

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر تدوین کنندگان و تأثیر اندازه حجم نمونه بر آن^۱

علی اصغر بانوئی*، زهرا ذبیحی**، پریسا مهاجری*** و الهام تبریزی****

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۲/۸

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 کاربردگران و تدوین کنندگان 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 کاربردگران و تدوین کنندگان را در خصوص تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده و برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده تبیین کرده و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و رویکرد تدوین کنندگان به برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده تولید و تأثیر اندازه نمونه بر آن خواهیم پرداخت. یافته‌های این مقاله حاکی از آن است که اولاً به موازات افزایش حجم نمونه از میزان اریب ضرایب فزاینده کاسته می‌شود. دوماً هر چه بر اندازه نمونه افزوده می‌شود، درصد بیشتری از درایه‌های ماتریس ضرایب فزاینده تولید با اریب مثبتی مواجه خواهند شد. سوماً 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: D57، C67.

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 تدوین کنندگان» 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 دکتری 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 حوزه‌های 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 اساساً به شکل داده‌های قطعی و در یک دوره حسابداری مشخص تهیه و تدوین می‌شود، 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

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۹۷

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 ۱۹۵۰ میلادی 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 می‌شود 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 اولاً، بخش‌های اقتصادی بیش از یک کالا تولید می‌کنند (مثلاً بخش نساجی علاوه بر تولید منسوجات، برق نیز تولید می‌کند) و دوماً 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 (مثلاً 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 ساختار ثابت فروش محصول و فرض ساختار ثابت فروش فعالیت). به این ترتیب، تدوین‌کنندگان 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 ذوب آهن و... انتخاب کنند.

به لحاظ روش شناسی 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 تدوین کنندگان^۱ و رویکرد کاربران^۲. وجه افتراق و تمایز این دو رهیافت در نقطه شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده و برآورد میزان اریب آنها نهفته است به طوری که 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 حالی که برخی پژوهشگران با طرح رویکرد تدوین کنندگان که فقط جنبه حسابداری دارد^۳، 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.^۴

بکارگیری رویکرد تدوین کنندگان 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 تدوین کنندگان ریشه در روش‌های بهنگام‌سازی جدول داده-ستانده نیز دارد. اینکه ماتریس ضرایب مستقیم و یا ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین‌بخشی به عنوان سال مبدأ مبنای بهنگام‌سازی 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 تن را و رثودا 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 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 پردازیم. ضمن آنکه تاکنون در مطالعات داخلی به اهمیت اندازه نمونه و اثر آن بر میزان اریب توجهی صورت نگرفته است، از این رو در شبیه‌سازی مونت کارلو، 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.

۱۰۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹۴

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

توضیحات	دلیل بروز خطا	مرحله‌ای که خطا رخ می‌دهد
<p>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.</p>	نمونه‌گیری	گردآوری اطلاعات و تدوین جداول عرضه و مصرف
<p>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 بازنامی تجمیع شده 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.</p>	تجمیع اطلاعات	
<p>داده‌هایی که در تدوین جدول IO استفاده می‌شوند، متعدد و متنوع هستند که برای نمونه می‌توان به ساختار هزینه‌ای و تولید کالاها در هر یک از بخش‌ها، اجزای ارزش افزوده، بردار تقاضای نهایی (که خود مشتمل بر مصرف خانوارها، تشکیل سرمایه، مخارج دولت، واردات و صادرات است)، اشاره کرد. با توجه به اینکه اولاً 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 کالادریخت دارد و ثانیاً این داده‌ها لزوماً 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.</p>	تنوع و گسترده‌گی پایه‌های آماری در محاسبه جداول داده-ستانده:	

