فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال هفتم/ شماره ۲۵/ زمستان ۱۳۸۴/ صفحات ۱۵۳-۱۷۴

اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقرزدایی در مناطق روستایی ایران

دکتر جواد ترکمانی*
الهام جمالی مقدم**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۴/۷

چکیده

هدف کلّی مطالعهٔ جاری، بررسی اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقر زدایی در مناطق روستایی ایران است. در این مطالعه، ابتدا با استفاده از آمارهای سری زمانی برای دورهٔ ۱۳۵۰-۱۳۸۰ سیستم معادلاتی از متغیرهای تأثیرگذار بر فقر روستایی برآورد گردید. این سیستم از معادلات شامل توابع فقر روستایی، رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید کشاورزی، نرخ دستمزد، اشتغال غیرکشاورزی، آبیاری، توابع جاده، نرخ باسوادی و برق و همچنین تابع مربوط به نرخ مبادله است. به منظور تعیین روش برآورد توابع، پس از اطمینان از وضعیت ایستایی داده‌ها، آزمون اریب همزمانی و تست قطری بودن ماتریس واریانس – کوواریانس جملات پسماند انجام شد. سپس، با توجّه به نتایج این آزمونها، سیستم معادلات به روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد گردید. اثرات نهایی مخارج دولت بر فقر روستایی نیز از طریق محاسبهٔ کششهای جزئی محاسبه شد.

با توجّه به نتایج مطالعهٔ حاضر، سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی، جاده‌سازی، تحقیق و ترویج کشاورزی و در آبیاری، به ترتیب، دارای بیشترین تأثیر بر کاهش فقر روستایی است.

طبقه‌بندی JEL : I11 ،O18

واژگان کلیدی: مخارج عمرانی، فقرزدایی، رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید، حداقل مربعات سه مرحله‌ای

---

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز
e-mail: torkamanijavad@yahoo.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد

مقدمه

در فرایند برنامهٔ فقرزدایی، با توجّه به اشتغال بخش عظیمی از جمعیّت روستایی، کشاورزی از اهمیّت ویژه‌ای برخوردار است. با این حال، ایجاد تحوّلی اساسی در افزایش پایدار محصولات تولید شده در روستاها از جمله محصولات کشاورزی و دامی، محصولات صنعتی کارگاههای روستایی و صنایع دستی و محلّی مستلزم وجود و بهبود زیرساختهایی از قبیل راهها، تأسیسات آبیاری و آبخیزداری، برق، آب آشامیدنی سالم و بهداشت است.

در ایران، هر چند آمار و اطلاعات دقیقی برای برآورد میزان یا حجم فقر روستایی وجود ندارد، امّا بررسیهای پراکنده مؤید گسترده بودن فقر روستایی در کشور است[۱]. توجّه به روستاها و سیاستهای فقرزدایی در دهه‌های اخیر مورد توجّه دولت و برنامه‌ریزان بوده است. وزارت جهادسازندگی در زمینهٔ عرضهٔ خدمات و ارتقای شرایط زندگی در نقاط روستایی و افزایش درآمد روستاییان اقدامات نسبتاً وسیعی را در دوران اخیر انجام داده است. با ین حال، خدمات تولیدی، زیرساختها، عرضهٔ خدمات بازاریابی و تجارتی و دیگر فعّالیتهای انجام گرفته در جوامع روستایی عمدتاً در خدمت گروههای دارای درآمد متوسط بوده است[۲].

در زمینهٔ نقش مخارج دولت در امر فقر زدایی مناطق شهری و روستایی، می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد. فن، هیزل و تورت[۳] (۲۰۰۰) به منظور بررسی نقش مخارج دولت در رشد کشاورزی و کاهش فقر در کشور هندوستان با استفاده از داده‌های مربوط به سالهای ۱۹۷۰-۱۹۹۳ اقدام به تخمین سیستمی از معادلات همزمان نموده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که سرمایه‌گذاری بیشتر در امور جاده‌سازی دارای بیشترین تأثیر بر کاهش فقر روستایی است. همچنین، افزایش میزان مخارج دولت در امر تحقیقات و ترویج کشاورزی نیز موجب کاهش فقر روستایی می‌گردد.

فن (۲۰۰۳)[۴]، با استفاده از داده‌های استانی چین برای دورهٔ ۱۹۷۰-۱۹۷۷ یک سیستم معادلات همزمان را به منظور تخمین اثرات انواع مختلف مخارج دولت برآورد کرده است. نتایج این بررسی نشان داد که آن گروه از سرمایه‌گذاریهای دولت که موجب افزایش تولید هستند، ازجمله سرمایه‌گذاری در تحقیق و ترویج کشاورزی، آبیاری، آموزش روستایی و زیرساختها (شامل جاده، برق و سیستمهای ارتباط راه دور)، نه تنها به رشد تولیدات کشاورزی کمک می کنند، بلکه فقر روستایی و نابرابریهای منطقه‌ای را نیز کاهش می‌دهند.

---

۱. رحیمی و رضوی (۱۳۷۵)
۲. رضوی (۱۳۸۲)

3. Fan, Hazell and Thorrat
4. Fan

در مطالعهٔ دیگری فن، جیتسوشن و متاکناوات[1] (۲۰۰۳) اثرات انواع مختلف سرمایه‌گذاریهای دولت بر رشد کشاورزی و فقر روستایی را در مناطق روستایی تایلند بررسی کردند. نتایج بررسی آنها نشان داد که، به ترتیب، سرمایه‌گذاریهای دولتی در تحقیق و توسعه کشاورزی، آبیاری، آموزش روستایی و زیرساختها (شامل جاده و برق)، تأثیرات قابل ملاحظه‌ای بر رشد بهره‌وری کشاورزی و کاهش فقر روستایی داشته است.

بر اساس مطالعهٔ ژنگ و فن[2] (۲۰۰۴)، سرمایه‌گذاریهای دولتی به رشد تولیدات در بخشهای کشاورزی و غیرکشاورزی روستایی کمک کرده است. با این حال، تأثیر این سرمایه‌گذاریها در کاهش نابرابریهای منطقه‌ای، بر اساس نوع سرمایه‌گذاری و منطقه مورد مطالعه، متفاوت است.

در مورد مطالعاتی که در ایران دربارهٔ مسئله فقرزدایی صورت گرفته است می‌توان به بررسی زاهدی عبقری (۱۳۷۵) اشاره نمود. او در این مطالعه به بررسی سیاستهای حمایتی و راههای مقابله با وضعیت فقر روستایی در دورهٔ اصلاحات ارضی دههٔ ۱۳۴۰ و پس از آن پرداخته است. در این مطالعه، به تغییراتی که در این دوران رخ داده و اقداماتی که سازمانهای دولتی در جهت حمایت از فقرای روستایی انجام داده‌اند نیز اشاره شده است.

