مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۷ / بهمن و اسفند / صفحات ۹۵- ۶۵

اثر شاخص‌های اقتصادکلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی

اسمعیل ابونوری
دانشیار اقتصاد سنجی و آمار بخش اقتصاد دانشگاه مازندران – abounoories@yahoo.com

آرش خوشکار
کارشناس ارشد علوم اقتصادی، مدیر عامل شرکت خدمات نوین شاخص سمنان
arash_k92@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۸۵/۳/۱ تاریخ تصویب: ۸۶/۶/۴

چکیده

هدف اساسی در این تحقیق براورد الگوی بین استانی عوامل موثر بر توزیع درآمد (هزینه) در ایران بوده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد (هزینه)، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه) به تفکیک استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ با روش پارامتریک براورد شده است. سپس بر اساس تازه ترین اطلاعات موجود مقطعی میان استانی شدت و جهت عوامل موثر بر توزیع درآمد براورد شده است. براساس نتایج حاصل نمی توان فرضیه کوزنتس را پذیرفت. نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی بر نابرابری اثر اقزایشی داشته است. به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر نابرابری، از الگوی عوامل موثر بر بیستک ها به‌صورت دستگاهی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتبط (SURE) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که، کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه، در اثر کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها به ویژه بیستک اول بوده است. در مقابل، افزایش نابرابری ناشی از افزایش نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی به علت کاهش سهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) به نفع افزایش سهم بیستک پنجم (بیست درصد آخر) بوده است.

طبقه بندی JEL: D31, C16, C23, C33

کلید واژه‌ها: توزیع درآمد، ضریب جینی، محصول ناخالص استانی، تورم، مالیات، هزینه‌های دولتی، مدل SURE.

۱- مقدمه

مطالعه آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. اگرچه توزیع درآمد و فقر به‌صورت سنتی در چهار چوب اقتصاد خرد جای می‌گیرد، اما امروزه به‌صورت گسترده در مباحث اقتصاد کلان تجزیه و تحلیل می‌گردد. در ایران بررسی آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد سابقه اندکی داشته است. بیشتر این مطالعات بر اساس داده‌های سری زمانی بوده است. با توجه به گسترهٔ پهناور جغرافیایی ایران و در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای، مطالعه سطح نابرابری به‌تفکیک استان‌ها از اهمیت بالایی برخوردار می باشد. شناخت استان‌های دارای توزیع نابرابرتر در آمد و متغیرهای اثرگذار بر سطح نابرابری، جهت اعمال سیاست‌های اقتصادی خردمندانه در راستای متعادل نمودن توزیع درآمد، ضروری است. بر این پایه، هدف اساسی در این پژوهش تجزیه و تحلیل توزیع درآمد در میان استان‌ها، با براورد شاخص نابرابری اقتصادی و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه) و تعیین شدت و جهت عوامل اقتصادی موثر بر آن، با استفاده از اطلاعات مقطعی بین استانی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱ می‌باشد. برای این منظور آمار و ارقام مربوط به توزیع درآمد یا هزینه[1] در سطح استان‌ها، به‌صورت کتابخانه‌ای و بر اساس نتایج تفضیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی جمع‌آوری و شاخص‌های نابرابری اقتصادی (ضریب جینی[2] و سهم بیستک‌های درآمدی) به‌تفکیک استان در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱ براورد گردیده است. آنگاه اطلاعات مربوط به شاخص‌های مهم اقتصادی به‌تفکیک استان‌ها جمع‌آوری و سازماندهی شده و اثر آن‌ها بر توزیع درآمد براورد گردیده است. در این راستا، این مقاله در پنج بخش نگارش یافته است. پس از این بخش، در بخش دوم، مروری بر ادبیات عوامل موثر بر نابرابری، پژوهش‌های ایران و سایر کشورها جمع‌آوری و سازماندهی شده و الگوی بین استانی توزیع درآمد در ایران معرفی گشته است. بخش سوم به جمع‌آوری و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم،

۱- معمولاً به چند دلیل از داده‌های هزینه به‌عنوان نماینده درآمد استفاده می‌شود: اجتناب‌ناپذیر بودن، قابلیت اعتماد بیشتر، درآمدهای جنسی و تداوم بیشتر؛ در این تحقیق نیز از اطلاعات مربوط به هزینه خانوار بجای درآمد استفاده شده است.

2- Gini Coefficient.

ابتدا شاخص‌های نابرابری درآمدی به‌تفکیک استان‌ها براورد و سپس اثر عوامل موثر بر توزیع درآمد مورد ارزیابی قرار گرفته است. سرانجام در بخش پنجم نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه شده و مقاله با کتابنامه و پیوست پایان یافته است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

شواهد تاریخی و تجربه‌های کشورهای مختلف نشان می‌دهد که عوامل زیادی بر سطح نابرابری اقتصادی موثر هستند. همانگونه که کاآسا[1](۲۰۰۳) اشاره دارد، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت شناسی[2]، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم بندی کرد. بررسی اثر رشد و توسعه بر نابرابری با پژوهش کوزنتس[3] (۱۹۵۵) آغاز شده است. طبق این فرضیه، نابرابری در توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس همتراز شده و سرانجام کاهش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، رابطه بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان به شکل U واژگون است. دو عامل در افزایش نابرابری تا سطح معینی از توسعه اقتصادی موثر می‌باشد: یکی تمرکز پس انداز در دست بالاترین گروه‌های درآمدی و دیگری ساختار اشتغال به‌صورت فرایند صنعتی شدن و شهر نشینی. تعدادی از پژوهش‌های انجام شده در زمینه عوامل موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران و سایر کشورها به‌ترتیب در جدول‌های ۲-۱ و ۲-۲ خلاصه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Kaasa.
2- Demographic factors.
3- Kuznets.

جدول ۲-۱- خلاصه‌ای از تحقیقات انجام شده در زمینه عوامل موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران

پژوهشگر	متغیر وابسته	متغیر توضیحی	داده‌ها
سپهری (۱۳۷۰)	سهم چندک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، هزینه‌های دولتی، بهره‌وری نیروی کار، نرخ آزاد ارز	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۶۹ (آثار متغیرها بر نابرابری به‌وسیله رگرسیون‌های جداگانه و ضرایب همبستگی براورد شده است)
ابونوری (۱۳۷۶)	ضریب جینی	نسبت اشتغال، تورم، نسبت هزینه‌های دولتی به تعداد خانوار، نسبت درآمدهای مالیاتی به تعداد خانوار، بهره‌وری نیروی کار، سهم درآمد شخصی از GDP	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۰
نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)	ضریب جینی	درآمد سرآنه، مربع درآمد سرانه	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۷۵
	سهم ۴۰٪ فقیر		
	ضریب جینی	نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، لگاریتم نرخ تورم، متغیر مجازی برای جنگ	
	سهم ۴۰٪ فقیر		
زمانی (۱۳۸۲)	سهم بیستک‌های درآمدی	کل درآمدهای مالیاتی	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۰
		مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم	
		مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت، مالیات بر سود شرکت‌ها	
		مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت، مالیات بر سود شرکت‌های (خصوصی و دولتی)	
		مالیات بر واردات، مالیات بر مصرف و فروش	
زیبایی (۱۳۸۴)	ضریب جینی، نسبت دهک پایینی به دهک بالایی، نسبت بیستک پایینی به بیستک بالایی	بهره‌وری نیروی کار، نرخ واقعی ارز، تورم و بیکاری	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۰
جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴)	ضریب جینی	تولید ناخالص داخلی سرآنه، نرخ تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نسبت اشتغال، درآمدهای حاصل از فروش نفت، درآمدهای مالیاتی دولت، مخارج جاری دولت و مخارج سرمایه ای	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۸۱ (از اطلاعات ضریب جینی در مناطق شهری، روستایی و کل کشور به‌صورت جداگانه استفاده شده است.)
احمدی و مهرگان (۱۳۸۴)	ضریب جینی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، نسبت مخارج اجتماعی دولت به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی، نسبت مالیات بر مشاغل و ثروت به تولید ناخالص داخلی، درجه آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی	داده‌های سری زمانی ۱۳۴۸-۱۳۷۹
ابونوری و خوشکار (۱۳۸۴)	رشد ضریب جینی	رشد بهره‌وری نیروی کار	اطلاعات مقطعی بین استانی در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰
	رشد سهم بیستک‌های درآمدی		

منبع: از پژوهش نویسندگان یاد شده استخراج و سازماندهی شده است.

جدول ۲-۱- خلاصه‌ای از تحقیقات انجام شده در زمینه عوامل موثر بر نابرابری اقتصادی

مشخصات پژوهشگر	متغیر وابسته	متغیر توضیحی	داده‌ها	مشخصات پژوهشگر	متغیر وابسته	متغیر توضیحی	داده‌ها
شولتز (۱۹۶۹)	ضریب جینی	نرخ تورم، نرخ بیکاری، روند خطی	داده‌های سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۴۴-۱۹۶۵	پاورز (۱۹۹۵)	تغییر نرخ فقردرآمد	تغییر در تورم و بیکاری	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی دوره ۱۹۵۹-۱۹۹۲
					تغیرنرخ فقر مصرف	تغییر در تورم و بیکاری	
بلیندر و ایساکی (۱۹۷۸)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، روند زمانی	داده‌های سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۴۷-۱۹۷۴	بایلر و گالدی (۱۹۹۵)	ضریب جینی	تورم، بیکاری	اطلاعات سری زمانی فلاند طی ۱۹۷۷-۱۹۸۴
بلانک و بلیندر (۱۹۸۶)	سهم بیستک‌های درآمدی	تورم، بیکاری (مردان ۲۵ تا ۵۴ ساله)، روند زمانی، متغیر وابسته با وقفه	اطلاعات سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۴۸-۱۹۸۳		ضریب جینی	تورم، بیکاری	اطلاعات سری زمانی اسرائیل طی دوره ۱۹۸۶-۱۹۹۲
	نرخ فقر	تورم، بیکاری، نسبت پرداخت‌های انتقالی به GDP، نسبت خط فقر به میانگین درآمد، نرخ فقر با وقفه	اطلاعات سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۵۹-۱۹۸۳		ضریب جینی	تورم، بیکاری	اطلاعات سری زمانی روسیه طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۹۴ (اطلاعات سه ماه)
نولان (۱۹۸۸)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، روند زمانی	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۴۹-۱۹۷۹ انگلستان		ضریب جینی	تورم، GDP سرآنه، توان دومGDP سرآنه، نسبت هزینه‌های دولتی به GDP، نرخ ارز، متغیر مجازی برای خصوصیات کشورها،	داده‌های مقطعی: ۱۳۰ مشاهده برای ۱۸ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی ۱۹۶۰-۱۹۹۲
بوریگنان و موریسن (۱۹۹۰)	ضریب جینی	درآمد سرآنه، سیاست‌های حمایتی تجاری، ثبت نام در مدارس	اطلاعات چند کشور در حال توسعه در سال ۱۹۷۵		تغییرات ضریب جینی	تغیر در تورم، GDP سرآنه، هزینه‌های دولتی، نرخ ارز، متغیر مجازی برای خصوصیات کشورها،	داده‌های مقطعی: ۵۵ مشاهده برای ۱۸ کشور در حال توسعه و توسعه یافته دوره ۱۹۶۰-۱۹۹۲
کاتلر و کاتز(۱۹۹۱)	سهم بیستک‌های درآمدی	تورم، بیکاری، GDP سرآنه حقیقی، روند زمانی، متغیر وابسته با وقفه	کاتلر و کاتز(۱۹۹۱)	فیشلو (۱۹۹۵)	شاخص تایل و سهم چهل درصد فقیر	سطح درآمد، توان دوم سطح درآمد، ثبت نام در دوره راهنمایی و دبیرستان، متغیر مجازی آمریکای لاتین	اطلاعات مقطعی ۴۲ کشور در حال توسعه و ۱۹ کشور توسعه یافته
	نرخ فقر	تورم، بیکاری، نسبت خط فقر به میانگین و یا میانه درآمد، روند زمانی	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۵۹-۱۹۸۹ آمریکا	کول و توا (۱۹۹۶)	ضریب جینی	تورم، بیکاری، جینی با وقفه، روند زمانی، GDP سرآنه، نرخ بهره کوتاه‌مدت	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی دوره ۱۹۴۷-۱۹۹۳
		نرخ فقر با وقفه		اجداد (۱۹۹۶)	ضریب جینی	بیکاری، تورم	اطلاعات اسرائیل طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳
یوشینو (۱۹۹۳)	سهم چندک‌های درآمدی	تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، رابطه مبادله، نسبت عرضه شغل به تقاضا شغل، متغیر وابسته با وقفه	اطلاعات سری زمانی ژاپن طی دوره ۱۹۶۳-۱۹۸۸	شارپ و زیبلوک (۱۹۹۷)	ضریب جینی	بیکاری	اطلاعات سری زمانی کانادا طی دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۴
میلانویک (۱۹۹۴)	ضریب جینی	پرداخت‌های انتقالی نقدی و مالیات مستقیم	اطلاعات چهار کشور سوسیالیسم در اواخر دوران کمونیسم	ساریل (۱۹۹۷)	تغیرات ضریب جینی	تعداد زیادی از شاخص‌های اقتصادکلان	اطلاعات۴۵ کشوردرحال توسعه و توسعه یافته
جانتتی (۱۹۹۴)	سهم بیستک‌های درآمدی	تورم، بیکاری، روند زمانی، متغیر مجازی برای سال ۱۹۸۱	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۴۸ تا ۱۹۸۹ آمریکا	گوستافسو ن و جوهانسون (۱۹۹۷)	ضریب جینی	بیکاری، تورم، GDP سرآنه، تغییراتGDP بلندمدت، واردات از LDC، بخش عمومی، قدرت اتحادیه ای، شرکت زنان در بازار کار، صنایع و خدمات	اطلاعات تلفیقی ۱۹ کشور OECD طی ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۴
براندولینی و سیستینو (۱۹۹۴)	ضریب جینی	نرخ جاری تورم، نرخ جاری بیکاری، روند خطی	داده‌های سری زمانی ایتالیا طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۹۱				
فلاکی گر و زرین-نژادان (۱۹۹۴)	سهم بیستک‌های درآمدی	بهره‌وری نیروی کار، روند زمانی، نرخ تورم بر پایه ضریب تعدیل کننده محصول ناخالص داخلی، سهم کارگران خارجی از کل نیروی کار	اطلاعات سری زمانی سویس طی دوره۱۹۵۱ تا ۱۹۸۶				
	نسبت سهم بیستک‌های پایین به بیستک پنجم						
سیلبرو زلدرف (۱۹۹۴)	ضریب جینی	تورم پیش‌بینی شده و نشده، بیکاری	داده‌های سری زمانی اسرائیل				

دینیگر و اسکوار (۱۹۹۸)	سهم بیستک‌های درآمدی	درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه، متغیر مجازی کشورها (ثروتمند۰ و فقیر۱)	اطلاعات بین کشوری	چاو و داودی و گاپتا (۲۰۰۰)	ضریب جینی	نسبت مالیات مستقیم به مالیات غیر مستقیم، نسبت مالیات مستقیم به GDP، ثبت نام در دبیرستان‌ها و نرخ شهرنشینی، متغیر مجازی برای کشورهای در حال گذار، متغیر مجازی برای تورم	داده‌های ۱۰ کشور در حال توسعه و گذار در سه دهه ۷۰ و ۸۰ و ۹۰
		درآمد سرانه، معکوس درآمد سرآنه و متغیر مجازی کشورها (ثروتمند ۰و فقیر۱)					
رومر و رومر (۱۹۹۸)	تغیر در نرخ فقر	تورم	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی ۱۹۶۹ تا ۱۹۹۴	گالی و هایون (۲۰۰۱)	ضریب جینی	نرخ بلندمدت تورم (CPI)، مربع آن، رشد واقعی بلندمدت GDP	اطلاعات سری زمانی سال‌های ۱۹۶۶ تا ۱۹۹۹ ایالات متحده آمریکا اطلاعات مقطعی بین کشوری برای پانزده کشور از اعضایOECD
		تورم، بیکاری					
	تغیر در ضریب جینی	تورم، بیکاری			سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بلندمدت تورم (CPI)، مربع آن، رشد واقعی بلندمدت GDP و نسبت هزینه‌های دولتی به GDP	
	تغیر در سهم درآمدی طبقه پایین	تورم، بیکاری					
	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم	اطلاعات مقطعی ۶۶کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال ۱۹۸۸			نرخ بلندمدت تورم (CPI)، مربع آن، رشد واقعی بلندمدت GDP، نسبت هزینه‌های دولتی به GDP و متغیر مجازی برای سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۸۱	
		تورم، تغییر پذیری تقاضا					
	ضریب جینی	تورم، تغییر پذیری تقاضا	اطلاعات مقطعی ۷۶ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال ۱۹۸۸				
		تورم، تغییر پذیری تقاضا، متغیر مجازی برای کشورها					
	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم، تغییر پذیری تقاضا	اطلا عات مقطعی ۱۹ کشور عضو OECD	بایلر (۲۰۰۱)	ضریب جینی	۴ متغیر مجازی برای تورم، GDP سرآنه، مربع GDP سرآنه، بیکاری، پرداخت‌های انتقالی به GDP، M_2/GDP	اطلاعات مقطعی ۷۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال‌های مختلف
برین و پنالوسا (۱۹۹۹)	ضریب جینی	انحراف استاندارد نرخ رشد محصول ناخالص داخلی، بهره‌وری نسبی نیروی کار کشاورزی و سهم اشتغال در بخش کشاورزی	اطلاعات مقطعی بین کشوری کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه				
	سهم بیستک‌های درآمدی			جانتتی و جنکینز (۲۰۰۱)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ بهره، رشد واقعی GDP	اطلاعات سری زمانی انگلستان طی ۱۹۶۱-۱۹۹۱
جوهانسون و شیپ (۱۹۹۹)	شاخص جینی بر پایه درآمد و هزینه مصرفی قبل از دریافت مالیات	تورم، بیکاری، جینی با وقفه، روند زمانی، پرداخت‌های انتقالی حقیقی سرانه	اطلاعات هزینه مصرفی آمریکا درسال‌های ۱۹۸۰ تا۱۹۹۴	ایونوری (۲۰۰۳)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم (تعدیل کننده محصول ناخالص داخلی) متغیر مجازی برای درآمد/هزینه، متغیر مجازی برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه	اطلاعات تلفیقی ۹۶ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۱۹۸۲
موکان (۱۹۹۹)	تغییر سهم درآمدی بیستک‌ها	بیکاری ادواری و ساختاری، تغییر در تورم	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۴۸-۱۹۹۴ آمریکا				
ایسترلی و فیسچر (۲۰۰۰)	تغییر سهم بیستک پایین	تورم، رشد	۱۱۰ مشاهده برای سه دهه در کشورهای مختلف	ولسچ (۲۰۰۴)	سهم بیستک‌های درآمدی	متغیرهای اقتصاد کلان، متغیرهای تجارت بین الملل، متغیرهای مبارزه طبقاتی، متغیرهای تلاش رفاهی، متغیرهای کنترل	اطلاعات ۱۴ کشور OECD در دوره ۱۹۶۷-۲۰۰۰. برای توزیع درآمد بازار و بار دیگر برای توزیع درامد قابل تصرف
	تغییر در نرخ فقر	تورم، رشد	۶۴ مشاهدهٔ ۴۲ کشور در حال توسعه و گذار ۱۹۸۱-۱۹۹۳	ایسیلند، کنورسی و اسکوپلیتی (۲۰۰۵)	فقر مطلق	بیکاری، اشتغال، تولید اقتصاد (رش د سرآنه تولیدات ایالتی)	اطلاعات بین ایالاتی دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ ایالات متحده آمریکا
					فقر نسبی		
دلار و کری (۲۰۰۰)	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم، درآمد سرآنه	اطلاعات مقطعی ۸۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه شامل ۲۳۲ مشاهده برای چهار دهه	آلا و والا (۲۰۰۵)	ضریب جینی	تورم، بیکاری، GDP و هزینه‌های دولتی	اطلاعات سری زمانی اسپانیا درسال‌های ۱۹۸۵ تا۱۹۹۶
		تورم، درآمد سرآنه، آزاد سازی. مصارف دولت، حقوق مالکیت					

منبع: از پژوهش نویسندگان یاد شده استخراج و سازماندهی شده است.

۲-۱- تصریح مدل

با توجه به ساختار توزیع درآمد در ایران و با توجه به مدل‌های عنوان شده در مرور ادبیات موضوع تحقیق، می توان مدل بین استانی توزیع درآمد در ایران را به‌صورت زیر نوشت:

$$G_{it} = \beta_1 + \beta_2 YP + \beta_3 YP^2 + \beta_4 I + \beta_5 TY + \beta_6 GE \qquad (۱-۲)$$

به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل آثار شاخص‌ها بر آن از الگوی فوق به‌صورت دستگاهی از معادلاتِ همزمانه به ظاهر نامرتبطِ[1] (SURE) استفاده شده است[2]:

$$\begin{cases} S_{1it} = \beta_{10} + \beta_{11} YP_{it} + \beta_{12} YP_{it}^2 + \beta_{13} I_{it} + \beta_{14} TY_{it} + \beta_{15} GE_{it} + e_{1it} \\ S_{2it} = \beta_{20} + \beta_{21} YP_{it} + \beta_{22} YP_{it}^2 + \beta_{23} I_{it} + \beta_{24} TY_{it} + \beta_{25} GE_{it} + e_{2it} \\ S_{3it} = \beta_{30} + \beta_{31} YP_{it} + \beta_{32} YP_{it}^2 + \beta_{33} I_{it} + \beta_{34} TY_{it} + \beta_{35} GE_{it} + e_{3it} \\ S_{4it} = \beta_{40} + \beta_{41} YP_{it} + \beta_{42} YP_{it}^2 + \beta_{43} I_{it} + \beta_{44} TY_{it} + \beta_{45} GE_{it} + e_{4it} \\ S_{5it} = \beta_{50} + \beta_{51} YP_{it} + \beta_{52} YP_{it}^2 + \beta_{53} I_{it} + \beta_{54} TY_{it} + \beta_{55} GE_{it} + e_{5it} \end{cases} \qquad (۲-۲)$$

که در آن‌ها G_{it} و S_{1it}،....، S_{5it} به‌ترتیب ضریب جینی و سهم بیستک‌های در آمدی استان i در سال t می‌باشد. YP_{it} درآمد سرانه (تقسیم محصول ناخالص استانی بر جمعیت استان)، I_{it} تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری)، TY_{it} نسبت کل درآمد مالیاتی به محصول ناخالص استانی، GE_{it} هزینه‌های دولتی (مجموع عملکرد اعتبارات هزینه‌ای (جاری) دستگاه‌های اجرایی از محل درآمد عمومی و عملکرد تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) استان‌ها از محل درآمد عمومی) استان i در سال t بوده است. طبق فرضیه کوزنتس انتظار علامت مثبت برای β_2 و علامت منفی برای β_3 داریم. طبق ولسچ[3] (۲۰۰۴، ص ۸) ارتباط بین تورم و نابرابری درآمدی از دیدگاه نظری شفاف نیست. مطابق با نظر بایلر[4] (۲۰۰۱، ص ۱۴۴) اثر تورم را بر نابرابری را می‌توان

1- Seemingly Unrelated Regression Equations.

۲- حل مدل از طریق معادلات (۲-۲) محدودیتهایی به مدل تحمیل می‌کند: $\sum_{i=1}^{5} \beta_{i0} = 1$ و

$$\sum_{i=1}^{5} \beta_{i2} = \sum_{i=1}^{5} \beta_{i3} = \sum_{i=1}^{5} \beta_{i4} = \sum_{i=1}^{5} \beta_{i5} = 0; \sum_{i=1}^{5} e_i = 0$$

3- Volsch.
4- Bulir.

به‌صورت زیر خلاصه کرده است: نخست، درآمد نسبی کارگرانی که از درآمدشان در برابر تغییر سطح قیمت‌ها محافظت می‌کنند (کارگران درونی[۱]) نسبت به گروهی که از درآمدهایشان محافظت نمی‌کنند (کارگران بیرونی) افزایش می‌یابد بر این پایه توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود. دوم، درآمد هر دو گروه به‌صورت مطلق کاهش می‌یابد. سوم، در زمانیکه سیاست‌های دولتی به جهت کاهش فقر در گروه کارگران بیرونی اعمال می‌شود (برای مثال: گرفتن مالیات از ثروتمندان و انتقال آن به فقرا) این سیاست‌ها عموماً برای جلو گیری از شکاف توزیع درآمد ناشی از تورم[۲] نارسا هستند. دلیل این امر این است که معمولاً تعداد دریافت کنندگان پرداخت‌های انتقالی (بیرونی ها) بیشتر از تعداد پرداخت کنندگان مالیات (دورنی‌ها) است. بر این پایه می‌توان انتظار داشت که اثر برابرگرهای مالی[۳] در زمانیکه تورم تغییری در نابرابری درآمد ایجاد می‌کند بسیار ضعیف یا حتی منفی باشد. همانگونه که جعفری صمیمی (۱۳۷۸، ص ۱۴۲ و ۱۴۳) اشاره دارد، مالیات‌های تنازلی آثار نامناسب، مالیات‌های تناسبی بی اثر و مالیات‌های تصاعدی آثار مطلوبی بر توزیع درآمد دارند. از میان مالیات‌های غیر مستقیم و مستقیم، مالیات‌های مستقیم نقش قابل توجه‌ای در کاهش نابرابری دارند (مالیات‌های غیر مستقیم به‌دلیل آنکه اغلب طبیعت تنازلی دارند در نتیجه بار این مالیات بیشتر بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند). مواردی چون فرار مالیاتی، انتقال مالیاتی، مبنای مالیات می‌تواند در تغییر جهت آثار توزیعی مالیات‌ها موثر واقع شود. برای نمونه چیو، داودی و گاپتا[۴] (۲۰۰۰، ص ۱۰) اشاره دارند مالیات‌ها می‌توانند تلاش کاری افراد را تحت تاثیر قرار دهند، نرخ مالیاتی بیش از اندازه بالا فعالیت‌های اقتصادی را از بخش رسمی به بخش غیر رسمی یا خارج از کشور هدایت می‌کند. این پدیده از طریق اثرگذاری بر دیگر متغیرهای اقتصادی (تولید و غیره) می‌تواند آثار گوناگونی بر توزیع درآمد داشته باشد. طبق مطالعه ابونوری (۱۳۷۶، ص ۱۸ و ۱۹) اثر پرداخت‌های انتقالی

۱- کارگران درونی (Insiders) کارگرانی هستند که قراردادهای کارشان بر اساس تغییر قیمتها تعدیل می‌شود و در سبد دارایی های آنها دارایی های غیر پولی نیز جای دارد، در مقابل کارگران بیرونی (Outsiders) قراردادهایشان بوسیله تغییر قیمتها تعدیل نمی‌شود و اکثر دارایی های شان به‌صورت پولی می‌باشد.

2- Inflation-generated Income Distribution gap.

3- Fiscal Equalization.

4- Chu and Davoodi and Gupta.

و هزینه‌های دولتی بر سطح نابرابری می‌تواند در هر جهتی باشد. البته باور آن است که در جهت کاهش نابرابری عمل نماید. اثر هزینه‌های دولتی بر توزیع درآمد بستگی به توزیع این مخارج بین بخش‌ها، مناطق و گروه‌های درآمدی خواهد داشت. مخارج سرمایه‌ای می‌توانند با افزایش بهداشت و آموزش و پرورش از حلقه بهره‌وری نیروی کار بر وضعیت توزیع درآمد آثار مساعدی داشته باشند. به‌عبارت دیگر هزینه‌های (اجتماعی) دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها (برخی از هزینه‌های اجتماعی دولت همچون هزینه برای مدارس ابتدایی به‌صورت با وقفه بر توزیع درآمد اثر دارد) می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک می‌کند. پرداخت‌های انتقالی دولت بدون توجه به توانایهای افراد به‌طور مستقیم تعدیلاتی در توزیع درآمد بوجود می‌آورند. از آن جهت که قسمتی از پرداخت‌های انتقالی به ارگان‌های ذیربط جهت نقل و انتقالات و هزینه‌های اجرایی آن اختصاص می‌یابد، حتی در مورد پرداخت‌های انتقالی نیز ابهام وجود دارد. طبق مطالعات تجربی چیو، داودی و گاپتا (۲۰۰۰) و بلیجر و گایرریو[1] (۱۹۹۰) هزینه‌های دولتی ممکن است به دلایل مختلف مانند: روش تامین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها، آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشند. بنابراین با وجود ابهامات از دیدگاه نظری نتایج حاصل از برازش الگوها نکات مهمی را نشان خواهد داد.

۳- جمع‌آوری، سازماندهی و توصیف داده‌ها

۳-۱- *اطلاعات توزیع درآمد در استانهای ایران*

برای براورد شاخص نابرابری و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه) به‌تفکیک استان از گزارش‌های بررسی بودجه خانوارهای شهری و روستائی مرکز آمار ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱ استفاده شده است. مرکزآمار ایران با نمونه‌گیری از تعدادی خانوارها (به‌تفکیک شهری و روستایی) در هر استان، براساس نتایج به‌دست آمده، خانوارها را در گروه‌های مختلف درآمدی و هزینه‌ای جای می‌دهد. به‌دلیل دوگانگی فاحش اقتصاد ایران، مرکز آمار ایران نمونه‌گیری را به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی در هراستان انجام داده

1- Blejer and Guerrero.

است[۱]. چون هدف نهایی پژوهش حاضر بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در ایران است، مشاهدات توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی هریک از استان‌ها با هم ترکیب شده است. برای ترکیب به پیروی از ابونوری (۱۳۷۱ و ۱۳۷۶)، از نسبت تعداد خانوارهای شهری و روستایی در هر استان استفاده شده است و با توجه به روابط زیر، میانگین وزنی فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در گروه‌های مختلف هزینه‌ای در هر استان محاسبه شده است:

$$UHR_i = \frac{UHN_i}{OHN_i} \quad (۱-۳) \qquad \text{و} \qquad RHR_I = 1 - UHR_I \quad (۲-۳)$$

که درآن‌ها UHN_i و UHR_i به ترتیب تعداد و نسبت خانوارهای شهری استان i، OHN_i تعداد کل خانوارهای استان i و RHR_i نسبت خانوار روستایی در استان i بوده است. اگر $UHN_i(k)$ و $RHN_i(k)$ به ترتیب تعداد خانوارهای نمونه شهری و روستایی درگروه هزینه‌ای k از استان i و UN_i و RN_i به‌ترتیب حجم خانوارهای نمونه شهری و روستایی در استان i باشند، میانگین وزنی (μ_I) فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در استان i را می توان به‌صورت زیر به‌دست آورد:

$$\mu_i = [(UHN_i(K)/UN_i)UHR_i + (RHN_i(K)/RN_i)RHR_i] \quad (۳-۳)$$

با استفاده از میانگین وزنی فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در گروه‌های مختلف هزینه‌ای می‌توان فراوانی نسبی تجمعی کل خانوارها (شهری و روستایی) در هر استان را به‌دست آورد. اشاره به دو نکته در مورد استفاده از فرمول ۳-۳ ضروری است. نخست آنکه، تعداد خانوارهای شهری و روستایی در استان‌ها دردوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱، با استفاده از جمعیت و بعد خانوار در هر استان به‌دست آمده است[۲]. واپسین نکته آنکه در سال‌های یاد شده حدود هزینه خانوارها که در نمونه گیری مرکز آمار ایران به‌کار رفته، در مناطق شهری و روستایی متفاوت است. برای ترکیب تعداد خانوارهای شهری و

۱- معمولاً در کشورهای در حال توسعه مناطق شهری و روستایی از نظر عواملی همچون: هزینه زندگی، بعد خانوار، انسان دوستی و ایثار و صرفه جویی ناشی از مقیاس متفاوت هستید. بر این پایه عموماً نمونه‌گیری به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی انجام می‌شود.

۲- داده‌های بعد خانوار استانها با فرض برابری بعد خانوار نمونه با بعد خانوار جامعه، از نتایج آمار گیری بودجه خانوار (متوسط تعداد افراد خانوار) استانها به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی استخراج شده است.

روستایی در هر گروه هزینه در استان‌ها با تقلیل تعداد گروه‌های هزینه از ۱۰ گروه هزینه‌ای به ۹ گروه هزینه‌ای حدود طبقات در مناطق شهری و روستایی یکسان شده است. توزیع فراوانی نسبی تجمعی خانوارها در ایران به‌تفکیک استان‌ها در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۹ در جدول‌های پیوست ۱ خلاصه شده است.

۳-۲- شاخص‌های موثر بر نابرابری به‌تفکیک استان‌ها

شاخص‌های مورد نیاز در این پژوهش طبق الگوهای ۲-۱ و ۲-۲، محصول ناخالص استانی، هزینه‌های دولتی، درآمدهای مالیاتی، تورم و جمعیت به‌تفکیک استان می‌باشد. اکنون که با همت مرکز آمار ایران اطلاعات محصول ناخالص استانی در دسترس محقیقین قرار گرفته است، در این تحقیق نیز از این اطلاعات استفاده شده است. اطلاعات محصول ناخالص استانی، هزینه‌های دولتی (در این تحقیق از مجموع، عملکرد اعتبارات هزینه‌ای (جاری) دستگاهای اجرایی از محل درآمد عمومی و عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) استان‌ها از محل درآمد عمومی به‌عنوان تقریبی از هزینه‌های دولتی در سطح استان‌ها استفاده شده است)، تورم (رشد شاخص قیمت‌های مصرفی خانوارهای شهری) از سالنامه‌های آماری سال‌های مربوطه استخراج شده است. اطلاعات این شاخص‌های مهم اقتصادی در جدول پیوست دو خلاصه شده است.

۴- تجزیه و تحلیل توزیع درآمد در میان استان‌ها

۴-۱- براوردالگوی توزیع درآمد (هزینه)

شاخص‌های نابرابری را به دو روش ناپارامتریک[1] و پارامتریک[2] می‌توان براورد کرد. همان‌طوری‌که ابونوری (۲۰۰۳) اشاره دارد، روش ناپارامتریک که آزاد از توزیع است، تنها با استفاده از نقطه‌های نمونه (مشاهدات) صورت می‌گیرد (مانند استفاده از چند بر لورنس[3] و محاسبه ضریب جینی متناظر با آن). ازدیدگاه‌های نظریه‌های نمونه گیری علم آمار، شاخص حاصل از نمونه (آماره) دارای خطای نمونه گیری بوده و برابر شاخص

1-Method. 1 Nonparametric.
2- Parametric Method.
3- Lorenz Polygon.

متناظر جامعه (پارامتر) نمی‌باشد. روش ناپارامتریک نابرابری درون گروهی را یکنواخت (حداقل یا حداکثر) فرض می‌کند. بنابراین انتظار می‌رود که شاخص‌های براورد شده با روش ناپارامتریک دچار کم براوردی شده باشند. در مقابل روش پارامتریک با شناخت تابع توزیع درآمد جامعه، نابرابری درون هر گروه توزیع را غیر یکنواخت فرض می‌کند. درنتیجه، اگر خوبی برازش الگوی روش پارامتریک تایید شود، برای مطالعه توزیع درآمد استفاده از الگوهای پارامتریک پیشنهاد می‌شود. الگوهای مهم کاربردی مطرح شده در زمینه تحقیقات پارامتریک توزیع درآمد شخصی، الگوی گاما، الگوی پاراتو، الگوی لگ نرمال، الگوی پیشنهادی سالم و مونت[1] (۱۹۷۴)، کاکاوانی و پودر[2] (۱۹۷۶)، سینق و مادلا[3] (۱۹۷۶)، راسجی، گافنی، کو و ابست[4] (۱۹۸۰)، داگام[5] (۱۹۸۰)، گاپتا[6] (۱۹۸۴)، راو و تام[7] (۱۹۸۷)، اورتگا، مارتین، فرندیوز، لادوکس و گارسیا[8] (۱۹۹۱)، چوتیکاپنیچ[9] (۱۹۹۳)، اوگونگ و راو[10] (۱۹۹۶) و الگوی پیشنهادی ابونوری (۲۰۰۳) می‌باشد. الگوی مورد استفاده این پژوهش الگوی پیشنهاد شده توسط ابونوری (۲۰۰۳) می‌باشد، که خوبی برازش آن توسط آزمون‌های مختلف به اثبات رسیده است. این الگو به‌صورت زیر است:

$$F(Y) = 1 - 1/(1 + sY^{1/g}) \qquad (۱-۴)$$

که در آن $F(Y)$ فراوانی نسبی تجمعی واحدهای آماری دریافت کننده در آمد تا سطح Y می‌باشند. پارامتر g ضریب جینی متناظر با منحنی لورنس را نشان می‌دهد. برای براورد پارامترهای این الگو از روش حداقل مربعات معمولی[11] (OLS) می‌توان استفاده نمود. با خطی نمودن، این الگو به‌صورت زیر می‌شود:

$$Ln\{F(Y)/[1 - F(Y)]\} = Lns + (1/g)LnY \qquad (۲-۴)$$

1- Salem and Mount.
2- Kakwani and Podder.
3- Singh and Maddala.
4- Rasche, Gaffney, Koo and Obset.
5- Dagum.
6- Gupta.
7- Rao. and Tam.
8- Ortega and Martin and Fernindez and Ladoux and Garcia.
9- Chotikapanich.
10- Ogwang and Rao.
11- Ordinary Least Squares.

بر حسب این الگو می‌توان $\text{Ln}\{F(Y)/[1-F(Y)]\}$ را بر حسب $\text{Ln}(Y)$ برآورد نمود. روش براورد حداقل مربعات معمولی و در بعضی استان‌ها جهت رفع مشکل خود همبستگی از روش حداقل مربعات تکراری[1] (ILS) استفاده شده است. ضریب جینی به‌دست آمده از برازش الگو در جدول ۴-۱ خلاصه شده است (جزییات بیشتر در جداول پیوست ۳ نمایش داده شده است). منحنی لورنس، $L(f)$، متناظر با الگوی پیشنهادی ابونوری (۲۰۰۳، ص۱۶) برابر است با:

$$L(F) = B_f(1+g,1-g)/B(1+g,1-g) = \int_0^f t^g(1-t)^{-g}dt \Big/ \int_0^1 t^g(1-t)^{-g}dt \quad (۳-۴)$$

در رابطه فوق (B) و (B_f) به‌ترتیب عبارتند از، تابع بتای کامل و تابع بتای ناکامل[2] و (g) ضریب جینی و (f) عددی بین صفر و یک است که $L(f)$ متناظر با آن بیانگر سهم گروه‌های درآمدی (هزینه) از درآمد یا هزینه خانوار می‌باشد. نتایج حاصل از براورد سهم گروه‌های هزینه‌ای در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۱ در جدول ۴-۱ نشان داده شده است. نتایج به‌دست آمده از برازش الگوی پیشنهادی ابونوری حاکی از خوبی برازش در تمام استان‌ها در سال‌های مورد مطالعه است. ستون مربوط به ضریب جینی سطح نابرابری را نشان می‌دهد. استان گلستان در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و استان خراسان در سال ۱۳۸۱ به‌ترتیب با ضریب جینی۰,۵۲۳، ۰,۵۴۴ و ۰,۴۹۶ بالاترین سطح نابرابری را در میان استان‌ها دارا بوده است. در مقابل استان‌های هرمزگان، سمنان و خوزستان به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با ضریب جینی ۰,۲۴۸ و ۰,۲۵۴ و ۰,۲۸۲ کم‌ترین سطح نابرابری را درمیان استان‌ها دارا بوده‌اند. نابرابری در سال ۱۳۸۰ در سطح کشور نسبت به سال ۱۳۷۹ کاهش یافته است، اما در سال ۱۳۸۱ نسبت به هر دو سال افزایش داشته است. ضریب جینی استان‌های تهران، مرکزی، آذربایجان شرقی، مازندران، قزوین، فارس، خراسان، گیلان، اصفهان، اردبیل،

1- Iterative Least Squares.

۲- فرم اصلی تابع بتای ناکامل و بتای کامل به‌صورت زیر است: $B(a,b) = \int_0^1 t^{a-1}(1-t)^{b-1}dt$

که در آن $0 < x < 1$ و $a, b > 0$ است. $B(x,a,b) = \int_0^x t^{a-1}(1-t)^{b-1}dt$

جدول ۴-۱- ضریب جینی و سهم بستک‌های هزینه در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ برای کشور و به‌تفکیک استان‌ها.

بستک‌ها / استان	ضریب جینی			۲۰٪ اول			۲۰ ٪ دوم			۲۰ ٪ سوم			۲۰ ٪ چهارم			۲۰ ٪ پنجم		
	۷۹	۸۰	۸۱	۷۹	۸۰	۸۱	۷۹	۸۰	۸۱	۷۹	۸۰	۸۱	۷۹	۸۰	۸۱	۷۹	۸۰	۸۱
کل کشور	۰,۴	۰,۴	۰,۴۲	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴۷	۰,۴۷	۰,۴۸
آذربایجان شرقی	۰,۴۲	۰,۳۹	۰,۴۸	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۱	۰,۱۱	۰,۰۹	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۳	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲	۰,۴۸	۰,۴۶	۰,۵۳
آذربایجان غربی	۰,۳۹	۰,۳۳	۰,۴۳	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۰۵	۰,۱۱	۰,۱۳	۰,۱	۰,۱۵	۰,۱۷	۰,۱۵	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۴۶	۰,۴۱	۰,۴۹
اردبیل	۰,۴۶	۰,۳۵	۰,۴۳	۰,۰۵	۰,۰۷	۰,۰۵	۰,۰۹	۰,۱۲	۰,۱	۰,۱۴	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۵۱	۰,۴۳	۰,۴۹
اصفهان	۰,۴۵	۰,۴۹	۰,۴	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۹	۰,۰۸	۰,۱۱	۰,۱۴	۰,۱۳	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲	۰,۲۱	۰,۵۱	۰,۵۵	۰,۴۷
ایلام	۰,۳۸	۰,۴۱	۰,۴۴	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۱۱	۰,۱	۰,۱	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۱۴	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴۵	۰,۴۸	۰,۵
بوشهر	۰,۳۴	۰,۳۷	۰,۴۱	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۱۲	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۶	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۴۲	۰,۴۴	۰,۴۷
تهران	۰,۴	۰,۴	۰,۳۹	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۳	۰,۲۲	۰,۴۷	۰,۴۷	۰,۴۶
چهارمحال و بختیاری	۰,۳۶	۰,۳۵	۰,۲۹	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۹	۰,۱۲	۰,۱۲	۰,۱۴	۰,۱۶	۰,۱۶	۰,۱۷	۰,۲۲	۰,۲۳	۰,۲۲	۰,۴۳	۰,۴۳	۰,۳۸
خراسان	۰,۴۳	۰,۳۸	۰,۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۱	۰,۱۱	۰,۰۸	۰,۱۵	۰,۱۶	۰,۱۳	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲	۰,۴۹	۰,۴۵	۰,۵۵
خوزستان	۰,۳۷	۰,۳	۰,۲۸	۰,۰۷	۰,۰۸	۰,۰۹	۰,۱۱	۰,۱۳	۰,۱۴	۰,۱۶	۰,۱۷	۰,۱۸	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۴۴	۰,۳۹	۰,۳۷
زنجان	۰,۴۷	۰,۴۸	۰,۴۹	۰,۰۵	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۰۹	۰,۰۹	۰,۰۹	۰,۱۴	۰,۱۳	۰,۱۳	۰,۲۲	۰,۲	۰,۲	۰,۵۲	۰,۵۳	۰,۵۴
سمنان	۰,۳۳	۰,۲۵	۰,۳۴	۰,۰۸	۰,۱	۰,۰۷	۰,۱۳	۰,۱۴	۰,۱۲	۰,۱۷	۰,۱۸	۰,۱۶	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۴۱	۰,۳۵	۰,۴۲
سیستان و بلوچستان	۰,۳۱	۰,۵۱	۰,۴۸	۰,۰۸	۰,۰۴	۰,۰۴	۰,۱۳	۰,۰۸	۰,۰۹	۰,۱۷	۰,۱۳	۰,۱۳	۰,۲۲	۰,۲	۰,۲	۰,۴	۰,۵۶	۰,۵۴
فارس	۰,۴۲	۰,۴	۰,۳۸	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۱	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۶	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۴۸	۰,۴۶	۰,۴۵
قزوین	۰,۴۲	۰,۳۸	۰,۳۳	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۸	۰,۱	۰,۱۱	۰,۱۲	۰,۱۵	۰,۱۶	۰,۱۷	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۴۸	۰,۴۵	۰,۴۱
قم	۰,۲۹	۰,۳۷	۰,۳۸	۰,۰۹	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۱۴	۰,۱۲	۰,۱۱	۰,۱۷	۰,۱۶	۰,۱۶	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۳۸	۰,۴۴	۰,۴۵
کردستان	۰,۲۵	۰,۳۲	۰,۴	۰,۱	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۱۵	۰,۱۳	۰,۱۱	۰,۱۸	۰,۱۷	۰,۱۵	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۳۵	۰,۴۱	۰,۴۷
کرمان	۰,۴۸	۰,۳۸	۰,۴۷	۰,۰۴	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۹	۰,۱۱	۰,۰۹	۰,۱۳	۰,۱۶	۰,۱۳	۰,۲	۰,۲۲	۰,۲	۰,۵۳	۰,۴۵	۰,۵۳
کرمانشاه	۰,۳۲	۰,۴۵	۰,۴۵	۰,۰۸	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۱۳	۰,۱	۰,۱	۰,۱۷	۰,۱۴	۰,۱۴	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴	۰,۵۱	۰,۵۱
کهگیلویه و بویراحمد	۰,۴۸	۰,۳۳	۰,۴۳	۰,۰۴	۰,۰۸	۰,۰۵	۰,۰۹	۰,۱۳	۰,۱	۰,۱۳	۰,۱۷	۰,۱۵	۰,۲	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۵۳	۰,۴۱	۰,۴۹
گلستان	۰,۵۲	۰,۵۴	۰,۴۸	۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۴	۰,۰۸	۰,۰۷	۰,۰۹	۰,۱۲	۰,۱۲	۰,۱۳	۰,۱۹	۰,۱۹	۰,۲	۰,۵۷	۰,۵۹	۰,۵۴
گیلان	۰,۴۵	۰,۴۶	۰,۴۱	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۶	۰,۱	۰,۰۹	۰,۱۱	۰,۱۴	۰,۱۴	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۵	۰,۵۱	۰,۴۷
لرستان	۰,۳۸	۰,۴۱	۰,۴	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴۵	۰,۴۷	۰,۴۷
مازندران	۰,۴۲	۰,۳۷	۰,۴	۰,۰۶	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۱	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۵	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۴۸	۰,۴۴	۰,۴۶
مرکزی	۰,۴۲	۰,۴۷	۰,۴۳	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۱	۰,۰۹	۰,۱	۰,۱۵	۰,۱۳	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲	۰,۲۱	۰,۴۸	۰,۵۳	۰,۴۹
هرمزگان	۰,۲۵	۰,۳۲	۰,۳۶	۰,۱	۰,۰۸	۰,۰۷	۰,۱۵	۰,۱۳	۰,۱۲	۰,۱۸	۰,۱۷	۰,۱۶	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۳۵	۰,۴	۰,۴۳
همدان	۰,۳۹	۰,۴۳	۰,۴۲	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۶	۰,۱۱	۰,۱	۰,۱	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۲۲	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴۶	۰,۴۹	۰,۴۸
یزد	۰,۳۵	۰,۳۹	۰,۴۸	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۱۲	۰,۱۱	۰,۰۹	۰,۱۶	۰,۱۵	۰,۱۳	۰,۲۲	۰,۲۲	۰,۲	۰,۴۲	۰,۴۶	۰,۵۴
میانگین	۰,۳۹	۰,۳۹	۰,۴۱	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۰۶	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۱۵	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۲۱	۰,۴۶	۰,۴۶	۰,۴۸

منبع: ضریب جینی بر اساس جداول پیوست ۱ و سهم گروه‌ها از هزینه خانوار طبق رابطه (۴-۳) با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز محاسبه شده است.

زنجان، کرمان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان از ضریب جینی کشور در سال ۱۳۷۹ بالاتر بوده است. در سال ۱۳۸۰ استانهای لرستان، ایلام، همدان، کرمانشاه، گیلان، مرکزی، زنجان، اصفهان، سیستان و بلوچستان، گلستان ضریب جینی بالاتر از ضریب جینی کشور را دارا بوده‌اند. در سال ۱۳۸۱ نیز استان‌های اردبیل، کهگیلویه و بویراحمد، مرکزی، آذربایجان غربی، یزد، گلستان، سیستان و بلوچستان، زنجان و خراسان ضریب جینی بالاتر از ضریب جینی کشور داشته‌اند.

۴-۲- اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد استان‌ها

شدت و جهت آثار شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد با استفاده از اطلاعات مقطعی بین استانی (۲۸ استان، شامل ۸۴ مشاهده) با استفاده از الگوی (۲-۱) با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) براورد شده است. خلاصه نتایج حاصل از الگو به‌صورت زیر است[۱]:

$$\hat{G} = \underset{(9.92)}{0.35} - \underset{(-2.31)}{7.42} + \underset{(2.55)}{136.79}\,YP^2 + \underset{(1.69)}{0.39}\,I + \underset{(2.03)}{2.15}\,TY + \underset{(2.06)}{0.000015}\,GE$$

$$R^2 = 0.13, \qquad \overline{R}^2 = 0.07, \qquad F = 2.15$$

ضرایب متغیرها در سطح معنای ۹٪ معنا دار بوده است. بر اساس آماره F=۲,۱۵ سطح اطمینان به برازش الگو بیش از ۹۳ درصد بوده است. این الگو قادر است ۱۳ درصد از تغییرات سطح نابرابری در میان استان‌های کشور در دوره مورد مطالعه را توضیح دهد[۲]. در استفاده از اطلاعات مقطعی عدم وجود مشکل نا همسانی واریانس به‌وسیله آزمون وایت تایید شده است. مهمترین عامل (با توجه به دوره مورد مطالعه) در کاهش سطح نابرابری، محصول ناخالص استانی سرانه بوده است. هر یک میلیارد ریال افزایش در درآمد سرانه استانی ۷,۴۲ واحد[۳] (در صورت ثبات دیگر عوامل) از سطح نابرابری اقتصادی می‌کاهد. با توجه به ضریب YP^2 (مربع درآمد سرانه) استنباط

۱- در کل این مقاله اعداد داخل پرانتز آماره t است.

۲- در صد اندک ضریب توضیح دهندگی الگو می‌تواند به‌دلیل استفاده از اطلاعات مقطعی و ساختارهای مختلف اقتصادی استانها باشد.

۳- واحد اندازه‌گیری به‌صورت درصد بوده است.

می‌گردد که فرضیه کوزنتس در دوره مورد مطالعه با استفاده از اطلاعات مقطعی بین استانی رد می‌شود. باید توجه داشت، در اکثر کشورهای جهان رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه ناشی از افزایش پس انداز و سرمایه‌گذاری است، در حالیکه در ایران به علت ساختار متفاوت اقتصادی، افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی ناشی از افزایش درآمد نفتی است. بهمین دلیل تغییرات منفی توزیع درآمد ناشی از تغییرات درآمد سرانه در ایران مشهود نیست[۱]. تورم اثر افزایشی بر سطح نابرابری اقتصادی داشته است: هر یک واحد افزایش در تورم ۰,۳۹ واحد بر نابرابری درآمدی می‌افزاید[۲]. نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی و هزینه‌های دولتی نیز سبب افزایش نابرابری شده است. هریک واحد افزایش در نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی و هزینه‌های دولتی (هر یک میلیارد ریال) به‌ترتیب به‌میزان ۲,۱۵ و ۰,۰۰۰۰۱۵ واحد به سطح نابرابری می‌افزاید[۳]. در این راستا اثر هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای دولتی نیز نابرابرگر بوده است[۴]. برای تعیین و مقایسه شدت اثر متغیرها بر

۱- در این راستا نتایج پژوهشهای: بختیاری (۱۳۷۱) با استفاده از اطلاعات سری زمانی سال‌های۱۳۴۷-۱۳۶۸، ناجی‌میدانی (۱۳۷۵)، با داده‌های سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۲ و نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۵ حاکی از رد فرضیه کوزنتس در ایران و همجهت با نتایج این پژوهش بوده است.

۲- بسیاری از محقیقین مانند: صمدی (۱۳۷۱)، پروین و زیدی (۱۳۸۰)، ابونوری (۱۳۷۶)، ابونوری و تاجیدن(۱۳۸۳) (با استفاده از روش ناپارامتریک) و زیبایی (۱۳۸۴) با استفاده از اطلاعات سری زمانی اثر نابرابرگر تورم را در ایران تایید کرده اند. در مقابل جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) به این نتیجه رسیدند که تورم با یک وقفه زمانی سبب بهبود توزیع درآمد شده است.

۳- در این راستا پژوهش ابونوری (۱۳۷۶) اثر نابرابرگر درآمدهای مالیاتی و هزینه‌های دولتی را تایید کرده است. همچنین نتایج پژوهشهای پروین و زیدی (۱۳۸۰)، جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) نیزاثر نابرابرگر هزینهای جاری دولتی در ایران را تایید کرده است زمانی (۱۳۸۲) نیز با استفاده از اطلاعات سری زمانی به این نتیجه رسید که درآمدهای مالیاتی اثر ناچیزی بر نابرابری داشته است.

۴- به‌منظور تفکیک اثر هزینه‌های دولتی در الگوی (۲-۱)، هزینه جاری (عملکرد اعتبارات هزینه ای (جاری) دستگاهای اجرایی از محل درآمد عمومی) و هزینه سرمایه ای (عملکرد اعتبارات تملک دارایی های سرمایه ای (عمرانی) استان ها از محل درآمد عمومی) به‌صورت مجزا به جای کل هزینه‌های دولتی (مجموع دو هزینه جاری و سرمایه ای) برازش داه شده است. خلاصه ای از نتایج به‌دست آمده در جدول پیوست چهار نمایش داه شده است. هزینه‌های جاری از لحاظ آماری معنادار و علامت آن مثبت و هزینه‌های سرمایه ای دارای علامت مثبت اما لحاظ آماری بی معنا بوده است.

سطح نابرابری از تمام شاخص ها به‌صورت استاندارد، استفاده شده است. نتـایج حاصـل در جدول پیوست ۴ خلاصه شده است. بیـشترین شـدت در کـاهش و افـزایش سـطح نابرابری را به‌ترتیب محصول ناخالص استانی سرانه و هزینه‌های دولتی داشته است.

به‌منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بـر نـابرابری، الگـوی عوامل موثر بر بیستک‌ها به‌صورت دسـتگاهی از معـادلات همزمانـه بـه ظـاهر نـامرتبط (SURE) با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) براورد شده اسـت. همانگونـه کـه در جدول ۴-۲ مشاهده می‌شود، ضریب تورم در بیستک چهارم از نظـر آمـاری (در سـطح معنای ۱۰٪) معنا دار نبوده است. افزایش محصول ناخالص استانی، باعث افزایش سـهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) درآمدی و کاهش سـهم بیـستک پـنجم (بیـست درصد آخری) شده است. ضریب YP^2 در چهار بیستک اول منفی و در بیستک پـنجم مثبت بوده، که نشانگر رد فرضیه کوزنتس می‌باشد. افزایشِ تورم، هزینه‌های دولتی (در معادلات جداگانه به جای کل هزینه، اثر هزینه جـاری و سـرمایه‌ای نیـز بـراورد شـده و نتایج آن هم جهت با کل هزینه‌های دولتی بوده است) و نسبت کل درآمـدهای مالیـاتی به محصول ناخالص استانی باعث کاهش سهم چهار بیستک اول درآمدی و افزایش سهم بیستک پنجم درآمدی شده است.

جدول۴-۲- نتایج براورد عوامل موثر بر بیستک‌ها در میان استان‌ها (تعداد۸۴ مشاهده)

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته الگو				
	بیستک اول	بیستک دوم	بیستک سوم	بیستک چهارم	بیستک پنجم
عرض از مبدا	۰,۰۷ (۹,۴۹)	۰,۱۲ (۱۴,۸۹)	۰,۱۶ (۲۱,۴۹)	۰,۲۲ (۴۹,۵۸)	۰,۴۳ (۱۵,۵۰)
درآمد سرانه	۱,۷۰ (۲,۵۶)	۱,۸۹ (۲,۵۸)	۱,۶۵ (۲,۵۷)	۰,۹۲ (۲,۴۳)	-۶,۱۷ (-۲,۵۷)
مربع درآمدسرآنه	-۳۰,۶۷ (-۲,۶۴)	-۳۳,۹۲ (-۲,۶۵)	-۲۹,۶۵ (-۲,۶۳)	-۱۶,۳۴ (-۲,۴۸)	۱۱۰,۵۸ (۲,۶۴)
تورم	-۰,۰۹ (-۱,۹۰)	-۰,۱۰ (-۱,۷۸)	-۰,۰۸ (-۱,۶۴)	-۰,۰۳ (-۱,۱۹)	۰,۳۰ (۱,۷۰)
نسبت درآمد مالیاتی به محصول ناخالص استانی	-۰,۵۰ (-۲,۱۸)	-۰,۵۴ (-۲,۱۲)	-۰,۴۵ (-۲,۰۴)	-۰,۲۳ (-۱,۷۵)	۱,۷۲ (۲,۰۸)
هزینه‌های دولتی	-۰,۰۰۰۰۰۴ (-۲,۲۳)	-۰,۰۰۰۰۰۴ (-۲,۱۵)	-۰,۰۰۰۰۰۳ (-۲,۰۶)	-۰,۰۰۰۰۰۲ (-۱,۷۴)	-۰,۰۰۰۰۱۱ (۲,۱۱)
R^2	۰,۱۳	۰,۱۳	۰,۱۲	۰,۰۹	۰,۱۲
$\bar{R}^2$	۰,۰۷	۰,۰۷	۰,۰۶	۰,۰۳	۰,۰۶

منبع: با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز بر آورد شده است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف اساسی در این تحقیق براورد الگوی بین استانی عوامل موثر بر توزیع درآمد در ایران بوده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد (هزینه)، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه) به تفکیک استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ با روش پارامتریک براورد شده است: استان گلستان در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و استان خراسان در سال ۱۳۸۱ به‌ترتیب با ضریب جینی۰,۵۲۳، ۰,۵۴۴ و ۰,۴۹۶ بالا ترین سطح نابرابری را در میان استان‌ها دارا بوده اند. در مقابل استان‌های هرمزگان، سمنان و خوزستان به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با ضریب جینی ۰,۲۴۸ و ۰,۲۵۴ و ۰,۲۸۲ دارای کم‌ترین سطح نابرابری درمیان استان‌ها بوده اند. بر اساس تازه ترین اطلاعات موجود مقطعی میان استانی در دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ شدت و جهت عوامل موثر بر توزیع درآمد براورد شده است. نتایج حاصل حاکی از رد فرضیه کوزنتس و اثر نابرابرگر نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی بوده است. به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر آن، از الگوی عوامل موثر بر بیستک‌ها به‌صورت دستگاهی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتبط (SURE) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که کاهش در نابرابری به‌وسیله درآمد سرانه ناشی از کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها به ویژه بیستک اول بوده است. در مقابل افزایش در نابرابری به‌وسیله نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم و هزینه‌های دولتی ناشی از کاهش سهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) به نفع افزایش سهم بیستک پنجم (بیست درصد آخر) بوده است.

بر پایه نتایج به‌دست آمده از شواهد موجود، می‌توان پیشنهاد نمود تا در تدوین برنامه‌های توسعه اقتصادی-اجتماعی کشور، رشد اقتصادی با اولویت استان‌های نابرابرتر (از سطح نابرابری کشور) مورد توجه باشد. تلاش در جهت کاهش و یا اصلاح نحوه مصرف هزینه‌های دولتی در کاهش تورم و در نتیجه نابرابری موثر خواهد بود[1]. تعدیل

۱- طبق نیلی (۱۳۶۶)، طبیبیان و سوری (۱۳۷۶: ص۲۱)، دادخواه (۱۹۸۵)، کمیجانی و بیدآباد (۱۳۶۹)، جلالی نائینی (۱۳۷۶) و کمیجانی و علوی (۱۳۷۸) عملیات مالی دولت بر متغیّر حجم پول و نقدینگی تأثیر گذاشته و سرانجام با پولی شدن کسری بودجه به‌طور مستقیم در ایجاد تورّم دخالت داشته است.

هزینه‌های دولتی برای ایجاد اشتغال مولد با اولویت استان‌های نابرابرتر با سرعت بیشتر سبب کاهش نابرابری می‌شود. در شرایط تورمی سیاست‌های دولت برای کاهش فقر و نابرابری عموماً برای جلو گیری از شکاف توزیع درآمد ناشی از تورم نارسا بوده است. اثر برابرگرهای مالی (حقوق بازنشستگان، بیمه‌های بیکاری و دیگر پرداخت‌های انتقالی دولتی) در شرایط تورم زایی در کاهش نابرابری بسیار ضعیف یا حتی منفی می باشد: در این شرایط مهار تورم در کاهش نابرابری موثر خواهد بود. با توجه به سهم هر یک از انواع مالیات‌ها در کل درآمدهای مالیاتی، بخش اعظم در آمدهای مالیاتی متکی به درآمدهای سهل الوصول (در مالیات‌های غیر مستقیم مالیات بر واردات و در میان مالیات‌های مستقیم، مالیات بر حقوق دستمزد) بوده است: در نظام مالیاتی بیشتر به خاصیت درآمدزایی (تا اثرات توزیعی) توجه شده است. بر این پایه، برای کاهش نابرابری اصلاح نظام مالیاتی ضروری است. در این راستا، می توان سهم مالیات مستقیم از کل مالیات در استان‌های نابرابرتر را افزایش داد. چون نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص استانی کم بوده است، افزایش مالیات‌ها بر رشد اقتصادی استان‌ها اثری نداشته است. بنابراین، دولت می‌تواند با اعمال درست قوانین وصول مالیاتی از بالاترین بیستک درآمدی (بیستک پنجم) بر مبنای درآمد حقیقی، در جهت بازتوزیع درآمد به‌طور موثر عمل نماید.

فهرست منابع

-Ĥ ÛǴüƽŃσ ρ ǴǫǨƩƛ ÛyǫđƵƳ ŭǽɛŃσ yǽyΣ ǻŃŬĸ Gǽ ÆəƐūǫ Û(ĤĦĪĤ) ǨǾüǰƽł ÛǻƵŃŒŃĦ .ĤĪĤ-ĤĨǵ ! Ûğρł ƣƵǨǰǁ

-ĥ ΘǨǼǾǽƮσ ÛyǫđƵƳ ŭǽɛŃσ Ɛƛ ǰÊg ƳǨdžǑąãł ǻǨǵDŽƱǨǁ ƐþĿ Û(ĤĦĪĩ) ǨǾüǰƽł ÛǻƵŃŒŃĦ .ĦĤ-Ĥ ! ÛĨĤƣƵǨǰǁ ÛǻƳǨdžǑąãł

-Ħ yǁƵ Ɛƛ yǫđƵƳ ŭĠɛŃσ yǁƵ ƐþĿ Û(ĤĦīħ) ƵǨĞǁŃƱ ρƵđ ρ ǨǾüǰƽł ÛǻƵŃŒŃĦ yǪΣ ÛǴüƽŃσ ρ ǻƵρƐĦƛ ÆǪǫ ا ǽǨǰǵ ǰǾǪƽU ΘèǨǽǫ ǩǨǪg ÛƵǨt ŭρƐĠ ŭƵρƣƐĦƛ .ĪĤĥ-ĩīĦ ! ÛĤĦīħ ǰǨđ ĥĩ ρ ĥĨ ƶǽƐǁσ ÛǫρƳ

-ħ ZY ĠDżżgğ ŭżɛŃơ ǻɆǺƐƛ Ɇƛ ǫZŃơ YZƤłƐƛ Û(ĤĦīĦ) ǰżyΣƘơ ÆǪŰ Þ ǨØűŰZƽł ÛǻZŃŃŃłł ŻƘǨŻǁ ÛǻYƘdžǪãł ΘƘǼØǼŢơ Û(ČĎĒċ-ČĎĐċ) ÆĞżƐǪǫłZǨřǨ p ƤZ ɆłdzYƘĂǪƽł Ƙƛ ŽłƐżł .Ĥīħ-ĤĩĨ ! ÛĩĨ

-Ĩ Ɇƛ ǻYƘdžǪãł Ǩżyűơ ǻǨgƠƽƘØƽ ƐØƥƘơ Û(ČĎēď) ŽǨūƐĤǫ ZYǨ Þ yŽŢǫÆǪŰ ÛǻyŽƒłł .čċĎ-čċĚ ! ÛĒċ ŻǨŽǁ Ûǻ YƘdžǪãł ΘƘǼØǼŢơ ÛŽłƐżł ZY yǫdZY ŭżɛŃơ

-ī Þ yٱZ ǰØƛ YƘNJơ ĠØljƐə ŽŃǫɛđ ÆٱDƽ ŽǨĞǫł ÆƽZƐƛ Û(ĤĦĪĤ) ǫŃdžūǫ ÛǻZǨØǪƱƛ .ŽłƐĤơ ÛÆżǨШĂǨШĂ ĠǫÊŰ ŻƘŰ ǂǨY Ûyٱ Zł ÆƽǨDżǁZǨg ĠǫǨШ ŽǨżǨř ÛyǫdZY ŭżɛŃơ

-Ī ŭżɛŃơ Þ ƐĖə Ɇƛ Ǩżyűơ ǻǨgƠƽƘØƽ ƐÞł Û(ĤĦīġ) ǻyŷɛ ĠØljłZ Þ ÊØĤƽ ÛǰżÞƐř Þ ÆŰǨŽǪΣł ÛǻYƘdžǪãł ĠūƽŃơ ğÞł ĠǫǨƱƛ ǻǨgƠƽƘØƽ ǻYZŃǫ ĠüŭǨăǫ) yǫdZY .Ĥĥĩ-ĤĤĦ ! ÛĨī ŻǨŽǁ ÛǻYƘdžǪãł ΘƘǼØǼŢơ Û(ŽłƐżł ÆŰDżgƐə

-ī Þ ĠüŭǨăǫ ŽǨǫɛƘƽ Û(Ĥ) ÆǫŃŽŰ ı Uƛ YƘdžǪãł Û(ĤĦĪī) yŽƒł ÛÆŽØŽDž ǻƐŭΣ .ŽłƐĤơ ÛǫŃƽ ŗǨš Û(OŽƽ) ǨgżǨŰ∔ШY ÆШƘƽШ qŃǪŰ ŁǪg ǰżÞyơ

-Ĩ ƛ ÆǪǺШ ǻǨgyǫdZY ƐÞł ÆƽZƐƛ Û(ĤĦīh) ÆŭǨШãł ǨljZ ÆǪŰ Þ ǨljZ ÆǪŰ ÛżYŁƐΣƐΣ ! ÛĤĪ żZŽǁ ÛÆŰǨŽǪΣł żżŏZ Æ+gÞŤř ÆŽǪŰ ĠǫǨDżQdžə ÛŽłƐżł ZY yǫdZY ŭżɛŃơ .ĥĤħ-ĥġĪ

-Čċ ÛÆŭŃř ǻǨgƠƽƘØƽ Þ ǫğŃơ yǪÞZ ÆƽZƐƛ Û(ČĎĒđ) ǨljZyŽƒłyØƽ ÛÆDżØħǨШ ÆŭÊΣ Ġƽƽ£ǫ ÛŽłƐĤơ ÛÆǪØŰ YŃüƽǫ ǪØŏƀơ Þ ǰżÞyơ ÛŽłƐżłYƘdžǪãł :ZY Ûǻ ZǨШǪŰł Þ ǻɛZł .ĠüƽŃơ Þ ǻɛżZĠǫǨƱƛ ZY ı gÞŤř ÆŭǨŰ

-ĤĤ ÛŽłƐżł ZY ǻYƘdžǪãł ǻƐƱƛ Ʊƛ ǨgΘƘØŭǨǫ ZǨǫd ŘØǪTơ Þ Ġżɛٱơ Û(ČĎēč) YłŃΣ ÛÆШǨǫɛ ÛŽłZyƱɛǨǫ dzKŰ∔ШY ÛyٱZłÆƽZǁZǨg ĠǫǨШŽǨżǨř .ƐƽǪŭƘ ÛŽłZyƱɛǨǫ dzKŰ∔ШY ÛyٱZłÆƽZǁZǨg ĠǫǨШŽǨżǨř

-ĤĤ yǫdZY ŭżɛŃơ Þ ǻƐƱƛ ƝyƲDżgǰØØũơ ŘǫłŃŰ ǪĦƽ Û(ĤĦīh) ǰƽƒ ÛÆżǨШżɛ .ĩī-ĥĬ ! ÛĬĤ dzZǨŽǁ ÛĠΣYŃƛ Þ ĠǫǨƱƛ ÛŽłƐżł ZY

-ĤĦ ǻZǨǫd ĠǫǨDżǨƽƽ Û(ĤĦīĤ ƙơ ĤĦĪĬ ǻǨgğǨƽ) ÛǻɛżZĠǫǨƱƛ Þ Ożɛżyǫ ŽǨǫɛǨƽ .ǻɛżZĠǫǨƱƛ Þ Ożɛżyǫ ŽǨǫɛǨƽ Ûùǫǫ Ǫ ǻǨgŽǨǫƽł

-Ĥh ĠüŭǨăǫ Ûyǫ dZY ŭżɛŃơƛ ŽÊg YƘdžǪãł ǻǨgƠƽƘØƽƐØÞƙơ Û(ĤĦĪg) 2 ǨШŰ Ûǻ ƐĦśƽ ĠǫÊŰ dzKŰ∔ШY ÛyٱZł ÆƽZǁZǨg ĠǫǨШ ŽǨżǨř ÛĤĦĩĬ-ĤĦĦĪ dzZÞY ÆĂ ŽłƐżł ǻYZŃǫ .ŽłƐĤơ ÛÆżǨШĂǨШĂ

-ĤĨ ĵ ĤĤĥ ĥĴĤĤ ! ĵĦĤĨ p ĦĦh ĥĴĶŽǁ ĵĠΣYŊĸ p ĠǍĶĴȼ

-ĤĤ ĵ ĤĤĨĨ) ȼǁgłÆǍĴ ĵÆǁyØǍÆΣĶǁ ĥĴ2 ȝyǍ OØĺȼơ ĥĸKŬ ǂĶĶY ĵyǁȝł ÆѕĶĥǁȝĶg ĠǍĶǁ ȟĶźŕ ĵ(ČĎĒč-ČĎď'Ē) ȟłȼǂł ȝY ȟłȼHơ.

-ĤĦ ȝY ȝǸǂg ǺYĸdžǍǎł ǫĸöǁ ȼĸ ğŊřř Ǎ ł ǂłƶǂł ȝĶþd Æѕȝȼĸ ĵ(ČĎđđ) YŊüѕǍ ĵÆǍǾǁ .ǍĦǁ ĥƶĶŽǁ ĵĠΣØƠł ĠǵY þY ĠǍĶǁȼĸ ĵĠüѕŊơ p

-Ĥħ ĵyǍȝY ŭźȼŊơ p ǺYĸdžǍǎł yǁȝ NjĶǁƶł ĵ(ĤĦĨĨ) ł Ưĸ ţȼə ÆǍŰ p YŊüѕǍ ĵÆǍǾǁ .ĤĨħ-ĤĥĤ ! ĵĦĤĨ p ĦĦh ĥĴĶŽǁ ĵĠΣYŊĸ p ĠǍĶǁȼĸ

25- Abounoori, E. (2003), Unemployment, Inflation and Income Distribution: A Cross-country Analysis, Journal of Iranin Economic Review, Vol. 8, No. 9, PP. 1-11.

26- Abounoori, E. (2003), Modeling the Income Distribution and Gini Coefficient Using the Log-Logistic Distribution, Journal of Social

Sciences and Humanities of Shiraz University, Vol. 19, No. 2, PP. 13-23.

27- Achdut, L. (1996), Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel: 1979-93, Economica, Vol. 63, Issue 250, PP. 21-27.

28- Blank, R. M. and A.S. Blinder (1986). Macroeconomics, Income Distribution and Poverty, in S. Danziger and D. Weinberg (eds), Fighting Poverty, Harvard University Press, Cambridge.

29- Blejer, M.I. and I. Guerrero (1990), The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines, Review of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 3, PP. 414-423.

30- Blinder, A. S. and H. Y. Esaki (1978), Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Post-War United States, The Review of Economics and Statistics, Vol. 60, No. 4, PP. 604-609.

31- Bourgignon, F. and C. Morrison, (1990), Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross Sectional Analysis, European Economic Review, Vol. 34, No. 6, PP. 1113-31.

32- Brandolini, A. and P. Sestito (1994), Cyclical and Trend Changes in Inequality in Italy: 1977-1991, Paper Prepared for the 23rd General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth.

33- Breen, R. and C. Garcia-Penalosa (1999), Income Inequality and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation, Economics Papers from Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.

34- Bulir, A. and A-M. Gulde, (1995), Inflation and Income Distribution - Further Evidence on Empirical Links, IMF Working Papers, No. 95/86. Washington, International Monetary Fund.

35- Bulir, A. (2001), Income Inequality: Does Inflation Matter?, IMF Staff Papers, Vol. 8, NO. 1, PP. 139-59.

36- Chotikapanich, D. (1993), A Comparison of Alternative Functional Forms For the Lorenz Curve, Economic Letters, Vol. 3, PP. 187-192.

37- Chu, K. , H. Davoodi and S. Gupta (2000), Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries, IMF working paper, No. 00/62, Washington, International Monetary Fund.

38- Cole, J. and C. Towe (1996), Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States, IMF working Paper, No. 96/97, Washington, International Monetary Fund.

39- Cutler, D.M. and L. Katz (1991), Macroeconomic Performance and the Disadvantaged, Brookings Papers on Economic Activity, No. 2.

40- Dadkhah, K. (1985), The Inflationary Process of the Iranian Economy, International Journal of Middle East Study, Vol. 17, No. 3, PP.365-381.
41- Dagum, C. (1980), The Generation and Distribution of Income, the Lorenz Curve and Gini Ratio, Economics Letters, Vol. 33, PP. 327-367.
42- Deininger, K. and L. Squire (1998), .New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth., Journal of Development Economics, Vol. 57, PP. 259-287.
43- Dollar, D. and A. Kraay (2000), Growth is Good for the Poor, Working Paper, Washington, World Bank.
44- Easterly, W. and S. Fischer (2000), Inflation and the Poor, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 33, No. 2.
45- Fishlow, A. (1995), Inequality, Poverty, and Growth: Where Do We Stand?, Annual World Bank Conference on Development Economics, PP. 25-39.
46- Fluckiger. Y and M. Zarin-Nejadan (1994), The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income: The Case of Switzerland, Journal of Income Distribution, Vol. 4, No. 1, PP. 25-39.
47- Galli, R and R. Hoeven (2001), Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation, Employment Paper, No. 2001/29, ILO.
48- Gastwirth J. L. and J. T. Smith (1972), A New Goodness-of-Fit Test, The American Statistical Association Proceeding of the Business and Economic Statistics Section, PP. 320-322.
49- Gupta, M. R. (1984), Functional Forms for Fitting the Lorenz Curve, Econometrica, Vol. 52, PP. 1313-1314.
50- Gustafsson, B. and M. Johansson (1997), In Search for a Smoking Gun: What Makes Income Inequality Vary Over Time in Different Countries?, LIS Working Paper, No. 172.
51- Iceland, J., L. Kenworthy and M. Scopilliti (2005), Macroeconomic Performance and Poverty in the 1980s and 1990s: A State-Level Analysis, IRP Discussion Papers and Reprints, Also See: www.u.arizona.edu.
52- Jantti, M. (1994), A More Efficient Estimate of the Effects of Macroeconomic Activity on the Distribution of Income, The Review of Economics and Statistics, Vol. 76, No. 2, PP. 372-378.
53- Jantti, M. and S. Jenkins (2001), Examining the Impact of Macro-Economic Conditions on Income Inequality, ISER working papers from Institute for Social and Economic Research, No. 2001-17.
54- Johnson, D. S. and S. Shipp (1999), Inequality and the Business Cycle: A Consumption Viewpoint, Empirical Economics, Vol. 24, Pp. 173-180.

55- Kaasa, A. (2003), Factors Influencing Income Inequality in Transition Economics, University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration, www.tyk.ut.ee, Order No. 207.
56- Kakwani, N. C. and N. Podder, (1976), On Estimation of Lorenz Curve and the Associated Inequality Measures from Grouped Data, Econometrica, Vol. 44, PP. 137-148.
57- Kuznets, S. (1955), Economic Growth and Income Inequality, American Economic Review, Vol. 45, PP. 1-28.
58- Milanovic, B. (1994), Cash Social Transfers, Direct Taxes and Income Distribution in Late Socialism, Journal of Comparative Economics, Vol 18, No. 2, PP. 175-197.
59- Mocan, H. N. (1999), Structural Unemployment, Cyclical Unemployment and Income Inequality, Review of Economics and Statistics,Vol. 81, No.1, PP. 122–135.
60- Moran, T. P. (2005), Kuznets's Inverted U-Curve Hypothesis: The Rise, Demise, and Continued Relevance of a Socioeconomic Law, Sociological Forum, Vol. 20, No. 2, PP. 209-244.
61- Nolan, B. (1988), Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income: Evidence from the United Kingdom, Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 11, No. 2, PP. 196–221.
62- Ogwang, T and U. L. G. Rao, (1996), A New Functional From for Approximating the Lorenz Curve, Economics Letters, Vol. 52, PP. 21-29.
63- Olalla, L. F. and F. Vella (2005), Macroeconomic Activity and the Distribution of Income in Spain, Working Paper, European University Institute, No. 45.
64- Ortega, P., G. Martin, A. Fernindez, M. Ladoux and A. Garcia (1991), A New Functional Form for Estimating Lorenz Curves, The Review of Income and Wealth,Vol. 37, PP. 447 452.
65- Powers, E. T. (1995), Inflation, Unemployment and Poverty Revisited, Economic Review, Federal Reserve Bank of Cleveland, 3rd quarter, PP. 2-13.
66- Rao, U. L. G. and A. Y. Tam, (1987), An Empirical Study of Selection and Estimation of Alternative Models the Lorenz Curve, Journal of Applied Statistics, Vol. 14, PP.275-280.
67- Rasche, R. H., J. Gaffney, A. Y. C. Koo and N. Obset, (1980), Functional Form for Estimating the Lorenz Curve, Economitrica, Vol. 48, PP.1061-1062.

68- Romer, C. D. and D. H. Romer (1998), Monetary Policy and the Well-Being of the Poor, NBER Working Paper, No. 6793, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
69- Salem, A. B. and T. D. Mount, (1974), A Convenient Descriptive Model of Income Distribution, Econometrica, Vol. 42, PP. 1115-1127.
70- Sarel, M. (1997), How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: the Cross-Country Evidence, IMF Working Paper, No. 97/152, Washington, International Monetary Fund.
71- Schultz, T. P. (1969), Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in United States:1944-1965, National Burean of Economic Research, Studies in Income and Wealth, Vol. 33, PP. 75-106.
72- Sharpe, A. and M. Zyblock (1997), Macroeconomic Performance and Income Distribution in Canada, The North American Journal of Economics and Finance, Vol. 8, Issue 2 , PP. 167-199.
73- Silber, J. and B. Z. Zilderfarb (1994), The Effect of Anticipated and Unanticipated Inflation on Income Distribution: The Israeli Case, Journal of Income Distribution, Vol. 4, No. 1. PP. 41-49.
74- Singh, S. K. and G. S. Maddala, (1976). A Function for the Size Distribution of Incomes, Econometrica, Vol. 44, No. 5, PP. 963–970.
75- Volscho, T. (2004), Income Distribution in 14 OECD Nations, 1967-2000: Evidence from the Luxembourg Income Study, Working Paper, No. 386, Luxembourg Income Study.
76- Yoshino, O. (1993), Size Distribution of Workers Household Income and Macroeconomic Activities in Japan: 1963 -1988, Review of Income and Wealth, Series 39, No. 4, PP. 393-400.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۱. جدول ۱-۱- توزیع فراوانی نسبی تجمعی خانوار ها در ایران به‌تفکیک استان در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰

استان	گروه‌های هزینه در سال ۱۳۷۹										گروه‌های هزینه در سال ۱۳۸۰									
	تا ۷۲۰	تا ۹۰۰	تا ۱۲۰۰	تا ۱۶۵۰	تا ۱۹۵۰	تا ۲۴۰۰	تا ۳۰۰۰	تا ۴۵۰۰	بیشتر		تا ۷۲۰	تا ۹۰۰	تا ۱۲۰۰	تا ۱۶۵۰	تا ۱۹۵۰	تا ۲۴۰۰	تا ۳۰۰۰	تا ۴۵۰۰	بیشتر	
کل کشور	۰,۱۶۳	۰,۲۳۲	۰,۳۵۳	۰,۵۱۹	۰,۶۱۲	۰,۷۱۸	۰,۸۱۱	۰,۹۲۱	۱,۰۰۰		۰,۱۲۵	۰,۱۸۲	۰,۲۸۹	۰,۴۳۹	۰,۵۲۹	۰,۶۳۹	۰,۷۴۸	۰,۸۸۹	۱,۰۰۰	
آذربایجان شرقی	۰,۱۷۵	۰,۲۴۱	۰,۳۵۵	۰,۵۳۷	۰,۶۳۳	۰,۷۳۷	۰,۸۲۵	۰,۹۲۵	۱,۰۰۰		۰,۱۶۱	۰,۲۳۱	۰,۳۵۹	۰,۵۱۸	۰,۶۰۳	۰,۶۹۵	۰,۷۹۳	۰,۹۱۲	۱,۰۰۰	
آذربایجان غربی	۰,۱۶۷	۰,۲۷۲	۰,۴۲۳	۰,۶۱۹	۰,۷۲۵	۰,۸۰۵	۰,۸۷۴	۰,۹۶۱	۱,۰۰۰		۰,۱۵۵	۰,۲۱۱	۰,۳۲۷	۰,۴۹۹	۰,۶۰۱	۰,۷۰۳	۰,۷۹۸	۰,۹۲۸	۱,۰۰۰	
اردبیل	۰,۱۱۶	۰,۱۷۲	۰,۲۵۷	۰,۴۲۳	۰,۵۰۷	۰,۶۲۱	۰,۷۴۵	۰,۸۷۷	۱,۰۰۰		۰,۰۹۲	۰,۱۴۳	۰,۲۲۲	۰,۳۵۲	۰,۴۳۱	۰,۵۴۳	۰,۶۴۹	۰,۸۴۸	۱,۰۰۰	
اصفهان	۰,۱۸۵	۰,۲۴۸	۰,۳۷۷	۰,۵۴۷	۰,۶۳۹	۰,۷۴۹	۰,۸۲۳	۰,۹۲۶	۱,۰۰۰		۰,۱۵۵	۰,۲۱۴	۰,۳۴۰	۰,۴۸۴	۰,۵۷۴	۰,۶۶۷	۰,۷۶۰	۰,۸۸۱	۱,۰۰۰	
ایلام	۰,۰۵۸	۰,۰۹۲	۰,۱۷۳	۰,۳۴۶	۰,۴۵۰	۰,۵۷۰	۰,۷۰۰	۰,۸۷۹	۱,۰۰۰		۰,۰۴۵	۰,۰۸۷	۰,۱۶۶	۰,۲۸۴	۰,۳۶۶	۰,۴۷۵	۰,۶۱۸	۰,۸۱۸	۱,۰۰۰	
بوشهر	۰,۱۴۵	۰,۲۱۲	۰,۳۵۳	۰,۵۱۹	۰,۶۲۴	۰,۷۴۴	۰,۸۶۴	۰,۹۵۳	۱,۰۰۰		۰,۰۷۹	۰,۱۴۰	۰,۲۴۶	۰,۴۰۲	۰,۵۱۰	۰,۶۴۶	۰,۷۷۰	۰,۹۱۴	۱,۰۰۰	
تهران	۰,۰۴۷	۰,۰۷۷	۰,۱۵۳	۰,۲۸۳	۰,۳۷۵	۰,۴۹۵	۰,۶۲۷	۰,۸۱۸	۱,۰۰۰		۰,۰۳۲	۰,۰۴۹	۰,۱۰۷	۰,۲۱۱	۰,۲۹۳	۰,۴۰۹	۰,۵۴۱	۰,۷۴۷	۱,۰۰۰	
چهارمحال و بختیاری	۰,۲۴۱	۰,۳۵۳	۰,۴۸۷	۰,۶۷۶	۰,۷۶۸	۰,۸۶۳	۰,۹۲۷	۰,۹۷۴	۱,۰۰۰		۰,۲۰۰	۰,۲۹۰	۰,۴۴۵	۰,۶۱۸	۰,۷۱۳	۰,۸۳۹	۰,۹۰۱	۰,۹۶۷	۱,۰۰۰	
خراسان	۰,۲۴۰	۰,۳۲۳	۰,۴۶۲	۰,۶۳۳	۰,۷۱۰	۰,۷۹۲	۰,۸۶۲	۰,۹۴۰	۱,۰۰۰		۰,۲۳۰	۰,۳۱۱	۰,۴۳۳	۰,۵۹۲	۰,۶۷۵	۰,۷۵۵	۰,۸۵۲	۰,۹۴۲	۱,۰۰۰	
خوزستان	۰,۱۰۵	۰,۱۵۴	۰,۲۸۰	۰,۴۷۶	۰,۵۸۱	۰,۶۸۴	۰,۸۲۳	۰,۹۴۴	۱,۰۰۰		۰,۰۳۴	۰,۰۶۳	۰,۱۷۵	۰,۳۵۸	۰,۴۸۳	۰,۶۳۸	۰,۷۷۹	۰,۹۳۸	۱,۰۰۰	
زنجان	۰,۳۰۵	۰,۳۸۴	۰,۵۲۵	۰,۶۷۳	۰,۷۳۸	۰,۸۳۰	۰,۸۸۰	۰,۹۵۸	۱,۰۰۰		۰,۱۴۷	۰,۲۱۴	۰,۳۱۶	۰,۴۷۱	۰,۵۶۴	۰,۶۷۰	۰,۷۴۹	۰,۹۱۰	۱,۰۰۰	
سمنان	۰,۲۰۵	۰,۲۸۶	۰,۴۶۴	۰,۶۷۱	۰,۷۶۸	۰,۸۷۱	۰,۹۳۹	۰,۹۷۸	۱,۰۰۰		۰,۱۶۳	۰,۲۱۸	۰,۳۴۷	۰,۵۲۴	۰,۶۱۵	۰,۷۲۵	۰,۸۴۹	۰,۹۶۱	۱,۰۰۰	
سیستان و بلوچستان	۰,۲۹۹	۰,۴۱۳	۰,۵۶۴	۰,۷۰۲	۰,۷۶۳	۰,۸۲۶	۰,۸۸۱	۰,۹۶۰	۱,۰۰۰		۰,۲۹۷	۰,۴۱۹	۰,۵۵۶	۰,۶۹۷	۰,۷۴۶	۰,۸۱۹	۰,۸۷۱	۰,۹۴۷	۱,۰۰۰	
فارس	۰,۱۲۴	۰,۱۹۰	۰,۳۱۶	۰,۴۸۷	۰,۵۸۷	۰,۷۰۷	۰,۷۹۶	۰,۹۱۹	۱,۰۰۰		۰,۱۰۰	۰,۱۵۰	۰,۲۵۰	۰,۴۳۶	۰,۵۲۹	۰,۶۶۵	۰,۷۸۱	۰,۹۱۶	۱,۰۰۰	
قزوین	۰,۱۵۸	۰,۲۳۶	۰,۳۶۴	۰,۵۲۹	۰,۶۴۳	۰,۷۵۰	۰,۸۳۲	۰,۹۳۰	۱,۰۰۰		۰,۱۰۲	۰,۱۵۰	۰,۲۳۲	۰,۳۶۳	۰,۴۵۹	۰,۵۸۴	۰,۷۰۶	۰,۸۷۷	۱,۰۰۰	
قم	۰,۰۶۱	۰,۱۱۷	۰,۲۴۰	۰,۵۳۷	۰,۶۸۳	۰,۸۱۰	۰,۹۱۴	۰,۹۷۱	۱,۰۰۰		۰,۰۷۷	۰,۱۲۸	۰,۲۶۹	۰,۴۴۳	۰,۵۵۲	۰,۶۸۶	۰,۷۸۶	۰,۹۳۱	۱,۰۰۰	
کردستان	۰,۲۴۳	۰,۳۳۱	۰,۴۷۲	۰,۶۲۵	۰,۷۱۵	۰,۸۱۷	۰,۸۶۸	۰,۹۷۰	۱,۰۰۰		۰,۱۹۰	۰,۲۷۰	۰,۴۲۰	۰,۵۹۳	۰,۶۸۱	۰,۷۹۶	۰,۹۰۸	۰,۹۶۹	۱,۰۰۰	
کرمان	۰,۱۷۶	۰,۲۳۴	۰,۳۳۱	۰,۴۹۴	۰,۵۸۵	۰,۶۸۳	۰,۷۸۷	۰,۹۰۶	۱,۰۰۰		۰,۱۲۲	۰,۱۸۰	۰,۲۹۳	۰,۴۳۲	۰,۵۱۹	۰,۶۳۳	۰,۷۴۱	۰,۸۹۲	۱,۰۰۰	
کرمانشاه	۰,۱۶۹	۰,۲۵۳	۰,۳۹۵	۰,۵۷۵	۰,۶۷۳	۰,۷۷۳	۰,۸۷۹	۰,۹۶۲	۱,۰۰۰		۰,۱۵۴	۰,۲۴۴	۰,۳۸۸	۰,۵۵۳	۰,۶۲۹	۰,۷۱۹	۰,۸۰۹	۰,۹۲۲	۱,۰۰۰	
کهگیلویه و بویراحمد	۰,۲۵۹	۰,۳۵۰	۰,۵۰۳	۰,۶۴۲	۰,۷۱۳	۰,۸۰۶	۰,۸۷۴	۰,۹۳۸	۱,۰۰۰		۰,۱۴۴	۰,۲۰۷	۰,۳۲۱	۰,۴۷۱	۰,۵۵۳	۰,۶۵۵	۰,۷۶۳	۰,۹۱۱	۱,۰۰۰	
گلستان	۰,۲۴۵	۰,۳۳۵	۰,۴۳۱	۰,۵۸۶	۰,۶۷۲	۰,۷۶۰	۰,۸۲۸	۰,۹۱۴	۱,۰۰۰		۰,۲۲۱	۰,۲۸۹	۰,۴۲۴	۰,۵۷۴	۰,۶۶۲	۰,۷۳۰	۰,۸۰۶	۰,۸۸۳	۱,۰۰۰	
گیلان	۰,۱۳۹	۰,۲۱۱	۰,۳۲۹	۰,۵۰۲	۰,۵۹۹	۰,۷۰۰	۰,۷۸۹	۰,۹۱۵	۱,۰۰۰		۰,۰۹۳	۰,۱۴۶	۰,۲۴۳	۰,۳۹۰	۰,۴۶۸	۰,۵۹۱	۰,۷۰۴	۰,۸۵۴	۱,۰۰۰	
لرستان	۰,۱۲۶	۰,۱۸۲	۰,۳۱۶	۰,۵۰۱	۰,۶۱۷	۰,۷۲۵	۰,۸۴۱	۰,۹۴۵	۱,۰۰۰		۰,۱۰۸	۰,۱۶۶	۰,۲۷۴	۰,۴۳۵	۰,۵۶۹	۰,۶۸۰	۰,۷۸۰	۰,۹۱۳	۱,۰۰۰	
مازندران	۰,۱۰۶	۰,۱۶۴	۰,۲۷۴	۰,۴۲۴	۰,۵۲۰	۰,۶۴۶	۰,۷۵۹	۰,۸۹۲	۱,۰۰۰		۰,۱۰۲	۰,۱۷۰	۰,۲۷۰	۰,۴۱۹	۰,۵۲۰	۰,۶۳۸	۰,۷۶۹	۰,۹۱۲	۱,۰۰۰	
مرکزی	۰,۲۲۴	۰,۳۱۷	۰,۴۳۸	۰,۶۰۶	۰,۷۰۰	۰,۸۰۶	۰,۸۸۱	۰,۹۴۹	۱,۰۰۰		۰,۱۵۰	۰,۲۰۹	۰,۳۱۱	۰,۴۹۵	۰,۵۶۱	۰,۶۶۷	۰,۷۶۷	۰,۸۹۵	۱,۰۰۰	
هرمزگان	۰,۱۴۴	۰,۲۱۷	۰,۳۴۴	۰,۵۲۵	۰,۶۲۴	۰,۷۵۷	۰,۸۶۴	۰,۹۶۹	۱,۰۰۰		۰,۱۱۲	۰,۱۶۳	۰,۲۹۶	۰,۴۴۲	۰,۵۲۲	۰,۶۳۷	۰,۷۵۵	۰,۹۱۰	۱,۰۰۰	
همدان	۰,۳۲۵	۰,۴۳۴	۰,۵۶۹	۰,۶۹۳	۰,۷۶۳	۰,۸۳۷	۰,۸۹۰	۰,۹۶۰	۱,۰۰۰		۰,۱۷۷	۰,۲۵۰	۰,۴۰۲	۰,۵۶۶	۰,۶۵۵	۰,۷۴۷	۰,۸۲۵	۰,۹۴۵	۱,۰۰۰	
یزد	۰,۱۵۹	۰,۲۲۴	۰,۳۴۲	۰,۴۸۶	۰,۵۹۲	۰,۷۰۶	۰,۷۹۹	۰,۹۳۱	۱,۰۰۰		۰,۱۵۷	۰,۲۱۰	۰,۳۰۸	۰,۴۶۷	۰,۵۶۵	۰,۶۸۲	۰,۷۹۱	۰,۹۱۳	۱,۰۰۰	
میانگین	۰,۱۷۷	۰,۲۵۱	۰,۳۷۶	۰,۵۴۷	۰,۶۴۲	۰,۷۴۵	۰,۸۳۵	۰,۹۳۴	۱,۰۰۰		۰,۱۳۶	۰,۱۹۷	۰,۳۱۲	۰,۴۶۷	۰,۵۵۸	۰,۶۶۷	۰,۷۷۲	۰,۹۰۶	۱,۰۰۰	

منبع: اطلاعات مرکز آمار ایران به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی که بر اساس فرمول ۳-۳ ترکیب شده‌اند.

جدول ۱-۲- توزیع فراوانی نسبی تجمعی خانوارها در ایران به‌تفکیک استان (۱۳۸۱)

گروههای هزینه / استان	تا۷۲۰	تا۹۰۰	تا۱۲۰۰	تا۱۶۵۰	تا۱۹۵۰	تا۲۴۰۰	تا۳۰۰۰	تا۴۵۰۰	بیشتر
کل کشور	۰,۰۷۷	۰,۱۱۸	۰,۱۹۸	۰,۳۲۷	۰,۴۱۱	۰,۵۲۶	۰,۶۴۷	۰,۸۲۷	۱,۰۰۰
آذربایجان شرقی	۰,۰۸۷	۰,۱۳۶	۰,۲۴۳	۰,۳۹۴	۰,۴۷۶	۰,۵۷۱	۰,۶۷۷	۰,۸۳۵	۱,۰۰۰
آذربایجان غربی	۰,۰۸۰	۰,۱۳۳	۰,۲۳۸	۰,۳۷۸	۰,۴۶۴	۰,۵۹۱	۰,۷۱۳	۰,۸۶۸	۱,۰۰۰
اردبیل	۰,۰۵۰	۰,۰۸۱	۰,۱۵۷	۰,۲۶۴	۰,۳۴۷	۰,۴۶۷	۰,۶۰۸	۰,۷۹۹	۱,۰۰۰
اصفهان	۰,۰۸۰	۰,۱۲۱	۰,۱۹۷	۰,۳۳۷	۰,۴۳۸	۰,۵۵۷	۰,۶۸۷	۰,۸۵۸	۱,۰۰۰
ایلام	۰,۰۳۷	۰,۰۵۳	۰,۱۰۵	۰,۲۱۲	۰,۲۷۰	۰,۳۶۶	۰,۴۷۱	۰,۶۹۶	۱,۰۰۰
بوشهر	۰,۰۴۸	۰,۰۷۸	۰,۱۳۱	۰,۲۶۶	۰,۳۳۸	۰,۴۸۸	۰,۶۲۱	۰,۸۱۶	۱,۰۰۰
تهران	۰,۰۱۷	۰,۰۲۶	۰,۰۵۳	۰,۱۱۸	۰,۱۷۶	۰,۲۶۸	۰,۳۸۹	۰,۶۱۹	۱,۰۰۰
چهارمحال و بختیاری	۰,۱۶۲	۰,۲۵۶	۰,۳۷۲	۰,۵۶۳	۰,۶۵۱	۰,۷۵۳	۰,۸۵۳	۰,۹۵۷	۱,۰۰۰
خراسان	۰,۱۸۰	۰,۲۵۸	۰,۳۵۷	۰,۵۰۳	۰,۵۸۲	۰,۶۷۹	۰,۷۷۵	۰,۸۸۷	۱,۰۰۰
خوزستان	۰,۰۱۷	۰,۰۳۲	۰,۰۷۱	۰,۱۶۷	۰,۲۸۳	۰,۴۶۹	۰,۶۶۳	۰,۸۸۷	۱,۰۰۰
زنجان	۰,۰۸۳	۰,۱۱۸	۰,۱۹۰	۰,۳۰۴	۰,۳۹۱	۰,۴۸۲	۰,۶۰۱	۰,۷۹۱	۱,۰۰۰
سمنان	۰,۰۵۶	۰,۱۰۳	۰,۱۹۱	۰,۳۸۲	۰,۴۸۷	۰,۶۳۰	۰,۷۵۹	۰,۹۳۶	۱,۰۰۰
سیستان و بلوچستان	۰,۲۱۷	۰,۳۲۷	۰,۴۶۲	۰,۶۲۴	۰,۶۹۱	۰,۷۶۱	۰,۸۳۳	۰,۹۳۳	۱,۰۰۰
فارس	۰,۰۶۸	۰,۰۹۶	۰,۱۸۱	۰,۳۲۴	۰,۴۲۱	۰,۵۶۳	۰,۶۹۶	۰,۸۶۹	۱,۰۰۰
قزوین	۰,۰۵۴	۰,۰۹۴	۰,۱۶۴	۰,۲۸۶	۰,۳۸۸	۰,۵۱۶	۰,۶۷۷	۰,۸۸۱	۱,۰۰۰
قم	۰,۰۳۵	۰,۰۶۸	۰,۱۵۹	۰,۳۱۴	۰,۴۱۸	۰,۵۳۲	۰,۶۹۳	۰,۸۶۱	۱,۰۰۰
کردستان	۰,۰۸۳	۰,۱۳۶	۰,۲۴۰	۰,۴۲۶	۰,۵۱۸	۰,۶۵۲	۰,۷۵۳	۰,۸۹۵	۱,۰۰۰
کرمان	۰,۰۷۸	۰,۱۲۶	۰,۲۲۳	۰,۳۵۸	۰,۴۳۶	۰,۵۲۱	۰,۶۲۷	۰,۸۱۹	۱,۰۰۰
کرمانشاه	۰,۰۶۸	۰,۱۱۱	۰,۱۹۳	۰,۳۱۴	۰,۴۰۰	۰,۵۰۷	۰,۶۲۸	۰,۸۱۸	۱,۰۰۰
کهگیلویه و بویراحمد	۰,۰۶۹	۰,۱۰۵	۰,۲۰۲	۰,۳۴۴	۰,۴۳۱	۰,۵۵۶	۰,۶۶۸	۰,۸۴۵	۱,۰۰۰
گلستان	۰,۱۵۲	۰,۲۲۱	۰,۳۳۵	۰,۴۸۷	۰,۵۶۹	۰,۶۸۱	۰,۷۶۵	۰,۸۹۱	۱,۰۰۰
گیلان	۰,۰۶۴	۰,۱۱۶	۰,۲۲۵	۰,۳۷۳	۰,۴۷۴	۰,۵۹۹	۰,۷۱۰	۰,۸۶۵	۱,۰۰۰
لرستان	۰,۰۶۸	۰,۱۰۰	۰,۱۹۰	۰,۳۲۸	۰,۴۱۷	۰,۵۳۹	۰,۶۷۴	۰,۸۸۳	۱,۰۰۰
مازندران	۰,۰۶۱	۰,۰۹۴	۰,۱۶۷	۰,۲۷۵	۰,۳۵۵	۰,۴۷۷	۰,۶۰۵	۰,۸۱۲	۱,۰۰۰
مرکزی	۰,۰۶۲	۰,۰۹۳	۰,۱۵۸	۰,۲۶۵	۰,۳۶۳	۰,۴۵۸	۰,۵۹۶	۰,۸۰۱	۱,۰۰۰
هرمزگان	۰,۰۹۹	۰,۱۳۹	۰,۲۱۵	۰,۳۲۸	۰,۴۲۱	۰,۵۳۸	۰,۶۷۷	۰,۸۶۶	۱,۰۰۰
همدان	۰,۰۷۹	۰,۱۱۷	۰,۲۲۱	۰,۳۸۵	۰,۴۸۰	۰,۶۰۸	۰,۷۱۳	۰,۸۷۱	۱,۰۰۰
یزد	۰,۱۰۶	۰,۱۴۱	۰,۲۱۹	۰,۳۵۳	۰,۴۴۴	۰,۵۶۲	۰,۶۵۹	۰,۸۳۶	۱,۰۰۰
میانگین	۰,۰۸۱	۰,۱۲۴	۰,۲۰۹	۰,۳۴۵	۰,۴۳۳	۰,۵۵۰	۰,۶۷۱	۰,۸۴۶	۱,۰۰۰

منبع: اطلاعات مرکز امار ایران به‌تفکیک منا طق شهری و روستایی که بر اساس فرمول ۳-۳ ترکیب شده‌اند.

پیوست ۲. جدول ۲-۱- شاخص مهم اقتصادی به‌تفکیک استان (میلیارد ریال-درصد).

استان	محصول ناخالص استانی			تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری)			درآمد مالیاتی			جمعیت (ده هزار نفر)			هزینه‌های دولتی		
	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
آذربایجان شرقی	۲۶۳۶۳,۳	۳۰۲۸۷,۲	۳۹۳۷۷,۸	۱۰,۴	۸,۷۹	۱۵	۴۹۳	۵۹۶	۶۹۰	۳۳۶	۳۳۷	۳۳۸	۱۳۱۲	۱۸۶۱	۲۳۲۵
آذربایجان غربی	۱۴۴۹۵,۲	۱۶۲۴۳,۱	۲۰۴۵۲,۵	۱۰,۸۵	۶۶۱	۱۴,۹۶	۲۰۶	۲۹۹	۳۰۹	۲۶۸	۲۷۲	۲۷۷	۱۰۱۷	۱۳۷۷	۱۸۱۷
اردبیل	۶۸۷۸,۸	۷۸۸۴	۱۰۲۴۵,۷	۱۰,۳۹	۸,۶۹	۱۸,۴۶	۷۹	۱۰۳	۱۱۹	۱۱۹	۱۲۰	۱۲۰	۵۸۷	۸۸۸	۱۰۲۸
اصفهان	۴۰۱۹۴,۹	۴۵۴۰۹	۵۷۶۵۲,۶	۹,۹۹	۱۱,۴	۱۵,۴۳	۱۲۰۷	۱۴۴۵	۱۳۶۰	۴۱۷	۴۲۴	۴۳۲	۱۶۵۲	۲۵۸۹	۳۰۰۸
ایلام	۳۹۶۶,۷	۵۶۶۷,۱	۷۸۴۹	۱۴,۳۸	۸,۳۸	۱۸,۷۵	۳۳	۴۷	۶۳	۵۳	۵۴	۵۵	۳۸۴	۵۷۷	۷۶۱
بوشهر	۷۰۷۹,۲	۹۵۰۱,۲	۱۵۰۳۸,۵	۱۰,۵۶	۸,۵۷	۱۵,۵۴	۱۴۱	۲۶۰	۴۹۹	۷۸	۷۹	۸۰	۴۹۸	۸۰۰	۹۷۳
تهران	۱۵۵۷۹۳	۱۹۳۳۷۴,۳	۲۵۵۳۴۹,۷	۱۵,۰۴	۱۴,۸۲	۱۶,۴۵	۱۳۳۱	۱۹۶۱	۱۹۸۴	۱۱۲۴	۱۱۴۵	۱۱۶۹	۳۲۰۴	۴۴۲۳	۵۷۱۸
چهارمحال و بختیاری	۴۰۶۶	۴۹۸۵,۲	۶۱۸۳,۵	۱۰,۵۶	۹,۳۶	۱۳,۴۳	۶۲	۸۲	۸۹	۷۸	۷۹	۷۹	۴۵۴	۶۷۸	۸۹۲
خراسان	۴۰۲۳۸,۱	۴۷۲۵۲,۲	۵۹۹۲۸,۲	۱۱,۷	۹,۹۸	۱۴,۵۷	۵۹۷	۹۳۷	۱۰۴۵	۶۰۸	۶۰۸	۶۰۳	۲۶۷۶	۳۷۴۵	۴۵۷۰
خوزستان	۹۰۱۳۳	۹۶۴۵۰,۸	۱۴۰۸۳۹,۸	۱۳,۰۲	۷,۶۸	۱۵,۵۴	۷۲۵	۱۰۰۴	۱۲۳۵	۴۲۴	۴۳۷	۴۵۱	۱۶۳۶	۲۶۹۶	۳۰۰۳
زنجان	۵۹۰۰,۴	۶۳۱۴,۸	۸۲۷۹,۲	۱۱,۸۵	۹,۹۱	۱۸,۵۴	۱۵۹	۲۲۱	۲۳۳	۹۳	۹۳	۹۴	۴۳۶	۶۲۰	۸۱۴
سمنان	۴۸۱۸,۹	۵۷۹۹,۹	۷۱۸۷,۴	۱۲,۲۸	۱۰,۱۴	۱۶,۷۴	۸۹	۱۱۳	۱۳۸	۵۴	۵۵	۵۶	۳۳۲	۴۹۴	۶۲۲
سیستان و بلوچستان	۷۲۹۴,۷	۸۷۳۹,۷	۱۱۰۷۲,۵	۱۱,۹۹	۸,۲	۱۲,۶۱	۱۰۲,۹۶	۱۳۲,۰۵	۱۶۳,۹۶	۱۹۶	۲۰۲	۲۰۹	۷۹۳	۱۱۶۸	۱۳۷۲
فارس	۲۷۳۷۰,۷	۳۲۲۲۳,۹	۴۳۲۲۷,۱	۱۱,۵۲	۱۰,۳۳	۱۳,۰۴	۵۴۸	۶۷۷	۷۹۷	۴۰۳	۴۰۸	۴۱۴	۱۸۱۷	۲۷۰۶	۳۱۵۲
قزوین	۱۰۵۵۷,۸	۱۲۳۳۹,۴	۱۴۲۱۶,۱	۱۱,۵۵	۹,۷۳	۱۲,۳۹	۳۴۶	۴۷۵	۴۸۲	۱۰۳	۱۰۵	۱۰۷	۳۸۴	۵۶۲	۷۹۵
قم	۶۷۶۵,۵	۸۱۳۶,۴	۱۰۰۸۲,۷	۱۰,۸۲	۱۰,۰۱	۱۶,۳۹	۱۰۱	۱۲۷	۱۴۱	۹۳	۹۵	۹۷	۳۳۰	۵۴۴	۶۵۳
کردستان	۶۴۱۳,۶	۷۲۰۳,۱	۹۸۵۲,۸	۱۰,۵۴	۱۰,۷۲	۱۸,۱۸	۶۵	۸۹	۴۰	۱۴۴	۱۴۷	۱۴۹	۷۱۳	۱۰۱۰	۱۱۹۴
کرمان	۲۱۰۱۰,۶	۲۰۳۰۰	۲۵۳۰۹,۹	۱۳,۶۹	۱۱,۷۴	۱۳,۲۳	۲۶۸	۳۴۳	۳۹۱	۲۱۴	۲۱۷	۲۲۲	۱۱۹۲	۱۷۲۵	۱۹۵۵
کرمانشاه	۸۹۹۹,۸	۱۰۷۲۱,۲	۱۴۳۵۵,۹	۱۲,۳۴	۱۰,۳۷	۱۸,۹۱	۱۱۲	۱۷۸	۱۹۹	۱۹۰	۱۹۳	۱۹۶	۸۸۸	۱۳۵۱	۱۶۷۰
کهگیلویه و بویراحمد	۳۲۵۹۴,۹	۳۰۷۳۱,۴	۳۶۸۳۵	۱۲,۱۳	۱۰,۲۱	۱۴,۵۳	۴۰	۵۸	۵۲	۶۰	۶۱	۶۳	۴۲۴	۶۳۰	۷۵۶
گلستان	۹۳۷۷,۳	۱۰۴۶۵	۱۴۲۰۶,۹	۸,۶۲	۹,۸۴	۱۴,۲۱	۱۰۱	۱۳۰	۱۴۸	۱۵۱	۱۵۳	۱۵۶	۶۶۸	۱۱۴۰	۱۲۴۱
گیلان	۱۶۰۷۹,۶	۱۸۵۴۸	۲۳۷۷۷,۵	۱۱,۲۲	۸,۷۶	۱۹,۵۹	۲۸۱	۳۱۸	۳۶۵	۲۲۹	۲۳۰	۲۳۱	۱۰۴۵	۱۴۸۹	۱۸۶۰
لرستان	۸۸۸۵,۹	۱۰۴۶۵,۶	۱۲۵۵۰,۶	۱۱,۳۷	۱۲,۲۷	۱۵,۴۷	۱۲۳,۴۲	۱۳۷,۳۵	۱۵۶,۲۱	۱۶۴	۱۶۶	۱۶۷	۸۱۲	۱۱۱۶	۱۴۱۶
مازندران	۲۲۳۳۵,۵	۲۷۵۴۱,۳	۳۵۳۲۲,۹	۱۲,۵۹	۸,۱۲	۱۴,۱۸	۳۶۰	۴۱۸	۴۳۹	۲۷۰	۲۷۲	۲۷۴	۱۳۱۶	۱۷۴۵	۲۳۳۸
مرکزی	۱۴۷۲۴,۶	۱۹۱۸۱,۷	۲۳۳۷۰,۱	۱۰,۷۵	۹,۳۳	۱۶,۹۵	۲۶۴	۴۲۶	۴۹۲	۱۲۷	۱۲۹	۱۳۰	۵۶۹	۹۹۲	۱۱۹۰
هرمزگان	۱۱۷۱۲,۴	۱۴۶۲۹,۵	۱۷۶۴۲,۱	۹,۹۵	۷,۴۴	۱۹,۰۹	۱۶۱	۲۲۹	۲۷۷	۱۱۸	۱۲۰	۱۲۴	۵۳۳	۸۵۲	۱۱۴۹
همدان	۹۳۶۳,۵	۱۱۵۴۳,۳	۱۵۷۹۹,۷	۱۰,۳۹	۷,۸۷	۱۶,۳۲	۱۲۸	۱۶۵	۱۸۷	۱۷۰	۱۷۱	۱۷۲	۷۱۶	۹۶۸	۱۴۰۸
یزد	۷۵۴۴,۵	۹۵۱۱	۱۲۱۴۰,۲	۱۰,۲۱	۹,۳۹	۱۲,۴۷	۱۷۹	۲۱۳	۲۷۳	۸۱	۸۲	۹۰	۴۶۵	۶۷۶	۹۳۳
میانگین	۲۲۱۷۷,۰۹	۲۵۷۶۶,۰۵	۳۳۸۶۲,۳۵	۱۱,۴۵	۹,۶	۱۵,۹۶	۲۹۶,۵۹	۳۹۹,۵۱	۴۴۱,۶۶	۲۲۷,۳۲	۲۳۰,۵	۲۳۴,۱۱	۹۵۹,۰۴	۱۴۰۷,۹۳	۱۷۳۶,۱۸

منابع: مرکز آمار ایران(۱۳۸۳): ارقام مربوط به محصول ناخالص استانی در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ از مرکز آمار ایران ص ۷۸۲ و ارقام مربوط به هزینه‌های دولتی ص ۶۹۲. ارقام مربوط به جمعیت از پایگاه اطلاع رسانی مر کز آمار ایران WWW.SCI.ORG.IR، محصول ناخالص استانی در سال ۱۳۸۱ از مر کز آمار ایران (۱۳۸۴). ارقام مربوط به درآمد مالیاتی از سالنامه آماری استان‌ها در سال‌های یاد شده و ارقام مربوط به تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری) از سالنامه‌های آماری کشور در سال‌های مربوطه استخراج شده است.

پیوست ۳. جدول۳-۱- نتایج حاصل از براورد الگوی توزیع درآمد (هزینه) به‌تفکیک استان در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ .

سال ۱۳۷۹						سال ۱۳۸۰					
استان	R^2	$\ln s$		$1/g$		G	R^2	$\ln s$		$1/g$		G
		براورد	t	براورد	t	ضریب جینی		براورد	t	براورد	t	ضریب جینی
کل کشور	0.9997422	-41.19	-22.6316	2.473518987	24.807703	0.404282322	0.999660313	-41.80794	-17.7304	2.482443935	19.95075	0.402828836
آذربایجان شرقی	0.9996594	-39.44171	-33.1505	2.380629947	34.825515	0.420056885	0.999365387	-43.24438	-11.5418	2.561778499	14.153443	0.390353811
آذربایجان غربی	0.9981059	-42.09233	-55.3534	2.563807593	56.228674	0.39004487	0.998915364	-51.29687	-9.88398	3.034012414	11.287392	0.329596542
اردبیل	0.9981695	-36.67865	-57.4416	2.190000272	57.199005	0.456620948	0.99724172	-49.53471	-5.9858	2.852210211	7.4450361	0.350605294
اصفهان	0.9980942	-36.37465	-55.4826	2.20358933	56.055646	0.453805065	0.999880322	-33.62926	-289.793	2.020603085	290.5974	0.494901749
ایلام	0.999244	-44.14549	-90.1144	2.615821028	89.052636	0.382289151	0.998171457	-41.18085	-58.3667	2.421165483	57.23025	0.413024226
بوشهر	0.9971719	-48.83867	-10.5411	2.9385895	11.202749	0.340299317	0.998335019	-45.03041	-13.4182	2.687127637	14.019207	0.372144585
تهران	0.9997315	-42.01777	-152.387	2.471022664	149.45953	0.404690744	0.998742656	-42.8262	-71.0248	2.495996143	69.035948	0.400641645
چهارمحال و بختیاری	0.9972946	-45.78111	-14.4585	2.801478587	15.353303	0.356954361	0.996885729	-46.45758	-12.0638	2.826560952	12.756408	0.353786816
خراسان	0.9999608	-38.60641	-47.419	2.344184964	53.531566	0.426587499	0.99759716	-43.50698	-8.01715	2.618878864	8.8736937	0.381842785
خوزستان	0.9951704	-44.75703	-35.0841	2.68961303	35.161731	0.371800697	0.99890059	-55.12046	-74.4143	3.279306603	73.834084	0.304942514
زنجان	0.9929575	-34.5548	-28.3238	2.127660874	29.085512	0.469999713	0.992346425	-34.77732	-32.0058	2.088237836	31.730364	0.478872657
سمنان	0.9977067	-49.3962	-25.5866	3.018889625	26.661453	0.331247619	0.99750495	-66.8156	-8.22174	3.933496611	9.2605604	0.254226735
سیستان و بلوچستان	0.9950001	-56.1149	-3.99545	3.188226935	6.1514334	0.313653959	0.997428698	-31.96901	-46.8847	1.972455923	48.243636	0.506982178
فارس	0.9993863	-39.41623	-90.0474	2.370424051	90.182092	0.421865446	0.997954411	-41.93323	-54.205	2.509629869	54.10306	0.398465133
قزوین	0.9991033	-39.21779	-36.9808	2.371196363	38.089815	0.421728042	0.998086155	-44.6177	-9.28286	2.63719503	9.9903542	0.379190765
قم	0.9978429	-58.1377	-52.3874	3.505687818	52.683393	0.285250727	0.998383251	-45.65044	-60.956	2.733382057	60.869949	0.365847137
کردستان	0.986754	-68.77659	-3.4034	4.018513331	4.0288389	0.248848248	0.994102272	-50.98373	-8.17378	3.084835007	8.68821	0.324166446
کرمان	0.9952612	-34.55888	-35.3203	2.082637661	35.498421	0.480160336	0.99826679	-44.50467	-7.96862	2.628976303	9.1532188	0.380376194
کرمانشاه	0.9972525	-51.69304	-8.0141	3.107823593	8.7961674	0.321768585	0.998210501	-36.65484	-57.3665	2.216475108	57.852338	0.451166808
کهگیلویه و بویراحمد	0.9987145	-33.77394	-66.7718	2.070692526	68.274405	0.482930221	0.998110646	-51.98058	-7.77575	3.030416423	9.382891	0.329987652
گلستان	0.9981123	-31.34415	-55.393	1.911020967	56.324202	0.523280496	0.997070918	-30.29886	-44.6251	1.839878223	45.193176	0.543514232
گیلان	0.9990216	-37.1484	-112.591	2.236448907	112.04122	0.447137423	0.999800991	-36.94619	-175.15	2.195962305	173.61852	0.455381223
لرستان	0.9967654	-43.30772	-42.7579	2.611445155	42.999481	0.382929735	0.998489279	-40.64671	-62.9956	2.436347445	62.973125	0.410450489
مازندران	0.9994855	-39.77488	-29.8186	2.37589488	31.031972	0.420894042	0.996668169	-45.08535	-7.48754	2.685755021	8.0670336	0.372334778
مرکزی	0.9977702	-39.54593	-18.2998	2.409098674	19.233609	0.415093002	0.998137612	-35.15537	-56.5953	2.112107707	56.70688	0.473460703
هرمزگان	0.9960727	-68.3084	-6.39059	4.031706262	7.2184274	0.248033943	0.996867298	-54.12849	-5.83121	3.147007676	7.16359	0.317762174
همدان	0.9952147	-41.94752	-5.16387	2.5484835	5.89289	0.39239022	0.993927931	-38.29652	-30.981	2.322827374	31.33897	0.430509822
یزد	0.9962222	-48.60033	-6.02687	2.893242441	6.6572511	0.345632978	0.99939586	-42.57673	-19.8844	2.546891167	21.121913	0.392635544

منبع: براساس جداول پیوست۱ و با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز بر آورد شده است.جدول ۳-۳- نتایج حاصل از براورد الگو توزیع درآمد (هزینه) به‌تفکیک استان‌ها در سال ۱۳۸۱.

استان	R^2	$\ln s$		$1/g$		G
		براورد	t	براورد	t	ضریب جینی
کل کشور	0.999855436	-40.25581	-26.1826	2.368137732	29.234524	0.422272736
آذربایجان شرقی	0.998915731	-35.21479	-28.104	2.09072995	28.693062	0.478301849
آذربایجان غربی	0.999357789	-39.24098	-97.489	2.332118683	96.626741	0.428794644
اردبیل	0.999546755	-40.06034	-117.535	2.350858022	115.0299	0.425376603
اصفهان	0.999522146	-41.99006	-22.9449	2.483778912	23.924747	0.402612324
ایلام	0.998032834	-38.86774	-57.0509	2.253840848	55.173125	0.443687051
بوشهر	0.99850503	-41.98167	-64.6347	2.465458139	63.304484	0.405604129
تهران	0.999042561	-44.34681	-82.5898	2.547516659	79.124712	0.392539141
چهارمحال و بختیاری	0.995448338	-58.41472	-5.25008	3.448313852	6.1597211	0.289996805
خراسان	0.998703684	-33.47005	-17.1202	2.01485737	17.989419	0.496313047
خوزستان	0.99854929	-60.34383	-23.5004	3.540407663	23.78171	0.282453349
زنجان	0.998657819	-34.50717	-68.1238	2.029355078	66.815698	0.492767388
سمنان	0.996080157	-49.01724	-39.285	2.921321604	39.047071	0.342310822
سیستان و بلوچستان	0.996919918	-33.81647	-43.3127	2.063033129	44.068129	0.48472319
فارس	0.999802781	-43.90427	-76.2828	2.598261283	77.040528	0.384872763
قزوین	0.996872698	-51.15625	-7.31476	3.008377913	7.8656592	0.332405046
قم	0.998280265	-44.55325	-15.5149	2.632952822	15.849449	0.379801716
کردستان	0.999660806	-41.57295	-154.756	2.48125094	154.42974	0.403022517
کرمان	0.997540761	-35.78742	-50.0703	2.114264681	49.333346	0.472977678
کرمانشاه	0.999397949	-37.57396	-101.518	2.214838211	99.799467	0.451500247
کهگیلویه و بویراحمد	0.999465151	-39.66723	-123.743	2.346685462	122.39778	0.426132951
گلستان	0.999249361	-34.43464	-59.2239	2.070213354	59.50997	0.483042
گیلان	0.998460696	-41.3286	-62.9989	2.453946849	62.384808	0.407506789
لرستان	0.99523227	-42.01888	-35.8401	2.487864904	35.390118	0.401951086
مازندران	0.998952171	-42.90352	-11.4568	2.513013415	12.367728	0.397928636
مرکزی	0.998518096	-39.87102	-17.5149	2.339853877	17.688787	0.427377115
هرمزگان	0.997223208	-47.14955	-8.04332	2.772276602	8.6419994	0.360714367
همدان	0.999482595	-40.47534	-108.611	2.405663781	107.65838	0.415685686
یزد	0.996928032	-34.94974	-44.6598	2.070597746	44.126471	0.482952327

منبع: براساس جداول پیوست۱ و بااستفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز بر آورد شده است.

پیوست۴. جدول ۴-۱- نتایج براورد عوامل موثر بر نابرابری در میان استان‌ها (شامل ۸۴ مشاهده).

متغیرهای وابسته / متغیرهای توضیحی		ضریب جینی	ضریب جینی	الگوی استاندارد شده
عرض از مبدا		۰,۳۵ (۹,۹۹)	۰,۳۵ (۹,۵۵)	-۰,۲۲ (-۱,۷۰)
درآمد سرانه		-۷,۴۹ (-۲,۴۷)	-۶,۷۹ (-۲,۱۷)	-۰,۷۹ (-۲,۸۳)
مربع درآمدسرآنه		۱۳۴,۹۶ (۲,۵۴)	۱۲۰,۷۹ (۲,۲۳)	۰,۲۲ (۲,۹۷)
تورم		۰,۳۸ (۱,۶۵)	۰,۴۴ (۱,۸۷)	۰,۰۴ (۰,۴۱)
نسبت درآمد مالیاتی به محصول ناخالص استانی		۲,۱۴ (۲,۰۳)	۱,۹۸ (۱,۸۴)	۰,۲۵ (۲,۰۵)
هزینه‌های دولتی	جاری	۰,۰۰۰۰۲ (۲,۰۹)	-	۰,۲۶ (۲,۲۰)
	سرمایه ای	-	۰,۰۰۰۰۶ (۱,۳۳)	
R^2		۰,۱۳	۰,۱۰	۰,۱۳
$\overline{R}^2$		۰,۰۷	۰,۰۴	۰,۷
F		۲,۱۷	۱,۶۲	۲,۳۱

منبع: با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز با روش OLS بر آورد شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی