

سهم عامل کار از تولید و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران*

اسمعیل ابونوری^{۱*}، ابوالفضل گرمابی^۲

۱. استناد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی گروه اقتصاد دانشگاه سمنان، esmaiel.abounoori@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و

برنامه‌ریزی، atash-01@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۱۴

چکیده

بحران اقتصادی اخیر در جهان غرب، اهمیت ارتباط بین سهم عوامل تولید و رشد اقتصادی را پراهمیت ساخته است. در سال‌های اخیر به‌علت شواهد بسیار در مورد بی‌ثباتی سهم عوامل در تولید، موضوع «توزیع درآمد عواملی» جایگاه فراموش‌شده‌ی خویش را باز یافته است. بسیاری از تحلیل‌گران رابطه رشد اقتصادی و نابرابری را از دیدگاه «توزیع درآمد شخصی» بررسی کرده‌اند، ولی ارزیابی اثر سهم عامل کار بر رشد اقتصادی کمتر مورد توجه واقع شده است. در این مقاله با استفاده از تابع تولید کشش‌جانشینی ثابت (CES) اثر تغییر در سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی هم به‌صورت نظری و هم به‌صورت تجربی تحلیل شده است. از دیدگاه نظری در چارچوب بحث کشش‌جانشینی میان عوامل تولید استدلال شده است که افزایش سهم عامل سرمایه و در پی آن کاهش سهم نیروی کار موجب کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شود. از سوی دیگر، می‌توان گفت که در جوامع مصرف‌گرا، افزایش سهم سرمایه در تولید از طریق تأثیر بر نرخ بهره، موجب افت نرخ پس‌انداز می‌شود و این امر با کاهش نرخ رشد اقتصادی همراه است. براساس این مطالعه تجربی بر پایه مشاهدات اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، فرضیه‌های مذکور رد نشده است.

طبقه‌بندی JEL: D33, E21, E22, O40, O47

واژه‌های کلیدی: ایران، توزیع درآمد عواملی، رشد اقتصادی، سهم عامل کار.

* این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد ابوالفضل گرمابی با عنوان «تأثیر سهم عامل نیروی کار بر توزیع درآمد شخصی در ایران» به راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۹۱۱۱۱۲۱۷۶

مقدمه

رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی پایه‌های توسعه اقتصادی‌اند. از این رو ارتباط رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی از زوایای گوناگون بررسی شده است. بیشتر تحلیل‌گران این عرصه با پذیرش اثر مثبت رشد اقتصادی بر رفاه، خواهان بهبود رشد اقتصادی برای نیل به اهداف توسعه و رفاه اجتماعی‌اند. در این زمینه، چگونگی توزیع منافع حاصل از رشد، بین عوامل تولید و اثر توزیع بر تداوم رشد اقتصادی نقطه گسست نظریه‌پردازان بوده است. از پیشگامان نظریه‌پردازی در این عرصه آدام اسمیت است که به سهم فزاینده تعلق گرفته به سرمایه از درآمد معترض است و آن را بازدارنده رشد اقتصادی می‌داند. به نظر وی توزیع مناسب شرط لازم برای توسعه اقتصادی پرونق است:

«سود غایتی است که در تمام طرح‌ها و تحقیقات صاحبان سرمایه مدنظر است. اما نرخ سود مانند اجاره‌بها و دستمزد با رونق جامعه افزایش و با رکود آن کاهش نمی‌یابد. بر عکس، نرخ سود در جوامع ثروتمند معمولاً پایین و در جوامع فقیر بالاست. نرخ سود معمولاً در کشورهایی که به سرعت در حال زوال می‌باشند، بالاترین سطح را دارد. بنابراین منافع این طبقه، همان رابطه دو گروه دیگر (صاحبان زمین و نیروی کار) را با منافع عمومی جامعه ندارد» (اسمیت^۱، ۱۷۷۶).

نقش مصرف و پس‌انداز جامعه در تحقق رشد اقتصادی، افرادی مانند کینز را به فکر تشویق دولت در جهت دخالت در بازار برای تداوم سهم نیروی کار از تولید و پیشگیری از رکود اقتصادی وا داشت. این در نقطه مقابل تحلیل‌های افرادی مانند آرتور اوکان^۲ قرار دارد که می‌گوید:

«مبادله بین کارایی و برابری بزرگ‌ترین مبادله اقتصادی - اجتماعی ماست. ما نمی‌توانیم بازارهای کارا داشته باشیم و (محصولات) آن را بین همه به تساوی تقسیم کنیم» (اوکان، ۱۸۵۷).

اندیشه رابطه معکوس بین کارایی و برابری، متون اقتصادی نئوکلاسیک و نئولیبرال را دربر گرفته است. آنها بر این باور بودند که سرمایه‌گذاری می‌تواند سرعت رشد را افزایش

1. Smith
2. Okan

دهد و در نهایت منافع آن به نیروی کار نیز سرریز خواهد شد. اما از دید آنها پیگیری سیاست‌های حمایت از نیروی کار، سرعت رشد اقتصادی را کند می‌کند. با وجود نظریه‌های نئولیبرال‌های معاصر مبنی بر رهاسازی بازار به‌منظور تسریع رشد اقتصادی، شاهد بروز بحران‌های اقتصادی کنونی در بازار بیشتر کشورهای دارای اقتصاد باز هستیم. بحران مالی دهه اول قرن کنونی که اکنون به رکود گسترده، ورشکستگی و تعطیلی بخش‌های تولیدی انجامیده، بیش از پیش دربارهٔ فروض ساده‌انگارانهٔ نئولیبرال‌ها که وامدار اندیشهٔ نئوکلاسیک‌ها و نهاییون هستند، شک برانگیز شده است. جالب اینجاست که از بخش‌های معدودی که مثلاً در ایالات متحده آمریکا از رکود در امان مانده است، باید به بخش داروسازی، کشاورزی و فناوری‌های خاص و پیشرفته اشاره کرد که همگی به‌شدت با یارانه‌ها و تعرفه‌های دولت آمریکا حمایت می‌شوند. کاهش سهم نیروی کار در تولید و کاهش مصرف از نتایج آزادی بدون تأکید بر عدالت در بازار است که روی آوردن دولت‌های آمریکا و اروپا به اوراق بهادار پرریسک و مصرف نسبی را موجب شده است.