ذوالنور (۱۳۷۹)، رابطهٔ فقر و نابرابری را با سیاستهای اقتصادی دولت بررسی کرده است. او پس از بررسی روند تحوّل فقر مطلق و نسبی در کشور، شدّت فقر و فقر انسانی را مطالعه کرده است. سپس، به کمک مطالعات انجام شده، روند تحوّل ضریب جینی و نسبت سهم دهک بالایی به دهک پایینی را در دورهٔ ۱۳۶۱-۱۳۷۸ بررسی کرده است. همچنین، در این مطالعه میزان تحرّک اقتصادی خانوارها نیز ارزیابی شده است. نتایج مطالعه نشان داد که در مناطق شهری از فاصله درآمدی دهک بالا و پایین در این دوره کاسته شده است. با این حال، در روستاها این روند معکوس بوده است.

چیذری و خالدی (۱۳۷۹)، به بررسی توزیع در آمد و عوامل مؤثر بر آن در مناطق روستایی پرداخته اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که طی دورهٔ مورد مطالعه، (۱۳۵۰-۱۳۷۵)، نرخ رشد جمعیّت روستایی و نرخ رشد در آمد سرانهٔ واقعی روستایی موجب نامناسب‌تر شدن چگونگی توزیع در آمدها در مناطق روستایی شده است. در حالی که، متغیرهای نرخ رشد جمعیّت روستایی و ارزش افزودهٔ واقعی بخش کشاورزی، سیاستهای پس از انقلاب و شرایط سالهای جنگ تحمیلی تأثیر معنی‌داری بر چگونگی توزیع در آمدها در مناطق روستایی نداشته است.

---

1. Fan, Jitsuchon and Methakunnavut
2. Zhang and Fan

با توجّه به اهمیّت و نقش کلیدی سرمایه‌گذاری دولت در برنامه‌های فقرزدایی، در مطالعهٔ حاضر اثر سرمایه‌گذاریهای دولت در امور زیربنایی روستاها بر فقرزدایی در مناطق روستایی ایران در قالب یک سیستم معادلات بررسی شده است.

۱. مواد و روشها

در بیشتر مطالعات مربوط به تعیین‌کننده‌های فقر، از رهیافتهای تک‌معادله‌ای استفاده شده است (والدز و لوپز، ۲۰۰۰، اتساکا، ۲۰۰۲ و باتارا و همکاران، ۲۰۰۲)[1]. در این باره، به طور معمول، فقر روستایی تابعی از متغیرهای توضیحی مثل تولید کشاورزی، دستمزدها و قیمت غذا فرض شده است. با این حال، در سالهای اخیر بر مزایای استفاده از سیستم معادلاتی از متغیرهای تأثیرگذار بر فقر روستایی تأکید شده است (فن و همکاران، ۲۰۰۰ و فن، ۲۰۰۳)[2]. لذا در مطالعهٔ جاری، به منظور بررسی رابطهٔ بین سرمایه‌گذاریهای عمرانی دولت و فقر روستایی در ایران، از یک سیستم معادلات همزمان استفاده شده است. در این فرضیه، پس از محاسبهٔ هر یک از متغیرهای مربوط، آزمونهایی دربارهٔ چگونگی برآورد این سیستم معادلات صورت گرفته است.

شکل ساختاری سیستم معادلات همزمان این مطالعه به صورت زیر است:

$$P= F(TFP, WAGES, TT, POP_{-1}, NAEMPLY, T) \quad (۱)$$

$$TFP= F(RDE, RDE_{-1}, \ldots RDE_{-i}, IR, LITE, ROADS, T) \quad (۲)$$

$$WAGES= F(TFP, ROADS, LITE, HELE, HELE_{-1}, \ldots, HELE_{1}, T) \quad (۳)$$

$$NAMPLY= F(GERDEV, ROADS, LIT, PVELE, T) \quad (۴)$$

$$IR= F(IRE, IRE_{-1} \ldots, IRE_{j}, PVELE, T) \quad (۵)$$

$$ROADS= F(ROADE_{-1}, \ldots, ROADE_{-K}, T) \quad (۶)$$

$$LITE= F(EDE, EDE_{-1}, \ldots, EDE_{M}, T) \quad (۷)$$

$$PVELE= F(PWRE, PWRE_{-1}, \ldots, PWRE_{N}, T) \quad (۸)$$

$$TT= F(TFP, WAPI, T) \quad (۹)$$

که متغیرهای برون‌زا و درون‌زای سیستم معادلات همزمان فوق درجداول (۱) و (۲) ارائه شده‌اند:

---

1. Valdez and Lopez, Otsuka, Bhattarai, Sakhitavadivel and Hussain
2. Fan, Jitsuchon and Methakunnavut, Fan

جدول-۱. متغیرهای برون‌زای موجود در سیستم

EDE	مخارج دولت بر روی آموزش روستایی
GERDEV	مخارج دولت بر روی توسعه و عمران روستایی
HELE	مخارج دولت بر روی بهداشت و درمان عمومی خانوار روستایی
IRE	مخارج دولت بر روی آبیاری
POP	رشد جمعیّت روستایی
PWRE	مخارج دولت بر روی برق روستایی
RDE	مخارج دولت بر روی R&D کشاورزی
ROADE	مخارج دولت بر روی جاده‌های روستایی
T	متغیر روند
WPI	شاخص قیمت جهانی کشاورزی (متوسط قیمت چند محصول عمده صادراتی)

جدول-۲. متغیرهای درون‌زای موجود در سیستم

IR	درصد کلّ سطح زیر کشت تحت سیستم آبیاری (خصوصی و دولتی)
LITE	نرخ باسوادی جمعیّت روستایی
NAMPLY	درصد اشتغال غیرکشاورزی در کلّ اشتغال روستایی
P	درصد جمعیّت روستایی که زیر خط فقر قرار می گیرند
PVELE	درصد روستاهایی که برق دارند
ROADS	تراکم جاده‌ای در مناطق روستایی
TFP	رشد بهره‌وری کلّ (در سطح ملی)
TT	نرخ مبادله محصولات کشاورزی
WAGES	نرخ دستمزد نیروی کار کشاورزی

در این مطالعه، به منظور محاسبهٔ شاخص فقر، از شاخص نسبت سرشمار[1] استفاده شد. این شاخص، فقر را به عنوان درصد افرادی که زیر خط فقر قرار می گیرند در نظر می‌گیرد. در این باره، جمعیّت روستایی زیر خط فقر به سادگی از طریق ضرب کردن نسبت فوق در کلّ جمعیّت روستایی محاسبه می‌شود. مبنای محاسبهٔ نسبت سرشمار در این مطالعه، خط فقر برآوردی به وسیلهٔ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی برای سال ۱۳۷۹ است. بر این اساس، مقدار

1. head count ratio

خط فقر مطلق برای خانوارهای روستایی ۴۷۸۷۴۰ ریال در ماه در نظرگرفته شده است. در مرحلهٔ بعد خطوط فقر برای سالهای مختلف، با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی برای مناطق روستایی تعدیل گردید. سپس، با استفاده از هزینهٔ دهکهای درآمدی روستایی در سالهای مختلف و مقایسهٔ آنها با خطوط فقر هر سال، نسبت سرشمار یا درصد افراد زیر خط فقر برآورد گردید.

متغیر نرخ مبادله، تأثیر تغییرات در قیمت محصولات کشاورزی را نسبت به قیمت کلّ محصولات، بر روی فقر روستایی اندازه گیری می‌کند. با توجّه به مطالعات دات و راوالیون[1] (۱۹۹۸) و فن و همکاران (۲۰۰۰)، در این مطالعه به جای استفاده از نرخ تورّم در مناطق روستایی از نرخ مبادله استفاده شد.

