

## رویکردی نوین در محاسبه سری زمانی سرمایه در ایران: روش الگوریتم بازگشتی با استفاده از الگوریتم ژنتیک (۱۳۳۸-۱۳۸۹)

علی حسین استادزاد<sup>۱</sup>      سجاد بهپور<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۱۵      تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۰۸

### چکیده

به منظور برآورد تابع تولید و همچنین بررسی تغییرات بهره‌وری و رشد در اقتصاد هر کشوری، به سری زمانی متغیر حجم سرمایه نیاز است. تنوع در روش‌های پیشنهادی و نیز دشواری محاسبه سری زمانی این متغیر، باعث شده است که داده‌های موجود برای آن چندان قابل اعتماد نباشد. در میان روش‌های موجود، روش موجودی پیوسته بیشتر مورد توجه قرار گرفته که این روش نیز در عین برخورداری از ویژگی‌های مثبت، خالی از اشکال نیست. در این تحقیق به منظور بهبود روش موجودی پیوسته در برآورد حجم سرمایه، از روش «الگوریتم نویسی» استفاده شده است. از قابلیت‌های الگوی بسط داده شده در این مطالعه می‌توان به متغیر؛ «در نظر گرفتن نرخ استهلاك سرمایه در دوره‌های مختلف»، «در نظر گرفتن متغیر کیفی جنگ و تاثیر آن بر نرخ استهلاك»، «بررسی انواع تابع تولید غیرخطی و خطی به منظور افزایش دقت برآورد و در نظر گرفتن انرژی به عنوان نهاده

---

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول): [s.aostadzad@rose.shirazu.ac.ir](mailto:s.aostadzad@rose.shirazu.ac.ir)

۲. دانشگاه آزاد اسلامی، واحد داریون، باشگاه پژوهشگران جوان، داریون؛ [sajadbehpur@gmail.com](mailto:sajadbehpur@gmail.com)

تولید علاوه بر نیروی کار و حجم سرمایه بر خلاف مطالعات گذشته»، اشاره کرد. نتایج نشان می‌دهد که سری زمانی محاسبه شده در این مطالعه دارای روندی مشابه، اما با مقداری تفاوت، در مقایسه با سری زمانی گزارش شده توسط بانک مرکزی ایران، است. همچنین نرخ استهلاك برآوردی میانگین برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ برابر با ۵/۱٪ است. برآوردها نشان می‌دهد که در دوران جنگ همواره نرخ استهلاك بالاتر از نرخ میانگین استهلاك بوده است. این نتیجه قدرت الگوریتم بسط داده شده در محاسبه نرخ استهلاك و همچنین حجم سرمایه را نشان می‌دهد.

**واژگان کلیدی:** موجودی سرمایه متغیر، نرخ استهلاك متغیر، الگوریتم ژنتیک، الگوریتم بازگشتی

JEL :E22, E23, C61

## ۱. مقدمه

بررسی عوامل موثر بر رشد اقتصادی و نیز علل تفاوت قابل توجه در نرخ رشد اقتصادی کشورهای مختلف، از موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان در اقتصاد کلان است. در میان عوامل موثر بر رشد اقتصادی، حجم سرمایه از اهمیت زیادی برخوردار است و اقتصاددانان کلاسیک نیز بر نقش این عامل تاکید کرده‌اند. مالتوس حجم سرمایه<sup>۱</sup> را مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی کشورها می‌داند و آدام اسمیت نیز از سرمایه به عنوان شرط لازم برای رشد اقتصادی یاد کرده است (سلامی و همکاران، ۱۳۸۹). در واقع حجم سرمایه یک دوره، جمع کلیه سرمایه‌گذاری‌هایی است که در دوره‌های قبل و در راستای تولید انجام شده است.

دسترسی به داده‌های مربوط به این متغیر، یک نیاز ضروری در برآورد توابع تولید و همچنین بررسی چگونگی تغییرات رشد، بهره‌وری، تکنولوژی و ... است (تهامی پور، ۱۳۸۶). از آنجا که حجم سرمایه یک کشور و نیز نرخ استهلاک سرمایه در بخش‌های مختلف اقتصادی به آسانی قابل مشاهده نیست، داده‌های مربوط به میزان حجم سرمایه برای اکثر کشورها به صورت سری‌های زمانی قابل اتکا در دسترس نیست و این مشکل برای کشورهای در حال توسعه که اصولاً اهمیت کم‌تری به داده‌های آماری می‌دهند و داده‌های در دسترس نیز از اعتماد قابل توجهی برخوردار نیست، بیشتر است. عدم دسترسی به داده‌های حجم سرمایه، موجب شده است که برآورد تابع تولید در اقتصادسنجی با مشکلات زیادی مواجه باشد، در نتیجه بسیاری از مطالعات تلاش کرده‌اند از متغیرهای جایگزین دیگری به جای حجم سرمایه در تابع تولید استفاده کنند. به عنوان مثال می‌توان به مطالعه بارو<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) اشاره کرد که نرخ سرمایه‌گذاری ناخالص را به عنوان یک متغیر جایگزین برای تشکیل سرمایه مورد استفاده قرار داد.

با توجه به اهمیت این متغیر در مطالعات تجربی، محققان تلاش زیادی را به منظور

---

1. Capital stock

2. Barro

محاسبه سری زمانی حجم سرمایه انجام داده‌اند. اگرچه اکثر این مطالعات تلاش کرده‌اند تا با رعایت استانداردهای بین‌المللی، سری زمانی قابل اتکایی را برای حجم سرمایه در کشورهای مختلف فراهم آورند، اما تفاوت در روش‌های بکار گرفته شده و نیز در فروض زیربنایی مطالعات مختلف، باعث شده است که داده‌های در دسترس تفاوت معنی‌داری با یکدیگر داشته باشند.

در میان مطالعات موجود، «روش موجودی پیوسته»<sup>۱</sup> بیشتر مورد استفاده قرار گرفته است.<sup>۲</sup> سادگی محاسبات و نیز برآورد همزمان استهلاک و موجودی سرمایه از ویژگی‌های برجسته این روش است. از طرفی توصیه سازمان ملل متحد (تهامی پور، ۱۳۸۶) و نیز تاکید سازمان بهره‌وری آسیا (آپو،<sup>۳</sup> ۲۰۰۴) مبنی بر استفاده از این روش<sup>۴</sup>، موجب استفاده وسیع از آن شده است. اما این روش نیز به رغم استفاده گسترده از آن، با انتقاداتی مواجه است که از آن جمله می‌توان به فرض ثبات نرخ استهلاک موجودی سرمایه در طول زمان و نیز عدم توجه به شرایط غیر اقتصادی کشورها اشاره کرد.

در مطالعه حاضر تلاش شده تا با ارائه پیشنهاداتی به منظور رفع برخی از ایرادات مطرح بر این روش و نیز ارائه راه‌حل‌های جایگزین، رویکرد جدیدی را برای محاسبه، میزان حجم سرمایه ارائه نماید. در این تحقیق به منظور بهبود روش موجودی پیوسته در برآورد حجم سرمایه از الگوریتم نویسی استفاده شده است. در الگوی بسط داده شده قابلیت متغیر بودن نرخ استهلاک سرمایه در سال‌های مختلف لحاظ شده تا ایرادات ناشی از فرض ثابت بودن نرخ استهلاک مرتفع گردد. از طرفی الگوریتم بسط داده شده قابلیت این را دارد که اثر متغیرهای کیفی مانند جنگ را در برآوردها در نظر گیرد.

این مطالعه مطابق با آن، چه که در ادامه می‌آید سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، در

---

1. Perpetual Inventory Method (PIM)

۲. برای اولین بار توسط گلد اسمیت (۱۹۵۳) مطرح شد.

3. Asian productivity organization (APO)

۴. به منظور یک‌دست و هماهنگ شدن محاسبه شاخص‌های بهره‌وری سرمایه در کشورهای عضو و با هدف

سهولت در انجام مطالعات تطبیقی

قسمت دوم، مروری بر مطالعات انجام شده صورت گرفته و مبانی نظری روش پیشنهادی به تفصیل در قسمت سوم بیان شده است. قسمت پایانی نیز به نتیجه گیری اختصاص دارد.

## ۲. پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در داخل و خارج از کشور به برآورد حجم سرمایه و محاسبه نرخ استهلاک پرداخته‌اند که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

### ۲-۱. مطالعات داخلی

امینی و نشاط (۱۳۸۴) سری زمانی موجودی سرمایه ثابت به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸ بر مبنای قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ را برآورد کرده‌اند. علاوه بر این، نرخ‌های استهلاک سرمایه ثابت نیز به تفکیک بخش‌های مختلف محاسبه شده است. نرخ‌های استهلاک تخمین زده شده با برآوردهای سایر مطالعات هماهنگی داشته و تفاوت چندانی با آن‌ها ندارد ولی مقادیر مطلق ارزش موجودی سرمایه ثابت، متفاوت با مطالعات قبلی است که دلیل آن اختلاف در سال پایه و تفاوت موجود در روش‌های محاسبه حساب‌های ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ و سال ۱۳۷۶ است.

تهامی‌پور (۱۳۸۷) با استفاده از روش موجودی پیوسته، به محاسبه ارزش موجودی سرمایه، هزینه استهلاک و نرخ استهلاک در بخش کشاورزی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸ پرداخت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ استهلاک موجودی سرمایه در بخش کشاورزی برابر ۵/۰۲ درصد است که با نتایج مطالعات مشابه سازگاری دارد.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۸) با استفاده از روش موجودی پیوسته، به برآورد موجودی سرمایه اقتصاد ایران در بخش‌های مختلف اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳ پرداخت.

سلامی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش‌های غیرمستقیم (استفاده از تابع تولید و رابطه تعدیل موجودی سرمایه)، به برآورد حجم سرمایه در زیربخش‌های بخش کشاورزی ایران در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۹ می‌پردازند. نتایج بیانگر این است که زیربخش زراعت و باغبانی بیشترین و زیربخش جنگل و مرتع کم‌ترین حجم سرمایه را در این دوره داشته‌اند.

همچنین از دیگر مطالعات داخلی در این زمینه می‌توان به صدیقی و کردبچه (۱۳۶۰)، خوانساری (۱۳۶۲)، ذوالنور (۱۳۶۵)، باقرکلانتری (۱۳۶۹)، باقرکلانتری و عرب‌مازار (۱۳۷۱)، بغزیان (۱۳۷۱)، قارون (۱۳۷۲)، دشتی مقدم (۱۳۷۶)، حسینی و همکاران (۱۳۷۶) و امینی و همکاران (۱۳۷۷) اشاره کرد.

## ۲-۲. مطالعات خارجی

لیوی و چن<sup>۱</sup> (۱۹۹۴) با استفاده از چهار روش متفاوت، به برآورد سری زمانی حجم سرمایه آمریکا در دوره زمانی ۱۹۴۷-۱۹۹۷ پرداخته و با مقایسه سری‌های زمانی به‌دست آمده از روش‌های مختلف نتیجه می‌گیرند که این سری‌ها رفتارهای سیکلی متفاوتی را نشان می‌دهند.

لی<sup>۲</sup> (۲۰۰۳)، به‌محاسبه سری زمانی حجم سرمایه چین به منظور استفاده در تابع تولید و محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید، در بازه زمانی ۱۹۸۱-۱۹۹۸ پرداخت و نتیجه گرفت که بهره‌وری کل عوامل تولید در سال‌های بعد از اصلاحات اقتصادی در حدود ۳/۴ درصد است.

آلبالا-برتراند و فنگ<sup>۳</sup> (۲۰۰۷)، با استفاده از «روش سازگاری بهینه»<sup>۴</sup> به برآورد سری زمانی موجودی سرمایه چین در بازه زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که نرخ رشد شدت سرمایه بیشتر از نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار در دوره مدنظر بوده است.

دربی شیر و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) به برآورد حجم سرمایه در کشورهای منتخب اتحادیه اروپا در بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۷ پرداخته و تاثیر این حجم سرمایه در تحلیل بهره‌وری را نیز مورد بررسی قرار می‌دهند.