در نوشتهٔ حاضر، نقش توزیع درآمد بین عوامل تولید و تأثیر افزایش سهم عامل سرمایه بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. در دهه‌های اخیر بیشتر تحقیقات اقتصادی بر تأثیر توزیع شخصی درآمد بر رشد تمرکز کرده‌اند. در بخش دوم، ادبیات مطالعات اخیر در زمینهٔ ارتباط سهم عوامل تولید و رشد اقتصادی مرور شده است. در بخش سوم پس از بررسی روند زمانی نوسانات سهم سرمایه در تولید به انتقاد از به‌کارگیری تابع تولید کاب داگلاس در ادبیات رشد اقتصادی و دفاع از کاربرد تابع تولید CES به‌عنوان تابعی واقع‌بینانه‌تر می‌پردازیم. سپس، نقش سهم عوامل تولید (در اینجا سهم سرمایه) در دو مسیر بر رشد اقتصادی تجزیه و تحلیل می‌شود. مسیر اول مورد مطالعهٔ ما کشتش جانشینی بین عوامل تولید و اثر آن بر رشد اقتصادی و مسیر دوم رابطهٔ بین سهم عامل سرمایه در تولید، نرخ بهره و رشد اقتصادی است. در اینجا ضمن اصلاح الگوی رشد نسل‌های همپوش دیاموند^۱ در جهت پوشش تمامی اقشار جامعه اعم از صاحبان سرمایه و نیروی کار، استدلال می‌کنیم که چگونه در جوامع مصرف‌گرای کنونی، افزایش سهم عامل سرمایه در تولید به کاهش نرخ رشد می‌انجامد. در بخش چهارم با یک مطالعهٔ

1. Diamond, P.A.

تجربی در مورد داده های ایران در یک دوره بیست ساله (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰) اثرگذاری سهم عامل کار در GNP بر رشد اقتصادی ایران بررسی می شود. پس از آزمون هم جمعی بین دو متغیر مورد مطالعه، با استفاده از آزمون علیت گرنجری نشان داده می شود که سهم نیروی کار از GNP با دو وقفه بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است. سرانجام با کمک آزمون VAR جهت این اثر مشخص می شود. مطالعه تجربی این دوره زمانی، فرضیه ما مبنی بر اثر مثبت سهم عامل کار در تولید را تأیید می کند. بخش پنجم به نتیجه گیری و راهبرد اختصاص دارد.

پیشینه پژوهش

مطالعات اخیر در مورد رشد و نابرابری با برگ و ساچز^۱ (۱۹۸۷) آغاز شد. آنها به جای تحلیل متغیرهای تعیین کننده رشد بلندمدت، دلایل بحران بدهی را بررسی کردند و با شگفتی دریافتند که نابرابری یکی از مهم ترین دلایل توضیح احتمالی معوق ماندن بدهی ها در داده های مقطعی کشورهای در حال رشد بوده است. کشورهای با نابرابری بالا مانند برزیل، فیلیپین یا موروکو بدهی های خود را پرداخت نکردند، اما کشورهایی با نابرابری کمتر مانند تایلند، هند یا تونس بدهی خود را پس دادند. آنها بیان کردند که توانایی بازپرداخت بدهی ها به روشنی به ساختار پس انداز در جامعه مربوط است. به نظر می رسد که پس اندازها در اقتصادی با توزیع درآمد یکنواخت تر، بیشتر است.^۲

آلسینا و رودریک^۳ (۱۹۹۴) در یک مدل درون زای رشد ارتباط بین سیاست های اقتصادی و رشد اقتصادی را با وجود تعارض منافع عوامل تولید بر سر سهم های کار و سرمایه بررسی کردند. آنها ضمن استفاده از مالیات بر درآمد به عنوان عنصر باز توزیع کننده، ادعا کردند سیاست هایی که رشد اقتصادی را بهینه می کنند، تنها دولتی را مدنظر دارند که نگران منافع سرمایه دار محض^۴ است؛ در صورتی که از دیدگاه آنها اهمیت طبقه دستمزددبگیر به عنوان عامل مؤثر بر رشد بسیار مهم است. نتایج تجربی آنها با

1. Berg & Sachs

۲. شاید بتوان گفت که نابرابری بالا در کشورهای در حال توسعه به فرار سرمایه منجر می شود.

3. Alesina & Rodrik

4. Pure Capitalist

استفاده از مشاهدات سری زمانی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۸۵ برای کشورهای منتخب جهان، از این فرض حمایت می‌کند که نابرابری در توزیع درآمد و زمین ارتباط معکوسی با رشد اقتصادی آینده دارد. پرسون و تابلینی^۱ (۱۹۹۴) به مانند آلسینا و رودریک باور دارند که نابرابری برای رشد مضر است. آنها با بهره‌گیری از مشاهدات سری زمانی کشورهای مختلف به این نتیجه رسیدند که نابرابری ابتدایی در اوایل دوره بلندمدت به کاهش رشد اقتصادی در دوره‌های بعد منجر می‌شود.

دنینگر و اسکایر^۲ (۱۹۹۸) با مطالعه داده‌های جدیدتر به این نتیجه رسیدند که نابرابری در مراحل اولیه اثری منفی بر رشد اقتصادی در مراحل بعدی دارد. هرچند آنها می‌گویند که نابرابری در توزیع دارایی‌ها که زمین نمایانگر آنهاست، نیز تأثیراتی منفی بر رشد دارد. کلامپ و پریسلر^۳ (۲۰۰۰) بررسی چالش‌های مرتبط با استفاده از تابع تولید CES در مدل‌های رشد نشان می‌دهد که کشش بالاتر جانشینی بین عوامل تولید به نرخ رشد پایدار^۴ بالاتری منجر می‌شود. آنها یادآور می‌شوند که اثر کشش بالای جانشینی بین عوامل تولید بر سرعت همگرایی، به کمیابی نسبی عوامل تولید وابسته است.

زیمولر^۵ (۲۰۰۰) از تحقیقات اخیر در مورد رشد اقتصادی انتقاد می‌کند. او پس از بررسی تجربی رابطه نابرابری و رشد اقتصادی، ارتباط نظری بین توزیع درآمد عواملی و رشد بلندمدت اقتصادی را بیان می‌کند. براساس نتایج تحقیق وی وجود نابرابری شرط لازم برای رونق توسعه بلندمدت نیست. زیمولر بر اثر توزیع درآمد بر تقاضا و نوآوری به‌عنوان عنصری مهم ولی فراموش‌شده در تحقیقات اخیر اقتصادی اشاره دارد.

کووال^۶ (۲۰۰۸) در مقاله «توزیع درآمد و رشد» داده‌های بریتانیا و منطقه یورو را مقایسه می‌کند. وی نشان می‌دهد که بین توزیع شخصی درآمد، توزیع عواملی درآمد و رشد اقتصادی ارتباط وجود دارد. در این مقاله تأکید شده است که عملکرد فوق‌العاده بریتانیا در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ حاکی از رشد بالای اقتصادی همزمان با کاهش

-
1. Persson & Tabellini
 2. Deininger K. & Squire
 3. Klump & Preissler
 4. Steady state
 5. Zweimuller
 6. Kowall

شدید فقر و افزایش چشمگیر سهم دستمزد بوده است. این در حالی است که طی همین دوره کشورهای منطقه یورو رشد پایین و افزایش فقر و کاهش سهم دستمزد را تجربه کرده‌اند. محرک‌های رشد اقتصادی مانند تغییرات قیمت مسکن، تغییرات نرخ پوند در مقابل یورو، روند نرخ‌های بهره، عملکرد صادرات و حساب‌های ملی هیچ‌یک رشد اقتصادی بالای بریتانیا در مقایسه با دیگر کشورها را توضیح نمی‌دهند. او با ترسیم الگویی، توزیع درآمد شخصی و عواملی را متغیرهای اصلی توضیح‌دهنده رشد اقتصادی بریتانیا می‌داند.

