

تأثیر رشد کند اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد: با تأکید بر فرضیه توماس پیکتی

علیرضا کازرونی^۱

حسین اصغرپور^۲

سیروان طیبی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۳/۱۲

چکیده

گسترش و بهره‌برداری از امکانات بالقوه اقتصادی و نحوه توزیع آن میان اقشار جامعه، بر رونق و شکوفایی هر کشوری تأثیر مهمی خواهد گذاشت. در این راستا، اولین مطالعه‌ای که رابطه رشد و توزیع درآمد را به صورت سیستماتیک و با استفاده از داده‌های آماری بررسی کرد، مقاله سایمون کوزنتس بود. براساس نتایج مطالعه کوزنتس، رشد اقتصادی در بلندمدت، به کاهش نابرابری درآمدی منجر خواهد شد. با انتشار این مقاله، توجه اقتصاددانان بر رشد اقتصادی به عنوان عامل اصلی کاهش نابرابری درآمدی متمرکز گردید؛ اما با انتشار کتاب سرمایه در قرن بیست و یک، فرضیه کوزنتس با چالش جدی مواجه گردید؛ زیرا براساس نتایج این کتاب، در مراحل پیشرفته رشد و توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی، نه تنها کاهش نیافته است، بلکه افزایش بی سابقه‌ای را هم نشان می‌دهد. در این راستا، هدف اصلی این مطالعه، بررسی فرضیه توماس پیکتی براساس شواهد آماری ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴ با استفاده از روش اقتصادسنجی ARDL می‌باشد. نتایج مطالعه، حاکی از تأیید فرضیه توماس پیکتی براساس شواهد آماری ایران است. همچنین براساس نتایج این مطالعه، تأثیر ضریب تولید ناخالص داخلی بدون نفت، منفی و معنی‌دار است و تأثیر درآمدهای نفتی، مثبت و معنی‌دار بوده و همچنین سالهای جنگ، باعث افزایش نابرابری درآمدی شده است.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی، نرخ بازدهی سرمایه

طبقه بندی JEL: O40، O15، E22

۱. kazerooni@Tabrizu.ac.ir

۱. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز

Asgharpur@Tabrizu.ac.ir

۲. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز

sirvan.tayyebi95@Ms.tabrizu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسؤول)

۱. مقدمه

تبیین رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی از دیرباز در ادبیات اقتصادی یافت می‌شود. اولین مطالعه سیستماتیک که براساس شواهد آماری، رابطه میان این دو پدیده را بررسی کرد، کوزنتس^۱ در مقاله مشهور «رشد و نابرابری درآمدی» بود. براساس نتایج تجربی این مطالعه، در مسیر رشد و توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی، ابتدا افزایش و سپس در یک دوره ثبات داشته و در نهایت، کاهش خواهد یافت. با طرح این فرضیه در ادبیات اقتصادی، مباحث مربوط به نابرابری درآمدی تقریباً به حاشیه رفت و اقتصاددانان بر رشد اقتصادی و یافتن مسیرهای مناسب جهت نیل به رشد پایدار، متمرکز گردیدند.

فرضیه کوزنتس برای مدت زمان طولانی، پایه و اساس بسیاری از مدل‌های رشد اقتصادی را تشکیل می‌داد؛ اما با انتشار کتاب سرمایه در قرن بیست و یک توسط اقتصاددان فرانسوی توماس پیکتی، فرضیه کوزنتس با چالش جدی مواجه گردید. پیکتی با بسط سری‌های تاریخی کوزنتس و رسم نمودار سهم بالاترین دهک درآمدی از درآمد ملی در آمریکا، نشان داد که دهک بالای درآمدی در دهه های ۱۹۲۰-۱۹۱۰ مالکیت حدود ۵۰-۴۵ درصد از درآمد ملی را در اختیار داشت، سپس تا پایان دهه ۱۹۴۰ این مقدار به ۳۵-۳۰ درصد از درآمد ملی رسید، در فاصله ۱۹۵۰ تا ۱۹۷۰ نابرابری درآمدی در همان سطح تثبیت شد، سپس نابرابری در دهه ۱۹۸۰ به سرعت افزایش یافت که تا سال ۲۰۰۰ به همان سطح ۵۰-۴۵ درصد از درآمد ملی بازگشت.

بر مبنای این نتایج، در مراحل پیشرفته رشد و توسعه اقتصادی، بر خلاف فرضیه کوزنتس، نابرابری درآمدی نه تنها کاهش نیافته است، بلکه افزایش بی سابقه‌ای را نشان می‌دهد. پیکتی بر مبنای این یافته‌ها که مبین افزایش دوباره نابرابری درآمدی در مراحل پیشرفته توسعه اقتصادی است، اظهار می‌کند که پویایی‌های توزیع ثروت، سازوکار قوی را نشان می‌دهد که به تناوب به سمت همگرایی و واگرایی می‌روند و هیچ فرایند طبیعی و خودجوشی برای بازداشتن نیروهای بی‌ثبات کننده و نابرابری خواه وجود ندارد.

در نهایت، پیکتی به این نتیجه می‌رسد که هرگاه نرخ بازدهی سرمایه، بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد.

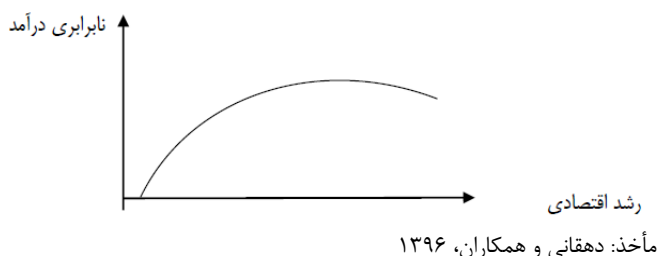
رابطه رشد و نابرابری درآمد در ایران، اغلب بر مبنای دیدگاه کوزنتس بررسی شده است؛ اما در این مطالعه، تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی براساس فرضیه توماس پیکتی با استفاده از داده‌های آماری بانک مرکزی ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴، با استفاده از مدل اقتصاد سنجی ARDL بررسی می‌گردد؛ که مقاله به صورت زیر ساماندهی شده است:

ابتدا، ادبیات نظری در مورد تئوری کوزنتس و تأثیر آن بر فرموله کردن مدل‌های رشد اقتصادی با تأکید بر مدل رشد سولو-سوان طرح شده، در ادامه، نقد پیکتی بر عوامل کاهنده نابرابری مورد نظر اقتصاددانان، مطرح گردیده، سپس مطالعات قبلی در مورد رشد و نابرابری در قالب جداول ۲ و ۳ آمده، در بخش بعدی مقاله، تئوری پیکتی براساس معادلات دیفرانسیل به زبان ریاضی، بیان، و در ادامه، مدل اقتصاد سنجی تصریح و تخمین زده شده است. در بخش نهایی مقاله، تحلیل نتایج و پیشنهادات سیاستی ارائه گردیده است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

در ادبیات اقتصادی، اولین مطالعه‌ای که با استفاده از شواهد آماری، رابطه رشد و نابرابری درآمدی را بررسی کرد، مقاله «رشد و نابرابری درآمدی» سیمون کوزنتس بود. این مطالعه که بر مبنای داده‌های آماری کشورهای ایالات متحده آمریکا، بریتانیا و آلمان انجام گرفت، در سال ۱۹۵۵ انتشار یافت. در این مطالعه، کوزنتس نشان داد که در مسیر رشد و توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش می‌یابد، سپس در دوره‌ای تقریباً ثابت داشته و در نهایت، کاهش می‌یابد. فرضیه کوزنتس را که در ادبیات اقتصادی U و وارون کوزنتس می‌نامند، می‌توان به صورت شکل ۱ تصویر سازی کرد:

شکل ۱. منحنی نابرابری درآمدی کوزنتس



نمودار فوق، بیانگر تابع درجه دومی است که یک نقطه ماکزیمم دارد و تابع ریاضی آن به شکل زیر است:

$$G = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 Y^2 \quad (1)$$

طبق معادله درجه دوم فوق، فرضیه کوزنتس زمانی صادق است که: $\alpha_1 > 0$ و $\alpha_2 < 0$ باشد.