ادامه جدول (۱) -

<p>گردآوری اطلاعات و تدوین جداول عرضه و مصرف</p>	<p>علم انطباق زمانی بین سال هدف گذاری شده برای تدوین جدول و جمع آوری آمارها</p>	<p>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 و ۱۳۸۴ 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.</p>
<p>محاسبه جدول داده-ستانده متقارن با فرض مختلف تکنولوژی</p>	<p>نظرات کارشناسی</p>	<p>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 HS به نهادهای متولی تدوین جدول داده-ستانده ارائه می‌شود و این نهادها باید آنها را بر اساس کدهای ISIC یا CPC مجدد طبقه‌بندی کنند. همچنین تفکیک واردات کل به واردات واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای نیز توسط کارگروهی مرکب از کارشناسان برخی نهادها صورت می‌گیرد، از این رو بروز خطا اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.</p>
<p>مربع کردن 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 $(C = [C_{ij}] = V'_{(C \times I)} [X_j]^{-1})$ 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، منعکس‌کننده ارقام صحیح نباشند.</p>	<p>مربع کردن جداول عرضه و مصرف در فرض تکنولوژی محصول</p>	<p>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 $(C = [C_{ij}] = V'_{(C \times I)} [X_j]^{-1})$ 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، منعکس‌کننده ارقام صحیح نباشند.</p>
<p>تعمیم فرض تکنولوژی محصول به تمامی کالاهای فرعی</p>	<p>تعمیم فرض تکنولوژی محصول به تمامی کالاهای فرعی</p>	<p>در فرآیند محاسبه جدول متقارن داده-ستانده با استفاده از جداول عرضه و مصرف و به دلیل عدم اطلاع دقیقی 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 می‌کند. 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.</p>

ادامه جدول (۱) -

<p>حذف عناصر منفی در جدول داده-ستانده مقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول</p>	<p>نظرات و قضاوت‌های کارشناسی و استفاده از آمارهای اضافی جانبی</p>	<p>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.</p>
--	--	--

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 گرد کردن، خطاهای تقریب، ساده‌سازی‌های 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

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۰۳

رویکرد کاربران و تدوین کنندگان امکانپذیر است. در این بخش تلاش می‌کنیم 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-ستانده به مطالعه ایوانز (۱۹۵۴)^۱ بازمی‌گردد که در آن، خطاهای تجمعی و غیرتجمعی^۲ در چارچوب بین بخشی مورد بحث قرار گرفت و یافته‌های این مطالعه در بهنگام‌سازی جداول داده-ستانده (RAS) بکار گرفته شد. وی با فرض اینکه همه عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) ثابت هستند و تنها یک ردیف از ضرایب، متغیر در نظر گرفته می‌شوند، فرمولی را برای پراکنش بردار ستانده برآورد شده مطرح کرد. ایوانز برای تحلیل خطای تصادفی از شبیه‌سازی استفاده کرد که این بررسی‌ها مبتنی بر ساختار متقارن و حاصلضربی خطاها^۳ بود. وی از این شبیه‌سازی نتیجه گرفت که خطاها در ماتریس‌های ساختاری نه تنها غیرتجمعی نیستند بلکه اثر همدیگر را خنثی می‌کنند.

کریست (۱۹۵۵)^۴ با استفاده از فرمول‌بندی ریاضی دیر و واف (۱۹۵۳)^۵، اثر خطاهای مطلق کوچک در ضرایب مستقیم بر معکوس لئونتیف را مورد واکاوی قرار داد. کوانت (۱۹۵۸)^۶ نیز با دلایل نظری و تحلیلی نشان داد که خطاهای در ضرایب فنی، ساختاری تصادفی دارند. وی شبیه‌سازی 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 صفر دارد. در قالب این الگو، وی نواحی اطمینان^۷ را حول جواب‌های ستانده 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^۱ 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^۲ تلاش کرد تا ارتباط بین خطاهای ماتریس ضرایب فزاینده لئونتیف را با خطاهای بردارهای ستانده بررسی کند. تایل ماتریس ضرایب فزاینده را به حاصل جمع 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^۳ (۱۹۷۹) نیز بکار گرفته شد و وی خطاهای 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 خطاهای 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)^۴ تحلیل احتمالات را به ضرایب داده-ستانده تسری دادند و از روش تقریب واریانس رائو (۱۹۵۲)^۵ استفاده کردند تا فرمولی را برای واریانس ضرایب فزاینده درآمدی بخشی استخراج کنند. آنان فرض کردند که ضرایب سطری

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

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۰۵

مستقل هستند 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 پرداختند 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)^۱ به مطالعه صحت ضرایب فنی، تقاضای نهایی کل، ارزش افزوده، مبادلات واسطه‌ای، واردات و صادرات و برآوردهای ضرایب فزاینده پرداختند. در این راستا، وست (۱۹۸۲ و ۱۹۸۶)^۲ روشی را برای رتبه‌بندی ضرایب فنی به ترتیب اهمیت‌شان توسعه داد و پیشنهاد کرد که بر مهم‌ترین ضرایب فزاینده باید تمرکز کرد. وی اجزای اختلال حاصلضربی^۳ را ایجاد کرد و خطای مطلق در ضریب فزاینده ستون λ م را نه تنها تابعی از اندازه ضرایب فزاینده تولید λ مدر 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 سیمونوویت (۱۹۷۵)^۴ و گویکوایچی و هانسن (۱۹۷۸)^۵ صورت گرفته است. سیمونوویت 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 $E[(I-A)^{-1}] \geq [I-E(A)]^{-1}$ 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 تئوریک 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.

1. Lahiri and Satchell, 1986

2. ten Raa and Steel, 1993

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۰۷

در مطالعه دیگری، تن را و جانسن (۱۹۹۸)^۱ 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 می‌شود. علاوه بر این، آنان اریب و حساسیت ضرایب فزاینده را از دیدگاه عمومی توابع متغیرهای تصادفی مورد بررسی قرار داده‌اند.

بی‌نون و ماندی (۲۰۰۸)^۲ 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 تجمیع شده 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)^۳ و دیازناخر (۱۹۸۸)^۴ از جمله پژوهشگرانی بودند که این رویکرد را مطرح و در مقالات خود بکار گرفتند. رولاند هوست (۱۹۸۹)^۵ 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)

تدوین کنندگان در محاسباتش استفاده کرد و با مجموعه‌ای از شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی، نشان داد که برآوردهای ضرایب فزاینده ناریب 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 طوری که 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)^۱ 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 می‌شود دلیل اصلی طرح رویکرد تدوین کنندگان 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)

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۰۹

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 طوری که 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 فرض‌های 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

خدمات محور است در حالی که روش سنتی IO مؤید صنعت محور 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 تدوین کنندگان 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 شبیه‌سازی 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 تدوین کنندگان 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 پردازیم.

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، عموماً از ماتریس ضرایب فنی (A) که منعکس‌کننده ضرایب نهاده‌ای مستقیم است و از طریق رابطه $L = (I - A)^{-1}$ حاصل می‌شود.

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۱۱

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 A خواهد 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

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

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 تدوین کنندگان 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 تدوین کنندگان را در مراحل اضافی تبدیل مبادلات واسطه‌ای به ضرایب فنی و پیچیده‌تر شدن تحلیل‌ها بیان می‌کند و بر این باور است که بکارگیری فرض تصادفی برای جدول مبادلات واسطه‌ای، یک ماهیت تصادفی به ضرایب فنی و متعاقب آن، ضرایب فزاینده می‌دهد که تحلیل‌ها را بیشتر و پیچیده‌تر می‌سازد.

۴- روش‌شناسی و تبیین مراحل مختلف شبیه‌سازی مونت کارلو

در رویکرد تدوین کنندگان فرض می‌شود که ماتریس D یک ماتریس n در 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:

$$q_i = \sum_j d_{ij} + f_i \quad \text{یا} \quad q = De + f \quad (2)$$

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

$$q = Aq + f \quad (3)$$

که از حل رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$q = Lf \quad (4)$$

که در آن، $L = (I - A)^{-1}$ است.

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

$$d_{ij}^k = d_{ij}^\circ + \delta_{ij}^k \quad ; \quad \delta_{ij}^k \sim N\left[0, (\rho^\circ d_{ij}^\circ)^2\right] \quad (5)$$

$$f_i^k = f_i^\circ + \varphi_i^k \quad ; \quad \varphi_i^k \sim N\left[0, (\rho^\circ f_i^\circ)^2\right] \quad (6)$$

که در اینجا انحراف معیار خطاهای تصادفی به عنوان درصدی از مقادیر اولیه‌شان انتخاب می‌شود و در شبیه‌سازی صورت گرفته در این مقاله، همانند مطالعه دیازنباخر (۲۰۰۶) و رولاند هوست (۱۹۸۹)، $\rho^\circ = 0.1$ ، 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:

$$q_i^k = \sum_j d_{ij}^k + f_i^k \quad ; \quad a_{ij}^k = \frac{d_{ij}^k}{q_{ij}^k} \quad ; \quad L^k = (I - A^k)^{-1} \quad (7)$$

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۱۳

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

$$H_0 = E(L_{ij}^k) = L_{ij}^0 \quad (8)$$

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

$$t_{ij} = \frac{\bar{L}_{ij} - L_{ij}^0}{S_{ij} / \sqrt{N}} \quad (9)$$

که در آن $\bar{L}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^N L_{ij}^k}{N}$ و $S_{ij}^2 = \frac{\sum_{k=1}^N (L_{ij}^k - \bar{L}_{ij})^2}{N-1}$ 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

$$b_{ij}^k = L_{ij}^k - L_{ij}^0 \quad (10)$$

$$\bar{b}_{ij} = \bar{L}_{ij} - L_{ij}^0 \quad (11)$$

۵- پایه‌های آماری

به منظور سنجش میزان اریب ضرایب فزاینده و تأثیر اندازه نمونه شبیه‌سازی شده بر آن از جدول مقارن 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 تجمع شده و تراز شده است.^۳

۱. سنجش ثبات و پایداری برآوردهای ضرایب فزاینده 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 تجمع 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 $Ze + fd = m + y$ 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 شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می‌شود. 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 شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود.

۶- برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده

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

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

متعکس کننده عرضه داخلی یا ستانده است: $y = e'Z + VA$. ثانیاً، تقاضای نهایی کالا در سطح کلان باید معادل با ارزش افزوده باشد که از این حیث نیز، جدول ارائه شده تراز نیست. ثالثاً، 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. (بانویی و همکاران، ۱۳۹۲)

۱. مثلاً اگر بخواهیم میزان اریب ضرایب فزاینده را از مقادیر اولیه (که یک ماتریس ۸ در ۸ است) برای حجم نمونه ۱۰ تایی 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 ۱۰ تایی، معادل با ۶۴۰ است.

۲. با توجه به پانوش 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.

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۱۵

جدول (۲). جدول داده-سنانده متقارن کالا در کالا با فرض عمدتاً تکنولوژی کالا با انجام تبدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلفه سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (تراز شده)

کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایر معادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی			صنعت	آب، برق، گاز	ساخت‌ها	خدمات	جمع تقاضای واسطه	تقاضای نهایی کالا	تقاضای داخلی (سنانده)
			کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایر معادن							
۱۴۰۶۰	۰	۱	۷۹	۴۸۹۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۴۲۹	۶۰۱۳۰	۱۳۵۰۵۸		
نفت خام و گاز طبیعی	۰	۰	۸۱۸۶	۰	۵۵۵	۰	۰	۸۷۴۲	۱۰۳۳۷۰	۱۱۳۱۱۲		
معادن	۴۰	۱۵	۱۵	۵۰۵۸	۲	۱۴۴۴	۲۰۹	۶۷۶۸	-۱۱۰۲	۵۶۹۶		
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۲۶۳	۷۶۹۴	۱۳۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۵۸۹	۳۷۷۲۳	۸۷۷۶	۴۶۴۹۹		
صنعت	۹۱۴۷	۱۹۵	۱۹۵۸	۷۰۶۴۲	۵۴۹	۲۸۴۴۰	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۱۱۸۱۲۸	۲۵۶۲۳۹		
آب، برق، گاز	۱۵۶۳	۱۶۵	۵۶۴	۴۵۶۶	۵۴۰	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۴۹۴۱	۲۳۵۱۶		
ساخت‌ها	۱۲۷	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۲۷۸۹	۸۱۴۵	۱۳۴۳۰	۷۶۴۷۴	۹۰۱۰۴		
خدمات	۱۷۱۷۷	۵۴۰	۲۶۴۸	۳۷۸۸۴	۵۲۰۸	۱۷۵۳۵	۵۴۰۰۲	۱۳۷۹۲۱	۳۵۹۴۱۴	۴۹۷۳۳۵		
جمع هزینه واسطه	۴۷۲۸۶	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۶۷	۱۳۰۸۷	۵۳۶۰۳	۱۰۶۶۶۳	۴۲۵۴۲۹	۷۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸		
ارزش افزوده	۷۷۷۷۲	۱۱۰۴۶۴	۲۴۲۷	۷۶۵۷۲	۱۰۴۲۰	۲۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۳۱۱۳۰				
عرضه داخلی (سنانده)	۱۳۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۵۶۹۶	۲۵۶۲۳۹	۲۲۵۱۶	۹۰۱۰۴	۴۹۷۳۳۵	۱۱۵۶۵۵۸				

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

برای به دست آوردن میانگین اریب‌های متوسط باید از رابطه $\bar{b} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\bar{b}_{ij}}{n^2}$ استفاده کنیم. با استفاده از همین روش می‌توان مقدار انحراف استاندارد را از طریق رابطه

$$s_b^2 = \sum_i \sum_j \frac{(\bar{b}_{ij} - \bar{b})^2}{n^2 - 1}$$

محاسبه کرد.

در جدول (۳)، نتایج شبیه‌سازی و انجام محاسبات ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین اریب‌های متوسط، برای تمامی حجم‌های نمونه مثبت^۲ 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=۱۰,۰۰۰	N=۱۰۰۰	N=۵۰۰	N=۱۰۰	N=۱۰	
۰/۰۰۰۵۷۶۲۲۱۲	۰/۰۰۰۳۸۰۴۹۹	۰/۰۰۰۵۶۱۲۳۱۸	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	۰/۰۰۱۲۳۱۰۸۳	میانگین اریب‌های متوسط
۰/۰۰۰۷۶۱۰۳۲	۰/۰۰۰۸۰۲۶۵۲	۰/۰۰۱۲۴۶۹۲۶	۰/۰۰۱۹۰۸۷۵۳	۰/۰۰۶۶۰۳۹۱۶	انحراف معیار اریب‌های متوسط
۱۰۰	۹۲/۱۸۷۵	۹۰/۶۲۵	۶/۵	۶۰	درصد عناصر با اریب مثبت

مأخذ: نتایج تحقیق

سطر سوم از جدول (۳)، منعکس‌کننده درصدی از عناصر است که دارای اریب متوسط مثبت بوده‌اند. براساس این جدول، با حجم نمونه ۱۰ تا ۱۰۰، ۶۰ درصد از درایه‌های ضرایب

۱. با توجه به پانوشت ۱ و ۲، هم‌اکنون ماتریس اریب متوسط ۸ در ۸ 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.

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۱۷

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 طوری که محاسبات مبتنی بر شیشه‌سازی برای حجم نمونه ۱۰ هزار تایی حاکی از آن است که صد درصد 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

$$\bar{t} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n t_{ij}}{n^2}$$

طریق رابطه $S_t = \sum_i \sum_j \frac{(t_{ij} - \bar{t})^2}{n^2 - 1}$ 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 تقریباً تمامی n^2 مقدار مجزای t_{ij} بزرگ‌تر از $1/96$ هستند.