تورنماین و تزوکیس^۱ (۲۰۰۹) شرایط اقتصادی را حاصل تقابل سرمایه‌داران و اتحادیه‌های کارگری می‌دانند که کارگران را نمایندگی می‌کنند. آنها رابطه بین سهم عوامل را در یک مدل رشد AK بررسی می‌کنند و با چهار راهبرد مدل رقابتی^۲، مدل استاکلبرگ^۳، مدل همکاری^۴ و مدل عدم همکاری^۵، نتیجه می‌گیرند که همیشه سهم کار با رشد رابطه‌ای منفی دارد، ولی اتخاذ راهبرد همکاری موجب نرخ رشد بالاتر و همزمان سهم کار بیشتر می‌شود. در مقابل، به کارگیری راهبرد استاکلبرگ ضمن کاهش سهم کار، نرخ رشد را نیز به پایین‌ترین مقدار در میان چهار راهبرد مذکور می‌رساند.

مطالعه نظری و روش تحقیق

بررسی توابع تولید کاب داگلاس و CES

تصمیم به سرمایه‌گذاری با توجه به ترکیب و سهم عوامل تولید از تولید صورت می‌گیرد. در این بخش چگونگی اثر سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی تجزیه و تحلیل می‌شود. همچنین نشان داده خواهد شد که سهم عوامل کار و سرمایه در تولید از دو مسیر جداگانه بر رشد اقتصادی اثر دارند. البته این دو مسیر هر دو از تصمیم به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌گذرند. اولین مسیر اثر سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی، مربوط به انعطاف‌پذیری ساختار تولید در قبال جانشینی عامل کار و سرمایه با یکدیگر یا کشش

1. Tournemaine & Tsoukis
2. Competitive equilibrium
3. Stackelberg equilibrium
4. Cooperative solution
5. Non-cooperative bargaining

جانشینی بین کار و سرمایه است. در این تحلیل نشان داده می‌شود که افزایش سهم سرمایه از تولید با افزایش کشش جانشینی بین عوامل تولید همراه است. دومین مسیر اثرگذاری سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی، نوسانات نرخ بهره است. باید نشان داده شود که واکنش نرخ بهره به افزایش سهم عامل سرمایه چه خواهد بود. آنگاه ارتباط بین نرخ بهره و میل به پس‌انداز تحلیل می‌شود.

بررسی دقیق روند رشد اقتصادی به گزینش تابع تولیدی مناسب برای اقتصاد بستگی دارد. بیشتر تحلیل‌های اقتصادی بر پایه تابع تولید کاب داگلاس بنا شده است. انتخاب این تابع تولید مستلزم پذیرفتن دو فرض اساسی است که در اینجا نقد می‌شود. اولین ویژگی تابع کاب داگلاس سهم ثابت عوامل از تولید است و دومین ویژگی تابع کاب داگلاس این است که کشش جانشینی عوامل تولید در طول زمان ثابت و برابر واحد است. در واقع، سنگ بنای این تابع تولید براساس همین فروض گذاشته شده است. داگلاس^۱ با کمک گرفتن از ریاضی‌دانی به نام کاب با ارائه تابع کاب - داگلاس سهم ثابتی را به عوامل اختصاص داده است. او این مسئله را قانونی بحث‌ناپذیر می‌داند؛ وی بیان می‌کند:

«من شخصاً اعتقاد دارم که یک وحدت اساسی در زندگی اقتصادی به مانند زندگی فیزیکی وجود دارد... در همه جا قانون و نظم برقرار است، پس چرا در تولید و توزیع درآمد این گونه نباشد» (پل داگلاس، ۱۹۶۷). در تابع تولید کاب داگلاس سهم عامل کار برابر (α) و سهم سرمایه $(1-\alpha)$ خواهد بود. تابع تولید (Y) کاب داگلاس به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y = AL^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad (1)$$

که در آن سهم عامل سرمایه در تولید برابر است با:

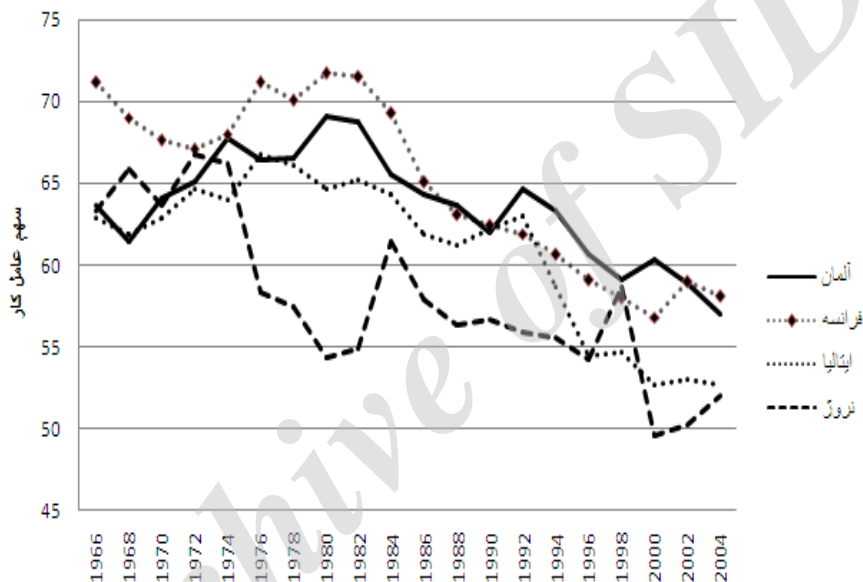
$$\frac{rK}{Y} = (1-\alpha) \frac{Y}{Y} = (1-\alpha) \quad (2)$$

و سهم عامل کار عبارت است از:

$$\frac{wL}{Y} = \frac{\alpha Y}{Y} = \alpha \quad (3)$$

1. Douglas

با وجود اصرار اقتصاددانان نئوکلاسیک و کینزی بر ثبات سهم عوامل تولید، شواهد تجربی گویای واقعیت دیگری است. از دهه ۱۹۷۰ به بعد کارهای تجربی بسیاری بر تغییر در سهم عوامل دلالت داشتند. براساس این مطالعات سهم عامل کار در دهه ۱۹۷۰ افزایش یافته، ولی در دهه ۱۹۸۰ این سهم کاهش داشته است. فقط کشورهای انگلیس و آمریکا نوسان کمی را نشان می‌دادند. شکل ۱ نوسانات سهم عامل کار در برخی از کشورهای اروپایی را نشان می‌دهد.



منبع: بانک جهانی سال ۲۰۰۶

نمودار ۱. سهم عامل کار نسبت به درآمد کل در چهار کشور نمونه اروپایی

مدل توزیع درآمد عواملی (سهم عامل کار) در بیشتر کشورهای اروپایی به شکل U معکوس بوده است. قوانین مصوب به نفع کارگران در دهه ۱۹۷۰ سهم نیروی کار را افزایش داد و وقتی شوک‌های وارد به اقتصاد به از بین رفتن ارزش افزوده منجر شد، با وجود محدودیت‌هایی برای اعمال کاهش حقوق و اخراج کارگران، سهم عامل کار افزایش بیشتری یافت. بنابراین، شرکت‌ها در این دهه به سمت فناوری‌هایی رفتند تا سهم کار در تولید

کاهش یابد که پس از آن سهم عامل کار در تولید رو به کاهش نهاد. گفته می‌شود کاهش سهم عامل کار در دهه ۱۹۸۰ پاسخی به افزایش سهم این عامل در دهه ۱۹۷۰ بوده است. مطالعات متعددی از جمله مطالعات هورنستین^۱ (۲۰۰۵)، جونز^۲ (۲۰۰۳) و ریپاتی - ویلمونن^۳ (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که بر خلاف توضیح کاب داگلاس، سهم عوامل تولید در طول زمان ثابت نبوده است. در حالی که افزایش سهم عامل کار در دهه ۱۹۷۰ به نوآوری در تولید بر می‌گردد، کاهش سهم عامل کار در اروپا به اثر منفی رشد آهسته موجودی سرمایه بر نرخ اشتغال پس از تعارضات رخ داده در دهه ۱۹۷۰ مربوط می‌شود. جیوانونی^۴ (۲۰۰۹) نیز در مقاله‌ای عنوان می‌کند که سهم دستمزد در اوایل دهه ۱۹۸۰ (یا در برخی کشورها در دهه ۱۹۹۰) دچار تحولی جدی شده است. او با ارائه اطلاعات برای ۲۵ کشور، اغلب توسعه یافته، نشان می‌دهد که سهم کار در ۲۳ مورد یا سقوط کرده یا ثابت مانده است و نابرابری در ۱۸ کشور یا بدون تغییر مانده یا افزایش یافته است. این پژوهش‌ها به همراه شمار بسیار دیگری ما را متقاعد می‌کند که فرض ثبات سهم عوامل در تولید از ضعف‌های تابع تولید کاب داگلاس است. ویژگی دوم این تابع تولید که مورد انتقاد است، ثابت ماندن کشش جانشینی عوامل تولید در طول زمان است. کشش جانشینی عوامل تولید در تابع کاب داگلاس به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Y = AL^\alpha K^{1-\alpha}$$

$$\frac{w}{r} = \frac{Fl}{Fk} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{K}{L} \quad (۴)$$

$$\ln \frac{K}{L} = \ln \frac{1-\alpha}{\alpha} + \ln \frac{w}{r} \quad (۵)$$

$$e = \frac{d \ln \left(\frac{K}{L} \right)}{d \ln \left(\frac{w}{r} \right)} = 1 \quad (۶)$$

-
1. Harriso
 2. Jones
 3. Ripatti & Vilmunen
 4. Giovannoni

معادله ۶ بیان می‌کند که کشش جانشینی عوامل تولید، ثابت و برابر یک است. اما شواهد تجربی در مورد کشش جانشینی بین عوامل تولید حاکی از رد فرض ثبات آن است. انعطاف پذیری ساختار تولید همیشه آن‌گونه نیست که تابع تولید کاب داگلاس بیان می‌کند. تجربه نشان داده است که در بیشتر موارد، افزایش قیمت عامل سرمایه نسبت به عامل کار حتی اندک اثری بر به‌کارگیری آن در ساختار تولید نداشته است. کاهش دستمزد واقعی در جریان تولید صنعتی مدرن و همزمان شدن آن با افزایش بیکاری بیانگر نقض رفتار انعطاف‌پذیر مورد نظر تابع کاب داگلاس است. برخی اقتصاددانان این بی‌ثباتی کشش جانشینی بین عوامل تولید را به مرحله فعالیت کارخانه مربوط می‌دانند. آنها معتقدند هر صنعتی در اوایل دوران فعالیتش با کشش جانشینی بسیار پایین بین عوامل تولید روبه‌روست. جونز^۱ (۲۰۰۳) کوچک بودن کشش جانشینی برای عوامل تولید را از خواص تابع تولید کوتاه‌مدت می‌داند. به نظر وی تفاوتی محسوس بین کشش جانشینی کوتاه‌مدت (e^{SR}) که در آن ($e < 1$) است، با کشش جانشینی بلندمدت (e^{LR}) که در آن ($e > 1$) است، وجود دارد.

برای رفع دو ایراد مذکور به‌جای تابع تولید کاب داگلاس از تابع تولید CES استفاده می‌کنیم. این تابع در شرایط خاص به تابع کاب داگلاس تبدیل می‌شود. این تابع فروض غیرواقع‌بینانه ثبات سهم عوامل تولید و کشش جانشینی واحد بین عوامل تولید را کنار می‌گذارد. شکلی از تابع CES که در اینجا استفاده می‌شود به‌صورت زیر است:

$$Y = A [\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \quad A > 0, 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

تولید نهایی هر یک از عوامل تولید مساوی است با:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = A \alpha K^{-\rho-1} [\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-\frac{1-\rho}{\rho}} \quad (8)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = A (1-\alpha)L^{-\rho-1} [\alpha K^{-\rho} + (1-\alpha)L^{-\rho}]^{-\frac{1-\rho}{\rho}} \quad (9)$$

در این تابع سهم عوامل متغیر به مقدار (ρ) وابسته است:

$$\frac{rK}{wL} = \frac{Yk}{YlL} = \frac{\alpha K^{-\rho}}{(1-\alpha)L^{-\rho}} = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \left(\frac{L}{K} \right)^{\rho} \quad (10)$$

1. Jones

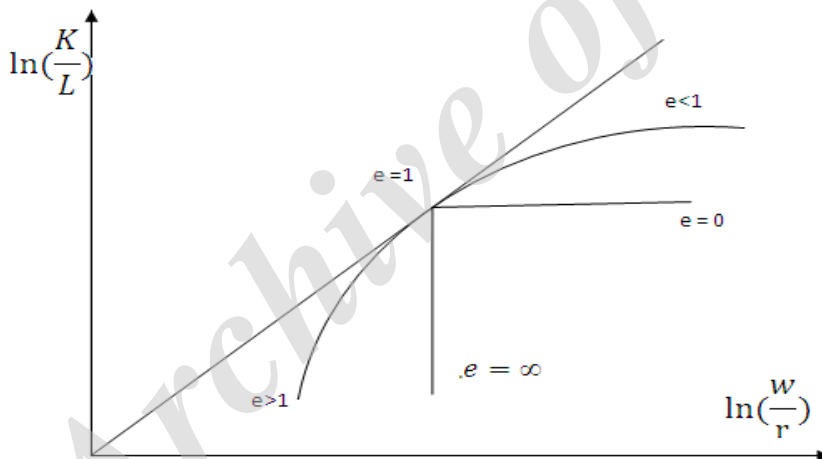
معادله ۱۰ نشان می‌دهد که با افزایش مقدار (ρ) سهم سرمایه از تولید کاهش می‌یابد. برای محاسبه کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه بدین صورت عمل می‌کنیم:

$$\frac{w}{r} = \left(\frac{\partial Y}{\partial L} \right) / \left(\frac{\partial Y}{\partial K} \right) = \frac{1-\alpha}{\alpha} \left(\frac{K}{L} \right)^{1+\rho} \quad (11)$$

$$\ln \frac{w}{r} = \ln \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) + (1+\rho) \ln \frac{K}{L} \quad (12)$$

$$e = \frac{\partial \ln \left(\frac{K}{L} \right)}{\partial \ln \left(\frac{w}{r} \right)} = \frac{1}{1+\rho} \rightarrow \rho = \frac{1}{e} - 1 \quad (13)$$

در نمودار ۲ مقادیر مختلف کشش جانشینی بین عوامل تولید نشان داده شده است.