کوزنتس فرایند رشد و توسعه اقتصادی را حرکت از اقتصاد سنتی به سوی اقتصاد مدرن تعریف می‌کرد. بر این مبنا، او معتقد بود که در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، از یک سو، به علت حجم اندک بخش مدرن، تعداد کمی از افراد جامعه در این بخش شاغل هستند و از سوی دیگر، سطح دستمزدها در بخش مدرن نسبت به بخش سنتی بالاتر است، که این وضعیت در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، به افزایش نابرابری درآمدی منجر می‌گردد، اما با گذشت زمان و گسترش هرچه بیشتر بخش مدرن اقتصاد، حجم بیشتری از نیروی کار به این بخش منتقل شده و بخش سنتی اقتصاد را با کمبود نیرو مواجه می‌کند که این کمبود نیرو، به افزایش دستمزدها در بخش سنتی اقتصاد منجر گردیده و در نهایت، نابرابری درآمدی در مراحل پیشرفته اقتصادی کاهش می‌یابد (Lyubimov, 2017).

با مطرح شدن این فرضیه در ادبیات اقتصادی، مقولات مربوط به نابرابری درآمدی، تقریباً به حاشیه رفت و اهم توجه اقتصاددانان به مدل‌های متنوع رشد اقتصادی جهت یافتن مسیرهای مناسب رشد متمرکز گردید. در این راستا، می‌توان به مدل رشد سولو-سوان اشاره کرد که به عنوان مدل رشد پایه برای بسیاری از مدل‌های دیگر، استفاده شده است.

۲-۱. مدل رشد سولو-سوان

مدل رشد سولو-سوان، یک مدل رشد با ویژگی‌های برونزا و بلندمدت، در چهارچوب اقتصاد نئوکلاسیک تعریف می‌گردد. در این مدل رشد، چهار متغیر در نظر گرفته می‌شود: تولید (Y)، سرمایه (K)، نیروی کار (L) و دانش فنی یا کارآیی نیروی کار (A)، که در با ترکیب این نهاده‌ها براساس تابع زیر، فرایند تولید شکل می‌گیرد:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)) \quad (2)$$

هدف اصلی مدل‌های رشد اقتصادی، توصیف رفتار متغیرهای اقتصادی است، و در این راستا، براساس مدل سولو، تحول عوامل نیروی کار و دانش، برونزا در نظر گرفته می‌شود و رفتار عامل سرمایه، به صورت زیر مدل می‌گردد:

$$\dot{k} = sf(k(t)) - (n + g + \sigma)k(t) \quad (3)$$

در معادله (۳) به عنوان معادله اصلی مدل سولو، نرخ تغییر سرمایه سرانه برحسب نیروی کار مؤثر برابر با تفاوت میان سرمایه گذاری سرانه و سرمایه گذاری سربه‌سر است. براساس این معادله،

هرگاه $sf(k(t))$ بزرگتر از $(n+g+\sigma)$ باشد، تغییرات سرمایه سرانه مثبت است، هرگاه $(n+g+\sigma)$ بزرگتر از $sf(k(t))$ ، تغییرات سرمایه سرانه، منفی خواهد بود و در نهایت، اگر این دو، برابر باشند، مقدار تغییرات سرمایه سرانه، برابر صفر خواهد بود.

بر این اساس در مدل سولو، بدون توجه به نقطه شروع، مقدار سرمایه سرانه به مقدار تعادلی خود، همگرا خواهد شد. همچنین براساس مدل رشد سولو، علاوه بر سرمایه سرانه تمامی متغیرهای اقتصادی از جمله درآمدها، دستمزدها، به مقدار تعادلی خود همگرا خواهند شد. بر این مبنا، یکی از نتایج مهم مدل سولو-سوان، همگرایی درآمد سرانه کشورهای فقیر به سمت کشورهای ثروتمند است که در ادبیات اقتصادی با عنوانهای مختلفی همچون همگرایی سیگما، همگرایی مطلق، همگرایی شرطی و ... مطرح است. براساس نتایج مدل سولو، همگرایی کشورهای فقیر به سمت کشورهای ثروتمند به سه دلیل ایجاد می‌شود:

۱. الگوی سولو، پیش بینی می‌کند که کشورها به سمت مسیر رشد متعادل خود همگرا می‌شوند. بنابراین، تفاوت در تولید سرانه کشورها ناشی از قرار نگرفتن کشورهای فقیر در مسیر رشد است.
 ۲. براساس مدل سولو، نرخ بازدهی سرمایه در کشورهای ثروتمند، پایین‌تر از کشورهای فقیر است که به انتقال سرمایه از کشورهای ثروتمند به سمت کشورهای فقیر منجر می‌شود.
 ۳. براساس مدل سولو، تفاوت در درآمد بین کشورهای فقیر و غنی ناشی از عدم دسترسی کشورهای فقیر به تکنولوژی است. بر این مبنا با دسترسی کشورهای فقیر به تکنولوژی اختلاف درآمدی کاهش می‌یابد (رومر^۱، ۱۳۸۳، ص ۳۵).
- در این راستا، براساس تئوری‌های همگرایی، مطالعات متنوعی در مورد کشورهای مختلف انجام شده است که در زیر، به برخی از این تحقیقات اشاره می‌شود:

جدول ۱. مطالعات مربوط به همگرایی اقتصادی

ردیف	محققان	مطالعه موردی	روش	خلاصه نتایج
۱	لال و یلماز (Lall & Yilmaz, 2001)	ایالت‌های آمریکا	Pool-OLS	سرعت همگرایی به عوامل مخصوص هر منطقه بستگی دارد.
۲	باری (Barry, 2003)	یونان، پرتغال، اسپانیا و ایرلند	تحلیلی	فرایند همگرایی در اروپا به سیاستهای مختلف اقتصادی بستگی دارد.

1. Romer

ردیف	محققان	مطالعه موردی	روش	خلاصه نتایج
۳	واربلین و واتر (Varblane & Vahter, 2005)	کشورهای در حال گذار اروپا	Pool-OLS and Fixed effect	همگرایی غیر شرطی بتا و همگرایی سیگما وجود داشته است.
۴	فانگ (Fung, 2009)	گروهی از کشورها	Panel data-Fixed effect	همگرایی شرطی بین کشورها وجود دارد.
۵	وچینوویک و همکاران (Vojinović et al., 2010)	اتحادیه اروپا	Cross-Section, Panel (Fixed effect)	همگرایی وجود دارد.
۶	لیبمن و وینورو (Libman & Vinokurov, 2012)	جهان	تحلیلی	شواهد همگرایی برای کشورهای مختلف متفاوت است.
۸	استریلوکوسکی و هسچل (Strielkowski & Höschle, 2016)	اتحادیه اروپا	تحلیلی	عدم همگرایی در اتحادیه اروپا
۹	بارو (Barro, 2016)	چین	OLS	همگرایی وجود دارد.
۱۰	بروزان (Borozan, 2017)	کروواسی	Panel data-Fixed effect	واگرایی مطلق و شرطی وجود دارد.
۱۱	مونفورت و همکاران (Monfort et al., 2016)	اتحادیه اروپا	آنالیز خوشه ای	ادغام اقتصادی به همگرایی نشده منجر است.

براساس مطالعات فوق، همگرایی کشورهای کمتر توسعه یافته به سوی کشورهای توسعه یافته در برخی از این مطالعات، تأیید و در برخی دیگر، رد شده است. در تاریخ اقتصادی، فرضیه کوزنتس سرآغاز خوشبینی‌ها و داستان‌های افسانه‌وار در مورد آینده اقتصاد است. این خوش بینی را در مدل رشد سولو هم به وضوح می‌توان دید. براساس این مدل، اقتصادهای جهان به مسیر رشد متوازن همگرا خواهند شد و در این فرایند، متغیرهای تولید، درآمدها، سودها، دستمزدها و ... بدون هیچ انحرافی پیشرفت خواهند کرد و سرانجام، تمامی افراد جامعه از مزایای رشد بهره‌مند خواهند شد. فلسفه این تئوری‌ها را می‌توان در یک جمله خلاصه کرد: «رشد یک موج در حال ظهور است که همه قایق‌ها را بلند می‌کند» (پیکتی، ۱۳۹۴، ص ۶۱-۶۰).