شاخص بهره‌وری کلّ عوامل تولید از تقسیم ستانده به مجموع موزون کلّیهٔ نهاده‌ها (در اینجا نهادهٔ نیروی کار وسرمایه) به دست می‌آید. در مطالعهٔ حاضر، پس از تعیین بازدهی تولید نسبت به مقیاس و اطمینان از ثابت بودن آن، رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید، با استفاده از روش برآورد تابع تولید کلّ محصولات کشاورزی و محاسبهٔ کشش عوامل تولید برآورد شد (سارجنت و رودریگیوز (۲۰۰۱) و اکبری و رنجکش (۱۳۸۲)).

به منظور بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و فقرزدایی در مناطق روستایی ایران، از منابع آماری مختلفی استفاده شد. اطلاعات مربوط به برخی از متغیرها از جمله درصد روستاهای برق دار و نرخ باسوادی روستاییان به صورت مستقیم از آمارهای مربوط به مؤسسه پژوهش و توسعه (PDS) تهیه شد. همچنین، نرخ دستمزد نیروی کار کشاورزی و درصد اشتغال غیرکشاورزی در کلّ اشتغال روستایی از طریق محاسبات آماری و روشهای مختلف اقتصادسنجی برآورد شد.

آمارهای مربوط به سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در امور مختلف روستایی از قوانین بودجهٔ کشوری، مصوّب مجلس شورای اسلامی در سالهای مختلف، جمع آوری شد. همچنین، از نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینهٔ خانوارهای روستایی در سالهای مختلف برای تعیین اطلاعات مربوط به هزینهٔ دهکهای درآمدی استفاده شد. داده‌های مربوط به مخارج عمرانی دولت در امور روستایی و نرخ دستمزد کارگر کشاورزی، با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی درمناطق روستایی ایران تعدیل و سپس، بر مبنای سال پایه ۱۰۰=۱۳۷۴ تنظیم شد.

به منظور تعیین اثرات نهایی و کشش انواع مختلف مخارج عمرانی دولت بر فقر روستایی، از معادلات موجود در سیستم معادلات همزمان مشتق جزئی گرفته شد. تأثیر سرمایه‌گذاری

1. Datt and Ravallion

دولت در امر تحقیق و ترویج کشاورزی در سال t (در مدل لگاریتمی) بر روی فقر در این سال، به صورت زیر محاسبه شد:

$$dP/dRDEt=(\delta P/\delta TFP)(\delta TFP/\delta RDE_t)+(\delta P/\delta WAGES)(\delta WAGES/\delta TFP)(\delta TFP/\delta RDE_t)+(\delta P/\delta TT)(\delta TT/\delta TFP)(\delta TFP/\delta RDE_t) \quad (۱۰)$$

که در آن، جملهٔ اوّل سمت راست نمایانگر تأثیر سرمایه‌گذاری دولت در تحقیق و توسعهٔ کشاورزی، از طریق افزایش در بهره‌وری، بر فقر روستایی است. TFP افزایش یافته همچنین، از طریق تغییر در نرخ دستمزد و قیمتهای نسبی محصولات کشاورزی، بر فقر اثر می‌گذارد و به این ترتیب، اثرات مستقیم (جمله اوّل) و غیرمستقیم (جملات بعدی) سرمایه‌گذاری دولت در تحقیق و توسعه تعیین می‌گردد.

اثر سرمایه‌گذاری دولت در امر آبیاری در سال t برکاهش فقر در همان سال به صورت ذیل محاسبه شد:

$$(dP/dIRE_t=(\delta P/\delta TFP)(\delta TFP/\delta IR)(\delta IR/\delta IRE_t)+(\delta P/\delta WAGES)(\delta WAGES/\delta TFP)(\delta TFP/\delta IR)(\delta IR/\delta IRE_t)+(\delta P/\delta TT)(\delta TT/\delta TFP)(\delta TFP/\delta IR)(\delta IR/\delta IRE_t) \quad (۱۱)$$

به این ترتیب، سرمایه‌گذاری دولتی در امر آبیاری نیز از طریق افزایش بهره‌وری و همچنین افزایش دستمزدها و قیمتهای نسبی محصولات کشاورزی بر فقر اثر می‌گذارد. اثرات سایر سرمایه‌گذاریهای دولت در امور زیر بنایی نیز از طریق مشتق‌گیری از معادلات سیستم به دست آمد.

پس از محاسبهٔ کششهای مذکور، آزمون معنی‌داری کششها با استفاده از روش پیشنهادی گرین[1] (۲۰۰۰) انجام شد. در این روش، یک تقریب خطی سری تیلور برای محدودیتهای غیرخطی به شکل زیر (فرضیه صفر در رابطهٔ (۱۲)) برآورد گردید:

$$H_0 : c(\beta) = q \quad (۱۲)$$

در رابطهٔ (۱۲)، $c(\beta)$ دارای تقریب خطی تیلور به صورت زیر است:

$$c(\hat{\beta}) \approx c(\beta) + (\partial c(\beta)/\partial\beta)'(\hat{\beta} - \beta) \quad (۱۳)$$

به منظور تعیین واریانس تابع غیرخطی β از تقریب (۱۴) استفاده گردید. در این رابطه، مشتقات واریانس تابعی از پارامترهای نامشخص معادلات است.

$$Var[c(\hat{\beta})] \approx (\partial c(\beta)/\partial\beta)' Var[\hat{\beta}]((\partial c(\beta)/\partial\beta) \quad (۱۴)$$

به منظور برآورد توابع موجود در سیستم معادلات، بنا به ضرورت از آزمونهای مختلف از جمله آزمون ایستایی و آزمون قطری بودن ماتریس واریانس- کوواریانس جملات پسماند، به منظور تعیین استراتژی برآورد، به صورت تک‌معادله یا سیستمی، استفاده شد.

---

1. Green

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های سری زمانی است، لذا ابتدا، مسئله ایستایی هر یک از متغیرها بررسی شد. در این باره، از آزمون ایستایی ۹ مرحله‌ای با کمک آزمونهای دیکی - فـولر و دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شد. سپس، آزمون شکست ساختاری در مورد متغیرهایی که در سطح ایستا نبودند، صورت گرفت و متغیرهای موهومی، در هر موردی کـه آزمـون شکـست سـاختاری تأییـد گردید، در مدل به کار گرفته شد. پس از بررسی این مسئله آزمون همزمانی سیستم معادلات همزمان با استفاده از آزمون هاوس‌مان (۱۹۷۶)[1] در مورد توابع موجود در سیستم انجام شد.

بر اساس نتایج آزمون قطری بودن ماتریس واریانس- کوواریانس جملات پسماند معـادلات سیـستم، قطری بودن این ماتریس برای جملات پسماند پذیرفته شد، در نتیجه، از برآوردهای سیستمی به منظور تخمین پارامترهای موجود در معادلات استفاده گردید. بـه منظـور تعیـین قابلیـت تـشخیص معـادلات موجود در سیستم، از آزمونهای مربوط شامل بررسی شرایط رتبه‌ای و ترتیب استفاده شد، که بر اسـاس نتایج حاصل، تمامی معادلات بیش از حد مشخص بودند. پس، معادلات بـا بـه کـارگیری روش حـداقل مربعات سه مرحله‌ای برآورد شد.