با افزایش مقدار ρ کشش جانشینی بین عوامل تولید کاهش می‌یابد

نمودار ۲. کشش جانشینی بین عوامل تولید

زمانی که مقدار ρ مساوی با صفر است، این منحنی با خط ۴۵ درجه مماس می‌شود؛ این همان نقطه خاصی است که تابع کاب داگلاس بیان می‌کند. مشاهده می‌شود که با افزایش ρ

کشش جانشینی عوامل تولید کمتر می‌شود. پس افزایش سهم سرمایه در اقتصاد همزمان با افزایش کشش جانشینی عوامل تولید رخ می‌دهد. در شرایطی که ساختار تولید به گونه‌ای باشد که انعطاف‌پذیری بسیار کمی در جانشینی عوامل تولید وجود داشته باشد، ساختار تولید از تابع تولید لئونتیف پیروی می‌کند؛ جایی که شرایط $(\rho \rightarrow \infty, e \rightarrow 0)$ برقرار است. با افزایش انعطاف‌پذیری ماشین‌آلات در ساختار تولید، کشش جانشینی بیشتر می‌شود و (ρ) به صفر میل می‌کند.

کشش جانشینی بین عوامل تولید و رشد اقتصادی

حال به رابطه نرخ رشد اقتصادی با مقدار ρ که خود رابطه بین رشد با سهم عوامل تولید است، اشاره می‌شود. در محاسبات خویش تابع تولید CES را جایگزین تابع تولید کاب داگلاس می‌کنیم. براساس نسبت تولید به سرمایه داریم:

$$\frac{Y_t}{K_t} = \frac{y_t}{k_t} = (\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho)^{-\frac{1}{\rho}} \quad (14)$$

$$\frac{Y_{t+1}}{K_t} = \frac{S_t}{K_t} = \frac{sY_t}{K_t} = \frac{sy_t}{k_t} = s(\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho)^{-\frac{1}{\rho}} \quad (15)$$

آنگاه داریم:

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = \frac{s(r)}{\sqrt[\rho]{\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho}} = 1 + g \rightarrow g = \frac{s(r)}{\sqrt[\rho]{\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho}} - 1 \quad (16)$$

برای بررسی اثر مقدار (ρ) بر نرخ رشد (g) کافی است تا اثر تغییر (ρ) در مخارج کسر (۱۶) ارزیابی شود. برای هر k بزرگ‌تر از صفر داریم:

$$\frac{\partial \sqrt[\rho]{\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho}}{\partial \rho} \quad (17)$$

با توجه به اینکه مقدار زیر رادیکال در کسر (۱۷) همیشه کمتر از یک است، افزایش (ρ) که مصادف با افزایش سهم نیروی کار است، موجب کاهش مخارج کسر در رابطه ۱۶ و در نتیجه افزایش نرخ رشد خواهد شد.

نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی

با توجه به معادله ۱۶ عنصر دیگری که به غیر از (ρ) بر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار است، تغییرات نرخ پس‌انداز (s) است. به منظور فهم این اثر از الگوی رشد نسل‌های همپوش دیاموند استفاده می‌کنیم. ویژگی اصلی این الگو فرض وجود گردش جمعیت به جای در نظر گرفتن خانوارهایی با عمر بی‌نهایت است. در این الگو فرض می‌شود هر فرد دو دوره زندگی دارد؛ در دوره جوانی کار می‌کند و بخشی از درآمد خود را به پس‌انداز اختصاص می‌دهد تا در دوره پیری استفاده کند. تابع مطلوبیت هر فرد در طول زندگی به صورت معادله ۱۸ است:

$$U = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\sigma} \frac{C_{t+1}^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (18)$$

در این تابع σ نرخ ترجیح زمانی و θ ضریب ریسک‌گریزی است $\left[\theta = - \frac{d\left(\frac{dU}{dC}\right)}{\frac{dU}{dC}} \right]$ با

افزایش θ مطلوبیت نهایی با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد. بنابراین، مصرف‌کننده تمایل کمتری به تغییرات مصرف دارد. برای رسیدن به دیدگاهی جامع‌تر باید فرض همگن بودن افراد جامعه را رد کرد، زیرا نمی‌توان گفت که تمامی افراد جامعه فقط دستمزد بگیرند. به حساب آوردن طبقه‌ای که از سود سرمایه خویش ارتزاق می‌کنند، نتایج دقیق‌تری را می‌دهد. از طرف دیگر، باید گفت فرض ساده‌انگارانه دستمزد همگن برای تمامی افراد کاملاً مردود است. در اینجا باید مدل را به منظور رسیدن به جامعه‌ای با افراد ناهمگن اصلاح کرد. اگر Y_i درآمد فرد i ام جامعه باشد، وی درصدی از این درآمد (γ_i) را از دستمزد دریافتی w_i و بقیه $(1-\gamma_i)$ را از طریق سود سرمایه P_i خویش دریافت می‌کند. برای فرد i ام داریم:

$$\gamma_i Y_i = W_i \quad (19)$$

$$(1-\gamma_i) Y_i = P_i \quad (20)$$

و برای جامعه داریم:

$$\int [\gamma_i Y_i + (1-\gamma_i) Y_i] = Y \quad (21)$$

این فرض که ضریب ریسک‌گریزی θ برای تمامی افراد جامعه یکسان در نظر گرفته شود نیز در واقعیت نادرست است. بی‌شک در یک جامعه ناهمگن ضرایب ریسک‌گریزی متفاوتی را شاهدیم. در اینجا فرض می‌کنیم θ_i ضریب ریسک‌گریزی برای فرد i ام در جامعه است.

با توجه به مدل رشد دیاموند و فرض ناهمگن بودن افراد در جامعه تابع مطلوبیت هر فرد به صورت زیر است:

$$U_{it} = \frac{C_{it}^{1-\theta_i}}{1-\theta_i} + \frac{C_{it+1}^{1-\theta_i}}{(1-\sigma)(1-\theta_i)} \quad (22)$$

تابع مطلوبیت کل برای جامعه مساوی است با:

$$U_t = \sum_{i=1}^{i=n} \frac{C_{it}^{1-\theta_i}}{1-\theta_i} + \frac{C_{it+1}^{1-\theta_i}}{(1+\sigma)(1-\theta_i)} \quad (23)$$

آنگاه محدودیت بودجه‌ای که هر فرد با آن روبه‌رو است، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$C_{it+1} = (1+r)[P_{it} + W_{it} - C_{it}] + P_{it+1} \quad (24)$$

$$C_{it+1} = [(1+r)[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} - C_{it}] + (1-\gamma_i)Y_{it+1}] \quad (25)$$

$$\frac{C_{it+1}}{(1+r)} + C_{it} = \left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{it+1} \right] \quad (26)$$

این محدودیت برای کل جامعه نیز قابل نمایش است:

$$\int_{i=1}^{i=n} \frac{C_{it+1}}{(1+r)} di + \int_{i=1}^{i=n} [C_{it}] di = \int_{i=1}^{i=n} \left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{it+1} \right] di \quad (27)$$

فرد تابع مطلوبیت خود را با توجه به محدودیت بودجه حداکثر می‌کند. با استفاده از روش لاگرانژ داریم:

$$L = \frac{C_{it}^{1-\theta_i}}{1-\theta_i} + \frac{C_{it+1}^{1-\theta_i}}{(1-\theta_i)(1+\sigma)} + \lambda \left[\left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{it+1} \right] - \frac{C_{it+1}}{(1+r)} - C_{it} \right] \quad (28)$$

شرایط مرتبه اول برای C_{it} و $C_{i,t+1}$ برابر است با:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{it}} = C_{it}^{-\theta_i} - \lambda \quad (29)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t+1}} = \frac{C_{i,t+1}^{-\theta_i}}{(1+\sigma)} - \frac{\lambda}{(1+r)} \quad (30)$$

شرایط مرتبه اول مقادیر زیر را برای مصرف ارائه می‌دهد:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{it}} = \cdot \xrightarrow{\text{yields}} C_{it}^{-\theta_i} = \lambda \quad (31)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{i,t+1}} = \cdot \xrightarrow{\text{yields}} \frac{C_{i,t+1}^{-\theta_i}}{(1+\sigma)} = \frac{\lambda}{(1+r)} \quad (32)$$

$$\frac{C_{i,t+1}}{C_{it}} = \left(\frac{1+r}{1+\sigma} \right)^{\frac{1}{\theta_i}} \quad (33)$$

مقدار به دست آمده از معادله ۳۳ را در قید بودجه جایگذاری می‌کنیم:

$$\frac{\left(\frac{1+r}{1+\sigma} \right)^{\frac{1}{\theta_i}} C_{it}}{(1+r)} + C_{it} = \left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{i,t+1} \right] \quad (34)$$

سپس خواهیم داشت:

$$C_{it} = \left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{i,t+1} \right] \frac{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}}}{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}} + (1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}} \quad (35)$$

بنابراین، نرخ پس انداز به صورت زیر به دست می‌آید:

$$s(r) = \frac{\left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{i,t+1} \right] - \left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{i,t+1} \right] \frac{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}}}{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}} + (1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}}}{\left[(1-\gamma_i)Y_{it} + \gamma_i Y_{it} + \frac{(1-\gamma_i)}{(1+r)} Y_{i,t+1} \right]} \quad (36)$$

نرخ پس انداز برای فرد i ام برابر است با:

$$S(r) = \frac{(1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}}{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}} + (1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}} \quad (37)$$

تغییرات نرخ پس‌انداز نسبت نرخ ریسک‌گریزی عبارت است از:

$$\frac{\partial S}{\partial \theta_i} > 0 \quad (38)$$

به بیان دیگر، با افزایش مقدار θ_i نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد. نرخ پس‌انداز برای جامعه مساوی است با میانگین وزنی نرخ‌های پس‌انداز افراد جامعه:

$$s(r) = \sum_{i=1}^n w_i \frac{(1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}}{(1+\sigma)^{\frac{1}{\theta_i}} + (1+r)^{\frac{1-\theta_i}{\theta_i}}} \quad (39)$$

اگر برای فرد $\theta_i > 1$ باشد، خواهیم داشت:

$$\left(\left(\frac{\partial s}{\partial r} \right) < 0 \right) \quad (40)$$

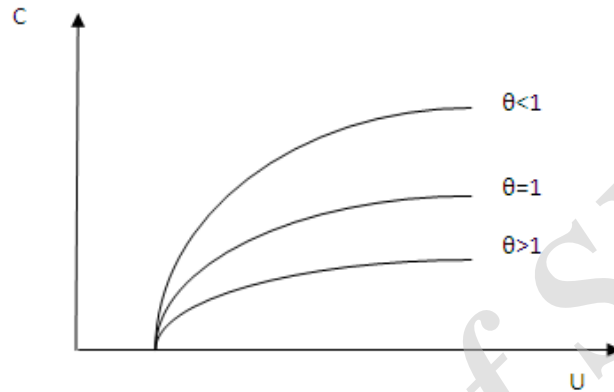
و اگر برای فرد $\theta_i < 1$ باشد، می‌توان نوشت:

$$\left(\left(\frac{\partial s}{\partial r} \right) > 0 \right) \quad (41)$$

برای برقراری ارتباط بین نرخ پس‌انداز جامعه و نرخ رشد اقتصادی، به میانگین مقدار θ_i در کل جامعه نیاز داریم. بی‌شک اگر این مقدار برای بیشتر افراد جامعه بزرگ‌تر از واحد باشد، می‌توان $\theta_i > 1$ را برای کل جامعه در نظر گرفت و بر عکس. مطالعات تجربی نشان می‌دهند که این مقدار با پیشرفت جوامع افزایش می‌یابد. زیملر^۱ (۲۰۰۰) این مقدار را براساس داده‌های تجربی بالاتر از واحد می‌داند. می‌دانیم که با پیشرفت جوامع و مصرفی‌تر شدن، یک واحد افزایش در مصرف مطلوبیت نهایی را به اندازه بیشتری کاهش خواهد داد. در نمودار ۳ منحنی مطلوبیت با توجه به مقدار θ رسم شده است. با افزایش مصرف مقدار درصد کاهش در مطلوبیت نهایی، افزایش خواهد یافت.

1. Zweimüller

بنابراین، می‌توان تصور کرد در جوامع کنونی مقدار میانگین θ_i ها بزرگ‌تر از واحد و از سابق بزرگ‌تر شده است. در نتیجه $\left(\frac{\partial s}{\partial r}\right) < 0$ برقرار خواهد بود.



با افزایش مقدار θ کاهش در مطلوبیت نهایی به ازای هر واحد افزایش مصرف، بیشتر خواهد بود

نمودار ۳. ارتباط مصرف، مطلوبیت نهایی و ضریب ریسک‌گریزی (θ)

برای برقراری رابطه‌ای بین سهم سرمایه و نرخ پس‌انداز باید رابطه سهم سرمایه با نرخ بهره را بررسی کرد، زیرا

$$rK_t = (1-\gamma)Y_t \quad (42)$$

$$r = (1-\gamma) \frac{Y_t}{K_t} \quad (43)$$

مشاهده می‌شود که با افزایش سهم سرمایه در تولید، نرخ بهره افزایش می‌یابد. پس

در صورتی که $\left(\frac{\partial s}{\partial r}\right) < 0$ برقرار باشد، با افزایش سهم عامل سرمایه در تولید، نرخ پس‌انداز کاهش می‌یابد. از رابطه ۱۶ داشتیم:

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = \frac{s(r)}{\sqrt[\rho]{\alpha + (1-\alpha)k_t^\rho}} \quad (44)$$

چون نرخ پس‌انداز اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد، با افزایش سهم عامل سرمایه در تولید، رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت. با توجه به محاسبات و استفاده از معادله ۱۶ نقش منفی افزایش سهم سرمایه بر رشد اقتصادی روشن است: افزایش سهم سرمایه صورت کسر را کاهش می‌دهد و همزمان مخرج کسر را زیاد می‌کند.

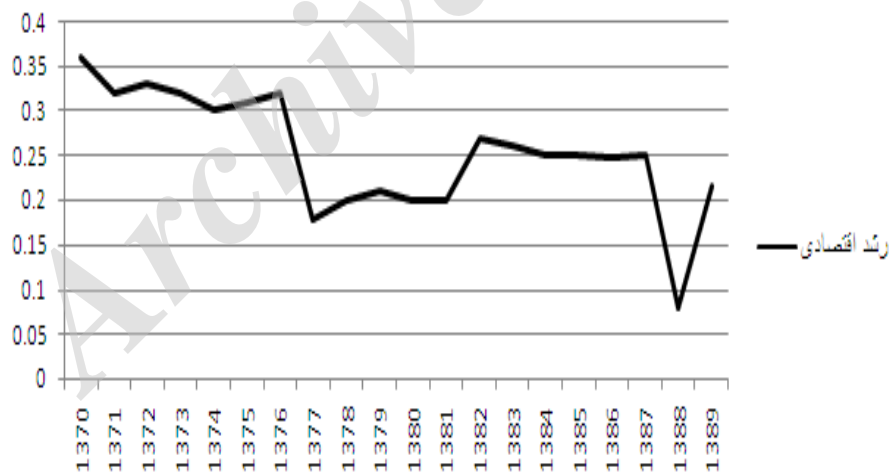
ارزیابی تجربی

شواهد آماری

در این پژوهش از داده‌های تولید ناخالص ملی ایران برای محاسبه رشد اقتصادی (g_t) در دوره زمانی مورد نظر (۱۳۷۰-۱۳۹۰) استفاده شده است:

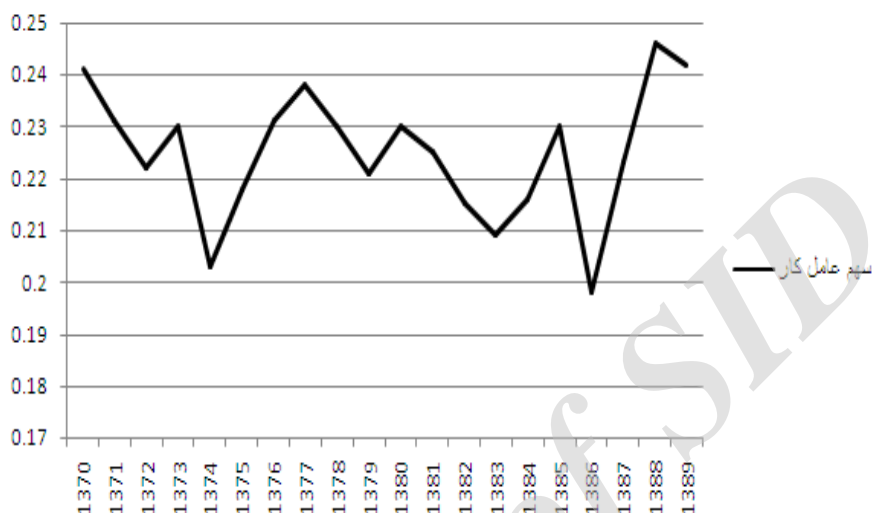
$$g_t = \frac{GNP_{t+1} - GNP_t}{GNP_t} \quad (45)$$

در نمودار ۴ روند زمانی رشد اقتصادی نشان داده شده است. برای برآورد سهم عامل کار (L_t) در تولید از داده‌های مربوط به تولید ناخالص ملی و جبران خدمات عوامل تولید از آمار حساب‌های ملی ایران موجود در مرکز آمار ایران استفاده شده است.



منبع: مرکز آمار ایران - اداره حساب‌های ملی (۱۳۷۰-۱۳۹۰)
نمودار ۴. رشد اقتصادی ایران

در نمودار ۵ روند زمانی این متغیر نشان داده شده است.



منبع: مرکز آمار ایران - اداره حساب‌های ملی (۱۳۷۰-۱۳۹۰)

نمودار ۵. سهم عامل کار در تولید ناخالص ملی ایران بدون احتساب خوداشتغالی

اگرچه در روند زمانی سهم عامل کار نمایش داده شده در نمودار ۵ سهم خود اشتغال‌ها نادیده گرفته شده، نوسانات سهم عامل کار بیانگر بی‌ثباتی سهم عوامل در تولید است.

برآورد مدل

به نظر گرنجر و نیوبلد^۱ (۱۹۷۴) استفاده از متغیرهای ناپایا در سری‌های زمانی موجب برآورد رگرسیون کاذب می‌شود. برای اطلاع از پایایی متغیرها از آزمون دیککی فولر تعمیم یافته^۲ (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون برای دو متغیر در جدول ۱ گزارش شده است. این نتایج حاکی از این است که تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا هستند. به عبارت دیگر، متغیرها جمعی از مرتبه اول یا $I(1)$ هستند.

1. Granger & Newbold

2. Augmented Dickey Fuller

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی برای متغیرهای رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار

متغیر	Prob	درجه انباشتگی
رشد اقتصادی	۰/۰۰۴۴	I(I)
سهم عامل کار	۰/۰۰۳۶	I(I)

با توجه به فرایند تجزیه و تحلیل بلندمدت با استفاده از تکنیک های هم جمعی، در مرحله بعد، از روش جوهانسون^۱ (۱۹۹۰) برای رسیدن به آزمون هم جمعی استفاده شده است. روش جوهانسون مبتنی بر دو آزمون اثر^۲ و آزمون بیشینه مقدار ویژه^۳ است. جدول ۲ نتایج آزمون هم جمعی بین رشد اقتصادی و سهم عامل کار در تولید را نشان می دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون هم جمعی بین رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار

فرض صفر	آزمون بیشینه مقدار ویژه		آزمون اثر			
	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۹ درصد	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۹ درصد
$r = 0$	$r = 1$	۱۵/۵۹۷۷۱	۱۸،۵۲۰۰۱	$r \geq 1$	۲۱/۳۷۴۸۱	۱۹/۹۳۷۱۱
$r \geq 1$	$r = 2$	۵/۷۷۷۰۰	۶،۶۳۴۸۹۷	$r \geq 2$	۵/۷۷۷۱۰۰	۶/۶۳۴۸۹۷

زمانی که آزمون اثر و آزمون بیشینه مقدار ویژه بزرگ تر از مقادیر بحرانی باشند، فرضیه صفر (وجود I بردار هم جمعی) رد می شود. براساس آزمون اثر یک معادله هم جمعی در سطح معنای یک درصد وجود دارد؛ یعنی رابطه بلندمدتی بین رشد اقتصادی و سهم عامل کار در تولید وجود دارد.

1. Johanson
2. Trace Test
3. Maximum Eigenvalue Test

آزمون علیت گرنجر

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نشان دادند که اگر دو متغیر سری زمانی همجمع باشند، حداقل یک رابطه مستقیم علی گرنجر وجود دارد. وجود رابطه بلندمدت پایدار بین رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار نشان می‌دهد که دو متغیر حداقل به صورت علی در یک جهت ارتباط دارند. برای یافتن جهت علیت متغیرها از آزمون علی گرنجر استفاده شده است.

زمانی که سری رشد اقتصادی و سری سهم عامل کار همجمع باشند، می‌توان از مدل VAR برای برآورد استفاده کرد. آزمون علیت گرنجر بین رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار را می‌توان با مدل دوطرفه زیر اجرا کرد:

$$g_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j g_{t-j} + \varepsilon_{vt}$$

$$L_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i g_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j L_{t-j} + \varepsilon_{vt}$$

نتایج آزمون علی گرنجر نشان می‌دهد که فرضیه «رشد عامل گرنجری سهم کار نیست»، پذیرفته می‌شود، در حالی که فرضیه «سهم کار عامل گرنجری رشد نیست» در سطح معنای حدود ۲ درصد رد نمی‌شود؛ بنابراین، رابطه علی یکسویه از L به g تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون علی گرنجری بین رشد اقتصادی و سهم کار در اقتصاد ایران

سطح معناداری	آماره F	فرض صفر
۰/۸۸۰۶	۰/۱۲۸۳۹	رشد اقتصادی علت گرنجری سهم کار نیست
۰/۰۲۲۳	۵/۱۲۹۳۳	سهم کار علت گرنجری رشد اقتصادی نیست

همچنین نتایج آزمون جوهانسون بیانگر این است که با دو وقفه زمانی یک درصد افزایش L (سهم عامل نیروی کار) موجب ۵/۲۷۶ درصد افزایش در g (رشد اقتصادی) می‌شود. نتایج آزمون VAR در جدول ۴ خلاصه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون VAR برای داده‌های رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار

	g	L
	0.177054	-0.025410
g(-1)	(0.28419)	(0.05124)
	[0.62301]	[-0.49586]
	0.257370	0.007026
g(-2)	(0.26761)	(0.048226)
	[0.96173]	[0.14561]
	0.957416	0.129261
L(-1)	(1.96997)	(0.35522)
	[0.48601]	[0.36389]
	5.276256	-0.250069
L(-2)	(1.89314)	(0.34137)
	[2.78703]	[-0.73254]
	-1.245830	0.255532
c	(0.52047)	(0.09385)
	[-2.39368]	[2.72276]
R- squared	0.500371	0.141678
Adj R-squared	0.346639	-0.122420
F -statistic	3.254828	0.536460

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اساسی در این مطالعه بررسی رابطه سهم عوامل تولید و رشد اقتصادی به صورت نظری و تجربی بوده است. برای این منظور، بر موضوع کشش جانشینی عوامل تولید کار و سرمایه تمرکز شد تا یکی از مسیرهای اثر سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی توضیح داده شود. براساس نتایج افزایش سهم عامل سرمایه در تولید، همزمان با افزایش کشش جانشینی بین عوامل از رشد اقتصادی می‌کاهد. همچنین از خلال بحث رابطه سهم عوامل و نرخ بهره با نرخ پس‌انداز روشن شد که کاهش سهم عامل کار در تولید و افزایش نرخ بهره می‌تواند با کاهش نرخ پس‌انداز در جامعه، نرخ رشد اقتصادی را کاهش دهد. نتایج آزمون VAR برای داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران بین سال‌های ۱۳۷۰ - ۱۳۹۰ بیانگر این است که افزایش سهم عامل کار در تولید با دو وقفه زمانی اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این موضوع صحت محاسبات نظری ما را در عرصه تجربی نشان می‌دهد. البته نوسانات سهم عامل کار در ایران تطابقی با کاهش سهم این عامل در بیشتر کشورهای پیشرفته اروپا و آمریکا ندارد.

براساس نتایج این تحقیق دلیل اصلی بروز بحران‌های اقتصادی سرمایه‌داری غرب و به‌خصوص بحران اخیر، نادیده گرفتن منافع اقتصادی تمامی گروه‌ها و تکیه بیش از حد به عامل سرمایه به‌عنوان نقطه اتکای رشد اقتصادی است. در دهه‌های اخیر سیاستگذاران بیش از پیش با تشویق به مصرف نسبی و راه‌اندازی مؤسسات مالی که اوراق قرضه پریسک را منتشر می‌کردند، کوشیدند رونق اقتصادی را هرچند به‌صورت حباب‌وار حفظ کنند. اما گذر زمان نشان داد ترکیدن حباب می‌تواند به زلزله شدید در نظام اقتصادی بینجامد. این پدیده بحث الگوی رشد دستمزدگرا^۱ در مقابل الگوهای رشد مبتنی بر سود^۲ و یا الگوی رشد صادرات‌گرا^۳ (نادیده انگاشتن فقر همسایه) را در میان تحلیل‌گران احیا کرده است. در این الگو شایسته‌سالاری دستمزدگرا می‌تواند تکیه‌گاه اصلی رونق، رشد و توسعه اقتصادی در ایران باشد.

منابع

۱. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). «حساب‌های ملی ایران ۱۳۷۰-۱۳۸۹»، مرکز آمار ایران، تهران.
2. Alesina, A. & Rodrik, D. (1994). "Distributive Politics and Economic Growth," *Quarterly Journal of Development Economics* 29:271-306.
3. Berg A. & Sachs, J. (1988). "The Debt Crisis: Structural Explanations of Country Performance," *Journal of Economics* 109:465-490.
4. Deininger, K. & Squire, L. (1998). "New Ways Looking at Old Issues: Inequality and Growth," *Journal of Development Economics* 57:259-287.
5. Giovannoni, O. (2009). "Functional Distribution of Income, Inequality and the Incidence of Poverty: Stylized Facts and the Role of Macroeconomic Policy, United Nations Research" Institute for Development Report on Poverty Reduction and Policy Regimes.

1. Wage-Led Growth
2. Profit-Led Growth
3. Export-Led Growth

6. Hornstein, A., Krusell, P. & Violante, G.L. (2005). "The Effects of Technical Change on Labour Market Inequalities", in Handbook of Economic Growth, P. Aghion & S. Durlauf (eds.), Elsevier.
7. Jones, C.I (2003). Growth, Capital Shares and a New Perspective on Production Functions.
8. Klump, R. & Preissler, H. (2000). "CES Production Functions and Economic Growth" Scand, Journal of Economics, 102:41-56.
9. Kowall, N. (2008). Income Distribution and Growth, Grundsteingasse. (43): 1160.
10. Krame, H. (2010). "The Alleged Stability of the Labour Share of Income in Macroeconomic Theories of Income Distribution" Institute Fur Makroökonomie und Konjunkturforschung, Working Paper, No.11
11. Persson, T. & Tabellini, G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?", American Economic Review 84: 600-621.
12. Ripatti, A. & Vilmunen, J. (2001). Declining Labour Share – Evidence of Change in Underlying Production Technology? Bank of Finland Discussion Papers, 10/2001.
13. Smith, A. (1776a). The Wealth of Nations, W. Strahan and T. Cadell, London.
14. Smith, A. (1776b). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations, Vol.2 of the Glasgow edition, ed.by Campbell, R.H., Skinner, A.s., Todd, W.B, Oxford, Clarendon Press; New York, Oxford University Press.
15. Tsoukis, C. & Tournemaine, F. (2011). "SOCIAL CONFLICT, GROWTH, AND FACTOR SHARES" Metroeconomica. International Review of Economics, 62(2):283-304.
16. World Bank (2011), World Development Indicators, the World Bank.
17. Zweimüller, J. (2000). Inequality, Redistribution and Economic Growth" Institute for Empirical Research in Economics University of Zurich, Working paper. No. 31, pp.1-20.