توماس پیکتی با انتشار کتاب سرمایه در قرن بیست و یک، فرضیه کوزنتس را با چالش جدی مواجه کرد. براساس نتایج تجربی ارائه شده در این کتاب، نیروهای کاهنده نابرابری در جامعه تأثیرگذاری مورد انتظار اقتصاددانان را نداشته‌اند. پیکتی نیروهای کاهنده نابرابری را به صورت زیر مطرح می‌کند:

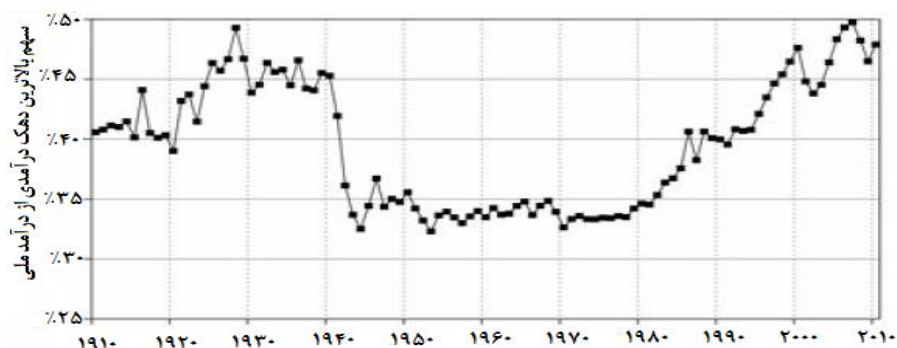
۱. انتشار دانش و مهارت: پیکتی با مطرح کردن این نیرو به عنوان قویترین نیروی همگرایی معتقد است انتشار دانش و مهارت، کلید رشد اقتصادی و کاهش نابرابری است؛ اما میزان تأثیرگذاری این نیرو در کاهش نابرابری درآمدی به علت وجود نیروهای قدرتمند مخالف، در حد انتظار نبوده است. در این راستا، پیکتی معتقد است: انتشار دانش و مهارت تاحدی طبیعی و خود جوش است و تاحد زیادی به عواملی چون سیاست‌های آموزشی و دسترسی به آموزش، بستگی دارد.

۲. تکنولوژی: پیکتی با مطرح کردن تکنولوژی به عنوان یک نیروی همگرایی، معتقد است که در طول زمان با پیشرفت تکنولوژی، ضرورت استفاده از نیروی کار ماهر در فرایند تولید افزایش می‌یابد که این پدیده، با کاهش سهم سرمایه، به افزایش سهم نیروی کار از تولید منجر می‌گردد، که در ادبیات اقتصادی، این پدیده را فرضیه افزایش سرمایه انسانی می‌نامند.

در ادامه، فرضیه جایگزینی جنگهای طبقاتی با جنگهای بین نسلی به علت کاهش نابرابری و افزایش شاخص امید به زندگی، یکی از فرضیه‌های اقتصاددانان است که پیکتی بدان اشاره می‌کند. در نهایت، پیکتی بیان می‌کند که این باورها کاملاً خوشبینانه، افسانه وار و تا حد زیادی گمراه کننده هستند. دگرگونی‌هایی از این قبیل، هم ممکن و هم، واقعی است؛ اما برآیند کمتری از آنچه تصور می‌شود دارد؛ زیرا نه تنها شواهد چندانی مبنی بر کاهش سهم سرمایه از تولید و افزایش سهم نیروی کار وجود ندارد، بلکه سهم سرمایه غیرانسانی از تولید در قرن بیست و یک، روند افزایشی را نشان می‌دهد.

نتایج فوق، پیکتی را به سوی بررسی دوباره فرضیه کوزنتس سوق داد. در این راستا، پیکتی بسط سری تاریخی کوزنتس در مورد آمریکا را به صورت نمودار زیر نمایش داده است:

شکل ۲. نمودار سهم دهک بالای درآمدی از درآمد ملی ایالات متحده



مأخذ: پیکتی، ۱۳۹۴، ص ۷۷

براساس نمودار فوق، نابرابری درآمدی بعد از یک دوره کاهش و یک دوره تقریباً ثبات، دوباره افزایش یافته است؛ درحالی که براساس نظریه کوزنتس می‌باید نابرابری درآمدی در مراحل پیشرفته رشد و توسعه اقتصادی کاهش یابد.

شایان ذکر است که داده‌های در دسترس کوزنتس مربوط به دوره ۱۹۴۸-۱۹۱۳ بود که در این سال‌ها نابرابری درآمدی، ابتدا افزایش، سپس در یک دوره، تقریباً ثابت بوده، و در نهایت، کاهش یافته است.

در این راستا، پیکتی معتقد است که کاهش نابرابری که توسط کوزنتس ناشی از رشد اقتصادی تصور می‌شد، در واقع، ناشی از سیاست‌های حمایتی دولت برای پرداختن به شوک‌های جنگ بود. بر این مبنا، پیکتی نتیجه می‌گیرد که پویایی‌های توزیع ثروت ساز، کارهای قوی را نشان می‌دهند که به‌تناسب به سمت همگرایی و واگرایی می‌روند و هیچ نیروی خودجوش و طبیعی مسلطی در این تناوب، وجود ندارد.

۳. پیشینه تحقیق

در این قسمت از مطالعه، نگاهی به مطالعات تجربی داخلی و خارجی مرتبط با تحقیق خواهیم داشت.

۳-۱. مطالعات داخلی

جدول ۲. مطالعات داخلی

ردیف	محققان	مطالعه موردی	روش	خلاصه نتایج
۱	(نیلی و فرحبخش، ۱۳۷۷)	ایران	OLS	رشد و توزیع درآمد با جهت گیری علی دوطرفه حرکتی هم جهت دارند
۲	(ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴)	ایران	علیت گرنجر، جوهانسون-جسلیوس	رابطه علی یک طرفه از نابرابری به رشد وجود دارد.
۳	(خالدی و صدراالشرقی، ۱۳۸۴)	مناطق روستایی ایران	هم انباشتگی انگل گرنجر دو مرحله ای	فرضیه کوزنتس تأیید نمی شود.
۴	(سلیمی فر و طاهری فرد، ۱۳۸۹)	کشورهای آمریکای لاتین	تحلیلی	رابطه رشد و توزیع درآمد برای برخی کشورها، مثبت و برای برخی، منفی
۵	(مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۰)	ایران	اثرات ثابت	رابطه رشد و نابرابری برای شهرها N شکل و برای روستاها N معکوس
۶	(مهر آرا و محمدیان، ۱۳۹۳)	ایران	BMA, WALS	رشد اقتصادی، تأثیر مثبت بر نابرابری دارد.
۷	(صدقی و همکاران، ۱۳۹۴)	ایران	رگرسیون وزنی جغرافیایی	نابرابری، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.
۸	(مؤتمنی، ۱۳۹۴)	ایران	رگرسیون هم جمعی کانونی	نوسانات رشد اقتصادی، تأثیر مثبت بر نابرابری دارد.
۹	(ابو نوری و فراهتی، ۱۳۹۴)	ایران	هم انباشتگی انگل گرنجر	فرضیه کوزنتس در مورد پایین بودن نابرابری در بخش کشاورزی تأیید می شود
۱۰	(برقی و همکاران، ۱۳۹۶)	کشورهای در حال توسعه منتخب	PSTR	نابرابری در رژیم اول، تأثیر مثبت و در رژیم دوم، تأثیر منفی بر رشد دارد.
۱۱	(حسین زاده، ۱۳۹۶)	منطقه منا	دوربین فضایی	فرضیه کوزنتس تأیید می شود.
۱۲	(دهقانی و همکاران، ۱۳۹۶)	ایران	LSTR	فرضیه کوزنتس در ایران تأیید می شود.
۱۳	(طیعی، ۱۳۹۶)	کشورهای در حال توسعه نفتی	GMM	فرضیه توماس پیکتی صحیح می باشد.

۲-۳. مطالعات خارجی

جدول ۳. مطالعات خارجی

ردیف	محققان	مطالعه موردی	روش	خلاصه نتایج
۱	بریدسال و همکاران (Birdsall et al., 1995)	شرق آسیا	رگرسیون مقطعی	کاهش نابرابری، تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.
۲	رم (Ram, 1997)	گروهی از کشورهای توسعه یافته	اثرات ثابت	نابرابری در سطح بالای توسعه، کاهش نیافته است.
۳	پانیزا (Panizza, 2002)	آمریکا	اثرات ثابت، GMM	میان رشد و توزیع درآمد، رابطه منفی وجود دارد.
۴	لوند برگ و سکوایر (Lundborg and Squire, 2003)	Deininger-Squire data set and Penn World Tables	Sure, 3sls, Kr-3sls	تعیین های رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی با هم در تضاد نمی باشند، در نتیجه محققان باید در مطالعات بر تعیین های مشترک این دو متمرکز شوند.
۵	ویتکوسکی (Voitchovsky, 2005)	گروهی از کشورها	GMM	بسته به شرایط، رابطه رشد و نابرابری، متفاوت است.
۶	پینالوسا و دورنوسکی (Penalosa and Turnovsky, 2006)	-	Canonical model	رشد سریع و نابرابری درآمدی هم بسته هستند.
۷	فرانک (Frank, 2009)	آمریکا	ARDL	رشد و نابرابری در بلند مدت، رابطه مثبت دارند.
۸	گالوپ (Gallup, 2012)	جمعی از کشورها	NON-Parametric method and Fixed effect	رابطه بین رشد و نابرابری همیشه U وارون نیست.
۹	شین (Shin, 2012)		تحلیلی	رابطه رشد و نابرابری براساس شرایط، متفاوت است.
۱۰	ریسو و همکاران (Risso, et al., 2013)	مکزیک	هم انباشتگی	سری زمانی GDP و نابرابری هم انباشته اند
۱۱	بانت و همکاران (Bonnet, et al., 2014)	فرانسه، انگلیس، آلمان، آمریکا، کانادا	تحلیلی	فرضیه توماس پیکتی، صحیح نمی باشد.

ردیف	محققان	مطالعه موردی	روش	خلاصه نتایج
۱۲	تورنوسکی (Turnovsky, 2015)		تحلیلی	رابطه رشد و نابرابری درآمدی براساس چهارچوب تحلیل، متفاوت است، اما در جهت فهم ماهیت رابطه آنها می بایستی در چهارچوب مدل رشد تعادل عمومی بررسی شود.
۱۳	جکسون و ویکتور (Jackson & Victor, 2016)	کانادا و انگلیس	مدل SIGMA	رشد کند اقتصادی الزاماً به معنی افزایش نابرابری نیست.
۱۴	یانگ و گریانی (Yang & Greaney, 2017)	چین، ژاپن، کره جنوبی، آمریکا	انگل گرنجر دو مرحله ای	بین GDP سرانه و نابرابری، رابطه S شکل وجود دارد.
۱۵	بریشا و مزاروس (Berisha & Meszaros, 2017)	آمریکا	OLS	نرخ رشد بالا با نرخ رشد منفی نابرابری، همراه است
۱۶	لیوبیمو (Lyubimov, 2017)	روسیه	تحلیلی	براساس شواهد روسیه، تئوری پیکتی نسبت به کوزنتس سازگارتر است.

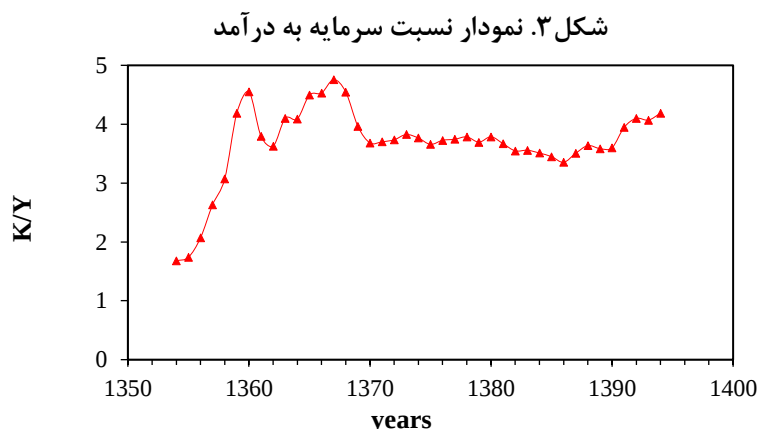
براساس مطالعات داخلی ذکر شده در جدول ۲، رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران، اغلب براساس تئوری کوزنتس بررسی گردیده، اما بر مبنای اطلاعات نویسندگان، تا کنون مطالعه‌ای براساس نظریات پیکتی در مورد اقتصاد ایران انجام نشده است.

مطالعه حاضر، اولین بررسی از وضعیت نابرابری درآمدی در ایران براساس تئوری پیکتی است. لذا در ادامه، متغیرهای مهم مورد نظر پیکتی که نشان دهنده نابرابری هستند، براساس داده های آماری ایران رسم می‌شوند.

نسبت سرمایه به درآمد (K/Y)

درآمد، یک متغیر جریانی است. درآمد با مقدار کالاهای تولید و توزیع شده در یک دوره خاص (که معمولاً یک سال در نظر گرفته می‌شود)، تطابق دارد؛ اما سرمایه، یک متغیر انباره است و با کل ثروت در یک لحظه زمانی خاص تطابق دارد. این انباره از ثروت تخصیص یافته یا انباشته ترکیب شده در همه سال‌های قبل به دست می‌آید. بر این اساس، طبیعی ترین و مفیدترین روش اندازه گیری موجودی

سرمایه در یک کشور، عبارت است از تقسیم آن انباره بر جریان سالانه درآمد که، نسبت سرمایه به درآمد را می‌دهد (پیکتی، ۱۳۹۴، ص ۱۰۶).
نمودار نسبت سرمایه به درآمد براساس داده های ایران:



براساس نمودار فوق، ارزش کل ثروت خصوصی در ایران در فاصله سالهای ۱۳۵۴ تا ۱۳۶۸ بین یک تا ۵ سال درآمد ملی است. از سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۹۱ میزان ثروت خصوصی بین ۳ تا ۳,۹ سال درآمد ملی در حال نوسان است و از سال ۱۳۹۲ تا سال ۱۳۹۴ میزان ثروت خصوصی دوباره افزایش می یابد و بین ۴ تا ۴,۱ سال درآمد ملی است که این روند نشان دهنده افزایش تمرکز ثروت در سالهای اخیر برای ایران است.

نرخ بازدهی سرمایه در برابر رشد اقتصادی در ایران

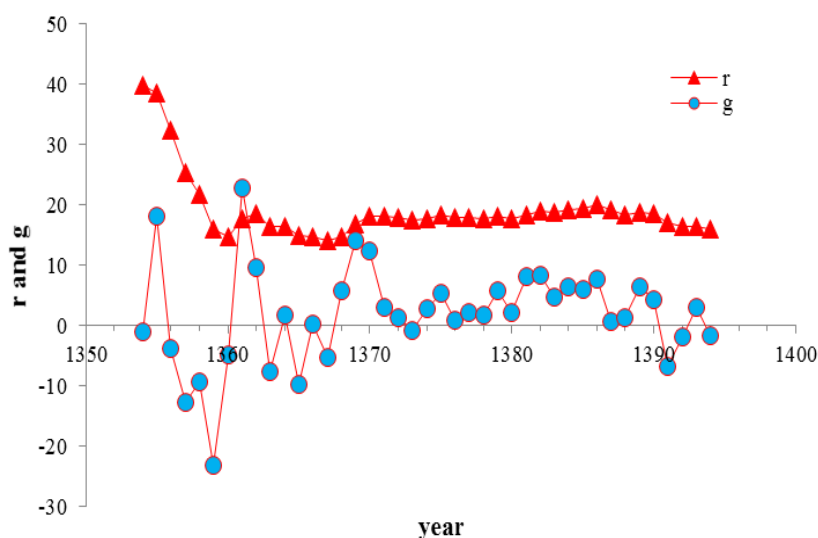
جهت بررسی روند نرخ رشد اقتصادی در مقابل نرخ بازدهی سرمایه، ابتدا می‌باید نرخ بازدهی سرمایه را محاسبه کنیم. برای محاسبه نرخ بازدهی سرمایه در این مطالعه، از قانون اول سرمایه‌داری پیکتی استفاده شده است. براساس قانون اول سرمایه‌داری، اولین قدم جهت محاسبه نرخ بازدهی سرمایه، محاسبه سهم سرمایه از درآمد ملی است. جهت محاسبه این پارامتر در این مطالعه، از تابع تولید کاب-داگلاس برای اقتصاد ایران استفاده شده است.

براساس نتایج تخمین تابع تولید سهم سرمایه از درآمد ملی، $0/67$ به دست آمد. با به دست آمدن سهم سرمایه از درآمد ملی براساس قانون اول سرمایه داری پیکتی، نرخ بازدهی سرمایه به صورت زیر محاسبه گردید:

$$r = \alpha/\beta$$

با محاسبه نرخ بازدهی سرمایه، نمودار سیر تاریخی نرخ بازدهی سرمایه (r) و رشد اقتصادی (g) برای ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴، به صورت زیر به دست آمد:

شکل ۴. نمودار نرخ بازدهی سرمایه در برابر رشد اقتصادی



براساس نمودار فوق، نرخ بازدهی سرمایه بجز در سال ۱۳۶۱ در کل دوره مورد بررسی، بالاتر از نرخ رشد اقتصادی بوده است. نمودار فوق، نشان از این مهم دارد که سرعت رشد سرمایه همواره از سرعت رشد اقتصادی در ایران بالاتر بوده است. در ابتدای دوره ۱۳۵۴، نرخ بازدهی سرمایه روندی نزولی را نشان می‌دهد، که این نزول نرخ بازدهی سرمایه تا سال ۱۳۶۰ ادامه می‌یابد و از سال ۱۳۶۱ تا سال ۱۳۶۲، افزایش و در سال ۱۳۶۳ کاهش می‌یابد و در سال ۱۳۶۴ دوباره افزایش، و بعد از سال ۱۳۶۴ تا سال ۱۳۶۷، دوباره کاهش می‌یابد از سال ۱۳۶۹ به بعد نرخ بازدهی سرمایه بین مقادیر ۱۶ و ۲۰ در حال نوسان است.

در کل، می‌توان گفت که نرخ بازدهی سرمایه نسبت به نرخ رشد اقتصادی، نوسانات کمی را نشان می‌دهد. براساس نمودار فوق، بیشترین نوسانات رشد اقتصادی در ایران مربوط به دوره ۱۳۵۴ تا سال ۱۳۷۱ می‌باشد؛ که البته بدین معنا نیست که در سال‌های بعد، رشد اقتصاد ایران نوسان نداشته، بلکه این معنی را دارد که نوسانات سال‌های بعد نسبت به این دوره، کمتر بوده است.

۴. معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

براساس تئوری توماس پیکتی داریم:

۴-۱. قانون اول سرمایه‌داری

قانون اول سرمایه‌داری به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\alpha = r * \beta \quad (۴)$$

α : سهم سرمایه از درآمد ملی؛ β : نسبت سرمایه به درآمد؛ r : نرخ بازدهی سرمایه.
معادله فوق می‌تواند برای همه جوامع در همه ادوار تاریخی به کار رود. اگرچه این معادله، توضیح واضحی است، اما باید به عنوان اولین قانون سرمایه‌داری در نظر گرفته شود؛ زیرا بیانگر رابطه‌ای ساده و شفاف میان سه مورد از مهمترین مفاهیم (سهم سرمایه از درآمد ملی، نسبت سرمایه به درآمد و نرخ بازدهی سرمایه) برای تحلیل سیستم سرمایه‌داری است.

۴-۲. قانون دوم سرمایه‌داری

قانون دوم سرمایه‌داری، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\beta = \frac{s}{g} \quad (۵)$$

که در رابطه بالا:

β : نسبت موجودی کل سرمایه به درآمد؛

s : نرخ پس‌انداز؛

g : نرخ رشد اقتصادی + نرخ رشد جمعیت.

این رابطه، می‌تواند به مثابه دومین قانون بنیادی سرمایه‌داری مورد توجه قرار گیرد؛ زیرا یک واقعیت مهم را منعکس می‌کند: کشوری که بیشتر پس‌انداز کند و به‌کندی رشد کند، در بلندمدت حجم بزرگی از سرمایه را انباشت خواهد کرد که اثری قابل توجه بر ساختار اجتماعی و توزیع ثروت در آن کشور خواهد داشت.

در این راستا، پیکتی اعتقاد دارد که برقراری قانون دوم سرمایه‌داری، مستلزم صادق بودن شرایط زیر است:

اصل اول: انباشت ثروت، زمان بر است و چندین دهه طول می کشد تا قانون $\beta = \frac{s}{g}$ برقرار شود. برای مثال، با یک نرخ پس انداز ۱۲ درصدی و شروع از سرمایه صفر، ۵۰ سال طول می کشد تا معادل ۶ سال درآمد ملی پس انداز شود.

اصل دوم: قانون $\beta = \frac{s}{g}$ ، زمانی معتبر است که بر اشکالی از سرمایه متمرکز شود که موجودات انسانی می توانند انباشت کنند.

اصل سوم: قانون $\beta = \frac{s}{g}$ ، زمانی معتبر است که قیمت های دارایی به طور متوسط، در همان مسیر قیمت های مصرفی تحول یابند.

پیکنی با ارائه قانون های بنیادین سرمایه داری در نهایت، به این نتیجه می رسد که اگر نرخ بازدهی سرمایه در یک دوره زمانی طولانی، بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می یابد.

۳-۴. مکانیسم عملکرد ($r > g$)

نیروی $r > g$ در بسیاری از مدل های اقتصادی در حالت تعادل پایدار درست است. برای نمونه، در مدل نماینده-عامل که هر فرد به عنوان یک خانواده به صورت بینهایت زندگی می کند، نرخ بازگشت در حالت تعادل را می توان با قانون طلایی، به صورت زیر نشان داد:

$$r = \theta + \gamma g \quad (۶)$$

در رابطه فوق داریم: θ : نرخ ترجیحات زمانی؛ γ : شیب تابع مطلوبیت؛ که در این چارچوب، نابرابری $r > g$ همواره برقرار است (Piketty, 2015).

در تعادل پایدار، هر خانواده به میزان g/r از درآمد ناشی از سرمایه را دوباره سرمایه گذاری خواهد کرد تا اطمینان حاصل کند که سهم سرمایه به اندازه اقتصاد، رشد خواهد کرد. بر این اساس، هر چه شکاف میان r و g کوچکتر باشد، هر خانواده، سهم بیشتری از درآمد سرمایه خود را دوباره سرمایه گذاری می کند و هر چه شکاف میان r و g بیشتر باشد، هر خانواده، سهم کمتری از درآمد ناشی از سرمایه را دوباره سرمایه گذاری می کند که این پدیده، به تمرکز سرمایه و در نهایت، افزایش نابرابری در جامعه منجر خواهد شد (Piketty, 2015). لذا می توان فرضیه پیکنی را اینگونه بیان نمود: اگر نرخ بازدهی سرمایه، بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می یابد. فرضیه فوق را می توان به صورت یک معادله دیفرانسیل به صورت زیر، نشان داد:

$$\frac{dIN}{dt} = \gamma(r - g) \quad (7)$$

در معادله (۷) داریم: $\gamma > 0$

براساس معادله فوق:

$$\text{If } r > g \rightarrow \frac{dIN}{dt} > 0$$

اگر نرخ بازدهی سرمایه بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، تغییرات نابرابری درآمدی مثبت است و به عبارتی، نابرابری درآمدی افزایش می یابد.

$$\text{If } r = g \rightarrow \frac{dIN}{dt} = 0$$

نرخ بازدهی سرمایه، برابر با رشد اقتصادی، و تغییرات نابرابری درآمدی ناشی از نیروی واگرایی، صفر است.

$$\text{If } r < g \rightarrow \frac{dIN}{dt} < 0$$

اگر نرخ رشد اقتصادی، بالاتر از نرخ بازدهی سرمایه باشد، تغییرات نابرابری درآمدی منفی است و به عبارتی، نابرابری کاهش می یابد.

بر مبنای مباحث مطرح شده در سطور فوق و مبنای نظری تحقیق، مدل اقتصاد سنجی به صورت زیر ارائه می شود:

$$\ln(IN) = \alpha_1 D \left\{ \begin{matrix} 1 & r > g \\ 0 & r < g \end{matrix} \right\} + U_i$$

در مدل رگرسیونی فوق جهت آزمون فرضیه توماس پیکتی، از متغیر مجازی استفاده شده است. متغیر مجازی به ازای $r > g$ برابر یک و به ازای $r < g$ صفر در نظر گرفته شده است. براساس مبنای نظری تحقیق، فرضیه توماس پیکتی به صورت $r > g$ بیان شده است و در داده ها امکان دارد که در حالاتی خاص، نرخ رشد اقتصادی بالاتر از نرخ بازدهی سرمایه باشد. بر این مبنا، جهت آزمون فرضیه مورد نظر، از متغیر مجازی استفاده گردید.

در مدل رگرسیونی فوق، جهت جلوگیری از تورش تصریح متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت، متغیر درآمدهای نفتی و متغیر مجازی سال های جنگ، به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شده است. در ادامه، مدل تحقیق به صورت زیر تصریح گردید:

$$\ln(IN) = \alpha_1 D \left\{ \begin{matrix} 1 & r > g \\ 0 & r < g \end{matrix} \right\} + \alpha_2 \ln(GDP) + \alpha_3 \ln(OIL) + \alpha_4 w + U_i$$

در مدل فوق داریم:

$\ln(IN)$: لگاریتم نسبت درآمدی دهک بالای درآمدی به دهک پایین درآمدی (معیار نابرابری)؛

D: متغیر مجازی براساس فرضیه پیکتی؛

$\ln(GDP)$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳؛

$\ln(OIL)$: لگاریتم درآمدهای نفتی؛

W: متغیر مجازی سالهای جنگ؛

U_i : جزء اخلاص مدل.