در سیستم معادلات همزمان R^2 بین ۱و $-\infty$ می‌تواند تغییر کند. با توجّه به آنکـه R^2 بیـانگر آن است که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته در اثر تغییرات در متغیرهای مستقل به وجود آمده اسـت، منفی بـودن آمـارهٔ فـوق ایـن مفهـوم را در بـر نمـی گیـرد. پـس، بـه جـای آن، از آمـاره R^2 کـارتر- نیگر (R^2cn)، به صورت زیر استفاده شد:

$$R^2cn = \left|1-(MSE / \sigma_Y{}^2)\right|$$
$$MSE = 1/t\sum(Y^s - Y^a)^2 \qquad (15)$$

که، Y^s مقدار تخمین زده شده برای متغیر وابسته، Y^a مقدار واقعی متغیـر وابـسته، MSE میـانگین مربع خطا و σ_y^2 واریانس متغیر وابسته است. مقدار آمارهٔ مذکور برای هر یـک از معـادلات بـه صـورت جداگانه محاسبه شد. این آماره نشان می‌دهد که معادلات برآورد شده چند درصد از تغییرات متغیرهای وابسته را توضیح داده‌اند. آزمون معنی‌داری ضرایب با استفاده از آمارهٔ t انجام شد. افزون برآن، اسـتفاده از تحلیـل حـساسیت الگـو نیـز روش دیگـری بـرای تعیـین اعتبـار الگـوی معـادلات همزمـان اسـت (رحیمی،۱۳۸۰). در تحلیل حسّاسیت الگو، عکس‌العمل مدل نسبت به زمان شروع بررسی الگـو تعیـین می گردد. اگر با تغییر زمان شروع، مقدار عددی آماره‌های کمّی تفاوت اساسی نداشته باشند، مـی‌تـوان نتیجه گرفت که مدل، نسبت به زمان شروع حسّاس نخواهد بود. در مطالعهٔ حاضر از تحلیـل حـسّاسیت الگو نیز به منظور تعیین اعتبار الگو استفاده شد.

1. Hausman

۲. نتایج و بحث

نتایج حاصل از برآورد معادلات سیستم به روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3sls) در زیر آورده شده است:

۲-۱. برآورد معادلهٔ فقر

نتایج حاصل از برآورد معادلهٔ فقر در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول-۳. نتایج برآورد معادلهٔ فقر

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
TFP	-۰/۰۱۸	-۰/۵۲	۰/۶۰
WAGES	-۰/۰۰۱	-۱/۷۳	۰/۰۹
TT	-۳/۱۸۷	-۰/۲۱	۰/۸۳
POP_{-1}	-۶/۴۸	-۱/۲۳	۰/۲۲
NAMPLY	-۱/۳۷	-۰/۸۲	۰/۴۱
T	-۰/۶۷	۰/۷۲	۰/۴۷
$D.W. = ۲/۲۲$		$R^{۲}_{CN} = ۰/۲۷$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیر نرخ دستمزد کشاورزی دارای تأثیر منفی و از نظر آماری معنی‌داری بر درصد افراد زیر خط فقر است (۰/۰۰۱-). لذا، یک درصد افزایش در نرخ دستمزد کشاورزی، فقر را به میزان ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌دهد.

با توجه به نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلهٔ فقر، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش جمعیّت روستایی تأثیر منفی بر فقر روستایی داشته است که این امر، با انتظارات قبلی تطابق ندارد. در این باره، انتظار می‌رفت که با افزایش جمعیّت روستایی بر میزان فقرِ روستاها افزوده شود. امّا رشد جمعیّت روستایی در سطح آماری پذیرفته شده‌ای معنی‌دار نشده است. افزون بر آن، متغیر روند زمانی نیز در سطح آماری قابل قبولی معنی‌دار نشده است. آمارهٔ دوربین - واتسون مربوط حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در معادلهٔ فقر است. آماره $R^{۲}$ کارتر - نیگر در معادلهٔ فقر ۰/۲۷ است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود ۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درصد افراد زیر خط فقر) را توضیح دهد.

۲-۲. برآورد معادلهٔ رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید

نتـایج حاصـل از آزمـون ۹ مرحلـه‌ای دیکـی - فـولر نـشان داد کـه تمـام متغیرهـای موجـود در معادلهٔ مربوط به رشد بهـره‌وری عوامـل تولیـد ایـستا در سـطح هـستند. لـذا، ایـن متغیرهـا در سـطح وارد مدل شدند. همچنـین، بـه منظـور رفـع همخطـی کامـل، متغیرهـای موجـود بـه فـرم انحـراف از میانگین در الگو وارد شده‌انـد. نتـایج حاصـل از بـرآورد معادلـهٔ رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد در جدول (۴) آورده شده است.

جدول-۴. نتایج برآورد معادلهٔ رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
RDE	۳/۵۹e-۶	۲/۴	۰/۰۲۷
$RDE_{-۱}$	-۳/۲۱e-۶	۱/۶۸	۰/۱۰
IR	۷/۳	۱/۵۴	۰/۱۰
LITE	-۲/۷	-۰/۳۲	۰/۷۴
ROADS	۰/۰۱۷	۱/۴۰	۰/۱۰
T	-۴۶/۹	-۱/۲۰	۰/۲۳
$D.W. = ۲/۲۳$		$R^{۲}_{CN} = ۰/۲۷$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نـشان مـی‌دهـد کـه مخـارج عمرانـی دولـت در امـر تحقیـق و تـرویج کـشاورزی در سـال جـاری دارای رابطـهٔ مثبـت و معنـی‌داری در سـطح جـدود ۲ درصـد بـا متغیـر رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد اسـت. یـک درصـد افـزایش در مخـارج دولـت، بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد را حـدود ۰/۰۰۰۰۰۴ درصد افزایش مـی‌دهـد. امّـا مخـارج عمرانـی دولـت در امـر تحقیـق و تـرویج کـشاورزی با یک سـال وقفـه تـأثیر منفـی بـر رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد دارد، البتّـه ایـن متغیـر دارای سطح معنی‌دار پایین‌تری به میـزان ۱۰ درصـد نـسبت بـه مخـارج بـدون وقفـهٔ دولـت در امـر تحقیـق و ترویج است.

بـر اسـاس نتـایج منـدرج در جـدول (۴)، سـطح زیـر کـشت آبـی تـأثیر مثبتـی بـر رشـد بهره‌وری کلّ عوامل تولید دارد؛ به نحـوی کـه یـک درصـد افـزایش در سـطح زیـر کـشت آبـی، رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد را بـه میـزان ۷/۳ درصـد افـزایش مـی‌دهـد. ایـن امـر نـشان دهنـدهٔ تأثیرگذاری مؤثر افـزایش سـطح زیـر کـشت آبـی بـر رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد اسـت. ایـن

افزایش رشد بهره‌وری کل به نوبهٔ خود بر فقر روستایی اثر می‌گذارد و درصد افراد زیر خط فقر را به میزان قابل توجّهی کاهش می‌دهد.