سطر سوم از جدول (۴)، نشان می‌دهد که در حجم نمونه‌های مختلف، چند درصد از n^2 عنصر، t_{ij} بزرگ‌تر از $1/96$ دارند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تنها ۱۱ درصد از مقادیر مربوط به t_{ij} در حجم نمونه ۱۰۰ تایی بزرگ‌تر از $1/96$ هستند، اما با افزایش حجم نمونه، مثلاً به ۱۰۰۰ تا این سهم به حدود ۳۷ درصد افزایش می‌یابد.

۱. عدد $1/96$ منعکس‌کننده $97/5$ صدک از توزیع t با $N-1$ درجه آزادی است. در صورتی که آماره t متوسط محاسبه شده از قدرمطلق $1/96$ 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. $2/262$ برای $N=10$ ، $1/984$ برای $N=100$ ، $1/962$ برای $N=1000$ و $1/960$ برای $N=10000$.

جدول (۴) - محاسبات مربوط به آماره متوسط، انحراف معیار و درصد معنی‌داری

N=۱۰,۰۰۰	N=۱۰۰۰	N=۵۰۰	N=۱۰۰	N=۱۰	
۷/۰۲۶۵۶۹	۱/۴۸۴۹۶۹	۱/۳۷۲۷۱۲	۰/۹۲۵۴۲۶۹	۰/۴۶۳۱۲۸۴	آماره \bar{E} متوسط
۴/۶۹۶۶۷	۱/۰۳۶۴۶	۰/۸۲۶۱۰۴۳	۱/۲۳۱۲۸۶	۰/۶۷۱۶۲۵۶	انحراف‌های معیار S_E
۱۰۰	۳۷/۵	۲۶/۵۶۲۵	۱۰/۹۳۷۵	۴/۶۸۷۵	درصد معنی‌داری ($t_{ij} > 1.96$)

مأخذ: نتایج تحقیق

به طور خلاصه، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که برای نشان دادن تفاوت میان $E(I_{ij}^k)$ و I_{ij}^0 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 درصد ضرایب فزاینده‌ای که اریب مثبت دارند، افزوده می‌شود به طوری که طبق جدول (۴)، هنگامی که حجم نمونه، ۱۰ هزار در نظر گرفته می‌شود، صد درصد 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 می‌شود و با استفاده از ضرایب فنی تصادفی، اریب ضرایب فزاینده تولید برآورد می‌شود در حالی که در رویکرد دوم، جدول مبادلات واسطه‌ای مبنای شبیه‌سازی 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 ضرایب فزاینده نقش مهمی در اقتصاد بین‌بخشی ایفا می‌کند. برای مثال در ارزیابی نتایج شوک خارجی بر سطوح ستانده فعالیت، عناصر این ماتریس تمامی اثرات مستقیم و غیرمستقیم را در برمی‌گیرند. با توجه به کاربردهای متعدد ماتریس ضرایب 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^۱، 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 داشته باشد و نباید به برآوردهای نقطه‌ای اتکا کرد و متناسب 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 شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی با اندازه ۱۰، ۱۰۰، ۵۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد و میزان اریب هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده و میانگین اریب‌ها برآورد شد.

یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که اولاً هر چه اندازه نمونه افزایش می‌یابد از میزان متوسط اریب ضرایب فزاینده تولید و همچنین میزان انحراف معیار اریب کاسته می‌شود (جدول (۳)). دوماً تعداد درایه‌های ضرایب فزاینده تولید که دارای اریب مثبت (یعنی بیش‌برآوردی) هستند به موازات با افزایش حجم نمونه افزایش می‌یابد به طوری که در حجم نمونه ۱۰ هزارتایی، صددرصد ضرایب فزاینده تولید دارای اریب مثبت هستند (جدول (۳)). سوماً هر چند اریب ضرایب فزاینده تولید اندک است، اما معنی‌دار است (جدول (۴)) که با یافته‌های مطالعات تحلیلی سازگاری دارد.

۱. برای مثال در یک ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید به صورت 8×8 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.