براساس مبانی نظری تحقیق، متغیر مجازی، متغیر اصلی تحقیق می باشد. در مدل رگرسیونی فوق به علت ایجاد همخطی میان متغیر مجازی و عرض از مبدأ، عرض از مبدأ از مدل حذف گردید.

۵. یافته های تحقیق

۵-۱. بررسی مانایی متغیرها

در مباحث اقتصاد سنجی هنگام استفاده از داده های سری زمانی جهت جلوگیری از رگرسیون کاذب، می باید مانایی متغیرهای تحقیق براساس آزمون های موجود، مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه جهت بررسی مانایی متغیرهای تحقیق، از آزمون های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون استفاده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

نام متغیر	نتایج آزمون در سطح (مدل دارای عرض از مبدأ)					نتایج آزمون با یک بار تفاضل گیری (مدل دارای عرض از مبدأ)				
	آماره دیکی فولر	۱	۵	۱۰	نتایج (درصد)	آماره دیکی فولر	۱	۵	۱۰	نتایج (درصد)
$\ln(IN)$	-۳/۶	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶	مانا	---	---	---	---	---
$\ln(GDP)$	۰/۱۷	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶	نامانا	-۵/۱۵	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶۰	مانا
$\ln(oil)$	-۲/۳۸	-۳/۶	-۲/۹۳	-۲/۶	نامانا	-۶/۳۷	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون

نام متغیر	نتایج آزمون در سطح (مدل دارای عرض از مبدأ)					نتایج آزمون با یک بار تفاضل گیری (مدل دارای عرض از مبدأ)				
	آماره فیلیپس- پرون	۱	۵	۱۰	نتایج (درصد)	آماره فیلیپس- پرون	۱	۵	۱۰	نتایج (درصد)
Ln (IN)	-۴/۳۶	-۳/۶۱	-۲/۹۴	-۲/۶	مانا	---	---	---	---	---
Ln (GDP)	-۰/۲۴	-۳/۶	-۲/۹۳	-۲/۶	نامانا	-۵/۱۷	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶۰	مانا
Ln (oil)	-۲/۴۳	-۳/۶	-۲/۹۳	-۲/۶	نامانا	-۶/۳۷	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر و فیلیپس پرون، متغیر نسبت درآمد دهک بالا به دهک پایین (LIN) در سطح ایستا است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت (LGDP) و درآمدهای نفتی (LOIL) با یک بار تفاضل گیری، ایستا شده‌اند. بر این اساس در این تحقیق، جهت برآورد مدل، نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی به علت دچار شدن به رگرسیون کاذب استفاده کرد. بر این مبنا جهت برآورد مدل تحقیق، از روش هم انباشتگی (ARDL) استفاده می‌شود.

۲-۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

براساس نتایج، آزمون‌های ریشه واحد متغیر ((Ln(IN) در سطح ایستا می‌باشد و متغیرهای ((Ln(OIL) و ((Ln(GDP) با یک بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. بر این مبنا، به علت دچار شدن به رگرسیون کاذب، نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده نمود. در این مواقع جهت برآورد مدل، می‌باید از روش‌های هم انباشتگی استفاده کنیم. در این مطالعه، با توجه به نتایج ریشه واحد متغیرها جهت برآورد مدل تحقیق، از روش هم انباشتگی (ARDL) استفاده کرده‌ایم. اولین قدم در استفاده از روش برآورد ARDL، آزمون وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای تحقیق است بدین منظور، از آزمون باند استفاده می‌شود که نتایج آزمون باند، به صورت جدول زیر به دست آمد:

جدول ۶. نتایج آزمون باند

F-statistic	Significance (درصد)	i0 bound	i1 bound
۸/۵۴	۱۰	۱/۹	۳/۰۱
	۵	۲/۲۶	۳/۴۸
	۲/۵	۲/۲۶	۳/۹
	۱	۳/۰۷	۴/۴۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج جدول فوق، آماره F آزمون باند از تمامی مقادیر بحرانی آزمون بالاتر است. بر این اساس، فرض صفر آزمون باند مبنی بر نبود رابطه بلند مدت میان متغیرهای تحقیق، رد می‌شود. با این نتیجه، بدون نگرانی از وجود و یا عدم وجود رابطه بلند مدت، می‌توانیم رابطه بلند مدت را براساس روش تخمین (ARDL) برآورد کنیم. روابط بلند مدت براساس معیار آکایک و با حداکثر طول وقفه دو، برآورد گردید.

جدول ۷. نتایج رابطه بلند مدت

ARDL (2,0,0,0,0), (AIC)			متغیر وابسته (Ln (GDP))
متغیر	ضریب	std.error	t-statistic
Ln(GDP)	-۰/۲۵	۰/۰۶	-۴/۱۶
Ln(OIL)	۰/۱۴	۰/۰۴	۳/۱۵
DUMMY	۶/۵۱	۰/۸۸	۷/۳۲
W	۰/۱۲	۰/۰۵	۲/۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج جدول فوق، تمامی ضرایب معنی‌دار بوده و علامت آنها با انتظارات تئوریک سازگار است. براساس نتایج، ضریب متغیر مجازی که معرف فرضیه توماس پیکتی در مدل است، مثبت بوده و در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است. این ضریب، نشان می‌دهد که هرگاه نرخ بازدهی سرمایه بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد که این حالت، به معنای تأیید فرضیه توماس پیکتی بر مبنای شواهد آماری ایران است.

نتیجه این مطالعه، با نتایج مطالعه (Lyubimov, 2017) سازگاری دارد که براساس آن، مطالعه فرضیه پیکتی نسبت به فرضیه کوزنتس با شرایط روسیه سازگارتر است؛ اما نتیجه این مطالعه، با مطالعه (Jackson & Victor, 2016) همخوانی ندارد؛ زیرا براساس مطالعه آنان، رشد کند اقتصادی الزاماً به معنای افزایش نابرابری نمی باشد و همچنین نتایج این تحقیق، با نتایج مطالعه (Bonnet, et al., 2014) سازگاری ندارد؛ چرا که براساس مطالعه آنها، فرضیه توماس پیکتی صادق نمی باشد. همچنین ضریب متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، منفی بوده و در سطح ۹۵ درصد معنی دار می باشد. براساس نتایج، با افزایش یک درصدی در لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، ۲۵ درصد نسبت درآمد دهک بالا به دهک پایین، کاهش می یابد.

در این راستا، مطالعات مختلفی در مورد تأثیر تولید ناخالص داخلی بر توزیع درآمد در ایران صورت گرفته است که می توان به مطالعه (حاتمی و همکاران، ۱۳۹۵) اشاره کرد که در این مطالعات، افزایش تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبت بر نابرابری داشته، و به عبارت دیگر، افزایش تولید ناخالص داخلی، به افزایش نابرابری درآمدی انجامیده، در حالی که براساس نتایج این مطالعه، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، به کاهش نابرابری درآمدی منجر شده، و دلیل اصلی این نتایج، شاید این باشد که عمده تولید ناخالص داخلی ایران را نفت تشکیل می دهد که وجود رانت های گسترده در این بخش از اقتصاد، به نابرابری در ایران دامن زده است.

همچنین از دیگر سو، ضریب متغیر لگاریتم درآمدهای نفتی مثبت بوده و در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. براساس نتایج، با افزایش یک درصدی در لگاریتم درآمدهای نفتی، نسبت درآمد دهک بالا به دهک پایین، به اندازه ۰/۱۴ درصد افزایش می یابد؛ که این نتیجه با مطالعات (جرجر زاده و اقبالی، ۱۳۸۴) و (صاحب هنر و ندری، ۱۳۹۲)، سازگار است.

علامت ضریب متغیر مجازی جنگ، مثبت به دست آمده است که نشان از تأثیر منفی سالهای جنگ بر نابرابری درآمدی است. به عبارت دیگر، جنگ به افزایش نابرابری درآمدی در ایران منجر شده است.

در مرحله نهایی، می باید تخمین به روش ARDL، تخمین های کوتاه مدت که نحوه تعدیل به سمت روابط بلندمدت را نشان می دهد، تعیین گردد. در این راستا، نتایج تعدیل کوتاه مدت به سمت بلندمدت، به صورت زیر به دست آمد:

جدول ۸. نتایج تخمین کوتاه مدت

متغیر	ضریب	std.error	t.statistic
d (LIN(-1))	-۰/۱۹	۰/۱۲	-۱/۴
d (LGDP)	-۰/۱۸	۰/۰۶	-۲/۹
d (LOIL)	۰/۱	۰/۰۴	۲/۴
d (D)	۴/۷	۱/۲	۳/۹
d (w)	۰/۰۹	۰/۰۴	۲/۰۲
ECM (-1)	-۰/۷۳	۰/۱۲	-۶/۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

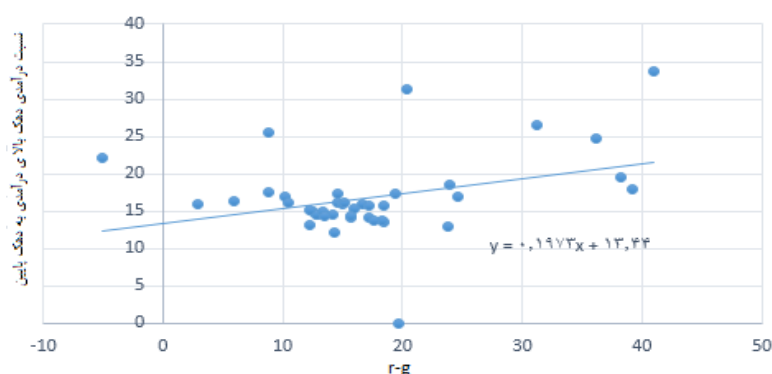
براساس الگوی پویا، تمامی متغیرهای توضیحی معنی دار می باشند؛ به طوری که با افزایش یک درصدی در لگاریتم متغیر نابرابری دوره قبل، نابرابری در دوره بعد ۰/۱۹ درصد کاهش می یابد که می تواند به علت اجرای سیاست های دولت در مهار افزایش نابرابری در کوتاه مدت باشد.

همچنین با افزایش یک درصدی در لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت، نابرابری در دوره جاری ۰/۱۸ کاهش می یابد که ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت، هم علامت می باشند.

با افزایش یک درصدی در متغیر لگاریتم درآمدهای نفتی در دوره قبل، نابرابری درآمدی در دوره جاری ۰/۱ درصد افزایش می یابد. شایان ذکر است که ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت، هم علامت می باشند. و همچنین مقدار ECM منفی، بین صفر و یک و معنی دار بوده که نشان از تعدیل مدل تحقیق به سمت روابط بلند است.

۶. بررسی سازگاری مدل با شرایط توزیع در ایران

شکل ۵. نمودار پراکنش میان دو متغیر $r-g$ و نسبت درآمدی دهک بالای درآمدی به دهک پایین



مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نمودار فوق، یک روند کلی مثبت و خطی میان دو متغیر $(r-g)$ و نسبت درآمدی دهک بالا به دهک پایین مشاهده می‌گردد. که این نتیجه، به معنای سازگاری فرضیه توماس پیکتی براساس شرایط توزیع درآمد در ایران می‌باشد که با نتایج تخمین مقاله همخوانی دارد. همچنین بیشتر نقاط نمودار حول خط رگرسیون متمرکز گردیده‌اند که نشان از قوی بودن رابطه میان دو متغیر است و در نتیجه، دقت پیش بینی بالا می‌باشد. به عبارتی دیگر، ما می‌توانیم روند کلی نسبت درآمدی دهک بالا به دهک پایین را براساس تغییرات متغیر $(r-g)$ پیش بینی نماییم؛ چرا که بیشتر نقاط، حول خط رگرسیون متمرکز گردیده‌اند.

۷. نتیجه گیری

انتشار مقاله سایمون کوزنتس در سال ۱۹۵۵، به ایجاد امیدهای فراوانی در جهت کاهش نابرابری درآمدی منجر گردید. براساس فرضیه کوزنتس که مبتنی بر داده‌های آماری سه کشور آمریکا، آلمان و فرانسه بود، نابرابری درآمدی به طور خودکار و به واسطه رشد اقتصادی، به مرور زمان کاهش می‌یابد. بر مبنای نتایج تجربی مطالعه کوزنتس، مدل‌های رشد فراوانی جهت تبیین مسیر رشد اقتصادی مناسب شکل گرفت؛ اما با گذشت سال‌ها از این فرضیه و سیاستگذاری‌های مختلف در

کشورهای گوناگون بر مبنای آن، اکنون واقعیت نابرابری درآمدی در کشورهای جهان، نتایجی مخالف با پیش بینی کوزنتس را نشان می‌دهد.

براساس آمارهای منتشر شده، نابرابری درآمدی در کشورهای توسعه‌یافته جهان، نه تنها کاهش نیافته است بلکه افزایشی بی سابقه را نشان می‌دهد. در این راستا، در سال ۲۰۱۳، توماس پیکتی اقتصاددان فرانسوی با انتشار کتاب سرمایه در قرن بیست و یک، این واقعیت‌ها را به صورت منظم و براساس داده‌های معتبر، طبقه بندی کرد. در این کتاب، پیکتی با نقد دیدگاه اقتصاددانان در مورد نیروهای کاهنده نابرابری، اظهار می‌کند که از بعد تئوریک، این فرضیه‌ها درست و قابل قبول است، اما در واقعیت جامعه، به علت وجود نیروهای واگرایی، تأثیر مثبت این نیروها در کاهش نابرابری درآمدی، خنثی می‌شود.

با مطرح شدن این فرضیه و زیر سؤال رفتن فرضیه کوزنتس و تئوری‌های همگرایی اقتصادی در راستای کمک به شناخت مناسب مسیر توسعه اقتصادی برای ایران و با توجه به نابرابری درآمدی در حال رشد در جهان، در این مطالعه، روند نابرابری درآمدی در ایران بر مبنای فرضیه پیکتی و براساس شواهد آماری ایران، بررسی گردید.

براساس نتایج برآورد مدل، ضریب متغیر مجازی مثبت به دست آمد که نشان از تأثیر مثبت نیروی واگرایی $I > g$ بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. به عبارتی دیگر، نتایج مطالعه تأیید کننده فرضیه توماس پیکتی براساس شواهد آماری ایران است.

این نتیجه هم جهت با شکل ۵ نمودار پراکنش متغیر $I-g$ و نسبت درآمدی دهک بالای درآمدی به دهک پایین است، زیرا این نمودار، به طور کلی، رابطه‌ای مثبت میان این دو متغیر را نشان می‌دهد. در این راستا، شایان ذکر است که براساس مکانیسم اثرگذاری $I > g$ بر نابرابری درآمدی، آنچه که اهمیت دارد، فاصله میان نرخ بازدهی سرمایه و نرخ رشد اقتصادی است؛ به طوری که هرچه فاصله میان این دو متغیر بیشتر باشد، تأثیر بزرگتری بر نابرابری درآمدی دارد.

ضریب درآمدهای نفتی مثبت است. به عبارتی، متغیر درآمدهای نفتی، به افزایش نابرابری درآمدی در ایران منجر شده است. در نگاه اول، وجود درآمدهای نفتی می‌بایستی نابرابری درآمدی را کاهش دهد، اما نتایج این مطالعه و بسیاری از مطالعات دیگر، نشان دهنده تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر نابرابری درآمدی است. دلیل این پدیده را می‌توان در مواردی مانند دورافتادگی صنایع معدنی، افزایش مخارج دولت در کلان‌شهرها، عدم آمادگی کافی نیروی کار برای فعالیت در سایر صنایع جستجو کرد.

ضریب تولید ناخالص داخلی بدون نفت، منفی است که این پدیده، به معنای تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی بدون نفت بر شکاف درآمدی در جامعه است. تأثیر منفی تولید ناخالص داخلی بدون

نفت بر نابرابری درآمدی و تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر نابرابری درآمدی در ایران، می تواند تأییدی بر برنامه های توسعه ای ایران جهت کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی باشد.

ضریب متغیر مجازی سالهای جنگ، مثبت به دست آمده است که نشان از تأثیر مثبت سالهای جنگ بر نابرابری درآمدی در ایران دارد. دلیل این پدیده را می توان در اثرات مخرب جنگ ایران و عراق بر اقتصاد ایران جستجو کرد؛ به طوری که جنگ ایران و عراق، منابعی را که می بایستی در جهت سرمایه گذاری و ایجاد فرصت های شغلی و درآمدی جدید صرف می شد، به خود اختصاص داد و همچنین جنگ، به تخریب زیر ساخت های فیزیکی، کارخانه ها و ظرفیت تولید کشور منجر گردید که این وضعیت، به کاهش درآمد سرانه و متعاقباً افزایش نابرابری درآمدی منتهی شده است.

۸. پیشنهادهای سیاستی

براساس نتایج این مطالعه، فرضیه توماس پیکتی براساس شواهد آماری در ایران، معتبر می باشد، لذا هرگاه نرخ بازدهی سرمایه بالاتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، نابرابری درآمدی افزایش می یابد. بر این مبنا، پیشنهاد می گردد که دولت، سیاست های مناسبی را در جهت افزایش رشد اقتصادی به منظور کاهش نابرابری درآمدی به کار گیرد.

همچنین در این مطالعه، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، منجر به کاهش نابرابری درآمدی و درآمدهای نفتی، به افزایش نابرابری منتهی گردیده است، لذا پیشنهاد می گردد که دولت درآمدهای نفتی کشور را در راستای افزایش تولید ناخالص داخلی بدون نفت، هزینه نماید.

منابع و مآخذ

- ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و خطابخش، پرپسا (۱۳۸۴). بررسی رابطه‌ی رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، (۱۷): ۵۰-۱۳.
- ابونوری، اسمعیل و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۴). ساختار تولید و توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۲): ۲۳-۱.
- برقی اسگویی، محمد مهدی؛ خداوردیزاده، محمد؛ خداوردیزاده، صابر و وفامند، علی (۱۳۹۶). تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR). *فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، (۲۷): ۷-۸۰، ۶۵.
- پیکتی، توماس (۱۳۹۴). سرمایه در قرن بیست و یکم. ترجمه محمد رضا فرهادی پور و علی صباغی. تهران: انتشارات آمه، چاپ اول.
- جرجرزاده، علیرضا و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه رفاه اجتماعی*، تابستان، دوره ۴، شماره ۱۷: ۲۲۱-۲۰۴.
- حاتمی، امین؛ اثنی عشری، ابوالقاسم و اسدی، نرجس (۱۳۹۵). تأثیر گردشگری بر نابرابری درآمد در ایران (رهیافت الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)). *فصلنامه میراث و گردشگری*، زمستان، دوره ۱، شماره ۴: ۱۵۶-۱۳۹.
- حسین زاده، هدایت (۱۳۹۶). تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *پژوهشها و سیاستهای اقتصاد کلان*، دوره ۲۵، شماره ۸۲: ۲۶۰-۲۳۳.
- خالدی، کوهسار و صدراشرافی، سیدمهریار (۱۳۸۴). بررسی رابطه متقابل رشد اقتصادی بخش کشاورزی و توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران. *علوم کشاورزی*، دوره ۱۱: ۳۹-۲۵.
- رومر، دیوید (۱۳۸۳). *اقتصاد کلان* (جلد اول). ترجمه مهدی تقوی. ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، چاپ اول.
- دهقانی، علی؛ حسینی، سید محمدحسن؛ فتاحی، محمد و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۰، رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۲۱): ۲۳۶-۲۱۳.
- سلیمی فرد، مصطفی و طاهری فرد، علی (۱۳۸۹). بررسی تحلیلی رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای منطقه آمریکای لاتین. *فصلنامه فرایند مدیریت و توسعه*، ۲۳(۱): ۳۲-۳.

صاحب هنر، حامد و ندری، کامران (۲۰۱۴). تحلیل اقتصادی اثر افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد با رویکرد BVAR: مطالعه موردی ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، (۹): ۱۴۹-۱۱۵. صمدی، علی حسین؛ دهقان شبانی، زهرا و مرادی کوچی، عاطفه (۱۳۹۴). تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹: ۷۲-۵۷.

طیبی، سیروان (۱۳۹۶). بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی (آزمون فرضیه توماس پیکتی: تجربه کشورهای در حال توسعه نفتی). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز. مانی، موتمنی (۱۳۹۴). بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم‌جمع‌ی کانونی. *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲۳: ۷۹-۱۶۳.

مهرآرا محسن و محمدیان مجتبی (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصاد سنجی بیزینی. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۶۱: ۸۳-۱۱۶. مرتضوی، سیدابوالقاسم؛ سراج زاده، فرزاد و شکوهی، مریم (۱۳۹۰). مطالعه رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور: کاربرد منحنی کوزنتس. *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، (۹): ۱۸۰-۱۶۵. نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد. *فصلنامه برنامه ریزی و بودجه*، ۳(۱۰): ۱۵۴-۱۲۱.

- Barro, R. J. (2016). Economic growth and convergence, applied especially to China. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. w21872
- Barry, F. (2003). Economic integration and convergence processes in the EU cohesion countries. *Journal of Common Market Studies (JCMS)*, 41(5): 897-921.
- Berisha, E., & Meszaros, J. (2017). Household debt, economic conditions, and income inequality: A state level analysis. *The Social Science Journal*, 54(1): 93-101
- Birdsall, N.; Ross, D., & Sabot, R. (1995). Inequality and growth reconsidered: lessons from East Asia. *The World Bank Economic Review*, 9(3): 477-508.
- Borozan, D. (2017). Internal migration, regional economic convergence, and growth in Croatia. *International Regional Science Review*, 40(2): 141-163.
- Bonnet, O., Bono, P. H., Chapelle, G., & Wasmer, E. (2014). Does housing capital contribute to inequality? A comment on Thomas Piketty's Capital in the 21st Century. *Sciences Po Economics Discussion Papers*, 7: 12.
- Frank, M. W. (2009). Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel of income inequality measures. *Journal of Economic Inquiry*, 47(1): 55-68.

- Fung, M. K. (2009). Financial development and economic growth: convergence or divergence?. *Journal of International Money and Finance*, 28(1): 56-67.
- Gallup, J. L. (2012). *Is There a Kuznets Curve?*. Portland State University.
- Jackson, T., & Victor, P. A. (2016). Does slow growth lead to rising inequality? Some theoretical reflections and numerical simulations. *Ecological Economics*, 121: 206-219.
- Lall, S. V., & Yilmaz, S. (2001). Regional economic convergence: Do policy instruments make a difference? *The Annals of Regional Science*, 35(1): 153-166.
- Libman, A., & Vinokurov, E. (2012). Regional Integration and Economic Convergence in the Post-Soviet Space: Experience of the Decade of Growth. *Journal of Common Market Studies (JCMS)*, 50(1): 112-128.
- Lundberg, M., & Squire, L. (2003). The simultaneous evolution of growth and inequality. *The Economic Journal*, 113(487): 326-344.
- Lyubimov, I. (2017). Income inequality revisited 60 years later: Piketty vs Kuznets. *Russian Journal of Economics*, 3(1): 42-53.
- Monfort, J. O., Monfort, M., & Sala, H. (2016). Inequality and unemployment patterns in Europe: Does integration lead to (real) convergence? In XXIV Encuentro de Economía Pública (p. 82). Universidad de Castilla-La Mancha.
- Panizza, U. (2002). Income inequality and economic growth: evidence from American data. *Journal of Economic Growth*, 7(1): 25-41.
- Penalosa, C., & Turnovsky, S. J. (2006). Growth and income inequality: a canonical model. *Economic Theory*, 28(1), 25-49.
- Piketty, T. (2015). Putting distribution back at the center of economics: Reflections on capital in the twenty-first century. *Journal of Economic Perspectives*, 29(1): 67-88.
- Piketty, T. (2015). About capital in the twenty-first century. *American Economic Review*, 105(5): 48-53.
- Ram, R. (1997). Level of economic development and income inequality: Evidence from the postwar developed world. *Southern Economic Journal*, 64(2) 576-583.
- Risso, W. A.; Punzo, L. F. & Carrera, E. J. S. (2013). Economic growth and income distribution in Mexico: A cointegration exercise. *Economic Modelling*, 35: 708-714.
- Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 29(5): 2049-57.
- Strielkowski, W., & Höschle, F. (2016). Evidence for economic convergence in the EU: The analysis of past EU enlargements. *Technological and Economic Development of Economy*, 22(4): 617-630.
- Turnovsky, S. J. (2015). Economic growth and inequality: The role of public investment. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 61: 204-221.

- Varblane, U., & Vahter, P. (2005). An analysis of the economic convergence process in the transition countries. Tartu University Press
- Voitchovsky, S. (2005). Does the profile of income inequality matter for economic growth?. *Journal of Economic Growth*, 10(3): 273-296.
- Vojinović, B., Oplotnik, Ž. J., & Próchniak, M. (2010). EU enlargement and real economic convergence. *Post-Communist Economies*, 22(3): 303-322.
- Yang, Y., & Greaney, T. M. (2017). Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States. *Journal of Asian Economics*, 48: 6-22.