جدول (۴) نشان می‌دهد که تراکم جاده‌ای، یا به عبارت دیگر، طول جاده‌های روستایی کلّ کشور، تأثیر مثبت بر رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید داشته است؛ به طوری که یک درصد افزایش در طول جاده‌های روستایی، بهره‌وری کلّ عوامل تولید را حدود ۰/۰۲ درصد افزایش می‌دهد. متغیر مذکور دارای سطح معنی‌داری ۱۰ درصد است. همچنین، آمارهٔ R^2 کارتر-نیگر در معادله ۰/۲۷ است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید) را توضیح دهد.

۳-۲. برآورد تابع نرخ دستمزد

در تابع نرخ دستمزد کشاورزی، متغیرهای رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید، تراکم جاده‌ای، نرخ دستمزد، مخارج عمرانی دولت در امر بهداشت و درمان در مناطق روستایی، مخارج دولت در امر بهداشت با یک وقفه و متغیر روند به عنوان متغیرهای توضیحی لحاظ شدند. معمولاً در این معادلات تأثیر اصلاح و ترمیم جاده‌ای بر روی دستمزدها نادیده گرفته می‌شود؛ در حالی که نادیده گرفتن این اثر می‌تواند منجر به کمتر برآورد شدن اثر مخارج دولت بر روی کاهش فقر شود (فن و همکاران، ۲۰۰۰).

با توجّه به اینکه متغیرهای موجود در مدل در سطح ایستا بودند، لذا از فرم معمولی آنها در مدل استفاده شد. به منظور رفع همخطی کامل، متغیرهای موجود به فرم انحراف از میانگین در الگو وارد گردیدند. نتایج حاصل از برآورد این‌معادله درجدول (۵) آورده شده‌است.

جدول- ۵. نتایج برآورد معادلهٔ نرخ دستمزد

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
TFP	-۳۱/۴۲	-۱/۲۳	۰/۲۲
ROADS	-۰/۷۸	-۱/۷۵	۰/۰۸
LITE	-۷۲/۵۹	-۰/۵۶	۰/۵۷
HELE	۷/۳۱e-۵	۱/۶۷	۰/۱۰
$HELE_{-۱}$	-۷/۳۰e-۵	-۱/۳۷	۰/۱۷
T	۲۶۵۲/۳	۲/۵۳	۰/۰۱
$D.W. = ۱/۸۲$		$R^2_{CN} = ۰/۳۷$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیرهای رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید، طول جاده‌های روستایی و نرخ باسوادی، دارای رابطه‌ای منفی با نرخ دستمزد بخش کشاورزی است. با این حال، متغیرهای رشد بهره‌وری کل و نرخ باسوادی دارای سطح معنی‌دار نسبتاً پایین، به ترتیب، ۲۲ درصد و ۵۷ درصد است. متغیر سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در امر بهداشت روستایی رابطه‌ای مثبت، در سطح ۱۰ درصد با نرخ دستمزد دارد، به نحوی که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری دولت در امر بهداشت روستایی، نرخ دستمزد را به میزان ۰/۰۰۰۰۷ افزایش می‌دهد. افزون بر آن، متغیر روند زمانی که بیانگر تأثیر متغیرهای لحاظ نشدهٔ دیگر در مدل است، در سطح بالایی در حدود یک درصد معنی‌دار شده است، به بیانی دیگر، متغیرهای دیگری وجود دارند که نرخ دستمزد کشاورزی از آنها تأثیر می‌پذیرد.

آمارهٔ دوربین - واتسون مربوط نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در معادله است. همچنین، آمارهٔ R^2 کارتر- نیگر در معادله ۰/۳۷ بوده است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود۳۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (نرخ دستمزد تعدیل شده) را توضیح دهد.

۴-۲. برآورد تابع اشتغال غیرکشاورزی

در مطالعهٔ حاضر، درصد اشتغال غیرکشاورزی در کلّ اشتغال روستایی تابعی از متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در امر عمران و توسعهٔ روستایی، نرخ باسوادی، درصد برق‌داری روستاها، تراکم جاده‌ای و متغیر روند است. جاده‌های ترمیم یافته به کشاورزان کمک می‌کند تا مشاغل غیرکشاورزی جدیدی ایجاد کنند و محصولاتشان را بفروشند. علاوه بر این، وجود جاده‌های بهبود یافته به کشاورزان روستایی کمک می‌کند تا مشاغلی را در شهرها پیدا کنند.

با توجّه به ایستا بودن تمامی متغیرها در سطح، متغیرهای توضیحی موجود در این معادله در سطح وارد مدل شدند. به منظور رفع همخطی کامل نیز متغیرهای موجود به فرم انحراف از میانگین در الگو وارد شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد این معادله در جدول (۶) آورده شده است.

جدول (۶) نشان می‌دهد که متغیرهای سرمایه‌گذاری دولت در امر توسعه و عمران روستایی و طول جاده‌های روستایی، دارای تأثیرات مثبت و معنی‌داری در سطوح نسبتاً بالای ۰/۰۶ بر اشتغال غیرکشاورزی است. یک درصد افزایش در طول جاده‌های روستایی، درصد اشتغال غیرکشاورزی در کلّ اشتغال روستایی را حدود ۰/۰۰۰۱۳ درصد افزایش می‌دهد.

جدول -۶. نتایج برآورد تابع اشتغال غیرکشاورزی

متغیر توضیحی	ضرایب	آماره t	سطح احتمال
GERDEV	۴/۶۹e-۹	۱/۹۰	۰/۰۶
ROADS	۰/۰۰۰۱۳	۱/۸۴	۰/۰۶
LITE	۰/۰۷۷	۱/۵۲	۰/۱۳
PVELE	-۰/۲	-۱/۱۱	۰/۲۱
T	۰/۶۶	۱/۹۷	۰/۰۵
$D.W. = ۲/۳$		$R^{۲}_{CN} = ۰/۳۰$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میزان تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری دولت در امر توسعهٔ روستایی اندک است. براساس نتایج این جدول، متغیر روند نیز در سطح نسبتاً بالایی معنی‌دار شده است. آمارهٔ $R^{۲}$ کارتر- نیگر در معادله ۰/۳۰است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود ۳۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درصد اشتغال غیرکشاورزی در کلّ اشتغال روستایی) را توضیح دهد.

۵-۲. برآورد تابع آبیاری

کلّ سطح زیر کشت آبی محصولات کشاورزی، به صورت تابعی از مخارج عمرانی دولت در امر آبیاری، مخارج دولت در امر آبیاری با یک وقفه، درصد برق‌داری روستاها، نرخ مبادلهٔ محصولات کشاورزی با یک وقفه و متغیر روند زمانی در نظر گرفته شده است. متغیرهای موجود در این الگو همگی در سطح ایستا هستند. در این رابطه، تنها متغیر سرمایه‌گذاری در آبیاری دارای شکست ساختاری بود. بنابراین، ابتدا این متغیر بر متغیر موهومی مربوط به سال وقوع شکست رگرس شد و سپس، جملهٔ پسماند مربوط در الگو وارد گردید.

به منظور رفع همخطی کامل، متغیرهای موجود به صورت انحراف از میانگین در الگو وارد شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد این معادله در جدول (۷) آورده شده است.