۱۲۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال پانزدهم، شماره ۵۹، زمستان ۱۳۹۴

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 هستند که 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 محاسبه 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 بهنگام‌سازی ضرایب داده-ستانده با تأکید بر شقوق مختلف آمارهای برونزا»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، دوره ۱۹، شماره ۵۸، صص ۱۱۷-۱۵۲.

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 Bias 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.

محاسبه اریب ضرایب فزاینده تصادفی تولید از منظر... ۱۳۳

پیوست -

جدول متقارن داده-سنانده محصول در محصول با «فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تبدیلی بر اساس تکنولوژی مختلط» سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (تراز نشده)

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری	محصولات کشاورزی		تفت خام و نفت خام و گاز طبیعی		محصولات معدنی		فرآوردههای نفتی و محصولات شیمیایی		محصولات صنعتی		خدمات		جمع تقابلی واسطه‌های محصول		تقاضای داخلی (سنانده)	
	کشاورزی	گاز طبیعی	تفت خام و نفت خام	محصولات معدنی	محصولات و محصولات شیمیایی	محصولات صنعتی	آب، برق، گاز	ساختمان	خدمات	تقاضای داخلی محصول	تقاضای داخلی (سنانده)					
محصولات کشاورزی	۱۴۰۶۰	۰	۰	۱	۷۹	۴۸۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۴۹۲۹	۶۷۸۷۶	۱۳۲۹۰۵				
تفت خام و گاز طبیعی	۰	۰	۰	۰	۸۱۸۶	۵۵۵	۰	۰	۰	۸۷۲۲	۱۰۴۲۶۹	۱۱۳۱۱۲				
محصولات معدنی	۴۰	۱۴	۱۴	۱۵	۱۵	۵۰۵۸	۲	۱۴۴۴	۲۰۹	۶۷۹۸	۵۵	۶۸۵۳				
فرآوردههای نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۳۲۱	۳۲۱	۲۶۳	۷۶۹۴	۱۳۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۵۸۹	۳۷۷۲۳	۲۴۰۴۴	۶۱۷۶۷				
محصولات صنعتی	۹۱۲۷	۱۱۹	۱۱۹	۱۶۵	۱۶۵۸	۷۰۶۲۲	۵۴۹	۲۸۴۴	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۲۱۲۵۶۴	۲۵۰۶۷۵				
آب، برق، گاز	۱۵۶۳	۲۱۳	۲۱۳	۱۶۵	۵۶۴	۲۵۶۶	۵۴۰۱	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۵۰۵۴	۲۲۶۲۹				
ساختمان	۱۲۷	۵۳	۵۳	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۴۷۸۹	۸۱۲۵	۱۲۳۰	۷۶۴۷۴	۹۰۱۰۴				
خدمات	۱۷۱۷۷	۱۹۲۷	۱۹۲۷	۵۴۰	۳۶۹۸	۳۷۸۸۴	۵۴۰۸	۱۷۵۲۵	۵۴۰۲	۱۳۹۲۱	۳۶۹۱۸۸	۵۰۷۷۶۹				
جمع هزینه واسطه	۴۲۳۸۶	۲۶۶۷	۲۶۶۷	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۶۷	۱۲۰۸۷	۵۲۶۰۳	۱۰۶۶۶۴	۴۲۵۴۹	۸۶۰۳۸۴	۱۲۸۵۸۱۲				
ارزش افزوده محصول	۷۷۷۷۲	۱۱۰۴۶۴	۱۱۰۴۶۴	۴۴۲۷	۲۴۴۹۱	۷۶۵۷۲	۱۰۴۲۰	۳۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۳۱۱۳۰						
عمرانه داخلی (سنانده)	۱۳۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۱۱۳۱۱۱	۵۶۹۶	۴۶۴۹۹	۲۵۲۳۹	۲۳۵۱۶	۹۰۱۰۴	۴۹۱۷۳۵	۱۱۵۶۵۵۸						

منبع: یو.سی.آی. جدول متقارن به ایفاد ۹۱. مرکز آمار ایران، تخصص گردیده است.