- 
1. Levy and Chen
  2. Li
  3. Alaba-bertrand and Feng
  4. Optimal Consistency Method
  5. Derbyshire et al

تانگ و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۰) به منظور فراهم آمدن امکان مقایسه شدت سرمایه در صنایع، با استفاده از یک نرخ استهلاک مشابه به برآورد سری زمانی حجم سرمایه در آمریکا و کانادا در دوره زمانی ۱۹۸۷-۲۰۰۷ می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که صنایع کانادا در مقایسه با آمریکا از نسبت کم‌تری از حجم سرمایه در قالب تجهیزات و ماشین‌آلات برخوردار می‌باشند.

از دیگر مطالعات خارجی نیز می‌توان به مدیسون<sup>۲</sup> (۱۹۹۳)، دنیسون<sup>۳</sup> (۱۹۹۳)، چو<sup>۴</sup> (۱۹۹۳)، هوفمن<sup>۵</sup> (۲۰۰۰)، چو و لین<sup>۶</sup> (۲۰۰۲) اشاره کرد.

### ۳. مبانی نظری و ساختار الگو

مطالعات انجام شده در زمینه برآورد حجم سرمایه را می‌توان به دو گروه عمده تقسیم کرد. گروه اول با استفاده از نظریات اقتصادی، الگوهای رشد، شرایط تعادل و تعاریف مختلف، موجودی سرمایه را برآورد می‌کنند. گروه دوم، به صورت غیرمستقیم و با استفاده از برآورد تابع تولید به محاسبه موجودی سرمایه می‌پردازند. گروه اول این مطالعات به سه دسته تقسیم می‌شود.

۲. مطالعاتی که با استفاده از روش نسبت سرمایه به تولید<sup>۷</sup>، به برآورد موجودی سرمایه می‌پردازند. این شیوه در مطالعات سازمان ملل، بانک مرکزی، شهشهانی (۱۳۵۷) و ذوالنور (۱۳۶۵) به کار گرفته شده است.

۳. در مطالعاتی مانند کلاتری و عرب‌مازار (۱۳۷۱) با استفاده از روش «روند نمایی»<sup>۸</sup> سرمایه‌گذاری خالص، به برآورد موجودی سرمایه پرداخته شده است.

- 
1. Tang et al
  2. Maddison
  3. Denison
  4. Chow
  5. Hofman
  6. Chow and Lin
  7. Capital-Output Ratio Method
  8. Exponential trend

۴. مطالعاتی که با استفاده از روش PIM<sup>۱</sup> موجودی سرمایه را برآورد کرده‌اند. این روش تقریباً توسط اکثر کشورها و از جمله ایران مورد استفاده قرار گرفته است. قارون (۱۳۷۲) در برآورد موجودی سرمایه بخش‌های اقتصادی ایران و بانک مرکزی برای برآورد نرخ استهلاک، از این روش استفاده کرده‌است (امینی و نشاط، ۱۳۸۴). روش‌های بکار گرفته شده در مطالعات ذکر شده در عین حال که از مزایای قابل توجهی؛ از قبیل سادگی محاسبات برخوردارند، دارای ایراداتی نیز می‌باشند. از جمله اشکالات این گروه از مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

الف) میزان نرخ استهلاک تشکیل سرمایه ثابت با استفاده از روش خط مستقیم برآورد شده است. این روش به دلیل استفاده از نرخهای ثابت استهلاک برای کلیه سال‌های عمر مفید یک کالای سرمایه‌ای خاص مورد انتقاد است.

ب) این روش‌ها در شرایط خاصی مانند سال‌های جنگ کاربرد ندارند. زیرا در شرایط جنگ بسیاری از سرمایه‌ها به یکباره از بین رفته و بنابراین نرخ استهلاک در شرایط جنگی باید متفاوت از شرایط عادی در نظر گرفته شود. لذا تعیین میزان استهلاک بدون در نظر گرفتن خسارت جنگ مقدور نخواهد بود.<sup>۲</sup>

با در نظر داشت‌ایرادات ذکر شده و توجه به اینکه در حساب‌های ملی ایران از این روش برای برآورد حجم سرمایه استفاده شده است، سری زمانی حجم سرمایه محاسبه شده توسط بانک مرکزیاز دقت کافی برخوردار نیست.

در گروه دوم از مطالعات، برای برآورد موجودی سرمایه از تابع تولید استفاده می‌شود. به این ترتیب که تخمین تابع تولید از طریق جایگزین کردن روابطی به جای موجودی سرمایه صورت می‌گیرد و با توجه به تخمین صورت گرفته، موجودی سرمایه برآورد خواهد شد. در این گروه از مطالعات تعیین نوع تابع تولید، در دقت برآورد موجودی سرمایه بسیار موثر است. در اکثر مطالعات گروه دوم، توابع تولید را با روش‌های خطی (مثل

---

1. Perpetual Inventory Method

۲. به منظور کسب اطلاعات بیشتر در این گروه از مطالعات به امینی و همکاران (۱۳۸۷) مراجعه شود.



لگاریتم گیری از تابع کاب داگلاس) برآورد کرده‌اند، ولی توابع تولید غیرخطی (مانند تابع تولید ترانسلوگ، متعالی و خطی تعمیم یافته) می‌توانند برآوردهای بهتری از تولید داشته باشند و عدم توجه به توابع غیرخطی را می‌توان از ایرادات این گروه از مطالعات دانست. به منظور تکمیل این روش، در این تحقیق از شش نوع تابع تولید غیرخطی به منظور برآورد حجم سرمایه استفاده شده است.

در این مطالعه با ترکیب دو رویکرد فوق، به برآورد موجودی سرمایه با فرض «متغیر بودن نرخ استهلاک در سال‌های مختلف» پرداخته شده است و به طور خلاصه تفاوت‌های الگوریتم بسط داده شده در این تحقیق با مطالعات موجود را می‌توان به صورت زیر بیان کرد. در الگوریتم بسط داده شده، نرخ استهلاک سرمایه در هر دوره متفاوت است و از طرفی نرخ بالاتر استهلاک در سال‌های جنگ نیز لحاظ شده است. در این تحقیقشش نوع تابع تولید غیرخطی در نظر گرفته شده است که دقت برآورد حجم سرمایه را بالا می‌برد و برنامه‌نویس شده توسط نویسندگان به گونه‌ای است که برای سایر مطالعات نیز قابل استفاده است. در توابع تولید بسط داده شده، علاوه بر نیروی کار و حجم سرمایه، انرژی نیز به عنوان نهاده تولید در نظر گرفته شده است که در مطالعات پیشین این نهاده تولید مورد توجه قرار نگرفته است. در نهایت علاوه بر فرض روند افزایش نرخ استهلاک یک کالای سرمایه‌ای در طول زمان، این فرض نیز که کالاهای سرمایه‌های تولید شده در سال‌های مختلف دارای نرخ استهلاک متفاوتی می‌باشند نیز لحاظ شده است.<sup>۱</sup> این موضوع در هیچ مطالعه و روش برآوردی مد نظر قرار نگرفته است.

بنابراین در ادامه، ابتدا انواع توابع تولید (به منظور انتخاب تابع تولید مناسب) و نیز روش برآورد غیرخطی این توابع، مورد بررسی قرار گرفته و سپس از الگوریتم بسط داده شده در این مطالعه به منظور برآورد حجم سرمایه استفاده شده است.

---

۱. به عنوان مثال کالای سرمایه‌ای که در سال ۱۳۳۸ برای اقتصاد ایران تهیه شده است، دارای نرخ استهلاک متفاوتی نسبت به کالای سرمایه‌ای است که در سال ۱۳۹۰ استفاده از آن شروع شده است.

## ۳-۱. انواع تابع تولید

با توجه به اینکه در این مقاله به منظور برآورد حجم سرمایه‌هشش نوع تابع تولید مختلف در نظر گرفته شده، لذا در این قسمت این توابع تولید مورد بررسی قرار گرفته است. اولین تابع تولید پارامتری نئو کلاسیک، توسط کاب و داگلاس<sup>۱</sup> در سال ۱۹۲۸ ارائه گردید، این تابع تولید در رابطه (۱) ارائه شده است.

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \quad (1)$$

از آن زمان تاکنون، مطالعات زیادی در این زمینه انجام شده که منجر به ایجاد اشکال گوناگون توابع تولید گردیده است که از آن جمله می‌توان به تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES)، تابع تولید متعالی<sup>۲</sup>، تابع تولید دبرتین<sup>۳</sup>، تابع تولید زلنر-ریواکر<sup>۴</sup>، تابع تولید ترانسلوگ<sup>۵</sup>، تابع تولید لئونتیف<sup>۶</sup> و... اشاره کرد. پس از معرفی تابع تولید کاب داگلاس، دو نوع تابع تولید تعمیم یافته از این تابع در مقالات مختلف ارائه شد. یکی از این توابع به صورت رابطه (۲) تعریف شده است و دیگری تابع تولید متعالی<sup>۷</sup> می‌باشد (رابطه ۳)، که توسط هالتر (۱۹۵۷) ارائه گردیده است. (میشرا ۲۰۱۱)

$$Y = Ae^{\frac{K}{L}} K^{\beta} L^{1-\beta} \quad (2)$$

$$Y = Ae^{aK+bL} K^{\alpha} L^{\beta} \quad (3)$$

در هر یک از روابط ۱ تا ۳،  $K$ ،  $L$  و  $Y$  به ترتیب نیروی کار، حجم سرمایه و محصول (تولید) است.  $A$  نیز پارامتر انتقال است، که این پارامتر را می‌توان به عنوان تکنولوژی تفسیر کرد. همچنین  $\alpha$ ،  $\beta$  و  $a$  پارامترهای الگو می‌باشند که به آنها پارامترهای کشش می‌گویند. در این مطالعه نهاده‌های حجم سرمایه ( $K$ )، نیروی کار ( $L$ ) و انرژی ( $E$ ) به عنوان عوامل

---

1. Charles. w. Cobb & Paul. H. Douglas  
 2. Transcendental  
 3. Debertin  
 4. Zellner- Revaker  
 5. Translog  
 6. Leontief  
 7. Transcendental production function

تولید در نظر گرفته می‌شود.<sup>۱</sup> بنابراین، توابع کاب داگلاس و کاب داگلاس تعمیم یافته در این مقاله به ترتیب عبارت است از:

$$Y = A K^{\alpha_1} \times L^{\alpha_2} \times E^{\alpha_3} \quad (۴)$$

$$Y = A e^{a_1 K + a_2 L + a_3 E} \times K^{\alpha_1} \times L^{\alpha_2} \times E^{\alpha_3} \quad (۵)$$

در تابع تولید کاب داگلاس، کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار ثابت و برابر با یکاست. در تابع تولید ارائه شده توسط ارو<sup>۲</sup> کشش جانشینی بین عوامل تولید از صفر تا بینهایت می‌تواند تغییر کند. این تابع، تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES)<sup>۳</sup> شناخته شده است. این تابع تولید در بر گیرنده انواع توابع تولید لئونتیف (جانشینی صفر)، کاب داگلاس (جانشینی یک) و تابع تولید خطی (جانشینی بی‌نهایت) است. برخی از توابع CES در مطالعات مختلف عبارت است از:

$$Y = (aK^{\Psi} + bL^{\Psi})^{\frac{1}{\Psi}} \quad (\text{پیچ فورد}^۴, ۱۹۶۰)$$

$$Y = C[aK^{\Psi} + (1-a)L^{\Psi}]^{\frac{1}{\Psi}} \quad (\text{ارو}^۵, ۱۹۶۱)$$

$$Y = [(BK)^{\Psi} + (AL)^{\Psi}]^{\frac{1}{\Psi}} \quad (\text{کلاندرد}^۶, ۱۹۶۵)$$

$$Y = C[a(BK)^{\Psi} + (1-a)[(1-B)L]^{\Psi}]^{\frac{1}{\Psi}} \quad (\text{بارو}^۷, ۱۹۹۵)$$

که در همه این توابع تولید  $\Psi = \frac{\sigma-1}{\sigma}$ ؛ و نمادهای  $L$ ،  $K$  و  $Y$  به ترتیب نشان دهنده نیروی کار، حجم سرمایه و محصول است.  $\Psi$  پارامتر کشش جانشینی و پارامترهای  $a$ ،  $b$ ،  $A$ ،  $B$  سهم‌های هر یک از عوامل تولید در تولید را نشان می‌دهد. همچنین  $C$  پارامتر انتقال است که می‌تواند به عنوان تکنولوژی تفسیر شود.

۱. در این مطالعه فرض شده است که تغییرات تکنولوژی وجود ندارد و تکنولوژی یک پارامتر ثابت در نظر گرفته شده است.

2. Arrow et al.  
3. Constant Elasticity Substitution  
4. Pitchford  
5. Arrow et al.  
6. David and van de Klundert  
7. Barrow and Sala-i-Martin

دو مشکل در توابع تولید CES وجود دارد. اولین مشکل ثابت بودن کشش جانشینی بین عوامل تولید بر روی یک منحنی هم مقداری است و دومین مشکل در تعریف کشش جانشینی است وقتی بیشتر از دو نهاد در تابع تولید داریم، به عنوان مثال برای سه نهاد باید سه کشش  $(\sigma_{ij}, \sigma_{ik}, \sigma_{jk})$  تعریف کرد و با در نظر گرفتن نهاد بیشتر کشش‌های بیشتری باید تعریف شود، که برآورد این تابع را با مشکل مواجه می‌کند. تابع تولید CES در این مطالعه به صورت رابطه پیچ‌فورد (۱۹۶۰) در نظر گرفته شده است. بنابراین با توجه به اینکه در این مطالعه از سه نهاد تولید استفاده می‌گردد، تابع تولید CES به صورت زیر بازنویسی شده است.

$$Y = (a + b_1 K^{-\rho} + b_2 L^{-\rho} + b_3 E^{-\rho})^{-\frac{v}{\rho}} \quad (6)$$

که در این رابطه  $b_i$  ها نشان دهنده سهم‌های عوامل تولید است.  $\rho$  و  $v$  به ترتیب نشان‌دهنده پارامترهای کشش عوامل تولید و بازده نسبت به مقیاس است. متغیرها و نهاد‌های تولید نیز قبلاً در رابطه (۴) تعریف شده است.

زلنر و ریواکر<sup>۱</sup> (۱۹۶۹) روشی را ارائه دادند که با هر تابع تولید خاص (مانند کاب داگلاس و یا CES) با کشش جانشینی ثابت و یا متغیر، بازده نسبت به مقیاس با سطح تولید متغیر دارد. اگر تابع تولیدی که انتخاب می‌شود، کشش جانشینی ثابت داشته باشد، با این روش در نهایت کشش جانشینی ثابت و بازده نسبت به مقیاس متغیر خواهد داشت. اگر تابع تولیدی که انتخاب خواهد شد که کشش جانشینی متغیر داشته باشد، در نهایت تابع تولیدی با کشش جانشینی و همچنین بازده نسبت به مقیاس متغیر خواهد داشت.

تابع تولید تعمیم یافته (GPF)<sup>۲</sup> زلنر و ریواکر در زیر آمده است:

$$Ye^{\theta Y} = c^h f^h \quad (7)$$

در این رابطه  $f$  تابع تولید پایه (مانند CES یا کاب داگلاس).  $c$  یک عدد ثابت و  $\theta$  و  $h$  پارامترهایی هستند که با بازده نسبت به مقیاس تابع تولید در ارتباط می‌باشند. در این مطالعه

---

1. Zellner and Revankar (1969)  
2. Generalized Production Function

تابع تولید پایه در تابع تولید GPF تابع کاب داگلاس در نظر گرفته شده است. بنابراین هدف برآورد پارامترهای تابع تولید زیرمی باشد (تمام پارامترها و متغیرها در روابط قبل تعریف شده است):

$$Ye^{\theta Y} = \beta [K^{\alpha_1} \times L^{\alpha_2} \times E^{\alpha_3}]^h \quad (۸)$$

در این تابع تولید، بازده نسبت به مقیاس برابر  $\rho(Y) = \frac{h}{1+\theta Y}$  خواهد بود. با توجه به علامت  $\theta$ ، بازده نسبت به مقیاس این تابع افزایشی ( $\theta < 0$ ) و یا کاهششی ( $\theta > 0$ ) است و اگر  $\theta$  برابر با صفر شود، بازده ثابت نسبت به مقیاس خواهد شد. این تابع تولید در دو طرف تساوی پارامتر دارد و به منظور برآورد این تابع تولید، از روش برآورد دوطرفه استفاده شده یعنی پارامترهای دو طرف تساوی به صورت همزمان برآورد شده است.

تابع تولید خطی تعمیم یافته (GLPF)<sup>۱</sup> که توسط دیورت<sup>۲</sup> (۱۹۷۱) بسط داده شد، سه دستاورد مهم دارد. اولاً تابع تولید GLPF به شکل تابعی می تواند تعداد بسیاری نهاده تولید را در خود داشته باشد. دوم این که شکل تابعی آن به گونه ای است که اجازه کشش های جانشینی متغیر را به ما می دهد و در نهایت می توان بازده نسبت به مقیاس های مختلف را برای این تابع تولید آزمایش کرد. شکل کلی تابع تولید خطی تعمیم یافته در رابطه (۹) آمده است (دیورت ۱۹۷۱):

$$Y = h \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} x_i^{1/2} x_j^{1/2} \right) ; a_{ij} = a_{ji} \geq 0 \quad (۹)$$

$h(\cdot)$  تابعی پیوسته<sup>۳</sup>، اکیدا صعودی<sup>۴</sup> است، که  $h(0) = 0$  می باشد. در این تحقیق با پیروی

از مطالعه دیورت به برآورد تابع تولید با استفاده از ۳ نهاده تولید پرداخته خواهد شد. که در آن  $X' = [K \ L \ E]$  است و برای سادگی تابع  $h(x) = x$  را در نظر گرفته خواهد شد. با جایگذاری نهاده های تولید در رابطه ۹ و ساده سازی، رابطه ۱۰ را خواهیم داشت.

$$Y = a_{11}K + a_{22}L + a_{33}E + 2a_{12}K^{\frac{1}{2}}L^{\frac{1}{2}} + 2a_{13}K^{\frac{1}{2}}E^{\frac{1}{2}} + 2a_{23}L^{\frac{1}{2}}E^{\frac{1}{2}} \quad (۱۰)$$

- 
1. Generalized Linear Production Function
  2. Diewert
  3. Continuous
  4. Monotonically Increasing

گریچ<sup>۱</sup> (۱۹۷۱)، برنند<sup>۲</sup> (۱۹۷۳) و چریستنسن<sup>۳</sup> (۱۹۷۳) تابع تولید ترانسلوگ (TPF)<sup>۴</sup> را معرفی کردند. این تابع تولید اجازه می‌دهد که بیش از دو نهاد در تابع تولید داشته باشیم. همچنین مانند تابع تولید VES کشش‌های جانشینی متغیر است. برای n نهاد تولید (x<sub>i</sub>) تابع تولید ترانسلوگ به صورت زیر نوشته می‌شود (میشرا ۲۰۱۱):

$$\ln(Y) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln(x_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} \ln(x_i) \ln(x_j); b_{ij} = b_{ji} \quad (11)$$

با بسط الگو و با توجه به داشتن ۳ نهاد تولید در این مطالعه رابطه (۱۲) بدست می‌آید.

$$\begin{aligned} \ln(Y) = & a_0 + a_1 \ln(K) + a_2 \ln(L) + a_3 \ln(E) + \frac{1}{2} b_{11} (\ln(K))^2 + \frac{1}{2} b_{22} (\ln(L))^2 + \\ & \frac{1}{2} b_{33} (\ln(E))^2 + b_{12} \ln(K) \ln(L) + b_{13} \ln(K) \ln(E) + b_{23} \ln(L) \ln(E) \end{aligned} \quad (12)$$

در این مطالعه به منظور برآورد حجم سرمایه برای اقتصاد ایران، در قسمتی از الگوریتم بسط داده شده به برآورد توابع تولید CD (رابطه ۴)، ترنسندنتال (رابطه ۵)، CES (رابطه ۶)، GLPF (رابطه ۸)، و ترانسلوگ (رابطه ۱۲)؛ که همگی غیرخطی می‌باشند به کمک روش الگوریتم ژنتیک پیوسته، پرداخته شده است.

به منظور برآورد توابع تولید غیرخطی، باید از روش‌های عددی<sup>۵</sup> پارامترهای الگو را به گونه‌ای تعیین کرد که تابع ضرر<sup>۶</sup> حداقل شود. روش‌های مختلفی برای برآورد پارامترهای یک الگوی غیرخطی وجود دارد که از جمله این روش‌ها می‌توان؛ از الگوی هوک جیوز<sup>۷</sup>، هوک جیوز شبه نیوتنی<sup>۸</sup>، روزنبراک شبه نیوتنی<sup>۹</sup>، تکامل دیفرانسیلی<sup>۱۰</sup>، RPS<sup>۱۱</sup> نام برد. در بین این روش‌ها دو روش آخر به دلیل ماهیت تصادفی در بین روش‌های بهینه‌سازی،

- 
1. Griliches and Ringstad
  2. Berndt and Christensen
  3. Christensen, Jorgenson and Lau
  4. Translog Production Functions
  5. Numerical Methods
  6. Loss Function
  7. Hooke-Jeeves Pattern Moves (JPM)
  8. Hooke-Jeeves-Quasi-Newton (HJQN)
  9. Rosenbrock-Quasi-Newton (RQN)
  10. Differential Evolution (DE)
  11. Repulsive Particle Swarm (RPS)

طرفداران بیشتری دارد (میشرا<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶).

همان‌گونه که اشاره گردید، در این مطالعه از روش الگوریتم ژنتیک برای حداقل سازی مقدار مجذور انحرافات خطا (RSS) و برآورد پارامترهای توابع تولید مورد نظر این مطالعه استفاده شده است.

### ۳-۲. الگوریتم ژنتیک<sup>۲</sup>

در کنار روش‌های بهینه‌سازی مبتنی بر گرادینان، روش‌های بهینه‌سازی و محاسبات تکاملی و یا جستجوی هوشمند نیز معرفی شده‌اند. مزیت این روش‌ها در این است که بدون نیاز به مشتق تابع هدف، به یافتن نقطه بهینه می‌پردازند. هم‌چنین در مقایسه با روش‌های مبتنی بر گرادینان، کم‌تر مشکل افتادن در دام کمینه محلی را دارند. از میان این روش‌ها می‌توان به الگوریتم ژنتیک، الگوریتم اجتماع ذرات، الگوریتم کلونی (مورچه‌ها)، جستجوی تابو، تبرید شبیه‌سازی شده، تکامل تفاضلی، الگوریتم کلونی زنبورها و الگوریتم رقابت استعماری اشاره کرد. در این مطالعه از الگوریتم ژنتیک در برآورد پارامترهای توابع تولید استفاده شده است.

الگوریتم‌های ژنتیک از اصول انتخاب طبیعی داروین برای یافتن فرمول بهینه جهت پیش‌بینی یا تطبیق الگو استفاده می‌کنند و اغلب گزینه مناسبی برای تکنیک‌های پیش‌بینی بر مبنای رگرسیون هستند. مختصراً گفته می‌شود که الگوریتم ژنتیک (GA) یک تکنیک برنامه‌نویسی است که از تکامل ژنتیکی به عنوان یک الگوی حل مسئله استفاده می‌کند. از مزایای الگوریتم ژنتیک می‌توان به توانایی انجام بهینه‌سازی با متغیرهای گسسته و پیوسته، عدم نیاز به مشتق‌گیری، توانایی کار کردن با متغیرهای زیاد، تشخیص کمینه‌های بهینه و توانایی کار با داده‌های عددی، تجربی و توابع تحلیلی اشاره کرد. (هاپت<sup>۳</sup>، ۱۹۹۶) مراحل انجام یک الگوریتم ژنتیک پیوسته مانند همه الگوریتم‌های بهینه‌سازی از تعریف متغیرها و

---

1. Mishra  
2. Genetic Algorithm - GA  
3. Haupt

تابع هدف شروع می‌شود و با بررسی هم‌گرایی به پایان می‌رسد. در ادامه اجزای سازنده الگوریتم ژنتیک پیوسته منظور برآورد شش تابع تولید ذکر شده در قسمت قبل، مورد بررسی قرار گرفته است.

به منظور برآورد پارامترهای الگو در حل مسئله بهینه‌سازی، هدف ما حداقل‌سازی مجموع مجذور انحرافات است (رابطه ۱۳) که در این رابطه  $\bar{Y}_t$  و  $Y_t$ ، به ترتیب مقدار برآورد شده توسط الگو و مقدار واقعی است.

$$RSS = \sum_{t=1357}^{1382} (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \quad (13)$$

در این تابع، هدف مقادیر مختلف  $RSS$ ، به ازای مقادیر مختلف پارامترها مورد بررسی قرار می‌گیرد و الگوریتم به صورت چرخه‌ای ادامه پیدا می‌کند تا مقدار حداقل مجموع مجذور انحرافات محاسبه شود. به منظور آغاز فرآیند تنظیم متغیرها توسط الگوریتم ژنتیک، یک کروموزوم را به صورت آرایه‌ای از مقادیر متغیرها (در اینجا پارامترهای توابع تولید است) که تابع هدف بهینه بر اساس این متغیرها باید بهینه شود، تعریف شده است. بنابراین کروموزوم‌های مسئله مورد بررسی این مطالعه برای توابع CD (شامل ۳ ژن وراثتی)<sup>۱</sup>، ترنسندنتال (شامل ۶ ژن وراثتی)<sup>۲</sup>، CES (شامل ۶ ژن وراثتی)<sup>۳</sup>، GFP (شامل ۶ ژن وراثتی)<sup>۴</sup>، GLPF (شامل ۶ ژن وراثتی)<sup>۵</sup> و ترانسلوگ (شامل ۱۰ ژن وراثتی)<sup>۶</sup> است.

ضریب تشخیص ( $R^2$ ) که میزان برازش را نشان می‌دهد توسط رابطه  $R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_{i=1357}^{1382} (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1357}^{1382} (Y_i - \bar{Y})^2}$  قابل محاسبه است. که در این رابطه  $RSS = \sum_{i=1357}^{1382} (Y_i - \hat{Y}_i)^2$  مجموع مربعات خطا و  $TSS = \sum_{i=1357}^{1382} (Y_i - \bar{Y})^2$  مجموع انحرافات از میانگین است.  $\bar{Y}$  میانگین متغیر وابسته در طول دوره مورد بررسی طی سال‌های ۱۳۵۷ الی ۱۳۸۹ است.

از آنجا که الگوریتم ژنتیک یک روش جستجو است، باید آن را به کاوش در ناحیه

1. (Chromosome)<sub>CD</sub> = [ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ ]
2. (Chromosome)<sub>TRANS</sub> = [ $a_1, a_2, a_3, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ ]
3. (Chromosome)<sub>CES</sub> = [ $a, b_1, b_2, b_3, v, \rho$ ]
4. (Chromosome)<sub>GFP</sub> = [ $\theta, \beta, h, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ ]
5. (Chromosome)<sub>GLPF</sub> = [ $a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{12}, a_{13}, a_{23}$ ]
6. (Chromosome)<sub>GLPF</sub> = [ $a_0, a_1, a_2, a_3, b_{11}, b_{22}, b_{33}, b_{12}, b_{13}, b_{23}$ ]



معقولی از فضای متغیر محدود کرد. هر چه فضای بررسی متغیرها محدودتر باشد، جواب دقیق تر خواهد شد. از آنجا که در مورد ناحیه جستجوی اولیه پارامترها چیزی نمی دانیم، باید نسل اولیه را به اندازه کافی متنوع در نظر بگیریم تا الگو قبل از متمرکز شدن بر روی امیدبخش ترین نواحی به کاوش در یک فضای متغیر با اندازه معقول پردازد.

برای شروع کار با الگوریتم ژنتیک، یک جمعیت اولیه  $m$  تایی تعریف می شود. در این مطالعه به دلیل تعداد زیاد پارامترهایی که باید برآورد شوند و به منظور بررسی کل رویه توسط الگوریتم، جمعیت اولیه را ۲۰۰۰ کروموزوم<sup>۱</sup> در نظر گرفته شده است. در مرحله بعد کروموزومها جهت ارزش گذاری به تابع هدف فرستاده می شوند.

کروموزومهای جمعیت اولیه که به اندازه کافی برای زنده ماندن مناسب هستند انتخاب می شوند (انتخاب طبیعی)<sup>۲</sup> و این کروموزومها فرزندان نسلهای آینده را بوجود می آورند. کروموزومهای اولیه که ضعیف هستند نابود می شوند و فرزندان بوجود آمده جایگزین این کروموزومهای ضعیف می شوند. تنها  $s$  (نرخ تغییر نسل) درصد از کروموزومهای بالایی که مناسب تر هستند انتخاب می شوند. در این مطالعه  $s$  برابر با  $۰/۵$  در نظر گرفته شده است<sup>۳</sup>، یعنی در هر مرحله ۵۰ درصد از جمعیت پایینی کروموزومها حذف و ۵۰ درصد بالایی انتخاب می شوند.

تعداد کروموزومهایی که برای ادغام<sup>۴</sup> مناسب ترند، از ضرب نرخ تغییر نسل در جمعیت اولیه به دست می آید. ( $s = s \times m$ ). در این مطالعه  $s = ۱۰۰۰$  کروموزومی که از بقیه مناسب ترند استخر تولید مثل را بوجود می آورند. در استخر تولید مثل دو جفت والد با یک روش تصادفی با هم زوج می شوند، بنابراین ۵۰۰ زوج برای ادغام وجود دارد. هر یک از

---

۱. که جمعیت بسیار بزرگی است.

## 2. Natural Selection

۳. نرخ تغییر نسل می تواند مقادیر مختلف دیگری بین صفر و یک داشته باشد. در تعدادی از مطالعات به پیدا کردن مقدار بهینه نرخ تغییر نسل پرداخته شده است. در این مطالعه با توجه به تصحیح و خطا نرخهای تغییر نسل متفاوتی آزمایش شد. در نتیجه نهایی تغییری حاصل نشد، تنها سرعت همگرایی رسیدن به جواب تغییر کرد.

## 4. Cross Over or Mating

زوج‌ها دو فرزند به وجود می‌آورند که دارای خصوصیتی از هر دو والد هستند. والدین هم زنده می‌مانند تا بخشی از نسل بعدی را تشکیل دهند. برای ادغام، از روش وزن‌دهی براساس ارزش استفاده شده است. (هاپت، ۱۹۹۶). پس از ادغام، دو والد انتخاب شده با هم ترکیب و فرزندان را بوجود می‌آورند. روش‌های گوناگونی برای ترکیب شدن<sup>۱</sup> وجود دارد، در این مطالعه از روش ترکیب مکاشفه‌ای (مایکلویتز) استفاده شده، ویژگی این روش این است که می‌توان هر تعداد متغیر را برای اصلاح انتخاب کرده و به صورت تصادفی با هم ترکیب کرد. (مایکلویتز، ۱۹۹۴)

ممکن است الگوریتم ژنتیک به سرعت به سوی ناحیه‌ای از رویه تابع هدف همگرا شود. اگر این ناحیه نزدیک بهینه سراسری باشد، هم‌گرایی به سود الگوریتم است. اما برای توابعی که نقاط بهینه محلی زیادی دارند ممکن است الگوریتم به کمینه محلی همگرا شود. برای اجتناب از این مشکل با ایجاد تغییرات تصادفی (جهش<sup>۲</sup>) در متغیرها الگوریتم وادار خواهد شد تا مناطق دیگر رویه تابع هدف را مورد بررسی قرار دهد. نرخ جهش برابر  $0.2$  در نظر گرفته می‌شود<sup>۳</sup> تا به قسمت دیگر رویه حرکت کنیم<sup>۴</sup>. به همین ترتیب الگوریتم ژنتیک تکرار می‌شود تا در هر مرحله پارامترهای تابع تولید که مقدار RSS مینیمم را به ما می‌دهند، پیدا کنند.

یکی از نوآوری‌های این مطالعه، تغییر در برنامه نویسی الگوریتم ژنتیک مطرح شده است. به منظور قابل اطمینان‌تر شدن جواب‌های گزارش شده توسط الگوریتم ژنتیک، مراحل مطرح شده الگوریتم را ۱۰۰ بار تکرار کرده و متغیرها و مقدار تابع هدف RSS در هر مرحله گزارش شده است. در نهایت مقادیر گزارش شده را بر اساس حداقل تابع هدف

#### 1. Reproduction

#### 2. Mutation

۳. با توجه به تعریف نرخ جهش به منظور بررسی کل رویه می‌باشد (تا نقطه بهینه محلی به جای نقطه بهینه کلی گزارش نشود). هر چه نرخ جهش دارای مقدار بزرگتر باشد همگرایی الگو کندتر می‌شود. در این مطالعه به دلیل انتخاب مقداری بزرگ برای جمعیت اولیه (به گونه‌ای که کل رویه جستجو را در بر می‌گیرد). این نرخ کوچک در نظر گرفته شده است تا الگو همگرا شود.

۴. یعنی از ۲۰۰۰ کروموزوم موجود ۴۰۰ کروموزوم جهش خواهیم داشت.

RSS گزارش شده است. این کار باعث می شود که اطمینان حاصل کنی؛ اولاً الگوریتم ژنتیک تمام رویه را بررسی کرده است و از طرفی به طور قطعی می توان گفت که نقطه بهینه کلی گزارش شده است.

### ۳-۳. بسط روش برآورد حجم سرمایه

هدف اصلی این مطالعه، بسط الگوریتمی به منظور برآورد حجم سرمایه است که این الگوریتم چرخشی تکمیل کننده رویکردهای مطالعات پیشین است. در این مطالعه با استفاده از این الگوریتم به صورت دقیق تر از مطالعات گذشته به برآورد حجم سرمایه پرداخته شده است. توانایی های این الگوریتم در زیر مورد بررسی قرار گرفته است.

۱. در این الگوریتم، در هر دوره نرخ استهلاک سرمایه متفاوت در نظر گرفته شده است. (تکمیل کننده روش های با استهلاک ثابت).

۲. در این الگوریتم، برای سال های جنگ استهلاک بالاتر در نظر گرفته شده است.

۳. شش نوع تابع تولید غیرخطی برای اقتصاد ایران در این الگوریتم در نظر گرفته شده است که قدرت برآورد حجم سرمایه را بالا می برد.

۴. برنامه الگوریتم توسط نویسندگان، به گونه ای نوشته شده است که برای هر اقتصادی (اقتصاد کشورهای دیگر) قابل استفاده است.

۵. در توابع تولید بسط داده شده، انرژی نیز به عنوان نهاده تولید علاوه بر نیروی کار و حجم سرمایه در نظر گرفته شده است که در مطالعات گذشته این گونه نبوده است.

۶. در این مطالعه، علاوه این که فرض شده است استهلاک سرمایه در طول زمان افزایش می یابد، این فرض نیز مدنظر قرار گرفته که کالاهای سرمایه ای تولید شده در سال های ابتدای دوره، دارای نرخ های استهلاک متفاوتی نسبت به کالاهای سرمایه ای تولید شده در سال های پایانی می باشند. به عنوان مثال کالای سرمایه ای که در سال ۱۳۳۸ برای اقتصاد ایران تهیه شده است، دارای نرخ استهلاک متفاوتی نسبت به کالای سرمایه ای است که در سال ۱۳۹۰ تولید می شود. این موضوع در هیچ مطالعه و روش برآوردی مد نظر قرار نگرفته در ادامه به بررسی مراحل کار الگوریتم فوقیرداخته شده است.

در ابتدا مانند سایر مطالعات فرض شده است نرخ استهلاک سال‌های مختلف یکسان باشد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به رابطه (۱۴)، سرمایه‌گذاری انجام شده در سال  $v$  ( $I_v$ ) با توجه به نرخ استهلاک  $\delta_t$  به حجم سرمایه  $K(v, t)$  در سال  $t$  تبدیل خواهد شد. بنابراین  $K(v, t)$  خالص سرمایه‌گذاری باقی مانده در ابتدای سال  $t$  ام از سرمایه‌گذاری انجام شده در سال  $v$  است.

$$K(v, t) = (1 - \delta_t)^{t-v} I_v \quad (14)$$

از طرفی روند تشکیل سرمایه ثابت ناخالص برای اقتصاد ایران توسط رابطه (۱۵) مشخص شده است. به منظور برآورد پارامترهای این الگو ( $I_0, \alpha, \beta, \gamma$ ) در ابتدا از این رابطه لگاریتم گرفته و پس از آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی این رابطه برآورد شده است.

$$I_v = I_0 e^{\alpha v + \beta v^2 + \gamma v^3} \quad (15)$$

پس از برآورد این رابطه، با توجه به داده‌های اقتصاد ایران نرخ رشد سرمایه‌گذاری در هر دوره در رابطه (۱۶) قابل محاسبه است.

$$\xrightarrow{(15)} g_{I_v} = \frac{\frac{dI_v}{dv}}{I_v} = \frac{I_0 (\alpha + 2\beta v + 3\gamma v^2) e^{\alpha v + \beta v^2 + \gamma v^3}}{I_0 e^{\alpha v + \beta v^2 + \gamma v^3}} = \alpha + 2\beta v + 3\gamma v^2 \quad (16)$$

که میانگین نرخ رشد سرمایه‌گذاری ( $g_I$ ) در دوره مورد بررسی، ( $T$ ) با استفاده از رابطه (۱۷) محاسبه شده است. از این رابطه به منظور برآورد حجم سرمایه در دوره صفر استفاده خواهد شد.

$$g_I = \frac{1}{T} \sum_{v=0}^T \alpha + 2\beta v + 3\gamma v^2 \quad (17)$$

حجم سرمایه در سال اول (سال ۱۳۳۹)، مجموع سرمایه‌گذاری سال صفر (سال ۱۳۳۸) و حجم سرمایه مستهلک شده دوره ۱- (سال ۱۳۳۷) است (رابطه ۱۸). در رابطه (۱۸) نرخ استهلاک حجم سرمایه در دوره ۱- برابر  $\delta$  فرض شده است.

$$K_1 = K_{-1}(1 - \delta) + I_0 \quad (18)$$

با بسط این رابطه حجم سرمایه‌دهنده در دوره  $t$  با استفاده از رابطه (۱۹) قابل محاسبه است.

$$K_t = (K_{-1}(1-\delta) + I_0) \prod_{j=1}^{t-1} (1-\delta_{0j}) + \sum_{i=1}^{t-2} I_i \prod_{j=i+1}^{t-1} (1-\delta_{ij}) + I_{t-1} \quad (19)^1$$

در این رابطه  $\delta_{ij}$  نرخ استهلاک سرمایه گذاری دوره  $t$ ام در سال  $j$ ام است. که توسط رابطه (۲۰) قابل محاسبه است. که در این رابطه  $\delta_{i \max}$  و  $\delta_{i \min}$  حداکثر و حداقل نرخ استهلاک سرمایه گذاری ناخالص دوره  $t$ ام است (کمپس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶).

$$\delta_{ij} = \delta_{i \min} \left( \frac{\delta_{i \max}}{\delta_{i \min}} \right)^{\frac{j}{T}} \quad (20)$$

همان گونه که در رابطه (۲۰) مشاهده می شود، با گذشت زمان، نرخ استهلاک به صورت افزایشی است. در الگوریتم بسط داده شده در این مطالعه، مقدار  $\delta_{i \max}$  و  $\delta_{i \min}$  برای نرخ استهلاک محاسبه خواهد شد. بنابراین با توجه به روابط (۱۹) و (۲۰) رابطه (۲۱) را برای حجم سرمایه در دوره  $t$ ام داریم:

$$K_t = \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0 \min} \left( \frac{\delta_{0 \max}}{\delta_{0 \min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] (K_{-1}(1+\delta) + I_0) + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{i \min} \left( \frac{\delta_{i \max}}{\delta_{i \min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \quad (21)$$

به منظور محاسبه حجم سرمایه اولیه ( $K_{-1}$ )، بر اساس مطالعه برلیمان<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) فرض می شود که نرخ رشد سرمایه گذاری در دوره صفر با میانگین نرخ رشد حجم سرمایه برابر

$$\begin{aligned} K_2 &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0)(1-\delta_{01}) + I_1 \\ K_3 &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0)(1-\delta_{01})(1-\delta_{02}) + I_1(1-\delta_{12}) + I_2 \\ K_4 &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0)(1-\delta_{01})(1-\delta_{02})(1-\delta_{03}) + I_1(1-\delta_{12})(1-\delta_{13}) + I_2(1-\delta_{23}) + I_3 \\ 1 K_4 &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0) \prod_{j=1}^3 (1-\delta_{0j}) + I_1 \prod_{j=2}^3 (1-\delta_{1j}) + I_2 \prod_{j=3}^3 (1-\delta_{2j}) + I_3 \\ K_5 &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0) \prod_{j=1}^4 (1-\delta_{0j}) + I_1 \prod_{j=2}^4 (1-\delta_{1j}) + I_2 \prod_{j=3}^4 (1-\delta_{2j}) + I_3 \prod_{j=4}^4 (1-\delta_{3j}) + I_4 \\ K_t &= (K_{-1}(1-\delta) + I_0) \prod_{j=1}^{t-1} (1-\delta_{0j}) + I_1 \prod_{j=2}^{t-1} (1-\delta_{1j}) + I_2 \prod_{j=3}^{t-1} (1-\delta_{2j}) + I_3 \prod_{j=4}^{t-1} (1-\delta_{3j}) + \dots + I_{t-1} \end{aligned}$$

2. Kamps
3. Berlemann

باشد. بنابراین بر اساس رابطه (۲۲) حجم سرمایه در دوره 1- بر اساس سرمایه گذاری دوره صفر قابل محاسبه است.

$$g_t = \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \frac{I_t - \delta K_{t-1}}{K_{t-1}} \Rightarrow g_t = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \Rightarrow g_t + \delta = \frac{I_t}{K_{t-1}} \Rightarrow K_{t-1} = \frac{I_t}{g_t + \delta} \Rightarrow K_t = \frac{I_0}{g_t + \delta} \quad (22)$$

بنابراین حجم سرمایه در دوره t بر اساس رابطه (۲۳) قابل محاسبه است.

$$K_t = I_0 \left( \frac{1 + g_t}{g_t + \delta} \right) \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0min} \left( \frac{\delta_{0max}}{\delta_{0min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{imin} \left( \frac{\delta_{imax}}{\delta_{imin}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \quad (23)$$

از طرفی فرض می‌شود که  $\delta = \delta_{0min}$  باشد، که با این فرض حجم سرمایه در دوره t توسط رابطه (۲۴) قابل محاسبه است.

$$K_t = I_0 \left( \frac{1 + g_t}{g_t + \delta_{0min}} \right) \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0min} \left( \frac{\delta_{0max}}{\delta_{0min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{imin} \left( \frac{\delta_{imax}}{\delta_{imin}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \quad (24)$$

#### ۴. الگوریتم برآورد و کاربرد برای اقتصاد ایران

در ادامه به توضیح الگوریتم بسط داده شده در شکل (۱) و کاربردی کردن این الگوریتم برای اقتصاد ایران پرداخته شده است. به منظور شروع الگوریتم، در ابتدا مقداری برای  $\delta_{imax}$  و  $\delta_{imin}$  در دوره‌های مختلف به صورت تصادفی داده می‌شود. پس از آن با استفاده از رابطه (۲۰) نرخ استهلاک در دوره‌های مختلف محاسبه خواهد شد. با توجه به اینکه سرمایه به صورت طبیعی در دوره جنگ مستهلک نمی‌شود، پارامتری به عنوان پارامتر

$$\xrightarrow{(22),(21)} K_t = \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0min} \left( \frac{\delta_{0max}}{\delta_{0min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] \left[ \left( \frac{I_0}{g_t + \delta} (1 - \delta) + I_0 \right) + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{imin} \left( \frac{\delta_{imax}}{\delta_{imin}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \right]$$

$$K_t = I_0 \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0min} \left( \frac{\delta_{0max}}{\delta_{0min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] \left[ \left( \frac{1 - \delta}{g_t + \delta} + 1 \right) + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{imin} \left( \frac{\delta_{imax}}{\delta_{imin}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \right]$$

$$K_t = I_0 \prod_{j=1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{0min} \left( \frac{\delta_{0max}}{\delta_{0min}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] \left[ \left( \frac{1 + g_t}{g_t + \delta} \right) + \sum_{i=1}^{t-2} \prod_{j=i+1}^{t-1} \left[ 1 - \delta_{imin} \left( \frac{\delta_{imax}}{\delta_{imin}} \right)^{\frac{j}{T}} \right] I_i + I_{t-1} \right]$$

جنگ به منظور بیشتر مستهلک شدن سرمایه تعریف شده است (war)<sup>۱</sup>. برای اقتصاد ایران به این پارامتر مقداری بین ۱ تا ۳ با فاصله ۰٫۱ در دوران جنگ می‌دهیم. مقدار بهینه این پارامتر توسط الگوریتم تعیین می‌شود ( $\delta_{i,j} = \delta_{i,j} \times war_i$ ). برای دوران غیر از جنگ و حالات عادی  $war_i$  برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود.

از طرفی موازی با محاسبه نرخ استهلاک، میانگین نرخ رشد سرمایه گذاری ( $g_I$ ) با استفاده از رابطه (۲۲) محاسبه خواهد شد. در نهایت با توجه به سری زمانی سرمایه گذاری ( $I_i$ )، میانگین نرخ رشد سرمایه گذاری ( $g_I$ ) و مقادیر انتخاب شده پارامتر جنگ ( $war_i$ ) و مقادیر حداکثر و حداقل نرخ استهلاک سرمایه در طول زمان و برای هر دوره ( $\delta_{i,max}$  و  $\delta_{i,min}$ )، با استفاده از رابطه (۲۴)، حجم سرمایه در طول زمان را محاسبه می‌شود. مقادیر برآورد شده پارامترهای تابع سرمایه گذاری در جدول (۱) گزارش شده است. با توجه به آماره  $t$  گزارش شده در این جدول در سطح اطمینان ۵٪ همه ضرایب برآورد شده قابل اطمینان است. از طرفی میزان سرمایه گذاری در سال صفر

( $I_0$ ) (۱۳۳۸)، ۷۹۹۷٫۶۵ میلیارد ریال برآورد شده است. ضریب تشخیص برای این برآورد ۹۱٪ بدست آمده است. که نشان دهنده خوبی برازش انجام شده است. ضریب تشخیص تعدیل شده ۸۹٪ برآورد شده است. با توجه به نزدیکی ضریب تشخیص و ضریب تشخیص تعدیل شده، نشان می‌دهد که پارامترهای اضافی در الگو وجود ندارد. آماره دورین واتسون گزارش شده (۱/۷۳) نشان دهنده این است که بین جملات اخلال مشکل هم خطی وجود ندارد.

بنابراین با توجه به پارامترهای برآورد شده بر اساس رابطه (۱۷)، مقدار میانگین نرخ رشد سرمایه گذاری ( $g_I$ ) محاسبه شده است. طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹، متوسط نرخ رشد سرمایه گذاری برای اقتصاد ایران ۶٫۹ درصد بدست آمده است.

---

۱. بحث بالابودن استهلاک در دوره جنگ با مفهوم استهلاک در معنای عادی آن متفاوت است تخریب‌های دوره جنگ را نمیتوان به حساب استهلاک گذاشت. ولی در این تحقیق برای سادگی تخریب‌های دوره جنگ استهلاک تعریف شده است.

جدول ۱. مقادیر برآورد شده تابع سرمایه گذاری (رابطه ۱۵)

توضیحات	آماره t	مقدار برآورد شده	پارامتر
	۲۳۴٫۹۶۵ ***	$۷.۹۹۷۶۵ \times ۱۰^{۱۲}$	$I_0$
	۱۰٫۸۱۲ **	۰٫۲۳۴	$\alpha$
***: قابل اطمینان در سطح ۱٪	-۷٫۸۴۵ **	-۰٫۰۰۰۸	$\beta$
** : قابل اطمینان در سطح ۵٪	۶٫۹۰۷ **	۰٫۰۰۰۱	$\gamma$
*: قابل اطمینان در سطح ۱۰٪		٪۹۱	$R^2$
		٪۸۹	Adjusted R-squared
		۱٫۷۳	Durbin-Watson

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، شش تابع تولید بررسی شده در قسمت مبانی نظری به کمک روش الگوریتم ژنتیک پیوسته با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار متلب برآورد خواهد شد. به منظور برآورد توابع تولید، از محصول به عنوان متغیر وابسته و سری زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ بر حسب میلیارد ریال طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۷ (منبع: بانک مرکزی، داده‌های سری‌های زمانی و نماگرهای اقتصادی) به عنوان نماینده‌ای از محصول استفاده شده است.

حجم سرمایه یکی از متغیرهای مستقل در توابع تولید در نظر گرفته شده است، که سری زمانی این متغیر با توجه به محاسبات صورت گرفته از الگوریتم در تابع تولید قرار خواهد گرفت.

داده‌های انرژی (منبع: وزارت نیرو، ترازنامه انرژی سال‌های مختلف) طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۷، کل انرژی اولیه تولید شده در کشور که مجموع انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام است، در نظر گرفته شده نیروی کار یکی دیگر از نهاده‌های تولید در این مطالعه است که بر حسب نفر و براساس داده‌های مرکز آمار ایران و همچنین داده‌های سری زمانی بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۷ در نظر گرفته شده است.



ابتدا بر اساس داده‌های انرژی و نیروی کار در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۷ و حجم سرمایه محاسبه شده از الگوریتم در این سال‌ها، پارامترهای هر تابع تولید (شش تابع تولید معرفی شده) برآورد شده است. پس از برآورد پارامترهای الگو مقادیر متغیرهای مستقل برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۸۹ و همچنین حجم سرمایه بدست آمده در این سال‌ها در تابع تولید برآورد شده قرار داده شده است. پس از برآورد پارامترها و به دست آوردن مقادیر پیش‌بینی شده توسط توابع تولید مورد نظر، به محاسبه خطای پیش‌بینی برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۹ با استفاده از رابطه ۲۵ پرداخته شده است. که هر چه خطای پیش‌بینی مقدار کم‌تری داشته باشد تابع تولید مورد نظر برای پیش‌بینی اقتصاد ایران مناسب‌تر است.

$$LAD_{PR} = \sum_{i=1383}^{1389} |Y_i - \hat{Y}_i| \quad (25)$$

شکل ۱. نمودار چرخشی محاسبه حجم سرمایه



مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد پارامترهای توابع تولید، الگوریتم را دوباره تکرار کرده و توابع تولید دیگری با توجه به حجم سرمایه دیگری محاسبه خواهد شد. در نهایت با توجه به این موضوع که بر اساس چه سری زمانی از حجم سرمایه محاسبه شده توسط الگوریتم بهترین برآزش در توابع تولید مختلف را داریم، هر تابع تولید انتخاب شده است. جدول شماره (۲) پارامترهای برآورد شده توابع تولید با توجه به بهترین حجم سرمایه را نشان می‌دهد. با توجه به ستون اول این جدول (پارامترهای تابع تولید کاب داگلاس)، کشش تولید نسبت به سرمایه، نیروی انسانی و انرژی به ترتیب ۰/۵۲، ۰/۲۱ و ۰/۲۴ بدست آمده است. پارامترهای دیگر توابع تولید را می‌توان در این جدول مورد بررسی قرار داد.

همچنین جدول شماره (۳)، مقادیر ضریب تعیین و خطای پیش بینی (بر اساس داده سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۳ جهت تعیین تابع تولید مناسب) را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه کدام تابع تولید کم‌ترین خطای پیش‌بینی را دارد، تابع تولید مناسب انتخاب خواهد شد و حجم سرمایه بدست آمده مربوط به آن بهترین تخمین از حجم سرمایه در الگوست. با توجه به جدول شماره (۳) تابع تولید متعالی کم‌ترین مقدار LAD و بنابراین بهترین پیش‌بینی را دارد. از طرفی با توجه به شکل شماره (۲) مقادیر سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۴ به منظور بررسی قدرت پیش‌بینی توابع تولید در نظر گرفته شده است. همان گونه که در این شکل مشاهده می‌شود، مقادیر پیش‌بینی شده توسط تابع تولید متعالی، دارای قدرت پیش‌بینی خوبی است و این تابع نقاط عطف<sup>۱</sup> را به خوبی دنبال می‌کند.

به منظور مقایسه حجم سرمایه شبیه‌سازی شده توسط توابع تولید مختلف، شکل شماره (۳) رسم شده است. با توجه به این نمودار حجم سرمایه در تمامی این توابع برآورد شده دارای روند یکسانی است. با توجه به پارامترهای برآورد شده تابع تولید متعالی، مقدار حجم سرمایه در جدول شماره (۴) گزارش شده و همچنین در شکل (۴) روند آن رسم شده است.

شکل شماره (۴)، سری زمانی پیش‌بینی شده حجم سرمایه توسط این مطالعه در مقایسه

---

1. Turning point

با سری زمانی محاسبه شده توسط بانک مرکزی را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، سری زمانی محاسبه شده در این مطالعه، روندی مشابه اما با مقداری تفاوت در مقایسه با سری زمانی گزارش شده توسط بانک مرکزی را نشان داده است. از طرفی دیگر همان گونه که در این نمودار نشان داده شده، داده‌های بانک مرکزی برای حجم سرمایه از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۶ است. این در حالی است که سری زمانی برآورد شده در این مطالعه بازه وسیع تری (سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹) را از برآورد حجم سرمایه در بر دارد. نکته دیگری که از این نمودار استنتاج می‌شود، مشاهده روند کاهشی تشکیل سرمایه (کاهش شیب نمودار) در طی سال‌های جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹) است، که ناشی از افزایش نرخ استهلاک و کاهش تمایل به سرمایه گذاری در دوران مورد نظر است. با اتمام جنگ تحمیلی و تلاش‌ها در جهت جبران خسارت‌های به وجود آمده در دوران جنگ و نیز بهبود نسبی فضا برای فعالیت‌های اقتصادی، نرخ تشکیل سرمایه افزایش یافت. که این نکته در نمودار (۴) قابل مشاهده است (افزایش شیب سری زمانی حجم سرمایه).

جدول ۲. پارامترهای برآورد شده برای توابع تولید مختلف

GPF (رابطه ۸)		ترانسلوگ (رابطه ۱۲)		GLPF (رابطه ۱۰)		CES (رابطه ۶)		متعالی (رابطه ۵)		CD (رابطه ۴)	
مقدار	پارامتر	مقدار	پارامتر	مقدار	پارامتر	مقدار	پارامتر	مقدار	پارامتر	مقدار	پارامتر
۰.۷۶	$\theta$	۰.۰۰۰۹	$a_0$	۰.۱۲	$a_{11}$	۰.۲۷	$A$	۰.۹۴	$a_1$	۰.۵۲	$\alpha_1$
۲.۰۶	$\beta$	۰.۰۰۰۴	$a_1$	۰.۰۰۰۶	$a_{22}$	۰.۱۶	$b_1$	۰.۱۶	$a_2$	۰.۲۱	$\alpha_2$
۱.۸۲	$h$	۰.۰۰۰۵	$a_2$	۰.۱۴	$a_{33}$	۰.۰۰۰۹	$b_2$	۰.۲۷	$a_3$	۰.۲۴	$\alpha_3$
۰.۵۵	$\alpha_1$	۰.۰۰۰۳	$a_3$	۰.۰۰۲۴	$a_{12}$	۰.۱۸	$b_3$	۰.۷۸	$\alpha_1$		
۰.۰۱	$\alpha_2$	۰.۰۴	$b_{11}$	۰.۲۴	$a_{13}$	۰.۱۰	$v$	-۰.۰۶	$\alpha_2$		
۰.۱۷	$\alpha_3$	۰.۰۴	$b_{22}$	۰.۲۹	$a_{23}$	۰.۰۲	$\rho$	۰.۶۲	$\alpha_3$		
		۰.۰۰۳۵	$b_{33}$								
		۰.۰۱	$b_{12}$								
		۰.۰۱	$b_{13}$								
		۱.۲۵	$b_{23}$								

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. مقادیر خطای پیش بینی و ضریب تشخیص جهت تعیین تابع تولید مناسب

$R^2$	خطای پیش بینی $(LAD)_{PR}$	مجموع مربعات خطا $(RSS)$	تابع تولید	ردیف
۰.۹۷۰	۵۶۵۸۴۶.۹۵	۲۰۱۷۴۵۶۸۵۶.۵۳	ترانسلوگ	۱
۰.۹۸۲	۱۹۳۹۳۴.۵۴	۱۶۱۰۵۳۲۲۰۹.۲۳	متعالی	۲
۰.۹۷۶	۲۷۷۸۵۸.۸۴	۲۱۴۲۰۹۵۴۶۹.۲۵	CD	۳
۰.۹۷۴	۳۱۶۶۶۳.۸۶	۲۲۹۷۰۸۸۲۰۶.۸۳	GLPF	۴
۰.۹۸۰	۵۹۳۹۳۴.۵۴	۱۸۷۹۵۳۴۹۲۴.۵۱	GPF	۵
۰.۹۷۵	۳۳۵۲۷۲۹.۷۳	۲۱۷۴۴۷۵۴۹۶.۳۴	CES	۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

#### ۴-۱. محاسبه نرخ استهلاك در هر دوره

با توجه به مقادیر شبیه‌سازی شده حجم سرمایه در جدول (۴) و همچنین سرمایه گذاری صورت گرفته در هر دوره، با استفاده از رابطه (۲۶) به محاسبه نرخ استهلاك در هر دوره پرداخته شده است.

$$K_t = (1 - \delta_{t-1})K_{t-1} + I_{t-1} \Rightarrow K_t - I_{t-1} = (1 - \delta_{t-1})K_{t-1} \Rightarrow \frac{K_t - I_{t-1}}{K_{t-1}} = (1 - \delta_{t-1}) \Rightarrow \delta_{t-1} = 1 - \frac{K_t - I_{t-1}}{K_{t-1}} \Rightarrow$$

$$\delta_{t-1} = \frac{K_{t-1} + I_{t-1} - K_t}{K_{t-1}} \Rightarrow \delta_t = \frac{K_t + I_t - K_{t+1}}{K_t} \quad (26)$$

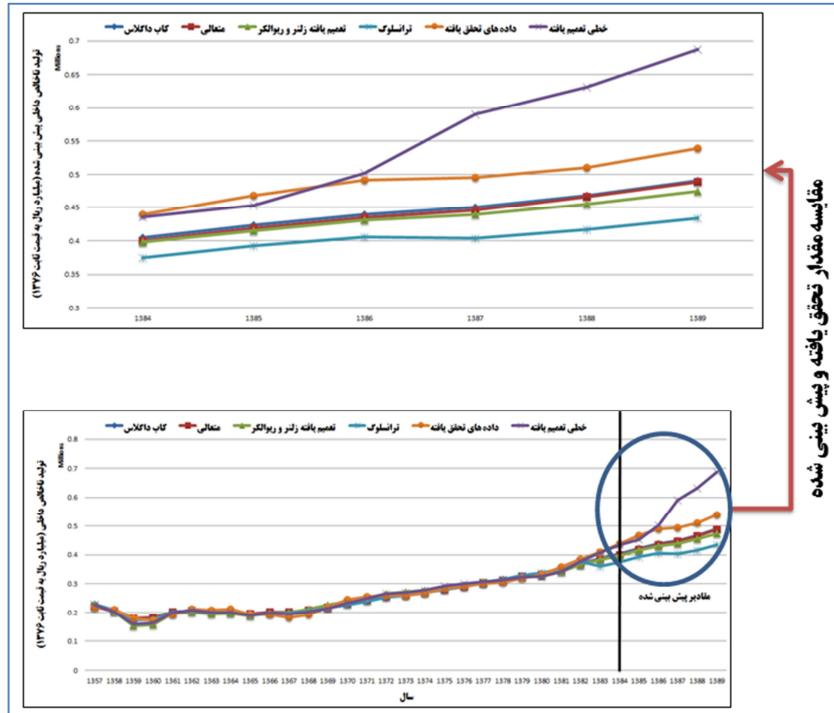
نرخ‌های استهلاک در هر دوره، در جدول شماره (۴) گزارش شده است. نرخ استهلاک میانگین برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ برابر با ۵/۱٪ است. روند نرخ استهلاک در دوره‌های مختلف در شکل (۵) رسم شده است. با توجه به این نمودار در دوران انقلاب و جنگ، همواره نرخ استهلاک بالاتر از نرخ میانگین استهلاک بوده است. که این نتیجه قدرت الگوریتم را در محاسبه نرخ استهلاک و همچنین حجم سرمایه نشان می‌دهد.

جدول ۴. روند نرخ استهلاك، حجم سرمایه شبیه سازی شده و گزارش شده بانک مرکزی در سال های مختلف

سال	نرخ استهلاك (درصد)	حجم سرمایه شبیه سازی شده (میلیارد ریال به قسمت ثابت ۱۳۷۶)	حجم سرمایه گزارش شده بانک مرکزی (میلیارد ریال به قسمت ثابت ۱۳۷۶)
۱۳۳۸	۱,۹۶	۱۳۰۱۴۸,۵۶۷۶	-
۱۳۳۹	۱,۹۶	۱۳۹۷۶۷,۱۰۶۲	-
۱۳۴۰	۳,۴۸	۱۵۰۵۲۰,۴۸۴۱	-
۱۳۴۱	۳,۹۲	۱۶۰۹۵۳,۶۴۳۱	-
۱۳۴۲	۱,۸۴	۱۷۰۶۹۹,۶۰۲۹	-
۱۳۴۳	۱,۱۷	۱۸۳۲۳۹,۹۷۰۱	-
۱۳۴۴	۲,۹۱	۱۹۹۶۸۱,۹۰۸۲	-
۱۳۴۵	۳,۲۵	۲۱۸۰۰۳,۸۴۹۸	-
۱۳۴۶	۰,۶۳	۲۳۸۰۴۲,۳۸۴	-
۱۳۴۷	۳,۵۲	۲۶۴۹۰۰,۱۸۷۷	-
۱۳۴۸	۲,۸۳	۲۹۲۲۰۸,۶۲۶۴	-
۱۳۴۹	۴,۷۵	۳۲۲۱۲۳,۹۷۷۴	-
۱۳۵۰	۰,۱۵	۳۵۰۰۹۹,۵۳۷۹	-
۱۳۵۱	۶,۱۸	۳۹۰۳۰۶,۷۴۰۷	-
۱۳۵۲	۴,۲۷	۴۲۲۵۲۴,۱۷۰۳	-
۱۳۵۳	۲,۲۹	۴۸۶۵۱۳,۴۹۸۲	-
۱۳۵۴	۰,۱۰	۵۷۷۳۴۸,۸۲۹۹	-
۱۳۵۵	۶,۶۴	۶۸۸۰۸۱,۳۶۹۸	-
۱۳۵۶	۱۱,۶۵	۷۷۵۲۰۳,۸۷۴۶	-
۱۳۵۷	۱۰,۵۵	۸۲۳۹۶۴,۳۶۴۸	۷۲۱۴۲۴
۱۳۵۸	۶,۱۱	۸۴۰۷۱۹,۸۶۳۵	۷۵۲۳۷۵
۱۳۵۹	۸,۱۱	۸۵۹۸۴۱,۴۷۷۶	۷۷۸۰۳۱
۱۳۶۰	۷,۴۷	۸۶۹۸۲۳,۱۸۷۸	۷۹۶۸۴۳
۱۳۶۱	۴,۳۳	۸۷۴۷۶۴,۷۴۷۷	۸۰۲۳۹۶
۱۳۶۲	۱۰,۰۵	۹۰۲۰۲۱,۶۵۶۲	۸۳۶۶۳
۱۳۶۳	۷,۹۱	۸۹۸۴۷۶,۶۴۰۳	۸۶۹۰۲۶
۱۳۶۴	۶,۷۰	۸۸۴۰۶۵,۲۳۶	۸۷۲۹۰۳
۱۳۶۵	۶,۲۵	۸۷۴۲۳۳,۳۷۱۸	۸۳۹۳۷۳
۱۳۶۶	۹,۶۲	۸۷۵۱۹۱,۷۸۹۲	۸۳۴۲۸۸
۱۳۶۷	۶,۴۸	۸۵۷۷۸۹,۴۲۹۲	۸۱۴۴۷۳
۱۳۶۸	۴,۷۴	۸۵۳۲۷۴,۱۸۱۸	۸۲۷۷۲۳
۱۳۶۹	۵,۵۰	۸۷۶۲۸,۸۴۷۹	۸۱۹۹۹۴
۱۳۷۰	۹,۰۷	۹۲۷۴۲۷,۱۴۵۶	۸۶۰۷۴۶
۱۳۷۱	۷,۸۴	۹۷۱۳۶۵,۴۵۲۳	۸۹۷۸۸۱
۱۳۷۲	۷,۶۳	۱۰۱۸۰۶۹,۶۷۳	۹۲۶۱۲۸
۱۳۷۳	۳,۳۴	۱۰۳۱۹۶۹,۱۴۳	۹۴۴۱۴۳
۱۳۷۴	۳,۱۱	۱۰۶۴۰۸۲,۲	۹۵۹۹۲۸
۱۳۷۵	۵,۲۶	۱۱۱۶۳۹۴,۹۳۳	۹۹۰۷۳۸
۱۳۷۶	۵,۸۵	۱۱۶۶۷۶۲,۹۶۵	۱۰۳۰۵۵۷
۱۳۷۷	۵,۳۸	۱۲۱۵۶۶۵,۲۲	۱۰۷۱۸۴۰
۱۳۷۸	۴,۸۷	۱۲۶۱۷۳۲,۱۶۳	۱۱۱۶۳۵۵
۱۳۷۹	۵,۷۴	۱۳۱۶۶۱۱,۴۵۵	۱۱۶۲۱۳۹
۱۳۸۰	۴,۱۷	۱۳۵۴۹۰۵,۶۲	۱۲۱۹۰۳۲
۱۳۸۱	۳,۸۴	۱۴۱۲۴۸۳,۸۲۷	۱۲۸۸۵۱۱
۱۳۸۲	۴,۹۹	۱۴۹۰۲۳۲,۹۱۷	۱۳۶۹۰۸۷
۱۳۸۳	۵,۵۸	۱۵۷۴۳۵۵,۸۲	۱۴۵۶۵۰۳
۱۳۸۴	۵,۱۷	۱۶۴۸۵۱۹,۶	۱۵۵۱۷۴۸
۱۳۸۵	۵,۱۶	۱۷۲۲۳۸۳,۱۵۹	۱۶۴۵۹۷۳
۱۳۸۶	۳,۱۴	۱۸۰۰۱۸۹,۹۵	۱۷۴۵۴۸۹
۱۳۸۷	۵,۷۲	۱۹۰۹۰۵۵,۴۴۱	-
۱۳۸۸	۴,۱۲	۲۰۱۲۱۷۴,۵۳۳	-
۱۳۸۹	-	۲۱۲۷۳۲۹,۶۴۲	-

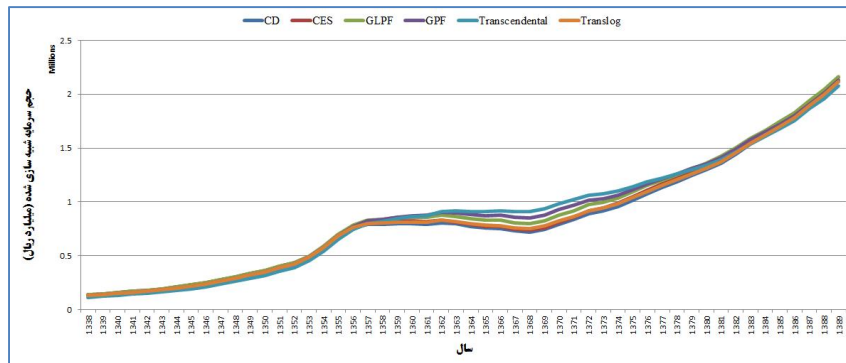
مأخذ: یافته های تحقیق

شکل ۲. داده‌های تحقق یافته و شبیه‌سازی شده در توابع تولید مختلف



مأخذ: یافته‌های تحقیق

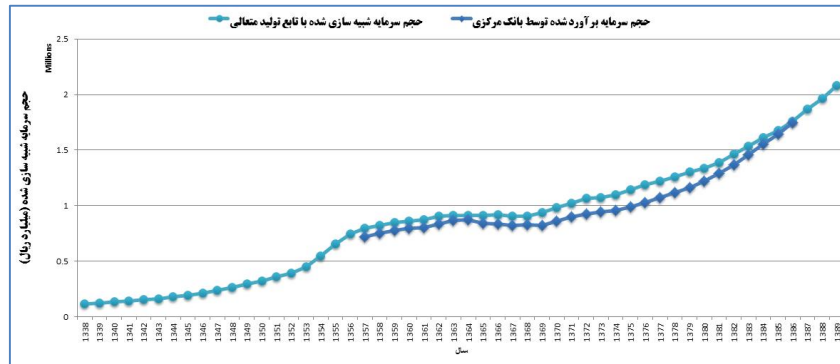
شکل ۳. مقایسه حجم سرمایه شبیه‌سازی شده توسط توابع تولید مختلف



مأخذ: یافته‌های تحقیق

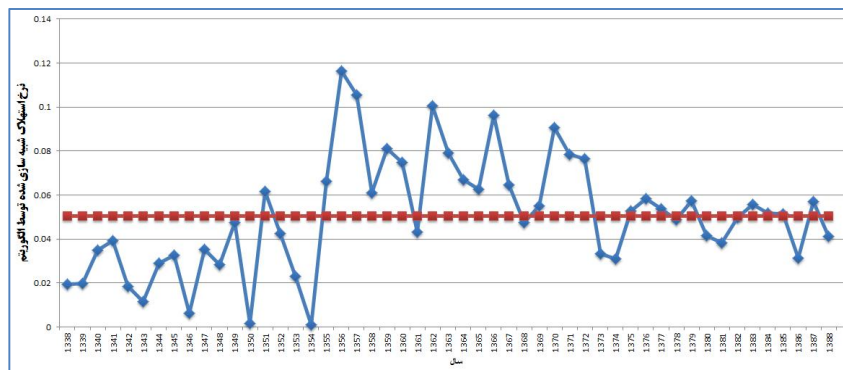


شکل ۴. مقایسه حجم سرمایه شبیه سازی شده توسط الگو و بانک مرکزی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۵. سری زمانی نرخ استهلاك میانگین و شبیه سازی شده توسط الگو در سال های مختلف



مأخذ: یافته‌های تحقیق

### ۵. نتیجه گیری

به منظور برآورد توابع تولید و بررسی چگونگی تغییرات رشد، بهره‌وری، تکنولوژی و ...، دسترسی به داده‌های مربوط به متغیر حجم سرمایه، نیاز ضروری است. اما از آنجا که حجم سرمایه یک کشور و نرخ استهلاك سرمایه در بخش‌های مختلف اقتصادی به آسانی قابل مشاهده نیست، داده‌های مربوط به میزان حجم سرمایه برای اکثر کشورها از جمله ایران که یک کشور در حال توسعه است، به صورت سری‌های زمانی قابل اعتماد در

دسترس نیست. اهمیت متغیر حجم سرمایه باعث شده است که این متغیر توسط مطالعات تجربی زیادی مورد محاسبه قرار گیرد و اگرچه اکثر این مطالعات تلاش کرده‌اند تا با رعایت استانداردهای بین‌المللی، سری زمانی قابل اتکایی را برای حجم سرمایه فراهم آورند، اما تفاوت در روش‌های بکار گرفته شده و نیز در فرض‌زیربنایی مطالعات مختلف باعث شده است داده‌های در دسترس موجود نیز دارای تفاوت معنی‌داری با یکدیگر بوده و لذا استفاده از آن‌ها نیز به آسانی میسر نیست.

در مطالعات موجود، روش "موجودی پیوسته" بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. سادگی محاسبات و نیز برآورد همزمان استهلاک و موجودی سرمایه از ویژگی‌های برجسته این روش است. اما این روش نیز به رغم استفاده گسترده از آن، با انتقاداتی مواجه است که از آن جمله می‌توان به فرض ثبات نرخ استهلاک موجودی سرمایه در طول زمان و نیز عدم توجه به شرایط غیر اقتصادی کشورها اشاره کرد. در این تحقیق به منظور بهبود روش موجودی پیوسته در برآورد حجم سرمایه از روش "الگوریتم نویسی" استفاده شده است. از قابلیت‌های الگوی بسط داده شده در این مطالعه می‌توان به متغیر بودن نرخ استهلاک سرمایه در دوره‌های مختلف، در نظر گرفتن متغیر کیفی جنگ و تاثیر آن بر نرخ استهلاک، بررسی انواع تابع تولید غیرخطی و خطی به منظور افزایش دقت برآورد و در نظر گرفتن انرژی نیز به عنوان نهاده تولید علاوه بر نیروی کار و حجم سرمایه بر خلاف مطالعات گذشته، اشاره کرد.

با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد توابع تولید، تابع تولید متعالی کم‌ترین مقدار LAD، بنابراین بهترین پیش‌بینی را دارد. همچنین مقادیر پیش‌بینی شده توسط تابع تولید متعالی دارای قدرت پیش‌بینی خوب است و این تابع نقاط عطف<sup>۱</sup> را به خوبی دنبال می‌کند. بنابراین تابع تولید متعالی، به منظور برآورد حجم سرمایه در نظر گرفته شده است. پس از آن سری زمانی پیش‌بینی شده حجم سرمایه توسط الگوریتم بسط داده شده در این مطالعه در مقایسه با سری زمانی محاسبه شده توسط بانک مرکزی با توجه به تابع تولید غیر

---

1. Turning point

خطی متعالی‌گزارش شده است. نتایج حاکی از آن است که سری زمانی محاسبه شده در این مطالعه دارای روندی مشابه اما با مقداری تفاوت در مقایسه با سری زمانی گزارش شده توسط بانک مرکزی است. از طرفی دیگر، داده‌های بانک مرکزی برای حجم سرمایه از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۶ است. این در حالی است که سری زمانی برآورد شده در این مطالعه بازه وسیع تری (سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹) را از برآورد حجم سرمایه در بر دارد که می‌تواند در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گیرد. همچنین مشاهده روند کاهشی تشکیل سرمایه در طی سال‌های جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹) است، که ناشی از افزایش نرخ استهلاك و کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری در دوران مورد نظر است. با اتمام جنگ تحمیلی و تلاش‌ها در جهت جبران خسارت‌های به وجود آمده در دوران جنگ و نیز بهبود نسبی فضا برای فعالیت‌های اقتصادی نرخ تشکیل سرمایه افزایش یافته است. که این نکته در برآورد صورت گرفته به خوبی نشان داده شده، همچنین با توجه به متغیر در نظر گرفتن نرخ استهلاك در این مطالعه، نرخ‌های استهلاك متغیر در هر دوره گزارش شده است. نرخ استهلاك برآوردی میانگین برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹ برابر با ۵/۱٪ است. نمودارهای رسم شده نشان دهنده این موضوع است که در دوران انقلاب و جنگ همواره نرخ استهلاك بالاتر از نرخ میانگین استهلاك بوده است. که این نتیجه قدرت الگوریتم در محاسبه نرخ استهلاك و همچنین حجم سرمایه در این مطالعه را نشان می‌دهد.

## منابع و مآخذ

- امینی، علیرضا و حاجی محمد، نشاط (۱۳۸۴). "برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰، صص: ۸۶-۵۳.
- امینی، علیرضا، نهاوندی، مجید و صفاری‌پور، مسعود (۱۳۷۷). "برآورد آمار سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخشهای اقتصادی ایران". مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۱، صص: ۶۹-۹۷.
- باقر کلاتری، عباس (۱۳۶۹). برآورد تابع تولید کل کشور (۱۳۵۶-۱۳۳۸)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی.
- باقر کلاتری، عباس و عرب مازار، عباس (۱۳۷۱). "برآورد موجودی سرمایه کشور (۱۳۵۶-۱۳۳۸)"، مجله علمی پژوهشی دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی، شماره ۱، صص ۲۸-۳۹.
- بغزیان، آلبرت (۱۳۷۱). برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش‌های عمده اقتصادی (۱۳۵۶-۱۳۳۸). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های مختلف). گزارش اقتصادی و ترازنامه .
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های مختلف). نماگرهای اقتصادی .
- تهامی‌پور، مرتضی (۱۳۸۶). "برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در بخش کشاورزی برای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸"، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۶۱، صص ۳۷-۵۱.
- خوانساری، زهرا (۱۳۶۲). برآورد ذخیره سرمایه در اقتصاد کشور در سالهای (۱۳۶۰-۱۳۳۸) و تفکیک آن بین بخش‌های مختلف اقتصادی در طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۴۳، سازمان برنامه و بودجه.
- دشتی مقدم، محسن (۱۳۷۶). برآورد بهره وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم سیاسی و اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی.
- ذوالنور، سیدحسین (۱۳۶۵). "تحلیل سازگاری سرمایه گذاری در برنامه اول توسعه اقتصادی-اجتماعی جمهوری اسلامی ایران"، استفاده از الگوی داده و ستانده، برنامه و توسعه، شماره ۸، صص: ۱۱۲-۱۰۵.

- سلامی، حبیب‌الله، شعبانی، زهره و صدر، سید کاظم (۱۳۸۹). "برآورد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران و چگونگی شکل‌گیری آن در برنامه‌های توسعه"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره اول، صص: ۱۶۲-۱۳۳.
- صدیقی، کوروس و کردبیچه، محمد (۱۳۶۰). "الگوی تابع تولید و برآورد موجودی سرمایه در بخش غیرنفتی اقتصاد ایران (۱۳۴۵-۱۳۵۸)", سازمان مدیریت و برنامه ریزی، دفتر برنامه سنجی و اقتصاد کلان، معاونت برنامه ریزی و ارزشیابی، صص: ۱۸-۱.
- قارون، معصومه (۱۳۷۲). "برآورد موجودی سرمایه اقتصاد ایران (۱۳۷۰-۱۳۵۲)", فصلنامه روند، شماره ۱۴ و ۱۵، صص: ۶۹-۵۱.
- مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، (۱۳۹۳)
- وزارت نیرو، تراز نامه انرژی (۱۳۵۸-۱۳۹۳)
- Alaba-Bertrand, J.M and Hao, F. (2007). Net Capital Stock and Capital productivity for China and Regions: 1960-2005, An Optimal Consistency Method. University of London Working Paper, No 610.
- Arrow, K. J.; Chenery, H. B.; Minhas, B.S. and R. M. Solow (1961) Capital Labor Substitution and Economic Efficiency, Review of Economics and Statistics, Vol. 63, PP. 225-250.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995), Economic Growth, McGraw-Hill.
- Berndt, E. and L. Christensen (1973) The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures and Labor in U.S. Manufacturing, 1929-1968, Journal of Econometrics, Vol. 1, PP. 81-114.
- Berlemann, Michael; Wesselhöft, Jan-Erik (2012) Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method – New Empirical Evidence for 103 Countries, No 125/2012, Working Paper from Helmut Schmidt University, Hamburg.
- Bu. Y. (2004). Fixed Capital Stock Depreciation in Developing Countries: Some Evidence from Firm Level Data. Liberty Mutual Group Working Paper.
- Chow, G.C. (1993). Capital Formation and Economic Growth in China, Quarterly Journal of Economics 108, 809-42.
- Chow, G.C. and Kui-Wai Li (2002). China's Economic Growth: 1952-2010, Economic Development and Cultural Change 51, 247-56.
- Christensen, L.; Dale J. and L. Lawrence (1973), Transcendental Logarithmic Production Frontiers, The Review of Economics and Statistics, No. 55, PP. 28-45.
- David, P. A. and T. van de Klundert (1965) Biased Efficiency Growth and Capital-Labor Substitution in the U.S. (1899-1960), American Economic Review, Vol. 55, PP. 357-394.
- Derbyshire, J., Gardiner, B and Sevrin Waights. (2010) Estimating the capital stock for the NUTS 2 regions of the EU-27, Working Paper, Institute of Prospective Technological Studies.

- Denison, E.F. (1993). The Growth Accounting Tradition and Proximate Sources of Growth, in Adam Szirmai, Bart van Ark and Dirk Pilat, Explaining Economic Growth- Essay in Honour of Angus Maddison, 37-64.
- Diewert, W. E. (1971) An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function, The Journal of Political Economy, Vol. 79, No.3, PP. 481-507.
- Griliches, Z. (1971) Capital-Skill Complementarity, Review of Economics and Statistics, Vol. 6, PP. 465-468.
- Haupt R. L. and S. E. Haupt (1996) Practical Genetic Algorithms, Second Edition, A JOHN WILEY & SONS, INC., PUBLICATION.
- Hofman, A. (2000). Standardized Capital Stock Estimates in Latin America: A 1950-1994 Updates. Cambridge Journal of Economics, No 24, 45-86.
- Holz, C.A. (2006), New Capital Estimates for China”, China Economic Review 17, 142-85.
- Kamps, C. (2006). New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries 1960-2001. IMF Staff Paper, 53 (1), 120-150.
- Levy, Daniel and Haiwei Chen(1994) “Comparison of Four Different Aggregate Quarterly Capital Stock Series Based on Production Function Estimates,” Mimeo.
- Li. K.W. (2003). China Capital and Productivity Measurement Using Financial Resources. Yale University Discussion Paper No. 851.
- Mishra, S.K. (2006) A Note on Numerical Estimation of Sato’s Two-Level CES Production Function, SSRN at <http://www.ssrn.com/author=353253>.
- Mishra, S.K. (2011) A Brief History of Production Functions, North –Eastern Hill University Shillong (India), Working Paper, Series Social Science Research Network (SSRN), <http://ssrn.com>.
- Michalewicz, Z. (1994) Genetic Algorithms + Data Structures = Evolution Programs, Second Edition, New York, Springer Verlag.
- McFadden, D. (1963) Constant Elasticity of Substitution Production Function, Review of Economic Studies, Vol. 30, PP. 73-83.
- Pitchford J. D. (1960) Growth and the Elasticity of Factor Substitution. Economic Record, Vol. 36, PP. 491-504
- Tang.J , Rao. S and Li, M. (2010). Sensitivity of Capital Stock and Multifactor Productivity Estimates to Depreciation Assumptions: A Canada-U.S. Comparison. International Productivity Monitor.
- Uzawa, H. (1962) Production Functions with Constant Elasticity’s of Substitution, Review of Economic Studies, Vol. 29, PP. 291-299.
- Zellner, A. and N. S. Revankar (1969) Generalized Production Functions, the Review of Economic Studies, Vol. 36 No. 2, PP. 241-250.