جدول (۷) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری دولت در امر آبیاری محصولات کشاورزی تأثیر منفی و معنی‌داری در سطح بالا (حدود ۱۰۰ درصد) بر سطح زیر کشت آبی دارد. از طرفی دیگر، سرمایه‌گذاریهای عمرانی دولت در امر آبیاری با یک وقفهٔ زمانی تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح بالای نزدیک به ۱۰۰ درصد بر سطح زیر کشت آبی دارد. بر اساس مطالعات فن، هیزل و تورت (۲۰۰۰) و فن (۲۰۰۳) در محاسبات مربوط به تعیین کشش‌های فقر نسبت به سرمایه‌گذاریهای دولت، برآیند و مجموع ضرایب سرمایه‌گذاریهای دولت حائز

اهمیّت است. لذا، برآیند سرمایه‌گذاریهای عمرانی دولت در امر آبیاری مثبت است. درصد برق‌داری روستاها نیز دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح ۶ درصد بر سطح زیر کشت آبی است. در این رابطه، یک درصد افزایش در سطح برق‌داری روستاها، سطح زیر کشت آبی را به میزان۰/۳۹ درصد افزایش می‌دهد. آمارهٔ R^2 کارتر- نیگر در معادلهٔ آبیاری۰/۴۰ بوده است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درصد سطح زیر کشت آبی) را توضیح دهد.

جدول -۷. نتایج برآورد تابع سطح زیر کشت آبیاری

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
IRE	-۳/۴۴e-۸	-۷/۳۹	۰/۰۰۰
$IRE_{-۱}$	۶/۸۴e-۸	۸/۵۴	۰/۰۰۰
PVELE	۰/۳۹	۱/۸۵	۰/۰۶
TT-۱	-۱۸/۸۶	-۱/۶	۰/۱۲
T	-۲/۳۷	-۲/۹۲	۰/۰۰۴
$D.W. = ۲/۱۲$		$R^2_{CN} = ۰/۴۰$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶-۲. برآورد تابع جاده

طول جاده‌های روستایی تابعی از متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری دولت در ایجاد این جاده‌ها در سال جاری و با یک وقفهٔ زمانی و همچنین متغیر روند، برای لحاظ کردن اثر متغیرهایی که در مدل وارد نشده‌اند، است. با توجّه به ایستا بودن متغیرها، آنها در سطح وارد مدل شدند. برای رفع مشکل همخطی کامل نیز از انحراف از میانگین متغیرها استفاده گردید. نتایج حاصل از برآورد ضرایب این تابع در جدول (۸) آورده شده است.

جدول -۸. نتایج برآورد تابع جاده

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
ROADE	-۲/۱۶e-۵	-۲/۰۸	۰/۰۴
$ROADE_{-۱}$	۱/۲۵e-۵	۲/۳۷	۰/۰۲
T	۳۰۴۰	۱۷/۹	۰/۰۰
$D.W. = ۱/۷۳$		$R^2_{CN} = ۰/۵۰$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری دولت در امر جاده‌سازی بدون وقفه رابطهٔ منفی با متغیر طول جاده دارد. مخارج عمرانی دولت در امر جاده‌سازی با یک سال وقفه تأثیر مثبت و معنی‌دارتری نسبت به مخارج دولت بدون وقفه نشان می‌دهد. در این رابطه، یک درصد افزایش در مخارج عمرانی با وقفه دولت در امر جاده‌سازی روستایی، موجب افزایش طول جاده‌های روستایی حدود ۰/۰۰۰۰۱ درصد می گردد. همچنین، متغیر روند در این تابع از سطح معنی‌داری بالایی در حدود ۱۰۰ درصد برخوردار است که این امر، بیانگر تأثیر متغیرهای دیگری است که در الگو وارد نشده‌اند. آمارهٔ R^2 کارتر- نیگر در معادله ۰/۵۰ است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود ۵۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (طول جاده‌های روستایی) را توضیح دهد.

۷-۲. برآورد تابع نرخ باسوادی

در مطالعهٔ حاضر نرخ باسوادی تابعی از مخارج عمرانی دولت در امر آموزش روستایی بدون وقفه و با یک وقفهٔ زمانی و نیز متغیر روند در نظر گرفته شده است. به منظور رفع همخطی کامل، متغیرهای مدل به فرم انحراف از میانگین در آمدند. نتایج این برآورد در جدول (۹) آورده شده است.

جدول -۹. نتایج برآورد تابع نرخ باسوادی

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
EDE	-۴/۴۱e-۱۰	-۰/۴۰	۰/۶۹
EDE_{-1}	-۱/۹۳e-۱۰	-۰/۱۸	۰/۸۶
T	-۰/۱۶	-۳/۱۳	۰/۰۰۲
$D.W. = ۱/۸۸$		$R^2_{CN} = ۰/۳۱$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج موجود در جدول (۹)، سرمایه‌گذاریهای دولت در امر آموزش روستایی از نظر آماری در سطح معنی‌داری قابل قبولی نیست. متغیر روند در سطح بالایی معنی‌دار شده است که نشان دهندهٔ تأثیر متغیرهای دیگری است که در مدل لحاظ نشده‌اند. آمارهٔ R^2 کارتر- نیگر در معادله ۰/۳۱ است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته (نرخ باسوادی) را توضیح دهد.

۸-۲. برآورد تابع برق

درصد برق‌داری روستاها تابعی از متغیرهای سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در امر برق‌رسانی روستایی، بدون وقفه و با یک وقفهٔ زمانی، و همچنین، متغیر روند در نظر گرفته شده است. متغیر سرمایه‌گذاری در امر برق در ابتدا بر متغیر موهومی مربوط به سال وقوع شکست رگرس شده و جملهٔ پسماند آن در الگو به کار رفته است. به منظور رفع همخطی کامل از فرم انحراف از میانگین متغیرها استفاده شده است. نتایج مربوط به برآورد این تابع در جدول (۱۰) آورده شده است.

جدول -۱۰. نتایج برآورد تابع برق روستایی

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
PWRE	-۴/۶۷e-۸	-۶/۲	۰/۰۰
$PWRE_{-۱}$	-۶/۲۴e-۸	-۶/۶	۰/۰۰
T	۳/۴۲	۹۴/۷	۰/۰۰
$D.W. = ۲/۲$		$R^{۲}_{CN} = ۰/۳۷$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در امر برق‌رسانی تأثیر منفی و معنی‌داری در سطح بالا بر درصد برق‌داری داشته است. افزون بر آن، متغیر روند نیز در سطح معنی‌داری بالایی بر درصد برق‌داری تأثیر داشته است. آمارهٔ $R^{۲}$ کارتر- نیگر در معادله ۰/۳۷ است. این آماره نشان می‌دهد که معادلهٔ برآورد شده توانسته است حدود ۳۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درصد برق‌داری) را توضیح دهد.

