سال هشتم، شماره ۳۱، پاییز ۱۳۹۹، صفحات ۱۱۲–۷۷

بررسی تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد بین هر یک از دهک‌های درآمدی روستایی ایران

سید عبدالمجید جلایی
استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران (نویسنده مسئول)
Jalaee4@gmail.com

مصطفی گرگینی
استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
gorgini2010@gmail.com

توزیع درآمد یکی از موضوعات مهم و مورد توجه در هر اقتصادی به شمار می‌آید. با گسترش تولیدات ملی و ایجاد مؤسسات تجاری بین‌المللی، در سال‌های اخیر تجارت خارجی روندی رو به رشد در جهان نشان می‌دهد. عدالت اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد در کنار مباحث مهمی چون رشد و توسعه اقتصادی، کاهش نرخ تورم و بیکاری، همواره مورد دغدغه غالب اقتصاددانان بوده است. توزیع عادلانه درآمد و کاهش نابرابری درآمدی در هر کشور و همچنین شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی به منظور اعمال سیاست‌های صحیح یک امر ضروری و بدیهی است. با توجه به اهمیت توزیع درآمد در اقتصاد ملی، بررسی اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در هر اقتصادی دارای اهمیت است. با علم به این موضوع، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی هر دهک درآمدی روستایی در ایران با استفاده از تکنیک‌های خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطای برداری با استفاده از داده‌های سری زمانی سال ۱۳۶۹-۱۳۹۴ پرداخته است نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، افزایش تجارت خارجی ضریب جینی را در تمام دهک‌ها کاهش و توزیع درآمد روستایی را عادلانه‌تر می‌کند. اما شدت اثرگذاری تجارت خارجی بر ضریب جینی در کوتاه‌مدت بر دهک‌های پایینی بیشتر است. در بلندمدت، بین تجارت خارجی و ضریب جینی در پنج دهک پایینی رابطه مستقیم وجود دارد و در پنج دهک بالایی این رابطه غیرمستقیم است. به عبارت دیگر در بلندمدت با افزایش تجارت خارجی شکاف طبقاتی درآمدی در روستاها افزایش می‌یابد. این نتایج می‌تواند به برنامه‌ریزی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش تجارت خارجی در راستای رسیدن به توزیع عادلانه درآمد در روستاها کمک فراوانی داشته باشد.

طبقه‌بندی JEL: O_{15}، F_{14}.
واژگان کلیدی: تجارت خارجی، توزیع درآمد، ضریب جین، دهک‌های درآمدی، شکاف درآمدی

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۲۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

۱. مقدمه

بررسی ادبیات اقتصادی دلالت بر این دارد که توزیع درآمد به دلیل تعامل با سایر متغیرهای کلان اقتصادی ادبیات گسترده‌ای را به خود اختصاص داده و یکی از محورهای اصلی نظریات و مباحث اقتصاددانان بوده است. یکی از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر توزیع درآمد کشورها جهانی شدن و نحوه ارتباط اقتصادی با بازارهای جهانی است. بررسی تجربی کشورها نشان می‌دهد آزادسازی تجاری و جهانی شدن بسته به شرایط اولیه و ساختار اقتصادی کشورها آثار متفاوت و گاه متناقضی بر توزیع درآمد کشورها برجای گذاشته است؛ به طوری که در برخی کشورها با گسترش جهانی شدن توزیع درآمد بهتر و در برخی دیگر از کشورها موجب بدتر شدن توزیع درآمد شده است. در این زمینه چالش اساسی این است که کشورها چگونه سیاست‌های افزایش تجارت خارجی را تنظیم کنند تا در مسیر توسعه خود بیشترین منافع را کسب کنند یا زیان ناشی از آن را به حداقل برسانند.

در واقع اغلب کشورها در مواجهه با نحوه اتخاذ سیاست‌های تجاری تعامل با دنیای خارج، تجارت خارجی و سرمایه‌گذاری خارجی محتاط بوده و نگران تحت تأثیر قرار گرفتن متغیرهای مهم اقتصادی از جمله توزیع درآمد هستند. این نگرانی به‌ویژه در رابطه با اقتصاد کشورهای در حال توسعه و کشورهای اسلامی که ساختار اقتصادی آن‌ها به طور کامل در رویارویی با اقتصاد آزاد جهانی شکل نگرفته است اهمیت بیشتری می‌یابد. از آنجا که روند جهانی شدن رو به رشد بوده و کشورها ناگزیر در این مسیر قرار می‌گیرند آگاهی و شناخت از چگونگی ارتباط بین تجارت خارجی و توزیع درآمد می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های تجارت خارجی و جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی مورد استفاده قرار گیرد.

از این رو مطالعه حاضر تلاش می‌کند با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۴ به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در هر دهک درآمدی روستایی در ایران بپردازد. به این منظور، در بخش‌های ۲ و ۳ پیشینه تحقیق و مروری بر مبانی نظری صورت پذیرفته

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

و در بخش ۴ برآورد مدل و توصیف نتایج اختصاصی بیان شده است. در انتهای مقاله و در بخش ۵ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد

مطالعات صورت گرفته درباره اثر تجارت بر توزیع درآمد را می‌توان به دو گروه تفکیک کرد. گروه اول شامل مطالعاتی می‌شوند که اثر مثبت، منفی یا غیرمعنادار کل تجارت بر توزیع درآمد را بررسی کرده‌اند. فیلک[1] (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های ۴۸ کشور در دهه ۱۹۸۰ و ادواردز[2] (۱۹۹۷) برای ۴۴ کشور در دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ میلادی با استفاده از رگرسیون مقطعی، اثر آزادسازی تجاری بر توزیع درآمد را غیرمعنادار به دست آورده‌اند. مطالعات رابینز و گیندلینگ[3] (۱۹۹۷) برای کاستاریکا و اروگوئه، نشان‌دهنده افزایش نابرابری دستمزدها در فرآیند جهانی شدن در این کشورها است. هانگ و چن[4] (۲۰۱۵) تأثیر توسعه تجارت در نابرابری درآمد در کشور چین را طی دوره زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۳ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که توسعه تجارت در مراحل اولیه ممکن است باعث افزایش نابرابری شود، اما در مراحل بعدی و در بلندمدت باعث کاهش نابرابری درآمد خواهد شد.

گروه دوم شامل مطالعاتی می‌شوند که اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد را مورد بررسی قرار می‌دهند. در این رابطه، بندیکت و کوان (۱۹۸۸)[5] موضوع تجارت خارجی و توزیع درآمد را با استفاده از مدل داده – ستانده در کشور برزیل را بررسی نموده‌اند که در این مقاله تأثیر گسترش تجارت را نسبت به سیاست‌های جایگزین بررسی‌شده (سیاست‌های جایگزین در این مقاله عبارت‌اند از گسترش صادرات، جایگزینی واردات و توسعه بخش غیرتجاری) که در نهایت نشان

1. Fieleke
2. Edwards
3. Robbins and Gindling
4. Zhang and Chen (2015)
5. Benedict J. Clements and Kwan S. Kim (1988)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

داده که گسترش صادرات، توزیع درآمد بهتری (درآمد برابرتر) نسبت به سیاست‌های جایگزین ایجاد می‌کند. همچنین، کاسترو (۲۰۱۰)[1] به بررسی تأثیر تجارت و FDI بر نابرابری درآمدی در ۱۳ کشور می‌پردازد او نابرابری درآمدی خانوارها را تابعی از تجارت، FDI، تورم و آموزش در نظر می‌گیرد. روش تحقیق وی داده‌های تابلویی است. او همچنین در مورد پایداری، اقتصاد کلان و حکمرانی بحث می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که تجارت تأثیر مثبت بر توزیع درآمد دارد در حالی که FDI و تورم باعث افزایش نابرابری می‌شوند و در بلندمدت اشتغال در صنعت، تجارت و صادرات کارخانه‌ای می‌تواند تأثیر منفی FDI و تورم را بر نابرابری کاهش دهد. همچنین گاندلاچ و دی وال (۲۰۱۴)[2] نشان دادند که تجارت باعث بهبود رفاه می‌شود، اما اثر مستقیم آن بر روی توزیع درآمد کم است و باید با استفاده از سیاست‌هایی این اثر را بهبود بخشیم و اگر این سیاست‌ها به‌درستی انجام نشوند سود حاصل از تجارت را خنثی و یا حداقل می‌کند.

مطالعات داخلی، بر اساس نظریه‌های سنتی تجارت، اثرگذاری عوامل متعدد همچون کاهش نرخ تعرفه، جهانی شدن و آزادسازی تجاری را بر توزیع درآمد ارزیابی کرده‌اند. خلاصه این مطالعات در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. بررسی مطالعات داخلی

پژوهشگر	حدود پژوهش	روش تحقیق	نتایج
کشاورز حداد و نجاتی محرمی (۱۳۸۵)	ایران ۱۳۸۰-۱۳۸۲	داده‌های تابلویی با متغیر وابسته محدودشده توبیت	کاهش نرخ‌های تعرفه سبب کاهش (افزایش) دستمزد نیروی کار غیر ماهر می‌شود
گرجی و برهانی‌پور (۱۳۸۷)	ایران ۱۳۴۷-۱۳۸۳	روش هم جمعی یوهانسن جوسیلیوس/ شاخص شدت تجاری	جهانی شدن در ساختار کنونی ایران باعث افزایش نابرابری درآمدی شده و وضعیت توزیع درآمد بدتر می‌شود.

1. Catsro (2010)
2. Erich Gundlach and Albert de Vaal (2014)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

ادامه جدول ۱. بررسی مطالعات داخلی

پژوهشگر	حدود پژوهش	روش تحقیق	نتایج
برقی اسکویی و همکاران (۱۳۸۸)	ایران/ بر پایه ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۸۰	الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه	کاهش نرخ تعرفه، سطح اشتغال نیروی کار غیر ماهر را افزایش داده و منجر به بهبود توزیع درآمد به نفع خانوارهای روستایی می‌شود.
طیبی و ملکی (۱۳۹۰)	ایران و ده شرکت تجاری ۱۹۹۰-۲۰۰۶	داده‌های تابلویی و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته	باز بودن تجارت، نابرابری در کشورهایی که از نیروی کار تحصیل‌کرده کمتری برخوردارند، را افزایش می‌دهد.
رضالو و همکاران (۱۳۹۴)	۷۲ کشور منتخب جهان در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷	داده‌های تابلویی و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته	تجارت خارجی و مخارج دولت نسبت به سطح تولید تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهبود توزیع درآمد دارد. همچنین سطح جمعیت هم تأثیر معکوسی بر بهبود توزیع درآمد دارد.
آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۲)	ایران ۱۳۸۹-۱۳۵۷	الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)	افزایش تجارت منجر به کاهش نابرابری درآمدی و افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب افزایش نابرابری درآمدی در بلندمدت می‌شود.

۲-۲. تأثیر متغیرهای کلان بر شاخص‌های توزیع درآمد

خالد احمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله خود اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۴ با استفاده از روش پانل پویا بررسی کرده و نتایج نشان می‌دهد بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ضریب جینی رابطه مستقیم وجود دارد. به علاوه در مدل غیرخطی برای کشورهای در حال توسعه با درآمد بالاتر از میانگین،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

فرضیه کوزنتس تأیید شده ولی برای کشورهای در حال توسعه با درآمد پایین‌تر از میانگین محقق نشده است.

طیبی (۱۳۹۰) در تحقیق خود اثرات ناشی از تجارت بر نابرابری درآمد، در ایران و ده شریک اصلی تجاری ایران را طی سال‌های ۲۰۰۶- ۱۹۹۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق الگوی اسپیلمبرگو و لندنو (۱۹۹۹) است که برای بررسی تأثیر تجارت بر نابرابری درآمد، با استفاده از موجودی نسبی عوامل تولید برآورد می‌گردد. نتایج بیانگر این مطلب هستند که باز بودن تجارت نابرابری را در کشورهایی که از نیروی کار تحصیل‌کرده کمتری برخوردارند، افزایش می‌دهد.

۳. تصریح مدل

رویکرد این مقاله در جهت بررسی اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در ایران است. چارچوب نظری مورد استفاده برگرفته مطالعه اسپریمبرگ و همکاران (۲۰۰۳) و مدل تجارت هکشچر-اوهلین با اندکی تغییرات است. در این مطالعه بررسی اثر آزادسازی تجارت با استفاده از روش داده‌های تلفیقی در میان کشورهای منتخب صورت پذیرفته است. از آنجایی که هدف مقاله حاضر بررسی صرفاً در یک کشور است، لذا برای تطابق با شرایط ایران برخی از متغیرهای مهم اثرگذار بر توزیع درآمد در ایران به آن اضافه می‌شود.

۳-۱. سهم عوامل تولید در اقتصاد بسته

در اقتصاد بسته مفروض، M عامل تولید و N فرد وجود دارند. بردار E موجودی کل عوامل تولید اقتصاد و بردار Q^c کل تولید را نشان می‌دهند. برای تولید کالای Q^c عوامل تولید از طریق تابع تولید F به کار گرفته می‌شود:

$$Q^c=F_{(E)} \qquad (۱)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

در رابطه (۱) F نشان‌دهنده بردار عوامل تولید است[۱]. با فرض رقابت کامل در بازار عوامل و کالاهای نهایی، قیمت عامل تولید برابر است با ارزش تولید نهایی در بخشی که عامل به کار می‌رود.

$$P^{C}F'_{(E)} = W^{C} \qquad (۲)$$

P^c بردار قیمت کالاهای نهائی در اقتصاد بسته، $F'(E)$ بردار تولید نهائی عوامل E و W^c بردار قیمت عوامل است. با فرض شرایط اشتغال کامل، معادله (۲) قیمت عوامل را با توجه به قیمت کالاها P^c و موجودی نسبی عوامل اقتصاد E مشخص می‌کند:

$$W^c = W_{(E,\, P^{C})} \qquad (۳)$$

سیستم با تقاضا برای کالاهای نهایی بسته می‌شود:

$$P^c = P_{(Q^{C})} \qquad (۴)$$

با قرار دادن معادله (۱) و (۴) در معادله (۳)، قیمت عوامل را به صورت تابعی از موجودی عوامل تولید به دست می‌آید:

$$W^{C} = W_{(E)} \qquad (۵)$$

موجودی عوامل قیمت عوامل تولید را به طور کامل در یک اقتصاد بسته مشخص می‌کند. نکته آنکه اگر توابع تولید F بازدهی ثابت به مقیاس داشته باشند، اندازه اقتصاد قیمت نسبی عوامل تولید را تعیین نمی‌کند. علاوه بر این، قیمت نسبی عوامل با فراوانی آن‌ها بر اساس فرضیه بازدهی نزولی نسبت به مقیاس و عدم وجود رابطه مکمل بین عوامل، رابطه عکس دارد.

۳-۲. سهم عوامل تولید در یک اقتصاد کوچک و باز

در یک اقتصاد باز کوچک، بردار قیمت‌های جهانی*P، قیمت داخلی کالاهای قابل مبادله را مشخص می‌کند. با فرض اینکه ۱- اقتصاد به حد کفایت در زمینه موجودی‌ها به بقیه دنیا شبیه

۱. فرض می‌کنیم تابع تولید F و تابع مطلوبیت ابزار ایجاد نظم عمومی است که در Varian، 1978 توضیح داده شده.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

باشد؛ ۲- اقتصاد دارای فناوری مشابه با سایر نقاط دنیا باشد؛ ۳- کالاهای غیرقابل مبادله وجود نداشته باشد؛ ۴- حداقل به اندازه کالاها عوامل تولید وجود داشته باشد؛ ۵- توابع تولید همگن از درجه یک باشند؛ ۶- پدیده برگشت شدت عوامل تولید وجود نداشته باشد؛ آنگاه همگرایی قیمت عوامل وجود دارد و قیمت عوامل در داخل از طریق قیمت جهانی کالاها مشخص می‌شود:

$$W^o = W_{(P^*)} \qquad (۶)$$

اگر هرکدام از شرایط بالا نقض شوند، عامل همگرایی قیمت عوامل قابل اطمینان نخواهد بود و قیمت بین‌المللی کالاها و موجودی عوامل تولید در داخل، قیمت عوامل تولید داخلی را تعیین می‌کنند:

$$W^o = W_{(P^*, E)} \qquad (۷)$$

در یک اقتصاد جهانی یکپارچه که موجودی عوامل تولید کشورها زیاد تفاوت ندارند، قیمت‌های بین‌المللی توسط موجودی نسبی عوامل تولید در جهان تعیین می‌شوند. همان‌طور که در اقتصاد بسته اتفاق افتاد:

$$P^* = P^*_{(E^*)} \qquad (۸)$$

با جایگزین کردن روابط(۸) در معادلات (۶) و(۷) روابط زیر به دست می‌آیند:

$$W^o = W^o_{(E^*)} \qquad (۹)$$

$$W^o = W^o_{(E^*, E)}$$

این روابط نشان می‌دهند که قیمت عوامل توسط موجودی بین‌المللی عوامل تعیین می‌شوند؛ اگر فروض (۱) تا (۶) برقرار باشند و تحت حالت‌های عمومی‌تر موجودی عوامل در داخل هم بر قیمت کالاها اثرگذار است. موردی که در بالا بیان شد یک حالت کلی است و واقعی نیست. به دلیل اینکه در جهان تقریباً هیچ کشوری بدون تعرفه نیست. زمانی که دولت‌ها مداخله نموده و تعرفه و سایر موانع را به تجارت تحمیل می‌کنند، برابر شدن قیمت عوامل روی نمی‌دهد. ما T را انحراف قیمت جهانی عوامل نامیده و با این تفاسیر رابطه (۹) به صورت زیر درمی‌آید.

$$W^o = W^o_{(T, E^*, E)} \qquad (۱۰)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

یعنی اینکه عایدی پرداختی به عوامل تولید در شرایط اقتصاد باز، علاوه بر موجودی داخلی عوامل و موجودی بین‌المللی، به میزان تعرفه‌ها که در تجارت خارجی تبلور می‌یابد بستگی خواهد داشت. هر چه تعرفه‌ها بیشتر باشد تجارت خارجی محدودتر و انحراف قیمت عوامل بیشتر خواهد بود که منجر به تفاوت عایدی عوامل تولید می‌شود.

۳-۳. توزیع درآمد در اقتصاد باز

در قسمت بالا عوامل مؤثر در تعیین قیمت عوامل، توزیع درآمد عوامل و باز بودن اقتصاد بررسی شد. ارتباط بین توزیع درآمد عوامل و توزیع درآمد شخصی به نحوه ساختار مالکیت بستگی دارد. هر فرد ممکن است درآمد خود را از منابع مختلف به دست آورد. اگر کل درآمد فرد iرا با Yiنشان دهیم، مجموع درآمد او از محل فروش منابع به صورت زیر خواهد بود.

(۱۱)

$$Y_i = W_1\ (_{T,\ E^*,\ E})\ E_1 W_{i1} + \ldots + W_j\ (_{T,\ E^*,\ E})\ E_j W_{ij} \quad i = 1 \ldots I$$

E_j موجودی عامل تولیدی در اقتصاد و W_{ij} سهم فرد iام از مالکیت عامل jام است.

(۱۲)

$$\sum_{i=1}^{I}. W_{ij} = 1 \quad , \quad j = 1 \ldots J \text{ ، } W_j$$

از این رو، W_j پرداخت به عامل jام را نشان می‌دهد. Ω ماتریس ضرایب W_{ij} خواهد بود که ساختار مالکیت را توضیح می‌دهد. بر این اساس، در یک اقتصاد باز (با فرض وجود تجارت) درآمد عوامل تولید تابعی است از ساختارهای مختلف مالکیت و موجودی عوامل در خارج (توزیع عوامل) و این مبنا، تفاوت ساختار توزیع عوامل و گوناگونی ساختار مالکیت افراد یک جامعه مسبب تأثیرگذاری جهانی شدن بر توزیع درآمد است. ضریب جینی که یک شاخص ترکیبی از درآمد افراد است نیز تحت تأثیر فرآیند جهانی شدن قرار می‌گیرد.

(۱۳)

$$Gini \equiv g(Y) = g\ (E^*, E, T, \Omega)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

رابطه (۱۳) پایه‌ای برای بررسی تجربی پژوهش حاضر است. این رابطه نشان می‌دهد که توزیع درآمد شخصی تابعی است از متغیرهایی که توزیع درآمد عوامل را تعیین می‌کنند. همچنین بستگی به ساختار مالکیت هم دارد[۱]. اگرچه ساختار مالکیت در طول زمان و در بین کشورهای مختلف متفاوت است، اما عواملی مانند زمین و سرمایه می‌تواند در دست افراد خاصی متمرکز شود که تغییر آن (حداقل در کوتاه‌مدت) ممکن نیست. اما برخی از عوامل مانند مهارت و آموزش می‌تواند بین افراد مختلف توزیع شود. اگر جامعه به لحاظ موجودی منابعی مانند زمین و سرمایه غنی باشد، در این صورت در حالت عدم توزیع نسبتاً برابر آن بین افراد، نابرابری درآمدها تشدید می‌شود و هرچه منابع جامعه به صورت سرمایه انسانی باشد، توزیع درآمد ناشی از آن متوازن‌تر خواهد بود. به این دلیل که امکان بازداری افراد از آموزش و کسب مهارت وجود ندارد .در مورد تجارت خارجی نیز هرچه موانع تجاری مانند تعرفه‌ها و ممنوعیت‌های تجارت خارجی کمتر باشد، اختلاف قیمت داخلی با قیمت خارجی کمتر خواهد بود. بنابراین توزیع درآمد تحت تأثیر قرار خواهد گرفت. با توجه به اینکه تفاوت قیمت با قیمت جهانی می‌تواند به صورت بیشتر بودن قیمت داخلی تعبیر شود که نشان‌دهنده عدم مزیت نسبی تولید آن کالا در داخل و نازل بودن کارایی تولید است. این امر می‌تواند درآمد ملی و همچنین سهمی را که به عوامل تولید آن کالاها پرداخت می‌شود را کاهش دهد. بنابراین در اقتصادی که تعرفه‌های تجاری وجود دارد، توزیع درآمد که به صورت مجموع درآمد ناشی از عوامل تولید (مانند کار، زمین، سرمایه و سایر عوامل تولید) بین افراد تعیین می‌شود، با موجودی این عوامل و همچنین میزان درجه باز بودن اقتصاد در ارتباط خواهد بود. این امر به این دلیل است که وجود تعرفه در اقتصاد بازدهی هر یک از عوامل تولید را به فراوانی آن‌ها مرتبط می‌سازد. علاوه بر مالکیت عوامل تولید، نحوه تجارت، می‌تواند بر

۱. بایستی توجه کرد که محاسبه ضریب جینی نیازمند اطلاعات در خصوص ساختار کامل مالکیت (Ω) است. سایر شاخص‌های ترکیبی مثل ماتریس واریانس – کواریانس توزیع عوامل از لحاظ نظری برای محاسبه ضریب جینی کافی نیستند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

توزیع درآمد از طریق تحت تأثیر گذاشتن بازدهی عوامل تولید مؤثر باشد. به عبارت دیگر هرچه تجارت گسترش یابد، بازدهی عوامل تولید فراوان‌تر، به دلیل تمایل تولید به سمت تولیدات کالاهایی که عوامل تولید آن فراوان‌تر است، افزایش و بازدهی نسبی سایر عوامل که از فراوانی نسبی کمتری برخوردارند به دلیل کاهش تولید آن‌ها، کاهش می‌یابد. این امر به معنی متوازن‌تر شدن توزیع درآمد است. در این صورت به شرطی که عوامل تولید فراوان در اختیار گروه خاصی نباشد و مزایای ناشی از تولید کالاهای دارای مزیت نسبی (که بر اساس نظریه هکسچر-اوهلین با فراوانی عوامل تولید تعیین می‌شود)، نصیب اکثریت آحاد جامعه شود، می‌تواند توزیع درآمد را برابرتر کند .بر این اساس تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد هم بر اساس نظریه هکسچر- اوهلین و هم بر اساس نظریه ارائه‌شده در این بخش کاملاً قابل پیش‌بینی نیست و به نحوه توزیع مالکیت عوامل تولید بستگی دارد. بنابراین نمی‌توان انتظار داشت که در کوتاه‌مدت افزایش تجارت الزاماً به بهبود توزیع درآمد منتهی شود. بدین منظور که اگر ساختار توزیع مالکیت عوامل تولید (به عنوان منابع کسب درآمد) در جامعه متوازن نباشد و در اختیار گروه خاصی قرار داشته باشد، نتایج مطلوبی بر توزیع درآمد نخواهد داشت. اما علت اینکه در بسیاری از مقالات و بررسی‌ها تجارت خارجی کاهش محدودیت‌های تجارت خارجی، به عنوان عاملی برای کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد تلقی می‌شود به این دلیل است که افزایش تجارت در تئوری‌های اقتصادی منجر به بهبود کارایی تولید و بنابراین افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود. بر اساس نظریه کوزنتس افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت به کاهش نابرابری درآمدی می‌انجامد. بنابراین کماکان تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد کاملاً مشخص نیست و بستگی به ساختار اقتصادی جامعه (اینکه اقتصاد در کدام قسمت از منحنی کوزنتس قرار دارد) و اینکه ساختار مالکیت در جامعه چگونه است، بستگی خواهد داشت. با توجه به آنچه که بیان شد، آزادسازی تجاری و افزایش تجارت خارجی می‌تواند در بهبود توزیع درآمد مؤثر باشد. از طرف دیگر افزایش تولید ملی، سهم درآمدی را که باید بین افراد جامعه تقسیم شود را افزایش می‌دهد. آزادسازی تجاری ممکن است نابرابری درآمد را بین کشورها انتقال دهد. به این معنی که افزایش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

تجارت خارجی با کشورهای فقیر، دستمزد کارگران با مهارت کم در کشورهای ثروتمند را کاهش و در کشورهای فقیر آن را افزایش می‌دهد. این امر به این دلیل است که در کشورهای ثروتمند به دلیل نسبت کارگران غیرماهر بالاتر، تولید کالاهایی که از نسبت کارگر غیرماهر کمتری استفاده می‌کند، دارای مزیت است. از این رو تولید این کالاها به کشورهای فقیر انتقال می‌یابد. بنابراین تقاضا برای کارگران غیرماهر در کشورهای فقیر بر خلاف کشورهای ثروتمند بیشتر می‌شود که به معنی افزایش دستمزد آن‌هاست. بنابراین با افزایش تجارت خارجی کشورهای ثروتمند با کشورهای فقیر، نابرابری درآمدی در کشورهای ثروتمند افزایش و در کشورهای فقیر کاهش می‌یابد. سایر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد. بر اساس آنچه بیان شد، اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد به لحاظ تئوریک قابل پیش‌بینی نیست و بستگی به شرایط اقتصادی جامعه دارد. بر این اساس برای بررسی اثر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در هر کشوری باید به مطالعه تجربی پرداخته شود. از آنجایی که برای تصریح مناسب مدل، نیاز به وارد شدن عوامل مؤثر بر متغیر وابسته دارد، که در این تحقیق توزیع درآمد است، در ادامه به مرور سایر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد پرداخته می‌شود.

۳-٤. اثر تورم بر توزیع درآمد

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشور در صورتی که با افزایش درآمد نسبی طبقات مختلف درآمدی متناسب باشد و همچنین سطح قیمت‌های نسبی کالاهایی را که توسط گروه‌های خاص درآمدی مصرف می‌شود تغییر ندهد، در این صورت تأثیری بر توزیع درآمد و رفاه نخواهد داشت. معمولاً با افزایش قیمت کالاها درآمد افرادی که دارای درآمد نسبتاً ثابت در طول زمان هستند، افزایش چندانی ندارد و این گروه بیشتر در گروه‌های پایین درآمدی قرار دارند که عمده درآمد خود را از یک منبع درآمدی کسب می‌کنند. اما در مقابل گروه‌های بالای درآمدی معمولاً با چنین مشکلی مواجه نیستند. بنابراین نرخ تورم به دلیل تأثیر بر وضعیت تخصیص و توزیع منابع، رفاه گروه‌های مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد (ابونوری، ۱۳۷۶).

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

۳-۵. اثر بیکاری بر توزیع درآمد

بیکاری نیروی کار در اقتصاد دارای نتایج مختلفی است. اشتغال به عنوان یکی از منابع کسب درآمد توسط خانوارها به شمار می‌آید و از این رو می‌تواند بر تفاوت درآمد بین گروه‌های مختلف درآمدی نیز مؤثر باشد. به این معنی که اگر در اقتصاد بیکاری وجود داشته باشد، به معنی عدم کسب درآمد برخی از افراد از محل عرضه نیروی کار است. ساختار بیکاری در جامعه می‌تواند بر توزیع درآمد در جامعه مؤثر باشد. اگر افزایش بیکاری منجر به افزایش پراکندگی درآمدها در جامعه شود، در این صورت بیکاری از عوامل تشدیدکننده نابرابری درآمدی در جامعه به شمار خواهد آمد و از این رو برنامه‌ریزی در جهت کاهش نرخ بیکاری برای دستیابی به ساختار توزیع درآمد مطلوب اهمیت می‌یابد. بیکاری سبب می‌شود تا درآمدهای گروه‌های پایین درآمدی (که قسمت عمده درآمد آن‌ها از عرضه نیروی کار حاصل می‌شود)، کاهش یابد و این در حالی است که بیکاری بر گروه‌های بالای درآمدی (که دارای درآمد از سایر منابع نیز هستند) اهمیت کمتری دارد. تحقیقات انجام‌گرفته در مورد بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران نشان می‌دهد که میان نرخ بیکاری و برابری درآمد بین گروه‌های مختلف درآمدی در ایران رابطه وجود دارد (ابونوری، ۱۳۷۶و زیبایی، ۱۳۸۴).

٤. تخمین مدل

در این بخش بر اساس توضیحات بخش ۳ به تخمین مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی پرداخته می‌شود. با توجه به مدل تصریح‌شده، متغیرهای به کار گرفته‌شده در تخمین عبارت‌اند از:

- ضریب جینی (Gini) که در قالب شاخص نابرابری توزیع درآمد در جامعه روستایی در نظر گرفته شده است؛ ضریب جینی مقداری بین صفر و یک دارد که نزدیکی به صفر نشان‌دهنده بالاتر بودن میزان برابری توزیع درآمد است (قربانی، ۱۳۹۶).
- شاخص سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی (T)؛ برای تجارت شاخص‌های فراوانی مطرح شده است. برخی از این شاخص‌ها تنها صادرات را مورد توجه قرار می‌دهند،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

اما مفهوم باز و بسته بودن تجاری، به‌ویژه در کشورهای جهان سوم، بیشتر در رابطه با رفع موانع بر سر راه واردات کالاها و خدمات است نه صادرات و اقتصادهای بسته‌تر اقتصادهایی هستند که با اتخاذ سیاست‌های حمایتی موانع بیش‌تر را بر سر راه واردات خود قرار می‌دهند؛ ضمن آنکه در مفهوم تجارت افزون بر صادرات، واردات نیز مورد نظر است. در این مطالعه از شاخص نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی از میان شاخص‌های تجارت به عنوان شاخص مناسب برای اندازه‌گیری میزان تجارت استفاده می‌شود (رضالو ۱۳۹۴).

- شاخص تورم (I) و بیکاری (U) به طور کلی متغیرهایی که روی هزینه و درآمد خانوارها تأثیر می‌گذارند روی ضریب جینی نیز اثرگذارند. دو متغیر مهم و تأثیرگذار بر هزینه و درآمد خانوارها تورم و بیکاری است (جلالی، ۱۳۹۵). بر همین اساس این دو متغیر را وارد مدل کرده و آزمون می‌کنیم که آیا در ایران این دو متغیر بر ضریب جینی بین هر دهک به طور معنادار اثرگذار خواهد بود یا خیر؟

اقتصاددانان درآمد (هزینه) هر جامعه‌ای را به ده قسمت تقسیم می‌کنند و سپس خانوارها را بر اساس میزان درآمدشان در هر یک از این گروه‌ها وارد می‌کنند و هریک از این رتبه‌های درآمدی را دهک می‌نامند. دهک درآمدی یکی از شاخص‌های ساده تعیین سهم افراد از درآمد کل است. دهک اول نشان‌دهنده درصد خانوارهایی است که ده درصد کمترین هزینه (درآمد) سالانه را داشته‌اند. بنابراین می‌توان گفت که این دسته از خانوارها جزء فقیرترین اقشار جامعه محسوب می‌شوند. در نقطه مقابل دهک دهم، درصد خانوارهایی است که بیشترین مبلغ را صرف هزینه سالانه خود کرده‌اند. لذا این دسته از خانوارها از مرفه‌ترین اقشار جامعه هستند.

بررسی روند ضریب جینی درون دهک‌های درآمدی نشان می‌دهد که ضریب جینی درون دهک اول در طول زمان رو به کاهش است و با گذشت زمان توزیع درآمد درون این دهک روبه بهبود است. شکل (۱) نشان می‌دهد که روند توزیع درآمد درون دهک اول با گذشت زمان رو به بهبود است (لازم به توضیح است تغییر روند در این دهک در سال ۱۳۷۷ جهش شدیدی داشته که

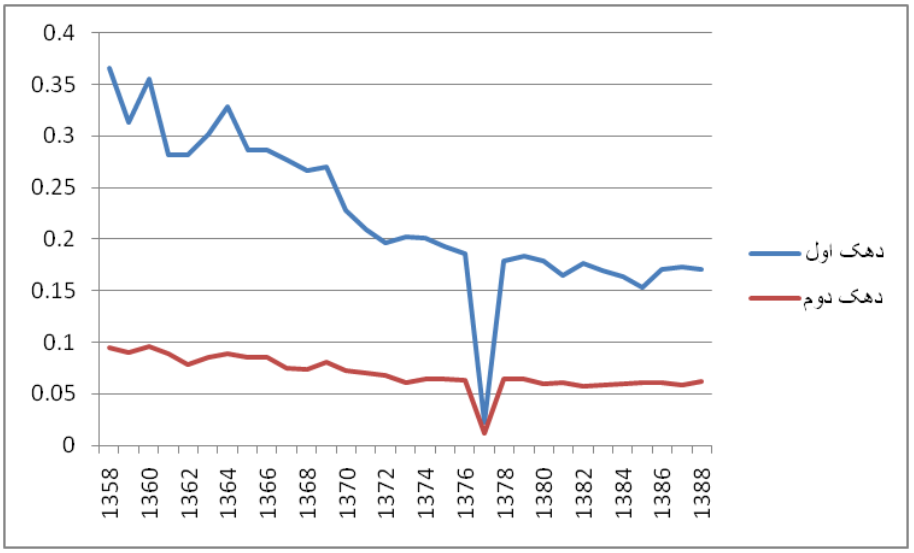
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

این به دلیل نبود اطلاعات در این سال بوده است) و درون دهک دوم تغییر چندانی در ضریب جینی و توزیع درآمد با گذشت زمان صورت نگرفته است.

بررسی روند ضریب جینی درون دهک‌های میانی نشان می‌دهد که ضریب جینی درون این دهک‌ها در طول زمان تغییر چندانی نخواهد داشت که شکل (۲) این مطلب را نشان می‌دهد.

درون دهک دهم ضریب جینی در طول زمان کاهش یافته اما این کاهش بسیار کند صورت گرفته است که شکل (۳) نشان‌دهنده روند ضریب جینی در دو دهک بالای درآمدی روستایی است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب جینی درون دهک دهم روبه کاهش و درون دهک نهم روند ضریب جینی تغییر چندانی نداشته است.

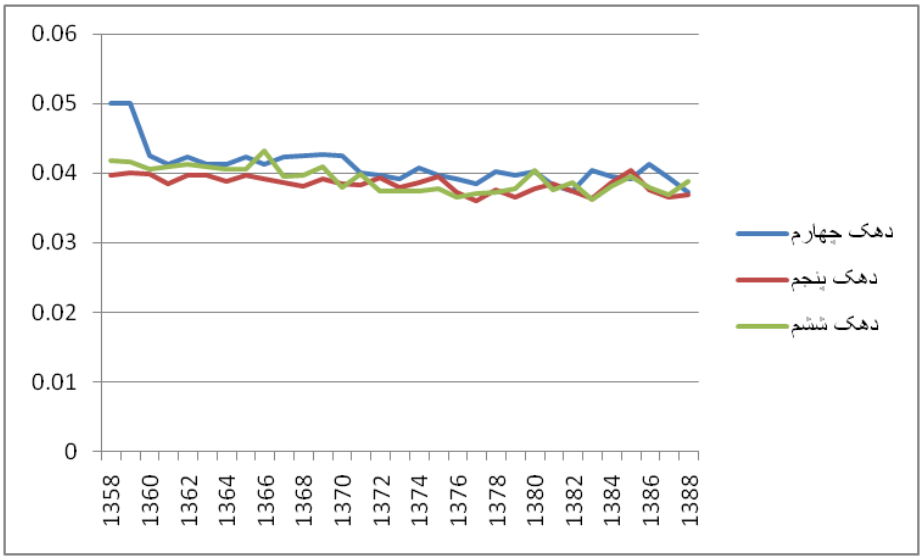


مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۱. روند تغییرات ضریب جینی درون دهک اول و دوم

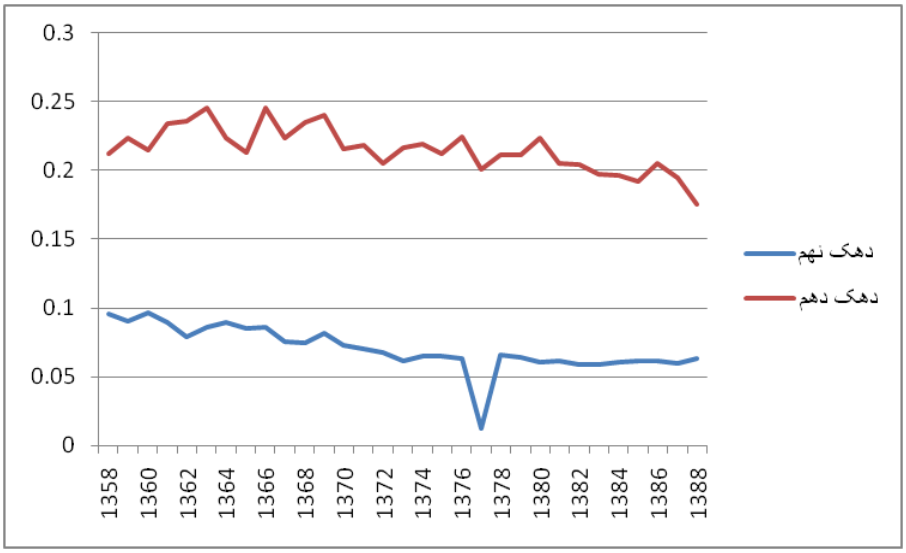
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۲. روند تغییرات ضریب جینی درون دهک چهار، پنج و شش



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۳. روند تغییرات ضریب جینی درون دهک نهم و دهم

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

٤-١. مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی

برای بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی در هر دهک از دو مدل اقتصادسنجی زیر استفاده خواهد شد:

مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[1] و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)[2]

متدولوژی VAR تا اندازه زیادی به مدل‌های معادلات هم‌زمان شباهت دارد، جز اینکه در این مدل با تعدادی متغیرهای درون‌زا سروکار دارد. اما هر متغیر درون‌زا با استفاده از مقادیر گذشته خود و مقادیر با وقفه از تمامی دیگر متغیرهای درون‌زای مدل، توضیح داده می‌شود. معمولاً هیچ‌گونه متغیر برون‌زایی در مدل وجود ندارد. به علاوه مدل VAR رفتار کوتاه‌مدت متغیرها را با دیگر متغیرها و مقادیر با وقفه خود متغیر را تعیین می‌کند. در صورتی که الگوی مورد نظر دارای هم‌انباشتگی باشد آنگاه روابط بلندمدت و بردارهای هم‌انباشته را از طریق الگوی تصحیح خطای برداری می‌توان به دست آورد.

در این بخش مدل تصریح‌شده برای هر دهک درآمدی روستایی را به طور جداگانه برآورد می‌شود.

٤-٢. برآورد مدل

٤-٢-١. مدل VAR

به طور کلی برای آزمون هم‌انباشتگی متغیرها در همه دهک‌های درآمدی از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شده که برای کلیه دهک‌های درآمدی روستایی تمامی متغیرها، هم انباشته از درجه یک بوده I(1).

1 Vector Autoregressive Model
2 Vector Error Correction Model

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرها توسط آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	عرض از مبدأ	روند	مقدار محاسباتی ADF	مقدار بحرانی در سطح ۹۹٪	مقدار محاسباتی با یک بار تفاضل‌گیری	نتیجه آزمون
Gini1	----	----	-۲.۴	-۳.۶	-۸.۶	I(1)
Gini2	----	----	-۲.۹	-۳.۶	-۶.۳	I(1)
Gini3	----	----	-۲.۵	-۳.۶	-۶.۱	I(1)
Gini4	----	----	-۳.۵	-۳.۶	-۵.۴	I(1)
Gini5	----	----	-۳.۲۲	-۳.۶	-۷.۶	I(1)
Gini6	----	----	-۲.۹	-۳.۶	-۶.۲	I(1)
Gini7	----	----	-۳.۲	-۳.۶	-۶.۵	I(1)
Gini8	----	----	-۳.۵	-۳.۶	-۶.۲	I(1)
Gini9	----	----	-۱.۶	-۳.۶	-۷.۰۴	I(1)
Gini10	----	----	-۰.۳	-۳.۶	-۸.۵	I(1)
T	----	----	۲.۲۸	-۳.۶	-۴.۰۶	I(1)
I	----	----	-۳.۲	-۳.۶	-۵.۱	I(1)
U	----	----	-۲.۵	-۳.۶	-۵.۱	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین بر اساس معیارهای نسبت درست‌نمایی، آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان‌کویین طول وقفه بهینه برای کلیه دهک‌ها به‌جز دهک هشتم سه و برای دهک هشتم طول وقفه بهینه دو برای مدل VAR در نظر گرفته می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول ۳. نتایج تخمین مدل خود رگرسیون برداری (VAR)

متغیر	Gini(-1)	Gini(-2)	Gni(-3)	T(-1)	T(-2)	T(-3)	I(-1)	I(-2)	I(-3)	U(-1)	U(-2)	U(-3)	
Gini1	۰/۴۲	۰/۷۲	۰/۴۹	-۰/۰۲۳	۰/۰۳۸	۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۶-	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۴۸ R^2=
t-stat	۱/۶۲	۲/۷۶	۲/۷۱	-۱/۹	۲/۴۴	۱/۰۶	-۲/۱۴	-۰/۱۵	۱/۵۶	۲/۶۷	۰/۶	۱/۰۲	F=۲/۷
Gini2	-۰/۲۵	۰/۶	۰.۵۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۵۲ R2=
t-stat	-۰/۷	۲/۱	۱.۵۲	-۱/۰۱	-۰/۰۸	۱/۷	-۰/۶	-۰/۱۴	۰/۱۹	-۰/۳	۰/۱۹	۰/۶۹	F=۳/۸
Gini3	-۰/۴۲	۰/۴	۰.۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲	۰/۰۰۰۱-	۰/۰۰۰۱-	۰/۰۰۰۲	۰/۴۲ R2=
t-stat	-۲/۰۳	۳/۳۷	۱.۷۸	-۳/۶۰	-۰/۴۲	۳/۷	۰/۹۹	-۰/۴۷	-۳/۶۹	-۰/۲۷	-۰/۴۷	۰/۷۲	F=۹/۸
Gini4	۰/۰۵	۰/۰۷	-۰.۳۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۱-	-۰/۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳-	۰/۶۵ R2=
t-stat	۰/۱۹	۰/۴	-۲.۵	-۳/۲۴	-۰/۴۱	۱/۶	-۰/۳	-۴/۷	۰/۴۵	-۲/۷	-۱/۸۴	۱/۲	۱۰/۹۶ F=
Gini5	-۰/۵۴	۰/۳	۰.۴۸	۰/۰۰۵۱-	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۲-	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۵-	۰/۰۰۰۳	۰/۴۹ R2=
t-stat	-۲/۲۳	۱/۱۰	-۱.۶۸	-۳/۴	-۰/۷۴	۲/۶	۰/۸۳	-۱/۵۷	-۰/۶	۰/۳۳	-۲/۸۹	۱/۲۹	F=۵/۰۱
Gini6	-۱/۳۱	-۰/۰۵	-۰.۴	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	/۰۰۰۳ ۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰۴-	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۵-	۰/۵۷ R2=
t-stat	-۳/۵	-۲/۱۶	-۲.۵	-۲/۹	۰/۶۲	۰/۰۳	۲/۵۱	-۰/۱۳	۱/۹۴	۱/۶۱	۱/۹۲	-۳/۱	F=۸/۷
Gini7	-۰/۳	-۰/۷۳	-۰.۱۷	۰/۰۰۰۵-	۰/۰۰۰۳-	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۷-	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵-	۰/۰۰۰۴-	۰/۷۶ R2=
t-stat	-۰/۶۳	-۱/۱۷	۰.۶۹	-۰/۲	-۰/۱۲	۰/۸	۰/۸۳	-۰/۴۹	-۱/۰۹	۰/۹۷	-۱/۹۴	-۰/۸۱	F=۱/۶۸
Gini8	-۰/۰۰۰۸	-۰/۲۱	۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۱۱	۰	۰/۰۰۰۱-	۰/۰۰۰۸-	۰	۰/۶۴ R2=
t-stat	-۳/۰۱	۰/۸۱	۰	-۰/۶	۰/۳۴	۰	۰/۰۲	-۱/۸	۰	-۰/۵۱	-۳/۰۱	۰	F=۲/۰۳
Gini9	-۰/۰۰۰۸	۰/۱	۰.۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۱	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۲-	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴-	۰/۸۰ R2=
t-stat	-۰/۶۳	-۰/۳	۰.۲	-۰/۷۳	۲/۳	-۱/۶۴	۰/۱۹	-۰/۵۸	۰/۶۲	-۰/۵۲	۰/۲	-۱	F=۲/۷۸
Gini10	-۰/۴۶	-۰/۵	-۰.۰۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۳۵	-۰/۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۲	۰/۰۰۵-	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۶	۰/۷۶ R2=
t-stat	-۱/۳۲	-۱/۳۹	-۰.۵۶	-۰/۴۱	۱/۸	-۱/۸	۰/۲۴	۰/۴۶	-۰/۱۱	-۰/۴۷	-۰/۷۵	-۲/۴۰	F=۲/۰۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول فوق با توجه به اینکه آماره F در هر دهک درآمدی در سطح پنج درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان گفت که تجارت خارجی یک دوره قبل با ضریب جینی در تمامی دهک‌های روستایی رابطه عکس دارد به عبارت دیگر افزایش تجارت خارجی در این دوره باعث می‌شود در کوتاه‌مدت توزیع درآمد در دهک‌های درآمدی(در روستاها) بهبود یابد. اما تورم و بیکاری یک دوره قبل تأثیر آن بر ضریب جینی دهک‌های درآمدی متفاوت است. تورم در دوره قبل تأثیر مثبت بر ضریب جینی دهک‌های بالایی دارد و باعث می‌شود شکاف درآمدی در

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک‌های بالایی بیشتر گردد و از طرف دیگر بیکاری نیز تأثیر منفی بر ضریب جینی دهک‌های بالایی داشته و با افزایش بیکاری توزیع درآمد در کوتاه‌مدت در دهک‌های بالایی بهبود می‌یابد.

٤-۲-۲. مدل VECM دهک اول

برای تحلیل اثرگذاری بلندمدت متغیرهای موجود در مدل بر ضریب جینی مدل تصحیح خطای برداری برآورد شده است. تا به وسیله آن تأثیر متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت با هم مقایسه شوند. لذا طی مراحل زیر مدل VECM برآورد شده است.

نخستین گام در تخمین مدل VECM تعیین تعداد بردار هم‌انباشته است. با توجه به نتایج آزمون λtrace دو بردار هم انباشته در نظر گرفته شده است. همچنین از بین الگوهای مطرح در مدل VECM برای دهک اول مدل عرض از مبدأ و بدون روند برگزیده شده است. ضریب جینی دهک اول با ضریب تعدیل ۰٫۸۷- به مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. مدل VECM برآوردشده برای دهک اول به صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1}) + \beta_6 D(GINI_{t-1}) + \beta_7 D(T_{t-1}) + \beta_8 D(I_{t-1}) + \beta_9 D(U_{t-1})$$

R^2= 0.58 F=3.37

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9
مقدار	-۰/۸۷	-۰/۴	۱	-۰/۰۳	-۰/۱۱	-۰/۰۱	-۰/۴۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۴	-۰/۰۰۶
t-stat	۱/۱۹	-	-	-۴/۹	-۱/۴	-۲/۸۳	-۲/۲۸	-۰/۹۹	-۱/۴	-۱/۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. برآورد ضرایب بلندمدت دهک اول با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
مقدار	+۰/۰۳	+۰/۱۱	+۰/۰۱
t-stat	+۴/۹	+۱/۴	+۲/۸۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول فوق نشان می‌دهد که در بلندمدت در دهک اول تجارت خارجی بر ضریب جینی تأثیر مثبت می‌گذارد[۱]. به عبارت دیگر با افزایش تجارت خارجی در بلندمدت وضعیت توزیع درآمد دهک اول بدتر می‌شود. از طرف دیگر روابط بالا نشان می‌دهند که با افزایش تورم ضریب جینی دهک اول افزایش می‌یابد (توزیع درآمد در دهک اول نابرابر خواهد شد). همچنین با افزایش بیکاری ضریب جینی دهک اول افزایش می‌یابد (توزیع درآمد در دهک اول بدتر می‌شود).

جدول فوق همچنین نشان می‌دهد که نابرابری توزیع درآمد دهک اول با متغیرهای تجارت خارجی و تورم و بیکاری در شکل تفاضل مرتبه اول رابطه معکوس دارند.

٤-۲-۳. مدل VECM دهک دوم تا هفتم

با توجه به نتایج آزمون λtrace در دهک دوم تا هفتم دارای یک بردار هم انباشته است. همچنین از بین الگوهای مطرح در مدل VECM مدل عرض از مبدأ و بدون روند برگزیده شده است. مدل VECM برآورد شده برای دهک دوم تا هفتم به صورت زیر خواهد بود.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1}) + \beta_6 D(GINI_{t-1}) + \beta_7 D(T_{t-1}) + \beta_8 D(I_{t-1}) + \beta_9 D(U_{t-1})$$

R^2= 0.47 F=2.9

۱. لازم به توضیح است که برای تحلیل بلندمدت نیاز به مدل یوهانسن است. اما تفاوت مدل یوهانسن با VECM در این است که مدل یوهانسن به صورت یک‌طرفه است و ضرایب، β_3 ، β_4 ، β_5 از یک طرف تساوی به طرف دیگر رفته و علامت آن‌ها معکوس می‌شود. بنابراین برای تحلیل بلندمدت از مدل VECM کافی است ضرایب β_3 ، β_4 ، β_5 را معکوس در نظر بگیریم و این تحلیل تا انتهای پژوهش مصداق دارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	
دهک دوم	-۰/۳۴	-۰/۱۶	۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۳۴	-۰/۰۰۶	-۰/۴۴	۰/۰۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	R^2=۰/۴۷ F=۲/۹
t-stata	-۲/۰۲	-	-	-۲/۹	-۱/۴۱	-۴/۷۵	-۲/۳۱	۰/۰۷	۱/۱۸	۱/۳	
دهک سوم	-۰/۵۷	-۰/۱	۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۶۴	-۰/۰۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۰۰۶	R^2=۰/۵۶ F=۳/۰۵
t-stata	-۲/۸۸	-	-	-۳/۴	۰/۸۲	-۴/۶	-۲/۹	-۰/۸۲	۲/۸۶	-۰/۲	
دهک چهارم	-۰/۹۱	-۰/۰۶	۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۰۱	۰/۲۲	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱	۰/۰۰۰۲	R^2=۰/۶۸ F=۵/۲۵
t-stata	-۴/۴۹	-	-	-۸/۹	-۵/۵۸	-۴/۰۳	۱/۴۵	-۲/۰۷	-۳/۶	۱/۰۲	
دهک پنجم	-۰/۶۳	-۰/۰۸	۱	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۹	-۰/۰۰۱	-۰/۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	R^2=۰/۴۰ F=۱/۶۱
t-stata	-۲/۰۲۴	-	-	-۲/۷	-۴/۸	-۱/۴	-۱/۷۵	-۱/۹۹	-۰/۵۳	۱/۱۳	
دهک ششم	-۰/۴۳	-۰/۰۰۲	۱	۰/۰۰۱	۰/۰۶	۰/۰۰۲	۰/۳۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۴	R^2=۰/۴۵ F=۱/۸۰
t-stata	-۲/۳۱	-	-	۲/۱	۱۱/۲۲	۱۶/۷۳	۱/۳	-۱/۱۳	-۱/۱۳	۰/۰۶	
دهک هفتم	-۰/۷۳	۰	۱	۰/۰۰۳	۰/۰۸	۰/۰۰۱	-۰/۴۳	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۰۳	R^2=۰/۶۵ F=۶/۱۶
t-stata	-۲/۵۸	-	-	۲/۳	۹/۰۱	۷/۶۲	-۳/۸	-۰/۳۳	۱/۳	-۲/۰۲	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. برآورد ضرایب بلندمدت دهک دوم تا هفتم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
دهک دوم	+۰/۰۰۶	+۰/۰۳۴	+۰/۰۰۶
t-stat	+۲/۹	+۱/۴۱	+۴/۷۵
دهک سوم	+۰/۰۰۵	-۰/۰۱	-۰/۰۰۵
t-stat	+۳/۴	-۰/۸۲	+۴/۶
دهک چهارم	+۰/۰۰۳	+۰/۰۳	+۰/۰۰۱
t-stat	-۸/۹	+۵/۵۸	+۴/۰۳
دهک پنجم	+۰/۰۰۲۹	+۰/۰۹	+۰/۰۰۱
t-stat	+۲/۷	+۴/۸	+۱/۴
دهک ششم	-۰/۰۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۰۲
t-stat	-۲/۱	-۱۱/۲۲	-۱۶/۷۳
دهک هفتم	-۰/۰۰۳	-۰/۰۸	-۰/۰۰۱
t-stat	-۲/۳	-۹/۰۱	-۷/۶۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول فوق نشان می‌دهد که اثر بلندمدت تجارت خارجی بر ضریب جینی دهک‌های دوم تا پنجم یک اثر مثبت است و با افزایش تجارت خارجی در بلندمدت وضعیت توزیع درآمد در هر دهک بدتر خواهد شد. همچنین ضرایب بلندمدت تجارت خارجی نشان می‌دهد بیشترین اثر سوء تجارت خارجی بر توزیع درآمد در دهک اول درآمدی روستاها است و هرچه به سمت دهک‌های بالاتر حرکت می‌کنیم این اثر کاهش می‌یابد؛ به طوری که در دهک پنجم این اثر کمترین شدت را به خود می‌گیرد. در دهک دوم و چهارم بیکاری اثر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد و بیکاری باعث نابرابری بیشتر در این دهک‌ها در روستاها خواهد شد. همچنین در دهک چهارم و پنجم عامل تورم در بلندمدت اثر مثبت بر ضریب جینی خواهد داشت به عبارت دیگر با افزایش تورم نابرابری در این دو دهک در روستاها افزایش می‌یابد.

رابطه تجارت خارجی و ضریب جینی در دهک ششم و هفتم منفی خواهد شد؛ به عبارت دیگر در دهک شش و هفت با افزایش تجارت خارجی در بلندمدت وضعیت توزیع درآمد روستایی بهبود می‌یابد و شکاف درآمدی از دهک ششم به بعد با افزایش تجارت خارجی کمتر خواهد شد. همچنین در دهک هفتم شدت اثرگذاری معکوس تجارت خارجی بر ضریب جینی نسبت به دهک ششم بیشتر است. از طرف دیگر در دهک‌های ششم و هفتم تورم و بیکاری به صورت معناداری به برابری توزیع درآمد کمک خواهند کرد.

٤-۲-٤. برآورد مدل VECM دهک هشتم

الگوی با عرض از مبدأ و روند از بین الگوهای مطرح در مدل VECM برگزیده شده است. با توجه به نتایج آزمون λtrace این دهک دارای یک بردار هم‌انباشته است و طول وقفه در این دهک صفر است. ضریب جینی دهک هشتم با ضریب تعدیل ۰.۹۲- به مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک هشتم به صورت زیر خواهد.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1} + \beta_6 Trend) + \varepsilon$$

R^2= ۰/۳۵ F=۱/۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول ۸. نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
مقدار	-۰/۹۲	۰/۰۴	۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۴
t-stat	-۱۱/۹۴	-	-	۳/۱	۰/۴	۲/۹	۴/۱۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۹. برآورد ضرایب بلندمدت هشتم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
دهک هشتم	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۷
t-stat	-۳/۱	-۰/۴	-۲/۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

طبق جدول بالا روند در دهک هشتم تأثیر می‌گذارد و در بلندمدت تجارت خارجی با ضریب جینی دهک هشتم رابطه عکس دارد و با افزایش تجارت خارجی در بلندمدت ضریب جینی دهک هشتم کاهش می‌یابد و توزیع درآمد این دهک برابر می‌شود.

٤-۲-۵. برآورد مدل VECM دهک نهم

از بین الگوهای مطرح در مدل VECM الگوی با عرض از مبدأ و بدون روند در VECM و بدون عرض از مبدأ در VAR برگزیده شده است. با توجه به نتایج آزمون λtrace این دهک دارای یک بردار هم‌انباشته است. ضریب جینی دهک نهم با ضریب تعدیل ۰.۶۵- به مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک نهم به صورت زیر خواهد.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1}) + \beta_6 D(GINI_{t-1}) + \beta_7 D(T_{t-1}) + \beta_8 D(I_{t-1}) + \beta_9 D(U_{t-1})$$

R^2= ۰/۶۱ F=۵/۱۹

جدول ۱۰. نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9
مقدار	-۰/۶۵	۰/۰۷	۱	+۰/۰۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۰۲
t-stat	-۴/۰۸	-	-	+۳/۷	-۳/۲	-۰/۶۱	-۰/۹	-۳/۴	۱/۱۶	-۱/۰۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

جدول ۱۱. برآورد ضرایب بلندمدت نهم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
دهک نهم	-۰/۰۰۱	+۰/۰۲	+۰/۰۰۰۲
t-stat	-۳/۷	+۳/۲	+۰/۶۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

طبق جدول فوق در بلندمدت بین تجارت خارجی و ضریب جینی دهک نهم رابطه عکس وجود دارد و شدت آن هم نسبت به دهک‌های ۷ و ۸ کاهش یافته است.

٤-۲-٦. برآورد مدل VECM دهک دهم

از بین الگوهای مطرح در مدل VECM الگوی با عرض از مبدأ و بدون روند در VECM و بدون عرض از مبدأ در VAR برگزیده شده است. با توجه به نتایج آزمون λtrace این دهک دارای دو بردار هم‌انباشته است. ضریب جینی دهک دهم با ضریب تعدیل ۰.۹- به مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. مدل VECM برآورد شده برای دهک دهم به صورت زیر خواهد.

$$\Delta GINI_t = \beta_0(\beta_1 + \beta_2 GINI_{t-1} + \beta_3 T_{t-1} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 U_{t-1}) + \beta_6 D(GINI_{t-1}) + \beta_7 D(T_{t-1}) + \beta_8 D(I_{t-1}) + \beta_9 D(U_{t-1})$$

R^2= ۰/۶۴ F=۵/۸

جدول ۱۲. نتایج برآورد الگوی VECM

ضرایب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9
مقدار	-۰/۹۰	۰/۲۱	۱	۰/۰۰۱	۰/۰۳	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۰۰۲
t-stat	-۲/۸	-	-	۳/۶۱	۱/۴۳	۰/۱۷	-۰/۷۱	-۱/۳۸	-۲/۱	-۰/۱۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۳. برآورد ضرایب بلندمدت دهم با استفاده از الگوی VECM

ضرایب بلندمدت	T	I	U
دهک دهم	-۰/۰۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۰۰۲
t-stat	-۳/۶۱	-۱/۴۳	-۰/۱۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

مدل VECM دهک دهم نشان می‌دهد که تجارت خارجی با ضریب جینی این دهک در بلندمدت رابطه عکس دارد و شدت این رابطه نسبت به دهک قبل تقریباً یکسان است. بنابراین به طور کلی می‌توان گفت افزایش تجارت خارجی در کوتاه‌مدت ضریب جینی هر ده دهک را کاهش می‌دهد ولی در بلندمدت بیشترین تأثیر را بر دهک‌های پایین می‌گذارد و توزیع درآمد را در این دهک‌ها نابرابرتر می‌کند. همچنین در این دهک‌ها ضریب جینی با تفاضل مرتبه اول تجارت خارجی رابطه عکس خواهد داشت.

۵. نتیجه‌گیری

در دهه‌های اخیر تحولاتی چشمگیر و تغییراتی اساسی در سیاست‌های اقتصادی اجتماعی کشورهای جهان رخ داده است که ویژگی برجسته این دگرگونی‌ها، تأکید بر باز بودن تجارت و حذف موانع بر سر راه جریان کالاها و خدمات و سرمایه بین‌المللی، محدودتر شدن مداخله‌های اقتصادی دولت‌ها و حرکت به سوی نظام بازار آزاد بوده است. لکن به‌رغم حرکت عمومی کشورهای جهان به سوی افزایش تجارت خارجی برخی از آثار آن از جمله نابرابری درآمد کشورها همچنان جزء مباحث و مناقشات علمی محافل سیاست‌گذاری و دانشگاهی است.

این مطالعه به بررسی تأثیر تجارت خارجی بر ضریب جینی درون هر دهک روستایی بر اساس داده‌های سری زمانی سالانه ۱۳۶۹-۱۳۹۴ و بر اساس روش VAR و VECM پرداخته است. در همین راستا ابتدا معادلات VAR و VECM را برای هر ده دهک به طور جداگانه حساب شده است. بر اساس نتایج حاصل‌شده از الگوی ارائه‌شده ملاحظه شد در کوتاه‌مدت افزایش تجارت خارجی توزیع درآمد را در هر ده دهک بهبود می‌بخشد که شدت آن در دهک‌های پایینی بیشتر است. همچنین نتایج مدل VECM نشان می‌دهد با افزایش تجارت خارجی در بلندمدت ضریب جینی درون دهک اول تا پنجم افزایش خواهد یافت و شدت آن درون دهک اول نسبت به چهار دهک دیگر بیشتر خواهد بود. اما از دهک ششم تا دهک دهم رابطه تجارت خارجی با ضریب جینی در بلندمدت به صورت عکس خواهد بود. بنابراین در بلندمدت، افزایش تجارت خارجی شکاف درآمدی و فاصله طبقاتی بین دهک اول و دهک دهم را افزایش خواهد داد. لذا توصیه

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

می‌شود دولت با استفاده از ابزارهای حمایتی هم‌زمان با افزایش تجارت خارجی دهک‌های پایینی درآمدی را مورد حمایت قرار دهد تا در بلندمدت از این تغییر روند (افزایش تجارت خارجی) کمتر متضرر شوند. همچنین از آنجایی که تأثیر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی روستایی در هر دهک بر اساس شاخص ضریب جینی مورد بررسی قرار گرفت، لذا پیشنهاد می‌شود تأثیر افزایش تجارت خارجی بر توزیع درآمد شهری و روستایی هر دهک بر اساس شاخص‌های نابرابری، از جمله منحنی لورنتس، ضریب جینی و آتکینسون، شاخص تایل، ضریب جینی تعمیم‌یافته و خانواده همبستگی‌های جینی مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، خطابخش، پریسا (۱۳۸۴). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، دوره ۵، ۱۳-۵۲.

آذربایجانی، کریم، ملا اسماعیلی، حسن، سعید، دائی کریم زاده (۱۳۹۲). بررسی تأثیر تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در ایران با رویکرد الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، بررسی‌های بازرگانی، شماره ۶۱، مهر و آبان.

ابونوری، اسمعیل، خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، ۶۵-۹۵.

برقی اسکویی، محمدمهدی، صادقی، حسین، بهبودی، داوود (۱۳۸۱). تأثیر کاهش نرخ تعرفه‌های کالاهای وارداتی بر سطح اشتغال و توزیع درآمد در بین خانوارهای شهری و روستایی، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۴.

احمدی، علی‌محمد، مهرگان، نادر (۱۳۸۴). تأثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۰، ۲۰۹-۲۳۲.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

پیر حیاتی، لیلا، راغفر، حسین، فطرس، محمدحسن (۱۳۸۸). بررسی تأثیر تجارت خارجی بر شاخص‌های فقر در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۱، شماره ۴، ۱-۱۲.

جرجرزاده، علیرضا، اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ۴، شماره ۱۷، ۲۰۴-۲۲۱.

جلایی، سید عبدالمجید، ستاری، امید (۱۳۹۰). بررسی و پیش‌بینی اثر جهانی شدن اقتصاد بر توزیع درآمد در جامعه شهری ایران با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی. *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۱، شماره ۴، ۱۱۷.

جلالی، محسن(۱۳۹۵). بررسی و تحلیل تأثیرات نابرابری در توزیع درآمد و تأثیر آن بر نرخ تورم در ایران، *فصلنامه روند*، سال ۲۳، شماره ۷۵، ۴۵.

حسن‌زاده، علی، فوز مسلمیان، مسعود (۱۳۸۶). ارزیابی آثار جهانی شدن بر فقر در کشورهای در حال توسعه. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۰، ۲۲۳-۲۵۴

رضالو، روح اله (۱۳۹۴). بررسی تأثیر تجارت خارجی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب جهان، سومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تبریز، سازمان مدیریت صنعتی نمایندگی آذربایجان شرقی.

زیبایی، حسن (۱۳۸۴). ارزیابی سهم عوامل تعیین‌کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۹۱، ۲۹-۶۸.

طیبی، سید کمیل، ملکی، بهاره (۱۳۹۰). اثر باز بودن تجاری و نابرابری دستمزدها در ایران سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۰، *تحقیقات اقتصادی ایران*، شماره ۶.

عادلی، سید محمدحسین (۱۳۶۵) اقتصاد بین‌الملل و بازرگانی خارجی ایران. چاپ اول. انتشارات جهاد دانشگاهی: ۳

قربانی، حسین، غفاری، هادی، نوری، عباس، تقوایی، الهام (۱۳۹۶). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران، *فصلنامه سیاست‌های اقتصادی و راهبردی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۱۴۳.

کشاورز حداد، غلامرضا، نجاتی محرمی، زهرا (۱۳۸۵). آزادسازی تجاری و نابرابری دستمزدها در ایران در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۲. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۶، ۱۸۹-۲۱۹.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

گرجی، ابراهیم، برهانی پور، محمد (۱۳۸۷). اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴.

موسوی، سید نعمت‌اله، بخشوده، محمد، محمدی، حمید، یزدانی، سعید ، طاهری، فرزانه (۱۳۸۵). آثار جهانی شدن بر شاخص‌های فقر. *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ۶، شماره ۲۴، ۲۳۲-۲۰۹.

نوری، مصطفی، غلامعلی، فرجادی، کامبیز، منظم، مریدی، سیاوش (۱۳۸۷). بررسی وضعیت موجود محیط خارجی وزارت بهداشت، گزارش مطالعه بخش سلامت کشور ایران، بررسی اطلاعات ثانویه.

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

Babazadeh. M, Ghavidel. S, Amozadeh Khalily. H. (2010). Foriegn Trade and incom distribution: the case of Iran 1977-2007. *IRANIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS FALLS*, 1(2), 161-186.

Barr N. (1998). *The economics of the welfare state* .Stanford, USA: Stanford University Press.

Benedict J. Clements and Kwan S. Kim, (1988), foreign trade and income distribution: the case of Brazil. Volume 108 of working paper

Bourgignon, F. and C. Morrison. (1990), Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross Sectional Analysis, *European Economic Review*, 34(6), 13-31.

Brown, M., (1994), Using Gini-style indexes to evaluate the spatial pattern of health practitioners: theoretical considerations and an application based on Alberta data. *Soc. Sci. Med*. 38, 1243–1256

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.

Cowell FA. (1995). *Measuring income inequality*. 2nd ed. Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.

Chen, C.J. & Huang, J.W. (2009).Strategic human resource practices and Innovation performance – the mediating role of knowledge management capacity. *Journal of Business Research*, 62, 104–114.

Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Edwards, S; (1997), Trade Policy, Growth and Income Distribution, *the American Economic Review*, 87(2).

Fieleke, N. S; (1994), Is Global Competition Making the Poor Even Poorer?, *New England Economic Review*, 25.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

Gandolfo, G., & Trionfetti, F; (2014), *International Trade Theory and Policy*, Springer Science & Business Media.
Meschi Elena and Vivarelli Marco, (2008), Trade and Income Inequality in Developing Countries. *World Development*, 37(2), 287–302.
Gundlach Erich and de Vaal Albert, (2010), Look before You Leap: The Economics of Free Trade and Income Redistribution. Paper provided by Kiel Institute for the World Economy in its series Kiel Working Papers with number 1583.
Obiols-Homs Francesc, (2002), Trade Effects on the Personal Distribution of Wealth. Centro de Investigacion Economica, ITAM in its series Working Papers with number 0208.
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.
Hill. R. P, Rapp. J, (2009), Globalization and Poverty: Oxymoron or New Possibilities?, *Journal of Business Ethics*, 85, 39-47.
Martínez-Zarzoso Inmaculada. Sebastian Vollmer, (2010), Paper provided by Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales in its series Working Papers with number 10-06.
Isabelle Bensidoun, Sébastien Jean & Aude Sztulman, (2005), International Trade and Income Distribution: Reconsidering the Evidence. Paper provided by CEPII research center in its series Working Papers with number 2005-17.
Jaumotte. F, and Tytell.I, (2007) How Has the Globalization of Labor Affected the Labor Share in Advanced Countries? Working Paper 7298, International Monetary Fund.
Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
Johnson, D. S. and S. Shipp, (1999), Inequality and the Business Cycle: A Consumption Viewpoint, *Empirical Economics*, 24, 173-180.
Phillips, P.C.B, and P. Perron. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions, *Biometrika* 75, 335-346.
Ravalion M. (2004a). Looking beyond Averages in the Trade and Poverty Debate Development Research Group, World Bank 1818 H Street NW, Washington DC, 20433, USA
Donald Robbins and T. H. Gindling (1997). Trade Liberalization and the Relative Wages forMore-Skilled Workers in Costa Rica, *Review of Development Economics*, 3(2), 140–154.
Ravalion M, (2004b), Competing Concepts of Inequality in the Globalization Debate. World Bank Policy Research Working Paper 3243, Washington, DC: World Bank.
Srinivasan. T.N, Wallack. J.S, (2004), Globlization, Growth and The Poor Economist, 152(2).
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*, 33, 75-106.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

Spilimbergo, Antonio, Juan Luis London, Miguel Sze´kely, (1999), Income distribution, factor endowments, and trade openness, *Journal of Development Economics*, 59(1), 77–101.
Weriemmi M.E. and Ch. Ehrhart, (2004), Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin University of nice-Sophia antipoli.

پیوست ۱

نتایج طول وقفه بهینه

دهک اول

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-13.53427	NA	4.11e-05	1.252448	1.442763	1.310629
1	88.03562	125.0121	1.95e-06	-1.621100	-0.321530	-1.128923
2	62.93522	12.07817	1.89e-06	-1.923945	-0.211110	-1.400314
3	54.03552	111.0075*	1.05e-06*	-2.431109*	-1.479534*	-2.140203*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک دوم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	25.37885	NA	2.55e-06	-1.527061	-1.336746	-1.468879
1	116.1775	20.97037	1.63e-07	-4.584109	-2.110015	-3.827754
2	96.60518	11.64293	1.70e-07	-4.328941	-2.616107	-3.805311
3	88.02618	102.9206*	9.26e-08*	-4.859013*	-3.907438*	-4.568107*

* indicates lag order selected by the criterion

دهک سوم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	59.27523	NA	2.27e-07	-3.948230	-3.757916	-3.890049
1	153.7863	8.363988	1.11e-08	-7.270453	-4.796359	-6.514098
2	145.9800	13.91375	5.01e-09	-7.855711	-6.142877	-7.332080
3	135.7277	125.6005*	3.07e-09*	-8.266265*	-7.314691*	-7.975360*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک چهارم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	91.63643	NA	2.25e-08	-6.259745	-6.069430	-6.201564
1	186.3619	14.49441	1.09e-09	-9.597278	-7.123184	-8.840923
2	172.8338	15.49621	7.35e-10	-9.773841	-8.061006	-9.250210
3	161.4155	114.6371*	4.90e-10*	-10.10111*	-9.149533*	-9.810202*

* indicates lag order selected by the criterion

دهک پنجم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	97.27227	NA	1.50e-08	-6.662305	-6.471990	-6.604124
1	179.0980	9.043578	1.82e-09	-9.078429	-6.604335	-8.322074
2	170.6573	13.18680	8.59e-10	-9.618381	-7.905547	-9.094751
3	160.9407	104.5982*	5.07e-10*	-10.06720*	-9.115622*	-9.776291*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک ششم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	86.23212	NA	3.31e-08	-5.873723	-5.683408	-5.815542
1	176.2649	13.20567	2.23e-09	-8.876063	-6.401969	-8.119708
2	163.9396	18.70937	1.39e-09	-9.138542	-7.425707	-8.614911
3	150.1537	105.0141*	1.09e-09*	-9.296695*	-8.345121*	-9.005789*

* indicates lag order selected by the criterion

دهک هفتم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	98.06543	NA	1.42e-08	-6.718959	-6.528644	-6.660778
1	191.6844	17.20896	7.42e-10	-9.977459	-7.503365	-9.221104
2	175.6227	14.75016	6.02e-10	-9.973052	-8.260218	-9.449421
3	164.7542	109.5601*	3.86e-10*	-10.33958*	-9.388010*	-10.04868*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک هشتم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	101.1665	NA	1.14e-08	-6.940463	-6.750148	-6.882282
1	172.2550	12.72218	7.66e-10	-9.732504	-8.019669	-9.208873
2	162.8808	101.3878*	4.41e-10*	-10.20577*	-9.254197*	-9.914866*
3	184.4089	13.02197	1.25e-09	-9.457778	-6.983683	-8.701422

* indicates lag order selected by the criterion

دهک نهم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	88.36095	NA	2.84e-08	-6.025782	-5.835467	-5.967601
1	181.8491	15.72475	1.50e-09	-9.274936	-6.800842	-8.518581
2	167.1727	13.01538	1.10e-09	-9.369477	-7.656643	-8.845847
3	157.5824	113.7210*	6.44e-10*	-9.827314*	-8.875739*	-9.536408*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

دهک دهم

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	32.70205	NA	1.51e-06	-2.050146	-1.859831	-1.991965
1	107.1736	6.967592	3.11e-07	-3.940968	-1.466874	-3.184613
2	100.6705	9.344563	1.27e-07	-4.619319	-2.906485	-4.095689
3	93.78500	100.3506*	6.14e-08*	-5.270357*	-4.318783*	-4.979452*

* indicates lag order selected by the criterion

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.31.77]