} - L_{ij}^{\circ} \qquad (۱۰)$$

$$\bar{b}_{ij} = \bar{L}_{ij} - L_{ij}^{\circ} \qquad (۱۱)$$

۵- پایه‌های آماری

به منظور سنجش میزان اریب ضرایب فزاینده و تأثیر اندازه نمونه شبیه سازی شده بر آن از جدول متقارن ۸ گروه کالایی در ۸ گروه کالایی که در مقاله بانوئی و همکاران ارائه شده، استفاده کرده‌ایم[۲]. این جدول، مبتنی بر جدول داده- ستانده منتشر شده توسط مرکز آمار ایران به صورت ۹۱ کالا (یا محصول) در ۹۱ کالا (یا محصول) است، که در قالب ۸ گروه کالایی تجمیع شده و تراز شده است.[۳]

---

۱. سنجش ثبات و پایداری برآوردهای ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و تحلیل حساسیت، نیازمند بحث پیرامون ρ_{ij} است و تأثیر تغییر آن بر میزان اریب ضرایب فزاینده است که خارج از حوصله مقاله حاضر بوده و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد.

۲. جدول تجمیع شده و تراز نشده محصول در محصول مرکز آمار ایران در پیوست مقاله آورده شده است.

۳. توجه به سه نکته در جدول داده-ستانده ارائه شده توسط مرکز آمار ایران حائز اهمیت است: اولاً بر اساس این جدول ملاحظه می‌شود که جمع سطری و ستونی به ترتیب نشان‌دهنده تقاضای کل و عرضه داخلی است که از این نظر، تراز جدول برقرار نیست، زیرا جمع سطری این جدول تقاضای کل را نشان می‌دهد $y + m = Ze + fd$ و جمع ستونی این جدول،

همانطور که در بخش پیشین تشریح شد، درایه‌های ماتریس مبادلات واسطه‌ای، همان مقادیر اولیه یا d_{ij}°هایی هستند که حول این مقادیر و با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می شود. همچنین درایه‌های مندرج در ناحیه دوم جدول داده-ستانده فوق، همان مقادیر اولیه f_i° یا تقاضای نهایی هستند که حول آن مقادیر و با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود.

٦- برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده

همانند مقاله دیازنباخر (۲۰۰۶) از شبیه‌سازی مونت کارلو برای تولید داده‌های مربوط به ماتریس مبادلات واسطه‌ای و تقاضای نهایی استفاده شده و نمونه‌هایی با حجم ۱۰ تا ۱۰هزارتایی ایجاد شده‌اند.

همانطور که می‌دانیم میزان اریب از طریق $b_{ij}^{k} = l_{ij}^{k} - l_{ij}^{\circ}$[1] و میزان اریب متوسط هر یک از درایه‌های ماتریس ضرایب فنی با استفاده از رابطه $\bar{b}_{ij} = \bar{l}_{ij} - l_{ij}^{\circ}$[2] محاسبه می‌شود. اما

منعکس‌کننده عرضه داخلی یا ستانده است: $y = e'Z + VA$. ثانیا، تقاضای نهایی کالا در سطح کلان باید معادل با ارزش‌افزوده باشد که از این حیث نیز، جدول ارائه شده تراز نیست. ثالثا، جایگاه واردات در این جدول نامشخص است. بنابراین لازم است که در سنجش عملکرد سرمایه‌گذاری در گروه‌های کالایی، جدول یاد شده در چارچوب رابطه تراز تولیدی عرضه داخلی (ستانده) با تقاضای داخلی (ستانده) تراز شود، یعنی باید رابطه $y = Ze + fd - m$ برقرار باشد. (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲)

۱. مثلا اگر بخواهیم میزان اریب ضرایب فزاینده را از مقادیر اولیه (که یک ماتریس ۸ در ۸ است) برای حجم نمونه ۱۰تایی انجام دهیم، ۱۰ جدول اریب ضرایب فزاینده خواهیم داشت که هر یک از این جداول، ۶۴ درایه دارند، بنابراین تعداد اریب‌های محاسبه شده در یک حجم نمونه ۱۰تایی، معادل با ۶۴۰ است.

۲. با توجه به پانوشت ۱، هنگامی که حجم نمونه، ۱۰ تایی انتخاب شوند، یعنی ۱۰ اریب برای هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده به دست خواهد آمد که می‌توان متوسط آن ۱۰ اریب را محاسبه کرد و یک ماتریس اریب متوسط ۸ در ۸ (که ۶۴ درایه دارد) به دست آورد.

جدول (۲). جدول داده-ستانده متقارن کالا در کالا با «فرض عمدتاً تکنولوژی کالا با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط» سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (تراز شده)

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایرمعادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	صنعت	آب، برق،گاز	ساختمان	خدمات	جمع تقاضای واسطه	تقاضای نهایی کالا	تقاضای داخلی (ستانده)
کشاورزی	۱۴۰۶۰	۰	۱	۷۹	۴۸۹۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۴۹۲۹	۶۰۱۳۰	۱۲۵۰۵۸
نفت خام و گازطبیعی	۰	۰	۰	۸۱۸۶	۰	۵۵۵	۰	۰	۸۷۴۲	۱۰۴۳۷۰	۱۱۳۱۱۲
معادن	۴۰	۱۴	۱۵	۱۵	۵۰۵۸	۲	۱۴۴۴	۲۰۹	۶۷۹۸	-۱۱۰۲	۵۶۹۶
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۳۲۱	۲۶۳	۷۶۹۴	۱۲۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۵۸۹	۳۷۷۲۳	۸۷۷۶	۴۶۴۹۹
صنعت	۹۱۴۷	۱۱۹	۱۹۵	۱۹۵۸	۷۰۶۴۲	۵۴۹	۲۸۴۴۰	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۱۱۸۱۲۸	۲۵۶۲۳۹
آب، برق، گاز	۱۵۶۳	۲۱۳	۱۶۵	۵۶۴	۴۵۶۶	۵۴۰۱	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۴۹۴۱	۲۲۵۱۶
ساختمان	۱۲۷	۵۳	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۴۷۸۹	۸۱۴۵	۱۳۶۳۰	۷۶۴۷۴	۹۰۱۰۴
خدمات	۱۷۱۷۷	۱۹۲۷	۵۴۰	۳۶۴۸	۳۷۸۸۴	۵۲۰۸	۱۷۵۳۵	۵۴۰۰۲	۱۳۷۹۲۱	۳۵۹۴۱۴	۴۹۷۳۳۵
جمع هزینه واسطه	۴۷۲۸۶	۲۶۴۷	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۶۷	۱۲۰۸۷	۵۳۶۰۳	۱۰۶۶۶۳	۴۲۵۴۲۹	۷۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸
ارزش افزوده	۷۷۷۷۲	۱۱۰۴۶۴	۴۴۲۷	۲۴۲۹۱	۷۶۵۷۳	۱۰۴۳۰	۳۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۳۱۱۳۰		
عرضه داخلی (ستانده)	۱۲۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۵۶۹۶	۴۶۴۹۹	۲۵۶۲۳۹	۲۲۵۱۶	۹۰۱۰۴	۴۹۷۳۳۵	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: محاسبات محققین، بر مبنای جدول متقارن به ابعاد ۹۱ × ۹۱ مرکز آمار ایران، تجمیع و با کسر نمودن واردات از تقاضای نهایی، تراز جدول برقرار شده است.

برای به دست آوردن میانگین اریب‌های متوسط باید از رابطه $\bar{b} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{\bar{b}_{ij}}{n^2}$ [1] استفاده کنیم. با استفاده از همین روش می‌توان مقدار انحراف استاندارد را از طریق رابطه $s_b^2 = \sum_i\sum_j \frac{\left(\bar{b}_{ij} - \bar{b}\right)^2}{n^2 - 1}$ محاسبه کرد.

در جدول (۳)، نتایج شبیه سازی و انجام محاسبات ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین اریب‌های متوسط، برای تمامی حجم‌های نمونه مثبت[2] و البته بسیار اندک است و با افزایش حجم نمونه از میزان این اریب کاسته می‌شود. همچنین آشکار است که به موازات با افزایش نمونه، انحراف استاندارد اریب‌های متوسط نیز کاهش می‌یابد.

جدول (۳)- اریب ضرایب فزاینده تولید محصول در محصول

	N=۱۰	N=۱۰۰	N=۵۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰،۰۰۰
میانگین اریب‌های متوسط	۰/۰۰۱۲۳۱۰۸۳	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	۰/۰۰۰۵۶۱۲۳۱۸	۰/۰۰۰۳۸۰۴۹۹	۰/۰۰۰۵۷۶۲۲۱۲
انحراف معیار اریب‌های متوسط	۰/۰۰۶۶۰۳۹۱۶	۰/۰۰۱۹۰۸۷۵۳	۰/۰۰۱۲۴۶۹۲۶	۰/۰۰۰۸۰۲۶۵۲	۰/۰۰۰۷۶۱۰۳۲
درصد عناصر با اریب مثبت	۶۰	۶/۵	۹۰/۶۲۵	۹۲/۱۸۷۵	۱۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

سطر سوم از جدول (۳)، منعکس کننده درصدی از عناصر است که دارای اریب متوسط مثبت بوده‌اند. براساس این جدول، با حجم نمونه ۱۰تایی، ۶۰ درصد از درایه‌های ضرایب

---

۱. با توجه به پانوشت ۱ و ۲، هم‌اکنون ماتریس اریب متوسط ۸ در ۸ای محاسبه شده است و اگر بخواهیم اریب‌های متوسط را به صورت یک عدد به دست آوریم، کافی است که تمامی این ۶۴ اریب متوسط با یکدیگر جمع شده و بر ۶۴ تقسیم شود.

۲. تن را (۱۹۹۵) در فصل چهاردهم از کتاب خود به صورت مبسوط اریب مثبتی که در ضرایب فزاینده ایجاد می‌شود را با فرمول‌های ریاضی به اثبات رسانده است. برای اطلاع بیشتر در رابطه با این موضوع به تن را (۱۹۹۵) مراجعه کنید.

فزاینده تولید، اریب متوسط مثبت داشته‌اند و به تبع آن، ۴۰ درصد از ضرایب فزاینده با اریب متوسط منفی مواجه بوده‌اند. با افزایش حجم نمونه، سهم عناصر با اریب منفی کاهش یافته و به سهم عناصر با اریب مثبت افزوده شده است به طوری‌که محاسبات مبتنی بر شبیه سازی برای حجم نمونه ۱۰ هزارتایی حاکی از آن است که صددرصد ضرایب، دارای اریب مثبت بوده‌اند.

در جدول (۴)، نتایج مربوط به آماره t (که n^2 آماره t_{ij} داریم) به طور خلاصه ارائه شده است. سطر نخست از جدول، آماره $\bar{t}$ متوسط را به دست می‌دهد که با استفاده از رابطه $\bar{t} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{t_{ij}}{n^2}$ محاسبه می شود و سطر دوم نیز منعکس‌کننده انحراف معیار است که از طریق رابطه $s_t = \sum_{i}\sum_{j}\frac{\left(t_{ij}-\bar{t}\right)^2}{n^2-1}$ به دست می‌آید. تمامی آماره‌های متوسط t مثبت هستند و آشکار است که با افزایش حجم نمونه، افزایش می‌یابند. مقادیر متوسط $\bar{t}$ و انحراف‌های معیار s_t برای حجم نمونه ۱۰ هزار تایی حاکی از آن هستند که تقریبا تمامی n^2 مقدار مجزای t_{ij} بزرگ‌تر از ۱/۹۶[1] هستند.

سطر سوم از جدول (۴)، نشان می‌دهد که در حجم نمونه‌های مختلف، چند درصد از n^2 عنصر، t_{ij} بزرگ‌تر از ۱/۹۶ دارند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تنها ۱۱ در صد از مقادیر مربوط به t_{ij} در حجم نمونه ۱۰۰ تایی بزرگ‌تر از ۱/۹۶ هستند، اما با افزایش حجم نمونه، مثلا به ۱۰۰۰تا این سهم به حدود ۳۷ درصد افزایش می‌یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

۱. عدد ۱/۹۶ منعکس‌کننده ۹۷/۵ صدک از توزیع t با N-۱ درجه آزادی است.در صورتی که آماره t متوسط محاسبه شده از قدرمطلق ۱/۹۶ بزرگ‌تر باشد در این حالت فرضیه H_0 ما مبنی بر نااریب بودن ضرایب فزاینده تصادفی تولید رد شده که به معنای اریب‌دار بودن این ضرایب خواهد بود. البته این مقدار بحرانی برای حجم نمونه‌های مختلف متفاوت است به صورتی که مقادیر بحرانی برای نمونه‌های کوچک‌تر، بزرگ‌تر هستند. ۲/۲۶۲ برای N=۱۰، ۱/۹۸۴ برای N=۱۰۰، ۱/۹۶۲ برای N=۱۰۰۰ و ۱/۹۶۰ برای N=۱۰۰۰۰.

جدول (٤)- محاسبات مربوط به آماره متوسط، انحراف معیار و درصد معنی‌داری

	N=۱۰	N=۱۰۰	N=۵۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰،۰۰۰
آماره $\bar{t}$ متوسط	۰/۴۶۳۱۲۸۴	۰/۹۲۵۴۲۶۹	۱/۳۷۲۷۱۲	۱/۴۸۴۹۶۹	۷/۰۲۶۵۶۹
انحراف‌های معیار s_t	۰/۶۷۱۶۲۵۶	۱/۲۳۱۲۸۶	۰/۸۲۶۱۰۴۳	۱/۰۳۶۴۶	۴/۶۹۶۶۷
درصد معنی‌داری (t_{ij} >۱.۹۶)	۴/۶۸۷۵	۱۰/۹۳۷۵	۲۶/۵۶۲۵	۳۷/۵	۱۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

به طور خلاصه، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که برای نشان دادن تفاوت میان $E(l_{ij}^{k})$ و l_{ij}° نیازمند نمونه‌هایی با اندازه بزرگ هستیم. هر چند بر اساس ردیف نخست از جدول (۳)، اریب ضرایب فزاینده تولید مثبت بوده و میزان آن در حال کاهش است، اما بر اساس سطر سوم از جدول (۳) و (۴) به موازات با افزایش حجم نمونه به در صد ضرایب فزاینده‌ای که اریب مثبت دارند، افزوده می‌شود به طوری‌که طبق جدول (۴)، هنگامی که حجم نمونه، ۱۰ هزار در نظر گرفته می‌شود، صددرصد ضرایب فزاینده تولید با اریب مثبت و معنی‌داری روبه‌رو هستند.

۷- جمع‌بندی نتایج

تجزیه و تحلیل تصادفی جدول داده-ستانده و سنجش اریب ضرایب فزاینده تولید مبتنی بر دو رویکرد است که عبارتند از رویکرد کاربران و رویکرد تدوین‌کنندگان. در رویکرد نخست، ضرایب فنی تصادفی در نظر گرفته می شود و با استفاده از ضرایب فنی تصادفی، اریب ضرایب فزاینده تولید برآورد می‌شود در حالی‌که در رویکرد دوم، جدول مبادلات واسطه‌ای مبنای شبیه سازی مونت کارلویی قرار می‌گیرد و بر اساس این جداول تصادفی، ضرایب فنی و به تبع آن ضرایب فزاینده محاسبه شده و میزان اریب برآورد می‌شود. در واقع، طرفداران رویکرد تدوین‌کنندگان بر این باورند که امکان بروز خطا در جدول مبادلات واسطه‌ای وجود دارد، از این رو جدول مبادلات واسطه‌ای باید نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده قرار گیرد.

ماتریس ضـــرایب فزاینده نقش مهمی در اقتصـــاد بین‌بخشـــی ایفا می‌کند. برای مثال در ارزیابی نتایج شـوک خارجی بر سـطوح سـتانده فعالیت، عناصـر این ماتریس تمامی اثرات مســـتقیم و غیرمســـتقیم را دربرمی‌گیرند. با توجه به کاربردهای متعدد ماتریس ضـــرایب فزاینده، اریب در عناصر این ماتریس می‌تواند نگران‌کننده باشد و حتی این مساله می‌تواند زمانی که ضرایب فزاینده از طریق جمع ستونی درایه‌های ماتریس ضرایب فزاینده به دست می‌آید[1]، برای کاربران هشداردهنده نیز باشد چراکه در این صورت انباشتی از اریب‌ها که هر یک مثبت هستند را خواهیم داشت. پس اریب ضرایب فزاینده می‌تواند تبعات متعددی را نیز در پی داشـــته باشـــد و نباید به برآوردهای نقطه‌ای اتکا کرد و متناســـب با این میزان اریب، باید برآوردهای فاصله‌ای را ارائه کرد، اما لزوم بررسی اریب برآورد ضرایب فزاینده روشن و مبرهن است.

در این مطالعه با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی با اندازه ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد و میزان اریب هر یک از درایه‌های ضـــرایب فزاینده و میانگین اریب‌ها برآورد شد.

یافته‌های این مقاله نشـــان می‌دهد که اولا هر چه اندازه نمونه افزایش می‌یابد از میزان متوسـط اریب ضـرایب فزاینده تولید و همچنین میزان انحراف معیار اریب کاسـته می‌شـود (جدول (۳)). دوما تعداد درایه‌های ضـــرایب فزاینده تولید که دارای اریب مثبت (یعنی بیش‌برآوردی) هســـتند به موازات با افزایش حجم نمونه افزایش می‌یابد به طوری که در حجم نمونه ۱۰ هزارتایی، صـــددرصـــد ضـــرایب فزاینده تولید دارای اریب مثبت هســـتند (جدول (۳)). ســوما هر چند اریب ضـــرایب فزاینده تولید اندک اســـت، اما معنی‌دار اســـت (جدول (۴)) که با یافته‌های مطالعات تحلیلی سازگاری دارد.

---

۱. برای مثال در یک ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید به صورت ۸×۸، از طریق جمع ستونی ۸ درایه‌ی ماتریس ضریب فزاینده به ضریب فزاینده کل مربوط به یک فعالیت یا یک گروه محصول دست می‌یابیم. در این صورت اریب هر یک از درایه‌های این ماتریس نیز با هم جمع شده و افزایش می‌یابد.

به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب فزاینده تولید که مبنای بسیاری مطالعات کاربردی (از قبیل اثرات سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی بر میزان تولید، اشتغال، واردات و ...) در حوزه داده-ستانده قرار دارند با اریب به سمت بالا و بیش برآوردی مواجه هستندکه این مساله می‌تواند تحلیل‌های ناشی از این ضرایب را تحت تأثیر قرار دهد، بنابراین نمی‌توان در تحلیل‌های سیاستی به نتایج آنها اتکا کرد.

منابع

الف- فارسی

بانوئی، علی‌اصغر، پریسا مهاجری، عباس شاکری و منوچهر عسگری (۱۳۹۲)، «برداشت‌های متفاوت از فرض تکنولوژی در محا سبه جدول داده- ستانده و اثر آن بر راهبرد سرمایه‌گذاری در صنعت نفت و گاز»، *فصلنامه مجلس و راهبرد*،شماره ۷۶، صص ۱۳۷-۹.

جهانگرد، اسفندیار و نیلوفر سادات حسینی (۱۳۹۲)، «شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران بر مبنای تحلیل تصادفی داده-ستانده»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱۱، صص ۵۴-۲۷

جهانگرد، اسفندیار و پردیس عاشوری (۱۳۸۹)، «شناسایی بخش‌های کلیدی با رویکردهای تحلیل داده-ستانده IO، اقتصادسنجی EC و تحلیل پوششی داده‌ها :DEA مطالعه موردی ایران، *فصلنامه سیاست‌گذاری اقتصادی*، شماره ۳، صص ۱۳۶-۱۰۷

جهانگرد، اسفندیار (۱۳۷۹)، «تجزیه و تحلیل تصادفی مدل داده-ستانده در ایران»، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۵۶ و ۵۷، صص ۶۴-۵۱

مشفق، زهرا، گلروز رمضان‌زاده، افسانه شرکت، محدثه سلیمانی و علی‌اصغر بانوئی (۱۳۹۳)، «ارزیابی روش‌های RAS و RAS تعدیل شده در بهنگام سازی ضرایب داده-ستانده با تأکید بر شقوق مختلف آمارهای برونزا»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، دوره ۱۹، شماره ۵۸، صص ۱۵۲-۱۱۷.

ب- انگلیسی

Beynon, M. J. and M. Munday (2008), Stochastic Key Sector Analysis: An Application to a Regional Input-Output Framework , *Annals of Regional Science*, Vol. 42, No.3, PP. 397-412.

Christ, C. W. (1955), A Review of Input-Output Analysis , in NBER Book *Input-Output Analysis: An Appraisal*, Conference on Research in Income and Wealth (p. 137 - 182), Published in 1955 by Princeton University Press.

Dewyer P. S. and F. V. Waugh (1953), On Errors in Matrix Inversion , *Journal of American Statistical Association*, Vol. 68, No. 2, PP. 289-319.

Dietzebbacher, E. and R. E. Miller (2009), RAS-ing the Transactions or the Coefficients: It Makes no Difference , *Journal of Regional Science*, Vol. 49, No. 3, PP. 555-566.

Dietzebbacher, E. (2006), Multiplier Estimates: To Bias or Not to Bias , *Journal of Regional Science*, Vol. 46, No. 4, PP. 773-786.

Dietzebbacher, E. (1988), Estimation of the Leontief Inverse from the Practitioner s Point of View , *Mathematical Social Science*, Vol. 16, No. 2, PP. 181-187.

Dietzebbacher, E. (1995), On the ias of Multiplier Estimates , *Journal of Regional Science*, Vol. 35, No. 3, PP. 377-390.

Evans, W. D. (1954), The Effect of Structural Matrix Errors on Interindustry Relations Estimates , *Econometrica*, Vol. 22, No. 2, PP. 461-480.

Gerking, Sh. D. (1976), Input-Output as a Simple Econometric Model ,*Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 3, PP. 274-282.

Gerking, Sh.D. (1979), Input-Output as a Simple Econometric Model: Reply , *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, No. 4, PP. 623-626.

Goicoechea, A. and D. R. Hansen (1978), An Input-Output Model with Stochastic Parameters , *AIIE Transactions*, Vol. 10, No. 2, PP. 285-291.

Gurgul, H. (2007), Stochastic Input-Output Modeling , *Ekonomia Menedzerska*, Vol. 2, No. 2, PP. 289-298.

Lahiri, S. and S. Satchell (1986), Properties of the Expected Value of the Leontief Inverse: Some Further Results , *Mathematics for Social Science*, Vol. 11, No. 3, PP. 83-87.

McCamley, F., D. Schreiner and G. Muncrief (1973), A Method for Estimating the Sampling Variances of Multipliers Derived from a From-To-Model ,*Annals of Regional Science*, Vol. 7, No. 1-2, PP. 103-118.

McMenamin, D. G. and J. V. Haring (1974), An Appraisal of Nonsurvey Techniques for Estimation Regional Input-Output Models ,*Journal of Regional Science*, Vol. 14, No. 3, PP. 191-205.

Park, S. (1973), On Input-Output Multipliers with Errors in Input-Output Coefficients ,*Journal of Economic Theory*, Vol. 6, No. 4, PP. 399-403.

Quandt, R. (1958), Probabilistic Errors in the Leontief Systems , *Naval Research Logistic Quarterly*, Vol. 5, No. 2, PP. 155-170.

Quandt, R. (1959), On the Solution of Probabilistic Leontief Systems , *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol. 6, No. 2, PP. 295-305.

Roland-Holst D. W. (1989), Bias and Stability of Multiplier Estimates *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, PP. 718-721.

Rueda-Cantuche, J. M., E. Dietzenbacher, E. Fernandez and A. F. Amores (2013), The Bias of the Multiplier Matrix When Supply and Use Tables Are Stochastic , *Economic System Research*, Vol. 25, No. 4, PP. 435-448.

Simonovits, A. (1975). A Note on the Underestimation and Overestimation of the Leontief Inverse , *Econometrica*, Vol. 43, No. 3, PP. 493-498.

Ten Raa, T. and J. M. Rueda-Cantuche (2007), Stochastic Analysis of Input-Output Multipliers on the Basis of Use and Make Tables , *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, No. 2, PP. 1-31.

Ten Raa, T and P. K. Jansen (1998), Bias and Sensitivity of Multipliers , Economic Systems Research, Vol. 10, No. 3, PP. 275-284.

Ten Raa, T. and M. F.J. Steel (1993), Revised Stochastic Analysis of an Input-Output Model ,*Regional Science and Urban Economics*, Vol. 24, No. 3, PP.361-374.

Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam, The Netherlands: North Holland.

West, G. R. (1982), Sensitivity and Key Sector Analysis in Input-Output Models ,*Australian Economic Papers*, Vol. 21, Issue.39, PP. 365-378.

West, G. R. (1986), A Stochastic Analysis of an Input-Output Model , *Econometrica*, Vol. 54, No. 2, PP. 363-374.

پیوست-

جدول متقارن داده-ستانده محصول در محصول با «فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط» سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (ترازنشده)

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	محصولات کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	محصولات معدنی	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	محصولات صنعتی	آب، برق، گاز	ساختمان	خدمات	جمع تقاضای واسطه‌ای محصول	تقاضای نهایی محصول	تقاضای داخلی (ستانده)
محصولات کشاورزی	۱۴۰۶۰	۰	۱	۷۹	۴۸۹۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۴۹۲۹	۶۲۷۷۶	۱۳۲۹۰۵
نفت خام و گاز طبیعی	۰	۰	۰	۸۱۸۶	۰	۵۵۵	۰	۰	۸۷۴۲	۱۰۴۳۶۹	۱۱۳۱۱۲
محصولات معدنی	۴۰	۱۵	۱۵	۱۵	۵۰۵۸	۲	۱۴۴۴	۲۰۹	۶۷۹۸	۵۵	۶۸۵۳
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۳۲۱	۲۶۳	۷۶۹۴	۱۲۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۵۸۹	۳۷۷۲۳	۲۴۰۴۴	۶۱۷۶۷
محصولات صنعتی	۹۱۴۷	۱۱۹	۱۹۵	۱۹۵۸	۷۰۶۴۲	۵۴۹	۲۸۴۴۰	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۲۱۲۵۶۴	۳۵۰۶۷۵
آب، برق، گاز	۱۵۶۳	۲۱۲	۱۶۵	۵۶۴	۴۵۶۶	۵۴۰۱	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۵۰۵۴	۲۲۶۲۹
ساختمان	۱۲۷	۵۳	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۴۷۸۹	۸۱۴۵	۱۳۶۳۰	۷۶۲۷۴	۹۰۱۰۴
خدمات	۱۷۱۷۷	۱۹۲۷	۵۴۰	۳۶۴۸	۳۷۸۸۴	۵۲۰۸	۱۷۵۳۵	۵۴۰۰۲	۱۳۷۹۲۱	۲۶۹۸۴۸	۵۰۷۷۶۹
جمع هزینه واسطه	۴۷۲۸۶	۲۶۴۷	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۶۷	۱۲۰۸۷	۵۲۶۰۳	۱۰۶۶۳	۴۲۵۴۲۹	۸۶۰۳۸۴	۱۲۸۵۸۱۳
ارزش افزوده محصول	۷۷۷۲	۱۱۰۴۶۴	۴۴۲۷	۲۴۹۲۱	۷۶۵۷۳	۱۰۴۲۰	۳۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۲۱۱۳۰		
عرضه داخلی (ستانده)	۱۲۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۵۹۱۶	۴۶۶۹۹	۲۵۶۴۳۹	۲۲۵۱۶	۹۰۱۰۴	۴۹۷۳۲۵	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: بر مبنای جدول متقارن به ابعاد ۹۱ × ۹۱ مرکز آمار ایران تجمیع گردیده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی