

اثر شاخص‌های اقتصاد کلان 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 برآورد 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 برآورد شده است. سپس بر اساس تازه ترین اطلاعات موجود مقطعی میان استانی شدت و جهت عوامل موثر بر توزیع درآمد برآورد 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 افزایشی داشته است. به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر نابرابری، از الگوی عوامل موثر بر بیستک‌ها به صورت دستگامی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتبط (SURE) استفاده شده است. نتایج به دست 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 به صورت سنتی در چهار چوب اقتصاد خرد جای می‌گیرد، اما امروزه به صورت 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 گستره پهنای جغرافیایی ایران و در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای، مطالعه سطح نابرابری به تفکیک استان‌ها از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. 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 برآورد 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^۱ در سطح استان‌ها، به صورت کتابخانه‌ای و بر اساس نتایج تفضیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار به تفکیک مناطق شهری و روستایی جمع‌آوری و شاخص‌های نابرابری اقتصادی (ضریب جینی^۲ و سهم بیستک‌های درآمدی) به تفکیک استان در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱ برآورد گردیده است. آنگاه اطلاعات مربوط به شاخص‌های مهم اقتصادی به تفکیک استان‌ها جمع‌آوری و سازماندهی شده و اثر آن‌ها بر توزیع درآمد برآورد 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 به تفکیک استان‌ها برآورد 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 کااسا^۱ (۲۰۰۳) اشاره دارد، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت شناسی^۲، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم بندی کرد. بررسی اثر رشد و توسعه بر نابرابری با پژوهش کوزنتس^۳ (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. به عبارت 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 به صورت فرایند صنعتی شدن و شهر نشینی. تعدادی از پژوهش‌های انجام شده در زمینه عوامل موثر بر نابرابری اقتصادی در ایران و سایر کشورها به ترتیب در جدول‌های ۱-۲ و ۲-۲ خلاصه شده است.

1- Kaasa.

2- Demographic factors.

3- Kuznets.

جدول ۱-۲- 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 برآورد 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 سرانه، مربع درآمد سرانه	داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۷۵
	سهم ۴۰٪ فقیر	نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، لگاریتم نرخ تورم، متغیر مجازی برای جنگ	
	ضریب جینی	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
جرجزاده و اقبالی (۱۳۸۴)	ضریب جینی	تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، نسبت اشتغال، درآمدهای حاصل از فروش نفت، درآمدهای مالیاتی دولت، مخارج جاری دولت و مخارج سرمایه‌ای	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 ۱-۲ - 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 فقر درآمد	تغییر در تورم و بیکاری	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی دوره ۱۹۵۹-۱۹۹۲	
بلیندر و ایساکس (۱۹۷۸)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، روند زمانی	داده‌های سری زمانی آمریکا در دوره ۱۹۴۷-۱۹۷۴	یایلو و گالیدی (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	
نولان (۱۹۸۸)	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 ماهه)	
بورینگان و موریس (۱۹۹۰)	سهم بیستک‌های درآمدی	نرخ بیکاری، نرخ تورم، روند زمانی	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۴۹-۱۹۷۹ انگلستان		ضریب جینی	تورم، GDP سرانه، توان دوم GDP سرانه، 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	
کاتلر و کاتلر (۱۹۹۱)	سهم بیستک‌های درآمدی	تورم، بیکاری، GDP سرانه حقیقی، روند زمانی، متغیر وابسته با وقفه	اطلاعات چند کشور در حال توسعه در سال ۱۹۷۵		تغییرات ضریب جینی	تغییر در تورم، GDP سرانه، 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	
	نرخ فقر	تورم، بیکاری، نسبت خط فقر به میانگین و یا میانه درآمد، روند زمانی	اطلاعات سری زمانی آمریکا ۱۹۵۹-۱۹۸۹		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	
یوشینو (۱۹۹۳)	سهم چندک‌های درآمدی	تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، رابطه میادله، نسبت عرضه شغل به تقاضا شغل، متغیر وابسته با وقفه	اطلاعات سری زمانی ژاپن طی دوره ۱۹۶۲-۱۹۸۸		کول و توآ (۱۹۹۶)	ضریب جینی	تورم، بیکاری، جینی با وقفه، روند زمانی، GDP سرانه، نرخ بهره کوتاه‌مدت	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی دوره ۱۹۴۷-۱۹۹۳
میلانویک (۱۹۹۴)	ضریب جینی	پرداخت‌های انتقالی نقدی و مالیات مستقیم	اطلاعات چهار کشور سوسیالیسم در اواخر دوران کمونیسم		آجدات (۱۹۹۶)	ضریب جینی	بیکاری، تورم	اطلاعات اسرائیل طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳
جاننتی (۱۹۹۴)	سهم بیستک‌های درآمدی	تورم، بیکاری، روند زمانی، متغیر مجازی برای سال ۱۹۸۱	اطلاعات سری زمانی دوره ۱۹۴۸ تا ۱۹۸۹ آمریکا		شارپ و زیلوک (۱۹۹۷)	ضریب جینی	بیکاری	اطلاعات سری زمانی کانادا طی دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۴
براندولینی و سیستینو (۱۹۹۴)	ضریب جینی	نرخ جاری تورم، نرخ جاری بیکاری، روند خطی	داده‌های سری زمانی ایتالیا طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۹۱		ساریل (۱۹۹۷)	تغییرات ضریب جینی	تعداد زیادی از شاخص‌های اقتصادکلان توسعه یافته	اطلاعات ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته
فلاکی گر و زرین‌نژادان (۱۹۹۴)	سهم بیستک‌های درآمدی	بهره‌وری نیروی کار، روند زمانی، نرخ تورم بر پایه ضریب تعدیل‌کننده محصول ناخالص داخلی، سهم کارگران خارجی از کل نیروی کار	اطلاعات سری زمانی سوئیس طی دوره ۱۹۵۱ تا ۱۹۸۶	گوستافسو و جوهانسون (۱۹۹۷)	ضریب جینی	بیکاری، تورم، GDP سرانه، تغییرات GDP 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	
سیلبرو زلدرف (۱۹۹۴)	ضریب جینی	تورم پیش‌بینی شده و نشده، بیکاری	داده‌های سری زمانی اسرائیل					

دینگر و اسکوار (۱۹۹۸)	سهم بیستکهای درآمدی	درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه، متغیر مجازی کشورها (ثروتمند و فقیر ۱) درآمد سرانه، معکوس درآمد سرانه و متغیر مجازی کشورها (ثروتمند و فقیر ۱)	اطلاعات بین کشوری	چاو و داودی و گاپتا (۲۰۰۰)	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
رومر و رومر (۱۹۹۸)	تغییر در نرخ فقر	تورم	اطلاعات سری زمانی آمریکا طی ۱۹۶۹ تا ۱۹۹۴	گالی و هابون (۲۰۰۱)	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 اعضای OECD
	تغییر در ضریب جینی	تورم، بیکاری				
	تغییر در سهم درآمدی طبقه پایین	تورم، بیکاری				
	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم				
برین و پنالوسا (۱۹۹۹)	ضریب جینی	تورم، تغییر پذیری تقاضا	اطلاعات مقطعی ۶۶ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال ۱۹۸۸	بایلر (۲۰۰۱)	نرخ بلندمدت تورم (CPI)، مربع آن، رشد واقعی بلندمدت GDP و نسبت هزینه‌های دولتی به GDP	اطلاعات مقطعی ۷۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال‌های مختلف
	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم، تغییر پذیری تقاضا	اطلاعات مقطعی ۷۶ کشور در حال توسعه و توسعه یافته در سال ۱۹۸۸			
	ضریب جینی	تورم، تغییر پذیری تقاضا، متغیر مجازی برای کشورها	اطلاعات مقطعی ۱۹ کشور عضو OECD			
جوهانسون و شپ (۱۹۹۹)	سهم بیستکهای درآمدی	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 در حال توسعه	جانشتی و چنکینز (۲۰۰۱)	نرخ بیکاری، نرخ تورم، نرخ بهره، رشد واقعی GDP	اطلاعات سری زمانی انگلستان طی ۱۹۶۱-۱۹۹۱
	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 در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۴	ابونوری (۲۰۰۳)	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	ولسج (۲۰۰۴)	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 درآمد قابل تصرف
ایسترلی و فیسچر (۲۰۰۰)	تغییر در نرخ فقر	تورم، رشد	۶۴ مشاهده ۴۲ کشور در حال توسعه و گذار ۱۹۸۱-۱۹۹۳	ایسلند، کنورسی و اسکوپیلیتی (۲۰۰۵)	بیکاری، اشتغال، تولید اقتصاد (رشد د سرانه تولیدات ایالتی)	اطلاعات بین ایالتی دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ ایالات متحده آمریکا
دلار و کری (۲۰۰۰)	متوسط درآمد بیستک پایین	تورم، درآمد سرانه، حقوق مالکیت دولت، حقوق	اطلاعات مقطعی ۸۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه شامل ۲۳۲ مشاهده برای چهار دهه	آلا و والا (۲۰۰۵)	تورم، بیکاری، GDP و هزینه‌های دولتی	اطلاعات سری زمانی اسپانیا در سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶

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، می‌توان مدل بین استانی توزیع درآمد در ایران را به صورت زیر نوشت:

$$G_{it} = \beta_1 + \beta_2 YP_{it} + \beta_3 YP_{it}^2 + \beta_4 I_{it} + \beta_5 TY_{it} + \beta_6 GE_{it} \quad (1-2)$$

به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل آثار شاخص‌ها بر آن از الگوی فوق به صورت دستگاهی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتبط^۱ (SURE) استفاده شده است.^۲

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

که در آن‌ها G_{it} و S_{1it}, \dots, S_{5it} به ترتیب 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^۳ (۲۰۰۴، ص ۸) ارتباط بین تورم و نابرابری درآمدی از دیدگاه نظری شفاف نیست. مطابق با نظر بایلر^۴ (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.

به صورت 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 به صورت 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 جلوگیری از شکاف توزیع درآمد ناشی از تورم^۲ نارسا هستند. دلیل این امر این است که معمولاً تعداد دریافت کنندگان پرداخت‌های انتقالی (بیرونی‌ها) بیشتر از تعداد پرداخت کنندگان مالیات (دورنی‌ها) است. بر این پایه می‌توان انتظار داشت که اثر برابری 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 توجهی در کاهش نابرابری دارند (مالیات‌های غیر مستقیم به دلیل 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 دارایی‌های آنها دارایی‌های غیر پولی نیز جای دارد، در مقابل کارگران بیرونی (Outsiders) قراردادهایشان به وسیله تغییر قیمت‌ها تعدیل نمی‌شود و اکثر دارایی‌های شان به صورت 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. به عبارت دیگر هزینه‌های (اجتماعی) دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها (برخی از هزینه‌های اجتماعی دولت همچون هزینه برای مدارس ابتدایی به صورت با وقفه بر توزیع درآمد اثر دارد) می‌تواند به تقلیل نابرابری کمک می‌کند. پرداخت‌های انتقالی دولت بدون توجه به تواناییهای افراد به طور 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 گایریو^۱ (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 برآورد شاخص نابرابری و سهم بیستک‌های درآمدی (هزینه) به تفکیک استان از گزارش‌های بررسی بودجه خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱ استفاده شده است. مرکز آمار ایران با نمونه‌گیری از تعدادی خانوارها (به تفکیک شهری و روستایی) در هر استان، براساس نتایج به دست آمده، خانوارها را در گروه‌های مختلف درآمدی و هزینه‌ای جای می‌دهد. به دلیل دوگانگی فاحش اقتصاد ایران، مرکز آمار ایران نمونه‌گیری را به تفکیک 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:

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

که در آن‌ها 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 در گروه هزینه‌ای k از استان i و UN_i و RN_i به ترتیب حجم خانوارهای نمونه شهری و روستایی در استان i باشند، میانگین وزنی (μ_i) فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در استان i را می‌توان به صورت زیر به دست 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 به دست آورد. اشاره به دو نکته در مورد استفاده از فرمول ۳-۳ ضروری است. نخست آنکه، تعداد خانوارهای شهری و روستایی در استان‌ها در دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۱، با استفاده از جمعیت و بعد خانوار در هر استان به دست آمده است^۲. واپسین نکته آنکه در سال‌های یاد شده حدود هزینه خانوارها که در نمونه گیری مرکز آمار ایران به کار 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 به تفکیک 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 به تفکیک 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 به تفکیک استان‌ها در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۱ در جدول‌های پیوست ۱ خلاصه شده است.

۳-۲- شاخص‌های موثر بر نابرابری به تفکیک استان‌ها

شاخص‌های مورد نیاز در این پژوهش طبق الگوهای ۱-۲ و ۲-۲، محصول ناخالص استانی، هزینه‌های دولتی، درآمدهای مالیاتی، تورم و جمعیت به تفکیک استان می‌باشد. اکنون که با همت مرکز آمار ایران اطلاعات محصول ناخالص استانی در دسترس محققین 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) دستگاه‌های 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- برآورد الگوی توزیع درآمد (هزینه)

شاخص‌های نابرابری را به دو روش ناپارامتریک^۱ و پارامتریک^۲ می‌توان برآورد کرد. همان‌طوری که 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^۳ و محاسبه ضریب جینی متناظر با آن). از دیدگاه‌های نظریه‌های نمونه‌گیری علم آمار، شاخص حاصل از نمونه (آماره) دارای خطای نمونه‌گیری 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 برآورد شده با روش ناپارامتریک دچار کم برآوردی شده باشند. در مقابل روش پارامتریک با شناخت تابع توزیع درآمد جامعه، نابرابری درون هر گروه توزیع را غیر یکنواخت فرض می‌کند. در نتیجه، اگر خوبی برآزش 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^۱ (۱۹۷۴)، کاکوانی و پودر^۲ (۱۹۷۶)، سینق و مادالا^۳ (۱۹۷۶)، راسچی، گافنی، کو و ابست^۴ (۱۹۸۰)، داگام^۵ (۱۹۸۰)، گاپتا^۶ (۱۹۸۴)، راو و تام^۷ (۱۹۸۷)، اورتگا، مارتین، فرندیوز، لادوکس و گارسیا^۸ (۱۹۹۱)، چوتیکانپنچ^۹ (۱۹۹۳)، اوگونگ و راو^{۱۰} (۱۹۹۶) و الگوی پیشنهادی ابونوری (۲۰۰۳) می‌باشد. الگوی مورد استفاده این پژوهش الگوی پیشنهاد شده توسط ابونوری (۲۰۰۳) می‌باشد، که خوبی برآزش آن توسط آزمون‌های مختلف به اثبات رسیده است. این الگو به صورت زیر است:

$$F(Y) = 1 - 1 / (1 + sY^{1/g}) \quad (1-4)$$

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 برآورد پارامترهای این الگو از روش حداقل مربعات معمولی^{۱۱} (OLS) می‌توان استفاده نمود. با خطی نمودن، این الگو به صورت زیر می‌شود:

$$\ln\{F(Y)/[1 - F(Y)]\} = \ln s + (1/g)\ln Y \quad (2-4)$$

-
- 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- Ogowang and Rao.
 - 11- Ordinary Least Squares.

بر حسب این الگو می‌توان $\ln\{F(Y)/[1-F(Y)]\}$ را بر حسب $\ln(Y)$ برآورد نمود. روش برآورد حداقل مربعات معمولی و در بعضی استان‌ها جهت رفع مشکل خود همبستگی از روش حداقل مربعات تکراری^۱ (ILS) استفاده شده است. ضریب جینی به‌دست آمده از برازش الگو در جدول ۴-۱ خلاصه شده است (جزئیات بیشتر در جداول پیوست ۳ نمایش داده شده است). منحنی لورنس، $L(f)$ ، متناظر با الگوی پیشنهادی ابونوری (۲۰۰۳، ص ۱۶) برابر است با:

$$L(F) = B_f(1+g, 1-g)/B(1+g, 1-g) = \int_0^f t^g(1-t)^{-g} dt / \int_0^1 t^g(1-t)^{-g} dt \quad (3-4)$$

در رابطه فوق (B) و (B_f) به ترتیب عبارتند از، تابع بتای کامل و تابع بتای ناکامل^۲ 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 برآورد 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 به ترتیب با ضریب جینی ۰,۵۲۳، ۰,۵۴۴ و ۰,۴۹۶ و بالاترین سطح نابرابری را در میان استان‌ها دارا بوده است. در مقابل استان‌های هرمزگان، سمنان و خوزستان به ترتیب در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با ضریب جینی ۰,۲۴۸، ۰,۲۵۴ و ۰,۲۸۲ کم‌ترین سطح نابرابری را در میان 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 به صورت 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 هزیننه در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ برای کشور و به تفکیک استان‌ها.

استان	ضریب جینی			اول / ۲۰			دوم / ۲۰			سوم / ۲۰			چهارم / ۲۰			پنجم / ۲۰		
	۸۱	۸۰	۷۹	۸۱	۸۰	۷۹	۸۱	۸۰	۷۹	۸۱	۸۰	۷۹	۸۱	۸۰	۷۹	۸۱	۸۰	۷۹
کل کشور	۰.۴	۰.۴	۰.۴۲	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۲۱	۰.۲۱	۰.۲۱	۰.۴۷	۰.۴۷	۰.۴۸
آذربایجان شرقی	۰.۳۹	۰.۳۳	۰.۴۳	۰.۰۵	۰.۰۸	۰.۰۶	۰.۱۳	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۳	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۱	۰.۴۶	۰.۴۸
آذربایجان غربی	۰.۴۶	۰.۳۵	۰.۴۳	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۰۵	۰.۱۲	۰.۰۹	۰.۱۱	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۳	۰.۴۳	۰.۴۸
اردبیل	۰.۴۵	۰.۴۹	۰.۴	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۱۱	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۱	۰.۲۱	۰.۵۱	۰.۵۱	۰.۴۸
اصفهان	۰.۳۸	۰.۴۱	۰.۴۴	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۸	۰.۴۸	۰.۴۸
ایلام	۰.۳۴	۰.۳۷	۰.۴۱	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۶	۰.۱۶	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۴	۰.۴۴	۰.۴۸
بوشهر	۰.۴	۰.۴	۰.۳۹	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۷	۰.۴۷	۰.۴۸
چهارمحال و بختیاری	۰.۳۶	۰.۳۵	۰.۳۹	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۶	۰.۱۶	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۳	۰.۴۳	۰.۴۸
خراسان	۰.۴۳	۰.۳۸	۰.۵	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۰۴	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۴۵	۰.۴۵	۰.۴۸
خوزستان	۰.۳۷	۰.۳	۰.۳۸	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۹	۰.۱۳	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۶	۰.۱۶	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۳۹	۰.۴۴	۰.۴۸
زنجان	۰.۴۷	۰.۴۸	۰.۴۹	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۹	۰.۰۹	۰.۰۹	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۵۳	۰.۵۳	۰.۴۸
سمنان	۰.۳۳	۰.۳۴	۰.۳۴	۰.۰۸	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۱۷	۰.۱۲	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۱	۰.۴۱	۰.۴۸
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	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۵۶	۰.۴	۰.۴۸
فارس	۰.۴۲	۰.۴	۰.۳۸	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۶	۰.۴۶	۰.۴۸
قزوین	۰.۴۲	۰.۳۸	۰.۳۳	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۵	۰.۴۵	۰.۴۸
قم	۰.۲۹	۰.۳۷	۰.۳۸	۰.۰۹	۰.۰۷	۰.۰۹	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۱۷	۰.۱۲	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۳۸	۰.۴۴	۰.۴۸
کردستان	۰.۲۵	۰.۲۲	۰.۴	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۱۵	۰.۱۳	۰.۱۱	۰.۱۷	۰.۱۸	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۱	۰.۴۱	۰.۴۸
کرمان	۰.۴۸	۰.۳۸	۰.۴۵	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۱۳	۰.۰۹	۰.۱۱	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۴۵	۰.۴۵	۰.۴۸
کرمانشاه	۰.۳۲	۰.۴۵	۰.۴۵	۰.۰۵	۰.۰۸	۰.۰۵	۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۷	۰.۱۷	۰.۰۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۵۱	۰.۴	۰.۴۸
کهگیلویه و بویراحمد	۰.۴۸	۰.۳۳	۰.۴۳	۰.۰۸	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۱۳	۰.۰۹	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۴۱	۰.۴۱	۰.۴۸
گلستان	۰.۵۲	۰.۵۴	۰.۴۸	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۷	۰.۰۸	۰.۰۷	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۱۹	۰.۵۹	۰.۵۷	۰.۴۸
گیلان	۰.۴۵	۰.۴۶	۰.۴۱	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۹	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۰۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۵۱	۰.۵	۰.۴۸
لرستان	۰.۳۸	۰.۴۱	۰.۴	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۷	۰.۴۷	۰.۴۸
مازندران	۰.۴۲	۰.۴۷	۰.۴	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۴	۰.۴۴	۰.۴۸
مرکزی	۰.۴۲	۰.۴۲	۰.۴۳	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۹	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۵۳	۰.۴۸	۰.۴۸
هرمزگان	۰.۲۵	۰.۳۲	۰.۳۶	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۷	۰.۱۵	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۱۸	۰.۱۲	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۳۵	۰.۴	۰.۴۸
همدان	۰.۳۹	۰.۴۳	۰.۴۲	۰.۰۶	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۰۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۲	۰.۴۹	۰.۴۶	۰.۴۸
یزد	۰.۳۵	۰.۳۹	۰.۴۸	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۶	۰.۱۵	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲	۰.۴۶	۰.۴۶	۰.۴۸
میانه	۰.۳۹	۰.۳۹	۰.۴۱	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۱	۰.۲۱	۰.۲۲	۰.۲۱	۰.۴۶	۰.۴۶	۰.۴۸

منبع: ضریب جینی بر اساس جداول پیوست ۱ و سهم گروه‌ها از هزیننه 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.

۲-۴- 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) برآورد شده است. خلاصه نتایج حاصل از الگو به صورت زیر است^۱:

$$\hat{G} = 0.35 - 7.42 + 136.79 YP^2 + 0.39 I + 2.15 TY + 0.000015 GE$$

(9.92) (-2.31) (2.55) (1.69) (2.03) (2.06)

$$R^2 = 0.13, \quad \bar{R}^2 = 0.07, \quad F = 2.15$$

ضرایب متغیرها در سطح معنای ۹٪ معنا دار بوده است. بر اساس آماره $F=2,15$ 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) استتباط

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

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

۳- واحد اندازه‌گیری به صورت 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. هر یک واحد افزایش در نسبت درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی و هزینه‌های دولتی (هر یک میلیارد ریال) به ترتیب به میزان ۲,۱۵ و ۰,۰۰۰۱۵ 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 سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۶۸، 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 محققین 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 کرده‌اند. 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) نیز اثر نابرابرگر هزینه‌های 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 (۱-۲)، هزینه جاری (عملکرد اعتبارات هزینه‌ای (جاری) دستگاه‌های اجرایی از محل درآمد عمومی) و هزینه سرمایه‌ای (عملکرد اعتبارات تملک‌داری‌های سرمایه‌ای (عمرانی) استان‌ها از محل درآمد عمومی) به‌صورت مجزا به جای کل هزینه‌های دولتی (مجموع دو هزینه جاری و سرمایه‌ای) برازش داده شده است. خلاصه‌ای از نتایج به‌دست آمده در جدول پیوست چهار نمایش داده شده است. هزینه‌های جاری از لحاظ آماری معنادار و علامت آن مثبت و هزینه‌های سرمایه‌ای دارای علامت مثبت اما لحاظ آماری بی‌معنا بوده است.

سطح نابرابری از تمام شاخص‌ها به صورت استاندارد، استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول پیوست ۴ خلاصه شده است. بیشترین شدت در کاهش و افزایش سطح نابرابری را به ترتیب محصول ناخالص استانی سرانه و هزینه‌های دولتی داشته است. به منظور تجزیه شاخص نابرابری اقتصادی و تحلیل اثر متغیرها بر نابرابری، الگوی عوامل موثر بر بیستک‌ها به صورت دستگامی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتب (SURE) با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده است. همانگونه که در جدول ۴-۲ مشاهده می‌شود، ضریب تورم در بیستک چهارم از نظر آماری (در سطح معنای ۱۰٪) معنا دار نبوده است. افزایش محصول ناخالص استانی، باعث افزایش سهم چهار بیستک اول (هشتاد درصد اول) درآمدی و کاهش سهم بیستک پنجم (بیست درصد آخری) شده است. ضریب YP^2 در چهار بیستک اول منفی و در بیستک پنجم مثبت بوده، که نشانگر رد فرضیه کوزنتس می‌باشد. افزایش تورم، هزینه‌های دولتی (در معادلات جداگانه به جای کل هزینه، اثر هزینه جاری و سرمایه‌ای نیز برآورد شده و نتایج آن هم جهت با کل هزینه‌های دولتی بوده است) و نسبت کل درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی باعث کاهش سهم چهار بیستک اول درآمدی و افزایش سهم بیستک پنجم درآمدی شده است.

جدول ۴-۲- نتایج برآورد عوامل موثر بر بیستک‌ها در میان استان‌ها (تعداد ۸۴ 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 درآمد سرانه	-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
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 برآورد 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 برآورد شده است: استان گلستان در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و استان خراسان در سال ۱۳۸۱ به ترتیب با ضریب جینی ۰,۵۲۳، ۰,۵۴۴ و ۰,۴۹۶ بالا ترین سطح نابرابری را در میان استان‌ها دارا بوده اند. در مقابل استان‌های هرمزگان، سمنان و خوزستان به ترتیب در سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با ضریب جینی ۰,۲۴۸ و ۰,۲۵۴ و ۰,۲۸۲ دارای کم‌ترین سطح نابرابری در میان 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 برآورد شده است. نتایج حاصل حاکی از رد فرضیه کورنتس 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 به صورت دستگاهی از معادلات همزمانه به ظاهر نامرتب (SURE) استفاده شده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که کاهش در نابرابری به وسیله 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 به وسیله 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 به دست 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.^۱ تعدیل

۱- طبق نیلی (۱۳۶۶)، طبیبیان و سوری (۱۳۷۶: ص ۲۱)، دادخواه (۱۹۸۵)، کمیجانی و بیدآباد (۱۳۶۹)، جلالی نائینی (۱۳۷۶) و کمیجانی و علوی (۱۳۷۸) عملیات مالی دولت بر متغیر حجم پول و نقدینگی تأثیر گذاشته و سرانجام با پولی شدن کسری بودجه به‌طور مستقیم در ایجاد تورم 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 جلوگیری 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 می‌باشد: 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 درآمدهای 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، می‌توان 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

()

()

()

()
()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

()

- 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 Macroeconomic 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- Ogowang, T and U. L. G. Rao, (1996), A New Functional Form 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. Fernandez, 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, *Econometrica*, 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 Bureau of Economic Research, *Studies in Income and Wealth*, Vol. 33, PP. 75-106.
- 72- Sharpe, A. and M. Zyblook (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.

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

استان	گروههای هزینه در سال ۱۳۷۹							گروههای هزینه در سال ۱۳۸۰						
	بیشتر	۴۵۰۰ تا	۳۰۰۰ تا	۱۹۵۰ تا	۱۶۵۰ تا	۱۲۰۰ تا	۹۰۰ تا	بیشتر	۴۵۰۰ تا	۳۰۰۰ تا	۱۹۵۰ تا	۱۶۵۰ تا	۱۲۰۰ تا	۹۰۰ تا
کل کشور	۰.۱۶۳	۰.۲۳۲	۰.۳۵۳	۰.۵۱۹	۰.۶۱۲	۰.۷۱۸	۰.۸۱۱	۰.۹۲۱	۰.۹۲۱	۰.۸۱۱	۰.۷۱۸	۰.۶۱۲	۰.۵۱۹	۰.۳۵۳
آذربایجان شرقی	۰.۱۷۵	۰.۲۴۱	۰.۳۵۵	۰.۵۳۷	۰.۶۳۳	۰.۷۳۷	۰.۸۲۵	۰.۹۲۵	۰.۹۲۵	۰.۸۲۵	۰.۷۳۷	۰.۶۳۳	۰.۵۳۷	۰.۳۵۵
آذربایجان غربی	۰.۱۶۷	۰.۲۷۲	۰.۴۲۳	۰.۶۱۹	۰.۷۲۵	۰.۸۰۵	۰.۸۷۴	۰.۹۶۱	۰.۹۶۱	۰.۸۷۴	۰.۸۰۵	۰.۷۲۵	۰.۶۱۹	۰.۴۲۳
اردبیل	۰.۱۱۶	۰.۱۷۲	۰.۲۵۷	۰.۴۲۳	۰.۵۰۷	۰.۶۲۱	۰.۷۴۵	۰.۸۷۷	۰.۸۷۷	۰.۷۴۵	۰.۶۲۱	۰.۵۰۷	۰.۴۲۳	۰.۲۵۷
اصفهان	۰.۱۸۵	۰.۲۴۸	۰.۳۷۷	۰.۵۴۷	۰.۶۳۹	۰.۷۴۹	۰.۸۲۳	۰.۹۲۶	۰.۹۲۶	۰.۸۲۳	۰.۷۴۹	۰.۶۳۹	۰.۵۴۷	۰.۳۷۷
ایلام	۰.۰۵۸	۰.۰۹۲	۰.۱۷۳	۰.۳۴۶	۰.۴۵۰	۰.۵۷۰	۰.۷۰۰	۰.۸۷۹	۰.۸۷۹	۰.۷۰۰	۰.۵۷۰	۰.۴۵۰	۰.۳۴۶	۰.۱۷۳
بوشهر	۰.۱۴۵	۰.۲۱۲	۰.۳۵۳	۰.۵۱۹	۰.۶۲۴	۰.۷۴۴	۰.۸۶۴	۰.۹۵۳	۰.۹۵۳	۰.۸۶۴	۰.۷۴۴	۰.۶۲۴	۰.۵۱۹	۰.۳۵۳
تهران	۰.۰۴۷	۰.۰۷۷	۰.۱۵۳	۰.۲۸۳	۰.۳۷۵	۰.۴۹۵	۰.۶۲۷	۰.۸۱۸	۰.۸۱۸	۰.۶۲۷	۰.۴۹۵	۰.۳۷۵	۰.۲۸۳	۰.۱۵۳
چهارمحال و بختیاری	۰.۲۴۱	۰.۳۵۳	۰.۴۸۷	۰.۶۴۷	۰.۷۶۸	۰.۸۶۳	۰.۹۲۷	۰.۹۷۴	۰.۹۷۴	۰.۹۲۷	۰.۸۶۳	۰.۷۶۸	۰.۶۴۷	۰.۴۸۷
خراسان	۰.۲۴۰	۰.۳۳۳	۰.۴۶۲	۰.۶۳۳	۰.۷۱۰	۰.۷۹۲	۰.۸۶۲	۰.۹۴۰	۰.۹۴۰	۰.۸۶۲	۰.۷۹۲	۰.۷۱۰	۰.۶۳۳	۰.۴۶۲
خوزستان	۰.۱۰۵	۰.۱۵۴	۰.۲۸۰	۰.۴۴۶	۰.۵۸۱	۰.۶۸۴	۰.۸۲۳	۰.۹۴۴	۰.۹۴۴	۰.۸۲۳	۰.۶۸۴	۰.۵۸۱	۰.۴۴۶	۰.۲۸۰
زنجان	۰.۳۰۵	۰.۳۸۴	۰.۵۲۵	۰.۶۷۳	۰.۷۳۸	۰.۸۳۰	۰.۸۸۰	۰.۹۵۸	۰.۹۵۸	۰.۸۸۰	۰.۸۳۰	۰.۷۳۸	۰.۶۷۳	۰.۵۲۵
سمنان	۰.۲۰۵	۰.۲۸۶	۰.۴۶۴	۰.۶۷۱	۰.۷۶۸	۰.۸۷۱	۰.۹۳۹	۰.۹۷۸	۰.۹۷۸	۰.۹۳۹	۰.۸۷۱	۰.۷۶۸	۰.۶۷۱	۰.۴۶۴
سیستان و بلوچستان	۰.۲۹۹	۰.۴۱۳	۰.۵۶۴	۰.۷۰۲	۰.۷۶۳	۰.۸۲۶	۰.۸۸۱	۰.۹۶۰	۰.۹۶۰	۰.۸۸۱	۰.۸۲۶	۰.۷۶۳	۰.۷۰۲	۰.۵۶۴
فارس	۰.۱۲۴	۰.۱۹۰	۰.۳۱۶	۰.۴۸۷	۰.۵۸۷	۰.۷۰۷	۰.۷۹۶	۰.۹۱۹	۰.۹۱۹	۰.۷۹۶	۰.۷۰۷	۰.۵۸۷	۰.۴۸۷	۰.۳۱۶
قزوین	۰.۱۵۸	۰.۲۳۶	۰.۳۶۴	۰.۵۲۹	۰.۶۴۳	۰.۷۵۰	۰.۸۳۲	۰.۹۳۰	۰.۹۳۰	۰.۸۳۲	۰.۷۵۰	۰.۶۴۳	۰.۵۲۹	۰.۳۶۴
قم	۰.۰۶۱	۰.۱۱۷	۰.۲۴۰	۰.۳۷۳	۰.۴۸۳	۰.۵۸۱	۰.۶۸۳	۰.۷۷۱	۰.۷۷۱	۰.۶۸۳	۰.۵۸۱	۰.۴۸۳	۰.۳۷۳	۰.۲۴۰
کردستان	۰.۲۴۳	۰.۳۳۱	۰.۴۷۲	۰.۶۲۵	۰.۷۱۵	۰.۸۱۷	۰.۹۱۷	۰.۹۷۰	۰.۹۷۰	۰.۹۱۷	۰.۸۱۷	۰.۷۱۵	۰.۶۲۵	۰.۴۷۲
کرمان	۰.۱۷۶	۰.۲۳۴	۰.۳۳۱	۰.۴۹۴	۰.۵۸۵	۰.۶۸۳	۰.۷۸۷	۰.۹۰۶	۰.۹۰۶	۰.۷۸۷	۰.۶۸۳	۰.۵۸۵	۰.۴۹۴	۰.۳۳۱
کرمانشاه	۰.۱۶۹	۰.۲۵۳	۰.۳۹۵	۰.۵۷۵	۰.۶۷۳	۰.۷۷۳	۰.۸۷۹	۰.۹۶۲	۰.۹۶۲	۰.۸۷۹	۰.۷۷۳	۰.۶۷۳	۰.۵۷۵	۰.۳۹۵
کهگیلویه و بویراحمد	۰.۲۵۹	۰.۳۵۰	۰.۵۰۳	۰.۶۴۲	۰.۷۱۳	۰.۸۰۶	۰.۸۷۴	۰.۹۳۸	۰.۹۳۸	۰.۸۷۴	۰.۸۰۶	۰.۷۱۳	۰.۶۴۲	۰.۵۰۳
گلستان	۰.۲۴۵	۰.۳۳۵	۰.۴۳۱	۰.۵۸۶	۰.۶۷۲	۰.۷۶۰	۰.۸۲۸	۰.۹۱۴	۰.۹۱۴	۰.۸۲۸	۰.۷۶۰	۰.۶۷۲	۰.۵۸۶	۰.۴۳۱
گیلان	۰.۱۳۹	۰.۲۱۱	۰.۳۲۹	۰.۵۰۲	۰.۵۹۹	۰.۷۰۰	۰.۷۸۹	۰.۹۱۵	۰.۹۱۵	۰.۷۸۹	۰.۷۰۰	۰.۵۹۹	۰.۵۰۲	۰.۳۲۹
لرستان	۰.۱۲۶	۰.۱۸۲	۰.۳۱۶	۰.۵۰۱	۰.۶۱۷	۰.۷۲۵	۰.۸۴۱	۰.۹۴۵	۰.۹۴۵	۰.۸۴۱	۰.۷۲۵	۰.۶۱۷	۰.۵۰۱	۰.۳۱۶
مازندران	۰.۱۰۶	۰.۱۶۴	۰.۲۷۴	۰.۴۲۴	۰.۵۲	۰.۶۴۶	۰.۷۵۹	۰.۸۹۲	۰.۸۹۲	۰.۷۵۹	۰.۶۴۶	۰.۵۲	۰.۴۲۴	۰.۲۷۴
مرکزی	۰.۲۲۴	۰.۳۱۷	۰.۴۳۸	۰.۶۰۶	۰.۷۰۰	۰.۸۰۶	۰.۹۰۶	۰.۹۴۹	۰.۹۴۹	۰.۹۰۶	۰.۸۰۶	۰.۷۰۰	۰.۶۰۶	۰.۴۳۸
هرمزگان	۰.۱۴۴	۰.۲۱۷	۰.۳۴۴	۰.۵۳۵	۰.۶۳۴	۰.۷۵۷	۰.۸۶۴	۰.۹۶۹	۰.۹۶۹	۰.۸۶۴	۰.۷۵۷	۰.۶۳۴	۰.۵۳۵	۰.۳۴۴
همدان	۰.۳۲۵	۰.۴۳۴	۰.۵۶۹	۰.۶۹۳	۰.۷۶۳	۰.۸۳۷	۰.۹۰	۰.۹۶۰	۰.۹۶۰	۰.۹۰	۰.۸۳۷	۰.۷۶۳	۰.۶۹۳	۰.۵۶۹
یزد	۰.۱۵۹	۰.۲۲۴	۰.۳۴۲	۰.۴۸۶	۰.۵۹۲	۰.۷۰۶	۰.۷۹۹	۰.۹۳۱	۰.۹۳۱	۰.۷۹۹	۰.۷۰۶	۰.۵۹۲	۰.۴۸۶	۰.۳۴۲
میاندک	۰.۱۷۷	۰.۲۵۱	۰.۳۷۶	۰.۵۴۷	۰.۶۴۲	۰.۷۴۵	۰.۸۳۵	۰.۹۳۴	۰.۹۳۴	۰.۸۳۵	۰.۷۴۵	۰.۶۴۲	۰.۵۴۷	۰.۳۷۶

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

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

استان	تا ۷۲۰	تا ۹۰۰	تا ۱۲۰۰	تا ۱۶۵۰	تا ۱۹۵۰	تا ۲۴۰۰	تا ۳۰۰۰	تا ۴۵۰۰	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	۰,۴۲۸	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	۰,۰۳۶	۰,۰۵۳	۰,۱۱۸	۰,۱۷۶	۰,۲۶۸	۰,۳۸۹	۰,۶۱۹	۱,۰۰۰
چهارمحال و بختیاری	۰,۰۶۲	۰,۱۰۶	۰,۲۵۶	۰,۳۷۲	۰,۵۶۳	۰,۶۵۱	۰,۷۵۳	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	۰,۶۲۰	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	۰,۵۳۳	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
میانه	۰,۰۸۱	۰,۱۲۴	۰,۲۰۹	۰,۳۴۵	۰,۴۳۳	۰,۵۵۰	۰,۶۷۱	۰,۸۴۶	۱,۰۰۰

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

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

استان	محصول ناخالص استانی			تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری)			درآمد مالیاتی			جمعیت (ده هزار نفر)			هزینه‌های دولتی		
	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۷۹
آذربایجان شرقی	۳۰۲۸۷,۲	۳۹۳۷۷,۸	۱۰,۴	۱۵	۸,۷۹	۴۹۳	۵۹۶	۳۳۶	۳۳۸	۳۳۷	۳۳۶	۱۴۱۲	۱۴۶۱	۲۴۲۵	
آذربایجان غربی	۱۴۴۹۵,۲	۱۶۲۴۳,۱	۱۰,۸۵	۱۴,۹۶	۶۶۱	۲۰۶	۲۹۹	۲۶۸	۳۰۹	۲۷۷	۲۷۲	۱۰۱۷	۱۳۷۷	۱۸۱۷	
اردبیل	۶۸۷۸,۸	۷۸۸۴	۱۰,۳۹	۱۸,۴۶	۸,۶۹	۷۹	۱۰۴	۱۱۹	۱۱۹	۱۲۰	۱۲۰	۵۸۷	۸۸۸	۱۰۲۸	
اصفهان	۴۰۱۹۴,۹	۴۵۴۰۹	۹,۹۹	۱۵,۴۴	۱۱,۴	۱۲۰۷	۱۴۴۵	۱۳۶۰	۱۳۶۰	۴۱۷	۴۴۴	۱۶۵۲	۲۵۸۹	۳۰۰۸	
ایلام	۳۹۶۶,۷	۵۶۶۷,۱	۱۴,۳۸	۱۸,۷۵	۸,۳۸	۳۳	۴۷	۶۳	۶۳	۵۳	۵۴	۵۵	۵۷۷	۷۶۱	
بوشهر	۷۰۷۹,۲	۹۵۰۱,۲	۱۰,۵۶	۱۵,۵۴	۸,۵۷	۱۶۱	۲۶۰	۴۹۹	۴۹۹	۷۸	۷۹	۸۰	۴۹۸	۹۷۳	
تهران	۱۵۵۷۹۳	۱۹۳۳۷۴,۳	۱۵,۰۴	۱۶,۴۵	۱۴,۸۲	۱۳۳۱	۱۹۶۱	۱۹۸۴	۱۹۶۱	۱۱۲۴	۱۱۴۵	۱۱۶۹	۲۲۰۴	۵۷۱۸	
چهارمحال و بختیاری	۴۰۶۶	۴۹۸۵,۲	۱۰,۵۶	۱۳,۴۳	۹,۳۶	۶۲	۸۲	۸۹	۸۹	۷۸	۷۹	۷۹	۶۷۸	۸۹۲	
خراسان	۴۰۲۳۸,۱	۴۷۲۵۲,۲	۱۱,۷	۱۴,۵۷	۹,۹۸	۵۹۷	۹۳۷	۱۰۴۵	۱۰۴۵	۶۰۸	۶۰۸	۶۰۳	۳۷۴۵	۴۵۷۰	
خوزستان	۹۰۱۳۳	۹۶۴۵۰,۸	۱۳,۰۲	۱۵,۵۴	۷,۶۸	۷۲۵	۱۰۰۴	۱۲۳۵	۱۰۰۴	۴۲۴	۴۳۷	۴۳۶	۲۶۹۶	۳۰۰۳	
زنجان	۵۹۰۰,۴	۶۳۱۴,۸	۱۱,۸۵	۱۸,۵۴	۹,۹۱	۱۵۹	۲۲۱	۲۲۳	۲۲۱	۹۳	۹۳	۹۴	۶۲۰	۸۱۴	
سمنان	۴۸۱۸,۹	۵۷۹۹,۹	۱۲,۳۸	۱۶,۷۴	۱۰,۱۴	۸۹	۱۱۳	۱۳۸	۱۱۳	۵۴	۵۴	۵۶	۴۹۴	۶۲۲	
سیستان و بلوچستان	۷۲۹۴,۷	۸۷۳۹,۷	۱۱,۹۹	۱۳,۶۱	۸,۲	۱۰۲,۹۶	۱۳۲,۰۵	۱۱۳,۹۶	۱۰۲,۹۶	۱۶۶	۱۶۶	۲۰۹	۱۱۶۸	۱۳۷۲	
فارس	۲۷۳۷۰,۷	۳۲۲۲۳,۹	۱۱,۵۲	۱۳,۰۴	۱۰,۳۳	۵۸۸	۶۷۷	۷۹۷	۶۷۷	۴۰۳	۴۰۳	۴۰۳	۲۷۰۶	۳۱۵۲	
قزوین	۱۰۵۵۷,۸	۱۲۳۳۹,۴	۱۱,۵۵	۱۷,۳۹	۹,۷۳	۳۴۶	۴۷۵	۴۸۲	۴۸۲	۱۰۳	۱۰۳	۱۰۷	۳۸۴	۷۹۵	
قم	۶۷۶۵,۵	۸۱۳۶,۴	۱۰,۸۲	۱۶,۳۹	۱۰,۰۱	۱۰۱	۱۲۷	۱۴۱	۱۴۱	۹۳	۹۳	۹۵	۳۳۰	۶۵۳	
کردستان	۶۴۱۳,۶	۷۲۰۳,۱	۱۰,۵۴	۱۸,۱۸	۱۰,۷۲	۶۵	۸۹	۴۰	۴۰	۱۴۴	۱۴۷	۱۴۹	۷۱۳	۱۱۹۴	
کرمان	۳۱۰۱۰,۶	۳۵۳۰۹,۹	۱۳,۶۹	۱۳,۳۳	۱۱,۷۴	۲۶۸	۳۴۳	۳۹۱	۳۹۱	۲۱۴	۲۱۷	۲۲۲	۱۱۹۲	۱۹۵۵	
کرمانشاه	۸۹۹۹,۸	۱۰۷۲۱,۲	۱۲,۳۴	۱۸,۹۱	۱۰,۳۷	۱۱۲	۱۷۸	۱۹۹	۱۹۹	۱۹۰	۱۹۳	۱۹۶	۱۴۵۱	۱۶۷۰	
کهگیلویه و بویراحمد	۳۲۵۹۴,۹	۳۰۷۳۱,۴	۱۲,۱۳	۱۴,۵۳	۱۰,۲۱	۴۰	۵۸	۵۲	۵۲	۶۰	۶۰	۶۳	۴۲۴	۷۵۶	
گلستان	۹۳۷۷,۳	۱۰۴۶۵	۸,۶۲	۱۴,۲۱	۹,۸۴	۱۰۱	۱۳۰	۱۴۸	۱۳۰	۱۵۱	۱۵۳	۱۵۶	۱۱۴۰	۱۲۴۱	
گیلان	۱۶۰۷۹,۶	۱۸۵۴۸	۱۱,۳۲	۱۹,۵۹	۸,۷۶	۲۸۱	۳۶۵	۳۶۵	۳۶۵	۲۲۹	۲۳۰	۲۳۱	۱۴۸۹	۱۸۶۰	
لرستان	۸۸۸۵,۹	۱۰۴۶۵,۶	۱۱,۳۷	۱۵,۴۷	۱۲,۲۷	۱۲۳,۴۲	۱۳۷,۳۵	۱۵۶,۲۱	۱۳۷,۳۵	۱۶۴	۱۶۴	۱۶۷	۱۱۱۶	۱۴۱۶	
مازندران	۲۲۳۳۵,۵	۲۷۵۴۱,۳	۱۲,۵۹	۱۴,۱۸	۸,۱۲	۳۶۰	۴۱۸	۴۳۹	۴۱۸	۲۷۰	۲۷۲	۲۷۴	۱۷۴۵	۲۳۳۸	
مرکزی	۱۴۷۲۴,۶	۱۹۱۸۱,۷	۱۰,۷۵	۱۶,۹۵	۹,۳۳	۲۶۴	۳۶۴	۴۹۲	۴۹۲	۱۲۷	۱۲۹	۱۳۰	۹۹۲	۱۱۹۰	
هرمزگان	۱۱۷۱۲,۴	۱۴۶۲۹,۵	۹,۹۵	۱۹,۰۹	۷,۴۴	۱۶۱	۲۲۹	۲۷۷	۲۲۹	۱۱۸	۱۲۰	۱۲۴	۸۵۲	۱۱۴۹	
همدان	۹۳۶۳,۵	۱۱۵۲۳,۳	۱۰,۳۹	۱۶,۳۲	۷,۸۷	۱۲۸	۱۶۵	۱۸۷	۱۶۵	۱۷۰	۱۷۱	۱۷۲	۹۶۸	۱۴۰۸	
یزد	۷۵۴۴,۵	۹۵۱۱	۱۲,۱۴۰,۲	۱۳,۴۷	۹,۳۹	۱۷۹	۲۱۴	۲۷۳	۲۱۴	۸۲	۸۲	۹۰	۶۷۶	۹۳۳	
میانگین	۲۲۱۷۷,۰۹	۲۵۷۶۶,۰۵	۱۱,۴۵	۱۵,۴۶	۹,۶	۲۹۶,۰۹	۳۹۹,۰۱	۴۴۱,۶۶	۳۹۹,۰۱	۲۳۰,۵	۲۳۰,۵	۲۳۴,۱	۱۴۰۷,۹	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 مرکز آمار ایران WWW.SCL.ORG.IR. محصول ناخالص استانی در سال ۱۳۸۱ از مرکز 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. جدول ۳-۱ - نتایج حاصل از برآورد الگوی توزیع درآمد (هزینه) به تفکیک استان در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰.

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

منبع: براساس جداول پیوست ۱ و با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز بر آورد شده است. جدول ۳-۳ - نتایج حاصل از برآورد الگو توزیع درآمد (هزینه) به تفکیک استان‌ها در سال ۱۳۸۱.

G ضریب جینی	$1/g$		$\ln s$		R^2	استان
	t	برآورد	t	برآورد		
0.422272736	29.234524	2.368137732	-26.1826	-40.25581	0.999855436	کل کشور
0.478301849	28.693062	2.09072995	-28.104	-35.21479	0.998915731	آذربایجان شرقی
0.428794644	96.626741	2.332118683	-97.489	-39.24098	0.999357789	آذربایجان غربی
0.425376603	115.0299	2.350858022	-117.535	-40.06034	0.999546755	اردبیل
0.402612324	23.924747	2.483778912	-22.9449	-41.99006	0.999522146	اصفهان
0.443687051	55.173125	2.253840848	-57.0509	-38.86774	0.998032834	ایلام
0.405604129	63.304484	2.465458139	-64.6347	-41.98167	0.99850503	بوشهر
0.392539141	79.124712	2.547516659	-82.5898	-44.34681	0.999042561	تهران
0.289996805	6.1597211	3.448313852	-5.25008	-58.41472	0.995448338	چهارمحال و بختیاری
0.496313047	17.989419	2.01485737	-17.1202	-33.47005	0.998703684	خراسان
0.282453349	23.78171	3.540407663	-23.5004	-60.34383	0.99854929	خوزستان
0.492767388	66.815698	2.029355078	-68.1236	-34.50717	0.998657819	زنجان
0.342310822	39.047071	2.921321604	-39.285	-49.01724	0.996080157	سمنان
0.48472319	44.068129	2.063033129	-43.3127	-33.81647	0.996919918	سیستان و بلوچستان
0.384872763	77.040528	2.598261283	-76.2828	-43.90427	0.999802781	فارس
0.332405046	7.8656592	3.008377913	-7.31476	-51.15625	0.996872698	قزوین
0.379801716	15.849449	2.632952822	-15.5149	-44.55325	0.998280265	قم
0.403022517	154.42974	2.48125094	-154.756	-41.57295	0.999660806	کردستان
0.472977678	49.333346	2.114264681	-50.0703	-35.78742	0.997540761	کرمان
0.451500247	99.799467	2.214838211	-101.518	-37.57396	0.999397949	کرمانشاه
0.426132951	122.39778	2.346685462	-123.743	-39.66723	0.999465151	کهگیلویه و بویراحمد
0.483042	59.50997	2.070213354	-59.2239	-34.43464	0.999249361	گلستان
0.407506789	62.384808	2.453946849	-62.9989	-41.3286	0.998460696	گیلان
0.401951086	35.390118	2.487864904	-35.8401	-42.01888	0.99523227	لرستان
0.397928636	12.367728	2.513013415	-11.4568	-42.90352	0.998952171	مازندران
0.427377115	17.688787	2.339853877	-17.5149	-39.87102	0.998518096	مرکزی
0.360714367	8.6419994	2.772276602	-8.04332	-47.14955	0.997223208	هرمزگان
0.415685686	107.65838	2.405663781	-108.611	-40.47534	0.999482595	همدان
0.482952327	44.126471	2.070597746	-44.6598	-34.94974	0.996928032	یزد

منبع: براساس جداول پیوست ۱ و با استفاده از بسته نرم‌افزاری ایویوز بر آورد شده است.

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

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

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