

## تأثیر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن

داده - ستانده بر ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید<sup>۱</sup>پریسا مهاجری<sup>\*۲</sup>زهرا ذبیحی<sup>۳</sup>علی اصغر بانوئی<sup>۴</sup>الهام تبریزی<sup>۵</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۲۲

## چکیده

محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده متکی بر دو فرض است؛ فرض ساختار ثابت فروش محصول و فرض تکنولوژی محصول. فرض نخست، درایه‌های غیر منفی در جدول را تضمین می‌کند اما فاقد پایه نظری قابل قبول است، در حالی که فرض دوم، از پایه نظری قابل قبولی برخوردار است اما ظهور عناصر منفی اجتناب‌ناپذیر است و با استفاده از روش‌هایی باید این عناصر منفی را حذف نمود. سؤال اصلی این مطالعه آن است که آیا انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جدول متقارن بر میزان ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثر گذار است؟ بدین منظور با به‌کارگیری دو جدول متقارن داده-ستانده و شبیه‌سازی مونت کارلویی، نمونه‌هایی با اندازه‌های ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی مبتنی بر رویکرد تدوین‌کنندگان ایجاد شده است. یافته‌های مقاله، حامل این پیام مهم برای تدوین‌کنندگان جدول است که فرض تکنولوژی محصول، ضمن برخورداری از پایه‌های نظری مطلوب، ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی کمتری در مقایسه با فرض ساختار ثابت فروش محصول دارد.

<sup>۱</sup>. این مقاله، مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد با عنوان «برآورد ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران از منظر تدوین‌کنندگان» می‌باشد.

<sup>۲</sup>. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

(\* - نویسنده مسئول: Email: Parisa\_m2369@yahoo)

<sup>۳</sup>. دانشجوی کارشناسی ارشد رشته برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی

<sup>۴</sup>. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

<sup>۵</sup>. دانشجوی دکترای آمار، دانشگاه شهید بهشتی

**واژگان کلیدی:** تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده، ضرایب فزاینده‌ی داده-ستانده، جدول مقارن داده-ستانده، فرض تکنولوژی محصول، فرض ساختار ثابت فروش محصول.

**Keywords:** Random Input-Output Analysis, Random Production Multipliers, Symmetric Input-Output Table, Product Technology Assumption, Fixed Product Sales Structure Assumption.

**JEL Classification:** C67, D57.

## ۱- مقدمه

در اوایل دهه‌ی ۱۹۶۰، فرض یک بخش-یک کالا در محاسبه‌ی جداول داده-ستانده‌ی سنتی با مطالعات ریچارد استون، مورد تردید واقع شد. به تبع آن، سیستم حساب‌های ملی (SNA) سال ۱۹۶۸ برای اولین بار پیشنهاد نمود که تنوع کالاهای تولید شده توسط هر بخش اقتصادی در جداول عرضه و مصرف انعکاس یابد. هر چند این چارچوب جدید توانست برخی مسائل را حل نماید اما چالش جدیدی را در نحوه‌ی محاسبه‌ی جداول متقارن، همگن‌سازی و انتقال کالاهای فرعی ایجاد نمود (مهاجری و همکاران، ۱۳۹۴). به منظور برون‌رفت از این مسئله، تحلیل‌گران اقتصاد داده-ستانده دو روش را پیشنهاد نمودند که عبارتند از روش‌های صرف آماری و روش فروض اقتصادی. روش‌های صرف آماری، فاقد پایه‌های نظری هستند و انتقال کالاهای فرعی به بخش‌های اصلی، به طور مکانیکی امکان‌پذیر می‌شود. حال آن‌که به کارگیری فرض تکنولوژی، منطبق اقتصادی دارد و در میان نهادهای آماری بین‌المللی و همچنین نهادهای آماری کشورهای مختلف، از مقبولیت بیشتری برخوردار است (ویت، ۱۹۹۴).<sup>۱</sup>

هر چند روش فروض اقتصادی در همگن‌سازی و انتقال کالاهای فرعی، مشتمل بر فرض تکنولوژی محصول (کالا)، فرض تکنولوژی فعالیت (بخش) و فرض تکنولوژی مختلط است و اخیراً فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و فرض ساختار ثابت فروش محصول نیز وارد عرصه‌ی محاسبه‌ی جداول متقارن شده است<sup>۲</sup>، اما فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت در مقایسه با سایر روش‌های فروض اقتصادی پرکاربردتر بوده است.

طی پنج دهه‌ی اخیر، بحث‌ها و مطالعات متعددی پیرامون معایب و مزایای به کارگیری فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت در محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده صورت

1. Viet (1994)

<sup>۲</sup>. فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و فرض ساختار ثابت فروش محصول در واقع همان فرض تکنولوژی محصول و فرض تکنولوژی فعالیت هستند که در محاسبه‌ی جدول متقارن استفاده می‌شوند، با این تفاوت که اخیراً فرض تکنولوژی محصول برای جدول متقارن فعالیت در فعالیت استفاده نمی‌شود و به جای آن از فرض ساختار ثابت فروش محصول و یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت استفاده می‌شود. اصطلاحات مذکور، نخستین بار در گزارش Eurostat, 2008 معرفی شده و پس از آن، برای اولین بار در گزارش SNA, 2008 نیز مورد استفاده قرار گرفته است. ذکر این نکته ضروری است که این اصطلاحات، هنوز وارد ادبیات اقتصاد داده-ستانده‌ی ایران نشده‌اند و در این مقاله از واژه‌های جدید استفاده می‌شود. بررسی این موضوع که چرا اخیراً نهادهای بین‌المللی آماری برای محاسبه‌ی جدول متقارن فعالیت در فعالیت، از واژه «تکنولوژی» استفاده نمی‌کنند و به جای آن، فرض ساختار ثابت فروش فعالیت و یا فرض ساختار ثابت فروش محصول را توصیه می‌نمایند، خارج از حوصله‌ی این مقاله است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاع بیشتر در رابطه با این موضوعات به بانوئی و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه نمایید.

گرفته است. برخی پژوهشگران بر این باورند که فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، از پایه‌ی نظری قابل قبولی برخوردار است به عبارت دیگر فرض تکنولوژی محصول تنها مدلی است که تمامی چهار ویژگی مطلوب نظری (یعنی تراز تولیدی<sup>۱</sup>، تراز مالی<sup>۲</sup>، تغییر ناپذیری مقیاس تولید<sup>۳</sup> و تغییر ناپذیری قیمت<sup>۴</sup>) را تأمین می‌کند (UN, 2009)، از این رو در محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده، به کارگیری فرض تکنولوژی محصول را پیشنهاد می‌دهند. در مقابل، عده‌ای معتقدند که فرض تکنولوژی محصول با مسائل و محدودیت‌های جدی روبروست. نخست آنکه به لحاظ ریاضی، ظهور عناصر منفی در جدول متقارن داده-ستانده با استفاده از فرض تکنولوژی محصول اجتناب‌ناپذیر بوده و فاقد توجیه اقتصادی است. دوم آنکه، محاسبه‌ی جداول داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول، مستلزم مربع نمودن جداول عرضه و مصرف است که در پی آن، اطلاعات برخی از سطرها و ستون‌ها با دیگر سطرها و ستون‌ها ادغام می‌شود که به معنای از بین رفتن آمارهای جزئی‌تر و محاسبه‌ی جدول متقارن با ابعادی کوچکتر خواهد بود. در حالی که، برخی پژوهشگران، به کارگیری فرض تکنولوژی فعالیت (یا فرض ساختار ثابت فروش محصول) را توصیه می‌نمایند و بر این عقیده‌اند که هر چند فرض تکنولوژی فعالیت، پایه نظری قابل قبولی ندارد اما به دلیل آن که اولاً از جداول عرضه و مصرف مستطیلی می‌توان در محاسبه‌ی جدول متقارن استفاده نمود و ثانیاً غیر منفی بودن تمامی درایه‌های جدول داده-ستانده تضمین می‌شود، لذا به کارگیری آن بر فرض تکنولوژی محصول ارجحیت دارد.<sup>۵</sup>

صرف نظر از معایب و مزایای هر یک از فرض اقتصاد، انتخاب هر یک از آن‌ها بدین معناست که از میان تکنولوژی‌های متفاوتی که در تولید یک محصول وجود دارد، کارشناسان ناگزیرند تا

<sup>۱</sup>. معیار تراز مقداری یا تراز تولیدی بیان می‌کند که ارزش کل تولید کالا باید با نیازهای واسطه‌ای آن برابر باشد. یعنی  $q=Aq+fc$  که رابطه مذکور را می‌توان به صورت  $AVc=Ue$  نیز بازنویسی کرد.

<sup>۲</sup>. رابطه تراز مالی مشخص می‌کند که ارزش تولید یک کالا باید با هزینه آن کالا برابر باشد. یعنی  $P=PA+V$  که فرم خلاصه شده آن به صورت  $e'AV=e'U$  قابل بیان خواهد بود.

<sup>۳</sup>. این معیار نشان‌دهنده آن است که ماتریس ضرایب مستقیم  $A$  با تغییر پایه‌های قیمتی در ماتریس‌های ساخت و جذب بدون تغییر باقی می‌ماند، یعنی  $A(pU, Vp) = pA(U, V)p^{-1}$  است.

<sup>۴</sup>. این معیار بیانگر آن است که اگر نسبت تولید کالاها و نیازهای واسطه‌ای به یک نسبت افزایش یابند، ماتریس ضرایب مستقیم  $A$  تغییر نمی‌کند. یعنی  $A(U\hat{s}, \hat{s}V) = A(U, V)$  که در آن،  $s$  نسبت یا مقیاس تولید و نهاده را نشان می‌دهد (برای اطلاعات بیشتر به مقاله رتودا کانتوچه و تن‌را، ۲۰۱۳ مراجعه نمایید).

<sup>۵</sup>. برای اطلاع بیشتر درباره این موضوعات مراجعه نمایید به:

Lenzen and Rueda-Cantuche (2012), Rueda-Cantuche (2011), Rueda-Cantuche and Ten-Raa (2013), De Mesnard (2011), Ten-Raa and Rueda-Cantuche (2007).

برای محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده و انتقال محصولات فرعی، صرفاً یک ساختار نهاده‌ای را انتخاب کنند. همین موضوع سبب می‌شود تا وقوع خطا اجتناب‌ناپذیر باشد. علاوه بر این، اگر فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، مبنای محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده قرار گیرد، دو عامل غیر هم‌جهت، احتمال وقوع خطا را تحت تأثیر قرار می‌دهند و بسته به برآیند این دو، ممکن است خطا افزایش یا کاهش یابد. عامل نخست، منجر به احتمال افزایش خطا می‌شود زیرا به کارگیری فرض مذکور موجب ظهور درایه‌های منفی در ناحیه‌ی مبادلات واسطه‌ای جدول داده-ستانده می‌شود که در این صورت استفاده از فروض بیشتر، اطلاعات اضافی و روش‌هایی را جهت حذف این عناصر منفی اجتناب‌ناپذیر می‌سازد. البته طرفداران فرض تکنولوژی محصول بر این باورند که بروز این درایه‌های منفی به دلیل خطاهایی است که در فرآیند جمع‌آوری داده‌ها رخ می‌دهد و نباید نگرانی در خصوص این تعدیلات داشت (آلمن، ۲۰۰۱). در مقابل، عامل دوم منجر به کاهش احتمال وقوع خطا می‌شود و دلیل آن در این موضوع نهفته است که فرض تکنولوژی محصول، ضمن برخورداری از پشتوانه‌ی نظری قابل قبول، همان‌طور که اشاره شد تنها فرضی است که تمامی چهار ویژگی مطلوب نظری تراز تولیدی، تراز مالی، تغییر ناپذیری مقیاس تولید و تغییر ناپذیری قیمت را تأمین می‌کند.<sup>۱</sup>

علاوه بر خطاهایی که مترتب بر فرآیند جمع‌آوری آمار و اطلاعات در تدوین جداول عرضه و مصرف است و به تبع آن تلفیق موضوع فوق با انواع خطاهای دیگری که در تدوین جداول داده-ستانده رخ می‌دهد، سبب شده است تا تردیدهایی درباره قطع بودن داده‌های این جداول و تصادفی بودن آن‌ها مطرح شود. عمده‌ترین خطاها به دلایلی چون تجمیع داده‌ها، نظرات کارشناسی و ... که در ادامه توضیح داده خواهد شد، ایجاد می‌شود.

بروز انواع مختلف خطاها در تدوین جدول داده-ستانده سبب شده است تا برخی پژوهشگران اقتصاد داده-ستانده، کانون توجه خود را بر مسئله‌ی تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده متمرکز نمایند و از این موضوع به عنوان یکی از مسائل محوری در چشم‌انداز دهه‌های آتی یاد کنند (دیزنباخر و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). به لحاظ روش‌شناسی پژوهش‌های صورت گرفته، دو رویکرد کلی در زمینه‌ی

<sup>۱</sup>. Almon (2001)

<sup>۲</sup>. بررسی جنبه‌های نظری و عملی چهار ویژگی فوق خارج از حوصله‌ی مقاله حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاعات بیشتر در رابطه با این موضوعات به:

DeMesnard (2011), Jansen and Ten-Raa (1990), Ten-Raa (1988), Ten-Raa, et al (1984) and Viet (1994) مراجعه نمایید.

<sup>۳</sup>. Dietzenbacher (2013)

تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده و برآورد میزان ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید قابل شناسایی است که عبارتند از رویکرد تدوین‌کنندگان<sup>۱</sup> و رویکرد کاربران<sup>۲</sup>. وجه تمایز دو رویکرد مذکور نیز در نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده و برآورد میزان ارباب آن‌ها نهفته است؛ به طوری که در رویکرد کاربران، ماتریس ضرایب مستقیم ( $a_{ij}$ ) و در رویکرد تدوین‌کنندگان، ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی (یا بین کالایی) به عنوان نقطه‌ی شروع این تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می‌شود.<sup>۳</sup>

حال اگر مشاهدات فوق مبنای ارزیابی پژوهش‌های انجام گرفته در ایران قرار گیرد<sup>۴</sup> به چند مشاهده‌ی 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 فقط ضرایب مستقیم به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند و سوم و از همه مهمتر آن که، تأثیر انتخاب فروض تکنولوژی بر سنجش ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید که سؤال اصلی مقاله نیز هست، اساساً مورد توجه قرار نگرفته است. چهارم آن که، نتایج این پژوهش‌ها هیچ‌گونه پیشنهادی به تدوین‌کنندگان جدول داده-ستانده مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران ارائه نمی‌کنند.

مقاله حاضر در پی آن است تا ضمن تشریح دقیق دو رویکرد فوق، در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان این سوال را مورد کنکاش قرار دهد که: آیا انتخاب فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن بر میزان ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثرگذار است یا خیر؟

برای این منظور مطالب مقاله‌ی حاضر در هشت بخش سازماندهی می‌شود. نخستین بخش پس از مقدمه به عمده‌ترین دلایل خطاهای آماری در تدوین جدول می‌پردازد. مروری بر ادبیات خارجی با تأکید بر برآورد ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و اثر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی بر آن در بخش سوم ارائه می‌شود. در بخش چهارم مطالبی پیرامون چارچوب نظری محاسبه جداول متقارن داده-ستانده بر مبنای فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول آورده می‌شود. چارچوب نظری برآورد ارباب ضرایب فزاینده‌ی تولید و مراحل

<sup>۱</sup>. Complier's Approach

<sup>۲</sup>. Practitioner's Approach

<sup>۳</sup>. ذکر این نکته ضروری است که تنرا و رثودا کانتوجه (۲۰۰۷)، بر اساس جداول عرضه و مصرف، تجزیه و تحلیل‌های تصادفی را انجام داده‌اند که در بخش‌های بعدی درباره آن بحث خواهد شد.

<sup>۴</sup>. به رغم 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.

شبیه‌سازی مونت کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان در بخش پنجم تشریح می‌شود. بخش ششم به پایه‌های آماری تحقیق اختصاص یافته است. بخش هفتم نیز شامل برآورد میزان اربب ضرایب فزاینده‌ی تولید و بخش هشتم دربردارنده‌ی خلاصه‌ی نتایج مقاله است.

## ۲- دلایل بروز خطاهای آماری

علاوه بر خطاهایی که مترتب بر فرآیند جمع‌آوری آمار و اطلاعات در تدوین جداول عرضه و مصرف است و به تبع آن تلفیق موضوع فوق با انواع خطاهای دیگری که در تدوین جداول داده- ستانده رخ می‌دهد سبب شده است تا تردیدهایی درباره قطعی بودن داده‌های این جداول و تصادفی بودن آن‌ها مطرح شود که عمده‌ترین خطاها به دلایل زیر ایجاد می‌شود:

❖ **تجمیع:** هزاران محصول مختلف و با درجه‌های کیفی متفاوت در اقتصاد تولید می‌شود، لکن آخرین جدول تفصیلی داده-ستانده‌ای که در ایران تدوین شده، جدول مقارن محصول در محصول به ابعاد  $91 \times 91$  سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران است. در حقیقت، داده‌های IO یک بازنمای 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 مسئله درباره‌ی فعالیت‌های (بخش‌های) اقتصادی نیز حاکم است.

❖ **تنوع و گستردگی پایه‌های آماری در محاسبه‌ی جداول داده-ستانده:** 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 نمود. 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 کالا در بخش دارد و ثانیاً از آنجا این داده‌ها لزوماً متعلق به سال تهیه‌ی جدول نیستند و ممکن است مربوط به سال‌های ماقبل یا مابعد سال تهیه‌ی جدول باشند نیاز به یک سری تعدیلات دارند که این تعدیلات خود می‌توانند سبب بروز خطا شود.

❖ **عدم انطباق زمانی بین سال هدف‌گذاری شده برای تدوین جدول و جمع‌آوری آمارها:** تدوین جدول داده-ستانده، امری زمان‌بر است. برای نمونه، جدول داده-ستانده‌ی مقارن 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 وقفه‌ی زمانی افزایش یابد، بر احتمال و شدت بروز خطا افزوده می‌شود. این مسئله به ویژه در جمع‌آوری 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. نکته‌ی مهم این است که بین سال پایه‌ی جدول و پایه‌های آماری جدول تناسب وجود ندارد. تصور اینکه کلیه‌ی پایه‌های آماری مربوط به سال پایه‌ی جدول است، امری غیر ممکن است. برای تدوین این نوع جداول از پایه‌های آماری نزدیک به سال پایه‌ی جدول استفاده می‌شود. هماهنگی این نوع پایه‌های آماری با سال پایه‌ی 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 صرفاً 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 می‌بایستی آن‌ها را بر اساس کدهای ISIC یا CPC مجدداً طبقه‌بندی نمایند. همچنین تفکیک واردات کل به واردات واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای نیز توسط کارگروهی مرکب از کارشناسان برخی نهادها صورت می‌گیرد، لذا بروز خطا اجتناب‌ناپذیر خواهد بود.

❖ **تعمیم یک فرض تکنولوژی به تمامی کالاهای فرعی:** در فرآیند محاسبه‌ی جدول مقارن داده-ستانده با استفاده از جداول عرضه و مصرف و به دلیل عدم اطلاع دقیق از ساختار هزینه‌ای کالاهای فرعی، عمدتاً از فرض تکنولوژی محصول و یا فرض تکنولوژی فعالیت استفاده می‌شود که تعمیم یک فرض تکنولوژی به تمامی کالاهای فرعی بر خطاهای محاسبه‌ی جداول IO می‌افزاید.

۳- مروری بر مطالعات خارجی پیرامون برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید

#### و اثر انتخاب فروض مختلف تکنولوژی بر آن

همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد تردید در خصوص تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول داده-ستانده به شش دهه‌ی پیش باز می‌گردد. تصادفی بودن پایه‌های آماری و سنجش آن در شش دهه گذشته در قالب دو رویکرد کاربران و تدوین‌کنندگان صورت گرفته است که در این بخش، مروری مختصر بر مطالعات پیشین ارائه خواهد شد.



## ۳-۱- تصادفی بودن پایه‌های آماری جدول از منظر رویکرد کاربران

ایوانز (۱۹۵۴)<sup>۱</sup>، از نخستین پژوهشگرانی است که به تحلیل خطای داده-ستانده پرداخت و با فرض آن که فقط یک ردیف از عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) متغیر و تصادفی هستند به استخراج فرمولی برای پراکنش بردار ستانده پرداخت. کوانت (۱۹۵۸)<sup>۲</sup> نیز از طریق شبیه‌سازی برای اقتصاد دو بخشی و با ارائه‌ی دلایل نظری و تحلیلی نشان داد که خطاهای موجود در ضرایب فنی، سبب می‌شود تا این ضرایب، ساختاری تصادفی داشته باشند و در قالب این الگو، وی نواحی اطمینان<sup>۳</sup> را پیرامون جواب‌های ستانده‌ی ناخالص استخراج کرد. وی در مقاله سال ۱۹۵۹ خود نیز واریانس و کوواریانس ماتریس ضرایب فزاینده  $(I - A)^{-1}$  را برای یک اقتصاد سه بخشی محاسبه نمود و از این طریق، واریانس بردار ستانده را برآورد کرد. نتایج شبیه‌سازی این مقاله حاکی از آن بود که خطاهای در ستانده‌ی ناخالص، تمایل به اریب دارد.

دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی با پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در تجزیه و تحلیل تصادفی الگوی داده-ستانده مقارن گردید و مطالعات متعددی در حوزه‌ی ماهیت احتمالاتی الگوهای داده-ستانده، سنجش دقت مدل‌سازی داده-ستانده و محاسبه‌ی اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید صورت گرفت. برای مثال، مک مینامین و هارینگ (۱۹۷۴)<sup>۴</sup> به واکاوی صحّت ضرایب فنی، تقاضای نهایی کل، ارزش افزوده، مبادلات واسطه‌ای، واردات و صادرات و برآوردهای ضرایب فزاینده پرداختند. سیمونوویت (۱۹۷۵)<sup>۵</sup> در ادامه پژوهش‌های کوآنت و ایوانز، مقایسه‌ای بین ارزش مورد انتظار ماتریس لئونتیف با مقادیر مورد انتظار معکوس اش انجام داد و نتیجه گرفت که با فرض مستقل بودن تمامی عناصر ماتریس ضرایب فنی (A) 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 پژوهش گویکواچی و هانسن (۱۹۷۸)<sup>۶</sup> نیز ضرایب فنی و متغیرهای تقاضا در چارچوب داده-ستانده، متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شدند.

<sup>۱</sup>. Evans (1954)

<sup>۲</sup>. Quandt (1958)

<sup>۳</sup>. Confidence Intervals

<sup>۴</sup>. McMenamin and Haring (1974)

<sup>۵</sup>. Simonovits (1975)

<sup>۶</sup>. Goicoechea and Hansen (1978)

لاهییری و ساچل (۱۹۸۶)<sup>۱</sup> نشان دادند که در فرمول‌بندی ارائه شده توسط سیمونوویت، خطای تصریح وجود دارد و با فرض تصادفی بودن ماتریس ضرایب فنی، مجدداً رابطه‌ی بین مقادیر مورد انتظار معکوس لئونتیف و مقادیر واقعی را بررسی نمودند. مسئله تقریب تابع چگالی ضرایب فزاینده و گشتاورهای آن نیز توسط وست (۱۹۸۶)<sup>۲</sup> مورد مطالعه قرار گرفت. وی با فرض آن که اجزای خطا کوچک، مستقل و دارای توزیع نرمال هستند، فرمول چگالی احتمال انحراف از ضرایب فزاینده را محاسبه نمود و به این نتیجه دست یافت که مقدار مورد انتظار اجزاء خطا مثبت است و توزیع ضرایب فزاینده، چولگی مثبت دارد.

تن را و استیل (۱۹۹۳)<sup>۳</sup> مدل تحلیل تصادفی داده-ستانده را مورد تجدید نظر قرار داده و تلاش نمودند تا کاستی‌ها و ناسازگاری فرمول‌هایی که در مطالعه‌ی وست (۱۹۸۶) وجود دارد را برطرف نمایند. آنان تحلیل کردند که فرض نرمال بودن توزیع خطاها در ماتریس ضرایب فنی در مطالعه‌ی وست، نادرست است و باید توزیع بتا را برای ساختار خطای تصادفی در نظر گرفت. نتایج مطالعه‌ی مشترک تن را و جانسن (۱۹۹۸)<sup>۴</sup> نیز حاکی از ارب ضرایب فزاینده یا ماتریس معکوس لئونتیف بود.

بی‌نون و ماندی (۲۰۰۸)<sup>۵</sup> 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 هزار تایی ایجاد شده و ضرایب فنی تصادفی که دارای تابع توزیع بتا هستند را به دست آوردند. پس از آن، تابع چگالی احتمال برای برآورد دامنه‌ی پیوندهای پسین، پیشین و شناسایی بخش‌های کلیدی را محاسبه نموده و در ادامه، برای مقایسه‌ی بخش کلیدی حاصل شده از جداول تجمیع شده و تجمیع نشده، از روش تحلیل تصادفی استفاده نموده‌اند.

### ۳-۲- 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 مد نظر قرار داده‌اند که به رهیافت کاربران مشهور شده است. اما از دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی به بعد، برخی دیگر از پژوهشگران تلاش نمودند تا در چارچوب رویکرد

<sup>۱</sup>. Lahiri and Satchell (1986)

<sup>۲</sup>. West (1986)

<sup>۳</sup>. Ten Raa and Steel (1993)

<sup>۴</sup>. Ten Raa and Jansen (1998)

<sup>۵</sup>. Beynon and Munday (2008)

تدوین‌کنندگان، از ماتریس مبادلات واسطه‌ای به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده استفاده نمایند. برای نمونه، گرکینگ<sup>۱</sup> (۱۹۷۶ و ۱۹۷۹) و دیازنباخر<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) از جمله پژوهشگرانی بودند که این رویکرد را مطرح و در مقالات خود به کار گرفتند. رولاند هوست (۱۹۸۹)<sup>۳</sup> نیز با پیروی از این رویکرد، شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی را انجام داد و اثبات نمود که برآوردهای ضرایب فزاینده نارایب هستند. در مطالعه‌ی دیازنباخر (۱۹۹۵)، نیز یافته‌های رولاند هوست مورد تأیید قرار گرفت.

دیازنباخر (۲۰۰۶) در مطالعه‌ی برجسته‌ی دیگری درباره‌ی متفاوت بودن نتایج مطالعات نظری و پژوهش‌های تجربی درباره‌ی اریب ضرایب فزاینده تولید بحث نمود و نشان داد که کوچک بودن اندازه‌ی نمونه در پژوهش‌های تجربی، سبب شده است تا پژوهشگران به این نتیجه برسند که ضرایب فزاینده‌ی تولید نارایب هستند. در شبیه‌سازی‌های مونت کارلویی که وی انجام داد، حجم نمونه از ۱۰ تا ۱۰ هزار در نظر گرفته شد و این نتیجه حاصل شد که با افزایش اندازه‌های نمونه، ضرایب فزاینده برآورد شده دارای اریب مثبت و معنی‌داری خواهند بود.

از سال ۲۰۰۰ میلادی به بعد، تحولات قابل توجهی در تجزیه و تحلیل جداول داده-ستانده رخ داد و پیشگامان این تغییرات، تن را و کانتوچه<sup>۴</sup> (۲۰۰۷) و کانتوچه و همکاران (۲۰۱۳) بوده‌اند. این پژوهشگران تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده را بسط داده و فرض نموده‌اند که جداول عرضه و مصرف که بر اساس آن‌ها، جداول داده-ستانده متقارن و ماتریس ضرایب فنی محاسبه می‌شوند، تصادفی باشند. در نهایت آنان نشان داده‌اند که هر چند اریب‌ها به لحاظ آماری معنی‌دار هستند اما بسیار کوچک بوده که یافته‌های پژوهش‌های پیشین را تأیید می‌کنند.

اکثر مطالعات انجام شده در ایران در زمینه‌ی تحلیل‌های داده-ستانده‌ای مبتنی بر روش‌های غیر تصادفی بوده‌اند. پژوهش‌هایی که در زمینه‌ی تحلیل تصادفی داده-ستانده نیز صورت گرفته است مستقل از به‌کارگیری رویکردهای خاص بوده و همچنین مستقل از تأثیر فروض مختلف تکنولوژی محدود به سه مطالعه‌ای است که توسط جهانگرد (۱۳۷۹)، جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) و جهانگرد و حسینی (۱۳۹۲) انجام شده است.

جهانگرد (۱۳۷۹) از مدل کوانت و حالت عمومی مسئله برای تخمین ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید استفاده نموده است. نتایج مطالعه‌ی وی نشان می‌دهد که بین برآورد نقطه‌ای و برآورد

<sup>۱</sup>. Gerking (1976 and 1979)

<sup>۲</sup>. Dietzenbacher (1988)

<sup>۳</sup>. Roland-Holst (1989)

<sup>۴</sup>. Ten-Raa and Cantuche (2007)

فاصله‌ای در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ضریب‌های فزاینده در آمد 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. جهانگرد و عاشوری (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تبیین نموده‌اند که به دلیل استفاده از داده‌های آماری فراوان در تحلیل‌های داده-ستانده، به کارگیری فروض مختلف تکنولوژی<sup>۱</sup> در محاسبات و تبدیل جداول عرضه و مصرف به ماتریس‌های متقارن، تحلیل‌های مبتنی بر داده-ستانده در معرض خطاهای آماری متعدد هستند که بر نتایج حاصل از این جداول نیز تأثیر می‌گذارد. به همین دلیل، محققان برای تصادفی در نظر گرفتن داده‌های داده-ستانده و لحاظ خطاهای موجود؛ از تلفیق مدل‌های داده-ستانده با اقتصادسنجی بهره جسته‌اند و به این نتیجه دست یافته‌اند که اقتصاد ایران خدمات محور است. این نتیجه در تضاد با نتیجه‌ی حاصل از رویکرد سنتی IO مبنی بر صنعت محور بودن اقتصاد ایران از حیث بخش‌های کلیدی، قرار دارد. 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 نموده‌اند.

با توجه به مطالعات صورت گرفته در ایران به چند مشاهده کلی می‌رسیم: نخست آن که در مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل تصادفی جداول داده-ستانده، به دو رویکرد فوق‌الذکر اشاره نشده است، دوم آنکه در کلیه پژوهش‌ها، ضرایب مستقیم به عنوان نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند و سوم آن که، تأثیر انتخاب فروض تکنولوژی بر سنجش ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اساساً مورد توجه قرار نگرفته است. مقاله حاضر در پی آن است تا با استفاده از رویکرد تدوین‌کنندگان (که تمرکز بر جدول مبادلات واسطه‌ای دارد) به بررسی این موضوع بپردازد که آیا انتخاب فروض مختلف اقتصادی در محاسبه‌ی جدول داده-ستانده متقارن بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید اثرگذار است یا خیر؟

<sup>۱</sup>. در این مقاله به کارگیری فروض مختلف تکنولوژی در محاسبات و تبدیل جداول عرضه و مصرف به ماتریس‌های متقارن به عنوان یکی از عوامل ایجادکننده خطا مطرح گردیده اما تأثیر به کارگیری هر یک از این فروض بر میزان خطا مورد بررسی قرار نگرفته است.

#### ۴- چارچوب نظری محاسبه‌ی جداول داده-ستانده متقارن بر مبنای فرض تکنولوژی

##### محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول و ضرایب فزاینده‌ی تولید

در گام اول به منظور برآورد میزان اربب ضرایب فزاینده‌ی تولید، باید به تشریح پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول و جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول پرداخته شود. همان‌طور که اشاره شد، استفاده از فرض تکنولوژی محصول، منجر به ظهور درایه‌های منفی می‌شود که باید از روش‌هایی برای حذف عناصر منفی استفاده کرد. تعدیلاتی که در جدول متقارن داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول رخ می‌دهد موجب می‌شود که اربب ضرایب فزاینده‌ی محاسبه شده از این جدول، بیش از جدول داده-ستانده‌ای باشد که با استفاده از فرض ساختار ثابت فروش محصول رخ می‌دهد. با عنایت به این مسئله که مقاله‌ی حاضر به دنبال بررسی اربب ضرایب فزاینده‌ی تولید جداول داده-ستانده است، در ادامه ضمن ارائه‌ی مفهوم ضرایب فزاینده، به طور اجمالی کاربرد و اهمیت این ضرایب نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

#### ۴-۱- جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش

##### محصول (یا فرض تکنولوژی فعالیت)<sup>۱</sup>

فرض ساختار ثابت فروش محصول<sup>۲</sup> بدین معناست که هر محصول ساختار فروش مخصوص به خود را دارد که این ساختار، مستقل از فعالیتی است که آن را تولید می‌کند. به عبارت دیگر، اگر دو فعالیت و دو گروه محصول وجود داشته باشد و بخش اول، علاوه بر محصول اصلی (یعنی محصول ۱)، محصول فرعی (یعنی محصول ۲) را تولید کند و فعالیت دوم، فقط محصول اصلی

<sup>۱</sup>. با توجه به اینکه تمرکز مقاله‌ی حاضر بر محاسبه‌ی اربب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید است، جهت آشنایی بیشتر با پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستانده‌ی فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (یا فرض تکنولوژی فعالیت)، می‌توان به رساله‌ی کارشناسی ارشد زهرا ذبیحی (۱۳۹۴) با عنوان «برآورد اربب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران از منظر تدوین کنندگان» مراجعه نمود.

<sup>۲</sup>. توجه داشته باشیم که به لحاظ روش‌شناسی بکارگیری فروش ساختار ثابت فروش (فعالیت و یا محصول) در محاسبه‌ی جداول متقارن فعالیت در فعالیت ریشه در الگوی عرضه محور گش دارد. به لحاظ نظری الگوی مذکور نیز مورد مناقشه‌ی تحلیل‌گران اقتصاد داده-ستانده است که بررسی جنبه‌های مختلف این ابعاد خارج از حوصله‌ی مقاله‌ی حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد.

مختص به خود (یعنی محصول ۲) را تولید نماید، آنگاه محصول فرعی که توسط فعالیت یک تولید می‌شود به نسبت ساختار ثابت فروش محصول ۲ به سایر فعالیت‌های اقتصادی و تقاضای نهایی فروخته می‌شود. در واقع، انتقال محصولات فرعی تولید شده توسط یک فعالیت، بر مبنای ساختار فروش فعالیتی که این محصول را به عنوان محصول اصلی تولید می‌کند، توزیع می‌شود.<sup>۱</sup>

#### ۲-۴- جدول متقارن داده-ستاندهی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول

فرض تکنولوژی محصول، بدین معناست که یک محصول مشخص توسط هر فعالیتی که تولید شود، دارای ساختار هزینه‌ی یکسان است (دی‌مسنارد<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱؛ SNA<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸؛ استینج<sup>۴</sup>، ۱۹۹۰ و میلر و بلیر<sup>۵</sup>، ۲۰۰۹). فرض مذکور به فرض تکنولوژی خالص محصول<sup>۶</sup> یا فرض تکنولوژی افراطی محصول نیز معروف است. در این فرض، سهم محصولات (مستقل از ماهیت محصولات اصلی و محصولات فرعی) در ارزش کل تولید یک فعالیت ثابت در نظر گرفته می‌شود.<sup>۷</sup>

#### ۳-۴- ضرایب فزاینده‌ی تولید

مفهوم ضریب فزاینده بر تفاوت میان اثر اولیه‌ی یک تغییر برون‌زا و اثرات کل ناشی از آن تغییر استوار است (میلر و بلیر، ۲۰۰۹). این اثرات به سه دسته تقسیم می‌شوند؛ یک- اثر مستقیم<sup>۸</sup>، دو- اثرات مستقیم و غیر مستقیم<sup>۹</sup> که از ماتریس معکوس لئونتیف قابل محاسبه است و سه- اثرات مستقیم و غیر مستقیم و القایی<sup>۱۰</sup> (جهانگرد، ۱۳۹۳). ضریب فزاینده‌ای که شامل اثرات مستقیم و

<sup>۱</sup> مهاجری (۱۳۹۲) نشان داده است که فرض ساختار ثابت فروش محصول، همان فرض تکنولوژی بخش است، لذا فرآیند محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستاندهی فعالیت در فعالیت با استفاده از فرض تکنولوژی فعالیت (SNA, 2008) همانند فرآیند محاسبه جدول فعالیت در فعالیت با استفاده از فرض ساختار ثابت فروش محصول (Eurostat, 2008) خواهد بود.

<sup>۲</sup> DeMesnard (2011)

<sup>۳</sup> System of National Accounts (2008)

<sup>۴</sup> Steenge (1990)

<sup>۵</sup> Miller and Blair (2009)

<sup>۶</sup> Pure Product Technology

<sup>۷</sup> برای اطلاع بیشتر از پایه‌های نظری محاسبه‌ی جدول متقارن داده-ستاندهی محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول، به مقاله‌ی مهاجری و همکاران (۱۳۹۴) مراجعه نمایید.

<sup>۸</sup> Direct Effect or Initial Effect

<sup>۹</sup> Direct and Indirect Effect

<sup>۱۰</sup> Direct, Indirect and Induced Effect

غیر مستقیم است، ضریب فزاینده‌ی ساده و ضریب فزاینده‌ی کل شامل اثرات مستقیم و غیر مستقیم و القایی است نیز به عنوان ضریب فزاینده‌ی کل نامیده می‌شود.

ماتریس ضرایب فزاینده تولید که به ماتریس معکوس لئونتیف معروف است، نقش مهمی در الگوی داده-ستانده ایفا می‌کند چرا که یکی از کاربردهای اصلی گردآوری آمار و اطلاعات در قالب الگوی داده-ستانده، ارزیابی میزان تأثیر سیاستی (به عبارت دیگر اثر یک شوک برونزا) بر ستانده‌ی کل اقتصاد است؛ که چنین بررسی و ارزیابی را معمولاً به واسطه‌ی ضرایب فزاینده که از معکوس ماتریس لئونتیف به دست می‌آید، صورت می‌دهند. ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید، عموماً از ماتریس ضرایب فنی ( $A$ ) که منعکس کننده‌ی ضرایب نهاده‌ای مستقیم است و از طریق رابطه‌ی  $L = (I - A)^{-1}$  حاصل می‌شود.

##### ۵- چارچوب نظری رویکردهای اصلی در برآورد اریب ضرایب فزاینده تولید

همان‌طور که اشاره شد، ماتریس ضرایب فزاینده‌ی تولید ( $L$ ) که به ماتریس معکوس لئونتیف معروف است، از ماتریس ضرایب فنی ( $A$ ) و از طریق رابطه‌ی  $L = (I - A)^{-1}$  بدست می‌آید. 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. لذا ارزش انتظاری (میانگین ریاضی) ماتریس ضرایب فنی، همان ماتریس  $A$  خواهد بود یعنی  $E(A) = A^0$ . در این حالت، سیمونوویت (۱۹۷۵) ثابت کرده است که ضرایب فزاینده‌ی تولید، یک اریب به سمت بالا و مثبت خواهند داشت بدین معنا که؛

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

$$[I - E(A)]^{-1} = (I - A^0)^{-1} = L^0$$

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 فعالیت‌های دیگر، بیش از حد برآورد می‌کند (دیازنباخر، ۲۰۰۶).

در مقابل، طیفی از پژوهشگران، رویکرد تدوین‌کنندگان را معرفی نموده و استدلال می‌کنند که ماتریس ضرایب فنی از ماتریس مبادلات واسطه‌ای استخراج می‌شود و این ماتریس در معرض انواع مختلفی از خطاهای اندازه‌گیری قرار دارد، لذا از دیدگاه عملی، باید ماتریس مبادلات واسطه‌ای را نقطه‌ی 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 به‌کارگیری فروض تصادفی برای ماتریس مبادلات واسطه‌ای، یک ماهیت تصادفی به ضرایب فنی و متعاقب آن، ضرایب فزاینده می‌دهد که تحلیل‌ها را بیشتر و پیچیده‌تر می‌سازد.

#### ۵-۱- چارچوب نظری برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و مراحل شبیه‌سازی

##### مونت‌کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان

در رویکرد تدوین‌کنندگان فرض می‌شود که ماتریس  $D$  یک ماتریس  $n$  در  $n$  است که مبادلات واسطه‌ای را نشان می‌دهد و  $Z_{ij}$  منعکس‌کننده فروش محصول (فعالیت)  $i$  به محصول (فعالیت)  $j$  است. بردار تقاضای نهایی با  $f$  نشان داده می‌شود و  $f_i$  بیانگر تقاضا برای محصولات (کالاها) تولید شده توسط فعالیت  $i$  است که برای مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات تقاضا می‌شود. لذا خواهیم داشت:

$$q = Ze + f \quad (۲)$$

یا

$$q_i = \sum_j Z_{ij} + f_i$$

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

$$q = Aq + f \quad (۳)$$



که از حل رابطه‌ی فوق خواهیم داشت:

$$q = Lf \quad (۴)$$

که در آن،  $L = (I - A)^{-1}$  است. نقطه‌ی شروع در رویکرد تدوین کنندگان، ماتریس مبادلات واسطه‌ای است و اگر  $k$  منعکس کننده‌ی اندازه‌ی نمونه در شبیه‌سازی مونت کارلو و  $n$  تعداد فعالیت‌ها (یا محصولات) جدول داده-ستانده‌ی مورد بررسی باشد و فرض شود که  $Z$  و  $f$  حول مقادیر اولیه‌شان تصادفی شده و دارای توزیع نرمال هستند، لذا برای همه مقادیر  $i, j = 1, 2, \dots, n$  و  $k = 1, 2, \dots, N$  داریم:

$$Z_{ij}^k = Z_{ij}^0 + \delta_{ij}^k \quad ; \quad \delta_{ij}^k \sim N[0, (\rho^0 Z_{ij}^0)^2] \quad (۵)$$

$$f_i^k = f_i^0 + \varphi_i^k \quad ; \quad \varphi_i^k \sim N[0, (\rho^0 f_i^0)^2] \quad (۶)$$

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)،  $\rho^0 = 0.1$ ، انتخاب شده است. با تلفیق روابط (۵) و (۶)، می‌توان  $N$  جدول داده-ستانده (به تعداد اندازه‌ی نمونه در شبیه‌سازی) ایجاد کرد و به همان تعداد نیز ماتریس ضرایب فنی و ضرایب فزاینده‌ی تولید به دست خواهد آمد که در قالب رابطه‌ی (۷) نشان داده می‌شود:

$$q_i^k = \sum_j z_{ij}^k + f_i^k \quad ; \quad a_{ij}^k = \frac{z_{ij}^k}{q_{ij}^k} \quad ; \quad L^k = (I - A^k)^{-1} \quad (۷)$$

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

$$H_0 = E(L_{ij}^k) = L_{ij}^0 \quad (۸)$$

که برای آزمون این فرضیه، ضروری است آماره‌ی  $t$  از طریق رابطه‌ی (۹) محاسبه شود:

$$t_{ij} = \frac{\bar{L}_{ij} - L_{ij}^0}{s_{ij}/\sqrt{N}} \quad (۹)$$

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

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

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

## ۶- پایه‌های آماری

به منظور سنجش میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و تأثیر فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده بر اندازه‌ی اریب، دو جدول متقارن مبنای محاسبه قرار می‌گیرند. نخست، جدول فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول که بر اساس جداول عرضه و تقاضا سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران محاسبه شده است و دوم، جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول سال ۱۳۸۰ که توسط مرکز آمار ایران ارائه شده است. ذکر این نکته ضروری است که جدول ارائه شده توسط مرکز آمار ایران به ابعاد  $91 \times 91$  محصول در محصول است که توسط بانوئی و همکاران (۱۳۹۲)، ابتدا تراز و سپس به ابعاد  $8 \times 8$  محصول در محصول ادغام شد<sup>۱</sup>.

<sup>۱</sup> 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 نمی‌باشد زیرا جمع سطری این جدول تقاضای کل را نشان می‌دهد:

$$y + m = Ze + fd$$

و جمع ستونی این جدول، منعکس‌کننده عرضه داخلی یا ستانده است:

$$y = e'Z + VA$$

- ثانیاً، تقاضای نهایی کالا در سطح کلان می‌بایستی معادل با ارزش افزوده باشد که از این حیث نیز، جدول ارائه شده تراز نمی‌باشد.

- ثالثاً، جایگاه واردات در این جدول نامشخص است. بنابراین لازم است که در سنجش عملکرد سرمایه‌گذاری در گروه‌های کالایی، جدول مذکور در چارچوب رابطه‌ی تراز تولیدی عرضه داخلی (ستانده) با تقاضای داخلی (ستانده) تراز گردد. یعنی می‌بایستی رابطه‌ی  $y = Ze + fd - m$  برقرار باشد (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۲).

جدول ۱: جدول مقارن داده-ستانده فعالیت در بخش ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰  
واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	کشاورزی	نفت خام و گاز طبیعی	استخراج سایر معادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	صنعت	آب، برق، گاز	ساخت‌ها	خدمات	جمع فعالیت واسطه فعالیت	تفاضلی نهایی فعالیت	تفاضلی داخلی (ستانده)
کشاورزی	۱۳۳۶۰	۴۲	۱۹	۲۶۳	۶۸۲۸۶	۹۷	۸۲۰	۲۶۹۰	۶۸۶۷۸	۶۶۳۸۱	۱۳۵۰۵۹
نفت خام و گاز طبیعی	۵۷	۷	۲	۷۸۹۹	۱۲۸	۸۷۱	۴۹	۱۶۲	۹۱۷۵	۱۰۵۲۵۰	۱۱۶۶۲۶
معادن	۴۹	۱۶	۱۷	۶۱	۵۰۶۴	۵	۱۶۱۴	۲۰۷	۶۸۳۳	-۹۵۰	۵۸۱۳
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۰۰	۳۳۶	۲۲۴	۶۸۵۰	۱۱۹۵۷	۳۳۸	۱۰۵۸	۹۴۳۴	۳۵۳۱۷	۹۱۳۷	۴۶۵۵۴
صنعت	۱۰۶۶۲	۲۷۱	۲۵۵	۳۳۶۸	۶۵۲۸۱	۷۳۱	۲۷۹۶۲	۶۶۶۱۱	۱۳۳۹۳۴	۱۳۲۱۶۷	۲۵۶۱۰۱
آب، برق، گاز	۱۸۷۱	۲۴۵	۱۶۹	۶۲۵	۴۹۹۵	۵۷۲۰	۲۵۸	۵۵۵۱	۱۹۴۳۶	۸۶۱۰	۲۷۸۶۶
ساخت‌ها	۲۰۶	۶۹	۹۳	۷۷	۳۷۹	۱۷۵	۶۵۲۸	۷۸۱۱	۱۳۳۴۱	۷۳۲۸۶	۸۷۵۳۷
خدمات	۱۸۲۹۳	۲۱۱۲	۵۳۹	۳۶۸۵	۴۰۸۶۳	۵۴۰۰	۱۵۹۶۸	۵۱۹۵۴	۱۳۸۸۱۵	۳۳۶۱۶۸	۳۸۹۶۳۲
جمع هزینه واسطه	۵۲۶۱۰	۳۰۹۸	۱۳۳۷	۲۱۸۳۹	۱۷۶۹۵۵	۱۳۳۲۸	۵۲۰۳۸	۱۰۶۲۲۲	۶۲۵۶۲۸	۷۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸
ارزش افزوده	۸۱۲۴۹	۱۱۱۵۲۷	۴۶۲۵	۲۲۷۱۵	۷۹۱۲۶	۱۲۵۱۸	۲۵۶۴۹	۳۸۰۷۶۱	۷۳۱۱۳۰		
عمره داخلی (ستانده)	۱۳۵۰۵۹	۱۱۶۶۲۶	۵۸۱۳	۴۶۵۵۴	۲۵۶۱۰۱	۲۷۸۶۶	۸۷۵۳۷	۳۸۹۶۳۲	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: محاسبات محقق بر اساس جداول عرضه و مصرف سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و با استفاده از بنیاد نظری محاسبه‌ی جدول مقارن داده-ستانده فعالیت در بخش ساختار ثابت فروش محصول

جدول ۲: جدول متوازن داده-سنجیده محصول در محصول با «قرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تبدیلی بر اساس تکنولوژی مختلف» سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران (براز شده توسط بانویی و همکاران، ۱۳۹۲)

واحد: میلیارد ریال به قیمت جاری

	کتابداری	گاز خام و نفت طبیعی	استخراج سایر معادن	فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	صنعت	آب، برق، گاز	ساختمان	خدمات	جمع تقاضای واسطه‌ای محصول	تقاضای نهایی محصول	تقاضای داخلی (سنجیده)
کتابداری	۱۴۰۶۰	۰	۱	۷۹	۳۸۵۵	۷	۱۷۵	۱۶۵۲	۶۶۹۱۹	۶۰۱۳۰	۱۱۵۰۵۸
گاز خام و نفت طبیعی معادن	۰	۰	۰	۸۱۸۶	۰	۵۵۵	۰	۰	۸۷۲۲	۱۰۳۳۷۰	۱۱۳۱۱۲
فرآورده‌های نفتی و محصولات شیمیایی	۵۱۷۳	۳۳۱	۲۳۳	۷۶۹۴	۱۳۳۱۲	۲۵۱	۱۱۲۱	۱۰۰۵۸۹	۳۳۷۳۳	۸۷۷۶	۶۶۶۹۹
صنعت	۹۱۳۷	۱۱۹	۱۹۵	۱۶۵۸	۷۰۶۲۲	۵۴۹	۲۸۴۰	۲۷۰۵۹	۱۳۸۱۱۱	۱۸۱۲۸	۲۵۶۳۹
آب، برق، گاز	۱۵۹۳	۲۱۳	۱۶۵	۵۶۴	۴۵۶۶	۵۴۰	۹۸	۵۰۰۵	۱۷۵۷۵	۴۴۱۱	۲۲۵۱۶
ساختمان	۱۲۷	۵۳	۹۰	۶۳	۲۴۹	۱۱۳	۴۷۸۸	۸۱۲۵	۱۳۴۳۰	۷۶۶۷۴	۹۰۰۰۴
خدمات	۱۷۱۷۷	۱۹۲۷	۵۴۰	۳۶۶۸	۳۷۸۸۴	۵۲۰۸	۱۷۵۶۵	۵۴۰۰۲	۱۳۷۸۲۱	۳۵۴۱۴	۶۹۷۳۳۵
جمع هزینه واسطه	۳۲۳۸۶	۲۶۶۷	۱۲۶۹	۲۲۲۰۸	۱۷۹۶۶۷	۱۲۰۸۷	۵۳۶۰۳	۱۰۶۶۶۳	۴۲۵۲۲۹	۳۳۱۱۳۰	۱۱۵۶۵۵۸
ارزش افزوده	۷۷۷۷۲	۱۱۰۶۶۴	۴۴۲۷	۳۴۴۱۱	۷۵۵۷۳	۱۰۴۳۰	۳۶۵۰۱	۳۹۰۶۷۲	۷۳۱۱۳۰		
عرضه داخلی (سنجیده)	۱۲۵۰۵۸	۱۱۳۱۱۱	۵۹۹۶	۶۶۶۹۹	۲۵۶۳۹	۲۲۵۱۶	۹۰۰۰۴	۴۹۷۳۳۵	۱۱۵۶۵۵۸		

منبع: بانویی و همکاران، ۱۳۹۲

توضیحات: بر مبنای جدول متوازن به ابعاد ۹۱ X ۹۱ مرکز آمار ایران، جمع و با کسر نمودن واردات از تقاضای نهایی، تراز جدول برقرار شده است.

به منظور سنجش تأثیر فروض مختلف همان‌طور که در بخش پیشین تبیین شد، درایه‌های ماتریس مبادلات واسطه‌ای؛ همان مقادیر اولیه یا  $d_{ij}^0$ هایی هستند که حول این مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می‌شود. همچنین، درایه‌های مندرج در ناحیه دوم جدول داده-ستانده فوق، همان مقادیر اولیه  $f_i^0$  یا تقاضای نهایی هستند که حول آن مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود.

## ۷- برآورد میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و سنجش تأثیر فروض مختلف

### تکنولوژی بر میزان اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید

سنجش اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید و نیز مقایسه‌ی اریب متوسط ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جداول مقارن داده-ستانده با فروض مختلف تکنولوژی، هدف اصلی در این مقاله است. بدین منظور در چارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان، دو جدول مقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران و جدول مقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (که بر اساس جداول عرضه و مصرف سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران محاسبه شده است) مبنای محاسبه قرار گرفته تا این مقایسه میان دو فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت) انجام شود و فرض مناسب‌تر به لحاظ ایجاد میزان اریب کمتر در ضرایب فزاینده‌ی تولید شناسایی شود. بدین منظور همانند مقاله‌ی دیازنباخر (۲۰۰۶)، از شبیه‌سازی مونت کارلو برای تولید داده‌های تصادفی استفاده شده است. همان‌گونه که در بخش مبانی نظری برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و مراحل شبیه‌سازی مونت کارلویی با تأکید بر رویکرد تدوین‌کنندگان تشریح شد، درایه‌های ماتریس مبادلات واسطه‌ای این جداول مقارن داده-ستانده؛ همان مقادیر اولیه یا  $Z_{ij}^0$ هایی هستند که حول این مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی ایجاد می‌شود (یعنی بر اساس  $[\delta_{ij}^k \sim N[0, (\rho^0 Z_{ij}^0)^2]]$  ;  $Z_{ij}^k = Z_{ij}^0 + \delta_{ij}^k$ ). همچنین، درایه‌های

مندرج در ناحیه‌ی دوم جداول داده-ستانده‌ی مذکور، همان مقادیر اولیه‌ی  $f_i^0$  یا تقاضای نهایی هستند که حول آن مقادیر و با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی به حجم ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی برای تقاضای نهایی ایجاد می‌شود (بر اساس  $f_i^k = f_i^0 + (\varphi_i^k; \varphi_i^k \sim N[0, (\rho^0 f_i)^2])$ ). همان‌طور که قبلاً هم اشاره شد در اینجا همانند مطالعه‌ی دیازنباخر (۲۰۰۶) و رولاند هوست (۱۹۸۹)،  $\rho^0 = 0.1$  انتخاب شده است.

با استفاده از نرم‌افزار آماری R و شبیه‌سازی مونت کارلویی و با برنامه‌نویسی در فضای این نرم‌افزار، اقدام به تولید داده‌های مربوط به ماتریس مبادلات واسطه‌ای ( $Z_{ij}$ ) و تقاضای نهایی ( $f_i$ ) شد و نمونه‌هایی با حجم ۱۰ تا ۱۰ هزارتایی ایجاد شده است. در این صورت به میزان N (حجم نمونه) ماتریس ضرایب فنی و ضرایب فزاینده‌ی تولید ( $L^k = (I - A^k)^{-1}$ ) نیز به دست می‌آید.

میزان اریب از طریق  $b_{ij}^k = l_{ij}^k - l_{ij}^0$  و میزان اریب متوسط هر یک از درایه‌های ماتریس ضرایب فنی با استفاده از رابطه  $\bar{b}_{ij} = \bar{l}_{ij} - l_{ij}^0$  محاسبه می‌شود. لکن 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 نمود. دقیقاً با استفاده از همین روش می‌توان مقدار واریانس را از طریق رابطه  $S_b^2 = \sum_i \sum_j \frac{(\bar{b}_{ij} - \bar{b})^2}{n^2 - 1}$  محاسبه نمود. نتایج حاصل از تأثیر فروض مختلف تکنولوژی در محاسبه‌ی جداول متقارن داده-ستانده بر اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جدول ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که میانگین اریب‌های متوسط، برای تمامی حجم‌های نمونه و برای هر دو فرض تکنولوژی مثبت و البته بسیار

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

۲. با توجه به زیرنویس قبلی، هنگامی که حجم نمونه، ۱۰ تایی انتخاب شود، یعنی ۱۰ اریب برای هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید 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.

۳. با عنایت به دو زیرنویس قبلی، هم‌اکنون ماتریس اریب متوسط به ابعاد 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.

اندک است و با افزایش حجم نمونه، از میزان این اریب کاسته می‌شود. همچنین کاملاً آشکار است که به موازات با افزایش نمونه، انحراف استاندارد اریب‌های متوسط نیز کاهش می‌یابد.

جدول ۳: نتایج اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جداول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول و فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش فعالیت

N=۱۰۰۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰۰	N=۱۰		
۰/۰۰۰۵۷۶۲۲۱۲	۰/۰۰۰۳۸۰۴۹۹	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	۰/۰۰۱۲۳۱۰۸۳	میانگین اریب‌های متوسط	فرض تکنولوژی محصول
۰/۰۰۰۷۶۱۰۳۲	۰/۰۰۰۸۰۲۶۵۲	۰/۰۰۱۹۰۸۷۵۳	۰/۰۰۶۶۰۳۹۱۶	انحراف معیار اریب‌های متوسط	
%۱۰۰	%۹۲/۱۸۷۵	%۶۲/۵	%۶۰	درصد عناصر با اریب مثبت	
۰/۰۰۰۶۱۱۰۷۹۹	۰/۰۰۰۵۹۵۹۶۶	۰/۰۰۰۵۹۹۳۵۷۲	۰/۰۰۲۲۹۶۳۸۲	میانگین اریب‌های متوسط	فرض ساختار ثابت فروش محصول
۰/۰۰۰۹۰۱۱۵۹	۰/۰۰۰۹۰۵۷۵۷	۰/۰۰۲۴۶۹۹۹۷	۰/۰۰۶۵۷۸۲۸۶	انحراف معیار اریب‌های متوسط	
%۱۰۰	%۹۶/۸۷۵	۰/۰۰۰۱۳۵۹۰۴	%۶۴/۰۶۲۵	درصد عناصر با اریب مثبت	

مأخذ: نتایج تحقیق

سطر سوم و ششم این جدول، منعکس کننده‌ی درصدی از عناصر است که دارای اریب متوسط مثبت (یعنی  $\bar{b}_{ij} > 0$ ) هستند. همان گونه که ملاحظه می‌شود، با حجم نمونه ۱۰ تا ۶۰ درصد از درایه‌های ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مربوط به فرض تکنولوژی محصول، اریب متوسط مثبت داشته‌اند و به تبع آن، ۴۰ درصد از ضرایب فزاینده با اریب متوسط منفی مواجه بوده‌اند. در حالی که ۶۴ درصد از ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مستخرج از جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول در این حجم نمونه، دارای اریب مثبت هستند. کاملاً آشکار است که صرف نظر از اینکه چه فرضی مبنای محاسبه‌ی جدول داده-ستانده قرار گرفته باشد، 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 شبیه‌سازی برای حجم نمونه ۱۰ هزار تایی حاکی از آن است که ۱۰۰ درصد ضرایب، دارای اریب مثبت هستند یا به عبارتی درصد عناصر با اریب متوسط منفی به صفر می‌رسد.

علاوه بر آن با مقایسه‌ی ارقام میانگین اریب‌های متوسط ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول (سطر نخست از جدول ۳) با ارقام

متناظر در جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول (سطر چهارم از جدول ۳) مشاهده می‌شود که میزان ارباب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید در کلیه‌ی حجم نمونه‌ها (۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰۰۰۰ تایی) در جدول متقارن محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول کمتر از ارقام متناظر از جدول متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول است.

به منظور سنجش معنادار بودن مشاهدات فوق از روش‌های آماری آماره  $t$  متوسط ( $\bar{t}$ ) و واریانس آن استفاده شده است. نتایج حاصله در جدول ۴ سازماندهی می‌شوند.

جدول ۴: محاسبات مربوط به آماره‌ی متوسط، انحراف معیار و درصد معنی‌داری

N=۱۰۰۰۰	N=۱۰۰۰	N=۱۰۰	N=۱۰		
۷/۰۲۶۵۶۹	۱/۴۸۴۹۶۹	۰/۹۲۵۴۲۶۹	۰/۴۶۳۱۲۸۴	آماره $\bar{t}$ متوسط ( $\bar{t}$ )	فرض تکنولوژی محصول
۴/۶۹۶۶۷	۱/۰۳۶۴۶	۱/۲۳۱۲۸۶	۰/۶۷۱۶۲۵۶	واریانس $S_t^2$	
%۱۰۰	%۳۷/۵	%۱۰/۹۳۷۵	%۴/۶۸۷۵	درصد معنی‌داری ( $t_{ij} > 1.96$ )	
۶/۸۶۰۳۸۲	۲/۲۷۵۳۱۷	۰/۸۰۰۲۰۶۶	۰/۳۳۴۵۲۲۷	آماره $\bar{t}$ متوسط ( $\bar{t}$ )	فرض ساختار ثابت فروش محصول
۴/۰۲۲۰۲	۱/۵۹۴۲۸	۰/۹۷۰۲۹۲۸	۱/۱۹۵۱۰۸	واریانس $S_t^2$	
%۹۶/۸۷۵	%۵۹/۳۷۵	%۱۰/۹۳۷۵	%۴/۶۸۷۵	درصد معنی‌داری ( $t_{ij} > 1.96$ )	

مأخذ: نتایج تحقیق

در جدول ۴، نتایج مربوط به آماره  $t$  (که  $n^2$  آماره  $t_{ij}$  داریم) به طور خلاصه ارائه شده است. سطر نخست و سطر چهارم از جدول، آماره  $t$  متوسط ( $\bar{t}$ ) 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 می‌شود و سطر دوم و سطر پنجم نیز منعکس‌کننده‌ی واریانس این آماره است که از طریق رابطه‌ی  $S_t^2 = \sum_i \sum_j \frac{(t_{ij} - \bar{t})^2}{n^2 - 1}$  به دست می‌آید. تمامی آماره‌های  $t$  متوسط ( $\bar{t}$ ) مثبت هستند و کاملاً آشکار است که با افزایش حجم نمونه، افزایش می‌یابند. برای اندازه‌های نمونه بزرگ (۱۰۰۰ و ۱۰۰۰۰)، آماره‌های متوسط  $t$  به طور معناداری مثبت می‌شود. برای نمونه مقادیر آماره  $t$  متوسط ( $\bar{t}$ ) و واریانس  $S_t^2$  برای حجم نمونه ۱۰ هزار تایی حاکی از آن هستند که تقریباً تمامی مقادیر  $t_{ij}$  مجزای  $n^2$  بزرگتر از  $1/96$  هستند. همچنین نتایج سطر سوم و ششم جدول ۴، نشان می‌دهد که در حجم نمونه‌های مختلف، چند درصد از  $n^2$  عنصر،  $t_{ij}$  بزرگتر از

<sup>۱</sup> عدد ۱/۹۶ منعکس‌کننده ۹۷/۵ صدک از توزیع  $t$  با  $N-1$  درجه آزادی است. اگرچه مقادیر بحرانی برای اندازه‌های نمونه‌ی کوچکتر، بزرگتر هستند. این مقادیر بحرانی برای اندازه‌های نمونه‌ای مختلف عبارتند از: برای  $N=10$ ،  $N=100$  برای ۱/۹۸۴۲،  $N=1000$  برای ۱/۹۶۲۳ و  $N=10000$  برای ۱/۹۶۰۲.



۱/۹۶ 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 ۱/۹۶ هستند اما با افزایش حجم نمونه، مثلاً به ۱۰۰۰ تا، این سهم به حدود ۳۷ درصد و ۵۹ درصد برای فرض تکنولوژی محصول و فرض ساختار ثابت فروش محصول افزایش می‌یابد.

به طور خلاصه، می‌توان نتیجه‌گیری نمود 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 و ردیف چهارم از جدول ۳، اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مثبت بوده و میزان آن در حال کاهش است، لکن بر اساس سطرهای سوم و ششم از جداول 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، ۱۰۰ درصد ضرایب فزاینده‌ی تولید با اریب مثبت و معنی‌داری روبرو هستند.

## ۸- جمع‌بندی نتایج

تردیدهای اولیه راجع به قطعی بودن داده‌ها در جداول داده-ستانده و مسئله‌ی تصادفی بودن آن‌ها در دهه‌ی ۱۹۵۰ مطرح شد. تردیدهای مربوط به قطعیت جداول داده-ستانده، دائماً در حال افزایش هستند و همین امر سبب شده است که برخی پژوهشگران اقتصاد داده-ستانده نه فقط کانون توجه خود را بر مسئله‌ی جدول داده-ستانده تصادفی معطوف نموده‌اند بلکه همچنین این مسئله را به عنوان یکی از موضوعات محوری اقتصاد داده-ستانده در چشم‌انداز ۲۵ سال آینده مطرح می‌نمایند.

به لحاظ روش‌شناسی تجزیه و تحلیل تصادفی جدول داده-ستانده و سنجش اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید مثبتی بر دو رویکرد است که عبارتند از رویکرد کاربران و رویکرد تدوین‌کنندگان. در رویکرد نخست، ضرایب فنی استوکاستیک که دارای پایه‌ی نظری اقتصادی هستند، به عنوان نقطه‌ی شروع در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از ضرایب فنی تصادفی اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید برآورد می‌شود. محققانی که در مطالعات خود از این منظر، اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید را مورد بررسی قرار داده‌اند، اریب مثبتی را در ضرایب فزاینده‌ی تولید گزارش نموده‌اند. در حالی که در رویکرد دوم، جدول مبادلات واسطه‌ای بین بخشی (یا بین کالایی) 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، لذا پیشنهاد می‌کنند که بهتر است جدول مبادلات واسطه‌ای نقطه‌ی شروع تجزیه و تحلیل تصادفی داده-ستانده قرار گیرد.

در این مقاله، با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌هایی با اندازه ۱۰، ۱۰۰، ۱۰۰۰ و ۱۰ هزارتایی در چهارچوب رویکرد تدوین‌کنندگان ایجاد شد و میزان اریب هر یک از درایه‌های ضرایب فزاینده و میانگین اریب‌ها در دو جدول داده-ستانده متقارن محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط و جدول داده-ستانده متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰ برآورد شد. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد، در مورد هر دو جدول، که اولاً هر چه اندازه‌ی نمونه افزایش می‌یابد از میزان متوسط اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید و همچنین میزان انحراف معیار اریب کاسته می‌شود (جدول ۳). ثانیاً تعداد درایه‌های ضرایب فزاینده تولید که دارای اریب مثبت (یعنی بیش برآوردی) هستند، به موازات با افزایش حجم نمونه افزایش می‌یابد، به طوری که در حجم نمونه ۱۰ هزارتایی، ۱۰۰ درصد ضرایب فزاینده تولید دارای اریب مثبت هستند (جدول ۳). ثالثاً هر چند اریب ضرایب فزاینده تولید اندک، اما معنی‌دار است (جدول ۴) که با یافته‌های مطالعات تحلیلی سازگاری دارد. لذا می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که ضرایب فزاینده‌ی تولید که مبنای بسیاری از مطالعات کاربردی (از قبیل اثرات سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی بر میزان تولید، اشتغال، واردات و ...) در حوزه‌ی داده-ستانده قرار دارند با اریب به سمت بالا و یا به عبارت دیگر بیش برآوردی مواجه هستند، لذا نمی‌توان در تحلیل‌های سیاستی، به نتایج آن‌ها اتکا نمود.

همان‌گونه که تشریح شد، یکی از اهداف این مقاله، مقایسه‌ی اریب متوسط ضرایب فزاینده‌ی تولید در دو جدول متقارن داده-ستانده‌ی محصول در محصول با فرض عمدتاً تکنولوژی محصول با انجام تعدیلاتی بر اساس تکنولوژی مختلط و جدول متقارن داده-ستانده فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۸۰ است. نتایج حاکی از این واقعیت است که اریب ضرایب فزاینده‌ی مبتنی بر تکنولوژی محصول، کمتر از اریب ضرایب فزاینده‌ی است که از جدول داده-ستانده مبتنی بر فرض ساختار ثابت فروش محصول استخراج می‌شود (جدول ۳). در واقع فرض تکنولوژی محصول علی‌رغم محدودیت‌هایی جدی، یعنی اجتناب‌ناپذیر بودن ظهور عناصر منفی در جدول داده-ستانده به هنگام استفاده از این فرض و همچنین این مسئله که،

محاسبه‌ی جداول داده-ستانده مبتنی بر فرض تکنولوژی محصول، مستلزم مربع نمودن جداول عرضه و مصرف است که در پی آن، اطلاعات برخی از سطرها و ستون‌ها با دیگر سطرها و ستون‌ها ادغام می‌شود که به معنای از بین رفتن آمارهای جزئی‌تر است، جدول داده-ستانده تحت این فرض نسبت به فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت) اریب کمتری در ضرایب فزاینده‌ی تولید ایجاد می‌کند. این مسئله می‌تواند به این دلیل باشد که فرض تکنولوژی محصول (یا فرض ساختار ثابت فروش فعالیت)، از پایه نظری قابل قبولی برخوردار است و در مورد کالاها این محتمل‌تر است که ساختار نهاده‌ای آن‌ها با فرض تکنولوژی محصول سازگار باشند تا با فرض ساختار ثابت فروش محصول (فرض تکنولوژی فعالیت). همچنین در جداول ساخت و جذب همواره خطا و اشتباهاتی وجود دارد که وجود درایه‌های منفی در به کارگیری فرض تکنولوژی محصول سبب می‌شود اشتباهات موجود در این جداول نمایان شود و با تلاش در جهت تعدیل این درایه‌های منفی، این اشتباهات موجود در جداول عرضه و مصرف نیز تا حدودی تعدیل شوند.

بر خلاف مطالعات و پژوهش‌های پیشین انجام شده در ایران که ماهیت آکادمیک دارند، نتایج این مطالعه، این پیغام مهم را برای کاربران و تدوین‌کنندگان جدول داده-ستانده (مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران) ارائه می‌دهد که محاسبه‌ی جدول داده-ستانده متقارن بر اساس فرض تکنولوژی محصول، نه تنها از پایه‌ی نظری قابل قبول برخوردار است، بلکه اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید که بر اساس این جدول برآورد می‌شود، کمتر از اریب ضرایب فزاینده‌ی تولید مبتنی بر جدول داده-ستانده‌ی متقارن با فرض ساختار ثابت فروش محصول است. این مشاهده می‌تواند ریشه در ماهیت همگنی بیشتر جداول محصول در محصول با فرض تکنولوژی محصول در مقایسه با جداول فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول داشته باشد.

## منابع و مأخذ

### الف) منابع و مأخذ فارسی

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۴). جدول داده-ستانده ایران سال ۱۳۷۸، تهران، ایران.
۲. بانوئی، علی اصغر. مهاجری، پریسا. شاکری، عباس. و عسگری، منوچهر (۱۳۹۲). "برداشت‌های متفاوت از فرض تکنولوژی در محاسبه جدول داده-ستانده و اثر آن بر راهبرد سرمایه‌گذاری در صنعت نفت و گاز". فصلنامه علمی-پژوهشی مجلس و راهبرد ۲۰(۷۶): ۹۹-۱۳۷.
۳. بانوئی، علی اصغر. موسوی نیک، سید هادی. اسفندیاری کلوکن، مجتبی. و ذاکری، زهرا (۱۳۹۴). تعاریف و مفاهیم پایه‌ای، پایه‌های نظری و روش‌های محاسبه‌ی جداول متقارن: تجربه‌ی ایران و جهان، تهران، انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس.
۴. جهانگرد، اسفندیار (۱۳۷۹). "تجزیه و تحلیل تصادفی مدل داده-ستانده در ایران". مجله برنامه و بودجه ۵(۵۶ و ۵۷): ۶۴-۵۱.
۵. جهانگرد، اسفندیار. و حسینی، فاطمه السادات (۱۳۹۲). "شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران بر مبنای تحلیل تصادفی داده-ستانده". فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی ۷(۱۱): ۲۷-۵۴.
۶. جهانگرد، اسفندیار. و عاشوری، پردیس (۱۳۸۹). "شناسایی بخش‌های کلیدی با رویکردهای تحلیل داده-ستانده IO، اقتصادسنجی EC و تحلیل پوششی داده‌ها DEA: مطالعه موردی ایران". فصلنامه علمی-پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی ۲(۳): ۱۳۶-۱۰۷.
۷. ذبیحی، زهرا (۱۳۹۲). برآورد اریب ضرایب فزاینده‌ی تصادفی تولید جداول داده-ستانده متقارن ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.
۸. مرکز آمار ایران (۱۳۸۶). جدول داده-ستانده ایران سال ۱۳۸۰، تهران، ایران.
۹. مهاجری، پریسا. (۱۳۹۲). ارزیابی برداشت‌های متفاوت از فرض تکنولوژی در محاسبه جداول داده-ستانده متقارن ایران (با تأکید بر ساختار بخش نفت خام و گاز طبیعی، رساله دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی).
۱۰. مهاجری، پریسا. بانوئی، علی اصغر. جلودار ممقانی، محمد. شاکری، عباس. و عسگری، منوچهر (۱۳۹۴). "به‌کارگیری الگوریتم ریاضی آلمن در حذف عناصر منفی جدول متقارن داده-ستانده با فرض تکنولوژی کالا". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه‌ی پایدار) ۱۵(۲): ۲۵-۱.

## (ب) منابع و مآخذ لاتین

1. Beynon, M. J. and Munday M. (2008). "Stochastic Key Sector Analysis: An Application to a Regional Input-Output Framework". Ann Reg Sci **42**(3): 397-412.
2. DeMesnard, L. (2011). "Negative in Symmetric Input-Output Tables: The Impossible Quest for the Holy Grail". Annals of Regional Science **46**: 427-542
3. Dietzebbacher, E. (1988). "Estimation of the Leontief Inverse from the Practitioner's Point of View". Mathematical Social Science **16**(2): 181-187.
4. Dietzebbacher, E. (1995). "On the Bias of Multiplier Estimates". Journal of Regional Science **35**(3): 377-390.
5. Dietzebbacher, E. (2006). "Multiplier Estimates: to Bias or Not to Bias". Journal of Regional Science **46**(4): 773-786.
6. Dietzebbacher E., Lenzen, M., Los, B., Guan, D., Lahr, M.L., Sancho, F., Suh, S., and Yang, C. (2013). "Input-Output Analysis: The Next 25 Years". Economic Systems Research **25** (4): 369-389.
7. Eurostat (2008). *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*, Luxembourg.
8. Evans, W. D. (1954). "The Effect of Structural Matrix Errors on Interindustry Relations Estimates". Econometrica **22** (2): 461-480.
9. Gerking, Sh. D. (1976). "Input-Output as a Simple Econometric Model". Review of Economics and Statistics **58** (3): 274-282.
10. Gerking, Sh. D. (1979). "Input-Output as a Simple Econometric Model: Reply". Review of Economics and Statistics **61** (4): 623-626.
11. Gurgul, H. (2007). "Stochastic Input-Output Modeling". Ekonomia Menedzerska **2** (2): 289-298.
12. Lahiri, S. and Satchell, S. (1986). "Properties of the Expected Value of the Leontief Inverse: Some Further Results". Mathematics for Social Science **11**(3): 83-87.
13. Lenzen, M. and Rueda-Cantuche (2012). "A Note on the Use of Supply-Use Tables in Impact Analysis". Statistics and Operations Research Transactions **36**(2): 139-152.
14. McMenamin, D. G. and Haring, J. V. (1974). "An Appraisal of Nonsurvey Techniques for Estimation Regional Input-Output Models". Journal of Regional Science **14** (3): 191-205.
15. Miller, R. E. and Blair, P. D. (2009). *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Second Edition, Cambridge University Press.
16. Quandt, R. (1958). "Probabilistic Errors in the Leontief Systems". Naval Research Logistic Quarterly **5**(2): 155-170.

17. Quandt, R. (1959). "On the Solution of Probabilistic Leontief Systems". Naval Research Logistics Quarterly **6** (2): 295-305.
18. Roland-Holst, D. W. (1989). "Bias and Stability of Multiplier Estimates". The Review of Economics and Statistics **71**(4): 718-721.
19. Rueda-Cantuche, J. M., Dietzenbacher, E., Fernandez, E. and Amores, A. F. (2013). "The Bias of the Multiplier Matrix When Supply and Use Tables Are Stochastic". Economic System Research **25**(4): 435-448.
20. Rueda-Cantuche, M. J. (2011). "The Choice of Type of Input-Output Table Revisited: Moving Towards the Use of Supply-Use Tables in Impact Analysis". Statistics and Operations Research Transactions **35** (3): 21-38.
21. Rueda-Cantuche, M. J. and Ten-Raa, T. (2013). "Testing Assumptions Made in the Construction of IOTs". Economic Systems Research **25** (2): 451-470.
22. Simonovits, A. (1975). "A Note on the Underestimation and Overestimation of the Leontief Inverse". Econometrica **43** (3): 493-498.
23. Steenge, A. E. (1990). "The Commodity Technology Revisited: Theoretical Basis and an Application to Error Location in the Make-Use Framework". Economic Modeling **7** (2): 376-387.
24. Ten-Raa, T. and Jansen, P. K. (1998). "Bias and Sensitivity of Multiplier". Economic Systems Research **10** (3): 275-284.
25. Ten-Raa, T. and Rueda-Cantuche J. M. (2007). "Stochastic Analysis of Input-Output Multipliers on the Basis of Use and Make Tables". Review of Income and Wealth **53** (2): 1-31.
26. Ten-Raa, T. and Steel, M. F. J. (1993). "Revised Stochastic Analysis of an Input-Output Model". Regional Science and Urban Economics **24** (3): 361-374.
27. Ten-Raa, T. and Rueda-Cantuche, M. J. (2007). "A Generalized Expression for the Commodity and the Industry Technology Models in Input-Output Analysis". Economic Systems Research **15** (2): 439-455.
28. United Nations (2009). *The 2008 Systems of National Accounts*, New York.
29. Viet, V. Q. (1994). "Practices in Input-Output Table Compilation". Regional Science and Urban Economics (24):27-54.
30. West, G. R. (1986). "A Stochastic Analysis of an Input-Output Model". Econometrica **54**(2): 363-374.