۹-۲. بر آورد تابع نرخ مبادله

متغیرهای رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید، شاخص قیمت جهانی برخی از محصولات عمدهٔ صادراتی ایران (زعفران، خرما و پسته تازه یا خشک)، و متغیر روند زمانی به عنوان متغیرهای توضیحی در تابع نرخ مبادلهٔ محصولات کشاورزی در نظر گرفته شدند. رشد TFP، عرضه کلّ محصولات کشاورزی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، قیمتهای کشاورزی را پایین می آورد. قیمتهای پایین‌تر به فقرا کمک خواهد کرد و میزان فقر را کاهش می‌دهد. همچنین به منظور لحاظ کردن تأثیر بازارهای بین المللی بر روی قیمتهای کشاورزی داخلی، یک شاخص قیمت جهانی برای چند محصول عمدهٔ صادراتی در این معادله در نظر گرفته شده است.

بـه منظـور رفـع همخطـی نیـز کـلّ متغیرهـا بـه صـورت انحـراف از میـانگین درآمدنـد. نتـایج حاصل از برآورد این مدل در جدول (۱۱) آورده شده است.

جدول -۱۱. نتایج برآورد تابع نرخ مبادله

متغیر توضیحی	ضرایب	آمارهٔ t	سطح احتمال
TFP	-۰/۰۰۱۵	-۲/۵۶	۰/۰۱۱
WAPI	-۰/۰۰۷۲	-۲/۵۸	۰/۰۱۰
T	۰/۰۰۰۸	۰/۱۰	۰/۹۲
$D.W. = ۲/۱$		$R^{۲}_{CN} = ۰/۳۵$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۱)، متغیر رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد دارای رابطـهٔ منفـی بـا نـرخ مبادلهٔ محصولات کـشاورزی اسـت، بـه عبـارت دیگـر، بـا افـزایش رشـد بهـره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد عرضهٔ محصولات کـشاورزی افـزایش مـی یابـد، در نتیجـه، قیمتهـای کـشاورزی پـایین آمـده، از ایـن طریـق، بـر نـرخ مبادلـهٔ محـصولات کـشاورزی اثـر گذاشـته و آن را کـاهش مـی‌دهـد، یـک درصـد افزایش در رشد بهره‌وری کـلّ عوامـل تولیـد، نـرخ مبادلـه را حـدود ۰/۰۰۶ درصـد کـاهش مـی‌دهـد. متغیـر مـذکور در سـطح بـالایی در حـدود یـک درصـد معنـی‌دار اسـت. ضـریب قیمـت صـادراتی محـصولات کـشاورزی در معادلـهٔ نـرخ مبادلـه منفـی اسـت و در سـطح بـالایی معنـی‌دار اسـت. ایـن امـر نـشان دهنـدهٔ آن اسـت کـه قیمتهـای داخلـی کـشاورزی بـه میـزان کمـی از رونـد قیمتهـای جهـانی محـصولات کـشاورزی تبعیـت مـی کننـد، بـه عبـارت دیگـر ایـن دو متغیـر دارای رونـد معکوس نسبت به هم هستند.

پـس از بـرآورد توابـع یادشـده، آزمـون تحلیـل حـسّاسیت الگـو صـورت گرفـت. نتـایج ایـن امـر حاکی از آن بود که الگـوی بـرآورد شـده نـسبت بـه زمـان شـروع تحلیـل حـسّاس نبـوده اسـت. لـذا، با وجود پـایین بـودن آمـارهٔ $R^{۲}$ کـارتر- نیگـر در بیـشتر معـادلات، نتـایج آزمـون تحلیـل حـساسیّت نمایانگر اعتبار الگوی همزمان برازش شده است.

۱۰-۲. کششهای فقر روستایی

مخارج دولت می‌تواند تأثیرات مستقیم و غیر مستقیمی بر فقر داشـته باشـد. تـأثیرات مـستقیم شـامل منافعی می‌شود که از طریق سرمایه‌گذاری در امور اشتغال زا و برنامه‌های رفاهی، نصیب فقرا می‌گـردد. اثرات غیرمستقیم زمانی به وجود می‌آید که سرمایه‌گذاریهای دولت در زیرساختهای روستایی، تحقیقات

کشاورزی و بهداشت و آموزش روستاییان، رشد کشاورزی و غیرکشاورزی را افزایش داده و این سرمایه‌گذاریها موجب ایجاد فرصتهای شغلی و نیز درآمدزایی برای فقرای روستایی گردد.

مجموع تأثیرات مخارج دولت بر روی فقر روستایی در جدول (۱۲) آورده شده است. ستون دوم جدول بیانگر کشش فقر روستایی نسبت به مخارج دولت است که درصد تغییرات در فقر را نسبت به یک درصد تغییر در انواع سرمایه‌گذاریهای دولت در امور روستایی نشان می‌دهد.

جدول -۱۲. کششهای برآورد شدهٔ فقر روستایی

متغیر سرمایه‌گذاری	فقر روستایی	آمارهٔ t محاسباتی
R&D	-۰/۰۲۴	-۱/۷۸
IRE	-۰/۰۲۳	-۱/۷۱
ROADE	-۰/۰۲۷	-۱/۸۳
EDE	-۰/۰۰۰۳	-۱/۴۸
PWRE	-۰/۰۰۰۵	-۱/۵۳
GERDEV	-۰/۰۵	-۱/۸۹
HELE	-۰/۰۰۱	-۱/۲۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۲)، کشش فقر روستایی نسبت به سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی بیشترین مقدار و از نظر آماری معنی‌دار است. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری دولت در توسعه و عمران روستایی بیشتر از سایر سرمایه‌گذاریهای عمرانی دولت فقر روستایی را کاهش داده است، در این رابطه، یک درصد افزایش در این نوع سرمایه‌گذاری، فقر را به میزان ۰/۰۵ درصد کاهش می‌دهد. پس از آن، سرمایه‌گذاری دولت در امر جاده‌سازی تأثیرگذاری بیشتری بر فقر روستایی داشته است. یک درصد افزایش در این سرمایه‌گذاری، فقر را به میزان ۰/۰۲۷ درصد کاهش داده است. سرمایه‌گذاری در امر تحقیق و ترویج کشاورزی از نظر تأثیرگذاری بر فقر روستایی در رتبهٔ بعدی قرار دارد، به گونه‌ای که افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری تحقیق و ترویج، منجر به کاهش فقر به میزان ۰/۰۲۴ درصد می‌شود. پس از آن سرمایه‌گذاری در امر آبیاری بیشترین تأثیر را بر کاهش فقر روستایی دارد، به نحوی که یک درصد افزایش در این نوع سرمایه‌گذاری، فقر را به میزان۰/۰۲۳ درصد کاهش می‌دهد. سرمایه‌گذاری در امر بهداشت، در مقایسه با انواع سرمایه‌گذاریهای عمرانی

دولت تأثیرگذاری کمتری بر فقر دارد. به طوری که افزایش یک درصدی در این سرمایه‌گذاری فقر روستایی را حدود ۰/۰۰۱ درصد کاهش می‌دهد.

۳. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجّه به نتایج مطالعهٔ حاضر، می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی، در امر جاده‌سازی، در تحقیق و ترویج کشاورزی و همچنین سرمایه‌گذاری درامر آبیاری، به ترتیب، دارای بیشترین تأثیر بر کاهش فقر روستایی هستند. افزون بر آن، نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در امر بهداشت از مسیر تغییر در نرخهای دستمزدها بر فقر روستایی اثر می‌گذارد. درحالی که، سرمایه‌گذاری در طرحهای برق‌رسانی تأثیرگذاری اندکی بر فقر روستایی نشان داد. پایین بودن دلیل این امر را می‌توان بدین نحو بیان نمود که این نوع طرحها بیشتر مربوط به سرمایه‌گذاری گذشتهٔ دولت در بخش انرژی است. تأثیر سرمایه‌گذاری عمرانی در امر آموزش روستایی بر فقر روستایی نیز نسبتاً اندک بوده است. با این حال، انتظار می رود که با افزایش سهم سرمایه‌گذاری عمرانی در آموزش روستاییان در سطوح پایین (ابتدایی)، میزان اثرگذاری این نوع سرمایه‌گذاری بر فقر افزایش یابد.

در مجموع با توجّه به یافته‌های تحقیق موارد زیر پیشنهاد می گردد:

۱) نتایج مطالعهٔ حاضر نشان داد که سرمایه‌گذاری عمرانی در امر آبیاری موجب کاهش فقر روستایی است. لذا، توجّه بیشتر دولت به این نوع سرمایه‌گذاری و فراهم کردن امکانات لازم جهت توسعهٔ سیستمهای نوین آبیاری، فقر روستایی را کاهش می‌دهد .

۲) سرمایه‌گذاری در امر تحقیق و ترویج کشاورزی فقرروستایی را کاهش داده است، لذا، نیاز به توجّه ویژه دارد. با توجّه به پایین بودن سهم تحقیقات در بودجهٔ کلّ کشور، افزایش سهم بودجه تحقیقات کشاورزی و نیز تشویق بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در فعّالیتهای تحقیقاتی می‌تواند موجب افزایش بهره‌وری نهاده‌ها و کاهش فقر روستایی گردد.

۳) مطالعهٔ حاضرنشان داد که سرمایه‌گذاری در امر برق‌رسانی روستایی تأثیر اندکی برکاهش فقر داشته است. این در حالی است که در سالهای اخیر سرمایه‌گذاری نسبتاً وسیعی در امر برق‌رسانی روستاها انجام شده است، لذا، پیشنهاد می‌گردد که درصد قابل ملاحظه‌ای از سرمایه‌گذاری دولت در امر برق‌رسانی به نگهداری و حفظ ظرفیتهای موجود اختصاص داده شود. همچنین به نظر می‌رسد که افزایش سرمایه‌گذاری دولت در امر برقی سازی به چاههای آب کشاورزی نیز گام مهمّی در جهت کاهش مصرف انرژیهای فسیلی و کاهش هزینه‌های تأمین انرژی مورد نیاز در امور آبیاری محصولات کشاورزی به شمار می رود.

۴) نتایج برآورد تابع نرخ مبادله نشان داد که روند داخلی قیمت محصولات کشاورزی، با قیمت صادراتی محصولات، هماهنگ نیست. از طرف دیگر، افزایش نرخ مبادلهٔ محصولات کشاورزی که مبیّن افزایش

نسبی قیمتهای کشاورزی است، به کاهش فقر روستایی یاری می رساند، لذا توجّه به امر سیاست مثبت قیمت‌گذاری و هماهنگی بیشتر قیمتهای داخل با قیمتهای صادراتی، می‌تواند گامی مهم در جهت فقرزدایی در مناطق روستایی باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

اکبری، نعمت‌اله. و رنجکش، مهدی. (۱۳۸۲). بررسی رشد بهره‌وری کلّ عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران طی دورهٔ ۱۳۴۵-۱۳۷۵. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شمارهٔ ۴۳ و ۴۴، صص۱۴۲-۱۱۷.

بانک مرکزی. (۱۳۸۱). *شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق روستایی ایران*. تهران.

چیذری، امیرحسین و خالدی، کوهسار. (۱۳۷۹). بررسی اقتصادی عوامل مؤثر بر شاخصهای توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران. *مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران*، مشهد ۲۹ بهمن تا۱ اسفند ۱۳۷۹.

ذوالنور، بهروز. (۱۳۷۹). ارتباط فقر و نابرابری با سیاستهای اقتصادی دولت. *مجموعه مقالات فقر در ایران*، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی، تهران.

رحیمی، حمید. (۱۳۸۰). بررسی تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری: مورد ایران (۱۳۴۵-۱۳۷۶). *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

رحیمی سوره، صمد و رضوی، سید حسن. (۱۳۷۵). نگرشی بر جایگاه روستا و روستاییان در برنامه‌های فقرزدایی. *مجموعه مقالات گردهمایی بررسی مسئله فقر و فقرزدایی*، جلد اوّل، سازمان برنامه و بودجه، ۲۹ تا ۳۱ اردیبهشت ۱۳۷۵.

رضوی، سید حسن. (۱۳۸۲). *روستا، فقر و توسعه، جلد دوم: روشها و الگوهای مقابله با فقر روستایی (تجارب کشورهای آسیایی)*. سلسله انتشارات روستا و توسعه، شماره ۵۲.

زاهدی عبقری، ابراهیم. (۱۳۷۵). سیاستهای حمایتی و راههای مقابله با فقر روستایی. *مجموعه مقالات گردهمایی بررسی مسئله فقر و فقرزدایی*. جلد اوّل، سازمان برنامه و بودجه، ۲۹ تا ۳۱ اردیبهشت ۱۳۷۵.

مجلس شورای اسلامی. (سالهای مختلف). *قوانین بودجه کشوری*. تهران.

مرکز آمار ایران. (۱۳۸۱). *نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه های خانوارهای شهری و روستایی سالهای ۱۳۵۰-۱۳۸۰*.

Bhattarai, M., Sakhitavadivel, R. and Hussain, I. (2002). Irrigation Impacts on Income Inequality and Poverty Alleviation. International Water Management Institute: *Working Paper 39*, Colombo.

Datt, G. and Ravallion, M. (1998). Why Have Some Indian States Performed Better than Others at Reducing Rural Poverty? *Economica*, Vol.65, PP.17-38.

Fan S. (2003). Public Investment and Poverty Reduction. *Paper Presented for the ADBI Conference*, Tokyo, June 12-13, 2003.

Faŋ S. , Hazell, P. and Thorat, S. (2000). Government Spending, Growth and Poverty in Rural India. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.82, PP.1038-1051.

Faŋ S., Jitsuchon, S. and Methakunnavut, N. (2003). Impacts of Public Investment on Poverty Reduction in Thailand. Retrieved from the World Wide Web: *http://www.adb.org.*

Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall.

Otsuka, K. (2002). Role of Agricultural Research in Poverty Reduction: Lessons from the Asian Experience. *Food Policy*, Vol.25, PP.447 –462.

Sargent, T. and Rodriguez, M. (2001). Labour or Total Factor Productivity: Do We Need to Choose? Economic Studies and Policy Analysis Division, Retrieved from the World Wide Web: *http://www.google.com.*

Valdez, A. and Lopez, R. (2000). Fighting Rural Poverty in Latin America: New Evidence of the Effect of Education, Demographics and Access to Land. *Economic and Development and Cultural Change*, Vol. 49, PP.197-211.

Zhang, X.B. and Fan, S. (2004). Public investment and regional inequality in rural China. *Agricultural Economics*, Vol. 30, PP.89-100.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی