بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی-پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	استاد	اقتصاد
۴	اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	مهدی صادقی‌شاهدانی	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۶	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور استان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۷	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	استاد	اقتصاد
۸	محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد
۹	غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۱۰	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: egdr@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** egdr.journals.pnu.ac.ir

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است.

صفحه حقوقی ویژه‌نامه

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: ابوالفضل محمودی

سردبیر: هادی غفاری

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور	استاد	اقتصاد
۳	محسن شوکت فدایی	دانشگاه پیام نور	دانشیار	اقتصاد کشاورزی
۴	محمود صبوحی صابونی	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
۵	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور	دانشیار	اقتصاد
۶	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	استاد	اقتصاد
۷	محمدقربانی	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد کشاورزی
۸	محمد حسین کریم	دانشگاه خوارزمی	دانشیار	اقتصاد کشاورزی
۹	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد
۱۰	سعید یزدانی	دانشگاه تهران	استاد	اقتصاد کشاورزی

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: gdrae@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** gdrae.journals.pnu.ac.ir

این ویژه‌نامه به موجب نامه شماره ۳۵۷۱۱ مورخ ۱۳۹۴/۷/۱۴ معاونت محترم فناوری و پژوهش دانشگاه مربوط به آئین نامه انتشار ویژه‌نامه‌های تخصصی نشریات، توسط فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی منتشر می شود و ضمن داشتن درجه علمی پژوهشی، ازکلیه امتیازات فصلنامه اصلی از جمله IF برخوردار است.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

ابراهیمی، محمدصادق	پالوج، مجتبی	سعدی، حشمت اله	کرباسی، علی رضا
ابراهیمی، مهرزاد	پهلوانی، مصیب	شیرانی بیدآبادی، فرهاد	کریم، محمد حسین
ارسلان بد، محمد رضا	تهامی پور، مرتضی	شعبان زاده، مهدی	کهنسال، محمدرضا
اسلامی، محمد رضا	جولایی، رامتین	شوکت فدایی، محسن	گیلانپور، امید
اسماعیلی، عبدالکریم	حسن شاهی، مرتضی	ضیایی، سامان	محمدی، حمید
اللهیاری، محمدصادق	خالدی، محمد	طهرانچیان، امیرمنصور	مرادی، ابراهیم
امیدی نجف آبادی، مریم	دیزجی، منیره	عادلی، امیدعلی	معتمد، محمد کریم
امینی، امیر مظفر	رفیعی، حامد	عسگری، حشمت اله	مقدسی، رضا
انصاری، وحیده	زارع مهرجردی، محمد رضا	فرج زاده، زکریا	منهاج، محمد حسین
بلالی، حمید	یزدانی، سعید	قربانی، محمد	موحدی، رضا
پاکروان، محمد رضا	سالم، جلال	کاوسی کلاشمی، محمد	یوسفی، علی

بر اساس گزارش هشتمین جلسه شورای راهبری ISC ، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دارای ضریب تأثیر (IF = 0.63) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام می‌باشد.

بر اساس گزارش هشتمین جلسه شورای راهبری ISC، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **حائز رتبه اول ضریب تأثیر در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی اقتصادی کشور** و نیز کسب رتبه چهارم در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید و در بین ۱۰ نشریه برتر کشور قرار گرفت.

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید.

همچنین در دومین و سومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳و ۱۳۹۴، این فصلنامه به عنوان **مجله برتر علمی- پژوهشی دانشگاه پیام نور** مورد تقدیر قرار گرفت.

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)، مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)، پایگاه جهانی (EconLit) و پایگاه مجلات تخصصی (Noormags) نمایه شده است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

May 13, 2011

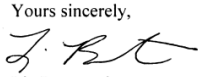
Dear Dr. Ghaffari,

Thank you for providing a copy of the *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* to *EconLit*. An annotation of the journal will appear in the New Journals section of the Annotated Listing of New Books department of the September 2011 issue of the *Journal of Economic Literature* (*JEL*).

In addition, the journal has been evaluated and accepted for listing in *EconLit*. We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your back issues to date. This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed a complimentary subscription form and instructions concerning the provision of abstracts for *EconLit*. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Yours sincerely,



Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

Hadi Ghaffari
Payame Noor University of Markazi Province
P.O Box 38135-1136
Arak
IRAN

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۶/۹/۲۲

شماره: ۵۸/۱۰۴/۶/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

﴿یرفع الله الذین امنوا منکم والذین أوتوا العلم درجات...﴾ (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

دست اندرکاران محترم نشریه علمی پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی

باسلام و احترام

به طور قطع همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«نشریه برتر دانشگاه»

در سومین جشنواره نکوداشت هفته پژوهش و تقدیر از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۴ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منان خواستارم.

علی اصغر رستمی ابوسعیدی

رئیس دانشگاه

نشر حقایق www.hefzi.ir

حق چاپ محفوظ. شماره: ۲۰۲۲

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۱/۱۰۷۳/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

«یرفع الله الذین امنوا منکم والذین أوتوا العلم درجات...» (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

به طور قطع همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

در دومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال ۱۳۹۳ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منان خواستارم.

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE.com

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

يَرْفَعِ اللَّهُ الَّذِينَ آمَنُوا مِنكُمْ وَالَّذِينَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ (قرآن کریم)

نشریه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی-دانشگاه پیام نور استان مرکزی

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران وشایسته تقدیر است .

بدینوسیله باتبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲

از درگاه خداوند سبحان دوام توفیقات روز افزون شمارا مسئلت می نمایم .

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

۱- نظریه پردازی درخصوص رشد و توسعه اقتصادروستایی وکشاورزی در ایران
۲- نظریه پردازی درخصوص رشد و توسعه اقتصادروستایی وکشاورزی از دیدگاه اسلام
۳- تبیین جایگاه بخش کشاورزی و توسعه روستایی در توسعه ملی
۴- مباحث کمی و کیفی و مدلسازی رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
۵- مباحث رشد و توسعه اقتصاد روستایی وکشاورزی(شامل مهاجرت، اشتغال،تعاونی‌ها، اگروتوریست و ...)
۶- استراتژی‌های رشد و توسعه روستایی و کشاورزی و مقایسه با سایر کشورها
۷- مباحث مربوط به تولید، بازار یابی، مصرف و تجارت خارجی محصولات کشاورزی و روستایی
۸- مباحث رشد و توسعه مدیریت مزرعه، مدیریت صنایع تبدیلی کشاورزی، مدیریت ریسک تولید، مدیریت کارایی و بهره وری
۹- بررسی موردی رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی در مقیاس محلی، منطقه ای، ملی و بین المللی
۱۰- مدیریت الگوی کشت کشاورزی و روستایی

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.
۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.
۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده یا نویسندگان باشد.
۴- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی به چاپ نرسیده و یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب) شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (۳ تا ۷ واژه)، طبقه بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه‌گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.
۲- استفاده از نرم‌افزار Microsoft Word 2003-2007 در اندازه کاغذ A4 (رحلی ۲۹/۷ * ۲۱) مطابق نمونه مقاله تدوین شود.
۳- صفحات به صورت Mirror و فاصله‌های متن مقالات از طرفین صفحه Bottom:2cm, Top:3.5cm, Outside:2.5cm, Inside:3cm بوده، مقاله دو ستونی با فاصلهٔ مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر ، فاصله سطرها سینگل (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.
۴- عنوان مقاله فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۲، نام نویسندگان با قلم B Zar ضخیم ۱۰، توضیحات نام نویسندگان فارسی با قلم B Zar نازک ۹ و عنوان مقاله لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۳، نام نویسندگان با قلم Times New Roman نازک ۱۱ و توضیحات نام نویسندگان لاتین Times New Roman نازک ۱۰ باشد.
۵- تعداد کلمات چکیده حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه. عنوان چکیده فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۰ و متن چکیده فارسی با قلم B Mitra نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۹ و متن چکیده لاتین با قلم Times New Roman نازک ۹ باشد.

۶- متن فارسی مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نـازک ۱۱. تیترهـای اصـلی داخلـی مقاله با قلم B Zar ضخیم ۱۲، تیترهای فرعی با قلم B Mitra ضخیم ۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲ باشد.

۷- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:

نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان، تاریخ انتشار و شماره صفحه **(مظفر، ۱۳۷۵: ۱۱)**. در صورت تکرار بلافاصله همان منبـع کلمـه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

۸- در بخش پایانی مقالات در همه نشریات، زیر عبارت "**بحث و نتیجه‌گیری**" می‌آید.

۹- واژه‌های "**جدول**"، در بالای هر مورد و "**نمودار**" و "**نقشه**" در پایین هر مورد با قلم B Mitra, 11, bold مـی‌آیـد. پـس از واژه‌های یادشده شمارهٔ آنها به عدد و پس از عدد نقطه می‌آید. توضیح جداول، نمودارها، و نقشه‌ها بـه قلـم B Mitra, 11، نـازک باشد، "**شکل**" همانند مورد جدول بوده، صرفاً توضیح شکل و شماره آن در زیر شکل می‌آید.

۱۰- در مواردی که مأخذ تصویر یا نقشه ذکر می‌شود، در پایین هر مورد سمت چپ، واژه "**مأخذ**": بـا قلـم B Mitra, 10, bold و توضیح آن با قلمB Mitra, 10، نازک باشد.

۱۱- در صورت استفاده از **پانوشت**: پانوشت انگلیسی با قلم Times New Roman, 9، نازک و پانوشت فارسی با قلم B Mitra, 10، نازک باشد.

۱۲- فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

الف) کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) مقاله: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه، محل انتشار، شماره مجله و شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمی و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه یا خروجی کامپیوتری را به ضـمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

۱- مراجعه به سایت فصلنامه به آدرس http://gdrae.journals.pnu.ac.ir

۲- ثبت نام در سامانه

۳- ورود به سامانه با کلمه کاربری و کلمه عبور شخصی

۴- مطالعه راهنمای نویسندگان و تنظیم مقاله بر اساس آن.

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

شایان ذکر است که نامه اعلام وصول به محض تکمیل فرایند ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی شما ارسال خواهد شد.

سایر نکات

- مسئولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تأیید آن نیست.
- فصلنامه در ویراستاری، تلخیص و تنظیم مطالب مقاله آزاد است.

سخن سردبیر

دانشگاه پیام نور به منظور ارتقاء کیفیت دستاوردهای پژوهشی و تقویت پژوهش در حوزه‌های تخصصی و علمی، انتشار ویژه‌نامه‌های تخصصی مجلات علمی_ پژوهشی را در دستور کار قرار داده است. این موضوع با هدف ارتقاء کیفیت نشریات علمی_پژوهشی و حرکت در مسیر تخصصی‌تر شدن مقالات اعضای علمی دانشگاه‌ها و ایجاد امکان انتشار بیشتر این مقالات مورد توجه قرار گرفته است. اهداف اصلی این ویژه‌نامه‌ها را به شرح زیر می‌توان ذکر نمود:

۱) ارتقاء کیفیت پژوهش‌های علمی و دستاوردهای پژوهشی
۲) ایجاد بستر مناسب جهت تخصصی‌تر شدن نشریات علمی دانشگاه
۳) ایجاد انگیزه و ترغیب اعضای هیئت علمی دانشگاه‌ها به تحقیق و پژوهش بیشتر
۴) بهره‌مند سازی جامعه علمی کشور از نتایج و دستاوردهای پژوهش اعضای هیئت علمی
۵) افزایش احتمال چاپ مقالات علمی اعضای هیئت علمی دانشگاه‌ها در نشریات داخلی
۶) ارتقاء کمیت پژوهش‌های کاربردی

ویژه‌نامه‌های تخصصی وابسته به نشریات اصلی، دارای درجه علمی هستند که در موضوعی تخصصی‌تر از موضوع نشریه اصلی منتشر می‌شوند. نقش نشریات دارای درجه علمی همانند «نشریهٔ هسته» و ویژه‌نامه‌ها «نشریات وابسته» به نشریهٔ اصلی محسوب می‌شوند. این ویژه‌نامه‌ها از کلیه امتیازات مربوط به درجه علمی نشریه اصلی بهره‌مند می‌باشند.

پس از انتشار اولین شماره ویژه‌نامه در بهمن ۱۳۹۴، دومین شماره این ویژه‌نامه مربوط به اسفند ۱۳۹۴ تقدیم محققین، اساتید و دانشجویان تحصیلات تکمیلی می‌گردد. استقبال کم نظیر عزیزان از این ویژه‌نامه عامل اصلی انتشار دو شماره در سال ۱۳۹۴ شد کما اینکه اولین فراخوان ویژه‌نامه مربوط به مهر ماه ۱۳۹۴ بود و عملاً این دو شماره در حدود ۵ ماه منتشر شد.

در سال ۱۳۹۵ البته تلاش‌ها سمت و سوی استقلال ویژه‌نامه را خواهد داشت. با دریافت پروانه انتشار فصلنامه‌ای مستقل با عنوان رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی از وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی در اواخر سال ۱۳۹۴، راه برای دریافت درجه علمی پژوهشی برای این فصلنامه به صورت مستقل هموار شده و امید است شماره بعدی به صورت مستقل منتشر گردد.

هادی غفاری
اسفند ۱۳۹۴

فهرست مطالب

تأثیر سیاست‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران..... ۱۳
زینب شعبانی کوشالشاهی، امیرمنصور طهرانچیان، سید مجتبی مجاوریان

تحلیل اقتصادی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات، الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان (مطالعه موردی: دشت قزوین)..... ۲۵
ابوالفضل محمودی، ابوذر پرهیزکاری

مدل‌سازی سرایت شوک‌های نفتی بر بازار محصولات زراعی: مورد مطالعه کنجاله سویا و گندم ۴۱
سعید شوال‌پور، آرمین جبارزاده، حسین خنجرپناه

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شکاف درآمدی خانوارهای روستایی در ایران..... ۵۷
حمید سپهردوست، صابر زمانی شبخانه

برآورد تابع تقاضای حامل‌های عمده انرژی بخش کشاورزی استان ایلام با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل..... ۷۱
حشمت اله عسگری، روح اله نور محمدی

تحلیل همگرایی کارایی هزینه تولید در زراعت گندم ایران..... ۷۹
ابراهیم مرادی، مصیب پهلوانی، احمد اکبری

ارزیابی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی ۹۱
زهرا حسین‌پور، محمد حسین منهاج، محمد کاوسی کلاشمی

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه‌نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۲۴ـ۱۳)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (13-24)

تأثیر سیاست‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران

زینب شعبانی کوشالشاهی[۱]، *امیرمنصور طهرانچیان[۲]، سید مجتبی مجاوریان[۳]
۱. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران
۳. دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۱٦ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۵)

The Impact of Monetary Policy on Private Sector Investment in Agricultural Subsectors of Iran

Zeinab Shabani Koshalshahi [1], *Amir Mansour Tehranchian [2], Seyed Mojtaba Mojaverian [3]
1. M.A. of Economic Sciences, Mazandaran Universiry
2. Associate Professor of Economics, Mazandaran University
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Agricultural Sciences and Natural Resources, Sari University
(Received: 6/ Jan /2016 **Accepted:** 24/Feb/2016)

چکیده:
هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران (۹۰-۱۳۵۷) است. برای این منظور، از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان دادند که اعتبارات اعطایی در هر سه زیربخش، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. کشش‌پذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به اعتبارات در زیربخش شیلات، بیشتر از دو زیربخش دیگر است. بنابراین، به دنبال اعمال سیاست پولی توسط دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش شیلات بیشتر از دو زیربخش دیگر افزایش می‌یابد. کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره و نرخ تورم، منفی و نسبت به نرخ ارز و شاخص قیمت، مثبت و معنی‌دار است. سرمایه‌گذاری دولتی، در هر ۳ زیربخش اثر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد و ضریب آن منفی و معنی‌دار برآورد شده است. با توجه با تأکیدی که در بند ی اصل ۱۴۳ قانون برنامه پنجم توسعه کشور بر حمایت دولت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به منظور ارتقای ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران شده و با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد می‌شود تسهیل جریان ورود اعتبارات به بخش کشاورزی و تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های بخش خصوصی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، بخش کشاورزی.
طبقه‌بندی JEL: E42، E51، E52.

Abstract:
The purpose of the present study is investigating the impact of monetary policy on private sector investment of Iran's agricultural subsectors (1978-2011). Therefore, the Generalized Method of Moments (GMM) is used. Obtained results indicated that the monetary policy in all 3 subsectors has a positive and significant impact on private sector investment. The effectiveness of monetary policy on private sector investment of fisheries subsector has been evaluated more than other ones. So, following the imposition of monetary policy by the government, private sector investment in the fisheries subsector will increase more than two other subsectors. Elasticity of investment to interest rate and inflation is negative and significant, and to exchange rate and price index, is positive and significant. The effect of government investment in all 3 subsectors is negative and significant. According to emphasis of Article 143 of the Law of Fifth Development Plan on state support of the private sector investment in order to promote the agricultural sector's added value and according to results, the recommendation is that policy makers should pay attention to facilitate the flow of supplying credits to the agricultural sector.

Keywords: Monetary Policy, Private Sector Investment, Agricultural Sector.
JEL: E42, E51, E52**.**

* **نویسنده مسئول:** امیرمنصور طهرانچیان
E-mail: a.tehranchian@umz.ac.ir

*Corresponding Author: Amir Mansour Tehranchian

۱. مقدمه

کشاورزی به عنوان یکی از فعالیت‌های تولیدی عمده در بیشتر کشورهای جهان، به ویژه کشورهای در حال توسعه، از جایگاه خاصی برخوردار است (میراحمدی و ترکمانی، ۱۳۸۹: ۳). در جهان امروز، با وجود پیشرفت‌های خیره کننده در سایر فعالیت‌های اقتصادی مانند خدمات و صنعت، کشاورزی همچنان نقش چشم‌گیری در عرصه اقتصاد جوامع مختلف دارد (هژبر کیانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۹). همچنین، این بخش به مثابه بخش محوری در رشد و توسعه اقتصادی از اهمیت بسیاری در برنامه‌های توسعه برخوردار بوده و از این بخش در برنامه‌های دوم و سوم توسعه به عنوان محور توسعه نام برده شده است (لایقی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۳). سایر بخش‌های اقتصادی به تدریج و با توجه به نیازهای بخش کشاورزی به وجود آمده‌اند. درجه کاربری نسبتاً بالای بخش کشاورزی در مقایسه با بخش‌های صنعت و معدن و توان اشتغال‌زایی، امکان کسب درآمد ارزی از طریق صادرات، استراتژیک بودن برخی محصولات این بخش و نیز بازاری برای ستاده سایر بخش‌ها از دیگر دلایل اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد ملی است (طهرانچیان، ۱۳۸۷: ۲۳۸). با این حال یکی از موانع رشد و توسعه اقتصادی فعالیت‌های این بخش، کمبود سرمایه است. کمبود سرمایه در بخش کشاورزی را می‌توان از راه بخش خصوصی، دولت و سیستم بانکی (اعتبارات کشاورزی) تأمین کرد (میراحمدی و ترکمانی، ۱۳۸۹: ۵). در ایران موضوع سرمایه و سرمایه‌گذاری به دلیل وابستگی شدید به درآمدهای نفتی و بی‌ثباتی قیمت آن و ریسک بالا، همواره با مشکلات فراوانی همراه بوده است و به همین دلیل، سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف از جمله بخش کشاورزی، نوسان‌های شدیدی داشته است (شاکری و موسوی، ۱۳۸۲: ۸۹). با توجه به اینکه الگوی کاهش دخالت مستقیم اقتصادی دولت در بخش‌های تولیدی و افزایش مشارکت بخش خصوصی در فعالیت‌های تولیدی و اقتصادی، یک اصل مورد قبول به شمار می‌آید، کوشش در زمینه جلب و جذب سرمایه‌های خصوصی به بخش کشاورزی نقش مهمی در این زمینه ایفا می‌کند. در واقع فراهم سازی زمینه‌های لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش و بسترسازی مناسب برای جلب و جذب سرمایه‌های خصوصی به بخش کشاورزی، پیش شرط اغماض ناپذیر توسعه پایدار کشاورزی در ایران است (صامتی و فرامرزپور، ۱۳۸۳: ۹۱). عوامل متعددی از قبیل سیاست‌های پولی و مالی بر فرایند سرمایه‌گذاری تأثیرگذارند (سلیمی‌فر و قوی، ۱۳۸۲: ۱۳۵). از جمله سیاست‌های پولی دولت در بخش کشاورزی می‌توان به اعطای تسهیلات ارزان‌تر اشاره کرد (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۸۲). به دلیل اهمیت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در تأثیرگذاری بر تولید، نقش کلیدی در فرایند توسعه اقتصادی و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید و با عنایت به جایگاه ویژه بخش کشاورزی، در پژوهش حاضر به بررسی نقش اعتبارات اعطایی (به عنوان نماینده سیاست پولی) به بخش کشاورزی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

با عنایت به اهمیت موضوع، در زمینه تأثیر حمایت‌های دولت بر متغیرهای بخش کشاورزی، مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات انجام گرفته، تأثیر اعتبارات اعطایی به بخش کشاورزی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران است.

اوگالو[1] به بررسی تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری خارجی بر کشاورزی آفریقا پرداخته است. براساس یافته‌های پژوهش، با وجود افزایش در جذب سرمایه‌گذاری در کشاورزی آفریقا، سرمایه‌گذاری واقعی، به علت محدودیت منابع مالی سرمایه‌گذاری با کاهش همراه بوده است (اوگالو، ۲۰۱۱: ۱۳).

مانی و همکاران[2] تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی بر بخش کشاورزی هند را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش فوق نشان داد سیاست مالی دولت (سرمایه‌گذاری دولتی) از اهمیت بالایی در کشاورزی هند برخوردار است. سرمایه‌گذاری دولتی علاوه بر تأثیرگذاری بر رشد، بر کارایی اقتصاد هند هم تأثیرگذار است. همچنین، باعث تشویق بخش خصوصی، برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌شود (مانی و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

ساهان و میخایل[3] در مطالعه‌ای سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار داده و بیان می‌کنند، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، در صورتی که با هماهنگی

1. Ogalo (2011)
2. Mani et al. (2011)
3. Sahan & Mikhail (2012)

بخش خصوصی و دولتی همراه باشد، برای سرمایه‌گذار، تولیدکنندگان خرده فروش، جامعه و دولت سودآوری به همراه دارد. همچنین، سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی ضروری است. سرمایه‌گذاری خصوصی، مکمل سرمایه‌گذاری دولتی بوده و به هیچ عنوان جایگزین آن نمی‌گردد (ساهان و میخایل، ۲۰۱۲: ۱۳).

کهنسال و دوگانی[1] در مطالعه خود عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ارتباط بلندمدتی میان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، اعتبارات اعطایی، موجودی سرمایه، شاخص قیمت عمده فروشی و تورم وجود دارد. سرمایه‌گذاری خصوصی بیشترین حساسیت را نسبت به نرخ تورم و کمترین حساسیت را نسبت به اعتبارات بانکی دارد و این امر به خاطر پایین بودن کارایی سیستم بانکی در تخصیص اعتبارات است (کهنسال و دوگانی، ۲۰۱۳: ۱۳۰۵).

مارویوا و همکاران[2] رابطه بین سیاست پولی و رشد تولیدات داخلی کشاورزی در آفریقای جنوبی را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش نشان داد که تکانه‌های تورمی و نرخ بازاری پول، اثر منفی بر کارایی GDP کشاورزی دارند و شاخص تولید و بازار سرمایه به بهبود GDP کشاورزی کمک می‌کنند (مارویوا و همکاران، ۲۰۱۴: ۶۱۳).

صامتی و فرامرزپور رابطه بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ارزش‌افزوده این بخش، سرمایه‌گذاری دولت، پس‌انداز بخش خصوصی و نرخ تورم در کشاورزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. براساس یافته‌های پژوهش فوق، نرخ تورم و ارزش‌افزوده مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی است و در این میان حساسیت سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به ارزش‌افزوده بیش از دیگر متغیرهاست. همچنین، کشش سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی، در سطحی بسیار پایین قرار دارد (صامتی و فرامرزپور، ۱۳۸۳: ۹۱).

حاجیان و همکاران رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی با متغیرهای عمده بخش کشاورزی در ایران را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس یافته‌های پژوهش فوق، سیاست‌های پولی و مالی بر ارزش افزوده، قیمت و صادرات بخش کشاورزی اثر مثبت و بر سرمایه‌گذاری در این بخش اثر منفی دارد (حاجیان و همکاران، ۱۳۸۶: ۴۷).

محمودگُردی و همکاران به بررسی رابطه بین سیاست‌های پولی و مالی با سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران (۱۳۴۶–۱۳۸۵) پرداختند. این پژوهشگران نشان دادند که سرمایه‌گذاری دولت به عنوان سیاست مالی دارای تأثیر منفی و سیاست پولی با تأمین نقدینگی مورد نیاز سرمایه‌گذاران، دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی است (محمودگُردی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۱).

در سال ۱۳۹۲، نگین تاجی و امیدی‌کیا رابطه بین تسهیلات بانک‌ها با متغیرهای سرمایه‌گذاری، اشتغال و ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش نشان داد که اعتبارات جاری و سرمایه‌ای بر ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری و اشتغال بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد (نگین تاجی و امیدی‌کیا، ۱۳۹۲: ۷۱).

۳. روش پژوهش

تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (GMM) که اولین بار توسط هانسن[4] (۱۹۸۲) و هانسن و سینگلتون[5] (۱۹۸۳) در ادبیات اقتصاد مطرح شد، به صورت‌های متفاوتی همچون تخمین‌زننده متغیرهای ابزاری[6] (IV)، تخمین‌زننده‌های عمومی متغیرهای ابزاری[7] (GIVE) و یا تخمین‌زننده‌های برآورد دو مرحله‌ای[8] 2SLS نامیده می‌شود. در معادلاتی که مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است، دیگر برآوردهای OLS سازگار نخواهد بود. در چنین شرایطی، از روش برآورد دو مرحله‌ای و یا تخمین‌زن گشتاور تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود. تخمین‌زن GMM، یک تخمین‌زن IV معمولی است و به کارگیری آن به ویژه هنگامی که الگو بیش از حد مشخص باشد، بسیار مفید است. لازمه استفاده از روش برآورد دو مرحله‌ای، یافتن متغیر ابزاری مناسب برای رفع مشکل درون‌زا بودن متغیر وابسته است، اما این روش با محدودیت دشوار بودن یافتن متغیر ابزاری مناسب، کاهش همبستگی بین متغیرهای توضیحی و هم خطی مواجه است.

1. Kohansal & Dogani (2013)
2. Muroyiwa et al. (2014)
3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Hansen (1982)
5. Hansen & Singleton (1983)
6. Instrumental Variable
7. Generalized Instrument Variables Estimator
8. 2 Stage Least Square

همچنین، برای اینکه نتایج از نظر پایداری قابل اطمینان باشند، باید تعداد مشاهدات به اندازه کافی بزرگ باشند، زیرا کوچک بودن تعداد مشاهدات به خاطر تورش زیاد، تفسیر نتایج را با مشکل مواجه می‌کند. در روش GMM، با استفاده از مشاهدات با وقفه متغیرهای توضیحی به عنوان متغیر ابزاری، مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی برطرف می‌شود. فرض حاکم بر این روش که نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد، این است که جملات اخلال با متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است. در صورتی که متغیرهای ابزاری مناسبی به کار گرفته شود، روش GMM می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته، برآوردکننده قدرتمندی محسوب شود.

معادله‌ای که در روش GMM تخمین زده می‌شود به شکل ماتریس زیر است:

$$Y = X\beta + u \quad (۱)$$

$$E(uu) = \Omega \quad (۲)$$

ماتریس متغیرهای توضیحی X، ماتریسی n×k است (n تعداد مشاهدات است) و توزیع جزء خطای u دارای میانگین صفر و ماتریس Ω کوواریانس n×n است. مجموعه متغیرهای ابزاری، Z و به صورت n×L است. این مجموعه کاملی از متغیرها است که فرض می‌شود درون‌زا هستند، یعنی $E(Z_i\ U_i)$. متغیرهای ابزاری به دو قسمت $[Z_1\ Z_2]$ تقسیم می‌شوند. L_1 ابزار از Z_1 ابزار درون‌زا و $(L\text{-}L_1)$ ابزار برابر $Z_2 \equiv X_2$، ابزارهای برون‌زا هستند.

$$X=[X_1\ X_2]=[Z_1\ Z_2] \quad (۳)$$

شرط مرتبه اول برای شناسایی معادله این است که $L \geq K$ باشد. یعنی حداقل به تعداد متغیرهای توضیحی برون‌زا، ابزار برون‌زا وجود داشته باشد. اگر L=K باشد، آنگاه گفته می‌شود که معادله دقیقاً مشخص است و اگر $L > K$ باشد، معادله بیش از حد مشخص است.

ماتریس پیش‌بینی کننده $Z(Z'Z)^{-1}Z'$، P_z نامیده می‌شود. تخمین‌زننده متغیرهای ابزاری β برابر است با:

(۴)

$$\hat{\beta}_{IV}= \{X'\ Z(Z''\ Z)^{-1}\ Z'\ X\}^{-1}\ X'\ Z(Z'\ Z)^{-1}\ Z'\ XY = (X'P_ZX)^{-1}X'P_ZY$$

هر یک از معادلات گشتاور با یک نمونه گشتاور مطابق می‌شوند و این نمونه گشتاوری به صورت رابطه (۵) نوشته می‌شود:

(۵)

$$g(\hat{\beta}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i'(Y_i - X_i\hat{\beta}) = \frac{1}{n}Z'\hat{u}$$

روش GMM تخمین‌زننده‌ای را برای β انتخاب می‌کند که $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$ را حل کند.

اگر معادله تحت تخمین دقیقاً مشخص باشد، آنگاه تعداد معادلات (شرایط گشتاوری L) به تعداد مجهولات (ضرایب K در $\hat{\beta}$) خواهد بود (L=K). در این حالت ممکن است که $\hat{\beta}$ای یافت شود که $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$ را حل کند و در این صورت تخمین زننده GMM همان تخمین زننده IV خواهد بود. اگر معادله بیش از حد مشخص باشد، آن‌گاه، تعداد معادلات بیشتر از مجهولات بوده $(L > K)$، بنابراین، یک $\hat{\beta}$ منحصر به فرد که مجموعه شروط نمونه گشتاورهای L را برابر با صفر کند، وجود ندارد. در این حالت، یک ماتریس وزنی L×L ساخته و از آن برای ایجاد شروط گشتاور به شکل مربعی استفاده می‌شود. با این کار تابع هدف GMM به صورت رابطه (۶) بیان می‌گردد:

$$J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})'W\bar{g}(\hat{\beta}) \quad (۶)$$

پس از حل، تخمین زننده GMM به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'Y \quad (۷)$$

سازگاری تخمین‌زننده‌های GMM به اعتبار ابزارهای به کار رفته بستگی دارد. برای بررسی و حل این مسئله به جای اینکه از آماره دوربین–واتسون[1] به عنوان معیاری برای خودهمبستگی بین جملات پسماند استفاده شود، از آزمون مخصوص پیشنهاد شده توسط آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) استفاده می‌شود. روش GMM بررسی مسائل اقتصادسنجی مانند درون‌زایی، ناهمسانی واریانس و همبستگی پیاپی را در نظر می‌گیرد. این روش برای موجه نشان دادن همبستگی و ناهمگنی پیاپی فرم‌های ناشناخته و غیرخطی‌ها، از ماتریس وزنی استفاده می‌کند (غلام‌ویسی، ۱۳۹۳: ۳۵).

در این پژوهش، به منظور بررسی تأثیر اعتبارات بر سرمایه‌گذاری خصوصی، از آمارهای سری زمانی ۱۳۹۰–۱۳۵۷ در بخش کشاورزی استفاده می‌شود. آمار و اطلاعات مورد نیاز

1. Durbin-Watson stat
2. Arellano & Bond (1991)

از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده و با استفاده از برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته مورد تخمین قرار گرفتند. همچنین، به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده از آزمون‌های مانایی (دیکی فولر تعمیم یافته[1])، بروش گادفری[2] و وایت[3] استفاده شده است.

معادله سرمایه‌گذاری خصوصی برای زیربخش‌های زراعی، دامی و شیلات به صورت تابعی از سرمایه‌گذاری دولتی (IG)، نرخ بهره (نرخ سود بانکی) (R)، نرخ ارز (ER)، اعتبارات اعطایی (به عنوان نماینده سیاست‌های پولی) (DC)، شاخص قیمت (P)، نرخ تورم (INF) و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با یک دوره وقفه ((IP(-1)) بیان می‌شود.

$$IP_t=f\ (IG_t,\ R_t,\ ER_t,\ DC_t,\ P_t,\ INF_t,\ IP_t\ (-1)) \quad (۸)$$

از آنجا که با لگاریتم‌گیری از داده‌ها و خارج نمودن آنها از فرم خطی، الگو با مشکل هم خطی مواجه نمی‌شود، همچنین، می‌توان داده‌ها را همگن‌تر نمود و احتمال وقوع بسیاری از مشکلات اقتصادسنجی، از قبیل ناهمسانی واریانس را کاهش داد، در این پژوهش، ابتدا تمامی متغیرهای مورد استفاده، لگاریتم‌گیری شده سپس، در الگوها وارد می‌گردند.

با عنایت به در دسترس نبودن داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری دولتی، در پژوهش حاضر، از هزینه‌های عمرانی دولت در بخش کشاورزی به عنوان جایگزین این متغیر استفاده شده است. همچنین، با استفاده از حاصل‌ضرب درصد سهم هر زیربخش از مصرف سرمایه بخش کشاورزی (که از مقاله سلامی و همکاران، ۱۳۸۹ استخراج گردید) در هر یک از متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی و اعتبارات کشاورزی، میزان این سه متغیر برای هر یک از زیربخش‌ها به دست آمد. شاخص قیمت محصولات کشاورزی نیز، از تقسیم ارزش تولیدات هر زیر بخش بر حسب قیمت جاری به ارزش تولیدات آن زیربخش به قیمت ثابت ۱۳۷۶ محاسبه شد.

٤. چارچوب نظری پژوهش

به طور کلی از جمله عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی، می‌توان به اعتبارات و تسهیلات بانکی، درآمدهای نفتی و نرخ تورم اشاره کرد. نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری آثار متفاوتی دارد. با توجه به اینکه در کشورهای در حال توسعه نرخ تورم در سطح بالایی قرار دارد، لذا از سوی سرمایه‌گذاران به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی تلقی می‌شود که انگیزه سرمایه‌گذاری را از بین می‌برد. با افزایش قیمت محصولات، هزینه تولید نیز بالا خواهد رفت و در نتیجه رفتار بنگاه تولیدی تغییر خواهد کرد. در این حالت، یک سرمایه‌گذار کشاورز به افزایش سود ناشی از افزایش شاخص قیمت محصولات کشاورزی واکنش مثبت نشان می‌دهد (شاکری و موسوی، ۱۳۸۲: ۹۵). درآمدهای نفتی نیز از جمله عواملی هستند که در این زمینه تأثیر گذارند. بالا رفتن درآمدهای نفتی، پیش از هر چیز، تولید ملی را تحت تأثیر قرار داده و رشد اقتصادی را افزایش خواهد داد. به همین دلیل، رونق اقتصادی در کشور پدیدار می‌شود. در چنین شرایطی، مخارج دولتی به اتکای افزایش درآمدهای نفتی بالا می‌رود و تسهیلات مالی بیشتری در اختیار بخش‌های اقتصادی قرار می‌گیرد. با افزایش تولید ملی، سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف افزایش می‌یابد (غروی نخجوانی، ۱۳۸۱: ۲۳۷). در مورد تأثیر اعتبارات و تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز، می‌توان به ایجاد تسهیلات لازم در زمینه افزایش حجم پول که با افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری اقتصاد همراه است، اشاره کرد (شاکری و موسوی، ۱۳۸۲: ۹۶).

در مورد عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی مطالعات زیادی انجام شده که از جمله آنها می‌توان به سوندراجان و تاکور[4] (۱۹۸۰) و برجیسیان (۱۳۷۷) اشاره کرد. نتایج این مطالعات تأییدکننده تأثیر سرمایه‌گذاری بخش دولتی، اعتبارات واقعی و تورم بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی می‌باشد. بختیاری و هرورانی نوسان قیمت‌های نسبی بخش کشاورزی را عامل مهمی در کاهش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی معرفی کرده و بیان می‌کنند عدم وجود ثبات در قیمت‌های بخش کشاورزی، زمینه مناسبی برای سرمایه‌گذاری در این بخش را فراهم نمی‌کند و این مسئله موجب روان شدن سرمایه‌ها به دیگر بخش‌ها می‌شود (بختیاری و هرورانی،۱۳۸۸: ۵۳). در مقابل، سرووا‌تو[5] و جایارامان نشان دادند که متغیرهای اقتصادی از جمله نرخ ارز و نرخ بهره تأثیر کمتری بر رفتار سرمایه‌گذاری خصوصی دارد،

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Breusch-Godfrey (LM test)
3. White

4. Sundarajan & Thakur (1980)
5. Seruvatu & Jayaraman (2001)

درحالی که سهم بالایی از تغییرات سرمایه‌گذاری خصوصی توسط متغیرهای کیفی، از جمله نااطمینانی در سیاست‌های دولت، یافتن نیروی کار ماهر، زمین و نبود زیرساخت‌ها توضیح داده می‌شود (سرورواتو و جایارامان، ۲۰۰۱: ۲۶-۲۲).

۵. یافته‌ها

در این تحقیق از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. به همین دلیل، ابتدا داده‌ها مورد بررسی اولیه قرار می‌گیرند تا از تخمین رگرسیون کاذب جلوگیری شود. این امر به دو طریق انجام می‌گیرد. نخست بررسی مانا بودن داده‌ها است. برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده می‌شود. روش دیگر در جلوگیری از تخمین رگرسیون کاذب، بررسی هم انباشتگی پسماندهای حاصل از برآورد الگو است. درصورتی که پسماندهای حاصل از برآورد الگو در سطح هم انباشته باشند، می‌توان سطوح متغیرها را در رگرسیون به کار برد. ابتدا از داده‌ها لگاریتم گرفته و سپس آزمون انجام می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۱) نشان داده شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود متغیرهای نرخ تورم و نرخ ارز در سطح و سایر متغیرهای الگو در تفاضل مرتبه اول مانا شدند. اما از آنجا که پسماندهای حاصل از تخمین هر ۳ معادله در سطح هم انباشته‌اند، سطوح تمامی متغیرها در معادله وارد شدند. در ادامه، الگوها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شده و در نهایت، اعتبار نتایج برآوردی با استفاده از آزمون‌های J-Stat، بروش-گادفری (LM) و وایت مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد الگوها و آزمون‌های انجام گرفته در جدول‌های (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر		مقادیر آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته			مرتبه معنی‌داری
		زیربخش زراعت	زیربخش دامپروری	زیربخش شیلات	
لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	lIP	-8/132**	-8/137**	-4/041**	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی	lIG	-5/683**	-7/017**	-14/105**	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم نرخ بهره	lR	-6/398**	-6/398**	-6/398**	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم اعتبارات اعطایی	lDC	-4/936**	-8/407**	-4/841**	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم نرخ ارز	lER	-۴/۳۷۴**	-۴/۳۷۴**	-۴/۳۷۴**	سطح
لگاریتم شاخص قیمت	lP	-5/722**	-4/205**	-4/698**	تفاضل مرتبه اول
لگاریتم نرخ تورم	lINF	-3/678**	-3/678**	-3/678**	سطح
احتمال معنی‌داری آزمون هم‌انباشتگی زیربخش زراعت				۰۰۱/۰	
احتمال معنی‌داری آزمون هم‌انباشتگی زیربخش دامپروری				۰۰۰/۰	
احتمال معنی‌داری آزمون هم‌انباشتگی زیربخش شیلات				۰۰۰/۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین الگو برای زیربخش‌های زراعی، دامی و شیلات

متغیر	زیربخش زراعی	زیربخش دامپروری	زیربخش شیلات
لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی	-0/585**	-0/07*	-0/113**
لگاریتم نرخ بهره	-0/797**	-1/209**	-0/379
لگاریتم نرخ ارز	0/236**	0/394**	0/028
لگاریتم اعتبارات	0/23**	0/257**	0/384**
لگاریتم شاخص قیمت	0/46**	0/097**	0/332**
لگاریتم نرخ تورم	-0/344**	-0/489**	0/086
لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با یک دوره وقفه	-0/238**	-0/198**	0/369**

*: **و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تأثیرگذاری متغیر سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، در زیربخش زراعی با دو دوره وقفه، در زیربخش دامپروری، با سه دوره وقفه و در زیربخش شیلات، با یک دوره وقفه معنی‌دار شد. به همین دلیل، در طی مراحل تخمین، متغیر لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی در وقفه‌های مناسب، جایگزین لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی گردید. این جایگزینی، با توجه به دیربازده بودن طرح‌های سرمایه‌گذاری دولتی و تزریق سرمایه بخش دولتی در امور زیرساختی و دیربازده بخش کشاورزی، قابل توجیه است. به این مسئله، در تفسیر نتایج، به صورت گسترده‌تر پرداخته شده است.

نتایج ارایه شده در جدول (۲) حاکی از آن است که اعتبارات در هر سه زیربخش تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده دارد، ولی به منظور استناد به نتایج حاصل از برآورد، باید اعتبار آنها با استفاده از آزمون‌های ناهمسانی، خودهمبستگی، J-Stat، F و بررسی مقادیر آماره‌های برآورد شده R^2 و R^2 تعدیل شده مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون وایت و به منظور بررسی خودهمبستگی از آزمون بروش–گادفری استفاده می‌شود. چرا که استفاده از مقادیر با وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در الگو باعث می‌شود آزمون دوربین واتسون کارایی خود را از دست بدهد.

جدول ۳. مقادیر آزمون‌های انجام گرفته بر الگوهای برآوردی

	زیربخش زراعت	زیربخش دامپروری	زیربخش شیلات
R^2	0/80	0/56	0/90
Adj. R^2	0/72	0/39	0/86
Prob(F)	0/000	0/000	0/000
Prob(J-Stat)	0/16	0/16	0/12
Prob(White)	0/82	0/34	0/11
Prob(LM-test)	0/06	0/99	0/08

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج ارایه شده در جدول (۳) و با عنایت به احتمال معنی‌داری آماره F، نمی‌توان گفت رگرسیون‌های به کار گرفته شده از اعتبار برخوردار نیستند. بنابراین، به بررسی نتایج سایر آزمون‌ها پرداخته می‌شود. مقادیر ضرایب تعیین (R^2) و ضرایب تعیین تعدیل یافته (Adj. R^2) در هر سه الگو حاکی از توضیح دهندگی قابل قبول معادلات الگو است و نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی توانسته‌اند سطوح قابل قبولی از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. احتمال معنی‌داری آزمون F نیز نشان می‌دهد معادلات معتبر هستند. فرضیه صفر در آزمون‌های J-Stat، وایت و بروش–گادفری به ترتیب مناسب بودن متغیرهای ابزاری، همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی است. با توجه به اینکه احتمال معنی‌داری آزمون‌های J-Stat و وایت در هر سه الگو بالاتر از ۰/۱ است، بنابراین، نمی‌توان فرضیه صفر را رد نمود. در واقع نمی‌توان گفت معادلات با مشکل‌های نامناسب بودن متغیرهای ابزاری و ناهمسانی واریانس مواجه‌اند. اما از آنجا که احتمال معنی‌داری آزمون در زیربخش‌های زراعت و شیلات پایین‌تر از ۱۰ درصد است، در سطح معنی‌داری ۹۰ درصد، می‌توان گفت الگوهای این دو زیربخش با مشکل خودهمبستگی مواجه‌اند. به منظور برطرف نمودن این مشکل از AR در الگوها استفاده شد. البته عنایت به این مسئله خالی از لطف نیست که ممکن است عدم وجود مشکل اقتصادسنجی به دلیل نوع آزمون به کار گرفته شده باشد، به عبارت دیگر ممکن است الگو با مشکل اقتصادسنجی مواجه باشد، اما آزمون به کار گرفته شده برای نشان دادن مشکل مناسب نباشد. بنابراین، به طور کلی نمی‌توان گفت رگرسیون‌ها به لحاظ اقتصادسنجی، مشکل خاصی دارند و می‌توان به نتایج حاصل از برآورد استناد نمود.

الگوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش زراعی به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$lIP^C=8/704-0/585lIG^C(-2)-0/797lR+0/236Ler+0/23lDC^C+0/46lP^C-0/344lINF-0/238lIP^C(-1)-0/405AR(2)$$

کشش تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی در زیربخش زراعی، با دو دوره وقفه، برابر با ۰/۵۸– است. تأثیر سرمایه‌گذاری دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند حمایتی و یا جایگزینی باشد. در صورتی که سرمایه‌گذاری دولت مکمل سرمایه‌گذاری خصوصی شود، تأثیرگذاری به صورت حمایتی و در صورتی که با به کارگیری منابع تولید، رقیب بخش خصوصی شود، تأثیر جایگزینی است. منفی بودن ضریب سرمایه‌گذاری دولتی در معادله سرمایه‌گذاری خصوصی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری دولتی در زیربخش زراعی اثر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. علت وقفه‌دار بودن سرمایه‌گذاری دولتی،

دیربازده بودن طرح‌های سرمایه‌گذاری است. اگر سرمایه‌گذاری در کشاورزی به دو گروه دیربازده و زودبازده طبقه بندی شود، سرمایه‌گذاری‌های دیربازده که معمولاً سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و با هزینه اولیه بسیار زیاد است، بیشتر توسط بخش عمومی (دولت) صورت می‌گیرد. اما سرمایه‌گذاری‌های زودبازده که بیشتر در زمینه تسطیح اراضی، اصلاح خاک، دامداری، طرح‌های آبیاری مانند کانال‌کشی و غیره است، به دلیل زودبازده بودن و هزینه‌های اولیه کمتر، بیشتر توسط بخش خصوصی انجام می‌شود. ضریب نرخ بهره در این معادله، منفی بوده و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نرخ بهره، موجب کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی به میزان ۰/۷۹ درصد می‌شود. با افزایش نرخ سود بانکی، تقاضا برای سپرده‌گذاری در بانک‌ها افزایش یافته و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد، به خصوص سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی که با ریسک بالا و بازدهی پایین و با وقفه همراه است. کشش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به نرخ ارز مثبت و معنی‌دار برآورد شده است. با افزایش یک درصدی نرخ ارز، سرمایه‌گذاری ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد. ضریب مثبت اعتبارات نیز حاکی از آن است که با یک درصد افزایش اعتبارات، میزان سرمایه‌گذاری خصوصی ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه بیانگر آن است که اعتبارات اعطایی به عنوان یک سیاست پولی می‌تواند باعث تشویق بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در زیربخش زراعی گردد. شاخص قیمت محصولات زراعی نیز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با افزایش شاخص قیمت محصولات زیربخش زراعی که در واقع حاکی از افزایش ارزش تولیدات در این زیربخش است، انگیزه بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در این زیربخش افزایش یافته و سرمایه‌گذار بخش خصوصی را به بازگشت اصل سرمایه و کسب سود از سرمایه‌گذاری در این زیربخش امیدوار می‌کند. نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با افزایش نرخ تورم، نااطمینانی و هزینه‌های تولید افزایش می‌یابد، در مقابل، عرضه محصولات این بخش، به علت مواجه بودن با عوامل طبیعی، درجه فساد بالا و حمایت دولت از مصرف‌کنندگان محصولات این بخش، کم‌کشش است و امکان افزایش قیمت محصول متناسب با نرخ تورم وجود ندارد. بنابراین، از سوددهی تولید در این بخش کاسته می‌شود. از طرفی، گاهی قیمت محصولات پاسخگوی هزینه‌های تولید نیست. در این شرایط، تولید در این بخش بازدهی پایینی به همراه دارد. از آن‌جا که بخش خصوصی سرمایه‌گذاری در بخش‌های با بازدهی بالا و نااطمینانی کمتر را ترجیح می‌دهد، بنابراین، افزایش نرخ تورم از انگیزه بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌کاهد. نکته قابل توجه دیگر در این الگو تأثیر منفی و معنی‌دار سرمایه‌گذاری با یک دوره وقفه بر سرمایه‌گذاری دوره جاری است. این مسئله می‌تواند حاکی از آن باشد که روند گذشته سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش زراعی به نحوی بوده که از انگیزه سرمایه‌گذار بخش خصوصی از ادامه سرمایه‌گذاری در این زیربخش می‌کاهد.

الگوی سرمایه‌گذاری زیربخش دامپروری نیز به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$lIP^{L}=5/707-0/07lIG^{L}(-3)-1/209lR+\ 0/394lER+ 0/257lDC^{L}+\ 0/097lP^{L}-\ 0/489lINF- 0/198lIP^{L}(-1)-0/651\ AR(2)$$

سرمایه‌گذاری دولتی در این زیربخش، با سه دوره وقفه، تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. سرمایه‌گذاری بخش دولتی در این زیربخش نیز، اثر جایگزینی بر بخش خصوصی دارد. نکته قابل توجه، بیشتر بودن وقفه سرمایه‌گذاری دولتی در این زیربخش نسبت به زیربخش زراعی است. از آنجا که از هزینه‌های عمرانی دولت در زیربخش‌های کشاورزی به عنوان سرمایه‌گذاری دولتی استفاده شده است، این مسئله حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری بخش دولتی در زیربخش دامی، دیربازده‌تر از زیربخش زراعی است. نیازمندی بیشتر زیربخش دامی به سرمایه‌گذاری‌های ثابت، از جمله محل نگهداری دام، تأسیسات جمع‌آوری شیر و مواردی از این قبیل، مهر تأییدی بر این مدعاست. نرخ بهره تأثیر منفی و معنی‌دار و نرخ ارز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. کشش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به شاخص قیمت، مثبت و معنی‌دار و نسبت به نرخ تورم و سرمایه‌گذاری با یک دوره وقفه، منفی و معنی‌دار است. بنابراین، روند گذشته سرمایه‌گذاری در این زیربخش نیز، از انگیزه بخش خصوصی برای ادامه سرمایه‌گذاری می‌کاهد. اعتبارات اعطایی به این زیربخش نیز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با افزایش یک درصدی اعتبارات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۰/۲۵ درصد افزایش

می‌یابد. می‌توان گفت اعطای اعتبارات به این زیربخش می‌تواند باعث تشویق بخش خصوصی برای ورود سرمایه خود به این زیربخش شود.

و در نهایت، الگوی زیربخش شیلات به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$lIP^F=0/714-0/113lIG^F(-1)-0/379lR+\ 0/028lER+0/384lDC^F+0/332lP^F+0/086lINF+0/369lIP^F(-1)-0/209\ AR(1)$$

در این زیربخش نیز، همچون دو زیربخش زراعی و دامپروری، سرمایه‌گذاری دولتی تأثیر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. سرمایه‌گذاری دولتی در این زیربخش با یک دوره وقفه معنی‌دار شد و این مسئله می‌تواند حاکی از آن باشد که سرمایه‌گذاری دولتی در این زیربخش نسبت به دو زیربخش دیگر زودبازده‌تر است. نرخ بهره و نرخ ارز، به ترتیب، تأثیر منفی و مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند. اما ضرایب این دو متغیر به لحاظ آماری معنی‌دار نشد. اعتبارات در این زیربخش نیز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد و می‌تواند باعث تشویق بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در این زیربخش شود. نکته قابل ملاحظه در این الگو، کشش مثبت سرمایه‌گذاری دولتی نسبت به مقادیر گذشته آن است.

مقایسه ضرایب و پارامترهای الگو در سه زیربخش نشان می‌دهد اعتبارات اعطایی در هر سه زیربخش، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. بنابراین، به نظر می‌رسد اعطای اعتبارات به زیربخش‌های کشاورزی، می‌تواند باعث تشویق بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در این زیربخش‌ها شود. ضرایب این متغیر در زیربخش‌های زراعی، دامی و شیلات به ترتیب ۰/۲۳، ۰/۲۵ و ۰/۳۸ برآورد شده است. با توجه به ضرایب برآوردی، کشش‌پذیری سرمایه‌گذاری نسبت به اعتبارات اعطایی در زیربخش شیلات بیشتر از دو زیر بخش دیگر است و این مسئله نشان می‌دهد که به دنبال افزایش اعتبارات اعطایی، سرمایه‌گذاری خصوصی در زیربخش شیلات بیشتر از دو زیربخش دیگر افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، ضرایب برآوردی نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری خصوصی در هر سه زیربخش از کشش‌پذیری پایینی نسبت به اعتبارات اعطایی برخوردار است. این نتایج منطبق با نتایج مطالعات سونداراجان و تاکور (۱۹۸۰)، برجیسیان (۱۳۷۷)، محمودگُردی و همکاران (۱۳۹۱)، نگین تاجی و امیدی‌کیا (۱۳۹۲) و کهنسال و دوگانی (۲۰۱۳) و در تضاد با نتیجه مطالعه حاجیان و همکاران (۱۳۸۶) است.

سرمایه‌گذاری دولتی در هر سه زیربخش، تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاری دولتی، در هر ۳ زیربخش اثر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. علت وقفه‌دار بودن سرمایه‌گذاری دولتی، دیربازده بودن طرح‌های سرمایه‌گذاری دولتی است. کشش سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی در زیربخش دامی، کمتر از دو زیربخش دیگر و تقریباً ناچیز است. نتیجه حاصله در تضاد با نتایج مطالعات مانی و همکاران (۲۰۱۱) و ساهان و میخایل (۲۰۱۲)، مبنی بر تأثیرگذاری مثبت سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و وجود رابطه مکملی بین این‌دو است.

ضریب نرخ بهره در زیربخش‌های زراعی، دامی و شیلات به ترتیب ۰/۷۹-، ۱/۲۰- و ۰/۳۷- برآورد شده است. با افزایش یک درصدی نرخ بهره، سرمایه‌گذاری خصوصی در زیربخش دامی بیشتر از دو زیربخش دیگر، کاهش می‌یابد.

سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به نرخ ارز از کشش‌پذیری مثبتی برخوردار است و این مسئله می‌تواند حاکی از تأثیرگذاری مثبت درآمدهای نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی باشد. ضریب این متغیر به جز زیربخش شیلات، در دو زیربخش دیگر به لحاظ آماری معنی‌دار شد. بیشترین کشش‌پذیری مربوط به زیربخش دامی با ضریب ۰/۳۹ و کمترین کشش‌پذیری مربوط به زیربخش شیلات با ضریب ۰/۰۲ است.

شاخص قیمت محصولات در هر سه زیربخش، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته و می‌توان گفت با افزایش شاخص قیمت محصولات این دو زیربخش، انگیزه بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. بیشترین تأثیرگذاری مربوط به زیربخش زراعی (۰/۴۶) و کمترین اثربخشی مربوط به زیربخش دامی (۰/۰۹) است.

کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ تورم در زیربخش‌های زراعی و دامی منفی برآورد شده است. بیشترین کشش‌پذیری مربوط به زیربخش دامی با ضریب ۰/۴۸- و کمترین کشش‌پذیری مربوط به زیربخش زراعی با ضریب ۰/۳۴- است. هرچند تورم با افزایش سطح قیمت محصولات در کوتاه‌مدت

می‌تواند رشد اقتصادی به همراه داشته باشد، ولی به عنوان عامل بی‌ثباتی اقتصادی، از انگیزه بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در امور بلندمدت و دیربازده از جمله بخش کشاورزی، می‌کاهد.

در نهایت مقایسه ضرایب سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با یک دوره وقفه، در سه زیربخش نشان می‌دهد، نگاه سرمایه‌گذار بخش خصوصی به روال گذشته سرمایه‌گذاری، در زیربخش‌های زراعی و دامپروری، از انگیزه ادامه سرمایه‌گذاری در این زیربخش‌ها می‌کاهد. ولی در زیربخش شیلات، مقادیر گذشته سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند باعث تشویق سرمایه‌گذار بخش خصوصی به ادامه فعالیت در این زیربخش شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر سیاست‌های پولی (اعتبارات بانکی) بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش‌های کشاورزی ایران به صورت تجربی مورد بررسی قرار گرفت. داده‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، به صورت سری زمانی در فاصله سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۷ استخراج گردید. به منظور تخمین معادلات از روش GMM بهره گرفته شد. نتایج به دست آمده نشان دادند که اعتبارات اعطایی در هر سه زیربخش، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. کشش‌پذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به اعتبارات، در زیربخش شیلات، بیشتر از دو زیربخش دیگر است. بنابراین، به دنبال اعمال سیاست پولی توسط دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در زیربخش شیلات بیشتر از دو زیربخش دیگر افزایش می‌یابد. کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره و نرخ تورم، منفی است. نرخ ارز و شاخص قیمت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در هر سه زیربخش دارد. با توجه با تأکیدی که در بند ی اصل ۱۴۳ قانون برنامه پنجم توسعه کشور بر حمایت دولت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به منظور ارتقای ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران شده و با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد می‌شود تسهیل جریان ورود اعتبارات به بخش کشاورزی و تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر فعالیت‌های بخش خصوصی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. همچنین توصیه می‌شود در اعمال سیاست‌های پولی، زیربخش شیلات در اولویت قرار گیرد.

منابع

بختیاری، صادق و هرورانی، حسین (۱۳۸۸). "تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر سودآوری بخش کشاورزی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۲، ۶۸-۵۱.

برجیسیان، افسانه (۱۳۷۷). "عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران طی سال‌های ۷۴-۱۳۳۸". *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته برنامه ریزی سیستم‌های اقتصادی*، دانشگاه شیراز.

پیش‌بهار، اسماعیل؛ دشتی، قادر و فردوسی، رویا (۱۳۹۳). "بررسی اثر تغییرات پایه پولی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی: رویکرد الگوی خودرگرسیو برداری بیزین (BVAR)". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲۸، شماره ۳، ۲۹۱-۲۸۲.

حاجیان، محمدهادی؛ خلیلیان، صادق و سام دلیری، احد (۱۳۸۶). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۴، ۴۷-۲۷.

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*، سال دهم، شماره ۱، ۱۶۲-۱۳۳.

سلیمی‌فر، مصطفی و قوی، مسعود (۱۳۸۲). "تسهیلات بانک‌ها و سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۳، ۱۷۰-۱۳۵.

شاکری، عباس و موسوی، میرحسین (۱۳۸۲). "بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در بخش کشاورزی". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال یازدهم، شماره‌های ۴۳ و ۴۴، ۱۱۵-۸۹.

صامتی، مجید و فرامرزپور، بیتا (۱۳۸۳). "بررسی موانع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران".

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال دوازدهم، شماره ۴۵، ۱۱۲-۹۱.

طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۸۷). "نقش کشاورزی در رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱): یک تحلیل توصیفی- اقتصادسنجی". *مجله اطلاعات سیاسی- اقتصادی*، شماره ۷-۸ (۲۴۸)، ۲۴۳-۲۳۸.

غروی نخجوانی، سیداحمد (۱۳۸۱). "نقش درآمدهای نفتی در تأمین منابع سرمایه‌گذاری ایران". *پژوهش نامه اقتصادی*، دوره ۲، ۱ (پیاپی ۴)، ۲۵۴-۲۳۷.

غلام‌ویسی، رزگار (۱۳۹۳). "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر رشد بخش کشاورزی در ایران:کاربرد تخمین روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)". *پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی*، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.

لایقی، الهه؛ قاسمی، پروانه و بابایی، نرگس (۱۳۹۱). "بررسی مزیت نسبی تولید و اشتغال بخش کشاورزی استان‌های کشور". *دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، ۱۱۰-۸۳.

محمودگُردی، رحیم؛ خلیلیان، صادق و مرتضوی، سیدابوالقاسم (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران"، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال بیستم، شماره ۷۷، ۱۰۸-۸۱.

میراحمدی، محبوبه و ترکمانی، جواد (۱۳۸۹). "اثر اعتبارات بانکی بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی در ایران". *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۲، ۱۶-۱.

نگین‌تاجی، زریر و امیدی کیا، مهدی (۱۳۹۲). "اثر تسهیلات بانکی برمتغیرهای کلان بخش کشاورزی". *فصلنامه الگوسازی اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۴(۲۴)، ۸۷-۷۱.

هژبرکیانی، کامبیز؛ غلامی، الهام و مرادی، علیرضا (۱۳۹۲). "تدوین الگوی اقتصادسنجی کلان بخش کشاورزی با تأکید بر زیربخش‌های اصلی: رویکردی بر تکنیک همجمعی". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال بیست و یکم، شماره ۸۳، ۸۷-۵۹.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *The Review of Economic Studies,* 58, 277-297.

Hansen, L. P. & Singleton, K. J. (1983). "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns". *Jouranal of Political Economy*, 91(1), 249-265.

Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments". *Econometrica*, 50(4), 1029-1054.

Kohansal, M. R. & Dogani, A. (2013). "A Study on Effective Factors on Private Sector Investment in Iran's Agriculture: Unrestricted Error Correction Model Application". *International Journal of Agronomy and Plant Production*, 4(6), 1305-1312.

Mani, H., Bhalachandran, G. & Pandit, V. N. (2011). "Public Investment in Agricultural and GDP Growth: Another Look at the Inter Sectoral Linkages and Policy Implications". *Working Paper*. 201, 1-30.

Muroyiwa, B., Sitima, I., Sibanda, K. & Mushunje, A. (2014). "Monetary Policy Actions and Agricultural Sector Outcomes: Empirical Evidence from South Africa". *Mediterranean Journal of Social Sciences*, MCSER Publishing, Rome-Italy, 5, 613-620.

Ogalo, V. (2011). "Foreign Investment in Agriculture in Eastern Africa". *Friedrich Ebert Stiftung,* Retrived from www.fes-kenya.org.

Sahan, E. & Monique Mikhail, M. (2012). "Private Investment in Agriculture". *Oxfam Discussion Paper*. 1-17.

Seruvatu, E. & Jayaraman, T. K. (2001). "Determinants of Private Investment in

Fiji", *Economics Department Reserve Bank of Fiji,* 1-38, Retrived from http://rbf.gov.fj/docs/wp2001-02.pdf.

Sundarajan, V. & Thakur, S. (1980). "Public Investment, Crowding Out & Growth, A Dynamic Model to India & Korea". IMF, Staff Paper. 12-20.

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۴۰ـ۲۵)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (25-40)

تحلیل اقتصادی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات، الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان (مطالعه موردی: دشت قزوین)

*** ابوالفضل محمودی[۱]، ابوذر پرهیزکاری[۲]**
۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور، ایران
۲. دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور
(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۲۷ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۵)

Economic Analysis of the Climate Change Impacts on Products Yield, Cropping Pattern and Farmer's Gross Margin (Case Study: Qazvin Plain)

***Abolfazl Mahmoodi[1], Aboozar Parhizkari[2]**
1. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Payame Noor University (PNU) Tehran,IRAN.
2. Ph.D. Student in Agricultural Economics, Payame Noor University
Received: 18/Dec/2015 **Accepted:** 24/Feb/2016

چکیده:

در این تحقیق اثر تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات منتخب و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین مورد مطالعه قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا روند تغییرات متغیرهای دما و بارش طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۰ بررسی شد. سپس، با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی اثر متغیرهای متوسط دما و بارش سالانه بر عملکرد و سطح زیرکشت محصولات گندم، جو، ذرت، کلزا، گوجه‌فرنگی، چغندر و یونجه مورد بررسی قرارگرفت. در مرحله بعد، با لحاظ نمودن نتایج تحلیل‌های رگرسیونی در مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP)، اثر سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش بر عملکرد محصولات عمده کشاورزی تجزیه و تحلیل شد. نتایج تحلیل‌های رگرسیونی نشان داد که طی دوره مورد مطالعه، دمای هوا روند افزایشی و بارش روند کاهشی تقریباً محسوسی دارد. همچنین، نتایج تحلیل رگرسیونی نشان داد که تغییرات دما و بارش اثر معنی‌داری بر عملکرد محصولات منتخب دشت قزوین دارد. نتایج تحلیل‌های مدل PMP نشان داد که با اعمال سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش، عملکرد جو، ذرت، چغندر و یونجه به ترتیب ۱۵، ۲۴، ۱۳ و ۱۷ درصد افزایش و عملکرد گندم، گوجه‌فرنگی و کلزا به ترتیب ۲۹، ۲۰ و ۲۳ درصد کاهش می‌یابد. سود ناخالص کشاورزان نیز نسبت به سال پایه ۱۰/۵ درصد افزایش می‌یابد. در پایان نیز با توجه به نابهنگامی تغییرات اقلیمی در برنامه‌ریزی منطقه‌ای، برای افزایش میزان تولید محصولات کشاورزی در دشت قزوین پیشنهاد شد که ابتدا به عامل بهبود عملکرد در واحد سطح پرداخته شود و توسعه سطح زیر کشت محصولاتی چون ذرت، چغندر و یونجه در اولویت بعدی قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: تغییراقلیم، تحلیل رگرسیون، برنامه‌ریزی ریاضی مثبت، عملکرد محصولات، دشت قزوین.
طبقه‌بندی JEL: Q15، Q25، Q54.

Abstract:

In this study, climate change impact on product yield and farmer's gross profit of Qazvin plain were studied. In this regard, first the trend of variables of temperature and precipitation changes during 1991-2011 were reviewed. Then, using regression analysis effect of temperature and precipitation variables on yield and acreage of wheat, barley, corn, canola, tomatoes, beets and alfalfa was investigated. Then, by entering the results of regression analysis in the positive mathematical programming model, the scenario of one degree increase in temperature and one mm decrease of rainfall on crop yield were analyzed. Results of regression analysis showed that during the study period, the increase in temperature and the decrease in precipitation. Also, results of regression analysis showed that changes in temperature and precipitation in Qazvin plain has a significant effect on products yield. Results of PMP model showed that with one degree increase in temperature and one mm decrease of rainfall, the yield of barley, corn, beet and alfalfa respectively 15, 24, 13 and 17 percent increase and the yield of wheat, tomatoes and canola respectively 29, 20 and 23 percent decrease. Also, farmer's gross profit compared to the base year 10/5 percent increases. In the end, due to prematurity of climate change in regional planning, to increase agricultural production in the Qazvin plain it was proposed that the first it should be considered the performance improve operating in per unit area (ha) and development the under cultivation of crops such as corn, beet and alfalfa be placed at the next priority.

Keywords: Climate Change, Regression Analysis, Positive Mathematical Programming, Products Yield, Qazvin Plain.
JEL: Q15 ،Q25 ،Q54.

* **نویسنده مسئول:** ابوالفضل محمودی
E-mail: A.mahmoodi@pnu.ac.ir

*Corresponding Author: Abolfazl Mahmoodi

۱. مقدمه

گرم شدن آب و هوای زمین و تغییر اقلیم یکی از مهم‌ترین مسائل زیست‌محیطی جهان است. با آغاز انقلاب صنعتی در اوایل قرن نوزدهم میلادی و رشد روز افزون تحولات بشری، تغییرات گوناگونی نیز در زندگی انسان‌ها رخ داده است. نیاز بشر به انرژی و مصرف انواع سوخت‌های فسیلی مانند زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی سبب افزایش شدید گازهایی مانند دی‌اکسیدکربن (CO_2) در اتمسفر شده است (باتیس و همکاران[1]، ۲۰۰۸: ۱۹۸). افزایش جمعیت کره زمین که باعث تغییر کاربری اراضی، تخریب جنگل‌ها، افزایش فعالیت‌های کشاورزی و دامداری و تولید ضایعات جامد و مایع شده، تبعات مختلفی به همراه داشته است. پدیده تغییر اقلیم یکی از این تبعات است که از مسائل مهم در بخش تولید محصولات کشاورزی می‌باشد (آنگل[2]، ۲۰۰۸: ۴۰۲).

پدیده تغییر اقلیم همان طوری که از فعالیت‌های گوناگون انسانی تأثیر می‌پذیرد، اثرات مختلفی بر فعالیت‌های انسانی بر جای می‌گذارد. یکی از عوامل مهم تغییرات اقلیمی در دهه‌های اخیر افزایش فشار فعالیت‌های انسانی بر محیط‌زیست کره خاکی می‌باشد (نجف پور، ۱۳۸۵: ۱۱۹). نگاهی گذرا به نقشه جهانی بارش نشان می‌دهد که مقدار بارندگی در سطح کره زمین تغییرات زمانی و مکانی زیادی را به همراه دارد. بر اساس تحقیقات صورت گرفته، میانگین سالانه بارندگی در سطح کره زمین ۷۰۰ الی ۹۰۰ میلی‌متر تخمین زده شده است. این در حالی است که برخی از بیابان‌ها چه بسا سال‌های متمادی هیچ گونه بارشی را دریافت نکرده‌اند و مناطق دیگری مانند کوه‌های وایالیال در هاوایی سالانه ۱۲۰۰۰ میلی‌متر و یا منطقه چراپونچی در خلیج بنگال ۱۱۰۰۰ میلی‌متر بارش دریافت می‌کنند (رامشت، ۱۳۷۵: ۳۵).

به طور کلی، انسان از گذشته با دو مشکل مهم در ارتباط با تغییر اقلیم روبه رو بوده که یکی داشتن مازاد آب و وقوع سیلاب‌های مخرب در فصول سرد (ناشی از تغییرات بارش) و دیگری کمبود آب و وقوع خشکسالی در فصول گرم (ناشی از تغییرات دما) بوده است (نجف پور، ۱۳۸۵: ۱۲۰). در کشور ما نیز با توجه به ناپایداری شرایط اقلیمی، عدم توزیع یکنواخت زمانی-مکانی بارش و تغییرات نابسامان دمای هوا، توجه به پایداری منابع آب، چگونگی تولید محصولات کشاورزی، تغییرات کاربری اراضی و شیوه‌های مقابله با خشکی و خشکسالی ضروری است (غیور و مسعودیان، ۱۳۷۶: ۵۶). استان قزوین نیز با قرارگرفتن در حوزه مرکزی ایران از این امر مستثنی نبوده و دارای میانگین بارش سالانه ۲۳۴/۱ میلی‌متر می‌باشد که این میزان حدود ۸ درصد کمتر از متوسط بارندگی در سطح کشور است. طی سال‌های اخیر، تغییرات کاهشی بارش و افزایش دمای هوا در این استان مشکلات عدیده‌ای را در بخش کشاورزی و در تولید محصولات زراعی به ویژه در محدوده مطالعاتی دشت قزوین به وجود آورده است. نظر به اینکه در اغلب نقاط این استان آب‌های سطحی از طریق بارندگی و تشکیل رودخانه‌های فصلی حاصل می‌شوند، در فصول گرم سال کاهش بارندگی و عدم وجود این منابع موقت (رودخانه‌های فصلی) سبب شده تا آب آبیاری مورد نیاز برای کشاورزان از طریق برداشت آب‌های زیرزمینی تأمین شود. این عامل در طول زمان باعث افت سطح آب‌های زیرزمینی و منفی شدن بیلان آب در اغلب نقاط استان، به ویژه در بخش‌های جنوبی دشت قزوین شده است (صبوحی و پرهیزکاری، ۱۳۹۲: ۳۴۲). گرم شدن دمای هوا نیز سبب شده تا فعالیت‌های کشاورزی در دشت‌های مستعد این استان به ویژه در دشت قزوین تحت تأثیر قرار بگیرد. به عنوان مثال، زراعت برخی از محصولات زراعی (مانند محصولات صیفی بهاره) به دلیل تغییر اقلیم به وجود آمده با دو بار کشت در هر سال زراعی در سطح اراضی منطقه مورد نظر صورت می‌گیرد. اگرچه که این امر در نگاه اول بسیار سودآور و مناسب به نظر می‌رسد، اما با ادامه این وضعیت احتمال اینکه در آینده‌ای نه چندان دور با پدیده فرسایش خاک، کمبود شدید منابع آبی (تا حدی که منابع آب آشامیدنی نیز تهدید شوند)، کاهش تولید محصولات زراعی و همچنین زیان‌های اقتصادی ناشی از تهدید بخش کشاورزی (مانند کاهش صادرات، افزایش واردات، کاهش ارز آوری و مشکلات بنیادی سرمایه‌گذاری برای تولید در کشاورزی) در سطح استان قزوین و در نهایت در کشور مواجه شویم، هست. لذا، با توجه به قابلیت‌ها و محدودیت‌های ذکر شده برای محدوده مطالعاتی دشت قزوین، انجام تحقیقاتی در زمینه اثرات تغییرات اقلیم و اتخاذ سیاست‌های مدیریتی مناسب در جهت سازگاری بیشتر بخش کشاورزی در این دشت با شرایط جدید اقلیمی ضروری به نظر می‌رسد. در زمینه تحلیل اثرات تغییر اقلیم ناشی از کاهش بارش و افزایش دما نیز لازم است که قبل از اتخاذ سیاست‌های مناسب در بخش کشاورزی استان قزوین، اثرات احتمالی این پدیده بر میزان عملکرد

1. Bates et al. (2008)
2. Angel (2008)

محصولات، تغییرات الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان پیش‌بینی شود تا برنامه‌ریزان بخش را در اتخاذ سیاست‌های مطلوب یاری رساند.

به طور کلی امروزه با توجه به توسعه علوم مرتبط با بخش کشاورزی و نشر یافته‌های حاصل از تحقیقات انجام شده در این بخش، اثر تغییر اقلیم در بسیاری از نقاط دنیا برای گیاهان زراعی مختلف مشخص شده است (آنتل[1]، ۱۹۹۶: ۷۱). افزون بر این، با توجه به اهمیت موضوع مورد بحث (اثر تغییر اقلیم در بخش کشاورزی) مطالعات و پژوهش‌های متعددی طی سال‌های اخیر در اقصی نقاط دنیا صورت گرفته است که به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود:

نورود در مورد کشت گندم دیم در دشت‌های بزرگ ایالت کانزاس آمریکا مطالعاتی را انجام داد. او تأثیر پارامترهای اقلیمی را در مناطق کشت گندم دیم مورد بررسی قرار داد و با تحلیل داده‌های اقلیمی بارندگی، دما، تبخیر و رطوبت خاک، نواحی مناسب برای کشت گندم دیم را شناسایی کرد و به این نتیجه رسید که تبخیر و بارندگی نسبت به سایر عوامل اقلیمی، بیشترین تأثیر را در طول مراحل رشد این محصول دارند (نورود[2]، ۲۰۰۰: ۱۵۱). وستکات و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی واکنش عملکرد محصول ذرت دانه‌ای به بارندگی‌های تخمین‌زده شده توسط سرویس آب و هوایی ملی در ۹ ایالت از ایالت‌های مرکزی آمریکا پرداختند تا از این طریق اطلاعاتی را در ارتباط با ایجاد تنش در عملکرد این محصول در اثر کاهش و یا افزایش بارندگی در تابستان فراهم آورند. آنها بیان داشتند که عملکرد محصول به بارندگی‌های زیاد و بارندگی‌های کم در ماه جولای نسبت به بارندگی‌های متوسط در این ماه از همبستگی بالایی برخوردارند (وستکات و همکاران[3]، ۲۰۰۵: ۱۶۷۴). کونور و همکاران[4] در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تغییرات اقلیم بر آبیاری حوضه پایین ماری استرالیا[5] با استفاده از روش برنامه‌ریزی ریاضی پرداختند. نتایج نشان داد که استراتژی‌های کم هزینه برای کاهش دسترسی به آب وجود دارند و در نتیجه هزینه‌های مربوط به این کاهش نسبتاً کم خواهد بود. در سناریوهای تغییر اقلیم شدیدتر، هزینه‌های بیشتری برآورد شده و تغییر از کشت محصولات سالیانه به دائمی در این حالت سودمندتر خواهد بود (کونور و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸۳۴). سانچیس و فیجوبلو در مطالعه‌ای تغییر اقلیم و اثرات نهایی آن را بر بخش کشاورزی اروپا، با استفاده از الگوی تصمیم‌گیری چند معیاره مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که اثرات تغییر اقلیم نه تنها از نظر اقتصادی و محیطی سطح زیرکشت محصولات منتخب زراعی را کاهش داده، بلکه به لحاظ اجتماعی نیز سبب ایجاد بیکاری در بخش کشاورزی شده است (سانچیس و فیجوبلو[6]، ۲۰۰۹: ۸۹۹). تراینهام و همکاران در مطالعه‌ای اثرات تغییر اقلیم را بر سامانه منابع آب منطقه پیوجت سوند[7] مورد بررسی قرار دادند. برای ارزیابی تأمین آب منطقه در افق ۷۵ ساله، سه مدل گردش جهانی و دو نمایشنامه انتشار به‌کار گرفته شد. نتایج نشان داد که تغییر اقلیم، آبدهی مطمئن سامانه را در منطقه مورد مطالعه طی دوره‌های آتی کاهش خواهد داد و لازم است سیاست‌های بهره‌برداری برای تأمین تقاضای آب در افق آتی تغییر کند (تراینهام و همکاران[8]، ۲۰۱۱: ۳۲۲). در ایران نیز عزیزی و یاراحمدی در پژوهشی با استفاده از برآورد مدل‌های رگرسیونی به بررسی ارتباط پارامترهای اقلیمی و عملکرد گندم دیم در دشت سیلاخور استان لرستان پرداختند. نتایج نشان داد که متغیر اقلیمی بارش بر روی عملکرد گندم در منطقه مورد مطالعه اثر مثبت دارد (عزیزی و یاراحمدی، ۱۳۸۲: ۲۵). علیزاده و کمالی در تحقیقی به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر افزایش مصرف آب کشاورزی در دشت مشهد پرداختند. بدین منظور، پتانسیل افزایش نیاز آبی در اثر بالارفتن دمای هوا برای محصولات مختلف در الگوی کشت موجود بررسی شد. به طور کلی، افزایش نیاز آبی در این مطالعه تحت سه سناریوی افزایش دما (۲، ۴ و ۶ درجه سانتی‌گراد) بررسی و روش‌های سازگاری با آن به نحوی که مصرف آب کشاورزی در وضعیت کنونی ثابت بماند، مطالعه شدند. نتایج نشان داد که در صورت افزایش دمای هوا به میزان ۲ درجه سانتی‌گراد نیاز خالص آبیاری با الگو و ترکیب کشت کنونی ۶ درصد نسبت به وضعیت نرمال افزایش خواهد داشت. میزان افزایش نیاز آبی به ازای ۴ و ۶ درجه افزایش دما نیز به ترتیب ۱۱ و ۱۷ درصد برآورد شد (علیزاده و کمالی، ۱۳۸۴: ۱۹۷). شکیبا و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثرات احتمالی تغییرات اقلیمی و میزان تأثیر تغییرات بارندگی بر حوضه آبخیز جاجرود

1. Antle (1996)
2. Norwood (2000)
3. Westcott et al. (2005)
4. Connor et al. (2008)
5. Australia Murray Basin
6. Sanchis and Feijoo-Bello (2009)
7. Puget Sound
8. Traynham et al. (2011)

پرداختند. نتایج این تحقیق وجود دوره‌های کم‌آبی و پرآبی را در منطقه مطالعاتی نشان داد، با این تفاوت که فاصله زمانی حاکمیت دوره‌های کم‌آبی نسبت به دوره‌های پرآبی بیشتر بوده است. علاوه بر آن، ارتباط معنی‌داری بین بارندگی و دبی در منطقه مشاهده شد (شکیبا و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۲۹). واثقی و اسماعیلی در پژوهشی با استفاده از روش ریکاردین[1] به اندازه‌گیری اثرات اقتصادی تغییر اقلیم بر تولید محصول گندم و درآمد خالص گندم‌کاران کشور پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای اقلیمی اثرات معنی‌داری بر درآمد خالص به ازای هر هکتار کشت گندم دارند. همچنین، افزایش دما و کاهش بارندگی تا ۱۰۰ سال آینده (به علت افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای) سبب کاهش ۴۱ درصدی بازده کشت گندم (۷۷۷ هزار ریال در هر هکتار) در کشور می‌شود (واثقی و اسماعیلی، ۱۳۸۷: ۴۰). عزیزی و روشنی در تحقیقی به بررسی و تحلیل اثرات تغییر اقلیم بر دما و تقویم زراعی محصول برنج در گیلان پرداختند. نتایج نشان داد که دمای حداقل مطلق در این استان برای دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۰ روند افزایشی داشته و در فصول چهارگانه سال افزایش یافته است، به نحوی که آثار آن بر محیط زیست منطقه کاملاً مشهود بوده و نوعی جابه جایی فصلی در حال ظهور و تقویم زراعی متغیر را برای کشت محصول برنج در پی دارد (عزیزی و روشنی، ۱۳۸۸: ۱۵۰). آبابایی و همکاران در مطالعه‌ای سری زمانی روزانه پارامترهای اقلیمی منطقه رود دشت اصفهان را تحت سناریوهای تغییر اقلیم A_2 (۸۵۷ ppm غلظت CO_2 و افزایش دما ۳/۸ درجه) و B_1 (۵۳۸ ppm غلظت $CO2$ و افزایش دما ۲ درجه) با استفاده از نتایج مدل گردش عمومی برای دوره ۲۰۳۰-۲۰۱۱ ارزیابی نمودند. نتایج حاکی از آن بود که در منطقه مورد مطالعه، میانگین بارش سالانه در طول دوره رشد گیاه و متوسط دمای روزانه تحت هر دو سناریوی تغییر اقلیم افزایش خواهند یافت (آبابایی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۴۷). پرهیزکاری و همکاران در مطالعه‌ای با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و داده‌های تابلویی به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد پنبه آبی در استان‌های منتخب کشور پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش دما در طول فصل رشد بر عملکرد پنبه آبی اثر منفی می‌گذارد، به طوری که میزان عملکرد در هکتار به ازای افزایش یک درجه دما، به میزان ۰/۳۸ درصد کاهش پیدا می‌کند (پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۶).

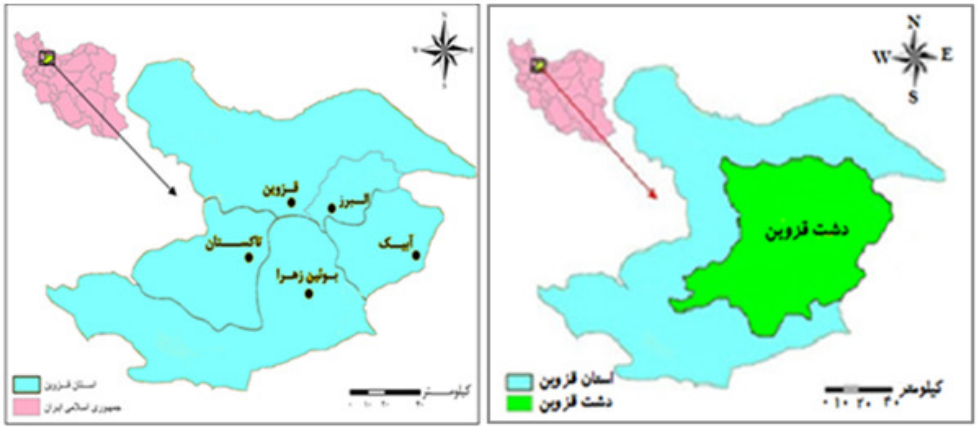
مطالعات بررسی شده نشان می‌دهند که تغییر اقلیم ناشی از کاهش بارش و افزایش دما تا حد زیادی میزان تولیدات کشاورزی و درآمد کشاورزان را دستخوش تغییر قرار می‌دهد. با توجه به اهمیت این موضوع، در مطالعه حاضر ابتدا روند تغییرات یا الگوی رفتاری متغیرهای اقلیمی دما و بارش طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۰ در محدوده مطالعاتی دشت قزوین بررسی شد. در ادامه، از توابع عملکرد تخمینی به کمک روش‌های اقتصادسنجی و سیستم مدل‌سازی جامع مشتمل بر مدل‌های برنامه‌ریزی ریاضی برای تحلیل اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات، الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین استفاده شد.

۲. روش تحقیق

۲-۱- منطقه مورد مطالعه

استان قزوین در حوزه مرکزی ایران با مساحتی معادل ۱۵۸۲۱ کیلومتر مربع، بین ۴۸ درجه و ۴۵ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۵۰ دقیقه طول شرقی و ۳۵ درجه و ۳۷ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۴۵ دقیقه عرض شمالی قرار دارد. از شمال با استان‌های مازندران و گیلان، از غرب با استان‌های همدان و زنجان، از جنوب با استان مرکزی و از شرق با استان تهران هم‌جوار می‌باشد و به علت موقعیت منحصر به فرد دشت قزوین یکی از مناطق مستعد کشور برای تولید محصولات زراعی و باغی است (ناصری و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۹۴). این دشت شامل بخش‌های از شهرستان‌های قزوین، آبیک، تاکستان، البرز و بوئین‌زهرا می‌باشد و سهم تخلیه بخش کشاورزی از آبخوان‌های آن در حدود ۱۳۵۳ میلیون مترمکعب می‌باشد که حدود ۸۵۸ میلیون مترمکعب آن در بخش زراعی، برای تولید محصولات عمده‌ای چون گندم، جو، ذرت، کلزا، گوجه‌فرنگی، چغندر و یونجه مصرف می‌شود (پرهیزکاری و صبوحی، ۱۳۹۱: ۷). میانگین بارش باران نیز در این دشت ۲۳۴/۱ میلی‌متر بوده که حدود ۸ درصد کمتر از متوسط بارندگی در کشور است (اداره هواشناسی استان قزوین، ۱۳۹۲). شکل (۱)، موقعیت منطقه مورد مطالعه را در استان قزوین نشان می‌دهد:

1. Ricardian Method



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی منطقه مطالعاتی دشت قزوین

۲-۲- سیستم مدل سازی جامع مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی ریاضی

در این بخش ابتدا به منظور ارزیابی اثرات متغیرهای اقلیمی دما و بارش (به عنوان شاخص‌های تغییر اقلیم) بر عملکرد محصولات منتخب دشت قزوین طی سال‌های زراعی ۱۳۹۲-۱۳۷۰ از تحلیل رگرسیونی و روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) استفاده شد. در ادامه به منظور بررسی اثرات سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش بر عملکرد محصولات منتخب، الگوی کشت و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین از مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP)، استفاده شد. هر یک از مراحل فوق به صورت زیر تشریح می‌گردد:

۲-۳- تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

در این مرحله، با به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی روند تغییر و معنی‌داری هر یک از متغیرهای دما و بارش سالانه و تأثیرات آنها بر متوسط عملکرد محصولات منتخب (Y_i) دشت قزوین، طی دوره ۲۲ ساله (۱۳۹۲-۱۳۷۰) با استفاده از بسته نرم‌افزاری Eviews بررسی شد، تا روند تأثیرات دو متغیر اقلیمی فوق بر متوسط عملکرد محصولات محاسبه شود. بر این اساس، تابع عملکرد محصولات به صورت زیر تعریف شد:

$$Y_i = f\ (T_i, S_i) \qquad \forall i = 1,2,...,7 \quad (۱)$$

در معادله رگرسیونی بالا، Y_i بردار متوسط عملکرد محصول i (گندم آبی، جو آبی، ذرت دانه‌ای، گوجه‌فرنگی، چغندرقند، یونجه و کلزا)، T_i بردار متوسط دما و S_i بردار متوسط بارش سالانه می‌باشد. با توجه به داده‌های موجود، بهترین برازش با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی صورت می‌گیرد و یک رابطه معنی‌داری بین پارامترهای تغییر اقلیم و میزان عملکرد در واحد سطح محصولات به دست می‌آید. این رابطه را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

(۲)

$$Y_i = Q(1) + Q(2) * S + Q(3) * T + [R(1) = Q(4)]$$

رابطه (۲)، بهترین برازش ممکن را بین متغیرهای توضیحی دما (T) و بارندگی (S) و متغیر وابسته عملکرد محصول (Y_i) نشان می‌دهد. Q(1) ، Q(2)، Q(3) و Q(4) ضرائب تابع خودرگرسیونی رابطه (۲) هستند (ابریشمی، ۱۳۸۳: ۸۵). برای رفع خودهمبستگی تابع ارائه شده‌ی فوق از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول $R(1)$ استفاده شد. فرایند خودرگرسیونی بیانگر این است که پیش‌بینی متغیر وابسته در زمان t، نسبتی از مقدار آن در زمان (t-1)، به علاوه یک شوک تصادفی یا جمله اخلال در زمان t است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۱۶).

۲-۴- مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP)

نتیجه اعمال یک سیاست و اثرگذاری آن تا حد زیادی وابسته به نحوه عکس‌العمل بهره‌برداران نسبت به سیاست اعمال شده می‌باشد. عکس‌العمل بهره‌برداران نیز تحت تأثیر شرایط مزرعه، نگرش و ویژگی‌های فردی آنها قرار دارد. با توجه به اینکه امکان آزمون سیاست‌های مختلف در محیط آزمایشگاهی وجود ندارد، هر فرد سیاست‌گذار در بخش کشاورزی به دنبال آن است که بتواند با اطمینان بالایی از نتایج اجرای سیاست‌های

1. Ordinary Least Squares

مورد نظر و عکس‌العمل بهره‌برداران نسبت به آنها آگاه شود (هی و همکاران[1]، ۲۰۰۶: ۳۲۹). امروزه این امر به کمک مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) فراهم شده است. به عبارت دیگر، پیش از آنکه تصمیم به سیاست‌گذاری گرفته شود، شبیه‌سازی عکس‌العمل احتمالی کشاورزان از طریق برنامه‌ریزی ریاضی مثبت می‌تواند کمک مؤثری در جهت اتخاذ تصمیمات صحیح‌تر قلمداد شود (هوویت[2]، ۲۰۰۵: ۹۶).

مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) اولین بار در سال ۱۹۹۵ توسط هوویت معرفی شد. این مدل جهت رفع کاستی‌ها و غلبه بر مشکلات موجود در مدل‌های برنامه‌ریزی هنجاری[3] (NMP) توسعه یافت (پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۷۲).

ایده کلی مدل PMP استفاده از اطلاعات موجود در متغیرهای دوگان[4] محدودیت‌های واسنجی است که جواب مسئله برنامه‌ریزی خطی را به سطح فعالیت‌های موجود محدود می‌کند. در واقع مقادیر دوگان برای تصریح تابع هدف غیر خطی‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرند که سطح فعالیت‌های مشاهده شده را مجدداً از طریق جواب بهینه مسئله برنامه‌ریزی جدیدی که فاقد محدودیت واسنجی است، بازسازی می‌کند (میر و همکاران[5]، ۱۹۹۳: ۱۱۸۳؛ پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۴۵).

واسنجی مدل PMP مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از بسته نرم‌افزاری GAMS (نسخه ۲۴/۱) در سه مرحله پیاپی صورت گرفت. در اینجا فرض بر آن است که رفتار حداکثرسازی سود و شرایط تعادلی کوتاه‌مدت منجر به تخصیص منابع مطابق آنچه که در سال پایه مشاهده شده، می‌شود. به طورکلی، مراحل سه‌گانه حل مدل PMP ارائه شده به شرح زیر می‌باشد:

مرحله اول: محاسبه‌ی قیمت‌های سایه‌ای با استفاده از برنامه‌ریزی خطی کمکی

این مرحله شامل حل یک مدل برنامه‌ریزی خطی، جهت حداکثر نمودن سود ناخالص کشاورزان با توجه به محدودیت‌های منابع و واسنجی می‌باشد. همچنین، در این مرحله پس از حل مدل برنامه‌ریزی خطی مقادیر قیمت‌های سایه‌ای برای محدودیت‌های منابع و واسنجی به دست می‌آید (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۸). شکل ریاضی این مرحله از مدل PMP را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Max\ \Pi = \sum_{i=1}^{7}\left(p_i Y_i - \sum_{j=1}^{4} a_{ji} c_{ji} \right) x_i \qquad (۳)$$

Subject to:

(۴)

$$\sum_{i=1}^{7} a_{ij} x_i \le b_j \qquad \forall j = 1,...,4 \qquad [\lambda_i^j]$$

(۵)

$$x_i \le \tilde{x}_i + \varepsilon \qquad \forall i = 1, ...,7 \qquad [\lambda_i^c]$$

(۶)

$$x_i \ge 0 \ , \quad \forall\, i = 1,2,...,7$$

رابطه (۳) تابع هدف مدل برنامه‌ریزی خطی است که شامل حداکثر کردن مجموع سود ناخالص کشاورزان می‌باشد و در آن، Π سود ناخالص کشاورزان، i محصولات (گندم آبی، جو آبی، ذرت دانه‌ای، گوجه‌فرنگی، چغندرقند، یونجه و کلزا) و j نهاده‌ها یا عوامل تولید (آب، زمین، سرمایه و نیروی کار) می‌باشد. p_i قیمت بازاری محصول، Y_i عملکرد محصول i، C_{ji} هزینه نهاده j برای محصول i در واحد سطح و x_i سطح زیرکشت محصول i می‌باشد. a_{ij} بیانگر ضریب لئونتیف است که نسبت استفاده هر عامل تولید به زمین را نشان می‌دهد و از رابطه $a_{ij} = \tilde{x}_{ij} / \tilde{x}_{i,land}$ به دست می‌آید (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۸؛ مدلین- آزورا و همکاران[6]، ۲۰۱۰: ۵۶۴۳). رابطه (۴) محدودیت منابع را نشان می‌دهد. b_j در این رابطه کل منابع در دسترس (آب، زمین، نیروی کار و سرمایه) برای تولید محصولات می‌باشد. رابطه (۵) محدودیت واسنجی مدل است که در آن $\tilde{x}_i$ مقدار مشاهده شده فعالیت i در سال پایه و ε مقدار مثبت کوچکی را نشان می‌دهد (مدلین آزورا و همکاران، ۲۰۱۰: ۵۶۴۳). اضافه کردن محدودیت واسنجی به مدل باعث می‌شود که جواب بهینه برنامه‌ریزی خطی دقیقاً سطح فعالیت‌های مشاهده شده در سال پایه را به دست دهد (هکلی، ۲۰۰۲: ۱۲۶). پس از حل مدل برنامه‌ریزی خطی برای تعیین قیمت سایه‌ای محدودیت‌های مدل، مقادیر دوگان تعریف می‌شوند. λ_i^j در رابطه (۴) قیمت سایه‌ای محدودیت سیستمی و λ_i^c در رابطه (۵) قیمت سایه‌ای محدودیت واسنجی است. رابطه (۶) نیز بیانگر محدودیت

1. He et al. (2006)
2. Howitt (2005)
3. Normative Mathematical Programming
4. Dual Variable
5. Meyer et al. (1993)
6. Medellan-Azuara et al. (2010)

غیرمنفی بودن سطح فعالیت‌ها می‌باشد (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۹).

مرحله دوم: تخمین تابع تولید کشش جانشینی ثابت[1] (CES) و تابع هزینه نمایی (ECF)

در این مرحله پارامترهای بازده ثابت نسبت به مقیاس تابع تولید CES برای هر محصول به کمک روش توسعه یافته هوویت برآورد می‌شوند. تابع تولید CES این امکان را ایجاد می‌کند که یک نرخ جانشینی ثابت بین نهاده‌های تولید و ضرایب لئونتیف (با نسبتی ثابت) و ضرایب تابع کاب داگلاس (با جایگزینی واحد) به وجود آید (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۹). فرم کلی تابع تولید CES را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y_i = \tau_i \left[\sum_j \beta_{ij} h_{ij}^{\rho_i} \right]^{\upsilon/\rho_i}, \ \forall i = 1,2,...,7 \quad (۷)$$

در این رابطه Y_i میزان تولید محصول i h_{ij} عامل تولید i برای محصول i و τ_i پارامتر مقیاس است که به کمک رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود. β_{ij} پارامتر تولید است که سهم نهاده j برای تولید محصول i را نشان می‌دهد. υ ضریب بازده ثابت نسبت به مقیاس می‌باشد و تابع تولید CES مستلزم آن است که این ضریب برابر با یک شود. ρ_i متغیری است که بر حسب کشش عرضه محصولات (σ) تعریف می‌گردد و از رابطه $\rho_i = (\sigma - 1)/\sigma$ به دست می‌آید (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۹). تابع تولید مورد نظر در این مطالعه مطابق با چهار نهاده زمین، آب، نیروی‌کار و سرمایه به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۸)

$$Y_i = \tau_i [\beta_{i1} h_{i1}^{\rho_i} + \beta_{i2} h_{i2}^{\rho_i} + \beta_{i3} h_{i3}^{\rho_i} + \beta_{i4} h_{i4}^{\rho_i}]^{\upsilon/\rho_i}$$

محدودیت اعمال شده توسط کشش جانشینی ثابت ایجاب می‌کند که ضریب بازده نسبت به مقیاس برابر با یک باشد (υ=1). در نتیجه برای مجموع پارامترهای تابع تولید می‌توان نوشت:

$$\sum_{j=1}^{4} \beta_j = 1 \quad (۹)$$

با استفاده از محدودیت تعریف شده در رابطه (۹) می‌توان اولین پارامتر تابع تولید را به صورت زیر برآورد نمود:

$$\beta_1 = \frac{1}{1 + \frac{h_1^{(-1/\sigma)}}{c_1} \left(\sum_L \frac{c_L}{h_L^{(-1/\sigma)}} \right)} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، h_L عامل تولید Lام و c_L هزینه عامل تولید Lام است. برای تخمین سایر پارامترهای لحاظ شده در تابع تولید ارائه شده ($L \neq 1$) نیز می‌توان از روش بالا استفاده کرد. در این صورت می‌توان نوشت:

$$\beta_L = \frac{c_L}{c_1} \frac{h_1^{(-1/\sigma)}}{h_L^{(-1/\sigma)}} \cdot \beta_1 \quad (۱۱)$$

حال با استفاده از تعریف تابع تولید CES، می‌توان پارامتر مقیاس را برای هر محصول محاسبه و هر یک را در سطح پایه ارزیابی نمود (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۰). برای این منظور از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\tau_i = \frac{\left(\frac{Y_i}{x_i} \right) . \tilde{x}_i}{\left[\sum_{j=1}^{4} \beta_j h_j^{\rho} \right]^{\upsilon/\rho_i}} \quad (۱۲)$$

در این مرحله از مدل PMP، پس از تخمین تابع عملکرد (تولید) محصولات منتخب، مقادیر دوگان برای به دست آوردن یک تابع هزینه غیرخطی (کوادراتیک) مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای آسانی محاسبه و فقدان دلایل قوی برای انتخاب توابع دیگر، از تابع هزینه متغیر درجه دوم زیر استفاده می‌شود (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۰؛ مدلین–آزورا و همکاران، ۲۰۱۰: ۵۶۴۴):

$$TC_i(x_{i,Land}) = \alpha_i x_{i,Land} - \frac{1}{2} \gamma_i x_{i,Land}^2 \quad (۱۳)$$

در رابطه فوق، TC_i هزینه مربوط به نهاده زمین برای تولید محصول i در منطقه موردبررسی، α_i پارامتر رهگیری و γ_i شیب تابع هزینه غیرخطی است (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۰؛ مدلین–آزورا و همکاران، ۲۰۱۰: ۵۶۴۴). برای محاسبه ضرایب تابع هزینه درجه دوم از روابط زیر استفاده می‌شود:

$$\gamma_i = \frac{p_i Y_i}{\eta_i \tilde{x}_{i,Land}} \quad (۱۴)$$

$$\alpha_i = \omega_{i,Land} + \lambda_{i,Land}^c + \gamma_i \tilde{x}_{i,Land} \quad (۱۵)$$

در روابط فوق، η_i کشش عرضه محصول i $\omega_{i,Land}$ هزینه نهاده زمین برای تولید محصول i و $\lambda_{i,Land}^c$ ارزش دوگان یا قیمت سایه‌ای واسنجی شده برای نهاده زمین در مرحله اول

1. Constant Elasticity of Substitution

می‌باشد. سایر پارامترها نیز در بالا تعریف شده‌اند (هوویت و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۱؛ مدلین-آزورا و همکاران، ۲۰۱۰: ۵۶۴۴).

مرحله سوم: تبیین مدل PMP واسنجی شده نهایی

در این مرحله تابع هدف واسنجی شده در یک مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی همراه با محدودیت‌های سیستمی شبیه به مرحله اول حل می‌شود و مدل غیرخطی واسنجی شده سطوح فعالیت‌های مشاهده شده در سال پایه و مقادیر دوگان محدودیت‌های سیستمی را بازسازی می‌کند. برای مدل تجربی مورد استفاده در این مطالعه، با استفاده از تابع هزینه نمایی واسنجی شده و محدودیت منابع مدل برنامه‌ریزی غیرخطی به صورت روابط زیر ساخته شد:

(۱۶)

$$Max \ \prod = \sum_{i=1}^{7} p_i \varphi_i (\tau_i \left[\beta_{i1} h_{i1}^{\rho_i} + \beta_{i2} h_{i2}^{\rho_i} + \beta_{i3} h_{i3}^{\rho_i} + \beta_{i4} h_{i4}^{\rho_i} \right]^{\upsilon/\rho_i}) x_{ij} - \sum_{i=1}^{7} (\alpha_i x_{i,Land} - \frac{1}{2} \gamma_i x_{i,Land}^{2}) - \sum_{i=1}^{7} \sum_{j \neq Land}^{4} (\omega_{ij} x_{ij})$$

Subject to:

$$\sum_{i=1}^{7} x_i \leq A \qquad (۱۷)$$

$$\sum_{i=1}^{7} w_i x_i \leq W \qquad (۱۸)$$

$$\sum_{i=1}^{7} k_i . x_i \leq TK \qquad (۱۹)$$

$$\sum_{i=1}^{7} La_i . x_i \leq TLa \qquad (۲۰)$$

$$x_i \geq 0 \quad \forall i = 1,2,...,7 \qquad (۲۱)$$

رابطه (۱۶) تابع هدف غیرخطی مدل می‌باشد. این تابع شامل تابع تولید منطقه‌ای، تابع هزینه کوادراتیک (درجه دوم) برای نهاده زمین و تابع هزینه خطی برای نهاده‌های دیگر (آب، نیروی‌کار و سرمایه) است. در این رابطه Y_i که تابع تولید محصول i می‌باشد و در رابطه (۸) مطرح شده، در تابع هدف لحاظ می‌شود. φ_i میزان تغییرات عملکرد (Y_i) می‌باشد که در اثر تغییر در متغیرهای اقلیمی دما و بارش حاصل می‌شود.

رابطه (۱۷) بیانگر محدودیت سطح زیرکشت محصولات زراعی می‌باشد که در آن A کل سطح زیرکشت در دسترس است.

رابطه (۱۸) محدودیت مربوط به نهاده آب می‌باشد که در آن w_i نیاز آبی محصول i و w کل آب دردسترس در منطقه مورد مطالعه است. رابطه (۱۹) بیانگر محدودیت سرمایه می‌باشد که در آن k_i ضریب فنی هزینه در واحد سطح محصول i و TK کل سرمایه در دسترس است. منظور از سرمایه مجموع نهاده‌های بذر، کود و سم می‌باشد که مقدر آن برحسب کیلوگرم در هکتار و ارزش آن برحسب ریال در هکتار بیان می‌شود. در واقع، سمت چپ این محدودیت نیاز فعالیت‌های تولیدی به سرمایه است که معادل هزینه‌های متغیر برای تولید محصول در هر هکتار می‌باشد. سمت راست این محدودیت نیز مجموع میزان کل سرمایه قابل تخصیص به فعالیت‌های زراعی در مناطق مورد مطالعه است. رابطه (۲۰) محدودیت نیروی کار را نشان می‌دهد. در این رابطه La_i نیروی‌کار موردنیاز در تولید محصول i (بر حسب نفر روز در هکتار) و TLa کل نیروی کار دردسترس در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. رابطه (۲۱) بیانگر غیر منفی بودن سطح فعالیت‌ها است. این محدودیت تضمین می‌کند که روش مورد استفاده از لحاظ فیزیکی امکان‌پذیر می‌باشد.

۳. جامعه آماری و داده‌های مورد نیاز

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل کلیه کشاورزان دشت قزوین است که در اراضی فاریاب (آبی) خود به کشت محصولات منتخب زراعی (گندم آبی، جو آبی، ذرت دانه‌ای، چغندرقند، گوجه‌فرنگی و کلزا) می‌پردازند. با توجه به در دست بودن داده‌های مورد استفاده به صورت تجمیعی یا منطقه‌ای (مجموعه داده‌های اسنادی و ثبت شده در سازمان‌های مربوطه و ذی‌ربط)، در این مطالعه مبادرت به امر نمونه‌گیری نشد و تلاش شد تا اثرات اقلیم به صورت منطقه‌ای بر عملکرد محصولات منتخب، تولیدات بخش کشاورزی و عایدی کشاورزان دشت قزوین ارزیابی شود. بخشی از داده‌های مورد نیاز در تحقیق حاضر که به صورت سری زمانی و مربوط به داده‌های ۲۲ ساله آب و هوا (متغیرهای بارش و دما) می‌باشد، از طریق گزارشات ایستگاه‌های مختلف هواشناسی واقع در محدوده مطالعاتی دشت قزوین و اداره هواشناسی استان قزوین جمع‌آوری شد. بخش دیگری از داده‌ها که به صورت مقطعی بوده (داده‌های موردنیاز در سال پایه ۱۳۹۱-۱۳۹۰) و مربوط به

سطح زیرکشت محصولات منتخب، تولیدات کشاورزی، هزینه‌های تولید، میزان مصرف نهاده‌ها و قیمت محصولات منتخب می‌باشد، با مراجعه مستقیم به سازمان جهاد کشاورزی استان قزوین و داده‌های مربوط به منابع آب دردسترس، از طریق مراجعه به شرکت آب منطقه‌ای استان قزوین جمع‌آوری شد.

٤. بحث و نتیجه‌گیری

جدول (۱)، داده‌ها و اطلاعات مربوط به محصولات منتخب زراعی دشت قزوین را طی سال پایه ۱۳۹۱-۱۳۹۰ نشان می‌دهد. همان‌گونه که در این جدول ملاحظه می‌شود، محصول گندم با ۴۶۷۷ هکتار بیشترین و محصول ذرت با ۱۰۹۰ هکتار کمترین سهم را در الگوی کشت منطقه دارا می‌باشند.

جدول (۲)، میانگین دما، بارش و تبخیر صورت گرفته طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۰ را در دشت قزوین و در مقایسه با میانگین دما و بارش سطح کشور نشان می‌دهد.

شکل (۲) نیز میزان بارش، دما و تبخیر صورت گرفته در دشت قزوین را برای سال پایه ۹۱-۱۳۹۰ در مقایسه با میزان متوسط بارش، دما و تبخیر صورت گرفته در سطح کشور نشان می‌دهد.

جدول (۳)، منابع آبی مختلف (شامل چاه‌های عمیق و نیمه عمیق، کانال‌ها و سدها، رودخانه‌ها، آب‌های تجمع‌یافته، قنات‌ها و چشمه‌ها)، حجم آب‌های سطحی و زیرزمینی، میزان کل آب قابل دسترس حاصل از منابع آبی مختلف و سهم هر یک از منابع تأمین آب را در سال پایه ۹۱-۱۳۹۰ تحت شرایط متفاوت آب و هوایی در سطح دشت قزوین نشان می‌دهد. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که کل منابع آب دردسترس در دشت قزوین طی سال پایه ۹۱-۱۳۹۰ در حدود ۱۸۷/۹۵ میلیون مترمکعب می‌باشد که ۱۰۵/۵۱ میلیون مترمکعب آن مربوط به حجم آب‌های سطحی و مابقی (۸۲/۴۴ میلیون مترمکعب) مربوط به حجم آب‌های زیرزمینی است. افزون بر این، در بین منابع مختلف تأمین آب دشت قزوین، بیشترین سهم تأمین آب ۳۵/۶ درصد است که مربوط به منابع آب تجمع یافته در سطح این دشت و رودخانه شاهرود می‌باشد.

جدول ۱. داده‌ها و اطلاعات مربوط به محصولات زراعی دشت قزوین در سال پایه ۹۱-۱۳۹۰

محصول زراعی	الگوی سال پایه (ha)	عملکرد (kg/ha)	نیازآبی (m^3/ha)	قیمت (ریال/kg)	سرمایه* (kg/ha)	نیروی‌کار (نفر-روز)	کشش عرضه
گندم	۴۶۷۷	۴۳۴۷	۴۱۷۰	۶۲۵۰	۱۸۶۷	۱۸	۰/۴۰
جو	۳۴۰۰	۴۵۳۰	۴۰۳۸	۶۱۰۰	۱۱۳۰	۱۷	۰/۳۵
ذرت	۱۰۹۰	۱۰۳۱۸	۴۵۶۳	۷۴۰۰	۲۲۴۰	۲۳	۰/۳۷
گوجه‌فرنگی	۲۰۳۱	۱۷۰۳۴	۷۵۱۰	۸۳۵۰	۱۶۲۹	۴۵	۰/۸۱
چغندر	۱۳۳۷	۲۴۳۶۷	۶۱۵۷	۵۵۰۰	۲۰۳۸	۲۸	۰/۷۲
یونجه	۴۵۲۰	۱۱۳۷۵	۸۳۶۲	۴۳۸۰	۱۸۳۷	۱۶	۰/۵۴
کلزا	۴۵۰۰	۲۸۴۶	۵۷۲۰	۲۸۵۰۰	۱۲۸۵	۲۱	۰/۴۸

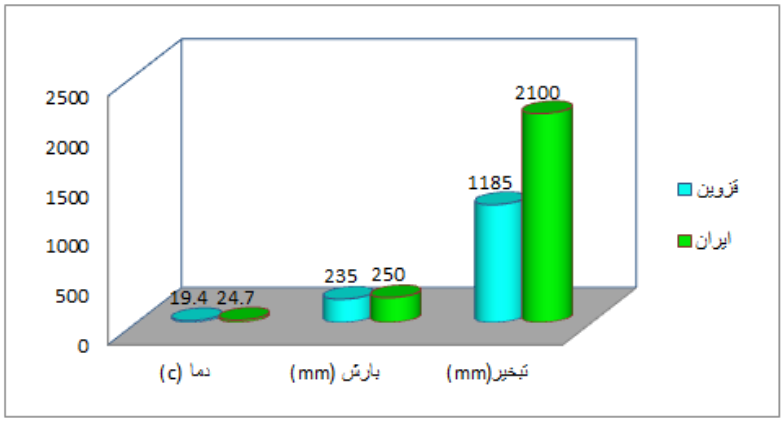
*: مجموع نهاده‌های کود شیمیایی، سم و بذر است که کشاورز برای کشت در هر هکتار نیاز دارد.

مأخذ: سازمان جهاد کشاورزی استان قزوین، ۱۳۹۱

جدول ۲. میانگین دما، بارش و تبخیر طی دوره‌های اخیر در دشت قزوین و در مقایسه با کشور

متغیر اقلیمی	سطح بررسی	دوره پنج ساله مورد نظر			
		۱۳۷۰-۷۶	۱۳۷۶-۸۲	۱۳۸۲-۸۸	۱۳۸۸-۹۲
بارش (mm)	قزوین	۲۳۹/۲	۲۳۷/۸	۲۳۵/۱	۲۳۳/۵
	ایران	۲۵۷/۸	۲۵۵/۲	۲۵۳/۹	۲۵۱/۲
دما (c°)	قزوین	۱۷/۶	۱۸/۲	۱۹/۰	۱۹/۷
	ایران	۲۱/۸	۲۲/۷	۲۳/۳	۲۴/۱
تبخیر (mm)	قزوین	۹۶۶	۹۷۹	۹۹۴	۱۰۱۵
	ایران	۱۹۶۳	۱۹۷۱	۱۹۸۵	۲۰۶۷

مأخذ: گزارشات سازمان هواشناسی استان قزوین، ۱۳۹۱



شکل ۲. مقایسه میزان متغیرهای اقلیمی در دشت قزوین و سطح کشور طی سال پایه

جدول ۳. منابع آب قابل دسترس در دشت قزوین طی سال پایه (برحسب میلیون مترمکعب)

نوع منبع آب	حجم آب سطحی	حجم آب زیرزمینی	حجم کل آب در-دسترس	سهم منبع آب (درصد)
چاه‌های عمیق شخصی	۰	۲۶/۱۸	۲۶/۱۸	۱۳/۹
چاه‌های نیمه عمیق شخصی	۰	۱۴/۹۶	۱۴/۹۶	۷/۹۶
چاه‌های عمیق دولتی	۰	۱۸/۳۷	۱۸/۳۷	۹/۷۴
کانال‌ها و سدهای انحرافی	۳۸/۶۲	۰	۳۸/۶۲	۲۰/۶
رودخانه و آب تجمع یافته	۶۶/۸۹	۰	۶۶/۸۹	۳۵/۶
قنات و چشمه	۰	۲۲/۹۳	۲۲/۹۳	۱۲/۲
مجموع	۱۰۵/۵۱	۸۲/۴۴	۱۸۷/۹۵	۱۰۰

مأخذ: گزارشات سازمان آب منطقه‌ای استان قزوین، ۱۳۹۱

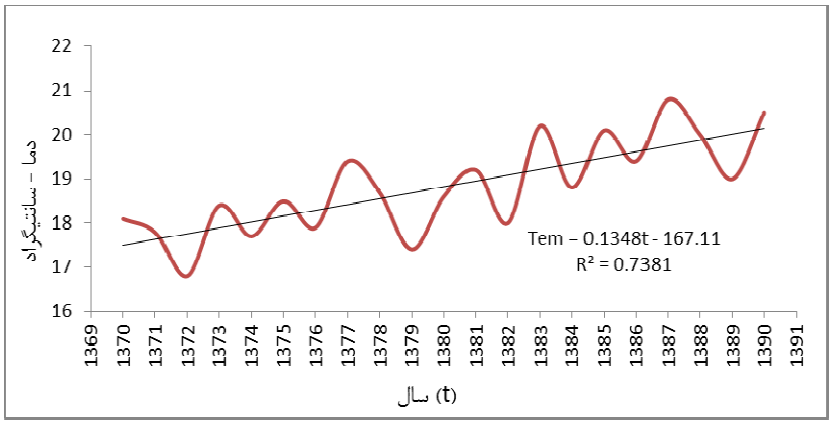
٤-۱- نتایج حاصل از تحلیل‌های رگرسیونی

الف) روند تغییرات متوسط دما و بارش سالانه در دشت قزوین طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۰

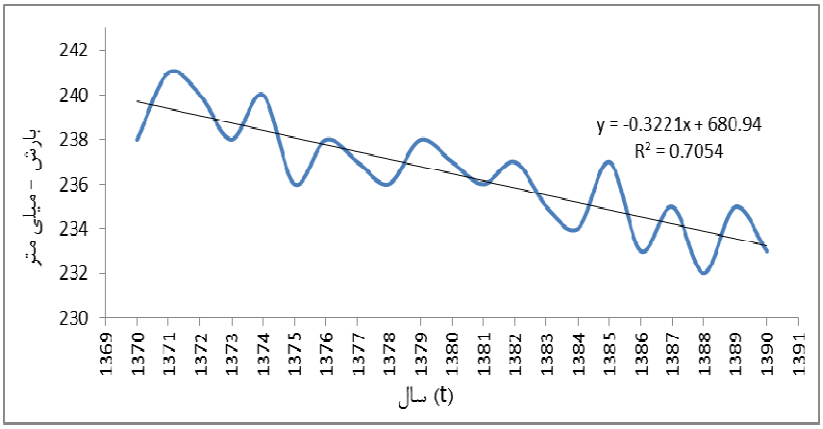
همان‌طور که در شکل (۳) ملاحظه می‌شود، متوسط دمای سالانه در دشت قزوین با توجه به خط برازش رسم شده، در حال افزایش می‌باشد. این برازش یک روند صعودی را نشان می‌دهد که حاکی از گرم شدن دمای هوا طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۰ در دشت قزوین است. این امر یکی از پارامترهای اصلی تغییر اقلیم در منطقه مورد نظر به شمار می‌رود. افزون بر آن، میزان R^2 تابع رگرسیونی مربوط به دما ۰/۷۴ می‌باشد که نشان‌دهنده خوبی برازش است. نزدیک بودن این مقدار به یک، بیانگر آن است که متغیر توضیحی (زمان) به خوبی متغیر وابسته (دما) را توضیح داده است.

همچنین شکل (۴)، تغییرات کم متغیر بارش سالانه را طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۰ در دشت قزوین نشان می‌دهد.

با توجه به برازش صورت گرفته، کاهش محسوس میزان بارش در این دشت، طی دوره زمانی مورد نظر مشاهده می‌شود. میزان R^2 تابع تخمین زده شده بارش نیز براساس دوره زمانی (t)، ۰/۷۱ می‌باشد که توضیح بهتر متغیر وابسته (بارش) را توسط متغیر توضیحی (زمان) نشان می‌دهد. به طور کلی، با مقایسه خط برازش دو نمودار دما و بارش مشاهده می‌شود که طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰، دما در حال افزایش و بارش در حال کاهش می‌باشد. تفاوت روند دما و بارش در دشت قزوین بیانگر آن است که تغییر اقلیم تقریباً محسوسی در این استان مشاهده می‌شود. افزون بر آن، تحلیل رگرسیونی برای دو متغیر اقلیمی دما و بارش نشان می‌دهد که در برخی از سال‌ها با افزایش دما، بارش در همان سال کاهش محسوسی داشته است. به عنوان مثال، در سال ۱۳۷۷ و ۱۳۸۳ متوسط دمای سالانه افزایش یافته، در حالی که با توجه به شکل (۴) میزان بارش در این دو سال با کاهش محسوسی همراه بوده است.



شکل ۳. روند تغییرات دمای هوا در دشت قزوین طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۰



شکل ۴. روند تغییرات بارش در دشت قزوین طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۰

جدول ۴. اثر متغیرهای اقلیمی دما و بارش بر عملکرد محصولات منتخب در دشت قزوین

متغیر	گندم	جو	ذرت	چغندر	کلزا	گوجه‌فرنگی	یونجه
عرض از مبدأ	۰/۳۸	۱/۴۲*	۱/۵۳	۱/۲۳	۱/۶	۰/۵۷*	۶/۶**
بارش	-۰/۱۳**	۰/۷۵**	۰/۲۷***	۰/۴۶**	-۰/۲۳**	-۰/۲۵**	۰/۹۵**
دما	-۰/۰۷***	۰/۰۴**	۰/۲۴**	۰/۱۳***	-۰/۰۵***	۰/۳۷*	۰/۱۸*
$\overline{R}^2$	۰/۷۳	۰/۸۶	۰/۸۱	۰/۸۹	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۷۷
D.W	۲/۰۳	۱/۹	۱/۸۳	۱/۷	۱/۷۳	۱/۹	۲/۰
F	۳۶	۱۳۲	۵۴	۸۳	۳۴	۸۴	۳۱
R(۱)	۰/۶۱***	۰/۵۶***	۰/۷۲**	۰/۶۷***	۰/۶۲**	۰/۷۰**	۰/۵۹***

*: معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **: معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***: معنی‌دار در سطح ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ب) اثر تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات منتخب در دشت قزوین

اثر تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات منتخب (معنی‌دار یا عدم معنی‌دار بودن اثر دما و بارش بر عملکرد محصولات) در دشت قزوین پس از تخمین توابع رگرسیونی مورد نظر و انجام آزمون‌های $\overline{R}^2$ (ضریب تعین تعدیل شده)، D.W (دوربین واتسون)، F (آزمون والد) و R(۱) (آزمون خودرگرسیون مرتبه اول)، در جدول (۴) نشان داده شده است.

با توجه به جدول (۴) ملاحظه می‌شود که متغیرهای بارش و دمای سالانه در دشت قزوین دارای اثر منفی بر عملکرد محصولات گندم و کلزا می‌باشند. براساس نتایج به دست آمده، با افزایش یک واحد دما و بارش سالانه، میزان عملکرد محصول گندم به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۰۷ واحد و میزان عملکرد محصول کلزا به ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۰۵ واحد کاهش می‌یابد. برای محصول گوجه‌فرنگی افزایش یک واحد بارش سالانه سبب کاهش عملکرد آن به میزان ۰/۲۵ واحد و افزایش یک واحد دمای سالانه سبب افزایش عملکرد آن به میزان ۰/۳۷ واحد می‌شود. برای سایر محصولات منتخب (جو آبی، ذرت، چغندر و یونجه) افزایش دما و بارش سالانه به میزان یک واحد، سبب افزایش عملکرد می‌شود. افزون بر آن، نتایج حاصل از تحلیل رگرسیونی نشان می‌دهند که متغیرهای اقلیمی دما و متوسط بارش سالانه از لحاظ آماری، برای محصولات گندم، چغندر و کلزا به ترتیب در سطح یک و پنج درصد، برای محصولات گوجه‌فرنگی و یونجه در سطح پنج و ده درصد و برای محصول جو در سطح پنج و یک درصد معنی‌دار شدند. قدرت توضیح‌دهندگی مدل برآورد شده نیز، تقریباً بالا بوده و $\overline{R^2}$ توابع عملکرد برآورد شده بر حسب دو متغیر توضیحی دما و بارش سالانه از ۰/۷۳ برای محصول گندم تا ۰/۸۹ برای محصول چغندر تغییر می‌کند. بالا بودن مقدار ضریب تعیین تعدیل شده پس از تخمین توابع، حاکی از آن است که متغیرهای بارش و متوسط دمای سالانه توانسته‌اند درصد بالایی (۷۳ تا ۸۹ درصد) از تغییرات متغیر وابسته (عملکرد محصولات) را توضیح دهند.

در مرحله تحلیل رگرسیونی برای رفع خودهمبستگی از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول R(۱) استفاده شد. این فرایند نشان داد که پیش‌بینی متغیر وابسته در زمان t، نسبتی از مقدار آن در زمان (t-1) به علاوه یک شوک تصادفی یا جمله اخلال در زمان t می‌باشد. مقدار آماره آزمون خود رگرسیون مرتبه اول با توجه به جدول (۴) برای توابع عملکرد محصولات گندم، جو، چغندر و یونجه در سطح یک درصد و برای توابع عملکرد محصولات ذرت، کلزا و گوجه‌فرنگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار شد. با توجه به جدول (۴)، آماره آزمون دوربین واتسون برای توابع تخمین زده شده گندم و یونجه به ترتیب ۲/۰۳ و ۲/۰ به دست آمد که حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال توابع این دو محصول می‌باشد. آزمون F، معیار اندازه‌گیری معنی‌دار بودن کلی رگرسیون می‌باشد. با توجه به جدول (۴) برای کلیه محصولات، آماره آزمون F محاسباتی بزرگ‌تر از F جدول است که نشان می‌دهد کل توابع رگرسیونی انجام شده معنی‌دار می‌باشند.

٤-۲- نتایج حاصل از واسنجی مدل برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP)

تحلیل توابع رگرسیونی نشان داد که با یک واحد افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش، عملکرد محصولات منتخب در دشت قزوین به طور معناداری تغییر می‌کند. به همین منظور در مطالعه حاضر بررسی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد، سطح زیرکشت محصولات و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین سناریوی افزایش یک درجه دما و کاهش ۱۰ میلی‌متر بارش سالانه در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از اعمال سناریوی تلفیقی فوق در جدول (۵) آورده شده است. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که با اعمال سناریوهای اقلیمی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارندگی به صورت تلفیقی در دشت قزوین، عملکرد جو، ذرت، چغندر و یونجه به ترتیب ۱۵، ۲۴، ۱۳ و ۱۷ درصد افزایش و عملکرد گندم، گوجه‌فرنگی و کلزا به ترتیب ۲۹، ۱۶ و ۲۳ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به تغییرات به وجود آمده در میزان عملکرد محصولات منتخب در اثر اعمال سناریوی اقلیمی و با استفاده از مدل PMP ارائه شده می‌توان میزان تغییرات سطح زیرکشت محصولات و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین را براساس سناریوی اعمال شده شبیه‌سازی نمود. همان‌طوری که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، پس از اعمال سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش عملکرد محصولات گندم، گوجه‌فرنگی و کلزا به میزان ۲۹، ۱۶ و ۲۳ درصد کاهش می‌یابد. با کاهش عملکرد این محصولات، سطح زیرکشت آنها به میزان ۳۸/۷، ۴/۱ و ۹/۳ درصد کاهش یافته و از ۴۶۷۷، ۲۰۳۱ و ۴۵۰۰ هکتار در سال پایه به ۲۸۶۵، ۱۹۴۷ و ۴۰۸۱ هکتار می‌رسد. اعمال سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش برای سایر محصولات الگو (جو آبی، ذرت، چغندر و یونجه)، افزایش عملکرد و در نتیجه افزایش سطح زیرکشت را نسبت به سال پایه در پی دارد. افزایش سطح زیرکشت جو ۱۹/۶، ذرت ۱۵/۶، چغندر ۱۶/۸ و یونجه ۱۶/۳ درصد نسبت به سال پایه می‌باشد.

جدول ۵. نتایج حاصل از اعمال سناریوی تلفیقی اقلیمی در محدوده مطالعاتی دشت قزوین

محصولات منتخب	مقادیر سال پایه (هکتار)	سناریوی اعمال شده		تغییرات عملکرد	تغییرات سطح زیرکشت (هکتار)	تغییرات سطح زیرکشت
		افزایش دما	کاهش بارش			
گندم	۴۶۷۷	۱°c	۱۰mm	-٪۲۹	۲۸۶۵	-٪۳۸/۷
جو	۳۴۰۰	۱°c	۱۰mm	٪۱۵	۴۰۶۶	٪۱۹/۶
ذرت	۱۰۹۰	۱°c	۱۰mm	٪۲۴	۱۲۶۰	٪۱۵/۶
گوجه‌فرنگی	۲۰۳۱	۱°c	۱۰mm	-٪۱۶	۱۹۴۷	-٪۴/۱
چغندر	۱۳۳۷	۱°c	۱۰mm	٪۱۳	۱۵۶۲	٪۱۶/۸
یونجه	۴۵۲۰	۱°c	۱۰mm	٪۱۷	۵۲۵۵	٪۱۶/۳
کلزا	۴۵۰۰	۱°c	۱۰mm	-٪۲۳	۴۰۸۱	-٪۹/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. تغییرات سود ناخالص کشاورزان در هر هکتار از اراضی منتخب پس از اعمال سناریوی تلفیقی اقلیمی

محصول	سود ناخالص سال پایه (۱۰۰ ریال)	سود ناخالص پس از اعمال سناریو (۱۰۰ ریال)	درصد تغییرات سود ناخالص کشاورزان
گندم	۱۵۷۸۷۱	۱۶۸۰۳۸	۶/۴۴
جو	۱۴۳۴۱۸	۱۱۲۷۹۷	- ۲۱/۳
ذرت	۴۹۷۳۸۵	۱۰۶۸۷۰	- ۷۸/۵
گوجه‌فرنگی	۸۷۳۴۳۰	۹۱۱۳۳۵	۴/۳۴
چغندر	۸۳۳۸۷۸	۸۰۰۴۹۴	- ۴/۰۰
یونجه	۳۱۲۷۱۱	۳۱۴۲۷۹	۰/۵۰
کلزا	۵۶۴۵۱۴	۵۸۴۷۱۸	۳/۶۰
سود ناخالص الگو	۸۶۰۲۹۰۵	۹۵۰۵۶۳۶	۱۰/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) میزان تغییرات سود ناخالص کشاورزان را در هر هکتار از محصولات منتخب طی سال پایه و پس از اعمال سناریوی تلفیقی اقلیمی در دشت قزوین نشان می‌دهد:

با توجه به نتایج جدول (۶)، ملاحظه می‌شود که پس از اعمال سناریوی تلفیقی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش، سود ناخالص حاصل از هر هکتار جو، ذرت و چغندر برای کشاورزان دشت قزوین نسبت به سال پایه (۹۱-۱۳۹۰) به ترتیب ۲۱/۳، ۷۸/۵ و ۴ درصد کاهش می‌یابد، در حالی که با اعمال سناریوی تلفیقی فوق سود ناخالص حاصل از هر هکتار گندم، گوجه‌فرنگی، یونجه و کلزا به ترتیب ۶/۴۴، ۴/۳۴، ۰/۵ و ۳/۶ درصد نسبت به سال پایه افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج به دست آمده، ملاحظه می‌شود که بیشترین میزان تغییرات سود ناخالص کشاورزان در واحد سطح مربوط به محصول ذرت و کمترین میزان تغییرات سود ناخالص مربوط به محصول یونجه می‌باشد. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد که با اعمال سناریوی تلفیقی اقلیمی فوق، مجموع سود ناخالص حاصل از الگوی کشت در دشت قزوین نسبت به سال پایه ۱۰/۵ درصد افزایش می‌یابد و از ۸۶۰/۳ به ۹۵۰/۶ میلیون ریال می‌رسد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

گرم شدن آب و هوای زمین و تغییر اقلیم یکی از مهم‌ترین مسائل زیست محیطی جهان است. تغییر اقلیم اثرات محسوسی بر بخش کشاورزی دارد. بررسی پیامدهای این اثرات می‌تواند برای آینده بخش کشاورزی هر کشوری مفید باشد. هدف اصلی این مطالعه تحلیل پیامدهای تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات کشاورزی و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین است. بدین منظور، در بخش اول این تحقیق از یک تابع رگرسیونی جهت بررسی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد محصولات عمده دشت قزوین و در ادامه از روش برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP) برای بررسی اثر تغییر اقلیم بر میزان تغییرات سطح زیر کشت محصولات و سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین استفاده شد. تخمین توابع رگرسیونی در محیط نرم‌افزاری Eviews و حل مدل PMP در محیط نرم‌افزاری GAMS صورت گرفت.

نتایج تحلیل رگرسیون نشان داد که تغییر اقلیم در دشت قزوین اثر معنی‌داری بر عملکرد محصولات منتخب دارد. در واقع، متغیرهای بارش و متوسط دمای سالانه اثر منفی بر عملکرد گندم و کلزا و اثر مثبت بر عملکرد جو، ذرت، چغندر و یونجه داشت. برای محصول گوجه‌فرنگی نیز متغیر دما اثر مثبت و متغیر بارش اثر منفی بر عملکرد آن داشت. این بخش از یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج به دست آمده از مطالعه وستکات و همکاران (۲۰۰۵: ۱۶۷۲) که به بررسی واکنش عملکرد محصول ذرت دانه‌ای نسبت به بارندگی‌های تخمین‌زده شده در ایالت‌های مرکزی آمریکا پرداختند، همخوانی دارد. آنها در تحقیق خود بیان داشتند که بارندگی‌های رخ داده در ایالت‌های مختلف آمریکا، به خصوص در ماه جولای تا حد زیادی بر عملکرد محصول ذرت دانه‌ای مؤثر می‌باشند. افزون بر این، نتایج این تحقیق در راستای یافته‌های مطالعه سانچیس و فیجوبلو (۲۰۰۹: ۹۰۱) است. آنها در تحقیق خود به این نتیجه دست یافتند که اثرات تغییر اقلیم از نظر اقتصادی و محیطی منجر به کاهش سطح زیرکشت محصولات منتخب زراعی در الگوی کشت شده است و اثرات منفی بر میزان تولید یا عملکرد محصولات داشته است. مطالعه عزیزی و یاراحمدی (۱۳۸۲: ۲۶) در دشت سیلاخور استان لرستان نیز که با استفاده از مدل‌های رگرسیونی صورت گرفت، ارتباط تنگاتنگی را بین پارامترهای اقلیمی (دما و بارش) و عملکرد گندم دیم نشان داد. نتایج این تحقیق بازگو کننده اثر مثبت متغیر اقلیمی بارش بر عملکرد گندم دیم در منطقه سیلاخور استان لرستان است که با نتایج تحقیق حاضر قرابت دارد. نتایج به دست آمده از تحقیق واثقی و اسماعیلی (۱۳۸۷: ۴۲) نیز در زمینه اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد محصول گندم در کشور همسو با یافته‌های تحقیق حاضر بود و نشان داد که افزایش دما و کاهش بارندگی در دهه‌های آتی بر سطح زیرکشت و بازده خالص درآمدی حاصل از محصول گندم اثر منفی دارد. افزون بر موارد فوق، نتایج حاصل از بخش اول تحقیق حاضر (معنی‌داری اثرات تغییر اقلیم ناشی از افزایش دما و کاهش بارش بر عملکرد محصولات و الگوی کشت) با نتایج تحقیقات عزیزی و روشنی (۱۳۸۸: ۱۵۱) و پرهیزکاری و همکاران (۱۳۹۲: ۷۶) همسو و هم‌جهت می‌باشد.

بخش دیگری از نتایج تحقیق حاضر که حاصل از حل مدل PMP می‌باشد، نشان داد که پس از اعمال سناریوی یک درجه افزایش دما و ۱۰ میلی‌متر کاهش بارش، کشاورزان دشت قزوین از سطح زیرکشت محصولات گندم آبی، گوجه‌فرنگی و کلزا می‌کاهند و به سمت توسعه سطح زیرکشت جو، ذرت، چغندر و یونجه تمایل پیدا می‌کنند. افزون بر این نتایج بخش دوم تحقیق حاضر نشان داد که با اعمال سناریوی تلفیقی اقلیمی، سود ناخالص کشاورزان دشت قزوین نسبت به سال پایه (۱۳۹۰) به میزان ۱۰/۵ درصد افزایش می‌یابد که این امر به علت توسعه سطح زیرکشت محصولات اقتصادی‌تر (پر بازده‌تر) در الگوی کشت منطقه مورد مطالعه می‌باشد. مطالعات معدودی در این زمینه وجود دارند که نتایج برخی از آنها مطابق با یافته‌های تحقیق حاضر است. از جمله مهم‌ترین این مطالعات می‌توان به تحقیق کونور و همکاران (۲۰۰۸: ۱۸۳۴) اشاره کرد که یافته‌های حاصل از آن حاکی از افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سود ناخالص کشاورزان تحت سناریوهای شدیدتر تغییر اقلیم است. نتایج تحلیل رگرسیونی به دست آمده در مطالعه خانلری (۱۳۹۱: ۷۳) که همسو با یافته‌های بخش اول تحقیق حاضر می‌باشد، نشان داد که تغییر اقلیم اثر معنی‌داری بر عملکرد برنج، گندم و جو در استان مازندران دارد و کاربری اراضی را در جهت افزایش کشت اراضی برنج و جو تغییر داده است. همچنین، پدیده تغییر اقلیم در این استان (که ناشی از افزایش دمای هوا و کاهش بارندگی است) منجر به کاهش سود ناخالص کشاورزان گندم کار و افزایش سود ناخالص برنج کاران منطقه شده است. به طورکلی، با توجه به نابهنگامی تغییرات اقلیمی در برنامه‌ریزی برای افزایش میزان تولید محصولات کشاورزی در دشت قزوین، پیشنهاد می‌شود که ابتدا به عامل بهبود عملکرد در واحد سطح پرداخته شود و توسعه سطح زیرکشت محصولاتی چون ذرت، چغندر و یونجه در اولویت بعدی قرار گیرد، چرا که توسعه سطح زیرکشت این محصولات به واسطه حمایت‌های دولت اگر چه می‌تواند انگیزه‌های زارعین را برای بهبود عملکرد افزایش دهد، اما منجر به کاهش سطح زیرکشت محصولات رقیبی چون گندم و کلزا خواهد شد که این امر بازار مصرف را در کوتاه مدت با مشکلات عدیده مواجه خواهد نمود. افزون بر آن، یافته‌های این مطالعه نشان داد که اثر تغییر اقلیم بر عملکرد همه محصولات الزاماً منفی نیست. لذا، می‌توان به جنبه‌های مثبت تغییر اقلیم نیز توجه داشت و از آن در جهت افزایش عملکرد در واحد سطح و بهره‌برداری بهینه از منابع و امکانات منطقه استفاده کرد.

تقدیر و تشکر

این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی به شماره ۷۳/ع/۱۰۰۲/۶۴ مورخ ۱۳۹۴/۲/۱۴ می‌باشد. بدین وسیله از مسئولین محترم دانشگاه پیام نور استان تهران صمیمانه تقدیر و تشکر می‌شود.

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۸۳). "مبانی اقتصادسنجی". چاپ سوم، انتشارات دانشگاه تهران.

آبابایی، بهنام؛ سهرابی، تیمور؛ میرزایی، فرهاد؛ رضاوردی نژاد، وحید و کریمی، بختیار (۱۳۹۰). "اثر تغییر اقلیم بر عملکرد گندم و تحلیل ریسک ناشی از آن (مطالعه موردی: منطقه رود دشت اصفهان)". *مجله دانش آب و خاک*، دوره ۲۰، شماره ۱، ۱۵۰-۱۳۶.

پرهیزکاری، ابوذر. و صبوحی، محمود (۱۳۹۱). "مدیریت بهره‌برداری و تخصیص بهینه منابع آب جهت تعیین الگوی مناسب کشت". *سومین کنفرانس مدیریت جامع منابع آب*، صفحات ۱۴-۱.

پرهیزکاری، ابوذر؛ صبوحی، محمود؛ احمدپور، محمود و بدیع برزین، حسین (۱۳۹۳)." شبیه‌سازی واکنش کشاورزان به سیاست‌های قیمت‌گذاری و سهمیه‌بندی آب آبیاری (مطالعه موردی: شهرستان زابل)". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره ۲۸، شماره ۲، ۱۷۶- ۱۶۷.

پرهیزکاری، ابوذر؛ نوروزیان، محمد و صبوحی، محمود (۱۳۹۲)." تحلیل اقتصادی اثرات تغییر اقلیم بر عملکرد پنبه آبی در استان‌های منتخب". *مجله هواشناسی کشاورزی*، دوره ۲، شماره ۱، ۷۹-۷۳.

پرهیزکاری، ابوذر و صبوحی، محمود (۱۳۹۲). "شبیه‌سازی پاسخ کشاورزان به سیاست کاهش آب آبیاری در دسترس". *مجله آب و آبیاری*، دوره ۳، شماره ۲، ۵۳-۴۲.

پرهیزکاری، ابوذر؛ صبوحی، محمود و ضیائی، سامان (۱۳۹۲). "شبیه‌سازی بازار آب و تحلیل اثرات سیاست اشتراک‌گذاری آب آبیاری بر الگوی کشت تحت شرایط کم‌آبی". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره ۲۷، شماره ۳، ۲۵۲-۲۴۲.

خانلری، احمد (۱۳۹۱). "اثر تغییر اقلیم بر کاربری اراضی و عملکرد بخش کشاورزی استان مازندران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.

رامشت، محمد حسین (۱۳۷۵). "تحلیلی بر احتمال بارش ۳۰۰ میلی‌متر در مناطق جغرافیایی ایران". *مجله دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، شماره ۸، ۴۹-۳۳.

شکیبا، علیرضا؛ باهک، بتول و منوریان، زری (۱۳۸۷). "اثرات تغییرات بارندگی بر روی جریانات آب‌های سطحی و دائمی استان تهران: مطالعه موردی رودخانه جاجرود". *مجله چشم‌انداز جغرافیایی*، دوره ۳، شماره ۷، ۱۳۴-۱۱۱.

صبوحی، محمود و پرهیزکاری، ابوذر (۱۳۹۲). "تحلیل اثرات اقتصادی و رفاهی تشکیل بازار آب آبیاری در استان قزوین". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره ۲۷، شماره ۴، ۳۵۰-۳۳۸.

عزیزی، قاسم و روشنی، محمود (۱۳۸۸). "تحلیلی بر مفاهیم و اثرات تغییر اقلیم بر روی دما و تقویم زراعی برنج در گیلان". *فصلنامه چشم انداز جغرافیایی*، دوره ۴، شماره ۸، ۱۵۵-۱۴۳.

عزیزی، قاسم و یاراحمدی، داریوش (۱۳۸۲). "بررسی ارتباط پارامترهای اقلیمی و عملکرد گندم با استفاده از مدل رگرسیونی (مطالعه موردی دشت سیلان‌خور)". *فصلنامه پژوهش‌های جغرافیایی*، دوره ۴۴، ۲۹-۲۳.

علیزاده، امین و کمالی، غلامعلی (۱۳۸۴). "اثرات تغییر اقلیم بر افزایش مصرف آب کشاورزی در دشت مشهد". *مجله تحقیقات جغرافیایی*، دوره ۱۷، ۲۰۱-۱۸۹.

غیور، حسنعلی و مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۷۶). "اثرات گرم‌ترشدن زمین بر چرخه آب در طبیعت". *فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*، دوره ۴۶، ۶۹-۵۳.

ناصری، محسن؛ تقوی، فرحناز و زهرایی، بنفشه (۱۳۸۸). "رفتار شناسی مکانی- زمانی بارش در محدوده استان قزوین با استفاده از روش توابع متعامد معمولی و فازی". *مجله فیزیک زمین و فضا*، دوره ۳۷، شماره ۳، ۲۰۳-۱۹۱.

نجف‌پور، بهرام (۱۳۸۵). "نقش اقلیم در برنامه‌ریزی و مدیریت محیط (با تأکید بر ایران)". *مجله پیک نور*، شماره ۲، ۱۲۶- ۱۱۶.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی". چاپ اول، انتشارات رسا.

واثقی، الهه و اسماعیلی، عبدالکریم (۱۳۸۷). "اثرات تغییرات اقلیم بر رانت زمین کشاورزی: مطالعه موردی ذرت". *مجله اقتصاد و کشاورزی*، دوره ۲، شماره ۳، ۴۷-۲۶.

وب سایت اداره کل هواشناسی استان قزوین، (www.qazvinmet.ir).

Angel, J. (2008). "Potential Impacts of Climate Change on Water Availability, Illinois State Water Survey". *Institute of Natural Resource Sustainability*, 12(1), 397-409.

Antle, J. M. (1996). "Meteorological Issues in Assessing Potential Impacts of Climate Change on Agriculture". *Agriculture Forest Meteoric,* 80, 67-85.

Bates, B., Kundzewicz, Z. W. & Palutikof, J. (2008). "Climate Change and Water". *Intergovernmental Panel on Climate Change*, 88, 197-206.

Connor, J., Kirby, M., Schwabe, K., Liukasiewics, A. & Kaczan, D. (2008). "Impacts of Reduced Water Availability on Lower Murray Irrigation, Australia, Socio-Economics and the Environment in Discussion", *CSIRO working paper series ISSN:* 1834-5638.

He, L., Tyner, W.E., Doukkali, R. & Siam, G. (2006). "Policy Options to Improve Water Allocation Efficiency: Analysis on Egypt and Morocco". *Water International,* 31, 320-337.

Heckelei, T. (2002). "Calibration and Estimation of Programming Models for Agricultural Supply Analysis", University of Bonn, No: 159.

Howitt, R. E. (1995). "Positive Mathematical Programming". *American Journal of Agricultural Economics*, 77(2), 329-342.

Howitt, R. E. (2005). "Pmp based Production Models- Development and Integration". The future of rural europe in the global agri-food system. Denmark, 21-23 August.

Howitt, R. E., Medellin-Azuara, J., MacEwan, D. & Lund, R. (2012). "Calibrating Disaggregate Economic Models of Agricultural Production and Water Management". *Science of the Environmental Modeling and Software*, 38, 244-258.

Medellan-Azuara, J., Harou, J. & Howitt, R. (2010). "Estimating Economic Value of Agricultural Water Under Changing Conditions and the Effects of Spatial Aggregation". *Science of the Total Environment*, 408, 5639-5648.

Meyer, A., Tsui, A. S. & Hinings, C. R. (1993). "Configurationally Approaches to Organizational Analysis". *Academy of Management Journal,* 36, 1175-1195.

Norwood, Ch. (2000). "A Dry Land Winter Wheat as Affected by Previous Crops". *Agronomy Journal*, 12(3), 147-159.

Sanchis, F. M. & Feijoo-Bello, M. L. (2009). "Climate Change and Its Marginalizing Effect on Agriculture". *Ecological Economics*, 68(3), 896-904.

Traynham, L., Palmer, R. & Polebitski, A. (2011). "Impacts of Future Climate Conditions and Forecasted Population Growth on Water Supply Systems in The Puget Sound Region". *Water Resource*, 137(2), 318-326.

Westcott, N., Hollinger, S. E. & Kunkel, K. E. (2005). "Use of Real Time Multisensory Data to Assess the Relationship of Normalized Corn Yield with Monthly Rainfall and Heat Stress across the Central United States". *Journal of Applied Meteorology*, 44 (11), 1667-1676.

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۵۶ـ۴۱)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (41-56)

مدل‌سازی سرایت شوک‌های نفتی بر بازار محصولات زراعی: مورد مطالعه کنجاله سویا و گندم

*** سعید شوال‌پور[۱]، آرمین جبارزاده[۲]، حسین خنجرپناه[۳]**
۱. استادیار علوم اقتصادی دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
۲. استادیار مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی اجتماعی، دانشگاه علم و صنعت، تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۱۸ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۲۲)

Modelling the Spillover of Oil Shocks on Crops Market: The Case of Soybean and Wheat

***Saeed Shavvalpour[1], Armin Jabbarzadeh[2], Hossein Khanjarpanah[3]**
1. Assistant Professor of Economics, University of Science and Technology, Tehran, Iran
2. Assistant Professor of Industrial Engineering, University of Science and Technology, Tehran, Iran
3. MSc. Student of Industrial Engineering, University of Science and Technology, Tehran, Iran
(Received: 9/Dec/2015 **Accepted:** 12/March/2016)

چکیده:
بازار جهانی محصولات کشاورزی استراتژیک مانند کنجاله سویا و گندم، تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت قرار دارد و این موضوع بر تصمیمات سیاست‌گذاران و تولیدکنندگان این حوزه تأثیرگذار است. در این مقاله، با توجه به اهمیت ریسک‌های وارد شده بر قیمت نفت، سعی شده است تا تأثیر ریسک بازار نفت بر بازار محصولات کشاورزی مشخص گردد. به همین دلیل، بازده روزانه قیمت جهانی کنجاله سویا و گندم به عنوان مهم‌ترین نهاده‌های کشاورزی و نفت برنت در طول بازه زمانی ۱ می ۲۰۰۷ تا آخر سال ۲۰۱۴ برای مدل‌سازی به کار رفته است. به منظور بررسی ارتباط بین بازارها، از مدل‌های تصحیح خطای برداری و واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره با ساختارهای VECH، BEKK و CCC استفاده شده است. نتایج مشخص می‌کند که بین بازارهای مورد بررسی، یک رابطه بلندمدت برقرار است. همچنین، بهترین روش برای مدل‌سازی سرریز ریسک، روش CCC بوده است که نتایج آن نشان می‌دهد سرریز ریسک مثبت و معنادار بین بازارهای نفت خام و محصولات کشاورزی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: سرریز ریسک، نهاده‌های کشاورزی، نفت، واریانس ناهمسان شرطی چندمتغیره.
طبقه‌بندی JEL: Q13، P28، C01.

Abstract:
Global market of strategic agricultural commodities such as soybean and wheat, is influenced by oil price fluctuations and this issue affects on policymakers and producers decisions. In this paper, with considering the importance of oil price shocks, it is tried to realize the impact of oil market risk on the agricultural commodities market. For this aim, daily returns of global price of soybean and wheat as the most important agricultural beans and Brent oil in the period of 1 May 2007 to end of 2014 are applied in modelling. Vector Error Correction Model (VECM) and Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH) with VECH, BEKK and CCC methods are applied for investigating of relationships between markets. The results specify that a long run relationship is existed between the studied markets. Also, CCC method has been the best method for risk spillover modelling, which its results show that positive and significant relationship is exited between crude oil and agricultural commodities markets.

Keywords: Risk Spillover, Agricultural Beans, Oil, MGARCH.
JEL: Q13, P28, C01.

* **نویسنده مسئول:** سعید شوال‌پور
E-mail: shavvalpour@iust.ac.ir

*Corresponding Author: Saeed Shavvalpour

۱. مقدمه

با توجه به یکپارچه و جهانی شدن بازارهای اقتصادی، این بازارها به صورت پیچیده‌ای در ارتباط با یکدیگر عمل می‌کنند و به همین دلیل، محققان و سیاست‌گذاران زیادی در تلاش هستند تا با کشف و تحلیل نحوه ارتباط بین بازارهای مختلف، در جهت پیشرفت نظام اقتصادی قدم بردارند. در این حوزه، بررسی اثر سرایت ریسک[1] در بازارها از اهمیت بالایی برخوردار است؛ چون با درک روابط سرایت می‌توان در اثر ایجاد شوک در یک بازار، رفتار بازارهای دیگر را پیش‌بینی و کنترل کرد. در طول دهه‌های اخیر مشاهده شده است که به علت آزادی مالی و اقتصادی، بازارهای جهانی متلاطم‌تر از گذشته شده‌اند. بنابراین با توجه به یکپارچه شدن بازارها و همچنین تلاطم بالای آنها، رفتار قیمتی بازارهای کالا نیز به تغییراتی نظیر تغییرات آب و هوا، جنگ، خصوصی‌سازی، اقتصاد سیاسی، انتظارات روانی سرمایه‌گذاران و همچنین اتفاقات پیش‌بینی نشده، حساس‌تر شده است (یو و همکاران[2]، ۲۰۰۸: ۲۶۲۴). در سال‌های اخیر، شاهد افزایش نقدینگی در بازارهای کالا با افزایش سرمایه‌گذران در این بازارها بوده‌ایم، چرا که سرمایه‌گذاران برای پوشش ریسک سرمایه‌های خود در بازارهای متفاوتی سرمایه‌گذاری می‌کنند (ویوان و وهار[3]، ۲۰۱۲: ۳۹۵).

تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت محصولات کشاورزی را از دو جنبه می‌توان در نظر گرفت. در درجه اول، تغییرات قیمت نفت بر روی قیمت محصولات کشاورزی با افزایش هزینه‌های انرژی محور صنعت کشاورزی نظیر هزینه سم برای از بین بردن آفات، کود و همچنین هزینه‌های حمل و نقل تأثیرگذار است. از طرف دیگر، این شوک‌ها باعث خواهند شد تا تمایل به تولید بیشتر اتانول از طریق نهاده‌هایی نظیر ذرت و کنجاله سویا افزایش یابد و در نتیجه تقاضای این نهاده‌ها افزایش می‌یابد که این افزایش تقاضا منجر به افزایش قیمت در این نهاده‌ها می‌گردد.

نوسان‌های بزرگ در قیمت نفت و گندم را می‌توان مرتبط با شرایط ناسازگار آب و هوا، جنگ‌ها و بحران‌های مالی دانست. برای مثال، قیمت گندم در ماه می سال ۲۰۰۷، حدوداً ۲۰۰ دلار به تن معامله می‌شد که این قیمت در ژوئن سال ۲۰۱۱، به مقداری بالاتر از ۵۳۰ دلار به تن رسیده و در ژانویه ۲۰۱۴، حدوداً به ۳۸۰ دلار به تن رسیده است. به صورت مشابه، قیمت نفت برنت از مقدار حدود ۶۲ دلار به هر بشکه در ماه می سال ۲۰۰۷، به قیمت بالاتر از ۱۲۵ دلار در هر بشکه در ماه ژوئن سال ۲۰۱۱ رسیده و در ماه ژانویه ۲۰۱۴، با قیمتی حدود ۱۰۵ دلار به هر بشکه معامله شده است. این نحوه حرکت قیمت‌ها، تلاطم و ریسک بازارها برای محققان، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران گیج کننده است. درک و فهم نحوه تلاطم سری زمانی و الگوی سرایت ریسک در بین بازارهای مختلف برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران از اهمیت بالایی برخوردار است.

روش‌های مختلفی برای مدل‌سازی و بررسی سرریز ریسک در بازارها در ادبیات وجود دارد. از جمله آن می‌توان به واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته چندمتغیره[4] اشاره کرد. همچنین اخیرا از روش خودتوضیح برداری[5]–GARCH نیز برای آزمون سرریز ریسک بین بازارهای سهام نوظهور و توسعه یافته استفاده شده است (سینگ و همکاران[6]، ۲۰۱۰: ۵۵). بدین ترتیب، مطالعه اثر سرریز ریسک در بازارهای مختلف، کاربرد بالایی را برای سرمایه‌گذاران و مدیران سبدسهام، پیش‌بینی قیمت آینده محصول و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد (مالیک و هاموده[7]، ۲۰۰۷: ۳۵۷). مطالعات موجود در ادبیات بیشتر بر روی سرریز ریسک با بررسی تلاطم در بازارهای مالی نوظهور و توسعه یافته، تمرکز داشته‌اند.

در این مطالعه، سعی خواهد شد تا رابطه و سرریز ریسک بین بازارهای محصولات کشاورزی و بازار نفت خام با استفاده از مدل‌های MGARCH مدل‌سازی شود. به همین منظور از نهاده‌های کنجاله سویا و گندم به عنوان مهم‌ترین محصولات زراعی کشاورزی و نفت خام برنت برای سنجش سرریز ریسک استفاده می‌شود. در این راستا برای مدل‌سازی میانگین از روش VECM و برای مدل‌سازی واریانس و اثرات سرریز از مدل‌های MGARCH استفاده شده است. ساختار این مقاله بدین صورت است که ابتدا در بخش ۲، به بررسی مبانی نظری موضوع و همچنین مطالعات انجام گرفته در این حوزه پرداخته می‌شود. در بخش ۳، در مورد روش پژوهش به کار رفته در مطالعه بحث خواهد شد. نتایج عددی حاصل در بخش ۴ ارائه خواهد شد و در نهایت، نتیجه‌گیری و بیان پیشنهادات برای

1. Risk spillover
2. Yu et al. (2008)
3. Vivian & Wohar (2012)
4. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)
5. Vector Autoregressive (VAR)
6. Singh et al. (2010).
7. Malik & Hammoudeh (2007)

مطالعات آتی در بخش ۵ انجام خواهد شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

به عنوان یک اصل اساسی در پیشرفت اقتصادی، نفت در تمامی جنبه‌های جامعه نفوذ کرده است (هی و همکاران[1]، ۲۰۱۲: ۵۶۴). شوک‌های قیمتی نفت نه تنها بر روی اقتصاد کلان اثر می‌گذارد، بلکه ریسک‌هایی را نیز برای توسعه صنایع مختلف به دنبال خواهد داشت. بسیاری از مردم افزایش قیمت نفت را موجب افزایش تورم می‌دانند و در نتیجه افزایش قیمت عوامل تولید باعث آن می‌شود تا هزینه‌های تولید افزایش یابد. وجود رابطه در بین بازارهای نفت خام و کالا (محصولات کشاورزی) را می‌توان از منظرهای مختلفی بررسی کرد. بر اساس نظریه فشار هزینه، عامل اصلی و منشاء افزایش قیمت نهایی کالا، افزایش هزینه‌های تولید آنها می‌باشد. از جمله مکانیزم‌های موجود در اثرات بازارها بر یکدیگر می‌توان به نظام عرضه و تقاضا اشاره کرد. با توجه به حجم بالای تجارت محصولات کشاورزی در تجارت جهانی، قیمت این محصولات به شدت تحت تأثیر تکانه‌های قیمت نفت است. مهم‌ترین تأثیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، تأثیر بر امنیت غذایی مردم به ویژه در کشورهای در حال توسعه است. واردات نهاده‌ها یکی از اجزاء واردات بخش کشاورزی است که دارای رویکردهای مختلف می‌باشد. واردات نهاده‌ها از یکسو برای تولید محصول و کالا برای مصرف در داخل است و از سوی دیگر می‌تواند در راستای تولید محصول برای صادرات صورت پذیرد. بنابراین واردات نهاده‌ها لزوماً به کاهش ضریب امنیت غذایی نمی‌انجامد. اگر واردات نهاده‌ها به افزایش اشتغال و رونق فضای کسب و کار، توأم با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی و در نهایت افزایش رشد تولید ناخالص داخلی بیانجامد، قابل توجیه و حمایت است و هرگاه واردات نهاده‌ها به ارزش افزوده بیشتر منجر نگردد، موجب کاهش ضریب امنیت غذایی خواهد شد و باید مورد تجدید نظر قرار گیرد.

به این ترتیب، با توجه به جایگاه مهم محصولاتی مانند گندم در سبد غذایی خانوار، افزایش قیمت این محصول استراتژیک تأثیر مهمی در رفاه اقتصادی خواهد داشت. از سوی دیگر، کنجاله سویا یکی از نهاده‌های اصلی صنعت دامپروری و مرغداری به شمار می‌آید. نوسان قیمت این نهاده، تأثیر بسزایی در ریسک این کسب و کار خواهد داشت. افزایش ریسک، سرمایه‌گذاری در صنعت دامپروری و مرغداری را متأثر می‌سازد و این موضوع نیز علاوه بر اشتغال بخش‌های روستایی و کشاورزی، امنیت غذایی را تحت تأثیر قرار خواهد داد (قریب، ۱۳۹۱: ۳۴۸).

به این ترتیب برای بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر قیمت محصولات کشاورزی، ارتباط بازار این محصولات با بازار نفت مورد واکاوی قرار می‌گیرد. چون که قیمت نفت به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است، معکوس منحنی عرضه برای نفت کاملاً کششی است. قیمت نفت را می‌توان به صورت احتمالی به صورت $p_{.} = \overline{p_{.}} + \lambda$ بیان کرد که در آن، $\overline{p_{.}}$ مقدار قیمت انتظاری و λ یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_{λ}^{2} است. بنابراین معکوس منحنی عرضه برای نفت بر اساس مقدار مؤلفه‌های احتمالی می‌تواند به بالا یا پایین جابه‌جا شود. بیان تغییرپذیری محصولات کشاورزی پیچیده‌تر است چون نیاز است تا برخی از متغیرها نظیر (تقاضای برخی از محصولات کشاورزی برای تولید سوخت و دیگر فعالیت‌ها) بر قیمت تعادلی آن محصولات اثر می‌گذارد. برای ساده بودن کار، فرض می‌شود که توابع کشش ثابت عرضه و تقاضا برای محصولات کشاورزی استفاده شود و خروجی به صورت لگاریتم نرمال توزیع شده باشد (نیوبری و ستگلیتز[2]، ۱۹۸۱: ۳). اگر کشش‌های تقاضا و عرضه متراکم شناخته شده باشند، می‌توان ضریب تغییر تقاطع منحنی عرضه نفت را به دست آورد. فرض می‌شود که معکوس منحنی عرضه سالیانه برای نفت، یک ضریب تغییر ثابت با توجه به قیمت عرضه نفت (p_o)، دارد. می‌توان تابع تقاضا (Q_{DC}) با کشش ثابت برای برخی محصولات کشاورزی (به جز تقاضا برای تولید انرژی) را به صورت زیر بیان کرد:

$$Q_{DC} = AP_{DC}^{\varphi}, \varphi < 0 \qquad (1)$$

و مقدار عرضه (Q_{SC}) با کشش ثابت برای محصول کشاورزی را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$Q_{SC} = AP_{SC}^{\eta}, \eta < 0 \qquad (2)$$

که در آن P_{SC} و P_{DC} قیمت عرضه و تقاضای محصول است. با فرض آنکه خروجی به صورت لگاریتم نرمال توزیع شده است می‌توان فرم تابع معکوس عرضه را به صورت زیر بیان کرد:

1. He et al. (2012)

2. Newbery & Stiglitz (1981)

$$P_{SC} = (Q_{SC}/B)^{1/\eta}, Q_{SC} = \bar{Q}_{SC}\theta, E\theta = 1, Var\theta \cong \sigma_\theta^2, CV_{Q_{SC}} \cong \sigma_\theta \quad (3)$$

با حل $P_{DC} = P_{SC}$ داریم:

$$P_C = (A/B)^{\frac{1}{\eta-\varphi}}.\theta^{\frac{1}{\eta-\varphi}} \quad (4)$$

بنابراین تغییر در قیمت تعادلی سالیانه محصول کشاورزی در صورت در نظر نگرفتن تولید انرژی از آنها به کشش‌های تقاضا و عرضه (η و ε) وابسته است. بنابراین در این حالت می‌توان ضریب تغییرات قیمت محصول کشاورزی را به صورت زیر در نظر گرفت (یانو و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۶):

$$CV_{P_C} \cong \frac{\sigma_\theta}{\eta - \varphi} \quad (5)$$

هر چقدر که منحنی عرضه یا تقاضا غیرکششی تر شود، مقدار ضریب تغییرات قیمت محصول شیمیایی افزایش پیدا می‌کند. از طرفی دیگر می‌توان رابطه بین قیمت‌های نفت و محصول کشاورزی را به صورت زیر بیان کرد:

$$P_C = \alpha P_O - C \quad (6)$$

که در معادله ذکر شده، α ضریب حساسیت محصول کشاورزی نسبت به قیمت نفت و $\mathbf{C}$ هزینه‌های عملیاتی می‌باشد. برای پیدا کردن مقدار ضریب تغییرات p_o با توجه به نفت استفاده شده، با توجه به معادله شماره (۶) داریم:

$$CV_{P_O} = \frac{\sigma_\theta}{\eta - \varphi}\frac{EP_O - C/\alpha}{EP_O} \quad (7)$$

بنابراین می‌توان طبق معادله فوق بیان نمود که تغییرات قیمتی محصول کشاورزی تابعی از معکوس کشش عرضه و تقاضای انتظاری از قیمت نفت می‌باشد (شکل ۱).

همان‌گونه که در شکل ۱ نیز ملاحظه می‌گردد، در طرف راست، نمودار عرضه و تقاضای بازار نفت خام ارائه شده و در سمت چپ این شکل، نمودارهای عرضه و تقاضای بازار محصولات کشاورزی مشخص شده است. می‌توان مشاهده نمود که تغییر مقدار عرضه در بازار نفت خام می‌تواند باعث تأثیر بر روی میزان تقاضا و عرضه در بازار محصولات کشاورزی گردد. مدل‌سازی تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت نهاده‌های کشاورزی، سیاست‌گذاران را قادر می‌سازد تا تأثیرات کمی این شوک‌ها را محاسبه نموده و بر اساس شدت این تأثیرات، نسبت به اتخاذ اقدامات لازم برای پوشش ریسک و جبران هزینه‌های اجتماعی و اقتصادی ناشی از بروز شوک اقدام نمایند. در نتیجه برآورد هر چه دقیقتر تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت نهاده‌های کشاورزی، امکان اتخاذ سیاست مناسب و چارچوب مدیریت ریسک را فراهم خواهد ساخت (وحیدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۷).

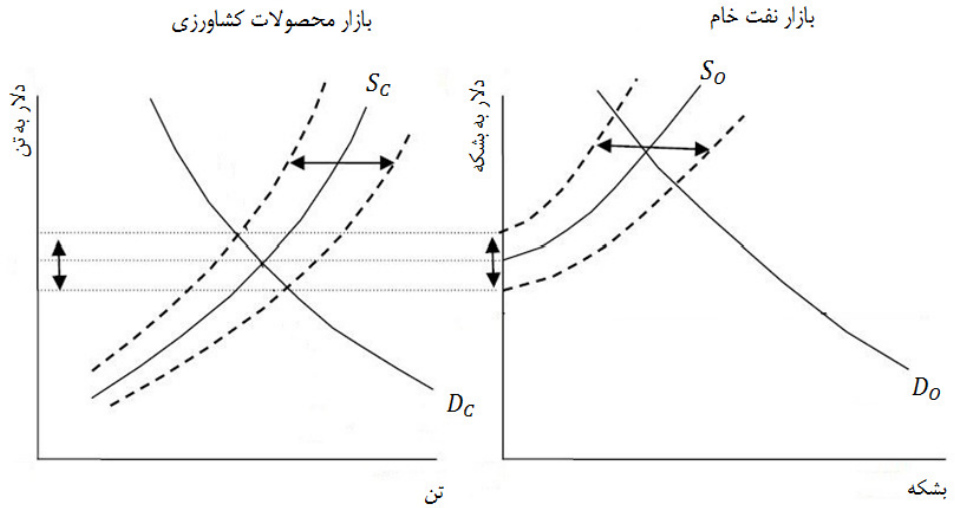
۲-۲- پیشینه پژوهش

نوسانات قیمت نفت با فعالیت‌های اقتصادی-اجتماعی به صورت تنگاتنگی در ارتباط است. با توجه به مرور ادبیات در سال‌های اخیر، کاملاً مشهود است که با توجه به اهمیت نوسانات نفت و تأثیر آن بر عوامل اقتصادی دیگر، مطالعات زیادی در این حوزه انجام گرفته است. مقالات زیادی در زمینه سرریز تلاطم بین بازارهای مختلف وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به دو و هی[2] (۲۰۱۵)، بوری[3] (۲۰۱۵) و سادروسکی[4] (۲۰۱۴) اشاره کرد. از میان مطالعات موجود، بیشتر آنها بر روی تأثیر شوک‌های نفت بر روی متغیرهای کلان اقتصاد، صنایع مرتبط و غیر مرتبط با انرژی تمرکز داشته‌اند. باید عنوان کرد که بیشتر مقالات موجود در بررسی بازارهای نفتی و بازارهای مالی بوده است و مطالعات بسیار کمی در زمینه تأثیر بازارهای نفت بر بخش محصولات کشاورزی انجام گرفته است.

برخی از مطالعات به وسیله آنالیز علیت پنل، از وجود سرایت اطلاعات از قیمت جهانی نفت بر قیمت محصولات کشاورزی، خبر دادند (فرزانگان و مارکواردت[5]، ۲۰۰۹: ۱۳۴ و نازلیگلو و سویتاس[6]، ۲۰۱۲: ۱۰۹۸). شوک‌های قیمی نفت، اثرات مختلفی بر روی قیمت محصولات کشاورزی در دوره‌های مختلف دارد. قبل از بحران غذایی در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۶، شوک‌های قیمت نفت فقط به عنوان اصطکاکی کم در تفاوت قیمت محصولات کشاورزی به حساب می‌آمد، اما پس از بحران، شوک‌های قیمتی نفت، تلاطم‌های بیشتری را در قیمت محصولات کشاورزی نسبت به شوک‌های تقاضا ایجاد کردند (وانگ و همکاران[7]، ۲۰۱۴: ۳۴). همان‌گونه که پیش‌تر بیان شده است، میان بازارهای نفت خام و محصولات کشاورزی از منظرهای مختلف، ارتباط برقرار است. بر اساس آنالیز علیت غیرخطی، نازلیگلودریافت که یک علیت غیرخطی غیرمستقیم ماندگار از بازار نفت بر روی قیمت در بازارهای کنجاله سویا و ذرت وجود دارد (نازلیگلو، ۲۰۱۱: ۲۹۳۵).

1. Yano et al. (2010)

2 .Du & He (2015)
3 .Bouri (2015).
4 .Sadorsky (2014)
5 .Farzanegan & Markwardt (2009)
6. Nazlioglu & Soytas (2011)
7. Wang et al. (2014)



شکل ۱. تأثیر عرضه در بازارهای نفت و محصولات کشاورزی بر روی یکدیگر

مأخذ: یانو و همکاران، ۲۰۱۰

در بررسی شوک‌های تقاضای نفت جهانی، موتوک و همکاران نتیجه گرفتند که این شوک‌های حاصل از فعالیت اقتصاد بهبودیافته، نقش مهمی را در بازار کتان بازی می‌کنند، این در حالی است که شوک‌های عرضه نفت خیلی در ایجاد تفاوت قیمتی کتان نقش نداشته است. البته باید بیان کرد که امکان دارد در برخی از کشورها ارتباط میان بازار نفت و محصولات کشاورزی وجود نداشته باشد (موتوک و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۵). نازلیگلو و سویتاس دریافتند که قیمت نفت و قیمت محصولات کشاورزی در ترکیه بر روی هم تأثیرگذار نیستند (نازلیگلو و سویتاس، ۲۰۱۱: ۴۸۸).

در همین راستا، ژانگ و قو به بررسی اثرات قیمت جهانی نفت بر روی قیمت محصولات کشاورزی در چین پرداختند. آنها از قیمت روزانه نفت برنت و محصولاتی نظیر کنجاله سویا، گندم، کتان و ... و مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی برای مدل‌سازی استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد که شوک‌های قیمت نفت بر روی محصولات کشاورزی تأثیرات مختلفی دارد. همچنین اثر شوک‌ها بر روی بیشتر محصولات کشاورزی نامتقارن بوده‌اند (ژانگ و قو[2]، ۲۰۱۵: ۳۵۴). ناتانلو و همکاران بر روی حرکت‌های قیمتی بین بازارهای آتی نفت خام و آتی طلا و محصولات کشاورزی تمرکز کردند. آنها در مطالعه خود از روش‌های مختلف هم‌انباشتگی و آزمون‌های علیت استفاده کردند. نتایج آنها بیان‌گر آن بود که همبستگی حرکتی یک اصل پویا است و برخی از توسعه‌های اقتصادی و سیاسی می‌تواند باعث تغییر ارتباط بین محصولات گردد (ناتانلو و همکاران[3]، ۲۰۱۱: ۴۹۷۱). منسی و همکاران از یک مدل VAR-GARCH برای بررسی ارتباط بین سرایت تلاطم بین بازارهای سهام، انرژی، کشاورزی و طلا در طول سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ استفاده کردند. آنها در نتایج خود عنوان کردند که یک رابطه معنادار بین شاخص S&P 500 و بازارهای کالا وجود دارد. شوک‌های قبلی و تلاطم S&P 500 بر روی بازارهای نفت و طلا به صورت قدرتمندی تأثیرگذار است (منسی و همکاران[4]، ۲۰۱۳: ۱۵).

در مطالعات داخلی نیز در مورد سرریز ریسک مطالعات زیادی انجام شده است. کشاورزیان و همکاران به بررسی اثر سرریز نرخ دلار بر قیمت نفت خام پرداختند. آنها در مطالعه خود از الگوی VECM-MGARCH استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد که یک رابطه علیت در بازار نرخ دلار آمریکا و قیمت نفت خام در بلندمدت، یک طرفه و از بازار ارز به بازار نفت وجود دارد. همچنین سرریز ریسک از بازار نفت به ارز وجود نداشته در صورتی که نوسانات از بازار ارز به بازار نفت سرریز شده‌اند و قسمتی از ریسک بازار نفت از بازار ارز نشأت می‌گیرد (کشاورزیان و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۳۱). سیدحسینی و ابراهیمی سرایت تلاطم بین شاخص سهام بازارهای تهران، استانبول و دبی را که به عنوان سه بازار نوظهور در منطقه

1. Mutuc et al. (2010)
2. Zhang & Qu (2015)

3 Natanelov,(2011)
4. Mensi, (2013)

شناخته شده‌اند، بررسی کردند. آنها در مطالعه خود از داده‌های روزانه سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ و مدل‌های GARCH چندمتغیره استفاده کردند. یافته‌های آنها نشان داد که سرایت تلاطم از بازار دبی به بازار تهران معنادار بوده است در حالی که این رابطه به صورت عکس مشاهده نشده است و همچنین از بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی وجود داشته است (سیدحسینی و ابراهیمی، ۱۳۹۲: ۸۱). نیکومرام و همکاران سرایت تلاطم بازارهای موازی بازار سرمایه بر صنایع بورسی را مورد مطالعه قرار دادند. آنها در مطالعه خود داده‌های سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ را با استفاده از روش تحلیل VAR و مدل MGARCH مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که اثر سرایت پذیری صنایع بورسی صادرات محور از بازار موازی ارز تایید می‌شود و اثر سرایت پذیری صنایع واردات محور از بازارهای موازی ارز و طلا تأیید نمی‌شود. همچنین رابطه مثبت و دوسویه‌ای بین دو بازار ارز و طلا وجود داشته است (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵).

اما در زمینه ارتباط میان بازار نفت خام و بخش کشاورزی مطالعات چندان گسترده‌ای صورت نگرفته است. یزدانی و شرافتمند به بررسی تأثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی ایران در سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۶ پرداختند. بررسی تأثیر ضربه‌های درآمد نفت در مطالعه آنها بر سهم بخش کشاورزی در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن پدیده همزمانی و روش کمترین مربعات دومرحله‌ای مدل‌سازی شده است. نتایج تحقیق آنها نشان داد که تأثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی نامتقارن است بدین ترتیب که ضربه‌های منفی بر بخش کشاورزی اثر معناداری ندارند در حالی‌که ضربه‌های مثبت تأثیر منفی و معنی داری بر سهم بخش کشاورزی داشته است (یزدانی و شرافتمند، ۱۳۹۰: ۵۱). پیری و همکاران هم با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که رابطه بلندمدت و هم‌جمعی میان متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی و سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل وجود داشته است. همچنین تأثیرات شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی و معنی‌دار بوده است (پیری و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۷۵).

در نهایت می‌توان گفت که بررسی ارتباط میان بازار نفت و محصولات کشاورزی در ادبیات خارجی بیشتر از داخلی کار شده است و مطالعات کمی در ادبیات داخلی در این حوزه وجود دارد. همچنین بیشتر مطالعات انجام شده در حوزه سرریز و سرایت ریسک مربوط به بازارهای مالی و نفت بوده است و حجم کمی از مطالعات به بررسی نفت و بازارهای کالا و به ویژه بازار محصولات کشاورزی پرداخته‌اند.

۳. روش پژوهش

در این پژوهش از روش‌های سری زمانی برای تحلیل تغییرات میانگین و واریانس سری‌های قیمت نفت و محصولات کشاورزی (گندم و کنجاله سویا) استفاده می‌شود. به این منظور ابتدا با استفاده از روش خودتوضیحی برداری پویایی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت قیمت نفت و هر یک از محصولات کشاورزی مدل‌سازی شده و معادله میانگین مدل‌سازی می‌شود. به این ترتیب، گام‌های مدل‌سازی عبارتند از: الف) برآورد معادله میانگین با لحاظ ارتباطات پویای میان متغیرها با استفاده از روش خودتوضیح برداری و مدل VECM و ب) برآورد معادله واریانس با استفاده از مدل‌های واریانس شرطی چند متغیره. در زیر به اختصار این روش‌ها توضیح داده می‌شود:

۳-۱- روش VECM

برای بیان ارتباط بلندمدت میان متغیرها با تغییرات کوتاه مدت آنها، مدل VECM مورد استفاده قرار می‌گیرد. این الگو با استفاده از تفاضل‌گیری متغیرهای موجود در مدل VAR و وقفه دوره قبل جزء اختلال رابطه بلندمدت ساخته می‌شود. تعداد وقفه‌ها در مدل VECM، از تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR، یکی کمتر است.

ساختار مدل VECM به صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta X = C + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

X_t یک بردار $m \times 1$ است که در آن، m بیانگر تعداد متغیرهای موجود در سیستم معادلات می‌باشد. ΔX نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرها، ε_t بردار $m \times 1$ پسماندهای عبارت مربوط به X_{t-1} و ضابطه تصحیح خطا[1] است که انحراف از رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد. در نهایت γ_i بیانگر ضرایب کوتاه مدت در وقفه i می‌باشد. همچنین $\pi = \alpha\beta'$ است که π از ضرب ۲ ماتریس حاصل می‌شود. α سرعت همگرایی به سوی بلندمدت را بیان می‌کند و همچنین نشان دهنده ضریب تعدیل عدم تعادل و β ماتریس ضرایب

1. Error Correction Term (ECT)

روابط تعادلی بلندمدت می‌باشد. اگر π از نظر آماری بی‌معنا باشد، می‌توان نتیجه گرفت که سری مورد بررسی تمایل کمی برای رسیدن به تعادل بلندمدت دارد و بدین ترتیب، دو متغیر در دوره بعد از تعادل بلندمدت فاصله می‌گیرند. معادله VECM با استفاده از روش بیشینه درستنمایی[1] تخمین زده می‌شود و رابطه بلندمدت در آن بررسی می‌گردد. از آنجایی که واریانس ناهمسانی در جملات اخلال، از جمله ویژگی‌های بازارهای مالی است، بنابراین پس از آن بایست از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی، استفاده گردد تا واریانس ناهمسانی مدل شود و ضرایب از اعتماد لازم برای استنتاج برخوردار شوند.

نکته قابل ذکر آنکه، هدف از برآورد یک مدل VECM ایجاد ارتباط میان رفتار کوتاه مدت متغیرها با پویایی‌های بلندمدت است. در نتیجه، در این گونه مدل‌ها، بیش از آنکه روابط علی و معلولی بین متغیرها اهمیت داشته باشد، تعیین تعداد وقفه بهینه اهمیت دارد و تصریح صحیح مدل عملاً به مفهوم وارد کردن وقفه‌های بهینه از متغیرهای درون سیستم است. برای تعیین وقفه بهینه از معیارهای مربوطه مانند آماره آکائیک و شوارتز استفاده می‌شود.

۳-۲- مدل‌های GARCH چندمتغیره

برای تخمین ماتریس واریانس-کواریانس شرطی از مدل‌های GARCH چندمتغیره استفاده می‌شود. مدل‌های MGARCH را از نظر تخمین ماتریس واریانس-کواریانس می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی کرد: مدل‌هایی که این ماتریس را به صورت مستقیم تخمین می‌زنند و مدل‌هایی که ماتریس را به دو بخش واریانس شرطی و همبستگی شرطی تقسیم و سپس مدل‌سازی پویا بر روی آن انجام می‌دهند. از جمله مدل‌هایی که ماتریس را به صورت مستقیم تخمین می‌زنند می‌توان به روش‌های VECH و BEKK اشاره کرد. از جمله مدل‌های موجود در دسته دیگر نیز مدل CCC می‌باشد که ماتریس را به دو قسمت واریانس شرطی و همبستگی شرطی تجزیه کرده و سپس هرکدام را تخمین می‌زنند. روش عملکرد مدل‌های بیان شده به صورت زیر می‌باشد:

۱. روش VECH

در این روش که توسط برسلوو و همکاران (۱۹۸۸) بیان شده است، تمامی واریانس و کواریانس شرطی‌ها به صورت تابعی از واریانس و کواریانس شرطی با همه تأخیرهای گذشته خود هستند.

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^{q} A_j\, vech(\varepsilon_{t-j}\varepsilon_{t-j}') + \sum_{j=1}^{p} B_j\, vech(H_{t-j}) \quad (۹)$$

عملگر $vech$ عناصر پایین مثلثی ماتریس H_t را خارج می‌کند. C بردار ثابت و A_j و B_j ماتریس پارامترها هستند. مشکل اصلی این روش، افزایش تعداد پارامترهای تخمینی به هنگام افزایش تعداد نمونه و همچنین نبود تضمینی مبنی بر معین مثبت بودن ماتریس H_t است.

۲. روش BEKK

این روش توسط انگل و کرونر (۱۹۹۵) معرفی شده است. این مدل تعمیمی از مدل VECH می‌باشد که در آن مشکل معین مثبت بودن ماتریس برطرف شده است.

$$H_t = C\acute{C} + \sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{k} \acute{A}_{kj}\, \varepsilon_{t-j}\, \varepsilon_{t-j}' A_{kj} + \sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{k} \acute{B}_{kj}\, H_{t-j}\, B_{kj} \quad (۱۰)$$

که در آن $C\acute{C}$، A_{kj} و B_{kj} ماتریس پارامترها و C یک ماتریس پایین مثلثی است. تجزیه کردن ماتریس C به حاصلضرب دو ماتریس پایین مثلثی، معین مثبت بودن ماتریس H_t را تضمین می‌کند.

۳. روش CCC

روش CCC، توسط برسلوو (۱۹۹۰) معرفی شد. در این روش ماتریس واریانس-کواریانس شرطی را به صورت زیر تجزیه می‌کنند.

$$H_t = D_t P D_t \quad (۱۱)$$

که در آن، D_t ماتریس واریانس شرطی است که به صورت پویا می‌باشد و می‌توان آن را به صورت زیر بیان کرد:

$$D_t = \left[\sigma_{11,t}, \sigma_{22,t}, \dots, \sigma_{nn,t}\right] \quad (۱۲)$$

همچنین، P ماتریس همبستگی شرطی است که به صورت ثابت در طول زمان در نظر گرفته شده است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$P = [\rho_{ij}] \quad (۱۳)$$

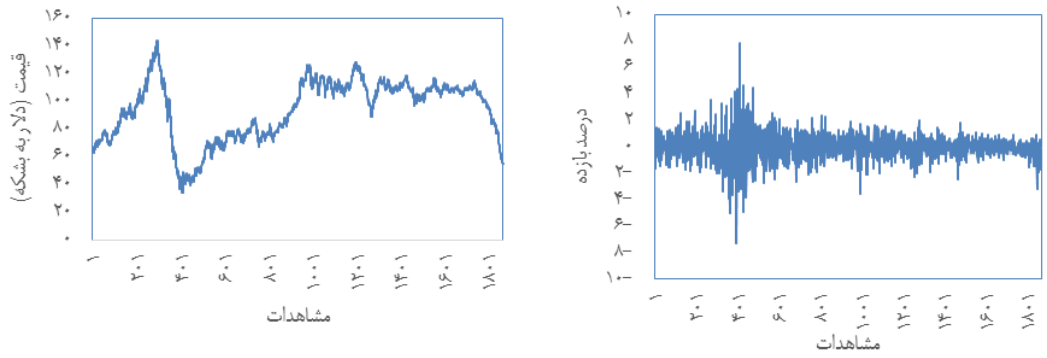
به طوری که به ازای $i = 1, \dots, N$، $\rho_{ii} = 1$ می‌باشد. برای به دست آوردن H_t با این روش داریم:

$$H_t = C + \sum_{j=1}^{q} A_j \varepsilon_{t-j}^{2} + \sum_{j=1}^{p} B_j H_{t-j} \quad (۱۴)$$

بدین ترتیب، در این مقاله از این ۳ روش مختلف

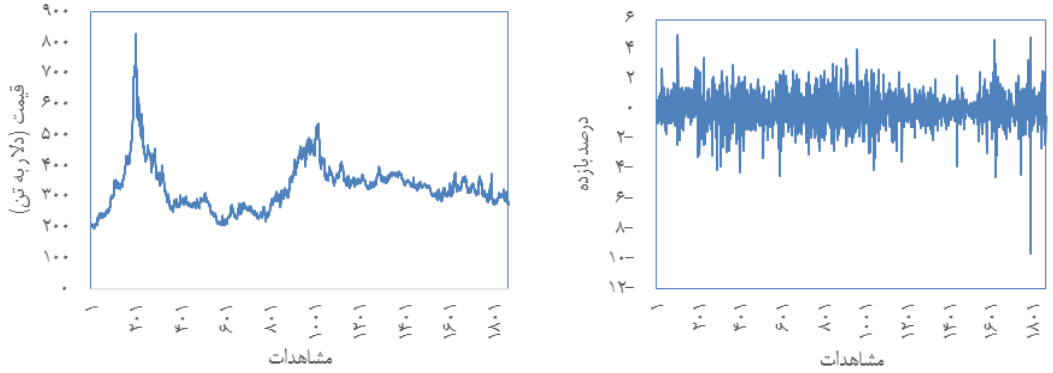
1. Maximum Likelihood

MGARCH برای مدل‌سازی استفاده می‌شود و بهترین مدل با استفاده از معیارهای SBC و AIC مشخص می‌گردد.



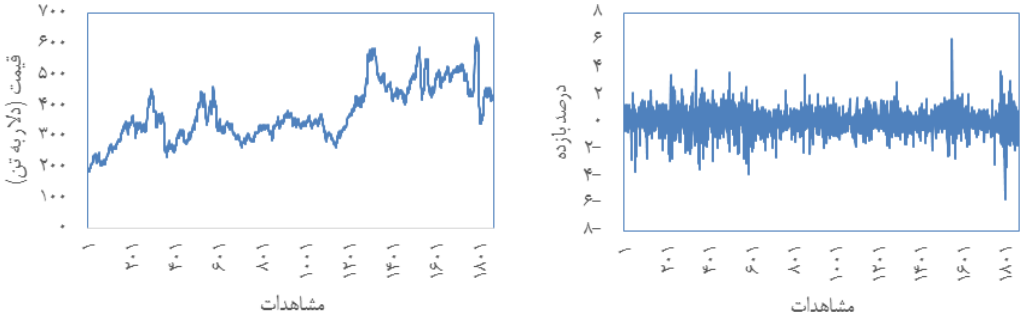
شکل ۲. نمودار قیمت و بازده نفت برنت

مأخذ: سایت ذخیره داده‌های اقتصادی (۲۰۱۴)



شکل ۳. نمودار قیمت و بازده کنجاله سویا

مأخذ: سایت ژورنال وال استریت (۲۰۱۴).



شکل ۴. نمودار قیمت و بازده گندم

مأخذ: سایت ژورنال وال استریت (۲۰۱۴)

٤. نتایج عددی

در این مقاله، به علت اهمیت کنجاله سویا و گندم در محصولات زراعی کشاورزی، از قیمت جهانی این دو سری زمانی استفاده شده است. همچنین از بازار نفت نیز سری زمانی نفت برنت استفاده شده است. داده‌ها به صورت روزانه در بازه زمانی ۱ می ۲۰۰۷ تا آخر سال ۲۰۱۴ بررسی می‌شوند که تعداد

مشاهدات آن ۱۸۶۶ داده می‌باشد. داده‌های مربوط به محصولات کشاورزی از سایت ژورنال وال استریت[1] (۲۰۱۴) و داده‌های قیمت نفت برنت از سایت مجموعه ذخیره داده‌های اقتصادی[2] (۲۰۱۴) دریافت شده است. برای مطمئن شدن از پایایی داده‌ها و همچنین مقایسه سری‌های زمانی مختلف، از بازده‌های لگاریتمی سری‌های زمانی استفاده می‌گردد که از طریق معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \times 100, \quad t = 1, \dots, T \qquad (15)$$

شکل‌های ۲ الی ۴، نشان دهنده سری‌های زمانی قیمت و بازده لگاریتمی متغیرهای مورد بررسی می‌باشند.

در هرکدام از شکل‌های ۲ الی ۴، قیمت‌های تاریخی سری‌های زمانی مورد بررسی در سمت چپ شکل و بازده لگاریتمی آن در سمت راست شکل‌ها نشان داده شده است. لازم به ذکر است که بازده لگاریتمی متغیرها از طریق معادله (۱۵) به دست آمده است.

برخی از آمارهای توصیفی مربوط به سری‌های زمانی مورد بررسی در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. آمارهای توصیفی مرتبط با سری‌های زمانی

متغیر		نفت برنت	کنجاله سویا	گندم
میانگین		-۰/۰۰۳۹	۰/۰۱۸۴	۰/۰۰۶۱
ماکزیمم		۷/۸۷۳	۶/۱۳۳	۴/۹۷۵
مینیمم		-۷/۳۱	-۵/۶۷۶	-۹/۶۳۱
انحراف استاندارد		۰/۹۲۵۳	۰/۹۳۲۳	۱/۰۷۱۵
چولگی		۰/۰۰۵۴	-۰/۲۲۷۸	-۰/۴۴۸۲
کشیدگی		۱۰/۹۲۸	۶/۵۸۷	۸/۰۲۲
تست Jarque-Bera		۴۸۸۵/۲۳***	۱۰۱۶/۸۹***	۲۰۲۴/۰۹***
		۳۸/۵۱۵***	۶۱/۰۹۲***	۲۵/۲۴۳**
		۸۱۵/۵***	۲۱۷/۰۹***	۸۶/۰۳۶***

*** معنادار در سطح ۱٪ ، ** معنادار در سطح ۵٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد، انحراف استاندارد بازده گندم از بقیه سری‌های زمانی بالاتر بوده است که این نشان می‌دهد که بیشترین نوسانات در این سری زمانی بوده است. به جز بازده نفت برنت، که دارای چولگی مثبت است، سری‌های زمانی محصولات کشاورزی چولگی منفی دارند. از نظر کشیدگی، نفت برنت دارای بیشترین مقدار کشیدگی بوده است که مقادیر بالای کشیدگی نشان دهنده آن است که توزیع دارای قله تیز و دم‌های چاق است. با توجه به آزمون Jarque-Bera نیز مشاهده می‌گردد که همه سری‌های زمانی مورد بررسی در سطح ۱٪، فرض توزیع نرمال را رد می‌کنند. در نهایت نیز بر اساس آزمون Ljung-Box آماره‌های Q و Q^2 برای سری‌های زمانی گزارش شده است که معناداری این مقادیر نشان می‌دهد که سری‌های زمانی دارای خاصیت واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی می‌باشند. بنابراین مدل‌سازی با استفاده از روش‌های واریانس ناهمسان شرطی معقول می‌باشد.

از آنجایی که بیشتر متغیرهای سری زمانی دارای ریشه واحد هستند، بدون در نظر گرفتن ویژگی ریشه واحد نمی‌توان به طور مستقیم از این متغیرها استفاده کرد. برای آزمون پایایی این داده‌ها در این مقاله از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته دیکی و فولر (۱۹۷۹) و فیلیپس پرون (۱۹۸۸) استفاده شده است. فرض صفر این آزمون‌ها آن است که با ضابطه ثابت و روند خطی، سری زمانی پایا نیست. بنابراین اگر فرض صفر توسط این دو آزمون رد شوند می‌توان بیان نمود که سری زمانی مورد بررسی پایا می‌باشد. جدول ۲، مقادیر آزمون‌های پایایی را برای سری‌های زمانی مورد بررسی نشان می‌دهد که نتایج حاکی از آن است که سری‌های زمانی در سطح ۱٪ معناداری، پایا هستند و می‌توان از این سری‌های زمانی در تخمین مدل‌ها استفاده کرد.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های پایایی

سری زمانی بازده	دیکی فولر	فیلیپس پرون
نفت برنت	-۴۲/۱۵۱***	-۴۲/۱۹۱***
کنجاله سویا	-۲۶/۴۲۶***	-۳۹/۸۶۱***
گندم	-۴۴/۰۶۷***	-۴۴/۰۹۳***

*** معنادار در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های نویسندگان

۴-۱- برآورد مدل‌های میانگین و واریانس

بنابراین با توجه به معنادار بودن سری‌های زمانی می‌توان مدل‌های میانگین و واریانس را به منظور تحلیل تأثیر شوک‌ها برآورد نمود. به منظور برآورد مدل میانگین، ابتدا برای مشخص شدن وجود رابطه بلندمدت بین محصولات کشاورزی و نفت آنها را در یک سیستم دو متغیره نفت و محصول کشاورزی مدل‌سازی می‌کنیم. همچنین برای شناسایی این رابطه،

1. Wall Street Journal (2014)
2. Federal Reserve Economic Data

می‌توان درجه هم انباشتگی[1] بین متغیرها را با استفاده از آزمون یوهانسون و آماره اثر λ_{Trace} و آزمون حداکثر درستنمایی λ_{Max} مشخص کرد که می‌توان برای آنها معادلات زیر را در نظر گرفت:

$$\lambda_{Trace}(t) = -T\sum_{i=t+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (18)$$

$$\lambda_{Max}\left(t, t+1\right) = -T(1-\hat{\lambda}_{t+1}) \quad (19)$$

که در آن، $\hat{\lambda}_i$ مقادیر تخمین زده شده ریشه‌های مشخصه حاصله از برآورد بردارهای همگرایی هستند که به آنها مقادیر ویژه گفته می‌شود و T تعداد مشاهدات در تخمین می‌باشد. در آزمون λ_{Trace} فرضیه صفر آن است که بردارهای همگرایی کمتر و یا مساوی r باشد. از طرف دیگر، λ_{Max} نیز فرضیه صفر آن است که تعداد بردارهای همگرایی مساوی r باشد. ابتدا با استفاده از آزمون یوهانسون و معیارهای AIC و SBC مقدار وقفه بهینه برای این آزمون ۲ در نظر گرفته می‌شود و پس از آن آزمون‌های رابطه بلندمدت با وقفه ۲ انجام شده است و مقادیر آن برای سیستم متغیرهای نفت، کنجاله سویا و نفت، گندم در جداول ۳ الی ۶ نشان داده شده است.

جدول ۳. آزمون همگرایی بردارهای هم‌انباشته سری‌های زمانی نفت و کنجاله سویا

فرضیه	مقادیر ویژه	آماره λ_{Trace}
None	۰/۱۷۹۴	۶۴۴/۰۰۶***
At most ۱	۰/۱۳۷۹	۲۷۶/۱۵۷***
فرضیه	مقادیر ویژه	آماره λ_{Max}
None	۰/۱۷۹۴	۳۶۷/۸۴۹***
At most ۱	۰/۱۳۷۹	۲۷۶/۱۵۷***

*** معنادار در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. رابطه بلندمدت بازده کنجاله سویا و نفت

	بازده کنجاله سویا	بازده نفت
رابطه بلندمدت نرمال شده	۱	−۲/۱۷۷ (۰/۱۰۹)

عدد داخل پرانتز، مقدار خطای استاندارد است.

مأخذ: یافته‌های نویسندگان

با توجه به جدول ۴، مشاهده می‌شود که ضریب ارتباط بلندمدت استاندارد شده، منفی شده است، که این عامل نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت مثبت بین بازده کنجاله سویا و نفت برنت می‌باشد. همچنین با توجه به مقدار خطای استاندارد، معنی داری ضریب بلندمدت میان بازده قیمت نفت و بازده کنجاله سویا تأیید می‌شود. نتایج آزمون همگرایی بلندمدت میان سری‌های بازده قیمت نفت و گندم نیز حاکی از وجود یک بردار همگرایی بین این متغیرهاست. بر این اساس می‌توان رابطه بلندمدت میان این متغیرها را برآورد نمود.

جدول ۵. آزمون همگرایی بردارهای هم‌انباشته سری‌های زمانی نفت و گندم

فرضیه	مقادیر ویژه	آماره λ_{Trace}
None	۰/۲۶۳۵	۱۰۷۶/۲
At most ۱	۰/۲۳۸۲	۵۰۶/۶۹***
فرضیه	مقادیر ویژه	آماره λ_{Max}
None	۰/۲۶۳۵	۵۶۹/۵۱۲***
At most ۱	۰/۲۳۸۲	۵۰۶/۶۹۴***

*** معنادار در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های نویسندگان

جدول (۶) نتایج برآورد رابطه همگرایی بلندمدت میان بازده نفت و گندم را نشان می‌دهد. همان طور که انتظار می‌رود، ضریب ارتباط بلندمدت این دو متغیر هم در بلندمدت مثبت و معنی دار است. با این حال، اندازه ضریب بلندمدت به دست آمده برای ارتباط میان قیمت نفت و کنجاله سویا بسیار بیشتر از اندازه این ضریب درباره رابطه قیمت نفت و گندم است. این موضوع می‌تواند تأثیرپذیری بالاتر قیمت کنجاله سویا را از شوک‌های نفتی در بلندمدت نشان دهد.

جدول ۶. رابطه بلندمدت بازده گندم و نفت

	بازده گندم	بازده نفت
رابطه بلندمدت نرمال شده	۱	−۰/۷۸۰۳ (۰/۰۵۰۱)

عدد داخل پرانتز، مقدار خطای استاندارد است.

مأخذ: یافته‌های نویسندگان

پس از برآورد هم انباشتگی میان متغیرها، می‌توان مدل‌سازی VECM را انجام داد. با توجه به آنکه تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارها، ۲ برآورد شده است، لذا می‌توان معادله VECM با توجه به آنچه که قبلا بیان شده است را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\Delta S = \pi^S S_{t-1} + \pi^O O_{t-1} + \gamma_1^S \Delta S_{t-1} + \gamma_2^S \Delta S_{t-2} + \gamma_1^O \Delta O_{t-1} + \gamma_1^O \Delta O_{t-2} \quad (18)$$

که در آن، ΔS تفاضل کنجاله سویا و ΔO تفاضل نفت برنت

1. Cointegration

می‌باشد. با توجه به آنکه $\pi^j = \lambda\beta^j$، لذا می‌توان معادله فوق را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned}\Delta S = \lambda(\beta^S S_{t-1} + \beta^O O_{t-1}) \\ + \gamma_1^S \Delta S_{t-1} \\ + \gamma_2^S \Delta S_{t-2} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-1} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-2}\end{aligned} \quad (۱۹)$$

که در این محاسبات مقدار β^S برابر با ۱ در نظر گرفته شده است. از طرفی دیگر،

$$\begin{aligned}\Delta O = \lambda(\beta^S S_{t-1} + \beta^O O_{t-1}) \\ + \gamma_1^S \Delta S_{t-1} \\ + \gamma_2^S \Delta S_{t-2} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-1} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-2}\end{aligned} \quad (۲۰)$$

که در سیستم VECM، این معادلات تخمین زده می‌شوند. همچنین برای تخمین VECM برای سری‌های زمانی گندم و نفت برنت نیز معادلات زیر باید تخمین زده شوند:

$$\begin{aligned}\Delta W = \lambda\left(\beta^W W_{t-1} + \beta^O O_{t-1}\right) \\ + \gamma_1^W \Delta W_{t-1} + \gamma_2^W \Delta W_{t-2} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-1} + \gamma_1^O \Delta O_{t-2} \\ \Delta O = \lambda(\beta^W W_{t-1} + \beta^O O_{t-1}) \\ + \gamma_1^W \Delta W_{t-1} + \gamma_2^W \Delta W_{t-2} \\ + \gamma_1^O \Delta O_{t-1} + \gamma_1^O \Delta O_{t-2}\end{aligned} \quad (۲۱)$$

که در این معادلات W بیانگر سری زمانی گندم می‌باشد و نتایج حاصل از تخمین معادلات VECM در جدول ۷ آورده شده است.

در جدول فوق معادلات مدل تصحیح خطا که متغیرهای وابسته آنها به ترتیب، کنجاله سویا و گندم است ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، ضریب تصحیح خطای این دو معادله بین صفر و منهای یک قرار دارد، به این مفهوم که به واسطه تغییرات قیمت نفت، به ترتیب حدود ۱۲ و ۷۵ درصد شوک وارده به رابطه بلندمدت میان نفت، کنجاله سویا و گندم تصحیح می‌شود. به عبارت دیگر بر اساس نتایج بدست آمده، سرعت تعدیل قیمت گندم به واسطه تغییرات قیمت نفت بسیار سریعتر از سرعت تعدیل قیمت کنجاله سویا است. با توجه به بالاتر بودن حجم مبادلات گندم در مقایسه با کنجاله سویا، بالاتر بودن سرعت تعدیل قیمت گندم در مقایسه با شوک‌های قیمت نفت، قابل توجیه است.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل VECM برای معادلات کنجاله سویا و گندم

کنجاله سویا		گندم	
ضرایب		ضرایب	
λ	−۰/۱۲۰۳*** (۰/۰۱۷)	λ	−۰/۷۴۹*** (۰/۰۳۶)
β^O	−۲/۴۷۲*** (۰/۰۹۹)	β^O	−۰/۷۸*** (۰/۰۵)
γ_1^S	۰/۵۵۸*** (۰/۰۲۵)	γ_1^W	۰/۱۶۶*** (۰/۰۳۱)
γ_2^S	۰/۲۱۵*** (۰/۰۲۲)	γ_2^W	۰/۱۱۵*** (۰/۰۲۲)
γ_1^O	۰/۰۴۶ (۰/۰۳۶)	γ_1^O	۰/۲۷۲*** (۰/۰۳)
γ_2^O	۰/۰۵۷** (۰/۰۲۶)	γ_2^O	۰/۱۷۱*** (۰/۰۲۴)
R^2	۰/۶۵	R^2	۰/۶۷
آماره F	۲۴۰/۱۶	آماره F	۴۱۵/۱
لگاریتم درستنمایی	−۲۶۷۶/۷	لگاریتم درستنمایی	−۲۸۴۱/۰۲

مأخذ یافته‌های نویسندگان

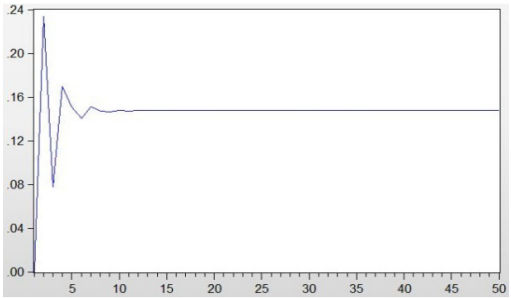
همچنین با بررسی مدل تصحیح خطای برداری قیمت کنجاله سویا می‌توان دریافت که تغییر قیمت این نهاده ارتباط مثبت و معنی‌داری با تغییرات قیمت آن در دوره‌های قبلی با یک و دو وقفه دارد. به عبارت دیگر، در صورت افزایش قیمت این نهاده در دوره‌های قبل، این افزایش قیمت به دوره‌های بعدی نیز سرایت خواهد داشت. این ضریب برای یک وقفه حدود ۵۶ درصد و برای دو وقفه حدود ۲۲ درصد می‌باشد. منطقی است که با افزایش طول وقفه، ضریب تأثیر کاهش یابد. از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت در دوره‌های گذشته نیز تأثیر مثبتی بر قیمت نهاده کنجاله سویا دارد. در مورد قیمت نفت، تأثیر افزایش قیمت دوره قبل معنی‌دار نیست ولی تغییرات قیمت نفت با دو وقفه تأثیر مثبت و معنی‌داری به میزان حدود ۶ درصد بر تغییر قیمت فعلی خواهد داشت. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت، تغییرات قیمت کنجاله سویا علاوه بر اینکه تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت در دوره‌های گذشته است، از تغییرات گذشته خود نیز تبعیت می‌کند و نوعی الگوی خودهمبستگی بر رفتار قیمتی این نهاده، وجود دارد. در نتیجه هر گونه انتظار افزایش قیمت توسط عاملین بازار می‌تواند به

افزایش قیمت این نهاده در دوره‌های آتی منجر شود.

در مورد مدل تصحیح خطای برداری متغیر نهاده گندم نیز نتایج مشابهی قابل استخراج است. تغییرات قیمت این نهاده نیز تحت تأثیر تغییرات قیمت دوره‌های قبل خود نهاده و تغییرات دوره‌های قبل قیمت نفت است. افزایش قیمت نفت در دوره‌های قبل با یک و دو وقفه به ترتیب حدود ۲۷ و ۱۷ درصد تأثیر مثبت بر تغییر قیمت فعلی متغیر خواهد داشت، در عین حال تغییرات قیمت گندم در دوره‌های قبل با یک و دو وقفه نیز به ترتیب با ضریب ۱۶ و ۱۱ درصد به قیمت‌های فعلی سرایت خواهد داشت. در مجموع تحلیل مدل‌های تصحیح خطای برداری دو متغیر مورد بررسی نشان از وجود الگوی خودتوضیحی در رفتار این متغیرها در طول زمان دارد و هرگونه افزایش قیمت با ضریب مثبت به دوره‌های بعدی سرایت می‌کند. ضمن آنکه افزایش قیمت نفت نیز، افزایش قیمت این نهاده‌ها در دوره‌های آتی را در پی دارد.

۴-۲- پیش‌بینی اثر شوک‌ها بر مدل

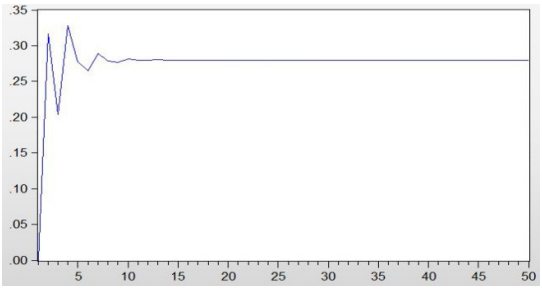
یکی از کارکردهای عمده مدل تصحیح خطای برداری تحلیل شوک‌های وارده به هر یک از متغیرهای سیستم بر روی سایر متغیرهاست. واضح است که در مدل‌های تصحیح خطای برداری برآورد شده، متغیری که عامل بروز شوک می‌باشد، قیمت نفت است. حال سؤال این است که اگر قیمت نفت با شوک همراه شود، قیمت گندم و کنجاله سویا چه واکنشی نسبت به این شوک خواهند داشت؟ نمودارهای ۵ و ۶ مقادیر توابع عکس العمل شوک وارده به قیمت نفت را به ترتیب برای محصولات گندم و کنجاله سویا نشان می‌دهند.



نمودار ۵. عکس‌العمل قیمت گندم نسبت به شوک قیمت نفت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودار فوق ملاحظه می‌شود، واکنش قیمت گندم نسبت به یک انحراف معیار شوک قیمت نفت، به صورت سینوسی و کاهنده است. به این معنی که شوک قیمت نفت در کوتاه مدت، بازار محصول کشاورزی را با اختلال همراه می‌کند و در نهایت قیمت‌های پس از تعدیل شوک، در سطحی بالاتر از قیمت اولیه قرار خواهند گرفت. به این ترتیب، مهم‌ترین تأثیری که نوسان قیمت نفت روی محصول گندم خواهد داشت، افزایش ریسک بازار این محصول خواهد بود. از سوی دیگر از آنجا که الگوی عرضه محصولات کشاورزی یک الگوی تار عنکبوتی است، اثر سینوسی نوسان قیمت نفت روی قیمت محصول کشاورزی می‌تواند ناشی از تغییرات کوتاه‌مدت در قیمت‌های انتظاری در چند سال متوالی باشد که موجب نوسان سینوسی قیمت محصول کشاورزی می‌شود. رفتار قیمت کنجاله سویا در مقابل نوسان قیمت نفت که در نمودار ۵ آمده است نیز رفتاری مشابه قیمت گندم است. این محصول کشاورزی نیز با الگویی نوسانی نسبت به شوک‌های قیمت نفت واکنش نشان می‌دهد.



نمودار ۶. عکس العمل قیمت کنجاله سویا نسبت به شوک قیمت نفت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از تخمین معادلات VECM، این معادلات به عنوان ورودی برای تخمین مدل‌های MGARCH مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مطالعه، روش‌های مختلف MGARCH که قبلاً مورد بحث قرار گرفت، برای مدل‌سازی سرریز ریسک بین بازارها مورد استفاده قرار گرفته‌اند. بدین منظور، ابتدا سری زمانی نفت و کنجاله و سپس نفت و گندم به عنوان دو سیستم با استفاده از روش‌های مختلف MGARCH مورد بررسی قرار گرفتند. جدول ۸ نتایج حاصل از روش‌های VECH و BEKK را نشان می‌دهد.

در جدول ۸، نتایج برآورد مدل‌های واریانس ارائه شده است. در مدل VECH ضرایب A، نشان دهنده تأثیر تلاطم قیمت نفت و کنجاله سویا و سرریز بین آنها در دوره قبل بر تلاطم قیمت این نهاده در دوره حاضر می‌باشد. بر این اساس، تلاطم قیمت کنجاله سویا در هر دوره، به ترتیب با ضریب مثبت حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۵ تحت تأثیر تلاطم دوره قبل است

جدول ۸. نتایج حاصل از روش‌های VECH و BEKK

ضریب	نفت و کنجاله سویا		نفت و گندم	
	VECH	BEKK	VECH	BEKK
	مقدار ضریب	مقدار ضریب	مقدار ضریب	مقدار ضریب
C_{1}	۰/۰۲۶***	۰/۰۰۱**	۰/۲۹۳***	۰/۰۰۳***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۰۵)	(۰/۰۳۹)	(۰/۰۰۱)
C_{2}	−۰/۰۰۹**	–	−۰/۰۰۸**	–
	(۰/۰۰۴)		(۰/۰۰۳)	
A_{1}	۰/۰۰۶**	–	۰/۰۰۸***	–
	(۰/۰۰۲)		(۰/۰۰۳)	
A_{2}	۰/۰۵۷***	۰/۲۲۲***	۰/۲۲۷***	۰/۳۸۱***
	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۲۱)	(۰/۰۱۱)
A_{12}	۰/۰۳۵***	–	۰/۰۳۵***	–
	(۰/۰۱)		(۰/۰۱)	
B_{1}	۰/۰۵۲***	۰/۲۱۷***	۰/۰۶۵***	۰/۲۲۹***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۱۲)
B_{2}	۰/۹۲***	۰/۹۷۶***	۰/۶۲***	۰/۹۳۶***
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۳)	(۰/۰۰۳)
R_{12}	۰/۹۱۶***	–	۰/۹۲۸***	–
	(۰/۰۳)		(۰/۰۲۱)	
	۰/۹۴۲***	۰/۹۷۶***	۰/۹۲۸***	۰/۹۷۳***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۰۲)
AIC	۵/۷۶۲	۵/۷۸۳	۶/۱۰۷	۶/۱۵۳
SBC	۵/۸۰۴	۵/۸۱۲	۶/۱۴۹	۶/۱۸۳

*** معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۵٪

اعداد داخل پرانتز، خطای استاندارد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضمن آنکه سرریز تلاطم از بازار نفت روی بازار نهاده کنجاله سویا (A_{12}) نیز تأثیری به میزان ۰/۳۵ بر تلاطم دوره فعلی این متغیر دارد. به این ترتیب، نتیجه برآورد مدل VECH گویای آن است که تلاطم قیمت این نهاده در هر دوره، علاوه بر اینکه تابع تلاطم قیمت خود نهاده و قیمت نفت است، از سرریز بین این دو بازار نیز تبعیت می‌کند. لذا می‌توان سرایت شوک بازار نفت به بازار این نهاده را تأیید نمود. نتیجه مشابهی را می‌توان درباره قیمت گندم ارائه نمود. بر اساس نتایج به دست آمده، اگر چه میزان تأثیر سرایت شوک بین بازار نفت و گندم بر تلاطم هر دوره این نهاده مشابه کنجاله سویا است ولی، شدت تأثیر تلاطم قیمت گندم از تلاطم دوره قبل خود نهاده و تلاطم دوره قبل قیمت نفت بیشتر از کنجاله سویا است. به این مفهوم که نوسانات قیمت گندم و نفت در دوره‌های قبل، تأثیر قوی‌تری بر تلاطم و ریسک قیمت این نهاده در دوره‌های آتی دارد. این موضوع می‌تواند ناشی از بزرگ‌تر بودن حجم بازار گندم در مقایسه با کنجاله سویا باشد.

با توجه به استراتژیک بودن گندم، این سرایت نوسان بین بازار گندم و نفت در شرایطی که قیمت نفت به شدت دارای نوسان است، ضرورت برنامه‌ریزی برای پوشش ریسک نوسانات قیمت گندم در کشورهای وابسته به نفت را بیش از پیش مهم می‌سازد. نتایج برآورد مدل BEKK نیز در جدول ۸، نوع ارتباط میان تلاطم بازارهای نفت، گندم و کنجاله سویا را که در بالا توضیح داده شد، تأیید می‌کند. برای اینکه امکان مقایسه نتایج سرایت شوک بین بازارها فراهم شود، نتایج برآورد مدل CCC هم در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. نتایج حاصل از روش CCC

ضریب	نفت و کنجاله سویا	نفت و گندم
	CCC	CCC
	مقدار ضریب	مقدار ضریب
C_{1}	۰/۰۲۵***	۰/۳۵۴***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۴۵)
C_{2}	−۰/۰۰۵**	−۰/۰۰۸***
	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)
A_{1}	۰/۰۶***	۰/۲۶۸***
	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۲۵)
A_{2}	۰/۰۵۵***	۰/۰۶۸***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۹)
B_{1}	۰/۹۱***	۰/۵۵***
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۳)
B_{2}	۰/۹۴***	۰/۹۲۵***
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۹)
R_{12}	۰/۱۷***	۰/۱۲۴***
	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۲۲)
AIC	۵/۷۶۱	۶/۰۹۸
SBC	۵/۷۹۷	۶/۱۳۳

*** معنادار در سطح ۱٪، ** معنادار در سطح ۵٪

اعداد داخل پرانتز، خطای استاندارد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل CCC نیز ارتباط مثبت میان تلاطم قیمت گندم و کنجاله سویا با تلاطم دوره‌های قبل این متغیرها و تلاطم قیمت نفت را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر بر اساس نتایج این مدل، ضریب تأثیر تلاطم قیمت نفت بر نوسان قیمت این نهاده‌ها در هر دوره بیشتر از تأثیرات تلاطم گذشته خود متغیر است. ضمن آنکه تأثیر سرریز تلاطم بین این بازارها برای کنجاله سویا و گندم به ترتیب برابر با ۰/۱۷ و ۰/۱۲۴ برآورد شده است که اختلاف زیادی با هم ندارند. به این ترتیب برآورد مدل‌های واریانس دو متغیر کنجاله سویا و گندم نشان دهنده

آن است که تلاطم و ریسک نوسانات قیمت این نهاده‌ها در هر دوره از زمان، به صورت مثبت تحت تأثیر ریسک قیمت این نهاده‌ها در دوره قبل، ریسک قیمت نفت و نهایتاً سرایت ریسک بین این بازارهاست. با توجه به اینکه بخشی از نهاده‌های مورد نیاز کشور از طریق واردات تأمین می‌شود و قیمت وارداتی این نهاده‌ها به شدت تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت و ارزهای بین‌المللی است، مدیریت ریسک قیمت این نهاده‌ها موضوع مهمی در سیاست‌گذاری بخش کشاورزی کشور به شمار می‌آید.

در نهایت برای مقایسه عملکرد مدل‌ها در بررسی سرریز ریسک از معیارهای AIC و SBC استفاده می‌شود و هرکدام از مدل‌ها که در این معیارها مقدار کمتری داشته باشد عملکرد بهتری را دارد. مقدار AIC برای مدل نفت و کنجاله سویا در روش‌های VECH و BEKK به ترتیب برابر با ۵/۷۶۲ و ۵/۷۸۳ بوده است در حالی که مقدار متناظر در روش CCC، ۵/۷۶۱ می‌باشد. از طرف دیگر، برای مدل نفت و گندم نیز مقادیر AIC، ۶/۱۰۷ و ۶/۱۵۳ برای روش‌های VECH و BEKK بوده در حالی که روش CCC دارای مقدار ۶/۰۹۸ می‌باشد. همچنین با توجه به مقادیر SBC به دست آمده برای روش‌های مختلف، مشاهده می‌گردد که این معیار نیز رفتاری مشابه با AIC داشته است و مقدار SBC روش CCC از دو روش دیگر کمتر است. بنابراین با توجه به مقادیر به دست آمده از این دو معیار برای مدل‌ها نتیجه می‌گیریم که مدل CCC توانسته است سرریز ریسک بین بازارهای مورد بررسی را مدل‌سازی کند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، با توجه به اهمیت بازارهای محصولات کشاورزی و همچنین بازار نفت خام، سعی شد تا رابطه ریسک در بین این بازارها مشخص شود. به همین منظور از داده‌های بازده روزانه قیمت جهانی کنجاله سویا و گندم به عنوان اصلی‌ترین محصولات زراعی کشاورزی، و از بازده روزانه قیمت نفت خام برنت به عنوان تأثیرگذارترین نفت بر روی قیمت‌های جهانی محصولات کشاورزی، در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴، برای مدل‌سازی سرریز ریسک در بین بازارهای ذکر شده استفاده گردید. برای بررسی رابطه، ابتدا با استفاده از آزمون یوهانسون، هم انباشتگی و همچنین رابطه بلندمدت بین بازارها بررسی گردید. پس از تأیید رابطه بلندمدت بین بازارها، با استفاده از روش VECM نیز معادلات تصحیح خطا تخمین زده شد و در نهایت بر اساس معادلات تخمین زده شده توسط این روش، با استفاده از روش‌های متداول MGARCH، مانند VECH، BEKK و CCC سرریز ریسک بین بازارهای مورد بررسی مدل‌سازی شد. نتایج نشان داد که رابطه بلندمدتی بین بازارها در بازه زمانی مورد بررسی وجود داشته است. همچنین روش‌های به کار گرفته شده برای مدل‌سازی سرریز ریسک، وجود سرریز ریسک مثبت از بازار نفت به بازار محصولات کشاورزی را نشان داده‌اند و با توجه به معیارهای AIC و SBC، بهترین روش برای مدل‌سازی سرریز ریسک مدل CCC بوده است.

۶. پیشنهادات

برای پیشنهادات آتی در راستای این مقاله، موضوعات گسترده‌ای را می‌توان عنوان کرد. سنجش رابطه میان بازارهای نقد و آتی محصولات کشاورزی و اثرات سرریز آن بازارها بر روی هم می‌تواند برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران از اهمیت بالایی برخوردار باشد و البته سنجش چنین رابطه‌ای میان بازارها می‌تواند برای مسئولان کشورهایی که بازار آتی گسترده‌ای ندارند مفید باشد. همچنین ارائه راهکارهایی برای کاهش اثر سرریز ریسک قیمت نفت بر بازار، در کشورهای صادرکننده محصولات کشاورزی، می تواند تا حد بالایی بر ثبات اقتصادی آنها تأثیرگذار باشد و لذا این موضوع نیز از اهمیت خاصی برای تحقیق برخوردار است. پیش‌بینی ریسک در بازارهای نفت با استفاده از ابزاری مانند شبکه‌های عصبی مصنوعی و بررسی سرریز آن ریسک بر روی بازار محصولات کشاورزی نیز می‌تواند برای پیش‌بینی بازار محصولات کشاورزی از اهمیت بالایی برای سرمایه‌گذاران و فعالان این بازار دارای اهمیت باشد.

منابع

پیری، مهدی؛ جاودان، ابراهیم و فرجی دیزجی، سجاد (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران". *اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره ۲۵، شماره ۳، ۲۸۳-۲۷۵.

سیدحسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). "بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی

بازار سهام ایران، ترکیه و امارات". *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۶، شماره ۱۹، ۹۷-۸۱.

قریب، حسین (۱۳۹۱). "چشم انداز امنیت غذایی در جمهوری اسلامی ایران". *فصلنامه راهبرد*، شماره ۶۵، ۳۶۹-۳۴۵.

کشاورزیان مریم؛ زمانی مهرزاد و پناهی نژاد هدی (۱۳۸۹). "اثر سرریز نرخ دلار آمریکا بر روی قیمت نفت خام". *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۵۴-۱۳۱.

نیکومرام، هاشم؛ پورزمانی، زهرا و دهقان، عبدالمجید (۱۳۹۴). "بررسی سرایت تلاطم بازارهای موازی بازار سرمایه بر صنایع بورسی (صادرات و واردات محور)". *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۸، شماره ۲۵، ۱۸-۱.

وحیدی، زهرا؛ شقاقی شهری، وحید و پهلوان‌زاده، فرهاد (۱۳۹۴). "بررسی اثرات مقایسه ای متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت". *سیاست‌های راهبردی و کلان*، شماره ۸، ۹۲-۷۷.

یزدانی، سعید و شرافتمند، حبیبه (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی: آزمون بیماری هلندی". *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، دوره ۵، شماره ۴، ۶۸-۵۱.

Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

Bollerslev, T. (1990). "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505 .

Bollerslev, T., Engle, R. F. & Wooldridge, J. M. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *The Journal of Political Economy*, 26, 116-131.

Bouri, E. (2015). "Oil Volatility Shocks and the Stock Markets of Oil-Importing Mena Economies: A Tale from the Financial Crisis". *Energy Economics*, 51, 590-598 .

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root". *Journal of the American Statistical Association,* 74(366a), 427-431 .

Du, L. & He, Y. (2015). "Extreme Risk Spillovers between Crude Oil and Stock Markets". *Energy Economics*, 51, 455-465 .

Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Econometric Theory*, 11(01), 122-150 .

Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007 .

Farzanegan, M. R. & Markwardt, G. (2009). "The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy". *Energy Economics*, 31(1), 134-151 .

He, K., Yu, L. & Lai, K. K. (2012). "Crude Oil Price Analysis and Forecasting Using Wavelet Decomposed Ensemble Model". *Energy*, 46(1), 564-574 .

Malik, F. & Hammoudeh, S. (2007). "Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets". *International Review of Economics & Finance*, 16(3), 357-368 .

Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A. & Managi, S. (2013). "Correlations and Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold". *Economic Modelling*, 32, 15-22 .

Mutuc, M., Pan, S. & Hudson, D. (2010). "Response of Cotton to Oil Price Shocks". *Paper presented at the The Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Orlando, FL.

Natanelov, V., Alam, M. J., McKenzie, A. M. & Van Huylenbroeck, G. (2011). "Is There Co-Movement of Agricultural

Commodities Futures Prices and Crude Oil?". *Energy Policy*, 39(9), 4971-4984 .

Nazlioglu, S. & Soytas, U. (2011). "World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices: Evidence from an Emerging Market". *Energy Economics*, 33(3), 488-496 .

Nazlioglu, S. & Soytas, U. (2012). "Oil Price, Agricultural Commodity Prices, and The Dollar: A Panel Cointegration and Causality Analysis". *Energy Economics,* 34(4), 1098-1104 .

Nazlioglu, S. (2011). "World Oil and Agricultural Commodity Prices: Evidence from Nonlinear Causality". *Energy Policy*, 39(5), 2935-2943.

Newbery, D. & Stiglitz, J. (1981). "The Theory of Commodity Price Stabilization: A Study in the Economics of Risk", *Oxford University Press*, New York.

Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). "Testing for A Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Sadorsky, P. (2014). "Modeling Volatility and Correlations between Emerging Market Stock Prices and the Prices of Copper, Oil and Wheat". *Energy Economics*, 43, 72-81.

Singh, P., Kumar, B. & Pandey, A. (2010). "Price and Volatility Spillovers Across North American, European and Asian Stock Markets". *International Review of Financial Analysis,* 19(1), 55-64.

Vivian, A. & Wohar, M. E. (2012). "Commodity Volatility Breaks". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(2), 395-422.

Wall Street Journal. (2014). from http://www.wsj.com

Wang, Y., Wu, C. & Yang, L. (2014). "Oil Price Shocks and Agricultural Commodity Prices". *Energy Economics*, 44, 22-35.

Yano, Y., Blandford, D. & Surry, Y. (2010). "The Impact of Feedstock Supply and Petroleum Price Variability on Domestic Biofuel and Feedstock Markets–The Case of the United States". *Swedish University of Agricultural Sciences (SLU) Working Paper*, 3.

Yu, L., Wang, S. & Lai, K. K. (2008). "Forecasting Crude Oil Price with an Emd-Based Neural Network Ensemble Learning Paradigm". *Energy Economics*, 30(5), 2623-2635.

Zhang, C. & Qu, X. (2015). "The Effect of Global Oil Price Shocks on China's Agricultural Commodities". *Energy Economics,* 51, 354-364.

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۷۰ـ۵۷)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (57-70)

تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شکاف درآمدی خانوارهای روستایی در ایران

***حمید سپهردوست[۱]، صابر زمانی شبخانه[۲]**
۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا همدان
(دریافت: ۱۳۹٤/۷/۱۰ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۸)

Impact of ICT on Rural Household's Income Gap in Iran

***Hamid Sepehrdoust[1], Saber Zamani Shabkhaneh[2]**
1. Associate Professor, Department of Economics, Bu-Ali-Sina University, Hamedan, Iran
2. M.Sc in Economics, Department of Economics, Bu-Ali-Sina University, Hamedan, Iran
(Received: 2/Oct/2015 **Accepted:** 27/Feb/2016)

چکیده:
هدف از مطالعه حاضر، بررسی نقش توسعه زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تولیدات دانش بنیان کشاورزی در فراهم‌آوری عدالت اقتصادی از طریق توزیع درآمد مناسب در مناطق روستایی کشور است. برای این منظور از عوامل مهم و بنیادی تأثیرگذار نظیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ بیکاری و شهرنشینی بر متغیر توزیع درآمد به عنوان شاخصی برای سنجش وضعیت عدالت اقتصادی استفاده شده است. در این مطالعه از داده‌های آماری ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۲ استفاده شد و با به کارگیری ابزار اقتصاد سنجی و روش پانل دیتا مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که توسعه زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در مناطق روستایی کشور، عاملی در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد در این جوامع است. ضریب منفی و معنی‌دار بدست آمده (۰/۱۱-) با دو وقفه زمانی برای متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی به عنوان شاخصی برای توسعه زیر ساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات گویای این مطلب است. همچنین برآورد الگو نشان داد که متغیرهای شهرنشینی با ضریب (۰/۱۲)، نرخ بیکاری با ضریب (۰/۳۶)، نرخ تورم با ضریب (۰/۲۳) و سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از اقتصاد با ضریب (۳/۵۶-)، اثر معنی‌داری بر وضعیت توزیع درآمد روستایی دارند. این بدان معنی است که با افزایش نرخ بیکاری، تورم و شهرنشینی، توزیع درآمد و در نتیجه وضعیت عدالت اقتصادی در جوامع روستایی طی دوره مورد بررسی بدتر شده و از طرف دیگر یک واحد افزایش در سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی، ۳/۵۶ واحد توزیع درآمد را برابرتر می‌کند. همچنین این مطالعه نظریه کوزنتس مبنی بر وجود رابطه U شکل وارون بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را تایید می‌کند.
واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، فناوری اطلاعات و ارتباطات، پانل دیتا، کشاورزی.
طبقه‌بندی JEL: F64، E16، E27.

Abstract:
The main objective of the study is to evaluate the impact of information and communication technology and knowledge based agricultural production on rural development through a justified income distribution policy. For this purpose and in order to test Kuznet's inverted U theory, econometric method and panel data regression has been designed to analyze the effect of information and communication technologies on income distribution during the period 2004-2013, for 30 provinces. The result showed that information and communication technology development has improved the income distribution and economic justice in country's rural communities. Moreover, the present study approves Kuznet's inverted U theory with respect to the economic growth and income distribution. The results obtained from model estimation, show that number of computer users (-0.11) and agricultural sector value added (-3.56), have positive effect on rural income gap reduction. On the other hand, the coefficient derived from model estimation, showed significant and negative effect of urbanization (0/12) and unemployment rate (0/36) on rural income gap reduction. That means, ICT and agricultural production development play an important role in rural income gap reduction and with rising unemployment and urbanization rate, the condition of income distribution and rural well being proved to be worsened in rural communities during the period of study.
Keywords: Income Distribution, ICT, Panel Data, Agriculture.
JEL: F64, E16, E27.

* **نویسنده مسئول:** حمید سپهردوست
E-mail: hamidbasu1340@gmail.com
*Corresponding Author: Hamid Sepehrdoust

۱. مقدمه

به همراه گسترش فناوری‌های نو به خصوص اختراع رایانه در قرن ۲۱ تحولات عظیمی در ساختار اجتماعی و اقتصادی جوامع ایجاد شده و امروزه چگونگی، کمیت و کیفیت رشد و توسعه اقتصادی بستگی زیادی به توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات دارد. به گونه‌ای که با مطرح شدن نظریات جدید در حوزه‌هایی نظیر دولت الکترونیک، بانکداری الکترونیک و اقتصاد دانش بنیان، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) از وظایف اصلی دولت‌ها جهت نیل به اهداف توسعه‌ای محسوب می‌شود. بدین منظور توجه به زیرساخت‌های لازم در بخش فناوری اطلاعات و ارتباطات به خصوص در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران باید بیش از پیش مورد توجه قرار گیرد. یکی از اقدامات اساسی برای توسعه زیرساخت‌ها در این بخش توجه به سرانه دسترسی به رایانه‌های شخصی است. مفهوم فناوری به دانش تولید، کاربرد ماشین و تجهیزات سرمایه‌ای اطلاق می‌گردد و شامل تمامی مهارت‌ها و دانش‌ها در جهت انجام کارهای مفید برای ارتقای زندگی جامعه بشری است (کاظمی و باقری، ۱۳۸۷: ۹). گالبرات[1] فناوری را کاربرد سیستماتیک دانش علمی به منظور امور عملی تعریف می‌کند و مارچلو[2] معتقد است که اطلاعات مجموعه‌ای از عناصر رقمی، حروفی یا نمادی است که دارای مفهومی آشکار و مشخص بوده و می‌تواند در معرض پردازش قرار گیرد. همچنین ارتباطات به مفهوم جریانی است که اطلاعات از شخصی به شخص دیگر منتقل می‌شود (خدایی، ۱۳۹۰: ۱۳). در همین رابطه، اسکاراموزی[3] در سال ۱۹۹۸، همه اشکال فناوری ساخت، ذخیره سازی، تبادل و به کارگیری اطلاعات در اشکال گوناگون را فناوری اطلاعات و ارتباطات معرفی می‌نماید. به اعتقاد وی گستردگی و امکانات بالقوه موجود در فناوری اطلاعات و ارتباطات موجب شده که در حال حاضر سلامت و پایداری اقتصاد ملت‌ها با سطح مهارت‌هایشان در فناوری اطلاعات و ارتباطات سنجیده شود.

در عصر اطلاعات و ارتباطات، سطح بینش و آگاهی مردم افزایش یافته و میزان دسترسی به اطلاعات نقش اساسی در تحولات اقتصادی و اجتماعی ایفا می‌کند (سپهردوست و خدایی، ۱۳۹۱: ۱۷). در عصر اطلاعات محور تمام برنامه‌های توسعه در عرصه‌های مختلف اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی، اطلاعات و تولید علم است و تنها توسعه مبنی بر دانایی و علم گرایی توسعه پایدار است که در آن یک اقتصاد مستقل و پویا دنبال می‌شود. بنابراین، تولید علم باعث دانایی و این مقدمه زمینه‌ساز فناوری و در نتیجه تولید اشتغال و ثروت و در نهایت سبب آسایش و توانایی و امنیت اجتماعی می‌شود. علاوه بر این، توجه به توسعه متوازن این فناوری در نقاط مختلف کشور نیز اهمیت بسیاری دارد. چرا که به دلیل تأثیر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بخش‌های مختلف اقتصاد، شکاف در توسعه زیرساخت‌ها در این بخش می‌تواند منجر به توسعه نامتوازن بخش‌ها و نقاط مختلف همچون نقاط شهری و روستایی شود. از جمله بخش‌های مهم جامعه در کشورهای در حال توسعه که نیاز به توسعه متوازن فناوری اطلاعات در آن ضروری می‌نماید مناطق روستایی هستند. زیرا در این کشورها تمرکز عمده سرمایه، اشتغال و سودآوری در مناطق شهری موجب شده که دولت‌ها با چالش بزرگ توسعه نامتوازن منطقه‌ای و گسترش شکاف درآمدی بین مناطق روستایی و شهری مواجه شوند. مبانی تئوریک بیانگر این واقعیت هستند که در عصر اطلاعات به جای تلاش فیزیکی، تمرکز سرمایه و پول، استفاده از قدرت اندیشه و حجم اطلاعات ارزشمندتر شده و حاکمیت با رایانه، فناوری ارتباطات و افراد ماهر می‌باشد. لذا توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) فرصت مناسبی برای رشد و توسعه اقتصادی مناطق روستایی و کاهش شکاف بین شهر و روستا فراهم می‌آورد، به طوری‌که فاصله طبقه‌ها و تقسیم‌های اجتماعی را کم کرده و به تدریج شکاف بین غنی و فقیر را از بین می‌برد (جرالد و جرالد، ۱۹۸۱[4]: ۲۲۷). تجربه کشورهای آسیایی، آفریقایی و آمریکای لاتین مؤید این مطلب است که از جمله اهداف مستتر در استفاده از ICT، خلق ابتکارات و نوآوری‌ها در راستای افزایش تولیدات کشاورزی و کاهش فقر است و این امر موجب توسعهٔ جوامع انسانی در سراسر جهان اعم از مناطق شهری و روستایی شده است (آنونیموس[5]، ۲۰۰۳: ۱۴). همچنان که مطرح شد فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بخش‌های مختلف اقتصاد تأثیرگذار است. از بخش‌های مهم در اقتصاد بخش عمومی که توسعه

1. Galbroith
2. Marthelo
3. Scaramuzzi (1998)
4. Gerald & Gerald (1981)
5 Anonymous (2003)

فناوری اطلاعات و ارتباطات بر آن تأثیر گذاشته و جزء وظایف مهم دولت به شمار می‌رود، توجه به برقراری عدالت اقتصادی و چگونگی توزیع برابرتر درآمد در بین اقشار مختلف جامعه است (حسینی و نجفی، ۱۳۸۸: ۱۴۸).

گسترش روزافزون فقر و نابرابری درآمدی به ویژه در کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه و تجربیات گذشته این کشورها در امر رشد سالاری به گونه‌ای مقولات فقر و الگوی توزیع درآمد را در سرلوحه برنامه‌ها و استراتژی‌های توسعه کشورهای مزبور قرار داده است. جایگاه مناطق روستایی در برنامه‌های مبارزه با فقر و نابرابری درآمدی در سیاست‌های رشد اقتصادی از یک طرف و مناطق روستایی به عنوان بستر اصلی توسعه کشاورزی در کشورهای مختلف از طرف دیگر، باعث گردیده که بررسی فقر و توزیع درآمد در مناطق روستایی، موضوعیت پژوهشی پیدا کند (خالدی و یزدانی، ۱۳۸۶: ۵۵۵). اساساً حوزه‌های روستایی به عنوان قاعده نظام سکونت و فعالیت ملی، نقش مهمی در توسعه ملی ایفا می‌کند، چرا که توسعه پایدار سرزمین در گرو پایداری نظام روستایی به عنوان زیر نظام تشکیل دهنده نظام سرزمین است، و پایداری فضاهای روستایی در ابعاد مختلف می‌تواند نقش مؤثری در توسعه منطقه‌ای و ملی داشته باشد. حال اگر به دلایلی در روند پیشرفت و توسعه فضاهای روستایی وقفه‌ای ایجاد شود، به گونه‌ای که نظام روستایی قادر به ایفای نقش سازنده خویش در نظام ملی و سرزمینی نباشد، در آن صورت آثار و پیامدهای مسایل روستایی در حوزه‌های شهری و در نهایت در کلیت سرزمین گسترش می‌یابد. از این رو باید به این موضوع اذعان نمود که توسعه ملی معطوف به توسعه در مناطق شهری و روستایی است. یکی از مهم‌ترین مباحث در اقتصاد توسعه، توزیع درآمد و عدالت اقتصادی است که اهمیت آن در حوزه روستایی از حوزه شهری کمتر نیست. بر اساس آمار ارائه شده توسط مرکز آمار ایران، سهم مخارج بیست درصد افراد ثروتمند به بیست درصد افراد فقیر کشور در سال ۱۳۸۱، معادل ۹/۶۱ بود که در سال ۱۳۹۲، به ۶/۶۵ کاهش یافته است. این شاخص برای مناطق روستایی در سال ۱۳۸۱ معادل ۷/۵۴ بود که در سال ۱۳۹۲ به ۵/۶ رسید (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳: ۴). آمار ارائه شده نشان می‌دهد که توزیع درآمد در مناطق روستایی نسبت به کل کشور از وضعیت مناسبتری برخوردار بوده و سیاست‌های دولت در جهت کاهش نابرابری به خصوص در مناطق روستایی موفق بوده است.

لذا با توجه به اهمیت بحث توزیع درآمد و نقشی که فناوری اطلاعات و ارتباطات در این مقوله می‌تواند داشته باشد، هدف از انجام این مطالعه پاسخگویی به این مسئله مهم است که آیا توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در مناطق روستایی توانسته است از طریق تولیدات دانش بنیان کشاورزی در فراهم‌آوری عدالت اقتصادی و توزیع درآمد مناسب مناطق روستایی مؤثر باشد؟ برای این منظور با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا از داده‌های مربوط به فناوری اطلاعات و ارتباطات در ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۳ استفاده شده است.

۲. مبانی نظری

مشکل توزیع درآمد غالباً از دید مسایل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد و همین امر موجب شده است تا راه حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود، در حالی که پدیده نابرابری توزیع درآمد به دلیل مقاومت نیروهای درونی، پایداری از خود نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه مدت و بدون شناخت عوامل تأثیرگذار، پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی به دنبال دارد (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۷). بنابراین برای مقابله با مشکل توزیع ناعادلانه درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام نمود. کاآسا[1] (۲۰۰۳) عوامل مؤثر بر سطح نابرابری اقتصادی را در پنج گروه عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی، عوامل اقتصاد کلان، رشد و توسعه اقتصادی و عوامل جامعه شناسی تقسیم‌بندی کرد و معتقد است که مسئله توزیع درآمد و فقر نه تنها به صورت سنتی در چارچوب اقتصاد خرد جای می‌گیرد بلکه کاربرد آن به طور وسیعی در مباحث اقتصاد کلان نیز قابل طرح است (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۶: ۶۶). شاخص بهبود توزیع درآمد در ابعاد اقتصادی-اجتماعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و یک متغیر مهم در کسب مشروعیت دولت در برقراری عدالت اقتصادی است. این شاخص نه تنها بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرگذار است بلکه متأثر از عوامل بسیاری می‌شود. نظریه‌های کلاسیک در خصوص

1. Kaasa (2003)

نابرابری درآمدی بر این نکته تأکید دارند که نـابرابری درآمـدی انگیزه لازم برای انباشت سـرمایه و رشـد اقتصـادی را فـراهم می‌کند. این تفکر برای سال‌های طولانی در عرصه تئوری‌های اقتصادی مسـلط بـوده و بـه عنـوان یـک واقعیـت مسـلم در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشـورهای در حـال توسـعه تلقـی می‌گردید (ساینت پائول و وردیر[1]، ۱۹۹۶: ۷۱۹). به همین دلیـل بر روی اجرای سیاست‌های رشـد اقتصـادی تأکیـد مـی‌شـد. از جمله هیرشمن[2] بر این باور بود که رشد اقتصادی، توزیع برابرتر درآمد را به دنبـال خواهـد داشـت (ارسـلان بـد، ۱۳۸۳: ۱۴۴). برخی از اقتصاددانان معتقدند که یک سطح معینی از نـابرابری برای رشد مطلوب است. تحقیقات اخیر مانند فربس[3] (۲۰۰۰) و ایرادین[4] (۲۰۰۵) نشان داده است که نـابرابری فراینـد رشـد را بهبود می‌بخشد. در صـورتی کـه پرسـون و تـابلینی[5] (۱۹۹۴) و پروتی[6] (۱۹۹۶) قبلاً اثر مثبت نابرابری روی رشد را مورد سؤال قرار داده بودند (بارو[7]، ۲۰۰۰: ۵). او شـواهدی ارائـه کـرد کـه نابرابری برای رشد در کشورهای فقیر خوب نیست، امـا بـرای رشد کشورهای غنی مطلوب است. نتیجه‌ای که حاصل می‌شود این است که اثر اطلاعات و تکنولوژی ارتباطات روی رشـد در کشورهای با نابرابری بالا منفی است؛ زیـرا شـکاف دیجیتـالی مانع تحقق اثـر اطلاعـات و تکنولـوژی ارتباطـات روی رشـد می‌شود، هر چند اثر خالص نـابرابری روی رشـد مـبهم اسـت. بـرای کشـورهائی کـه نـرخ پـذیرش اطلاعـات و تکنولـوژی ارتباطات در آنها بالاست، اثر نابرابری بر روی رشد منفی است. در زمینه ارتباط نابرابری و رشد اقتصادی، سـیمون کـوزنتس در سال ۱۹۵۵ در یکی از مقاله‌های خود با عنوان رشد اقتصـادی و نابرابری درآمدی، این فرضیه را مطرح نمود که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی در ابتدا افزایش پیدا کرده و پس از ثابت ماندن در یک سـطح معـین بـه تـدریج کـاهش می‌یابد. این الگو بـه نـام منحنـی U وارون کـوزنتس[8] معـروف است که به لحاظ نموداری، بیان‌گر رابطه‌ای به شکل U وارون بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد است (گیلیس و اسـنورگراس، ۱۳۷۹: ۱۱۷). کوزنتس با یک مثال عددی ساده نشـان داد کـه فرایند تغییرات در نابرابری توزیع درآمد در نتیجه انتقال جمعیت از بخش کشاورزی به بخش غیر کشـاورزی اسـت (تاکـاهیرو و ساچیکو[9]، ۲۰۰۷: ۹۴). او همچنین نشان داد که توزیـع درآمـد شخصی در کشورهای کمتر توسعه یافته نسبت به کشـورهای توسـعه یافتـه نـابرابرتر اسـت (اتکینسـون[10]، ۱۹۷۰: ۳۲۹). کوزنتس، توسعهٔ اقتصادی را به عنوان فراینـد گـذار از اقتصـاد سنتی یا روستایی به اقتصاد نوین یـا شـهری تعریـف کـرده و نتیجه می‌گیرد که در مراحل اولیهٔ توسعه، شاخص توزیع درآمد رو به وخامت می‌گذارد، زیرا تعداد کمی از مردم این توانـایی را دارند که به بخش نوین یا مدرن منتقل شوند و به همین دلیل، اختلاف سطح دستمزد بین بخش سنتی و نوین زیاد اسـت. در مراحل بعدی توسعه، توزیع درآمد رو به بهبود می‌گـذارد، زیـرا شمار بیش‌تری از مردم، جذب بخش نوین می‌شوند و به تدریج به دلیل کمیابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دسـتمزد در بخش سنتی هم افزایش می‌یابد و بـه سـطح دسـتمزد بخـش نوین نزدیک می‌شود. اما به طور کلـی و بـرای تمـامی جوامـع، رشد اقتصادی لزوماً توزیع برابرتر درآمد را بـه دنبـال نخواهـد داشت و تجربه برخی کشورها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی باعث کاهش مطلق درآمد بعضی از اقشار جامعه نیز شده اسـت (آدلمان و موریس[11]، ۱۹۷۳: ۸). شـاخص توزیـع نـابرابر درآمـد می‌تواند به دنبال خود موجبات کاهش رشد را نیـز فـراهم آورد (آدلمان، ۱۹۷۸: ۴۶).

نظریه کوزنتس را می‌توان در رابطه شماره (۱) نشان داد.

(۱)

$$GINI = \beta 0 + \beta 1\ GDP + \beta 2\ GDP^2 + \varepsilon$$

در رابطـه ۱، متغیـر GINI: معیـار توزیـع درآمـد، GDP: تولید ناخالص داخلی و ε نشان دهنده جزء اخلال است. چنانچه β_1 عددی مثبت و β_2 عددی منفـی و معنـی‌دار باشـند، نظریـه کوزنتس را می‌توان پذیرفت که نشـان‌دهنـده آن اسـت کـه بـا افزایش تولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمد ابتدا افـزایش پیـدا کرده و پس از ثابت ماندن در یک سطح معین به تدریج کاهش می‌یابد.

مطالعاتی که بـر اسـاس الگـوی شـولتز (۱۹۹۶) در زمینـه بررسی اثر عوامل اقتصادی بر توزیع درآمـد انجـام شـده اسـت بیان می‌کنند که سه دسته متغیر کلان اقتصادی تأثیرگـذار بـر

1. Sainth-Paul & Verdier (1996)
2. Hirschman
3. Forbes (2000)
4. Iradian (2005)
5. Persson & Tabellini (1994)
6. Protte (1996)
7. Barro (2000)
8. Kuznets's "U-Inverted" Curve
9. Takahiro & Sachiko (2007)
10. Atkinson (1970)
11. Adelman & Morris (1973)

توزیع درآمد شامل متغیر رشد اقتصادی با تأثیر مثبت و متغیرهای تورم و بیکاری با تأثیر منفی هستند. البته به برخی متغیرهای اقتصادی نظیر حاشیه نرخ ارز، مالیات مستقیم و بهره‌وری نیروی کار نیز به عنوان متغیرهای اثرگذار با اولویت کمتر اشاره شده است. از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر توزیع درآمد که به نحوی از طریق ارتقاء بهره‌وری نیروی انسانی، ایجاد اشتغال مفید و بهبود وضعیت اطلاعات بازار بر سایر عوامل اقتصادی و چگونگی توزیع درآمد اثر می‌گذارد، متغیر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT[1]) است. به طور کلی، فناوری اطلاعات و ارتباطات در اقتصاد هم در طرف عرضه و هم در طرف تقاضا تأثیر می‌گذارد. در طرف تقاضا از طریق تابع مطلوبیت بر رفتار اقتصادی مصرف کننده تأثیر می‌گذارد و در طرف عرضه بر رفتار تولید کننده در سطح بنگاه‌های اقتصادی تغییرات مؤثری در کمیت و کیفیت تولید کالاها و خدمات پدید می‌آورد (پورفرج و عیسی زاده، ۱۳۸۹: ۷۵). در واقع می‌توان گفت وجود یک ارتباط مثبت بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و علمکرد اقتصاد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه وجود دارد. این موضوع به خصوص در کشورهای در حال توسعه اثرات بلند مدتی بر جای می‌گذارد (ایندیکیان و سیگل[2]، ۲۰۰۵: ۶۸۱). لذا در کشورهای در حال توسعه، گسترش زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند اثر مثبت بر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد اقتصادی داشته باشد (کمیجانی و محمودزاده، ۱۳۸۷: ۱۰۹).

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر توزیع درآمد نرخ بیکاری است. کار به عنوان مهم‌ترین منبع در دسترس گروه‌ها و خانوارهای فقیر نقش قابل توجهی در تأمین درآمدهای مورد نیاز این خانوارها دارد. مسلم است که گروه کثیری از افراد، زندگی خود را از طریق فروش منابع کاری خود تأمین می‌نمایند و عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه این عامل می‌تواند تأثیر به سزایی در وضعیت زندگی آنان و کشاندن آنها در ورطه فقر و محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد. به عبارت دیگر باید گفت که امروزه تنها داشتن سرمایه انسانی و مهارت‌های لازم تضمین کننده شغل‌های موفق و درآمدهای مناسب برای داشتن یک زندگی در سطح استاندارد نمی‌باشد چرا که این سرمایه‌های انسانی صرفاً بیانگر ویژگی‌های طرف عرضه بازار کار می‌باشد و علائم و ویژگی‌های طرف تقاضای بازار کار را نشان نمی‌دهد. بیکاری وضعیتی می‌باشد که در آن با کمبود تقاضا برای نیروی کار روبرو می‌شویم. یعنی در این شرایط فرصت‌های شغلی موجود در بازار تأمین کننده نیاز عرضه کنندگان در بازار نمی‌باشد و در نهایت تعداد کثیری از افراد جامعه بدون دسترسی به یک شغل مجبور به زندگی در وضعیت نامناسب می‌باشند. به عبارت دیگر باید گفت که هرچه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد در نهایت میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت و بالعکس با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که در نهایت به افزایش درآمدها منجر می‌شود وضعیت زندگی مردم بهتر و از میزان و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاسته می‌گردد. لذا از نظر تئوریکی انتظار بر آن است که بیکاری همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹: ۳۱).

در یک جمع‌بندی با توجه به مبانی نظری ذکر شده، عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد و رخداد پدیده شکاف درآمدی بین اقشار پایین و بالای درآمدی در مناطق روستایی را که به طور طبیعی تأثیر منفی آن بر توسعه نیافتگی مناطق روستایی نیز قابل مشاهده است، می‌توان بر اساس مطالعه جرالد و جرالد (۱۹۸۱) به عامل فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، بر اساس تحقیقات آدلمان و موریس (۱۹۷۳) و ساینت پائول و وردیر (۱۹۹۶)، به عامل رشد اقتصادی ایجاد شده به طور کلی و ارزش افزوده زیربخش‌های اقتصادی نظیر بخش کشاورزی در مناطق روستایی به‌طور جزئی، بر اساس تحقیقات هیرشمن (۱۹۵۸) و شولتز (۱۹۹۶)، به عامل ضعف ساختاری در اشتغال مفید و رشد نرخ بیکاری به‌خصوص وجود پدیده بیکاری پنهان در مناطق روستایی با اقتصاد معیشتی بر مبنای فعالیت کشاورزی، بر اساس نظریه نیروی کار مازاد لوییس[3] (۱۹۵۴) و سرریز آن به مناطق شهری به شکل مهاجرت‌های منطقی اما عمدتاً بی‌رویه، به عامل نرخ شهرنشینی و تأثیر معکوس آن بر تشدید روند توسعه نیافتگی مناطق روستایی و همچنین بر اساس نظریه کوزنتس (۱۹۵۵)، فربس (۲۰۰۰) و ایرادین (۲۰۰۵)، به عامل ارتباط U وارون شکل رشد اقتصادی و مشکل نابرابری درآمد نسبت داد. بنابراین هدف از مطالعه حاضر، بررسی نقش عوامل مهم و بنیادی تأثیرگذار نظیر

1. Information and Communication Technology
2. Indjikian & Siegel (2005)
3. Lewis (1954)

فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، ارزش افزوده و تولیدات دانش بنیان بخش کشاورزی، نرخ بیکاری و شهرنشینی بر متغیر توزیع درآمد به عنوان شاخصی برای سنجش وضعیت عدالت اقتصادی است. توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تولیدات دانش بنیان کشاورزی در فراهم‌آوری عدالت اقتصادی از طریق توزیع درآمد مناسب در مناطق روستایی کشور است.

۳. مطالعات تجربی

مطالعه انجام شده توسط مهرگان و همکاران نشان می‌دهد که هر چه سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی بیشتر باشد، توزیع درآمد مناسبتر صورت خواهد گرفت (مهرگان و همکاران، ۱۳۸۷: ۵۷). سلوکی و همکاران با تکیه بر نتایج حاصله از کاربرد فناوری اطلاعات و ارتباطات در زمینه‌های اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی کشورهای توسعه یافته، دریافتند که دسترسی به اطلاعات و بهبود ارتباطات یک نیاز اساسی و ابزاری برای توسعه کشاورزی پایدار است (سلوکی و همکاران، ۱۳۹۰:). مرید و فروشانی در تحقیق خود نشان دادند که برنامه‌های کلان توسعه ملی در زمینه توسعه روستایی و کشاورزی بایستی با اولویت توجه به توسعه فناوری اطلاعات طراحی و تدوین شوند. ظهور این فناوری‌ها به مثابه فرصتی است که می‌تواند ضمن رفع پیامدهای منفی حاصل از رهیافت‌های انتقال فناوری در دهه‌های اخیر، توانمندی‌های زیادی در مواجهه با چالش‌های اساسی جهانی مانند امنیت غذایی، فقر، نابرابری و بحران‌های زیست محیطی ایجاد نماید (مرید و فروشانی، ۱۳۹۰: ۲۸۰).

در ارتباط با اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر مسئله اشتغال نیز یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر توزیع درآمد است، به طوری‌که هر چه نرخ اشتغال افزایش داشته باشد، توزیع درآمد شکل مناسبتری خواهد داشت. به نظر ویوارلی[1] فناوری اطلاعات و ارتباطات از چند طریق بر اشتغال مؤثر است که به شکل خلاصه می‌توان گفت استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات به دلیل کاهش هزینه‌های مبادلاتی، موجب افزایش تقاضا برای محصول و در نتیجه نیروی کار می‌شود. همچنین به نظر وی کاهش هزینه، موجب بروز سرمایه گذاری‌های جدید شده و اشتغال را افزایش می‌دهد.

مطالعات وی توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات را عاملی برای خلق محصولات و خدمات جدید می‌داند که خود محرکی برای افزایش اشتغال است (ویوارلی، ۲۰۰۷: ۳). در همین رابطه رزاقی و همکاران به بررسی نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه پایدار روستایی ایران پرداخته و به این نتیجه رسیدند که از جمله فواید فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه روستایی تنوع بخشی به زمینه‌های فعالیتی، امکان کار از راه دور و توانمندسازی مخاطبین در حیطه کارایی و بهره‌وری تولید است (رزاقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۷).

از جمله کارکردهای فناوری اطلاعات و ارتباطات این است که فاصله جغرافیایی را از بین برده و عملاً تفاوت و شکاف اطلاعاتی بین شهر و روستا را بسیار کم رنگ نموده است. لذا توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات به لحاظ ایجاد فرصت‌ها و امکانات جدید، می‌تواند عاملی باشد در جهت کاهش مهاجرت‌های روستایی که اغلب در بین اقشار جوان دیده می‌شود. از آنجا که مسئله رشد شهر نشینی از عوامل ایجاد و تشدید توزیع نامناسب درآمد در جوامع روستایی است، انتظار بر این است که توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات عاملی در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد در جوامع روستایی باشد. در ارتباط با اثر مهاجرت شهری-روستایی و شهرنشینی بر توزیع درآمد مطالعات بسیاری انجام و نظریات مهمی مطرح شده است. نتایج بیانگر این واقعیت هستند که رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری وابستگی بسیاری به نرخ شهرنشینی دارد و در قرن گذشته هیچ کشوری بدون داشتن تجربه انتقال قابل توجه جمعیت به سوی شهرها از درآمد بالای متوسط برخوردار نشده است (آنز و بوکلی[2]، ۲۰۰۹: ۷). به طوری‌که طی پنج دهه گذشته، نرخ رشد شهرنشینی افزایش سریع‌تری نسبت به دهه‌های دورتر داشته است. همچنین رشد شهرنشینی در آسیا نسبت به سایر نقاط جهان بیشتر بوده است، یعنی جایی که رشد شهرنشینی و صنعتی شدن در یک زمان یعنی دهه هفتاد میلادی اتفاق افتاده است (ابوکوثر[3]، ۲۰۱۲: ۴۴۲). از میان مطالعاتی که در زمینه شهرنشینی صورت پذیرفته است، برخی از این مطالعات، از جمله مطالعات رابینسون[4]، گلوم[5]، راچ[6] و

1. Vivarelli (2007)

2. Annez & Buckley (2009)
3. Abu Kawsar (2012)
4. Robinson (1976)
5. Glomm (1992)
6. Rauch (1993)

آناند[1]، در زمینه اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد بوده است (کین زو[2]، ۲۰۰۹: ۱۰۸).

همچنین، تجربه کشورهای بسیاری نشان داده است که توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند عامل مهمی در جهت رشد اقتصادی و تولید ملی باشد. رزاقی و همکاران افزایش قدرت تصمیم‌گیری روستاییان، گسترش ترویج روستایی و بازارهای محلی روستایی را از جمله کارکردهای فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه روستایی می‌دانند. از نظر آنها استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند منجربه کاهش هزینه تولید و در نتیجه رفاه اجتماعی شود. از آنجا که بر اساس فرضیه کوزنتس، حجم تولیدات داخلی و رشد اقتصادی عامل مهمی در چگونگی توزیع درآمد است، لذا فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند از طریق تأثیرگذاری بر حجم تولیدات داخلی و رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در جوامع روستایی مؤثر باشد (رزاقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۷). برقی و قنبری در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که در مناطق روستایی فناوری اطلاعات و ارتباطات در حفظ محیط زیست، بهداشت و افزایش کیفیت زندگی، مؤثر می‌باشد. در پژوهش انجام شده در سال ۲۰۰۴ توسط کمسیون فناوری اطلاعات و ارتباطات اروپا[3] ضمن بیان وضعیت ICT در کشورهای اروپایی، به بررسی تأثیر ICT در توسعه پایدار پرداخته شده است (برقی و قنبری، ۱۳۸۹: ۱۴۰). در پژوهشی که توسط سیریگینیدی[4] در کشور هندوستان برای کاهش شکاف دیجیتالی بین نواحی شهری و روستایی صورت گرفته است، به ضرورت ایجاد دفاتر اطلاعات و ارتباطات در نواحی روستایی به منظور برقراری تعادل و توازن منطقه‌ای تأکید شده است (صیدیایی و مقدم، ۱۳۹۰: ۱۲۹). در بین سایر مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه چاپمن و اسلمیکر[5] (۲۰۰۲: ۲۶۱) درباره نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه روستایی با تأکید بر موقعیت‌ها و اقدامات، مطالعه رامارائو[6] (۲۰۰۴: ۲۷۹) درباره نقش دولت الکترونیک در توسعه روستایی، مطالعه کلس ویتانن[7] (۲۰۰۵: ۱۲) درباره چالش‌های پیش روی دولت‌ها برای به‌کارگیری فناوری‌های دانش بنیان در توسعه روستایی، و همچنین مطالعه کومار و سینگ[8] (۲۰۱۲: ۵۸) درباره نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه روستایی با تأکید بر تغییرات وضعیت آب و هوایی اشاره نمود.

نتایج حاصل از مطالعات تجربی در داخل و خارج از کشور بر این نکته تأکید دارد که رشد و توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات از طرق مختلفی به شرح زیر بر توسعه روستایی و بهبود شاخص توزیع درآمد اثر دارد. در ارتباط با اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر توسعه کشاورزی، آنچه مسلم است، جنگ بر ضد فقر و ناامنی غذایی در نتیجه یک تلاش همه جانبه برای توسعهٔ کشاورزی و از طریق رشد و توسعه کمی و کیفی محصولات روستائی و کشاورزی در مناطق روستایی حاصل می‌گردد. در این راستا فناوری اطلاعات و ارتباطات، بهره‌وری نیروی انسانی را افزایش داده و فرصت‌هایی را برای پذیرش اطلاعات و آمادگی الکترونیکی جهت توسعهٔ پایدار جوامع انسانی فراهم می‌آورد.

هدف از مطالعه حاضر، بررسی نقش توسعه زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تولیدات دانش بنیان کشاورزی در فراهم‌آوری عدالت اقتصادی از طریق توزیع درآمد مناسب در مناطق روستایی کشور است و برای این منظور از عوامل مهم و بنیادی تأثیرگذار نظیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ بیکاری و شهرنشینی بر متغیر توزیع درآمد به عنوان شاخصی برای سنجش وضعیت عدالت اقتصادی استفاده شده است.

٤. روش تحقیق

با توجه به مبانی نظری ارایه شده، آنچه مسلم است عوامل گوناگونی از جمله نرخ تورم، نرخ بیکاری، درآمد مالیاتی دولت، رشد اقتصادی، نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت و بسیاری از عوامل دیگر بر توزیع درآمد اثرگذار هستند. در این مطالعه جهت مفید و قابل اتکاء بودن الگوی اندازه‌گیری از چند متغیر مستقل مهم شامل تولید ناخالص داخلی، مربع تولید ناخالص داخلی، نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت (نسبت شهر نشینی)، نرخ بیکاری مناطق روستایی و تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی استفاده شده است. برای محاسبه

1. Annand (1993)
2. Qin & Zhou (2009)
3. European Information Technology Observatory
4. Siriginidi (2005)
5. Chapman & Slaymaker (2002)
6. Rama Rao (2004)
7. Kelles-Viitanen (2005)
8. Kumar & Singh (2012)

شاخص توزیع درآمد به عنوان متغیر وابسته، از میان معیارهای متنوع ارائه شده نظیر ضریب جینی، شاخص تایل و نسبت بیستک‌های درآمدی، در این مطالعه از نسبت بیستک پر درآمد به بیستک کم درآمد به عنوان معیاری برای نحوه توزیع درآمد استفاده شد. شاخص اشاره شده یکی از مناسب‌ترین شاخص‌های مورد استفاده برای توزیع درآمد است که همواره این شاخص در آمار ارائه شده توسط مرکز آمار ایران وجود داشته و در مطالعات بسیاری همچون کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۷)، از این شاخص استفاده کرده‌اند. البته با توجه به اینکه تغییرات متغیر وابسته مدل (نسبت بیستک بالای درآمدی به بیستک پایین درآمدی)، تابع تغییرات مقادیر صورت و مخرج نسبت مربوطه است، ممکن است تفسیر آثار متغیرهای توضیحی با اطمینان میسر نباشد. اما با توجه به محدود بودن طول دوره مطالعه که ۱۰ سال است و دوره بلندمدت به حساب نمی‌آید و صورت و مخرج تغییرات زیادی نسبت به هم نداشتند می‌توان در مورد تفسیر نتایج مطمئن بود. از جمله مزایای استفاده از شاخص توزیع درآمد به صورت نسبت بیستک پر درآمد به بیستک کم درآمد، این است که در هر دو صورت، یعنی بروز فقر در اقشار کم درآمد و کاهش درآمدهای قابل هزینه شدن برای نیازهای مصرفی و نمایش آن در صورت کسر و هم افزایش درآمدهای ناشی از کسب و کار زراعی و غیرزراعی اقشار پردرآمد و نمایش آن در مخرج کسر، باعث می‌شود که شکاف درآمدی آشکارتر شود و به‌عنوان معیار مناسبی در کنار سایر شاخص‌های نماگر چگونگی توزیع درآمد معرفی گردد.

بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در رابطه با تأثیر برخی متغیرها بر روی توزیع درآمد، انتظار می‌رود که شاخص توزیع درآمد یعنی نسبت هزینه‌های بیستک پنجم به بیستک اول، تابعی مثبت از متغیرهای بیکاری، نرخ شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی باشد و با متغیرهای تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی و مربع تولید ناخالص داخلی رابطه منفی داشته باشد. بنابراین تابع زیر الگوی مناسبی از تخمین شاخص توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور بر اساس متغیرهای معرفی شده را در بر خواهد داشت (رابطه ۲).

$$G = F(AGR, UR, IN, UN, GDP, GDP^2, COM) \quad (۲)$$

که درآن متغیرهای ارائه شده عبارتند از؛ G: نسبت هزینه‌های بیستک پر درآمد به بیستک کم درآمد، AGR: ارزش افزوده بخش کشاورزی از اقتصاد، UR: نرخ شهر نشینی، UN: نرخ بیکاری مناطق روستایی، IN: نرخ تورم، GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، GDP^2: مربع تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ و COM: تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی.

بدیهی است که متغیرهای بسیاری بر توزیع درامد اثر گذار هستند، اما به دلیل برخی مشکلات از جمله عدم وجود آمار رسمی یا نقص آن برای بسیاری از متغیرها در مناطق روستایی و همچنین بروز مشکل همخطی و در نتیجه کاذب شدن رگرسیون، در این پژوهش بر مبنای مبانی نظری موجود و کسب حمایت از پیشینه مطالعات تجربی، از متغیرهایی استفاده شد که قبل از آن در مطالعه جرالد و جرالد (۱۹۸۱)، با تأکید بر عامل فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، در تحقیقات هیرشمن (۱۹۵۸)، آدلمان و موریس (۱۹۷۳) و ساینت پائول و وردیر (۱۹۹۶)، با تأکید بر رشد اقتصادی به طور کلی و ارزش افزوده زیربخش‌های اقتصادی نظیر بخش کشاورزی، در تحقیقات هیرشمن (۱۹۵۸) و شولتز (۱۹۹۶)، با تأکید بر نرخ بیکاری، در نظریه نیروی کار مازاد لوییس (۱۹۵۴) با تأکید بر مهاجرت نیروی کار اضافی به صورت نرخ شهرنشینی و همچنین بر اساس نظریه کوزنتس (۱۹۵۵)، فربس (۲۰۰۰) و ایرادین (۲۰۰۵)، به عامل ارتباط U وارون شکل رشد اقتصادی و مشکل نابرابری درآمد و تأثیر معکوس آن بر روند توسعه نیافتگی مورد استفاده قرارگرفته است. همچنین مطالعات تجربی صورت گرفته نیز حکایت از چرایی انتخاب متغیرهای توضیحی در مدل پیشنهادی دارند. برای مثال در ارتباط با اثر متغیر شهرنشینی بر توزیع درآمد، می‌توان عنوان نمود که در قرن گذشته هیچ کشوری نبوده است که به توسعه اقتصادی رسیده باشد، بدون اینکه یک انتقال قابل توجه در جمعیت به سوی شهرها وجود نداشته باشد (آنز و باکلی، ۲۰۰۹: ۲۴۹). در این راستا مطالعاتی نیز در زمینه اثرگذاری روند شهرنشینی و تأثیر آن بر چگونگی توزیع درآمد صورت پذیرفته است. از جمله این مطالعات باید به مطالعات رابینسون[1]، گلوم[2]، راچ[3] و آناند[4]،

1. Robinson (1976)
2. Glomm (1992)
3. Rauch (1993)

آناند[1]، در زمینه اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد اشاره نمود (کین و زو، ۲۰۰۹: ۱۰۸). در ارتباط با نقش میزان بیکاری و ارزش افزوده بخش کشاورزی در توزیع درامد، تودارو[2] توسعه کشاورزی و توسعه روستایی را محور اصلی توسعه ملی می‌داند. از نظر وی توسعه و رشد بخش کشاورزی به عنوان موتور محرکه اصلی توسعه روستایی است و علت آن را اشتغال بیش از ۸۰ درصد جمعیت روستایی جهان سوم به طور مستقیم و غیرمستقیم در فعالیت‌های کشاورزی می‌داند. در نظر تودارو توسعه ملی متکی به توسعه روستایی است، چرا که ریشه تمامی مشکلات مثل فقر و نابرابری در حال رشد، عدم رشد مناسب ارزش افزوده بخش کشاورزی و بیکاری فزاینده در مناطق روستایی است (آسایش، ۱۳۷۴: ۲۴). به کارگیری تولید ناخالص داخلی و مربع آن بر اساس نظریه کوزنتس است که در آن مطرح می‌کند همراه با نرخ رشد اقتصادی در ابتدا توزیع درآمد نابرابرتر و سپس بهبود می‌یابد به طوری که روند ارتباطی بین آین دو متغیر به شکل U وارون است. همچنین استفاده از متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی به عنوان مهم‌ترین متغیر مورد مطالعه در این تحقیق و شاخص اندازه‌گیری ضریب نفوذ فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی روستاها است. رشد فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق افزایش کارایی عوامل تولید می‌تواند اثر مثبت بر متغیرهای اقتصادی داشته باشد و یکی از عوامل توسعه اقتصادی و عدالت اقتصادی باشد.

با توجه به محدودیت سال‌های مورد بررسی، از پشته کردن داده‌ها و تشکیل داده‌های ترکیبی برای تخمین مناسب مدل استفاده می‌شود. البته پس از بررسی و آزمون فرض صفر (رابطه ۳) مبنی بر همگنی مقاطع مشخص خواهد شد که در صورت همگنی مقاطع از روش داده‌های تلفیقی[3] و در غیر این صورت از روش پانل استفاده شود. در روابط فرضیه ای فوق، α_i بیان‌کننده اثرات فردی مقاطع است که برای این منظور از آزمون F لیمر استفاده می‌شود (رابطه ۴).

$$H_0: \alpha_i = \alpha_N \qquad (۳)$$

$$H_1: \alpha_i \neq \alpha_j \quad , \quad i \neq j$$

$$FN-1, N(T-1)-K = (RRSS-URSS)(NT-N-K) / (N-1)(URSS) \qquad (۴)$$

در رابطه ۴، مقدار RRSS: نشانگر مجموع مربعات باقیمانده مقید، URSS: نشانگر مجموع مربعات باقیمانده غیر مقید، K: تعداد متغیرهای توضیحی، N: تعداد مقاطع و NT: تعداد کل مشاهدات است.

از آنجا که داده‌های اطلاعاتی در این مطالعه محدود به ۱۰ سال است، قبل از انجام برآورد ضرایب متغیرهای مدل، باید به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شود. از این رو آزمون ریشه واحد[4] با استفاده از روش لوین، لین و چو، انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱، گزارش شده است. از آنجا که طول دوره مورد بررسی کوتاه است، انتظار بر این است که متغیرهای مدل مانا باشند. همانطور که از جدول ۱ نیز مشخص است، تمامی متغیرهای مدل در سطح احتمال ۵٪ مانا هستند.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مربوط به مدل تخمین

متغیر	GINI	GDP	GDP^2	UR	COM	UN	IN	AGR
آماره	-۲/۲	-۵/۰۵	-۳/۶۳	-۱۲/۶۹	-۱۵/۱۷	-۲۷/۸	۷/۰۸	۴/۴۵
ارزش احتمال	۰/۰۱۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از انجام آزمون F لیمر نتایج به دست آمده حاکی از لزوم برآورد الگو به روش پانل دیتا است. زیرا آماره آزمون از نقطه بحرانی در سطح احتمال ۵٪ بیشتر بوده و فرض صفر مبنی بر همگنی مقاطع رد شده و روش پانل یک روش صحیح برای انجام برآورد خواهد بود. نتایج آزمون F لیمر در جدول ۲ مشخص شده است.

جدول ۲. آزمون همگنی مقاطع و تست هاسمن

نتیجه	سطح احتمال	آماره آزمون	نوع آزمون
پانل دیتا	۰/۰۱	۴۶/۲۱	F لیمر
اثرات ثابت	۰/۰۰	۷۱/۸۶	هاسمن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین بر اساس داده‌های منتشر شده توسط مرکز آمار ایران برای سال‌های۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ و به تفکیک استان‌های موجود در کشور، داده‌های پانل[5] تشکیل و از روشGLS[6] برای تخمین ضرایب مورد نظر استفاده شد و مدل پانل بر اساس

1. Annand (1993)
2. Todaro
3. Pool Data
4. Unit Root Test
5. Panel Data
6. Generalized Least Square

رابطه ۵، مد نظر قرار گرفت.

(۵)

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 UN_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 GDP^2_{it} + \beta_5 AGR_{it} + \beta_6 COM_{it} + \beta_7 COM(-1)_{it} + \beta_8 COM(-2)_{it} + \beta_9 IN + \varepsilon_{it}$$

۵. نتایج و یافته‌ها

پس از واقعی سازی متغیرهای اسمی و پانل نمودن داده‌ها، برآورد مدل پانل به روش GLS انجام شد که نتایج آن در جدول ۳، به نمایش گذاشته شده است.

جدول ۳. برآورد مدل اندازه‌گیری برای تخمین ضرایب به روش GLS

متغیر	ضریب	آماره	سطح احتمال
GDP	۶/۵۸	۲/۷	۰/۰۱
GDP^2	- ۷/۹۸ E-۹	- ۲/۷۱	۰/۰۰
AGR	- ۳/۵۶	- ۳/۰۱	۰/۰۰
UR	۰/۱۲	۳/۱	۰/۰۰
IN	۰/۲۳	۲/۰۲	۰/۰۰
UN	۰/۳۶	۲/۳۷	۰/۰۲
COM	-۰/۰۳	-۰/۶۴	۰/۱۵
COM(-1)	-۰/۰۵	-۱/۹۳	۰/۰۱
COM(-2)	-۰/۱۱	-۲/۲۳	۰/۰۰
R^2	۹۲/۰۵		
DW	۲/۰۲		
F statistic	۱۲/۳۴ (Prob = ۰/۰۰)		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از نتایج خلاصه شده در جدول ۳، مشخص است، تولید ناخالص ملی با شاخص توزیع درآمد رابطه مثبت داشته و این مسئله بیان کننده این مطلب است که با افزایش تولید ناخالص داخلی و همگام با رشد اقتصادی، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود. همچنین مربع تولید ناخالص داخلی با شاخص توزیع درآمد رابطه منفی دارد. با بررسی ضرایب به دست آمده برای دو متغیر اشاره شده به این نتیجه می‌رسیم که فرضیه کوزنتس مبنی بر شکل U وارون رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در جوامع روستایی مورد تأیید قرار می‌گیرد. سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی با علامت اختصاری AGR با ضریب ۳/۵۶- با شاخص توزیع درآمد رابطه منفی داشته و ضریب به دست آمده که برابر ۳/۵۶- است نشان می‌دهد که یک واحد افزایش درسهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی، ۳/۵۶ واحد توزیع درآمد را برابرتر می‌کند.

در ارتباط با متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای در بین خانوارهای روستایی که به عنوان مهم‌ترین متغیر مورد مطالعه در این تحقیق است، باید عنوان نمود که ضرایب به دست آمده برای این متغیر به صورت بدون وقفه زمانی، با یک وقفه زمانی و با دو وقفه زمانی به ترتیب برابر ۰/۰۳-، ۰/۰۵- و ۰/۱۱- است که فقط متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای با یک و دو وقفه زمانی معنادار است. ضرایب و آماره به دست آمده برای این سه متغیر نشان می‌دهد که هر چه از نظر زمانی به عقب برگردیم، ضرایب و آماره افزایش پیدا می‌کند. این اعداد نشانگر تأثیر منفی این متغیر بر نابرابری درآمدی با وقفه زمانی است یعنی متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای به عنوان زیرساختی برای فناوری اطلاعات و ارتباطات برای تأثیرگذاری بر توزیع درامد نیاز به زمان داشته و پس از گذشت زمان بر روی آن اثر دارد. در واقع با افزایش استفاده از رایانه که مهم‌ترین ابزار برای فراهم آوری زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات شناخته می‌شود، توزیع درآمد در جوامع روستایی در طول زمان به شکل مناسبتری صورت می‌پذیرد. رایانه هم به عنوان زیرساختی برای فناوری اطلاعات و ارتباطات مطرح بوده که خود زیر مجموعه صنعت است و هم به عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم فناوری اطلاعات و ارتباطات به حساب می‌آید. از این رو افزایش تعداد کاربران رایانه از هر دو کانال می‌تواند بر اقتصاد و توسعه آن اثرگذار باشد. اما نکته حائز اهمیت این است که بسیاری از متغیرهای اقتصادی نمی‌توانند بلافاصله بر اقتصاد اثر گذار باشند و اثر بخشی آنها نیازمند زمان است. در زمینه فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز به دلیل اینکه این متغیر کاربران رایانه به عنوان زیر ساخت برای فناوری اطلاعات و ارتباطات مطرح است و هم به دلیل اینکه خود فناوری اطلاعات نیز با وقفه و گذشت زمان می‌تواند بر توسعه اقتصادی اثر داشته باشد، انتظار بر این است که افزایش تعداد کاربران رایانه نتواند بدون وقفه بر توزیع درامد اثر داشته باشد.

متغیر نرخ بیکاری هم که با علامت اختصاری UN در این مطالعه مشخص است، با شاخص توزیع درآمد رابطه مثبت داشته و ضریب به دست آمده که برابر ۰/۳۶ است نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در نرخ بیکاری، ۰/۳۶ واحد توزیع درآمد را نابرابرتر می‌کند. متغیر تورم نیز با ضریب ۰/۲۳ باعث افزایش نابرابری می‌شود. متغیر نسبت شهرنشینی هم به نحو

مشابه رابطه مثبت با شاخص توزیع درآمد داشته و ضریب به دست آمده که برابر ۰/۱۲ است، نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در نسبت شهر نشینی، ۰/۱۲ واحد توزیع درآمد را نابرابرتر می‌کند. همچنین نکته مهم دیگر، شاخص خوبی برازش مدل است. همچنین R^2 به دست آمده نشان از خوبی برازش مدل داشته و آماره دوربین واتسن نیز نشان دهنده عدم وجود مشکل خود همبستگی در مدل است.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در ادوار گذشته به دلیل وجود شرایط خاص اقتصادی-اجتماعی و پیچیده نبودن رویکردهای اقتصادی، مقوله اطلاعات و اطلاع رسانی جنبه همگانی نداشته و نیاز به اطلاعات در سطوح مختلف زندگی فردی و اجتماعی جنبه‌ای ضروری به حساب نمی‌آمد، در حالی‌که اکنون نیاز به اطلاعات و دسترسی به آن برای رشد و توسعه اهمیت پیدا کرده و از ضروریات توسعه جوامع به شمار می‌آید. عصر حاضر را عصر اطلاعات نام نهادند زیرا در این عصر انبوه فزاینده‌ای از اطلاعات فنی و تخصصی در رشته‌های مختلف علوم و معرفت بشری تولید می‌شود و جامعه‌ای که به این حجم وسیع اطلاعات دسترسی نداشته باشد، کماکان در وضعیت موجود باقی خواهد ماند. بنابراین برای نیل به توسعه پایدار بدون هیچ گونه پیش شرط و مانعی باید اطلاعات و خصوصاً اطلاعات فنی و علمی در زمینه‌های علمی برای همه کاربران اشاعه یابد. از طرفی برای نیل به توسعه به مفهوم حقیقی آن، رشد اقتصادی جوامع می‌بایست همراه با برقراری عدالت اقتصادی باشد که چگونگی توزیع درآمد از شاخص‌های مهم آن به شمار می‌رود. نتایج حاصل از برآورد الگو در این مطالعه نشان داد که تولید ناخالص داخلی ارتباط مثبت و معنی‌داری با توزیع درآمد طی دوره مورد بررسی در مناطق روستایی کشور داشته است. این در حالی است که مربع تولید ناخالص داخلی ارتباط منفی و معناداری با شاخص توزیع درآمد یعنی نسبت متوسط هزینه‌های بستیک پنجم به متوسط هزینه‌های بیستک اول دارد. به طوری‌که ارتباط دو متغیر ذکر شده با شاخص توزیع درآمد، فرضیه کوزنتس مبنی بر شکل U وارون ارتباط بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد را مورد تأیید قرار می‌دهد. این در حالی است که مطالعات ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶) و مهرگان و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از روش رگرسیون سری زمانی، فرضیه کوزنتس را در آن دوره مورد تأیید قرار ندادند. همچنین برآورد الگو نشان داد که متغیرهای شهرنشینی و نرخ بیکاری اثر مثبت و معنی‌داری بر متغیر وابسته دارند. در این زمینه نتایج مطالعه حاضر تقریباً با تمامی مطالعات از جمله مطالعات صمدی (۱۳۸۱)، ربانی و همکاران (۱۳۸۳) و ماسیمولیانو (۲۰۰۸) مطابقت دارد. این بدان معنی است که با افزایش نرخ بیکاری، توزیع درآمد در جوامع روستایی طی دوره مورد بررسی بدتر شده است. دلیل این امر نیز کاهش قدرت خرید برای جمعیت فعال و خانوارهای کم درآمد در مناطق روستایی است. زیرا از آنجا که عمدتاً دهک‌های پایین درآمدی به دنبال فروش نیروی کار خود هستند، نرخ بیکاری در دهک‌های پایین درآمدی شایع تر بوده و افزایش نرخ بیکاری اثر بیشتری بر روی دهک‌های پایین درآمدی در قیاس با دهک‌های بالای درآمدی دارد. در زمینه اثر شهر نشینی بر توزیع درآمد باید عنوان نمود که به لحاظ مهاجرت جمعیت اغلب جوان از روستاها به شهرهای کشور، تولید محصولات روستایی و کشاورزی به شدت کاهش پیدا می‌کند.

از آنجا که سهم تولیدات کشاورزی از کل تولیدات ملی، عاملی در جهت بهبود شرایط توزیع درآمد است، لذا کاهش محصولات کشاورزی و در نتیجه کاهش سهم بخش کشاورزی از تولیدات ملی نیز عاملی در جهت بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در جوامع روستایی کشور خواهد بود که مطالعه مهرگان و همکاران (۱۳۸۷) نیز نتایج مشابهی داشته است. مطابق با مطالعات انجام شده قبلی در ارتباط با اثرگذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر توسعه اقتصادی و اجتماعی، نتیجه این مطالعه نیز نشان داد که از جمله مهم‌ترین عوامل مؤثر بر توسعه اقتصادی و برقراری عدالت اجتماعی مناطق روستایی کشور، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات است. نتایج به دست آمده این مطالعه در زمینه اثرگذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر توزیع درآمد، با نتایج مطالعات سپهردوست و خدایی (۱۳۹۱)، صیدایی و مقدم (۱۳۹۰) و همچنین مرید و فروشانی (۱۳۹۰) مطابقت دارد. ضریب منفی و معنا دار به دست آمده برای متغیر تعداد کاربران رایانه‌ای دربین خانوارهای روستایی (۰/۱۵-)، نشان می‌دهد که رشد و توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات در مناطق روستایی کشور، عاملی در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد در این جوامع است. همچنین نتایج به دست آمده از برآورد الگو در این پژوهش، مطالعات انجام

شده در ارتباط با اثر متغیرهای حاضر در الگو را با توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات مورد تأیید قرار می‌دهد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که برای دستیابی به اهداف برنامه‌ای، توسعه متوازن منطقه‌ای، توجه بیش از پیش به برقراری عدالت اقتصادی و اجتماعی و بهبود وضعیت توزیع درآمد در جوامع روستایی، لازم است از توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان یک ابزار مهم در جهت نیل به اهداف توسعه‌ای کشور و برقراری عدالت اقتصادی استفاده نمود.

با توجه به نتایج به دست آمده از مطالعه حاضر و تأثیر منفی متغیرهای شهرنشینی و بیکاری بر توزیع درآمد در مناطق روستایی، پیشنهاد می‌شود دولت از طریق سرمایه‌گذاری و کمک به راه‌اندازی کسب و کارهای صنعتی کوچک و آموزش روستاییان، همزمان با کاهش نرخ بیکاری در این مناطق، نرخ بالا و روز افزون مهاجرت جمعیت جوان و فعال کشور از روستا به شهر را کنترل نمایند. از سویی دیگر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق آموزش و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها می‌تواند یکی از سیاست‌های مهم دولت در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد و افزایش اندازه طبقه متوسط درآمدی در مناطق روستایی باشد.

منابع

ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۶). "اثر شاخص‌های اقتصادکلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، ۹۵-۶۵.

ارسلان بد، محمد رضا (۱۳۸۳). "تغییرات توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری ایران". *فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه*، شماره ۴، ۱۶۳-۱۴۱.

آسایش، حسین (۱۳۷۴). "اصول و روشهای برنامه‌ریزی روستایی". انتشارات دانشگاه پیام نور.

برقی، حمید و قنبری، یوسف (۱۳۸۹). "تحلیلی بر نقش علم و فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه روستایی". *مجله راهبرد یاس*، شماره ۲۴، ۱۴۵-۱۳۵.

پورفرج، علیرضا و عیسی‌زاده روشن، یوسف (۱۳۸۹). "فناوری اطلاعات و ارتباطات، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، شماره ۲، ۹۴-۷۵.

حسینی، سیده مریم و نجفی، سید عباس (۱۳۸۸). "توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری ایران (۱۳۶۳-۱۳۸۶)". *مجله‌ی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۳، ۱۶۵- ۱۴۷.

خالدی، کوهسار و یزدانی، سعید (۱۳۸۶). "رشد اقتصادی بخش کشاورزی و فقر و توزیع درآمد روستایی در ایران". *فصلنامه علوم کشاورزی*، دوره ۱۳، شماره ۳، ۵۷۳-۵۵۵.

خدایی، حسین (۱۳۹۰). "اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در کشورهای نمونه عضو کنفرانس اسلامی". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان.

دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و شیهکی تاش، محمد نبی (۱۳۸۹). "تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۴، ۵۵-۲۵.

ربانی، رسول، کلانتری، صمد، و یاوری، نفیسه (۱۳۸۳). "پدیده حاشیه‌نشینی و پیامدهای اجتماعی - فرهنگی آن". مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، دوره ۱۵، شماره ۲، ۱۵۴-۱۱۹.

رزاقی بورخانی، فاطمه، اسدی، علی و هاشمی نژاد (۱۳۹۰). "نقش اطلاعات و ارتباطات (ICT) در توسعه کشاورزی پایدار". *اولین همایش ملی راهبردهای دستیابی به کشاورزی پایدار*، تهران.

سپهردوست، حمید و خدایی، حسین (۱۳۹۱). "اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اشتغال در کشورهای نمونه عضو کنفرانس اسلامی". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۱۷-۳۵.

سلوکی، میثم؛ قندالی، مجتبی و زندی، تیمور (۱۳۹۰). "بررسی نقش و جایگاه اطلاعات و ارتباطات در توسعه پایدار روستاها با نگاهی بر تجربیات کشورهای موفق". *اولین همایش ملی راهبردهای دستیابی به کشاورزی پایدار*، سمنان.

صمدی، علی حسین (۱۳۸۱)."شناسایی مهم‌ترین منابع افزایش‌دهنده نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران: تجزیه ضریب جینی (۱۳۷۵،۱۳۷۰)". *مجله برنامه و بودجه*، دوره ۷، شماره ۷۱،۷۴-۵۸.

صیدایی، سید اسکندر و مقدم، زهرا (۱۳۹۰). "ارزیابی نقش

دفاتر اطلاعات و ارتباطات روستایی در ارائه خدمات به نواحی روستایی؛ مطالعه موردی: روستاهای سین، مهرگان، مدیسه و کبوترآباد در استان اصفهان". *مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی*، شماره ۱، ۱۴۶-۱۲۹.

کاظمی، مصطفی و باقری، اکبر (۱۳۸۷). "فناوری اطلاعات و ارتباطات و نقش آن در مدیریت و راهبرد اقتصادی ایران". انتشارات قدس رضوی، مشهد.

کمیجانی، اکبر و محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). "نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی در ایران (رهیافت حسابداری رشد)". *پژوهشنامه اقتصادی*،دوره ۲، شماره ۲۹، ۱۰۷-۷۵.

گیلیس، ترکنز و رومر، اسنورگراس (۱۳۷۹). "اقتصاد توسعه". ترجمهٔ غلام رضا آزاد ارمکی، تهران، نشر نی.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). "توزیع درامد درخانوارهای شهری، روستایی و کل کشور ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۲". *دفتر جمعیت، نیروی کار و سرشماری.*

مرید، اسماعیل و فروشانی، ناهید (۱۳۹۰). "نقش های اطلاعات و ارتباطات در توسعه پایدار روستایی و کشاورزی". اولین همایش ملی مدیریت و توسعه کشاورزی پایدار در ایران.

مهرگان، نادر؛ موسایی، میثم و کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۷). "رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران". *فصلنامه رفاه اجتماعی*، شماره ۲، ۷۷-۵۷.

Abu-Kawsar, M. (2012). "Urbanization, Economic Development and Inequality". *Bangladesh Research Publications Journal*, 6(4), 440-448.

Adelman, I. (1978). "Redistribution before Growth-A Strategy for Developing Countries". *The Hague: Martinus Ni Hof.*

Adelman, I. & Morris, C. T. (1973). "Economic Growth and Social Equity in Developing Countries". *Stanford University Press,* Stanford.

Annez, P. C. & Buckley, R.M. (2009). "Urbanization and Growth". *Patricia Clarke and Buckley (eds.), Commission on Growth and Development,* World Bank.

Anonymous, N. (2003). "Role of Information and Communication Technology (ICT) for Poverty Alleviation through Agricultural Development in SAARC Countries". *Bangladesh Agricultural Research Council Organization*.

Atkinson, A.B. (1970). "On the Measurement of Inequality". *Economic Theory*, 2. File URL: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022-0531 (70)90039-6

Barro, R.J. (2000). "Inequality and Growth in a Panel of Countries". *Journal of Economic Growth.* 5(1), 5-32.

Chapman, R. & Slaymaker, T. (2002). "ICTs and Rural Development: Review of the Literature, Current Interventions And Opportunities for Action". *Overseas Development Institute,* Working Paper 192, London.

Forbes, K. J. (2000). "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth". *American Economic Review*, 90(4), 869-887.

Gerald, F. J. & Gerald, A. (1981). "Fundamental of System Analysis: Using Structured Analysis and Design Techniques", 3rd Edition, Nework: John Wiley and Sons Inc.

Indjikian, R. & Siegel, D. S. (2005). "The Impact of Investment in Information Technology on Economic Performance: Implications for Developing Countries.

Iradian, G. (2005). "Inequality, Poverty and Growth: Cross-Country Evidence". *IMF Working Paper,* WP/05/28.

Kelles-Viitanen, A. (2005). "The role of ICT in governing rural development. International Fund for Agricultural Development (IFAD)" *workshop on challenges for rural development*, 11-14.

Kumar, A. & Singh, K. M. (2012). "Role of ICTs in Rural Development with Reference to Changing Climatic Conditions". *Indian*

Council of Agricultural Research (ICAR), Narenda publishing house, New Delhi.

Massimiliano, C. (2008). "Urbanization, Inequality and Economic Growth: Evidence from Indian States and Towns". Background note for the World Development Report 2009, *World Bank*. 476.

Perotti, R. (1996). "Growth, Income Distribution and Democracy". *Journal of Econmic Growth*, 1(2), 149-187.

Persson, T. & Tabellini, G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?" *American Economic Review,* 84(3), 600-621.

Qin,Y. & Zhou, Y. (2009). "Urbanization and Income Inequality of China's Total Residents: The Test of Kuznets's Inverted-U Hypothesis". *Journal of Business and Policy Research,* 4(1), 99-110.

Rama Rao, T. P. (2004). "ICT and Electronic Governance for rural development". Indian Institute of Management*, symposium on governance in development: issues, challenges and strategies*, Ahmedabad, India.

Saint-Paul, G. & Verdier, T. (1996). "Inequality, Redistribution and Growth: A Challenge to The Conventional Political Economy Approach". *European Economic Review,* 40, 719-728.

Takahiro, A. & Sachiko, M. (2007). "Urbanization, Educational Expansion, and Expenditures Inequality in Indonesia in 1996, 1999, and 2002". *International Food Policy Research Institute*.

Vivarelli, M. (2007). "Innovation and Employment: A Survey". *Institute for the Study of Labor,* Italy.

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۷۸ـ۷۱)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (71-78)

برآورد تابع تقاضای حامل‌های عمده انرژی بخش کشاورزی استان ایلام با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

***حشمت اله عسگری[۱]، روح اله نور محمدی[۲]**
۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ایلام
۲. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ایلام
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۰۱ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۰٦)

The Estimation of Main Energy Carriers Demand Functions at Agriculture Sector in Ilam Province: Almost Ideal Demanding System Approach

***Heshmatollah Asgari[1], Roohollah Noor Mohammadi [2]**
1. Assistant Professor in Economics, Ilam University, Ilam, Iran
2. M.A. in Economics, Ilam University, Ilam ,Iran
Received: 22/Dec/2015 **Accepted:** 25/Feb/2016

چکیده:
با توجه به سهم بالای بخش کشاورزی در اقتصاد استان ایلام و ضرورت شناخت تقاضای حامل‌های انرژی در این بخش و همچنین آگاه شدن از ضرایب کشش تقاضا و میزان تأثیر سیاست‌های آزادسازی قیمت بر مصرف حامل‌های انرژی مورد استفاده در این بخش، در این مقاله به بررسی تقاضای حامل‌های عمده انرژی بخش کشاورزی استان ایلام پرداخته می‌شود. هدف این مقاله تعیین عوامل مؤثر بر الگوی مصرف انرژی، تعیین روابط مکملی و جانشینی حامل‌های انرژی از طریق برآورد تابع تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی است. در این تحقیق برای تخمین تقاضای حامل‌های انرژی از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد کشش‌های قیمتی همه حامل‌های انرژی منفی و مطابق با تئوری تقاضا می‌باشند، همچنین نتایج به دست آمده برای کشش‌های متقاطع در حالت‌های مقید و غیر مقید تا حدود زیادی یکسان و اکثر کشش‌های متقاطع بین گروه‌های انرژی مقداری پایین را نشان می‌دهند. علاوه بر این کشش‌های درآمدی حامل‌های انرژی در حالت مقید مثبت و کمتر از یک می‌باشد که به عنوان یک کالای ضروری محسوب می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: انرژی، تابع تقاضا، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، کشش قیمتی.
طبقه‌بندی JEL: Q11, Q21,Q41

Abstract:
Considering the highly importance of the agricultural sector in the provincial economy of Ilam and the emergence of awareness of demands for the forms of energy in the mentioned sector, as well as awareness of the price liberalization policies applied on the forms of energy, the present study aims to investigate the demands for the major energy consumptions in the agricultural sectors. The aim of this study is to determine the influencing factors on energy consumption patterns; and to determine the complementary and altering energy relations, using the estimating demand for different forms of energy.
This study applies the Almost Ideal Demand System to estimate the elasticity of the forms of energy. The achieved results exhibit the adversity and conformity of all the energy own-price elasticities to the demand theory. Results on the cross elasticity indicate to large extant identical in both restricted and unrestricted cases and to some extant low for the cross elasticity between the forms of energy. Moreover, the results indicate positive and less than one for the income elasticity of energy in the restricted case, that are considered as an essential commodity.

Keywords: Energy, Demand Function, Almost Ideal Demand System, Price Elasticity.
JEL:Q41, Q21, Q11.

* **نویسنده مسئول:** حشمت اله عسگری
E-mail: h.asgari@mail.ilam.ac.ir

*Corresponding Author: Heshmatollah Asgari

۱. مقدمه

در عصر کنونی، اهمیت انرژی به حدی است که بدون آن، نه تنها تکنولوژی و اقتصاد، بلکه حیات بشریت دچار مشکل اساسی خواهد شد؛ زیرا امروزه توسعه اقتصادی و صنعتی بدون به کارگیری انواع انرژی امکان پذیر نیست. انرژی به عنوان یک کالای مصرفی نهایی تأمین کننده رفاه و آسایش بشر است و به عنوان یک نهاده تولیدی در فرآیندهای تولیدی و رونق اقتصادی نقش به سزایی دارد. از این رو تأمین مطمئن و به موقع انرژی مصرفی از یک سو بستر مناسب برای تولید کالاها و خدمات مختلف را فراهم می‌نماید و رشد و رونق تولید را به همراه دارد و از دیگر سو با توجه به وجود این کالا در سبد مصرفی خانوارها، در افزایش مطلوبیت افراد و رفاه جامعه نقش به سزایی را ایفا می‌نماید. به همین دلیل امنیت عرضه انرژی در ادبیات مربوط به این بخش و درمیان سیاست‌گذاران بخش انرژی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. بطور یقین عرضه مطمئن انرژی تنها در صورتی میسر است که تصویری شفاف و روشن از تقاضای انرژی ترسیم گردد.

در اقتصاد استان ایلام بخش کشاورزی جایگاه ویژه‌ای دارد و از این رو مصرف انرژی در این بخش نسبت به سایر بخش‌ها قابل توجه‌تر هست. سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از کل ارزش افزوده استان در طول سال‌های ۹۰-۱۳۷۹ حدود ۸/۳ درصد بوده است[۱].

علت پایین بودن سهم بخش کشاورزی، علاوه بر مساحت کم استان، به دلیل کشاورزی دیم در بیش از ۷۵ درصد مناطق استان می‌باشد. با عنایت به سرمایه‌گذاری دولت در بخش منابع آبی و سدهای مخزنی با هدف کشاورزی در دست ساخت استان (۸ سد) در سال‌های آینده کشاورزی دیم و کم بازده آن به سمت کشاورزی آبی، مطمئن و پربازده سوق داده خواهد شد و ارزش افزوده این بخش اقتصادی به صورت جهشی افزایش خواهد یافت[۲].

روند مصرف فراورده‌های نفتی بخش کشاورزی در دوره ۹۰-۶۹ با رشد ۷/۶ درصد، از ۲۹۹۶ متر مکعب در سال ۱۳۶۹ به ۱۳۹۳۸ متر مکعب در سال ۱۳۹۰ رسیده است. سیاست تغییر سوخت پمپ‌های آبیاری در مزارع کشاورزی از نفت گاز به برق باعث شده است که مصرف نفت گاز در این بخش روند نزولی داشته باشد. البته در سال‌های اخیر به دلیل افزایش تعداد ایستگاه پمپاژها و صدور مجوز تولیدی‌های بخش کشاورزی، کاهش شدت مصرف این فرآورده بعد از سال‌های ۸۴-۸۲ در این بخش مشهود نمی‌باشد. مصرف برق در بخش کشاورزی با ۲۵/۵ درصد رشد سالانه، از ۱۲۰۰ هزار کیلو وات ساعت در سال ۱۳۶۹ به ۸۶۲۸۰۰ هزار کیلو وات ساعت در سال ۱۳۹۰ رسیده است. دلیل اصلی این روند سریع رشد مصرف برق در بخش کشاورزی به اجرای سیاست‌های دولت در برقی نمودن چاه‌های آب کشاورزی باز می‌گردد. البته این امر به صرفه‌جویی در مصرف نفت‌گاز و کاهش هزینه‌های ناشی از حمل و نقل سوخت نیز کمک کرده است با این وجود در سال ۱۳۹۰ مصرف برق در این بخش با سهم کمتر از ۱۵ درصد، کمترین سهم و مصرف را در بین بخش‌های اقتصادی به خود اختصاص داده است[۳].

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در استان ایلام و همین‌طور نقش اصلی حامل‌های انرژی در توسعه بخش کشاورزی، در این مطالعه به بررسی تقاضای حامل‌های انرژی به ویژه نفت و برق در بخش کشاورزی استان ایلام و به روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

فیشر و کیازن[۴] تقاضا برای برق خانگی و صنعت را مورد مطالعه مطالعه قرار داده‌اند. در این مطالعه برای اولین بار تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت انرژی تفکیک شده است. در این مطالعه، تغییرات تعداد وسایل مصرف‌کننده انرژی مورد بررسی قرار گرفته است. نتیجه تحقیق نشان داد که تعداد وسایل مصرف‌کننده انرژی عمدتاً به تغییرات درآمد، تغییرات جمعیت و تعداد خانوارهای مشترک برق بستگی دارد و قیمت انرژی تأثیر معنی‌داری بر تعداد این وسایل ندارد (فیشر و کیازن، ۱۹۶۲: ۳۸).

باکستر و راس[۵] تقاضا برای برق در بخش صنعت را مورد مطالعه قرار دادند. آنها در این تحقیق به این نتیجه رسیدند که روش محاسبه تلفیقی را به این دلیل که باید انواع مختلف انرژی را به واحد معادل تبدیل نمود، نمی‌توان پذیرفت. به عقیده آنها تبدیل انرژی‌های مختلف به واحد معادل (مثلاً معادل بشکه نفت خام) این حقیقت را که انواع مختلف انرژی

۱. مرکز آمار ایران، گزارش حساب‌های منطقه‌ای استان ایلام ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰

۲. قانون بودجه سال ۱۳۹۰ کل کشور

۳. ترازنامه انرژی ایران در سال‌های مختلف

4. Fisher & Kaizen (1962)

5. Baxter & Ress (1963)

قابل تبدیل به انرژی قابل استفاده یکسانی ندارند، در نظر نمی‌گیرند (باکستر و راس، ۱۹۶۳: ۲۷۷).

عسکری به تخمین تقاضا برای برق در بخش خانگی با استفاده از داده‌های تلفیقی[1] در بین ۱۶ شرکت برق منطقه‌ای طی دوره ۷۸-۱۳۷۴ پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی در کوتاه‌مدت، نزدیک به یک است و کشش درآمدی کمتر از یک است. همچنین، یافته‌های مدل مبین این واقعیت است که انرژی برق و سوخت‌های دیگر حالت جانشین نسبت به یکدیگر دارند (عسکری، ۱۳۷۹: ۱۱۰).

مهرگان و قربانی در مطالعه‌ای به بررسی تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد که کشش قیمتی بنزین در کوتاه مدت ۰/۰۴- و در بلندمدت به دلایلی چون تثبیت پیاپی قیمت اسمی و نبود جایگزین مناسب برای آن در بخش حمل ونقل بی‌معنی بوده است (مهرگان و قربانی، ۱۳۸۸: ۳۶۸).

زرانژاد و قپانچی نیز در مقاله‌ای به تعیین مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین در ایران پرداختند که نتایج تحقیق آنها نشان داد که تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است؛ یعنی بنزین یک کالای ضروری است (زرانژاد و قپانچی، ۱۳۸۶: ۲۹).

شمس و همکاران الگوی تقاضا برای نفت‌گاز در کشور را بررسی کرده‌اند. مصرف نفت‌گاز، قیمت واقعی نفت‌گاز و تولید ناخالص داخلی سرانه، متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق هستند. در این تحقیق با استفاده از روش یوهانسن-جوسلیوس[2]، وجود رابطه بلندمدت و همجمعی[3] میان متغیرهای مورد اشاره، مطالعه و سرانجام الگوی تصحیح خطا برآورد گردیده است (شمس و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۹).

پور آزرم و کاوری[4] در یک مدل تحت عنوان مدل سازی اقتصادی به برآورد و پیش‌بینی تقاضای برق مسکونی در ایران در سال ۱۳۹۲ پرداختند. آنها این مطالعه را برای سری زمانی ۱۹۶۷ تا ۲۰۰۹ مورد واکاوی قرار دادند و از آزمون ریشه واحد، هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا بهره گرفتند. نتایج به دست آمده از پژوهش آنها بیانگر این موضوع بود که قیمت برق ناچیز است و کشش درآمدی کمتر از واحد است. آنها همچنین اظهار داشتند سیستم‌های خنک کننده در طی روز به عنوان یک شاخص پیشرفت اقتصادی محسوب می‌شود که تأثیر مثبت بر تقاضای برق خانگی دارد. آنها همچنین پیش‌بینی نمودند که نرخ رشد سالانه برق مصرفی مسکونی برای سال‌های ۲۰۱۴ و ۲۰۲۰ به ترتیب معادل ۲۹٪ و ۸۰٪ خواهد رسید (پور آزرم و کاوری، ۲۰۱۳: ۳۱)

۳. مبانی نظری و متدلوژی تحقیق

در سالیان اخیر توابع تقاضای سیستمی جایگزین معادلات تک شده‌اند. توابع تقاضای سیستمی را می‌توان در چهار دسته تنظیم کرد؛ سیستم مخارج خطی[5]، تابع مطلوبیت غیر مستقیم ترانسلوگ، سیستم روتردام[6] و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل. سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، سیستمی است که در آن معادلات تقاضا، از یک تابع مخارج مصرف‌کننده به صورت (پیگ لوگ)[7] استخراج می‌شود (دیتون و مولبر، ۱۹۸۰: ۳۱۲)[8].

(۱)

$$\ln\ e(u,p)=(1-u)\ln\left[\alpha(p)\right]+(u)\ln\left[b(p)\right]$$

در این رابطه فرض بر این است که مطلوبیت مصرف‌کننده (u) بین صفر و یک باشد. مطلوبیت صفر نشانگر زندگی در حداقل معیشت و مطلوبیت یک بیانگر حد اعلای لذت از زندگی است. $a(p)$ نشان دهنده مخارج لازم برای رسیدن به سطح مطلوبیت صفر یا هزینه معیشت است و $b(p)$ نشان دهنده مخارج لازم برای رسیدن به سطح مطلوبیت یک یا هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$\ln\ a(p)=\alpha_0+\sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2}\sum_k\sum_j \gamma^*_{kj} \ln p_k \ln p_j \quad (۲)$$

$$\ln\ b(p)=\ln a(p)+\beta_0\prod_k p_k^{\beta_k} \quad (۳)$$

بنابراین، رابطه مخارج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به صورت زیر قابل ارائه است.

$$\ln\ e(u,p)=\alpha_0+\sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2}\sum_k\sum_j \gamma^*_{kj} \ln p_k \ln p_j + u\beta_0\prod_k p_k^{\beta} \quad (۴)$$

1. Pooling Data
2. Johanson & Juselius Method
3. Cointegration
4. Pourazarm & Cooray (2013)
5. Linear Expenditure System (LES)
6. Rotterdam System
7. Price Independet Generalized Linear Logarithm
8. Deaton & Muellbur (1980)

که در آن u سطح مطلوبیت است و a_i و β_i و γ_{ij}^* پارامتر هستند. می‌توان نشان داد که $e(u,p)$ (تابع مخارج خانوار) برحسب p همگن خطی است اگر قیود زیر صادق باشد.

$$\sum_i \alpha_i = 1$$
$$\sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0 \quad (۵)$$

با استفاده از لم‌شفرد، می‌توان از تابع $e(u,p)$، تقاضای کالاهای مختلف را استخراج کرد. بر اساس لم‌شفرد q_i به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\partial e(u,p) \Big/ \partial p_i = q_i \quad (۶)$$

اگر طرفین رابطه فوق در $p_i \Big/ e(u,p_i)$ ضرب شود، خواهیم داشت:

$$\partial e(u,p) \Big/ \partial \ln p_i = p_i q_i \Big/ e(u,p) = w_i \quad (۷)$$

که درآن w_i سهم بودجه‌ای کالای iام است. بنابراین، اگر از رابطه لگاریتمی (۷) مشتق گرفته شود، wi به صورت رابطه زیر به دست می‌آید.

$$w_i = \alpha_i + \sum_i \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (۸)$$

از دید مصرف‌کننده حداکثر کننده مطلوبیت، کل مخارج m برابر با $e(u,p)$ است. این برابری u را به صورت تابعی از p و m یعنی همان تابع غیر مستقیم مطلوبیت را نشان می‌دهد.

با جای‌گذاری در رابطه (۶)، آنگاه سهم مخارج کالای iام درسبد خانوار، تابعی از p و m به دست می‌آید.

$$w_i = \alpha_i + \sum_i \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{p} \right] \quad (۹)$$

رابطه (۹) فرم تصریحی اقتصادسنجی برای تخمین تقاضای حامل‌های انرژی در این تحقیق است. در این مقاله $i = T, O, E$ تعریف می‌شود که E معرف انرژی برق، O انرژی فراورده‌های نفتی و T معرف سایر انرژی‌ها (اعم از انرژی خورشیدی، بادی و ...) است.

٤. نتایج تخمین

مدل‌های فوق برای دوره مورد بررسی طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۰ و حوزه جغرافیایی بخش کشاورزی استان ایلام برآورد می‌شوند. همچنین حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی در سه دسته، برق، فرآورده‌های نفتی و سایر (مشتمل بر مازوت، گاز) در نظر گرفته می‌شوند که سهم برق به دلیل سیاست‌گذاری‌ها و تشویق‌های صورت گرفته، به مراتب بیش از فرآورده‌های نفتی در این بخش بوده است. بررسی تقاضای حامل‌های انرژی در دو حالت غیرمقید و مقید صورت می‌گیرد. قبل از تخمین برای اطمینان از پایایی و همجمعی متغیرها، ضروری است که آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون همجمعی انگل-گرنجر بررسی شوند.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته مربوط به متغیرها

متغیر	تعریف	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)	احتمال
LPE	لگاریتم قیمت برق	-۲/۶۰	۰/۰۹۰
D(LPE)	تفاضل لگاریتم قیمت برق	-۴/۷۹	۰/۰۰۰
LPO	لگاریتم قیمت نفت	-۱/۰۶	۰/۷۳
(LPO)	تفاضل لگاریتم قیمت نفت	-۴/۵۱	۰/۰۳۶
LPT	لگاریتم قیمت سایر حامل‌ها	-۱/۴۹	۰/۵۲
D(LPT)	تفاضل لگاریتم قیمت سایر	-۳/۷۹	۰/۰۲۶
WE	سهم حامل برق	-۰/۷۶	۰/۸۶
D(WE)	تفاضل سهم عامل برق	-۲۳/۰۱	۰/۰۱۱
WO	سهم حامل نفت	-۲/۴۹	۰/۱۳
D(WO)	تفاضل سهم عامل نفت	-۸/۰۶۶	۰/۰۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها با یک تفاضل (تفاضل مرتبه اول) پایا می‌شوند. همچنین، آزمون دو مرحله‌ای انگل-گرنجر به اختصار در جدول شماره (۲) آورده شده است. برای این آزمون ابتدا صرف نظر از مانایی یا نامانایی تابع تقاضای حامل‌های انرژی تخمین زده و در خصوص مانایی جمله باقیمانده رگرسیون‌ها اظهار نظر می‌شود. آزمون دو مرحله‌ای انگل-گرنجر نشان می‌دهد که

باقی مانده‌های معادلات در سطح، پایا هستند و در نتیجه، رابطه‌ای بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۲. نتایج آزمون انگل-گرنجر

متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)	احتمال
RESIDWE	-۸/۱۷	۰/۰۰۰
RESIDWO	-۶/۵۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۱- حالت غیر مقید

جدول شماره (۳) نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضا برای حامل‌های انرژی در این بخش را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از این برآورد نشان می‌دهد که از ۱۰ پارامتر برآورد شده، ۴ پارامتر آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند و مقادیر R^2 و دوربین واتسون به دست آمده برای برق به ترتیب ۰/۶۳ و ۲/۱۳ و برای فرآورده‌های نفتی به ترتیب ۰/۶۴ و ۲/۱۴ به دست آمده است. ضرائب c_{ii} به دست آمده برای برق و فرآورده‌های نفتی هر دو مثبت است که نشان دهنده همسو بودن مصرف و قیمت هر یک از حامل‌های انرژی در این بخش می‌باشد. این ضرایب میزان تغییرات سهم مخارج یک حامل انرژی نسبت به تغییرات نسبی در قیمت واقعی خود آن حامل را نشان می‌دهد و بیانگر این است که با افزایش قیمت واقعی هر حامل انرژی، سهم مخارج آن حامل انرژی افزایش خواهد یافت یا به عکس با کاهش قیمت آن، سهم مخارج آن حامل کاهش خواهد یافت.

جدول ۳. نتایج برآورد سیستم LA/AIDS غیرمقید به روشISUR

شرح	عرض از مبدأ	قیمت برق C_1	قیمت نفت C_2	قیمت سایر حامل‌ها C_3	درآمد واقعی بخش C_4	R^2	DW
برق	۰.۰۰۰۰۲۷۴ (۸/۴۶)	۰.۰۰۰۰۴۸۴ (۲/۸۵)	۰.۰۰۰۰۳۵۵ (۴/۲۱)	-۰.۰۰۰۰۲۲۱ (-۱/۹۷)	-۰.۰۰۰۰۲۰۳ (۱۰/۳۲)	۰/۶۳	۲/۱۳
نفت	۰/۰۰۰۵ (۹/۸۹)	۰.۰۰۰۰۳۵۲ (۱/۱۲)	۰.۰۰۰۰۷۸۴ (۵/۰۵۳)	-۰.۰۰۰۰۳۱۱ (-۱/۵۴)	-۰.۰۰۰۰۳۸۶ (-۱/۵۴)	۰/۶۴	۲/۱۴
سایر	۱/۳۱	۰/۲۸۵	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۴	-۰/۰۵۲	–	–

اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج برآورد سیستم LA/AIDS مقید به روش ISUR

شرح	عرض از مبدأ	قیمت برق C_1	قیمت نفت C_2	قیمت سایر حامل‌ها C_3	درآمد واقعی بخش C_4	R^2	DW
برق	۰.۰۰۰۰۲۸۱ (۵/۹۲)	۰.۰۰۰۰۲۸۴ (۱/۲)	۰.۰۰۰۰۳۹۹ (۲/۵۷)	-۰.۰۰۰۰۱۷۰ (-۰/۸۷)	-۰.۰۰۰۰۲۰۲ (-۷/۱۴)	۰/۶۱	۲/۱۳
نفت	۰/۰۰۰۵ (۱۰/۱۱)	۰.۰۰۰۰۳۹۹ (۲/۵۷)	۰.۰۰۰۰۸۰۷ (۵/۳)	-۰.۰۰۰۰۱۸۸ (-۱/۲)	-۰.۰۰۰۰۳۸۲ (-۱۱/۲۸)	۰/۶۴	۲/۰۸۵
سایر	۱/۳۱	۰/۲۹	-۰/۰۴۶	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۲	–	–

اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- حالت مقید

پس از آزمون صدق قیود مختلف، قید همگنی در این حالت رد می‌شود و تنها قید پذیرفته شده به وسیله آزمون والد، قید تقارن $c_{12}=c_{21}$ است.

بر این اساس با لحاظ این قید، ضرائب برآورد شده مجموعه سیستم معادلات مقید با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر غیر مرتبط تکراری[1] در جدول شماره (۴) ارائه شده‌است.

1. ISUR

نتایج به دست آمده در این جدول، نشان می‌دهد که از ۹ پارامتر برآورد شده، ۳ پارامتر آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. مقادیر R^2 و DW برای برق به ترتیب ۰/۶۱ و ۲/۱۳ و برای فرآورده‌های نفتی به ترتیب ۰/۶۴و ۲/۰۸ است. در این حالت نیز، ضرائب c_{ii} به دست آمده برای برق و فرآورده‌های نفتی هر دو مثبت است و ضعیف و نزدیک به صفر است.

بررسی نتایج حاصل از برآورد مجموعه معادلات تقاضا برای حامل‌های انرژی با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر غیر مرتبط در بخش کشاورزی در دو حالت غیرمقید و مقید به گونه‌ای است که در حالت غیرمقید از ۱۰ پارامتر برآورد شده، ۴ پارامتر آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. در حالی که در حالت مقید از ۹ پارامتر برآورد شده، ۳ پارامتر آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. به نظر می‌رسد که حالت مقید از این لحاظ مناسب‌تر است.

کشش‌های قیمتی و متقاطع در دو حالت مقید و غیرمقید در این بخش در جدول شماره (۵) آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های خود قیمتی در هر دو حالت با هم تفاوت چندانی ندارد و در هر دو حالت کشش خود قیمتی برق (۰.۰۱- و ۰.۳-) منفی و کوچک‌تر از یک است یعنی انرژی در این بخش کالایی بی‌کشش است. همچنین کشش خودقیمتی حامل نفت در دو حالت (۰.۲۲-و ۱.۷۷-) است که با تئوری سازگار است.

دلایل عمده کم‌کشش بودن تقاضا برای حامل‌های انرژی نسبت به قیمت خودی این است که در بخش کشاورزی جایگزینی بین انرژی با داده‌های دیگر تولیدی از قبیل کار و سرمایه به سادگی امکان‌پذیر نیست. اهمیت حیاتی آب در تولید محصولات کشاورزی از دیگر دلایلی است که تولیدکننده محصولات کشاورزی را ناگزیر از مصرف انرژی برای استخراج آب می‌نماید. ضرورت سرعت زیاد و فرصت کم در فرآوری محصولات کشاورزی از دیگر دلایلی است که باعث کم کشش شدن تقاضا برای انرژی در این بخش می‌شود.

در هر دو حالت مقید و غیر مقید کشش متقاطع گروه فرآورده‌های نفتی و برق (۰.۹۸) نسبت به هم نتیجه یکسانی را ارائه می‌دهد و مثبت بودن ضریب نشان از وجود رابطه جانشینی بین آنها دارد. نتایج کشش‌های درآمدی محاسبه شده در هر دو حالت در جدول شماره (۶) نشان داده شده است.

این نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های به دست آمده در هر دو حالت مقید و غیرمقید یکسان نیستند و در حالت غیرمقید فرآورده‌های نفتی به عنوان یک کالای پست و در حالت مقید به عنوان یک کالای معمولی محاسبه شده است و برق به عنوان یک کالای ضروری در هر دو حالت محسوب می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

همان گونه که قبلاً نیز اشاره شد هدف اصلی این مقاله برآورد تابع تقاضای حامل‌های عمده انرژی بخش کشاورزی استان ایلام با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۰ و برای سه بخش اصلی برق، فرآورده‌های نفتی و سایر انرژی‌ها به منظور تعیین عوامل مؤثر بر الگوی مصرف انرژی و تعیین روابط مکملی و جانشینی حامل‌های انرژی در بخش کشاورزی استان ایلام می‌باشد. با بررسی نتایج حاصل از برآورد کشش‌های تقاضا، مشاهده می‌شود که اولاً؛ کشش‌های خود قیمتی حامل‌های انرژی کوچکتر از یک است و این بدان معنی است که حامل‌های انرژی کالاهای ضروری محسوب می‌شوند. دلیل عمده کم کشش بودن تقاضا برای حامل‌های انرژی نسبت به قیمت خودی در بخش کشاورزی عدم وجود جایگزینی بین انرژی با داده‌های دیگر تولیدی از قبیل کار و سرمایه است. همچنین کشش خود قیمتی برق بیش از فرآورده‌های نفتی است، دلیل عمده این امر سیاست گذاری و تشویق‌هایی است که دولت در سال‌های گذشته به عمل آورده است، به عنوان مثال، به جای گسترش موتورهای دیزلی چاه‌های عمیق، نوع سوخت آنها را به برق تبدیل نموده است. این امر از نظر دولت، کاملاً اقتصادی بوده است و از تحمیل هزینه‌های بالای حمل و نقل انتقال نفت تا اعماق روستاها برای تغذیه موتورهای دیزلی خودداری می‌شود.

همچنین در هر دو حالت مقید و غیرمقید کشش متقاطع گروه فرآورده‌های نفتی و برق نسبت به هم نتیجه یکسانی را ارائه می‌دهد که نشان از وجود رابطه جانشینی بین آنها دارد.

بررسی کشش درآمدی نیز نشان می‌دهد که حامل برق به عنوان یک کالای ضروری در هر دو حالت مقید و غیر مقید محسوب می‌شود.

جدول ۵. مقایسه کشش‌های قیمتی و متقاطع حامل‌های انرژی در حالت مقید و غیر مقید.

غیر مقید				مقید			
شرح	برق	نفت	سایر	شرح	برق	نفت	سایر
برق	−۰/۰۱	۰/۷۷	−۰/۴۵	برق	−۰/۳	۰/۹۸	۰/۲۹
نفت	۰/۹۸	−۰/۲۲	−۰/۱۴	نفت	۱/۱۱	−۱/۷۷	۰/۲
سایر	۰/۴۱	۰/۰۶۴	−۱	سایر	۰/۴۲	−۰/۰۶۷	−۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. مقایسه کشش درآمدی حامل‌های انرژی

غیر مقید				مقید			
شرح	برق	نفت	سایر	شرح	برق	نفت	سایر
کشش	۰/۵۸	−۰/۰۸	۱	کشش	۰/۵	۰/۰۷	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

پورآزرم، الهام (۱۳۹۱). "برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان"، فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران، سال دوم، شماره ۴، ۱۸۲-۱۳۸.

خاکساری، علی و بازداراردبیلی، پریسا (۱۳۸۵). "بررسی کشش پذیری تقاضای سوخت در حمل و نقل زمینی کشور"، *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱، ۱۱-۱.

زراء نژاد، منصور و قپانچی، فرشید (۱۳۸۶). "تخمین مدل ECM بنزین در ایران"، پژوهشنامه بازرگانی، دوره ۱۱،شماره ۴۲، ۵۲-۲۹.

شمس، ناصر؛ کیمیاگران، علی محمد و پاک نژاد، محسن (۱۳۸۰)." برآورد الگوی تقاضای نفت گاز در کشور با استفاده از روش یوهانسن و جسلیوس در همگرایی یکسان"، مجله برنامه ریزی و بودجه، شماره ۶۵ و ۶۶، ۱۰۴-۸۹.

عسکری، علی (۱۳۷۹). "تخمین تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی آن"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۶۳ و ۶۲، ۱۱۲-۱۰۳.

مهرگان، نادر و قربانی، وحید (۱۳۸۸). "تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل"، *پژوهشنامه حمل و نقل*، دوره ۶، شماره ۴، ۳۷۹-۳۶۷

Baxter R, & Ress R. (1963). "Analysis of the Industrial Demand for Electricity". *The Economic Journal*, 78, 277-298.

Deaton, A. S. & Muellbur, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System". *American Economic Review,* 70, 312-326.

Dpartment of Energy. (2012). "Energy Balance Sheet of 2011, the Office of Energy Planning".

Fisher, R. & Kiazan F. (1962). "Analysis of the home and industrial Demand for Electricity". Ecomic journal, 78, 38-51.

Pourazarm, E. & Cooray, A. V. (2013). "Estimating and Forecasting Residential Electricity Demand in Iran". *Economic Modelling*, 35, 27-42.

Statistical Center of Iran. (2013). "Regional Account Account Producing Provinces, Statistical Center of Iran".

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۹۰-۷۹)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (79-90)

تحلیل همگرایی کارایی هزینه تولید در زراعت گندم ایران

***ابراهیم مرادی[۱]، مصیب پهلوانی[۲]، احمد اکبری[۳]**
۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه سیستان و بلوچستان
۳. استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان
دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۱۳ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۱۵

Analysis of Cost Efficiency Convergence in Wheat Cultivation in Iran

***Ebrahim Moradi [1], Mosayeb Pahlavani[2], Ahmad Akbari [3]**
1. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Sistan and Baluchestan
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Sistan and Baluchestan
3. Professor, Department of Agricultural Economics, University of Sistan and Baluchestan
Received: 3/Jan/2016 Accepted: 5/may/2016

چکیده:

تولیدکنندگانی که کارایی پایین‌تری در تولید گندم دارند می‌توانند با استفاده از تجربیات سایر تولیدکنندگان، کارایی خود را در طول زمان افزایش دهند. براساس تئوری‌های موجود، تولیدکنندگان با سطوح اولیه پایین کارایی، احتمالاً رشد سریع‌تری نسبت به تولیدکنندگان با سطوح بالای کارایی خواهند داشت و یک همگرایی در طول زمان، بین آنها به وجود خواهد آمد. به منظور بررسی همگرایی کارایی هزینه تولید، اطلاعات مربوط به قیمت نهاده‌ها، عملکرد در هکتار و هزینه تولید در هکتار برای گندم آبی در یک دوره ۱۰ ساله و برای ۲۸ استان گردآوری شد. با بررسی روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی، روش مرزی تصادفی «اثرات تصادفی صحیح» انتخاب گردید و با استفاده از روش شبیه‌سازی هالتون مدل تخمین زده شد و کارایی هزینه برای هر استان محاسبه گردید. سپس آزمون همگرایی بتا و سیگما بر روی کارایی هزینه انجام شد. نتایج نشان می‌دهد تغییرات اجاره (قیمت) زمین بیشترین تأثیر و تغییرات قیمت کود شیمیایی کمترین تأثیر بر هزینه تولید در هکتار دارد و همگرایی بتا (همگرایی رشد نسبت به سطوح اولیه کارایی) و سیگما (همگرایی پراکندگی کارایی در طول زمان)، بین استان‌های مختلف در ارتقای کارایی هزینه تولید گندم وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کارایی هزینه، همگرایی، روش مرزی تصادفی، اثرات تصادفی صحیح، گندم، ایران.
طبقه‌بندی JEL: Q160، Q110، Q180.

Abstract:

Producers, who have lower efficiency in wheat production, can use the experiences of other producers and increase their efficiency over time. based on existing theories, probably producers with low initial levels of efficiency will have grown their efficiency faster than producers that have high levels of efficiency and a convergence over time will be between them. To investigate the convergence of cost efficiency, information on input prices, yield per hectare and production cost per hectare for irrigated wheat, were collected for 28 provinces in a 10-years period. By studying different methods of stochastic frontier cost function with panel data, "true random effects Model" of stochastic frontier method was selected. The model was estimated by using Simulation Halton method. Then Cost efficiency was calculated for each province. Beta and Sigma convergence test was conducted on cost efficiency. Results show that, changes of land rent (price) has the greatest impact and changes in the price of fertilizer per hectare has the lowest impact on production cost per hectare. Also, we find that There is Beta convergence (convergence of efficiency increase over initial levels) and Sigma convergence (convergence dispersion efficiency over time), between different provinces to improve cost efficiency in wheat production.

Keywords: Cost Efficiency, Convergence, Stochastic Frontier Method, True Random Effects Model, Wheat, Iran.
JEL: Q160, Q110, Q180.

* **نویسنده مسئول:** ابراهیم مرادی
E-mail: ebmoradi31@gmail.com

*Corresponding Author: Ebrahim Moradi

۱. مقدمه

غلات نقش ویژه و مهمی در الگوی مصرف هر کشوری دارد و یکی از مهم‌ترین تولیدات غذایی برای انسان است. تقریباً ۵۵٪ از پروتئین‌ها، ۱۵٪ چربی‌ها، ۷۰٪ گلوسیدها و به طور کلی ۵۵-۵۰ درصد کالری مصرف شده توسط انسان در دنیا به وسیله غلات تأمین می‌گردد. از میان غلات کشت شده در ایران گندم، جو، برنج و ذرت بیشترین سطح کشت را دارد. در سال زراعی ۱۳۹۲-۱۳۹۱ سطح برداشت گندم در کل کشور حدود ۶/۴ میلیون هکتار برآورد شده که معادل ۵۲/۶ درصد از کل سطح محصولات زراعی و ۷۲ درصد کل از سطح غلات کشور می باشد که سهم اراضی آبی ۳۷/۵ درصد و اراضی دیم ۶۲/۵ درصد است.

استان خوزستان با دارا بودن ۹/۸ درصد از کل سطح برداشت گندم، بیشترین سطح را در کشور به خود اختصاص داده است. پس از آن استان های کردستان با سهم ۹/۴ درصد، کرمانشاه با سهم ۶/۶ درصد، آذربایجان غربی با سهم ۶/۲ درصد، زنجان با سهم ۶/۲ درصد، خراسان رضوی با سهم ۶/۱ درصد و فارس با سهم ۶/۱ درصد از کل اراضی گندم کشور مقام های دوم تا هفتم را به خود اختصاص داده‌اند. به عبارت دیگر بیش از نیمی (۵۰/۵ درصد) از گندم در این هفت استان برداشت شده است. از نظر میزان تولید، استان خوزستان با سهم ۱۲ درصد از تولید گندم کشور در جایگاه نخست تولید این محصول قرار گرفته است و استان‌های فارس با سهم ۱۱/۲ درصد، گلستان با سهم ۶/۵ درصد، کردستان با سهم ۶/۲ درصد، خراسان رضوی با ۶/۱ درصد، کرمانشاه با ۶ درصد و همدان با ۵/۷ درصد از تولید گندم کشور در مقام های دوم تا هفتم قرار دارند (آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۲-۹۱، ۴۵).

مدیریت هزینه تولید، یکی از موضوعات مهم در فرایند تولید محصولات زراعی است و با حذف یارانه‌ها و واقعی شدن قیمت نهاده‌ها ضرورت استفاده صحیح و مدیریت کارای نهاده‌ها در فرایند تولید اهمیت و جایگاه خاصی خواهد داشت. تولیدکنندگانی که کارایی پایین‌تری در تولید گندم دارند می‌توانند با استفاده از تجربیات سایر تولیدکنندگان، کارایی خود را در طول زمان افزایش دهند و افزایش کارایی برای آنها آسان‌تر است به صورتی که تولیدکنندگان با سطوح اولیه پایین کارایی، احتمالاً رشد سریع‌تری نسبت به تولیدکنندگان با سطوح بالای کارایی خواهند داشت و یک همگرایی بین آنها به وجود خواهد آمد. هدف از این مطالعه، محاسبه کارایی هزینه (اقتصادی) و آزمون همگرایی بین استان‌های مختلف کشور است.

بیشتر مطالعات انجام شده داخلی در زمینه ارزیابی عملکرد تولید محصولات کشاورزی به تحلیل کارایی فنی و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی پرداخته است. موسوی و خلیلیان با هدف تخمین کارایی فنی تعدادی از مزارع گندم در شهرستان شهرکرد از تابع تولید مرزی تصادفی ترانسلوگ بهره گرفته‌اند و مدل را با استفاده از داده‌های ترکیبی تخمین زده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که میانگین کارایی فنی ۷۸ درصد بوده است (موسوی و خلیلیان، ۱۳۸۴: ۴۵).

جهانی و اصغری در مطالعه‌ای ساختار ریاضی تابع هزینه تولید گندم در قالب داده‌های مقطعی و مدل غیر مرزی را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش از تابع هزینه ترانسلوگ غیر مرزی همراه با معادلات سهم هزینه استفاده شده است و پس از تخمین مدل به تحلیل روابط جانشینی و مکملی بین نهاده‌ها پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که کود شیمیایی مکمل بذر و ماشین‌آلات مکمل نیروی کار است و فرضیه هموتتیک بودن، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و همگنی رد شده است (جهانی و اصغری، ۱۳۸۴: ۲۳۳).

زراءنژاد و یوسفی حاجی آباد به منظور بررسی کارایی فنی گندم‌کاران استان‌های مختلف از دو روش تخمین تابع تولید مرزی تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها استفاده کرده‌اند و با استفاده از داده‌های تابلویی سال زراعی ۸۳-۱۳۷۷ کارایی فنی را محاسبه کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده از رهیافت پارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی تولید گندم در ایران در دوره مورد بررسی ۰/۵۷ است در حالی‌که روش ناپارامتریک نشان می‌دهد که میانگین کارایی در همین دوره ۰/۸۴ است (زراءنژاد و یوسفی حاجی آباد، ۱۳۸۷: ۱۴۵).

مرادی شهربابک به منظور بررسی کارایی تولید گندم در بافت کرمان از تصریح و تخمین تابع تولید مرزی تصادفی کاب-داگلاس استفاده کرده است. سپس با استفاده از اصل دوگانگی تابع هزینه را به‌دست آورده و نتیجه گرفته است که میانگین کارایی فنی، تخصیصی و اقتصادی به ترتیب ۸۸، ۸۴ و ۷۴ درصد است. قابل ذکر است که روش استفاده شده جهت

تفکیک کارایی اقتصادی به دو جزء کارایی فنی و تخصیصی روشی نامناسب و ناسازگار است (مرادی شهربابک، ۱۳۸۷: ۱۷۳)[۱].

کرباسی و همکاران به بررسی روند تغییرات بهره‌وری کل نهاده‌ها در زراعت پنبه در ۱۲ استان تولید کننده مهم پنبه با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته‌اند و سپس آزمون همگرایی روی شاخص بهره‌وری انجام داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که رشد بهره‌وری در کل کشور در دوره مورد مطالعه منفی و نزدیک صفر است و تغییرات بهره‌وری بیشتر به تغییرات فناوری مربوط می شود هرچند در کل دوره همگرایی تأیید نشده است اما از سال زراعی ۸۲-۱۳۸۱ به بعد همگرایی وجود داشته است (کرباسی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۱).

مرادی و همکاران تئوری نقش عامل عدم تجانس در تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی و محاسبه کارایی هزینه را بررسی کرده‌اند و با تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی با داده‌های تابلویی تحت شرایط تفاوت در سطح زیر کشت مزارع پنبه استان‌های مختلف کشور نتیجه گرفتند که استان کرمان بالاترین کارایی هزینه و یزد کمترین کارایی را دارد و عدم تجانس سطح زیر کشت تأثیر معناداری بر کارایی هزینه ندارد (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۷).

سزار و همکاران[۲] در مقاله‌ای به تحلیل تابع هزینه مرزی تصادفی مزارع اسکاتلند پرداختند. آنها از تابع هزینه ترانسلوگ مرزی تصادفی استفاده کردند و جهت تخمین تابع، از تبدیل باکس-کاکس به جای ستاده استفاده کردند و مدل خود را در قالب داده‌های تابلویی تخمین زدند و به این نتیجه رسیدند که تأثیرات منطقه‌ای و اندازه مزارع بر افزایش کارایی مؤثر است (سزار و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۷). در زمینه همگرایی کارایی محصولات کشاورزی نگارنده مقاله‌ای مشاهده نکرده است اما در زمینه‌های غیر کشاورزی مقالاتی نوشته شده است برای مثال لورینت[۳] در تحقیقی همگرایی در کارایی بانکی کشورهای اروپایی را بررسی کرده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از تصریح تابع هزینه فوریر به همراه معادلات سهم هزینه و استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ برای ۱۰ کشور، تابع هزینه را تخمین زده است و هزینه عدم کارایی را محاسبه کرده است. پس از تخمین تابع هزینه فوریر، هزینه عدم کارایی برای سال‌های مختلف محاسبه شده است و آزمون همگرایی بتا (convergence- β) و سیگما (convergence- σ) بر روی نمره کارایی کشورهای مختلف انجام شده است و در پایان نتیجه گرفته شده است که این مطالعه از نظریه همگرایی مالی بین کشورهایی اروپایی مورد مطالعه حمایت می‌کند (لورینت، ۲۰۰۹: ۸۱۸).

ایرنویز[۴] تابع هزینه مرزی تصادفی را برای واحدهای تولید کننده برنج تخمین زد و نتیجه گرفت هرچه کارایی هزینه افزایش یابد قدرت رقابت واحدهای تولیدی افزایش یافته و هزینه منابع به کار رفته نیز کاهش می‌یابد (ایرنویز، ۲۰۱۵: ۷۴). مویازم[۵] و همکاران از تابع تولید کاب-داگلاس مرزی تصادفی استفاده کردند و نتیجه گرفتند که سن و سطح تحصیلات موزکاران بنگلادشی بر کارایی فنی آنان مؤثر است (مویازم و همکاران، ۲۰۱۵: ۳۳۷). اسماتول[۶] و همکاران به منظور بررسی اثر سیستم یکپارچه کشت و مدیریت منابع بر کارایی شالیکاران، تابع تولید و هزینه کاب داگلاس را تصریح کردند و نتیجه گرفتند که این سیستم سودآور و کارا است (اسماتول و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۸).

نگارنده مقاله‌ای که به بررسی کاهش شکاف کارایی در تولید محصولات کشاورزی در کشور انجام شده باشد مشاهده نکرده است، از طرفی کاربرد و تخمین مدل‌های جدید مرزی تصادفی مانند مدل پارامتر تصادفی می‌تواند توسعه دهنده کاربرد ادبیات اندازه‌گیری کارایی در مطالعات داخلی باشد.

در این مقاله ابتدا روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی تصادفی مرور شده است، سپس مدل مناسب که بتوان از نتایج آن در راستای تحلیل همگرایی استفاده کرد مشخص و تخمین زده شده است و آزمون همگرایی بر روی نتایج انجام گرفته است.

---

۱. برای مطالعه در مورد تجزیه کارایی اقتصادی به کومباکار و لویل (۲۰۰۰) مراجعه شود.

2. Cesar et al. (2009)
3. Laurent (2009)
4. Ernoiz (2015)
5. Moyazzem et al. (2015)
6. Ismatul et al. (2013)

۲. مواد و روش‌ها

به منظور بررسی همگرایی استان‌های مختلف در بهینه کردن مصرف نهاده‌ها و کاهش هزینه تولید یا به عبارت دیگر کاهش شکاف کارایی هزینه بین استان‌ها، لازم است که تابع هزینه درست را تصریح کنیم و به شیوه مناسبی ضرایب تابع هزینه را تخمین بزنیم. به طوری‌که برای هر سال و هر استان نمره کارایی محاسبه شود تا بتوانیم در قالب یک مدل با داده‌های تابلویی، همگرایی را بررسی نماییم. مدل‌هایی که زمان ثابت هستند و فرض می‌کنند در طول دوره بررسی کارایی هزینه ثابت است برای هدف مورد نظر مناسب نیستند و مدل‌هایی که زمان متغیر هستند ولی با فرض توزیعی خاص کارایی هزینه برای سال‌های مختلف مشخص می‌کنند (مانند مدل باتیس و کولی[1]، ۱۹۹۲) نیز مناسب نیستند زیرا فرض وجود همگرایی در این مدل‌ها نهفته است.

با بررسی شکل‌های مختلف تصریح و تخمین تابع هزینه مطابق جدول (۱) مدل مرزی تصادفی اثرات تصادفی صحیح[2] که توسط گرین در سال ۲۰۰۵ معرفی شده است به عنوان مدل مناسب در نظر گرفته شد.

مدل اثرات تصادفی صحیح به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + w_i + v_{it} \pm u_{it} \qquad (۱)$$

در این مدل برای تابع هزینه $v_{it} + u_{it}$ و برای تابع تولید $v_{it} - u_{it}$ در نظر گرفته می‌شود و w_i اثر خاص تصادفی بنگاه است و u_{it} و v_{it} جزء اخلال یک سویه مناسب است. بنابراین رگرسیونی با سه جزء توزیعی داریم که سؤالاتی در زمینه تشخیص به وجود می‌آید و در تفسیر ممکن است باعث گمراهی شود. مدل در واقع دو جزء خطا به صورت زیر دارد.

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + w_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

این مدل در حقیقت یک مدل معمولی اثرات تصادفی است اگر چه یکی از این اجزا دارای توزیع مناسب مطابق رابطه (۳) است.

$$f(\varepsilon_{it}) = \frac{\Phi(-\varepsilon_{it}\lambda/\sigma)}{\Phi(0)} . \frac{1}{\sigma} . \phi(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma}) \qquad (۳)$$

که در اینجا $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ و $\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$. این در واقع یک مدل اثرات تصادفی است که در آن جزء زمان متغیر دارای توزیع نرمال نیست در حالی که w_i ممکن است دارای توزیع نرمال باشد. در واقع مدل را طبق معمول با روش MLE تخمین می‌زنیم. لازم است جزء w_i در خارج از تابع حداکثر درست نمایی کامل شود و این امر با شبیه‌سازی امکان‌پذیر است و بعد می‌توانیم از آن در تابع حداکثر درستنمایی استفاده کنیم. می‌توانیم مدل (۱) را به صورت زیر با بخش ثابت تصادفی خاص بازنویسی کنیم.

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + \beta' x_{it} + v_{it} \pm u_{it} \qquad (۴)$$

این مدل گونه خاصی از مدل با پارامتر تصادفی[3] است. یک شکل عمومی از مدل مرزی با پارامتر تصادفی ممکن است به صورت زیر نوشته شود.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + v_{it} \pm u_{it}$$
$$v_{it} \approx N[0, \sigma_v^2]$$

و توزیع جزء عدم کارایی خواهد شد

$$u_{it} = |U_{it}|, U_{it} \approx N[\mu_i, \sigma_{ui}^2],$$
$$\mu_i = \mu_i' z_i,$$
$$\sigma_{ui} = \sigma_u \exp(\theta_i' h_i)$$

نامتجانس بودن ضرایب نیز به صورت زیر است.

$$(\alpha_i, \beta_i) = (\bar{\alpha}, \bar{\beta}) + \Delta_{\alpha,\beta} q_i + \Gamma_{\alpha,\beta} w_{\alpha,\beta_i},$$
$$\mu_i = \bar{\mu} + \Delta_\mu q_i + \Gamma_\mu w_{\mu_i}$$
$$\theta_i = \bar{\theta} + \Delta_\theta q_i + \Gamma_\theta w_{\theta_i}$$

البته باید توجه شود که در مدل استفاده شده در این تحقیق معادله (۵)، تنها عرض از مبدأ هست که به صورت تصادفی بررسی شده و سایر ضرایب قطعی است. عوامل غیر قابل کنترل که بر واریانس اثر می‌گذارند (q_i) در این مطالعه لحاظ نشده است. اینجا Δ_j ماتریسی از پارامترهایی است که باید تخمین زده شود و q_i مجموعه‌ای از متغیرهای مرتبط است که در توزیع پارامترهای تصادفی وارد می‌شوند. تغییرات تصادفی در بردار تصادفی w_{ji} [4] فرموله می‌شوند (برای جزئیات جزئیات بیشتر گرین، ۲۰۰۵ را ببینید).

پارامترهای مدل با روش حداکثر درستنمایی شبیه سازی شده

1. Battese & Coelli (1992)
2. True Random Effects Stochastic Frontier Model
3. Random Parameters Model
۴. توجه داشته باشید که w_i رابطه (۵) با w_{ji} متفاوت است و با هم ارتباطی ندارند.

(MSL) برآورد می‌گردد. چگالی لگاریتمی برای مدل مرزی تصادفی به طور کلی به صورت زیر است.

$$\log L_{it} = \log f(\Theta_i \mid x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_i) \qquad (۶)$$

در اینجا Θ_i شامل تمام پارامترهای مجهول مدل است و w_i شروط خاصی هست که روی بنگاه گذاشته می‌شود. اگر از طریق شبیه سازی امکان پذیر باشد لازم است که عدم تجانس ضرایب در خارج از مدل درست‌نمایی تعیین شود. تابع درست‌نمایی غیر شرطی به صورت زیر خواهد شد.

(۷)

$$\log L = \sum_{i=1}^{N} \int_{w_i} \sum_{t=1}^{T} \log f(\Theta_i \mid y_{it}, x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_i) g(w_i) dw_i$$

این تابع حداکثر درستنمایی نیز نسبت به پارامترهای مجهول حداکثر می‌شود اما این مسئله حداکثر سازی آن حتی برای حالت‌های ساده‌ای که تنها عرض از مبدأ تصادفی است نیز قابل حل شدن نیست زیرا شکل بسته‌ای برای انتگرال وجود ندارد. مادامی که این امکان وجود داشته باشد تا ترسیم اولیه‌ای از توزیع w_i داشته باشیم تحت شرایط خاصی ممکن است تقریب رضایت بخشی از انتگرال با کمک شبیه سازی بتوانیم به‌دست آوریم. مشکل ممکن است به وسیله حداکثر سازی تابع درستنمایی شبیه سازی شده حل شود.

(۸)

$$\log L_s = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \left[\sum_{t=1}^{T} \log f(\Theta_i \mid y_{it}, x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_{ir}) \right]$$

برای مدل مرزی تصادفی تابع درست‌نمایی شبیه‌سازی شده عبارت است از:

(۹)

$$\log L_s = \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \left\{ \sum_{t=1}^{T} \ln \phi \left(\frac{\mu_{ir} \pm \left[\left(y_{it} - \alpha_{ir} - \beta_{ir}' x_{it} \right) \left(\sigma_{uir} / \sigma_v \right) \right]}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right) \right.$$
$$- \frac{1}{2} \left(\frac{\mu_i \pm (y_{it} - \alpha_{ir} - \beta_{ir}' x_{it})}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right)^2$$
$$\left. + \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - \ln \Phi \left[\frac{\mu_i}{\sigma_{uir}} \right] - \ln \sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2} \right\}$$
$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^{R} \sum_{t=1}^{T} \log p_{irt}$$

عدم کارایی هر بنگاه خاص از رابطه زیر و با تکنیک JLMS به‌دست می‌آید:

$$E\left[u_{it} \mid \varepsilon_{it}\right] = \frac{\sigma\lambda}{1+\lambda^2} \left[\frac{\phi(a_{it})}{1-\Phi(a_{it})} - a_{it} \right] \qquad (۱۰)$$

در این رابطه $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$، $\sigma = \left[\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \right]^{1/2}$، $a_{it} = \pm \varepsilon_{it} \lambda / \sigma$ و $\phi(a_{it})$ و $\Phi(a_{it})$ به ترتیب چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع تجمعی ارزیابی شده در نقطه a_{it} است. برای تخمین ضرایب باید به دفعات عملیات شبیه سازی تکرار شود و این تکرار زیاد وقت‌گیر است. با استفاده از روشی مانند ترسیم دنباله هالتون می‌توان زمان را کاهش داد (ترایین[1]، ۲۰۰۳: ۱۲۸).

در ادبیات همگرایی، همگرایی رشد اقتصادی، همگرایی سطح درآمد سرانه، همگرایی بهره‌وری کل نهاده‌ها و همگرایی کارایی مورد مطالعه قرار گرفته است. در دهه گذشته موضوع همگرایی به طور وسیعی در ادبیات رشد مطالعه شده است. بارو و سالا- مارتین[2] (۱۹۹۱) دو مفهوم برای همگرایی پیشنهاد کرده‌اند: همگرایی بتا و همگرایی سیگما[3] که در محتوای داده‌های مقطعی مطرح شده است.

در محاسبه همگرایی بتا، نرخ رشد هر متغیر به عنوان متغیر وابسته و سطوح اولیه آن متغیر به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته و معادله رگرسیونی تصریح می‌شود. اصطلاحاً به این نوع همگرایی، همگرایی بتا گفته می‌شود و به دنبال آن است که مشخص نماید آیا نرخ رشد به طور منفی با سطوح اولیه یک متغیر همبستگی دارد یا خیر؟ پس می‌توان گفت که همگرایی بتا نشان می‌دهد که کشورهایی با سطح اولیه پایین درآمد رشد سریع‌تری نسبت به کشورهایی با سطح اولیه بالای درآمد دارند. بعضی از محدودیت‌های این آزمون توسط کواه[4] (۱۹۹۶: ۱۳۵۳) تأکید شده است از جمله محدودیت‌های مطرح شده توسط کواه اینکه تفسیرهای انجام گرفته در مورد همگرایی درست نیست زیرا اگر کشورهای با سطوح درآمدی اولیه پایین سریع‌تر از کشورهای با سطوح اولیه درآمدی بالا رشد کنند منجر به حالتی می‌شود که کشورهای با درآمد پایین از کشورهای با درآمد بالا جلو بیفتند و این با مفهوم همگرایی در تضاد است و دیگر اینکه آزمون همگرایی بتا هیچ اطلاعاتی در

1. Train (2003)
2. Barro & Sala-I-Martin (1991)
3. σ-convergence
4. Quah (1996)

مورد ارزشیابی پراکندگی در مقطع عرضی به ما نمی‌دهد.

آزمون همگرایی سیگما این محدودیت‌ها را ندارد. مساعدت این آزمون آن است که پراکندگی را در مقطع عرضی بررسی می‌کند و در صورتی که پراکندگی در طول زمان کاهش یابد همگرایی وجود دارد. بنابراین آزمون همگرایی سیگما نشان می‌دهد که یک کشور با چه سرعتی سطح خود را به میانگین سطح کشورهای دیگر نزدیک می‌کند. آزمون همگرایی بتا و سیگما مکمل یکدیگر هستند. آزمون بتا لازم است اما شرط کافی برای وجود همگرایی سیگما نیست. در ادبیات این دو آزمون به‌طور وسیعی استفاده شده است. آزمون همگرایی بر روی داده‌های مقطعی، سری زمانی و داده‌های تابلویی انجام شده است.

در زمینه بررسی همگرایی کارایی با استفاده از داده‌های تابلویی نیز از روش‌هایی استفاده شده است که به بررسی یکی از آنها می‌پردازیم.

آزمون همگرایی بتا برای داده‌های تابلویی که به صورت زیر توسط کانوا و مارست[1] (۱۹۹۵: ۱۰) و لورنت (۲۰۰۹: ۸۱۸) تصریح شده است استفاده شد:

$$\ln EFF_{it} - \ln EFF_{it-1} = \alpha + \beta \ln EFF_{it-1} + \sum_i D_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

در این معادله EFF_{it} کارایی هزینه استان یا کشور i در سال t است. و EFF_{it-1} نمره کارایی هزینه کشور یا استان i در سال $t-1$ است. D_i متغیر مجازی برای کشور i است و α و β پارامترهایی است که باید تخمین زده شود. این معادله اگر به صورت فوق در نظر گرفته شود، متغیر مجازی نشان دهنده این است که به روش اثرات ثابت[2] تخمین زده خواهد شد. همگرایی بتا وجود خواهد داشت اگر که پارامتر β به طور معناداری منفی شود و اگر مثبت شود نشان دهنده واگرایی است. هرچه β بزرگ‌تر باشد نشان دهنده سرعت بیشتر در همگرایی یا واگرایی است بسته به اینکه علامت آن مثبت یا منفی شود.

از آزمون همگرایی سیگما برای داده‌های تابلویی که به صورت زیر توسط پاریخ و شیباتا[3] (۲۰۰۴) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح شده است استفاده می‌کنیم:

$$\Delta W_{it} = \alpha + \sigma W_{it-1} + \sum_i D_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

در این معادله $W_{it} = \ln EFF_{it} - MEFF_t$، $\Delta W_{it} = W_{it} - W_{it-1}$ و EFF_{it} کارایی هزینه استان یا کشور i در سال t است. و $MEFF_t$ میانگین EFF_{it} در هر دوره است. D_i متغیر مجازی برای کشور یا استان i است و α و β پارامترهایی است که باید تخمین زده شود. اگر که پارامتر σ به طور معناداری منفی شود همگرایی سیگما وجود خواهد داشت.

در این پژوهش، مدل‌های مختلف تصریح تابع هزینه مانند کاب داگلاس، ترانسلوگ، ترانس دنتال بررسی شد و با توجه به نتایج به‌دست آمده، تابع هزینه کاب داگلاس انتخاب گردید. اگر فرض کنیم که اساس قطعی تابع هزینه تک معادله‌ای با یک ستاده $c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ بر اساس شکل تابعی کاب- داگلاس خطی- لگاریتمی است، لذا مدل مرزی تصادفی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln E_{it} \geq \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} = \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} + u_{it} \qquad (۱۳)$$

در اینجا v_{it} جزء اخلال تصادفی دو سویه (two-side random-noise component) و u_{it} جزء غیر منفی عدم کارایی هزینه از بخش مرکب خطای $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$ است. از آنجایی که تابع هزینه مرزی باید همگن خطی در قیمت نهاده‌ها باشد پس داریم که

$c(y_{it}, \lambda w_{nit}; \beta) = \lambda c(y_{it}, w_{nit}; \beta)$ و $\lambda \rangle 0$

لازم است که در تخمین محدودیت $\beta_k = 1 - \sum_{n \neq k} \beta_n$ لحاظ شود یا اینکه می‌توانیم معادله (۱۳) را به صورت زیر تغییر دهیم:

$$\ln(\frac{E_{it}}{w_{kit}}) = \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln(\frac{w_{nit}}{w_{kit}}) + v_{it} + u_{it} \qquad (۱۴)$$

برای نرمالیزه کردن قیمت‌ها از قیمت بذر استفاده شد تا فرض همگن از درجه یک بودن در قیمت نهاده‌ها رعایت شود.

1. Canova & Marcet (1995)
2. Fixed Effect
3. Parikh & Shibata (2004)

همان‌گونه که در مواد و روش‌ها به‌طور کامل توضیح دادیم، با بررسی شکل‌های مختلف تصریح و تخمین مقدماتی تابع هزینه مدل مرزی تصادفی با اثرات تصادفی صحیح[1] که توسط گرین در سال ۲۰۰۵ معرفی شده است، به عنوان مدل مناسب جهت بررسی همگرایی انتخاب گردید.

پس از تخمین مدل و با استفاده از معادله (۱۰) و (۱۵) کارایی هزینه هر استان در هر سال محاسبه شد.

$$CE_{it} = \exp E\{-u_{it}\} \qquad (۱۵)$$

در این پژوهش، آزمون همگرایی بتا برای داده‌های تابلویی که مطابق معادله (۱۱) توسط کانوا و مارست (۱۹۹۵) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح شده است با کمی تغییر استفاده شد. زیرا در اینجا آزمون با فرض اثرات ثابت و تصادفی بررسی می‌شود و معادله (۱۱) تنها تخمین با اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

$$\ln EFF_{it} - \ln EFF_{it-1} = \alpha + \beta \ln EFF_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

در این معادله EFF_{it} کارایی هزینه استان i در سال t است. و EFF_{it-1} نمره کارایی هزینه استان i در سال $t-1$ است. اگر که پارامتر β به طور معناداری منفی شود همگرایی بتا وجود خواهد داشت.

آزمون همگرایی سیگما برای داده‌های تابلویی که مطابق معادله (۱۲) توسط پاریخ و شیباتا (۲۰۰۴) و لورنت (۲۰۰۹) تصریح شده است با کمی تغییر استفاده شد.

$$\Delta W_{it} = \alpha + \sigma W_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۷)$$

در این معادله $W_{it} = \ln EFF_{it} - MEFF_t$، $\Delta W_{it} = W_{it} - W_{it-1}$ و EFF_{it} کارایی هزینه استان i در سال t است و $MEFF_t$ میانگین EFF_{it} در هر دوره است. اگر که پارامتر σ به طور معناداری منفی شود همگرایی سیگما وجود خواهد داشت.

آمار و اطلاعات لازم برای این مطالعه از طریق بانک اطلاعات هزینه تولید محصولات کشاورزی و سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی به‌دست آمد. اطلاعات مربوط به هر استان از سال زراعی ۸۱-۸۰ تا سال زراعی ۹۰-۸۹ در یک دوره ده ساله و برای بیست و هشت استان جمع‌آوری شدند. میانگین تولیدگندم آبی در هکتار در هر سال برای هر استان به عنوان ستاده و کود شیمیایی مصرفی، مقدار بذر، مجموع سموم دفع آفات و علفکش‌ها، زمین، نیروی کار و آب در هر سال در استان به عنوان نهاده در نظر گرفته شد. در تابع هزینه تولید از قیمت نهاده‌ها، هزینه تولید در هکتار و عملکرد در هکتار استفاده شده است. تنظیم داده‌های آماری بر مبنای نتایج حاصل از آمارگیری طرح هزینه تولید محصولات کشاورزی بوده است و در مورد قیمت دو نهاده آب و ماشین آلات با محدودیت وجود داشت. از آنجایی که قیمت آب در دسترس نبود از مجموع آب بهای مرحله کاشت و داشت که طبیعتاً همبستگی بسیار بالایی با قیمت آب دارد استفاده شد، اما متاسفانه متغیر مناسبی برای قیمت ماشین آلات در دسترس نبوده است.

۳. یافته‌ها

پس از تصریح مدل مرزی تصادفی هزینه، با توجه به رابطه (۱۴) مدل مرزی تصادفی با اثرات تصادفی صحیح با فرض روش شبیه‌سازی هالتون و ۵۰ تکرار برنامه نویسی و اجرا گردید که نتایج آن در جدول (۲) آمده است.

به جز ضریب لگاریتم قیمت نرمال شده سموم کشاورزی که علامت آن مثبت ولی معنادار نشده است همه ضرایب در سطح ۹۹٪ معنادار شده‌اند. بیشترین تأثیر همانند تخمین مدل با داده‌های آمیخته مربوط به قیمت زمین است به طوری که هر یک درصد افزایش در قیمت زمین ۰/۲۶ درصد هزینه تولید در هکتار را افزایش می‌دهد و کمترین تأثیر بین ضرایب معنادار شده مربوط به قیمت کود شیمیایی است به طوری‌که هر یک درصد افزایش در قیمت کود شیمیایی ۰/۱۳ درصد درافزایش هزینه تولید در هر هکتار گندم آبی مؤثر است.

1. True Random Effects Stochastic Frontier Model

جدول ۱. روش‌های مختلف برآورد تابع هزینه مرزی و محاسبه کارایی هزینه با داده‌های تابلویی

تابع هزینه	توصیف
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	**داده‌های مرکب:** این مدل در قالب داده‌های مرکب (Pooled) و روش MLE تخمین زده می‌شود.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_i$	**اثرات تصادفی:** این نوع مدل به روش MLE تخمین زده می‌شود و توسط پیت و لی[1] لی[1] (۱۹۸۱) و گرین[2] (۲۰۰۰) مشخص شده است و برای هر استان در دوره مورد بررسی بررسی یک نمره کارایی ثابت ارائه می‌دهد.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_0 + \beta^T X_{it} + v_{it} + (\alpha_i - \alpha_0)$	**اثرات ثابت:** به روش OLS تخمین زده می‌شود و اسچیمدت و سیکلیس (۱۹۸۴) آن را معرفی کرده‌اند. و عدم کارایی با $u_i = a_i - \min(a_i)$ محاسبه می‌شود. برای هر استان در دوره مورد بررسی یک نمره کارایی ثابت ارائه می‌دهد.
$\ln(TC/w_k)_{it} = (\alpha + w_i) + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	**اثرات تصادفی صحیح:** این مدل توسط گرین در سال ۲۰۰۵ توسعه داده شده است. که در ادامه به بررسی آن می‌پردازیم.
$\ln(TC/w_k)_{it} = \alpha_i + \beta^T X_{it} + v_{it} + u_{it}$	**اثرات ثابت صحیح:** از نوع خاصی MLE استفاده می‌شود و توسط گرین در سال ۲۰۰۴ معرفی شده است.

در روابط فوق: TC:هزینه تولید؛ **:** w_k قیمت نهاده انتخابی برای نرمال کردن متغیرها و لحاظ شرط همگنی؛**:** X_{it} بردار مقدار ستاده و قیمت نهاده‌های نرمال شده ؛ **:** v_{it} جزء اخلال و **:** u_{it} عدم کارایی هزینه است.

مأخذ: مرادی و همکاران، ۱۳۹۲.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z
پارامتر تصادفی			
Constant (میانگین پارامتر تصادفی)	1.38136***	0.07047	19.60
پارامتر مقیاس عرض از مبدأ	0.05892***	0.00295	19.96
پارامترهای غیر تصادفی			
$\ln y_{it}$	0.14349***	0.02234	6.42
$\ln(w_{1it}/w_{2it})$	0.13266***	0.02435	5.45
$\ln(w_{3it}/w_{2it})$	0.01859	0.1276	1. 46
$\ln(w_{4it}/w_{2it})$	0.26478***	0.01240	21.35
$\ln(w_{5it}/w_{2it})$	0.17596***	0.00639	27.56
$\ln(w_{6it}/w_{2it})$	0.20351***	0.02124	21.35
$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$	1.96698***	0.24838	7.92
$\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$	0.05819***	0.00229	25.38
σ_u	0.05187	------	------
σ_v	0.02637	------	------
Ln likelihood	465.08258	------	------

*, **, *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و۱درصد.

y_{it} : عملکرد در هکتار؛ w_{1it} : میانگین وزنی قیمت هر کیلو کود شیمیایی؛ w_{2it} : قیمت هر کیلو بذر؛ w_{3it} : میانگین وزنی قیمت هر کیلو سموم کشاورزی؛ w_{4it} قیمت زمین (اجاره هر هکتار)؛ w_{5it} : مجموع آب‌بهای مرحله کاشت و داشت؛ w_{6it} : دستمزد نیروی کار کشاورزی

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Pitt & Lee (1981)
2. Greene (2000)

جدول ۳. کارایی هزینه محاسبه شده به روش مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

استان	80-81	81-82	82-83	83-84	84-85	85-86	86-87	87-88	88-89	89-90
آذربایجان شرقی	0.945	0.950	0.985	0.968	0.974	0.981	0.962	0.943	0.969	0.955
آذربایجان غربی	0.974	0.973	0.955	0.978	0.971	0.953	0.959	0.954	0.977	0.969
اردبیل	0.985	0.915	0.774	0.985	0.965	0.946	0.975	0.972	0.972	0.984
اصفهان	0.957	0.959	0.957	0.974	0.965	0.968	0.978	0.969	0.972	0.968
ایلام	0.984	0.925	0.924	0.966	0.972	0.981	0.975	0.962	0.970	0.965
بوشهر	0.950	0.991	0.919	0.972	0.967	0.978	0.966	0.955	0.976	0.913
تهران	0.960	0.956	0.957	0.950	0.960	0.971	0.959	0.976	0.964	0.989
جنوب کرمان	0.980	0.977	0.982	0.981	0.963	0.981	0.953	0.975	0.961	0.776
چهارمحال و بختیاری	0.962	0.958	0.961	0.965	0.956	0.981	0.943	0.975	0.978	0.972
خراسان	0.954	0.961	0.967	979.0	0.976	0.970	0.961	0.981	0.957	0.952
خوزستان	0.979	0.970	0.972	0.981	0.970	0.965	0.971	0.967	0.962	0.967
زنجان	0.977	0.961	0.968	0.985	0.958	0.932	0.974	0.959	0.942	0.978
سمنان	0.967	0.913	0.952	0.967	0.972	0.984	0.977	0.976	0.961	0.962
سیستان و بلوچستان	0.993	0.978	0.928	0.964	0.957	0.918	0.932	0.934	0.943	0.959
فارس	0.966	0.968	0.966	0.969	0.969	0.972	0.967	0.967	0.966	0.979
قزوین	0.960	0.973	0.968	0.974	0.969	0.978	0.959	0.973	0.968	0.954
قم	0.925	0.934	0.975	0.987	0.970	0.953	0.970	0.976	0.971	0.953
گلستان	0.970	0.977	0.945	0.973	0.950	0.959	0.955	0.960	0.978	0.982
لرستان	0.974	0.966	0.937	0.975	0.957	0.978	0.973	0.958	0.976	0.970
مازندران	0.932	0.960	0.967	0.989	0.896	0.966	0.969	0.987	0.970	0.868
مرکزی	0.942	0.969	0.949	0.955	0.976	0.970	0.970	0.988	0.946	0.965
هرمزگان	0.905	0.954	0.971	0.990	0.978	0.979	0.963	0.958	0.927	0.960
همدان	0.962	0.969	0.969	0.969	0.966	0.968	0.960	0.969	0.973	0.980
یزد	0.929	0.920	0.931	0.965	0.971	0.970	0.961	0.965	0.966	0.957
کردستان	0.955	0.956	0.983	0.974	0.953	0.981	0.983	0.932	0.971	0.949
کرمانشاه	0.959	0.947	0.951	0.986	0.970	0.973	0.977	0.967	0.951	0.956
کرمان	0.976	0.946	0.970	0.986	0.979	0.965	0.905	0.974	0.964	0.955
کهکیلویه و بویر احمد	0.934	0.934	0.928	0.956	0.967	0.988	0.935	0.961	0.991	0.927

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. ویژگی‌های آماری کارایی هزینه محاسبه شده به روش مدل مرزی با اثرات تصادفی صحیح

متغیر	توصیف	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
CE_{it}	کارایی هزینه	280	0.961	0.024	0.773	0.993

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون بتا بر نمره کارایی

متغیر	داده‌های آمیخته (Pooled)		اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره z
Constant	-0.03545***	-10.69	--------	------	-0.03653***	-10.41
$\ln EFF_{it-1}$	-0.90240***	-12. 08	-0.97185***	-12. 21	-0.93044***	-12. 77
R^2	0.36872	--------	0.41688	-----	0.368362	------
آماره هاسمن اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی			H=1.			
* ,** ,*** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد،۵ درصد و ۱درصد.						

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج حاصل از آزمون بتا بر نمره کارایی

متغیر	داده‌های آمیخته (Pooled)		اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره z
Constant	-.88514***	-11.79	--------	------	-.91691***	-12.52
W_{it-1}	-.88416***	-11.80	-.95968***	-11.98	-.91591***	-12.52
R^2	.35753	--------	.41024	-----	.357070	----
آماره هاسمن اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی			H=1.80			
* ,** ,*** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱درصد						

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۵)، ضریب β در سطح ۱٪ معنادار شده است و علامت آن نیز منفی است یعنی اینکه نرخ رشد کارایی هزینه به طور منفی با سطوح اولیه خود همبستگی دارد و هرچه سطح اولیه کارایی افزایش یابد نرخ رشد کارایی کاهش می‌یابد. با توجه به جدول (۶)، ضریب σ در سطح ۱٪ معنادار شده است و علامت آن نیز منفی است یعنی اینکه همگرایی سیگما تأیید می‌گردد و پراکندگی کارایی هزینه در طول زمان کاهش یافته است و یک جریان همگرا در افزایش کارایی هزینه بین استان‌های مختلف دیده می‌شود.

٤. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تخمین تابع هزینه مرزی تصادفی به روش اثرات تصادفی صحیح گرین نشان می‌دهد که قیمت سموم کشاورزی تأثیر معناداری بر هزینه تولید در هر هکتار گندم آبی نداشته است. دلیل این نتیجه پایین بودن سهم هزینه سموم کشاورزی از کل هزینه تولید در هکتار گندم آبی است که باعث شده است نقش هزینه سموم کشاورزی کم‌رنگ باشد. از بین متغیرهای معنادار شده به ترتیب اجاره زمین، دستمزد نیروی کار، آب بها و قیمت کودهای شیمیایی بر هزینه تولید مؤثر بوده‌اند. این نتیجه‌گیری بر مبنای محاسبه هزینه اقتصادی است در حالی‌که اگر بخواهیم از دیدگاه حسابداری به تجزیه و تحلیل هزینه بپردازیم نتیجه متفاوت خواهد بود زیرا هزینه فرصت نهاده‌هایی که کشاورز مالک آنهاست در محاسبات اقتصادی لحاظ می‌شود اما در محاسبات حسابداری هزینه در

نظر گرفته نمی‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کارایی هزینه تولید گندم آبی در کشور مناسب و بالای ۹۰٪ است و کشاورزان در تولید گندم آبی کارا عمل کرده‌اند و می‌توانند با انتقال تجربه از کشاورزان کارا سطح کارایی در استان‌هایی با کارایی پایین‌تر بهبود یابد. نتایج حاصل از مطالعه، همگرایی بتا و سیگما را تأیید می‌کنند یعنی اینکه استان‌هایی که کارایی هزینه پایین‌تری داشته‌اند با نرخ رشد بالاتری کارایی خود را افزایش داده‌اند و پراکندگی نمرات کارایی در طول زمان کاهش یافته است.

منابع

جهانی، مقصود و اصغری، علیرضا (۱۳۸۴). "تحلیل هزینه تولید گندم با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ تک محصولی مطالعه موردی: منطقه ارسباران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۰، شماره ۳، ۲۶۳-۲۳۳.

دفتر آمار و فناوری اطلاعات (۱۳۹۰)، "هزینه تولید محصولات کشاورزی سال زراعی ۸۸-۱۳۷۸". *جلد اول وزارت جهاد کشاورزی*، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، تهران، ایران.

دفتر آمار و فناوری اطلاعات (۱۳۹۳)، "آمارنامه کشاورزی، سال زراعی ۹۲-۹۱". وزارت جهاد کشاورزی، معاونت برنامه‌ریزی و اقتصادی، تهران، ایران.

زراءنژاد، منصور و یوسفی حاجی آباد، رضا (۱۳۸۷). "ارزیابی کارایی فنی تولید گندم در ایران (رهیافت: پارامتریک و ناپارامتریک)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۹، شماره ۲، ۱۷۲-۱۴۵.

کرباسی، علیرضا؛ صبوحی، محمود و مرادی، ابراهیم (۱۳۸۹). "بررسی تغیرات و همگرایی رشد بهره‌وری پنبه در استان‌های کشور". *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۲، شماره ۲، ۱۰۹-۹۱.

مرادی شهربابک، حسین (۱۳۸۷). "بررسی کارایی اقتصادی تولید گندم در استان کرمان (مطالعه موردی شهرستان بافت)"، *مجله کشاورزی*، دوره ۱۰، شماره۲، ۱۸۰-۱۷۳.

مرادی، ابراهیم؛ پهلوانی، مصیب و اکبری، احمد (۱۳۹۲). "عدم تجانس مشاهده شده در اندازه‌گیری کارآیی هزینه ؛ مطالعه موردی: کارآیی هزینه تولید پنبه آبی در ایران". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۲، شماره ۶، ۶۲-۴۷.

موسوی، حبیب ا... و خلیلیان، صادق (۱۳۸۴). "بررسی عوامل اثرگذار بر کارایی فنی تولید گندم". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۳، شماره ۵۲، ۶۰-۴۵.

Barro, R. & Sala-I-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 4(1), 107–182.

Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1992). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India". *Journal of Productivity Analysis*, 3(2), 153-169.

Canova, F. & Marcet, A. (1995). "The Poor Stay Poor: Non Convergence Across Countries and Regions". *Presentation at the CEPR Workshop on Empirical Macroeconomics*, Brussels.

Cesar, R., Catherine, E., Milne, P. M. & Woong, J. (2009). "Efficiency of Scottish Farms: A Stochastic Cost Frontier Analysis". *Agricultural Economics Review,* 10(2), 17-35.

Cornwell, C., Schmidt, P. & Sickles, R. C. (1990). "Production Frontier With Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels". *Journal of Economics*, 46(1), 185-200.

Ernoiz, A. (2015). "Competitiveness and Cost Efficiency of Rice Farming in Indonesia". *Journal of Rural Problems*, 51(2), 74–85.

Greene, W. (2000). "Econometric Analysis", 4th edition, Englewood Cliffs, Prentice Hall.

Greene, W. (2003). "Econometric Analysis", 5th edition, Englewood Cliffs, Prentice Hall.

Greene, W. (2004) "Distinguishing between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of The World Health

Organization's Panel Data on National Health Care Systems". *Health Economics*, 13, 959–980.

Greene, W. (2005). "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model". *Journal of Econometrics*, 126, 269–303.

Ismatul, H., Nuhfil, H., Ratya, A. & Budi, S. (2013). "Production and Cost Efficiency Analysis Using Frontier Stochastic Approach, A Case on Paddy Farming System With Integrated Plant and Resource Management (IPRM) Approach In Buru District Maluku Province Indonesia". *Journal of Economics and Sustainable Development,* 4(1), 78-86.

Jondrow, J., Materov, I., Lovell, K. & Schmidt, P. (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model". *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.

Laurent, W. (2009). "Convergence in Banking Efficiency Across European Countries". *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, 818–833.

Moyazzem, H., Asraful, A. & Kamal, U. (2015). "Application of Stochastic Frontier Production Function on Small Banana Growers of Kushtia District in Bangladesh". *Journal of Statistics Applications & Probability*, 4(2), 337-342.

Parikh, A. & Shibata, M. (2004). "Does Trade Liberalization Accelerate Convergence in Per Capita Incomes in Developing countries*?*". *Journal of Asian Economics,* 15, 33–38.

Pitt, M. & Lee, L. F. (1981). "The Measurement and Source of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry". *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.

Quah, D. (1996). "Empirics for Economic Growth and Convergence". *European Economic Review*, 40, 1353–1376.

Schimdit, P. & Sickles, R. C. (1984). "Production Frontier and Panel Data". *Journal of Business and Economic Statistics*, 2(4), 367-374.

Train, K. (2003). "Discrete Choice Methods with Simulation", Cambridge, Cambridge University Press.

Tsionas, E. G. (2002). "Stochastic Frontier Models with Random Coefficients". *Journal of Applied Econometrics*, 17, 127-147.

رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی
ویژه‌نامه فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
دوره اول، شماره دوم، اسفند ۱۳۹۴ (۱۰۴-۹۱)

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics
Special Issue of Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 1, No. 2, March 2016 (91-104)

ارزیابی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی

زهرا حسین‌پور[۱]، *محمد حسین منهاج[۲]، محمد کاوسی کلاشمی[۳]
۱. دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه روستایی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، ایران
۲. استادیار اقتصاد محیط زیست، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، ایران
۳. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۱۵)

Evaluating Effective Factors on Participation of Water User Associations Members in Management of Agricultural Water resources

Zahra Hosseinpur[1], *Mohammad Hossein Menhaj[2], Mohammad Kavoosi-Kalashami [3]
1. M.S. Student in Rural Development, Faculty of Agricultural Sciences.University of Guilan, Iran
2. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Guilan, Iran
3. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, University of Guilan, Iran
(Received: 18/Jan/2016 **Accepted:** 4/May/2016)

چکیده:

طی دو دهه اخیر، به علت کم آبی در سرتاسر جهان، به نقش تعاونی‌های آب‌بران در مشارکت کشاورزان در مدیریت منابع آب کشاورزی توجه زیادی شده است. هدف پژوهش توصیفی حاضر شناسایی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت آب کشاورزی شهرستان اسفراین در سال ۹۴-۱۳۹۳ بود. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه اعضای دو تعاونی آب‌بران شهرستان اسفراین (N=۲۴۴۰) بوده است؛ که از میان آنها با استفاده از فرمول کوکران ۳۳۵ نفر به با استفاده از روش نمونه گیری طبقه‌ای به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. روایی پرسشنامه با استناد به دیدگاه صاحب‌نظران و کارشناسان تأیید و پایایی ابزار پژوهش نیز با انجام آزمون مقدماتی از طریق تکمیل ۳۰ پرسشنامه و مقدار آلفای کرونباخ با استفاده از نرم‌افزار SPSS برابر ۰/۸۸ به دست آمد. تجزیه و تحلیل داده‌ها از طریق نرم‌افزار $SPSS_{20}$ و $Excel_{2010}$ صورت گرفت. برای بررسی رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته از آزمون تحلیل همبستگی اسپرمن، آزمون ضریب وی کرامر، ضریب گاما و کای اسکویر استفاده شد. با توجه به نتایج پژوهش حاضر بین عوامل اقتصادی مورد مطالعه (سطح درآمد کشاورزان، میزان اراضی تحت مالکیت، میزان آب‌بها)، میزان مصرف آب، انواع سیستم‌های آبیاری و ویژگی‌های فردی شامل سطح تحصیلات و جنس با متغیر میزان مشارکت در تعاونی آب‌بران رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. از سوی دیگر، بین متغیر سن با مشارکت اعضا رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: تعاونی آب‌بران؛ مشارکت؛ مدیریت مشارکتی آبیاری؛ شهرستان اسفراین.
طبقه‌بندی JEL: M1، M11، M54.

Abstract:

Over the past two decades, due to the global water scarcity, the role of WUAs in the farmers' participation in the agricultural water resources management has received much attention. The purpose of this descriptive study was to evaluate the factors affecting the participation of the WUAs members in the agricultural water management of Esfarayen County during 2014-2015. The statistical population included all members of two WUAs Esfarayen County (N: 2440) among which 335 people were selected as the statistical population size using Cochran's formula, then the sample was identified using stratified sampling method. The Validity of the questionnaire was supported by the experts' views, and the reliability of research tools was obtained by doing a preliminary test through completing 30 questionnaires and the Cronbach's alpha value was obtained 0.88 using SPSS. Data analysis was performed using $SPSS_{20}$ and $Excel_{2010}$. To examine the relationship between the independent and dependent variables, the Spearman correlation analysis test, the Cramer's coefficient test, the Gamma coefficient and the chi-square test were used. Results indicated a significant positive correlation between the studied economic factors (farmers' income level, acreage owned by farmers, water prices), volume of water used, types of irrigation systems, and farmers' individual characteristics including education level and gender, and the variable of the level of farmers' participation in the WUAs. Moreover, there was a significant negative correlation between age and the level of members' participation.

Keywords: Esfarayen Country, Participation, Participatory irrigation management, Water User Associations (WUA_S).
JEL: M1, M11, M54.

* **نویسنده مسئول:** محمد حسین منهاج
E-mail: menhaj.mh@gmail.com

*Corresponding Author: Mohammad Hossein Menhaj

۱. مقدمه

کشاورزی اصلی‌ترین و مهم‌ترین منبع تأمین مواد غذایی دنیا به شمار می‌رود؛ از این رو نقش بسزایی در تأمین امنیت غذایی، اجتماعی و حتی سیاسی کشورهای جهان دارد (احسانی و خالدی، ۱۳۸۲: ۶۶۳). افزایش تولید محصولات کشاورزی در ایران به دلایل مختلف از جمله ثبات قیمت‌ها، بهبود درآمد سرانه شاغلین بخش کشاورزی و نیاز روز افزون جامعه به منابع ارزی غیر نفتی، به یک ضرورت اجتناب ناپذیر تبدیل شده است (زیبایی، ۱۳۸۲: ۱۵۰). علاوه بر آن تلفات آب در مراحل انتقال، توزیع و مصرف در مزارع ایران شرایط مطلوبی نداشته و در مجموع بازده مصرف آب حدود ۴۰ درصد برآورد می‌گردد که بسیار پایین‌تر از حد استاندارد جهانی است (محمدی نیک‌پور، ۱۳۸۵: ۷). در نتیجه کمبود آب در ایران مهم‌ترین تنگنای توسعه کشاورزی به شمار می‌آید و به راحتی نمی‌توان حجم آب حاصل شده یعنی، محدودترین عامل تولید کشاورزی را تغییر داد، بنابراین راهی جز استفاده کارآمد از آب باقی نمی‌ماند (زیبایی،۱۳۸۲: ۱۵۰).

نگرش فراگیر و همه جانبه به بهبود مدیریت مصرف آب می‌تواند به مقدار قابل ملاحظه‌ای بهره‌وری و راندمان مصرف آب کشور را افزایش دهد (احسانی و خالدی، ۶۶۷:۱۳۸۲). تنها راه پاسخ به تقاضای روز افزون غذا، بهره‌وری بهینه از منابع آب استحصال شده برای کشاورزی، تولید بیشتر در ازای مصرف آب کمتر وکنترل تلفات در فرایند تولید و مصرف محصولات کشاورزی می‌باشد (پورزند،۱۳۸۲: ۴۵۷). محدودیت آب و ضرورت مدیریت بهینه استفاده از آن، در طول زمان موجب پیدایش و تکامل نظام‌های بهره‌برداری متعددی در شرایط گوناگون طبیعی و اجتماعی روستاهای ایران شده است، که متعالی‌ترین آن نظام بنه‌بندی، به عنوان میراث ارزشمند کشاورزی سنتی و بومی در بسیاری از مناطق کم آب و بیابانی ایران است (شهبازی، ۴۱:۱۳۸۱).

اصلاحات ارضی دهه ۱۳۴۰ ساختارهای اجتماعی و مناسبات اقتصادی روستاها را دچار دگرگونی‌های بنیادین کرده و شرکت‌های تعاونی روستایی و سایر تعاونی‌ها به عنوان جایگزین الگوبرداری شده این تشکل‌ها قرار گرفته است؛ به گونه‌ای که امروزه دیگر نقش حساس و مؤثر گروه‌های محلی و افراد ذی‌نفع در موفقیت برنامه‌های مدیریت و توسعه شبکه‌های آبیاری محرز شده است (اخوان و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۸). ورورد دولت به روستا برای پر کردن خلأ ناشی از مدیریت مالک، با تأسیس سازمان‌هایی نظیر شرکت تعاونی نیز نتوانست همه روستاها را برمبنای عرف و قانون سامان دهد؛ بدین ترتیب، هر روز با دشواری‌های متعددی در روستاها مواجه شد (سجاسی قیداری و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۸). از این رو کشورهای مختلف، سرمایه گذاری‌های ویژه‌ای روی ظرفیت سازی و کمک به ایجاد زیر ساخت‌های اجتماعی در سیستم آبیاری کرده‌اند که یکی از مهم‌ترین دستاوردها در این زمینه، ایجاد تعاونی‌های آب‌بران[1] است (اخوان و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۹).

در طی دو دهه اخیر به علت شدت افزایش معضل کمبود آب در سرتاسر جهان و عدم دستیابی اغلب پروژه‌های آبیاری به اهداف اقتصادی از پیش تعیین شده، به مقوله تشکل‌های آب‌بران برای تغییرات رفتاری و مشارکت کشاورزان در مدیریت آب کشاورزی توجه زیادی شده است (هوارت و لال، ۲۰۰۲: ۱۲۰[2]). یکی از بحران‌های مهمی که در آینده نزدیک بشر را تهدید خواهد نمود و به موضوعی تنش‌زا بین ملت‌ها تبدیل خواهد شد، بحران و کمبود آب است (شاهرودی و چیذری، ۱۳۸۵: ۹۳). در بیانیه نهایی سومین اجلاس جهانی آب آمده است که"بیشتر کشورها از بحران مدیریت آب رنج می‌برند تا کمبود آب"، بنابراین یافتن مدل بهینه مدیریت منابع آب و ساختار مناسب آن ضروری است (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۲۹). به اعتقاد اکثر کارشناسان، پایین بودن راندمان آبیاری در کشورهای در حال توسعه به علت عدم مشارکت واقعی بهره‌برداران در امر تصمیم گیری، اجرا، مدیریت و نگهداری از شبکه‌های آبیاری است؛ از آنجا که تدوین نظام بهره‌برداری منابع آب و مصرف آب جز با تفکر و برنامه سیستمی و استفاده از دانش بومی و مشارکت جوامع محلی امکان‌پذیر نمی‌باشد، در این راستا تشکیلاتی تحت عنوان تشکل‌های آب‌بران ایجاد شده است (حیدریان، ۱۳۸۲: ۴۹). در واقع هدف از تأسیس تعاونی‌های آب‌بران، توسعه مدیریت مشارکتی آبیاری برای افزایش کارایی استفاده از آب از طریق مداخله تمام ذینفعان در انواع فعالیت‌های مدیریت تا جای ممکن است (حسابی و الجافی، ۲۰۰۷: ۲)[3].

در ارتباط با تشکل های آب‌بران و عوامل مؤثر بر ایجاد آن و همچنین نظام مشارکتی مناسب در بسط و توسعه این نوع تشکل ها تحقیقاتی هم در داخل و هم در خارج از کشور صورت گرفته است. این مطالعات به بررسی ابعاد مختلف در ایجاد و

1. Water User Associations
2. Howarth & Lal (2002)
3. Hassabou & El-Gafy (2007)

نقش تشکل‌های آب‌بران و انتخاب نظام مدیریتی مشارکتی مناسب با ارائه مدل‌هایی برای سنجش میزان مشارکت بهره‌برداران و مدیریت آبیاری در نقاط مختلف جهان به بررسی پیامدهای مثبت و منفی اجتماعی، اقتصادی این پدیده پرداخته اند. لذا در ذیل به برخی از مطالعات انجام شده اشاره شده است:

زارعی دستگردی و همکاران در پژوهشی با عنوان تحلیل زمینه‌های مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه آب‌رسانی بخش جرقویه شهرستان اصفهان نشان دادند که حدود ۷۱ درصد کل زمینه های مشارکت کشاورزان عضو تشکل آب بران را عواملی چون مشارکت در توسعه فنی و حفاظت شبکه، مشارکت در افزایش بهره وری، مشارکت در توزیع بهینه آب، مشارکت در فعالیت های گروهی و همکاری با ادارات دولتی آب مشخص می کند و همبستگی مثبت و معنی داری میان سن کشاورزان عضو تشکل آب‌بران، سطح تحصیلات، مدت عضویت در تشکل، میزان اراضی آبی، مالکیت دام کوچک، مالکیت طیور، میزان درآمد از شغل اصلی، سابقه کشاورزی و تجربه دامداری و مؤلفه زمینه های مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه آب‌رسانی وجود دارد. نتایج اولویت‌بندی زمینه‌های مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه آب‌رسانی استان نشان داد که کشاورزان در ایجاد کانال های جدید و تعمیر و بازسازی دریچه‌ها، بیشترین مشارکت و همکاری با کارشناسان اداره آبیاری در زمینه استفاده بهینه از آب و شرکت در برنامه های آموزشی کمترین مشارکت را داشته اند و همچنین یافته های آنها نشان داد که چنانچه دولت در تخصیص منابع به تشکل‌های آب‌بران مساعدت نماید و حمایت قانونی مستمری از این تشکل ها داشته باشد، مشارکت کشاورزان در بهره برداری و نگهداری از شبکه‌های آبیاری و زهکشی افزایش می‌یابد (زارعی دستگردی و همکاران، ۱۳۸۸: ۷۴).

شاهرودی و چیذری در تحلیل عوامل تأثیرگذار بر مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه‌های آبیاری استان خراسان رضوی به این نتیجه رسیده‌اند که بین عملکرد کشاورزان در زمینه شیوه‌های مدیریت آب زراعی، تماس‌های ترویجی، کانال‌های ارتباطی، مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی، نگرش کشاورزان نسبت به تعاونی آب‌بران با وضعیت مشارکت کشاورزان در زمینه مدیریت شبکه‌های آبیاری در دو گروه کشاورزان در شبکه‌های آبیاری دارای تعاونی آب‌بران و فاقد آن، اختلاف معنی‌داری به دست آمد و براساس نتایج حاصل از رگرسیون لجستیک گام به گام به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای سن کشاورز، درآمد سالیانه، انسجام اجتماعی و وضعیت مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه‌های آبیاری به عنوان مهم‌ترین عوامل متمایز کننده دو گروه کشاورزان در شبکه‌های آبیاری دارای تعاونی آب‌بران و فاقد آن در مجموع توانسته‌اند ۷۵/۸ درصد از کل پاسخ‌گویان را به درستی طبقه‌بندی کنند (شاهرودی و چیذری، ۱۳۸۶: ۲۶۹).

افشار و زرافشانی در مطالعه ای با عنوان سنجش میزان تمایل به مشارکت در مدیریت آبیاری در بین کشاورزان عضو تعاونی‌های آب‌بران سفیدبرگ و سراب‌بس در استان کرمانشاه که با استفاده از طرح تحقیق تلفیقی مورد بررسی قرار گرفته به این نتیجه رسیدند که به منظور جلب مشارکت بهره برداران در مدیریت آبیاری قبل از اقدام به ایجاد تشکل آب بران، به انجام مطالعات نگرش سنجی، انتخاب افراد پیشرو با ویژگی‌های مناسب و بهسازی تأسیسات آبیاری، اقدام نموده تا زمینه مشارکت فعال و پایدار بهره برداران از مدیریت آبیاری مهیا گردد (افشار و زرافشانی، ۱۳۸۹: ۹۹).

اخوان و همکاران در بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی استان قزوین به این نتیجه رسیده‌اند که بین فاصله مزرعه تا مرکز خدمات کشاورزی، میزان اراضی و سطح زیرکشت آبی، میزان درآمد سالانه زراعی و غیرزراعی، میزان استفاده از منابع اطلاعاتی و میزان تماس‌های ترویجی با مشارکت کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. نتایج حاصل از رگرسیون گام به گام این تحقیق نشان می‌دهد متغیرهای فاصله مزرعه تا نزدیک‌ترین مرکز خدمات کشاورزی، میزان تماس‌های ترویجی و آب‌بها ۴۹/۹ درصد از تغییرات مشارکت کشاورزان در تعاونی‌های آب‌بران را در مدیریت منابع آب تبیین کرده‌اند (اخوان و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۸).

خانال[1] در پژوهشی با عنوان مشارکت و مدیریت محلی آب در هند، دریافت که ساختار سلسله مراتبی بالا به پایین، فقدان یادگیری سازمانی، چارچوب‌های زمانی محدود و فقدان ارتباط پروژه‌ها با اهداف توسعه، موانعی هستند که نقشی بازدارنده در مشارکت مردم در مدیریت آبیاری دارند. به علاوه، فقدان دانش منابع مدیریتی آب به عنوان مانع مشارکت گزارش شده است (خانال، ۲۰۰۳: ۱)

سیرون کوما و همکاران[2] در تحقیقی با هدف بررسی

1. Khanhal (2003)
2. Sserun Kuuma et al. (2004)

مشارکت کشاورزان در طرح‌های توسعه آبیاری در بین اعضا تشکل کشاورزی (Doho Rice Scheme) در کشور اوگاندا با استفاده از تحلیل رگرسیون نشان دادند که مشارکت در طرح‌های آبیاری و تأمین هزینه‌های آن با میزان درآمد خانوار از کشت برنج (زراعت آبی منطقه)، دسترسی به منابع غیرکشاورزی و دسترسی به اعتبارات، دارای رابطه مثبت و معنی دار و همچنین با عواملی هم چون تعداد قطعات برنج تحت تملک فرد و مالکیت زمین، رابطه منفی معنی‌دار را دارا می‌باشد (سیرون کوما و همکاران، ۲۰۰۴: ۱).

دشپانده و امبدکر[1] نیز اذعان داشتند، علی رغم وجود نظام‌های سنتی متعدد و متنوع در زمینه مدیریت آب کشاورزی در ایالت های مختلف هند که قدمت برخی از آنها به صدها سال می‌رسد، در ایالت ماهارشترا سازماندهی تشکل‌های آب‌بران در قالب شرکت های تعاونی مورد تشویق و حمایت دولت قرار گرفته است. همچنین آنها بر این نکته تاکید کردند که به دلیل تفاوت های اجتماعی، اقلیمی و کشاورزی در مناطق مختلف کشور، یک مدل منحصر به فرد برای تشکل های آب بران که مناسب و قابل تعمیم به همه مناطق باشد، وجود ندارد (دشپانده و امبدکر، ۲۰۰۵: ۲).

کارلی و همکاران[2] در بررسی عوامل تأثیرگذار در تصمیم‌گیری کشاورزان جهت ورود به تعاونی‌های کشاورزی دریافتند که آموزش نقش مهمی در مشارکت کشاورزان در تعاونی‌های آب‌بران دارد (کارلی و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۱۵).

آی دوقدو[3] در پژوهشی تحت عنوان "بررسی دیدگاه مدیران به کاربران آب (تشکل‌های آب‌بران) در دشت گپ حران، ترکیه"، نشان داد که کافی بودن سطح دانش در خصوص تعاونی‌های آب‌بران ۸۳/۹ درصد، سطح خدمات محاسبه شده ۶۵/۹ درصد تعیین شد، همچنین ۷۵/۳ درصد از مدیران معتقد بودند که قدرت اقتصادی در رابطه با ساختار مالی آب‌بران برای خدمات مورد انتظار کافی نبود و ۶۳/۳ درصد از مدیران هزینه آب را بسیار کم در نظر گرفته‌اند. از طرف دیگر ۶۷/۵ درصد از مدیران اظهار داشته‌اند که هزینه آب آبیاری توسط کشاورزان پرداخت نشده و ۴۴ درصد از مدیران نیز از ساختار فعلی راضی نیستند (آی‌دوقدو، ۲۰۱۵: ۶۴).

سوارز بوسا[4] در مقاله خود تحت عنوان مؤسسات آب و مدیریت در کیپ ورد[5]، امکان مقایسه تئوری‌های مدیریت را فراهم می‌کند. این پژوهش براساس بررسی و مصاحبه با مدیران بخش خصوصی صورت گرفته و به این نتیجه دست یافته که مدیریت انجمن کاربر موفق (آب‌بران) بهتر از مدیریت فردی است که منجر به هدر دادن آب می‌شود (سوارز بوسا، ۲۰۱۵: ۲۶۴۱).

در مجموع می‌توان گفت از مؤثرترین راهکارهای مقابله با بحران آب، شکل‌گیری انجمن‌های آب‌بران در جهت افزایش بهره‌وری آبیاری و استفاده بهینه از مقدار آب مصرفی در بخش کشاورزی است که بر ارتقای دانش، نگرش و مهارت کشاورزان در زمینه شیوه‌های مدیریت بهینه آب کشاورزی تأثیر بسزایی دارد. بدیهی است با روند کنونی مدیریت منابع آب، بخش کشاورزی با آسیب‌های زیادی مواجه خواهد شد؛ بنابراین سیاست‌گذاری و راهکار مدیریت مشارکتی آبیاری از طریق شکل‌گیری تشکل‌های آب‌بران برای درگیری بهره‌برداران در تمامی مراحل و سطوح مدیریت منابع کشاورزی صورت گیرد. با ایجاد نظام‌های بهره‌برداری نوین و مناسب می‌توان زمینه را برای همیاری و تشکل کشاورزان فراهم ساخت و آنان را به همکاری و همیاری با یکدیگر در جهت مدیریت منابع آب کشاورزی واداشت. لذا پژوهش حاضر درصدد ارزیابی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی می‌باشد. اهداف کلی و اختصاصی این پژوهش عبارتند از:

هدف کلی این پژوهش بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت کشاورزان تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی در شهرستان اسفراین می‌باشد.

اهداف اختصاصی:

بررسی ویژگی‌های فردی، اقتصادی، اجتماعی کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران شهرستان اسفراین.

بررسی عوامل مؤثر و تعیین میزان مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت شبکه‌های آبیاری.

۲. مواد و روش

از لحاظ رویکرد و پارادایم، تحقیق از نوع کمی محسوب می‌گردد. به‌دلیل اینکه داده‌های گردآوری شده از طریق پرسشنامه به صورت عددی بوده است. روش تحقیق مورد استفاده در این مطالعه براساس تقسیم‌بندی‌های موجود، از

1. Deshpande & Ambedkar (2005)
2. Karli et al. (2006)
3. Aydogdo (2015)
4. Suarez Bosa (2015)
5. Cape Verde (2015)

لحاظ هدف تحقیق کاربردی، و از لحاظ ماهیت و روش جزء تحقیقات توصیفی-تحلیلی می‌باشد.

جامعه آماری این تحقیق کلیه افرادی را در بر می‌گیرد که دارای یک صفت یا ویژگی مشترک یعنی عضویت در تعاونی‌های آب‌بران (تعاونی آب‌بران سد بیدواز و نظرگاه) شهرستان اسفراین که شامل اعضای ۱۴ روستای عضو تعاونی‌ها می‌باشند (N=۲۴۴۰)، است. در این پژوهش جهت تخمین حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شده است. فرمول کوکران یکی از پرکاربردترین روش‌ها برای محاسبه حجم نمونه آماری است. با استفاده از این فرمول، حجم نمونه مورد نظر ۳۳۵ نفر از اعضای تعاونی تعیین شد. پس از محاسبه حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران، نمونه‌گیری با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای انتساب متناسب که در رابطه (۱) بیان شده، انجام پذیرفت؛ در نتیجه تعداد نمونه در روستاهای عضو تعاونی آب‌بران تعیین گردید.

$$n_h = n \frac{N_h}{N} \quad (۱)$$

n_h: تعداد نمونه مورد انتخاب (در اینجا تعداد اعضای عضو هر روستا) است.

n: نمونه تعیین شده برای کل جامعه، (n=۳۳۵)

N_h: تعداد افراد جامعه در هر روستا

N: تعداد کل افراد جامعه (۲۴۴۰ نفر).

پس از تعیین تعداد نمونه در هر روستا، به توزیع پرسشنامه بین اعضای تعاونی آب‌بران در منطقه به شیوه تصادفی ساده اقدام شد.

جهت تعیین روایی[1] محتوایی و ظاهری، چندین پرسشنامه در اختیار اساتید و متخصصان قرار گرفت و پس از دریافت دیدگاه‌های آنان، اصلاحات اعمال شد و پرسشنامه جهت تعیین پایایی[2] آماده گردید. پایایی ابزار پژوهش نیز با انجام آزمون مقدماتی از طریق تکمیل ۳۰ پرسشنامه و محاسبه آلفای کرونباخ برای بخش‌های مختلف (۰/۷۶ تا ۰/۸۸)، تأیید شد. از آماره‌های میانگین، انحراف معیار، ضریب تغییرات، ضریب همبستگی اسپرمن، آزمون ضریب وی کرامر، ضریب گاما و کای اسکویر با بهره‌گیری از $SPSS_{20}$ به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و بررسی رابطه بین متغیرهای مستقل (ویژگی‌های فردی، اقتصادی و سامانه تولید) و متغیر وابسته (مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی) استفاده شد.

۳. بحث و نتیجه‌گیری

۳-۱- آمار توصیفی

در این قسمت یافته‌های توصیفی نمونه آماری کشاورزان شامل گروه‌های سنی، جنسیت، سطح تحصیلات، سابقه فعالیت کشاورزی، سابقه عضویت در تعاونی آب‌بران، درآمد سالانه غیرزراعی، درآمد سالانه زراعی، میزان مالکیت اراضی تحت مالکیت، میزان اراضی آبی، میزان اراضی دیم، مساحت زیرکشت، میزان محصول تولید شده، عملکرد محصول تولید شده، نوع مالکیت اراضی، نوع روش آبیاری، نوع منبع آبیاری، کل هزینه پرداختی برای مصرف آب (میزان آب‌بها) و میزان مصرف آب؛ مورد بررسی و بحث قرار می‌گیرد.

۳-۱-۱- نتایج ویژگی‌های فردی به شرح زیر می‌باشد:

میانگین سنی کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران ۵۳ سال و با انحراف معیار ۱۰/۴۱ می‌باشد. بیشتر آنها (۳۶/۱ درصد) در رده سنی ۵۵-۴۵ قرار دارند. این گروه سنی بازگو کننده این مطلب است که سن کشاورزان در گروه میانسال و آموزش‌پذیر قرار دارد. همچنین گروه سنی کمتر از ۳۵ سال دارای کمترین فراوانی (۶/۴ درصد) می‌باشد. از لحاظ جنس هم اکثر پاسخگویان مرد (۹۹/۴ درصد) می‌باشند و تعداد ۲ نفر (۰/۶ درصد) زن بوده‌اند. در مورد سطح تحصیلات نتایج نشان داد که ۲۱/۱ درصد پاسخگویان کشاورزان بی‌سواد و ۱۴/۲ درصد آنها سواد در حد خواندن و نوشتن دارند. به طور کلی ۶۴/۵ درصد از پاسخگویان دارای سواد بالاتر از ابتدایی می‌باشند.

از نظر سابقه فعالیت کشاورزی نیز بیشتر کشاورزان مورد مطالعه (۳۴/۸ درصد)، در گروه ۲۰-۱۰ و گروه ۳۰-۲۰ سال سابقه قرار گرفته‌اند. میانگین سابقه فعالیت کشاورزی پاسخگویان حاضر در این پژوهش ۲۴/۵ سال با انحراف معیار ۱۱/۰۶ می‌باشد. در خصوص سابقه عضویت، اکثر بهره‌برداران در گروه ۸-۵ سال قرار دارند و تعداد کمی از آنها (۲۱/۸ درصد) بیشتر از ۸ سال در این تعاونی‌ها عضو می‌باشند. میانگین سابقه عضویت کشاورزان در این پژوهش ۶/۸ سال با انحراف معیار ۱/۸۷ سال می‌باشد. براساس نتایج به‌دست آمده از ۳۳۰ کشاورز عضو تعاونی آب‌بران، شغل ۹۳/۹ درصد افراد زراعت می‌باشد.

1. Validity
2. Reliability

۳-۱-۲- نتایج ویژگی‌های اقتصادی کشاورزان مورد مطالعه قرار گرفته به شرح زیر می‌باشد:

سنجش وضعیت اقتصادی کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران از لحاظ درآمد سالانه زراعی نشان داد که اکثریت کشاورزان (۴۹/۹)، دارای درآمد کمتر از ۱۰۰ میلیون ریال و ۳۲/۱ درصد آنها درآمد بین ۱۰۰ تا ۲۰۰ میلیون ریال هستند؛ همچنین درآمد سالانه غیرزراعی اکثریت بهره‌برداران کمتر از ۱۰ میلیون ریال می‌باشد. در خصوص کل هزینه پرداختی برای مصرف آب (آب‌بها)، نتایج حاکی از آن بود که بیشتر کشاورزان (۵۱/۲) هزینه‌ای بین ۱ تا ۲ میلیون ریال به صورت سالانه پرداخت نموده‌اند.

۳-۱-۳- نتایج توصیفی ویژگی‌های سامانه تولید در پژوهش حاضر به قرار زیر می‌باشد:

از لحاظ متغیر میزان اراضی تحت مالکیت، بیشتر کشاورزان (۷۰ درصد) در گروه کمتر از ۱۰ هکتار قرار دارند. در اراضی بیش از ۱۵ هکتار تعداد کشاورزان کمتر از ۳۰ درصد جامعه آماری می‌باشد؛ که این امر بیانگر این است که بیشتر بهره‌برداران تعاونی‌ها از بهره‌برداران کوچک و متوسط بوده و بزرگ مالک در بین آنان کم است بنابراین در برنامه‌ریزی برای توسعه و جلب مشارکت کشاورزان باید مورد توجه تصمیم‌گیران در برنامه‌ها باشد و همچنین اجرای طرح‌هایی در سطح کلان (متناسب با شرایط بزرگ مالکان) از سوی آنان استقبال نخواهد شد و احتمال شکست طرح پیش‌بینی می‌شود؛ لذا ضروری است کلیه طرح‌های پیشنهادی با در نظر گرفتن خرده مالکی بهره‌برداران باشد. همچنین کمینه و بیشینه میزان اراضی تحت مالکیت به ترتیب ۱ و ۶۰ هکتار بوده و میانگین میزان اراضی ۱۰/۶ هکتار می‌باشد. میزان اراضی آبی تحت مالکیت بیشتر بهره‌برداران (۷۲/۱ درصد) کمتر از ۱۰ هکتار و اراضی دیم (۹۶/۶ درصد) کمتر از ۵ هکتار و همچنین از لحاظ مساحت زیرکشت ۹۲/۱ درصد از کشاورزان کمتر از ۱۰ هکتار می‌باشد. از نظر نوع مالکیت اراضی اکثر کشاورزان (۸۲/۱ درصد)، مالک زمین بوده‌اند و فقط ۱۷/۹ درصد مالکیت اراضی آنها به صورت اجاره‌ای و ملکی–اجاره‌ای بوده است.

براساس نتایج توصیفی پژوهش میزان تولید محصول بیشتر کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران (۳۴/۸ درصد) در گروه ۵ تا ۱۰ تن قرار می‌گیرد؛ همچنین بیشترین عملکرد محصول تولید شده (۵۵/۲ درصد) بین ۲ تا ۳ تن در هکتار می‌باشد، که این نشان دهنده این امر است که بیشتر کشاورزان با روش سنتی، کشت محصولات خود را انجام می‌دهند.

نتایج حاصل از آمار توصیفی در رابطه با روش آبیاری، بیشتر کشاورزان (۹۳/۶ درصد) به روش آبیاری سطحی (سنتی) اراضی خود را آبیاری می‌نمایند که این نشان دهنده این امر می‌باشد که اکثر کشاورزان آشنایی و آگاهی لازم و کافی در رابطه با روش‌های جدید آبیاری ندارند یا اینکه اعتمادی به پذیرش و به کارگیری روش‌های جدید آبیاری ندارند. از نظر نوع منبع آبیاری نشان داده شد که اکثر کشاورزان از آب سد و کانال (۵۳/۹ درصد) استفاده می‌کنند و از نظر میزان مصرف آب تقریباً ۳۷/۶ درصد از بهره‌برداران بین ۵ تا ۱۰ متر مکعب آب در یک هکتار زمین استفاده می‌کنند.

به منظور سنجش میزان مشارکت کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی گویه‌هایی در قالب طیف لیکرت پنج گزینه‌ای (خیلی کم، کم، متوسط، زیاد، خیلی زیاد)، براساس مبانی نظری و با استفاده از روش مطالعه کتابخانه‌ای و همچنین تجارب موجود در پایان‌نامه‌ها و مقاله‌های مرتبط با عنوان پژوهش و استفاده از تجربه اساتید در این زمینه، طراحی گردید؛ در نتیجه ۲۱ گویه در قالب ۴ بخش، (مشارکت در تعاونی آب‌بران برای مدیریت آب) (۹ گویه)، (مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در مرحله برنامه‌ریزی) (۵ گویه)، (مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در مرحله اجرا) (۴ گویه) و (مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در مرحله حفظ و نگهداری) (۳ گویه) در پرسشنامه طراحی گردید که کشاورزان مورد مطالعه برحسب میزان مشارکت در هریک از بخش‌ها، پاسخ‌ها از یک تا پنج ارزش‌گذاری گردید. و برای گروه‌بندی پاسخ‌گویان از رابطه (۲)، استفاده شد (تقی‌پور و همکاران، ۱۳۹۲: ۹).

$$A = \text{ضعیف} : A < Mean - SD \quad (۲)$$

$$B = \text{متوسط} : Mean - SD \leq B \leq Mean$$

$$C = \text{خوب} : Mean < C \leq Mean + SD$$

$$D = \text{عالی} : Mean + SD < D$$

پس از سنجش مشارکت کشاورزان براساس بخش‌های چهارگانه پرسشنامه با استفاده از رابطه فاصله میانگین از انحراف معیار، نمرات کمتر از ۴۷/۰۲ برای مشارکت ضعیف (A)، از نمره ۴۷/۰۲ تا ۵۲/۳ برای مشارکت متوسط (B)، از نمره ۵۲/۳ تا ۶۱/۱۸ برای مشارکت خوب (C) و بیش از نمره ۶۱/۱۸ برای مشارکت عالی (D) در گروه‌بندی استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که از ۳۳۰ کشاورز مورد مطالعه

بیشترین افراد (۴۰/۶ درصد)، مشارکت متوسط و بعد از آن مشارکت خوب (۲۹/۱ درصد) داشته‌اند (جدول ۲).

۳-۱-۴- مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران برای مدیریت آب

به منظور بررسی عوامل مؤثر در تمایل کشاورزان به مشارکت آنان در مدیریت منابع آب از ۹ گویه استفاده شد که ترتیب اولویت‌دهی پاسخگویان به گویه‌ها در جدول (۳) آورده شده است که گویه‌های تحویل به موقع آب بها، همکاری با سایر کشاورزان در بهره برداری از منابع آب و پذیرش مسئولیت بخشی از فعالیت‌ها مربوط به کشاورزی در زمینه آبیاری در اولویت اول تا سوم بوده‌اند؛ همچنین گویه‌های به کارگیری و اجرای سیستم‌های نوین آبیاری و شرکت در کلاس‌های ترویجی در زمینه آبیاری به عنوان آخرین اولویت‌ها از دیدگاه پاسخگویان بوده‌اند.

۳-۱-۵- مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در سه مرحله:

مشارکت کشاورزان در تعاونی‌های آب‌بران به ترتیب اولویت در قالب سه مرحله مشارکت در برنامه‌ریزی، مشارکت در اجرا و مشارکت در حفظ و نگهداری سنجش شد. در مرحله مشارکت در برنامه‌ریزی اولویت اول مربوط به میزان تمایل به حضور در جلسات تعاونی آب‌بران و اولویت آخر مربوط به میزان تمایل به تبادل نظر با سایر کشاورزان در جلسات تعاونی آب‌بران بوده است (جدول ۴)، در مرحله مشارکت در اجرا، همان‌طور که در جدول (۵) نشان می‌دهد، اولویت اول میزان تمایل به همکاری در ساخت کانال‌ها همراه با کشاورزان دیگر به عنوان نیروی کار و میزان تمایل جهت کمک مالی به ساخت کانال‌ها و سازه‌های آبیاری اولویت آخر بوده است؛ مهم‌ترین عامل در مشارکت در مرحله حفظ و نگهداری میزان تمایل به لایروبی کانال‌ها همراه با سایر کشاورزان و میزان تمایل به کمک مالی جهت تعمیر و نگهداری کانال‌ها آخرین عامل بوده است (جدول ۶).

۳-۲- آمار استنباطی

در اکثر مطالعات اجتماعی و انسانی محقق معمولاً با دو یا چند متغیر سروکار داشته و درصدد بررسی روابط بین آنها می‌باشد. در این تحقیق برای بررسی روابط بین متغیرها با توجه به مقیاس آنها از آزمون‌های ضریب همبستگی اسپرمن، ضریب کای اسکویر، ضریب گاما و ضریب وی کرامر استفاده شده است.

۳-۲-۱- آزمون فرضیه‌های پژوهش

جهت تعیین رابطه بین متغیرهای تحقیق با توجه به مقیاس هر متغیر، ضریب همبستگی بین آنها و سطح معنی‌دار بودن آنها محاسبه گردید. به منظور توصیف شدت همبستگی بین متغیرها از الگوی قراردادی دیویس ۱۹۷۱ استفاده شد. براساس این الگو، ضرایب همبستگی ۰/۰۱ تا ۰/۰۹ = جزئی[1]، ۰/۱۰ تا ۰/۲۹ = ضعیف[2]، ۰/۳۰ تا ۰/۴۹ = متوسط[3]، ۰/۵۰ تا ۰/۶۹ = نسبتاً قوی[4] و ۰/۷۰ و بالاتر = خیلی قوی[5] توصیف می‌شوند.

۳-۲-۲- بررسی رابطه بین ویژگی‌های اقتصادی با مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب

بررسی نشان می‌دهد که بین سطح درآمد کشاورزان و مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح پنج درصد وجود دارد (r_s=۰/۱۱۶)؛ که این یافته مطابق با پژوهش‌های اخوان و همکاران (۱۳۹۱)، شاهرودی و چیذری (۱۳۸۶)، تاهباز صالحی (۱۳۸۵)، زارعی دستگردی و همکاران (۱۳۸۶)، عزیزی خالخیلی و زمانی (۱۳۸۸)، کیائو و همکاران[6] (۲۰۰۹)، کارلی و همکاران[7] (۲۰۰۶)، وان کوپن[8] (۲۰۰۲) و مندوزا[9] (۲۰۰۶) می‌باشد. به این ترتیب هر چه درآمد کشاورزان بیشتر باشد تمایل آنها به استفاده بهینه از آب و در نتیجه مشارکت در مدیریت منابع آب بیشتر خواهد بود؛ اما خدابخشی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه منفی و معنی‌داری را بین این دو عامل به‌دست آورده‌اند (جدول ۷).

همچنین بین میزان اراضی تحت مالکیت و مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح یک درصد وجود دارد (r_s=۰/۱۷۱)؛ که این یافته مطابق با نتایج پژوهش‌های، زارعی دستگردی و همکاران (۱۳۸۸)، عزیزی خالخیلی و زمانی (۱۳۸۸)، امینی و

1. Slight
2. Weak
3. Average
4. Relatively Strong
5. Very Strong
6. Qiao et al. (2009)
7. Karli et al. (2006)
8. Van Koppen (2002)
9. Mendoza (2006)

خیاطی (۱۳۸۵)، اخوان و همکاران (۱۳۹۱)، میرزایی و همکاران (۱۳۹۰)، کیائو و همکاران (۲۰۰۹) است (جدول ۷).

چنان‌که گفته شد، بین میزان آب‌بها پرداختی به ازای هر هکتار با مشارکت اعضای تعاونی رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح یک درصد وجود دارد (r_s=۰/۲۶۴)، در صورتی که برخی مطالعات از جمله تاهباز صالحی (۱۳۸۵)، اخوان و همکاران (۱۳۹۱) و میرزایی و همکاران (۱۳۹۰) در تحقیق خود به این نتیجه رسیده‌اند که بین میزان آب‌بها و فرایند مشارکت رابطه منفی و معنی‌داری وجود داشته است؛ اما کیائو و همکارانش (۲۰۰۹) هیچ گونه رابطه‌ای بین این دو عامل به‌دست نیاوردند (جدول ۷).

۳-۲-۳- بررسی رابطه بین ویژگی‌های سامانه تولید با مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب

با توجه به نتایج، بین میزان مصرف آب و میزان مشارکت کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران در سطح یک درصد رابطه مثبت و معنی‌داری (r_s=۰/۲۲۸) وجود دارد (جدول ۸).

نتایج حاصل در رابطه با ضریب وی کرامر که مقدار شاخص مذکور برابر ۰/۱۷۷ و سطح معنی‌داری آن نیز (sig=۰/۰۰۲)، می‌باشد؛ کمتر از ۱ درصد است بنابراین در سطح خطای ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و می‌توان نتیجه گرفت بین میزان مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران و انواع سیستم‌های آبیاری اثر متقابل وجود دارد؛ همچنین در رابطه با نتیجه مربوط به آزمون کای اسکویر همان گونه که مشاهده شد sig=۰/۰۰۲ آماره کای دو پیرسون کمتر از ۱ درصد است بنابراین H_0 در سطح یک درصد آماری رد می‌شود و دو متغیر مستقل از یکدیگر نمی‌باشند (جدول ۸).

۳-۲-۴- بررسی رابطه بین ویژگی‌های فردی با مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب

بین سن کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران و میزان مشارکت کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران رابطه منفی و معنی‌داری در سطح یک درصد وجود دارد (r_s= -۰/۱۴۵) که شاهرودی و چیذری (۱۳۸۶)، خدابخشی و همکاران (۱۳۹۰) و زارعی دستگردی و همکاران (۱۳۸۶) نیز در تحقیق خود به این نتیجه رسیده‌اند ولی میرزایی و همکاران (۱۳۹۱) و شاهرودی و چیذری (۱۳۸۷) هیچ گونه رابطه‌ای بین این دو عامل به‌دست نیاوردند (جدول ۹).

رابطه بین جنسیت و میزان مشارکت کشاورزان با توجه به ضریب وی کرامر که مقدار شاخص آن برابر ۰/۱۸۵ و سطح معنی‌داری آن ۰/۰۱ درصد است در سطح خطای ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و می‌توان نتیجه گرفت بین دو متغیر رابطه وجود دارد ولی رابطه مذکور قوی نیست و در رابطه با نتیجه مربوط به آزمون کای اسکویر همان گونه که مشاهده شد مقدار سطح معنی‌داری ۰/۰۱ بوده ، بنابراین H_0 رد می‌شود و دو متغیر مستقل از یکدیگر نمی‌باشند (جدول ۹).

با توجه به ضریب همبستگی اسپرمن (r_s =۰/۲۵۳) و سطح معناداری (ρ=۰/۰۱) رابطه مثبت و معنی‌داری بین دو متغیر سطح تحصیلات کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران و میزان مشارکت آنها تأیید می‌شود که مطابق با یافته‌های زارعی دستگردی و همکاران (۱۳۸۶)، عزیزی خالخیلی و زمانی (۱۳۸۸)، امینی و خیاطی (۱۳۸۵)،خدابخشی و همکاران (۱۳۹۰)، شاهرودی و چیذری (۱۳۸۶) و کیائو و همکاران (۲۰۰۹) می‌باشد. همچنین نتیجه به‌دست آمده در رابطه با ضریب گاما (۰/۲۷۶)، سطح معنی‌داری آن sig = ۰/۰۰ است که کوچک‌تر از یک درصد است بنابراین، در سطح خطای ۹۹ درصد معنی‌دار است (جدول ۹).

بین سابقه فعالیت کشاورزی اعضای تعاونی و میزان مشارکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد (r_s = -۰/۰۶۸)؛ میرزایی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهش خود به این نتیجه دست یافتند که بین سابقه کشاورزی با تمایل آنها به مشارکت در تشکل‌های آب‌بران رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد اما شاهرودی و چیذری (۱۳۸۶) و خدابخشی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه منفی و معنی‌داری را بین این دو عامل به‌دست آوردند (جدول ۹).

بین مدت عضویت کشاورزان عضو تعاونی آب‌بران و میزان مشارکت رابطه‌ای وجود ندارد (r_s= -۰/۰۳۳). زارعی دستگردی و همکاران (۱۳۸۶)، عزیزی خالخیلی و زمانی (۱۳۸۸)، امینی و خیاطی (۱۳۸۵)، میرزایی و همکاران (۱۳۹۱)، خدابخشی و همکاران (۱۳۹۰) و کیائو و همکاران (۲۰۰۹) رابطه بین مدت عضویت و مشارکت را مثبت و معنی‌دار به‌دست آورده‌اند (جدول ۹).

٤. پیشنهادات

در جوامع روستایی؛ نه با اعمال زور می‌توان روستاییان را وادار

به مشارکت مستمر در اداره امور عمومی روستا نمود و نه با تطمیع از طریق اعطای امتیازهای مادی. تنها راه ترغیب روستاییان به مشارکت در اداره امور روستا عبارت است از تفهیم لزوم و فایده همکاری و مشارکت در تصمیم گیری‌های روستا؛ به عبارت دیگر باید بر تغییر نگرش کشاورزان نسبت به نوآوری‌ها و طرح‌های جدید در روستا سرمایه‌گذاری‌های بلند مدت صورت گیرد تا نتایج مطلوب نیز حاصل گردد. از این رو، هدف کلی پژوهش ارزیابی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی شهرستان اسفراین بوده است. در نهایت با توجه به نتایج پژوهش، عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران در مدیریت منابع آب کشاورزی عبارتند از: عوامل اقتصادی (سطح درآمد کشاورزان، میزان اراضی تحت مالکیت و میزان آب بها)؛ ویژگی‌های فردی (سن، سطح تحصیلات و جنس)؛ همچنین میزان مصرف آب و انواع سیستم‌های آبیاری.

با توجه به نتایج پژوهش بیشترین گروه بهره‌برداران گروه میان‌سالان، با سواد بالاتر از ابتدایی، با سابقه فعالیت کشاورزی و عضویت متوسط هستند و متأسفانه قشر جوان تحصیل کرده در این تشکل‌ها بسیار کم‌رنگ بوده است؛ بنابراین پیشنهاد می‌گردد تدابیر لازم برای جذب افراد متخصص، از جمله فارغ‌التحصیلان کشاورزی در این تشکل‌ها دیده شود، در این راستا می‌توان با برنامه‌ریزی و تشویق مشارکت در بین نیروهای جوان روستا از طریق تشکل‌سازی و سازمان‌دهی آنان به عنوان چشم‌انداز آتی اقدام کرد. همچنین فرهنگ‌سازی عمیقی برای ارتقای حیطه‌های شناختی، عاطفی و روانی_حرکتی کشاورزان در زمینه مدیریت آب کشاورزی صورت گیرد تا نقطه قوتی برای تأمین پایداری مصرف بهینه آب، افزایش تولیدات و توسعه اراضی کشاورزی ، ایجاد فرصت‌های شغلی و در نتیجه کاهش فقر روستایی باشد.

از لحاظ متغیر میزان اراضی تحت مالکیت، بیشتر کشاورزان (۷۰ درصد) در گروه کمتر از ۱۰ هکتار قرار دارند. در اراضی بیش از ۱۵ هکتار تعداد کشاورزان کمتر از ۳۰ درصد جامعه آماری می‌باشد؛ که این امر بیانگر این است که بیشتر بهره‌برداران تعاونی‌ها از بهره‌برداران کوچک و متوسط بوده و بزرگ مالک در بین آنان کم است بنابراین در برنامه‌ریزی برای توسعه و جلب مشارکت کشاورزان باید مورد توجه تصمیم‌گیران در برنامه‌ها باشد و همچنین اجرای طرح‌هایی در سطح کلان (متناسب با شرایط بزرگ مالکان) از سوی آنان استقبال نخواهد شد و احتمال شکست طرح پیش‌بینی می‌شود؛ لذا ضروری است کلیه طرح‌های پیشنهادی با در نظر گرفتن خرده مالکی بهره‌برداران باشد.

در پژوهش حاضر اولویت‌بندی گویه‌های مربوط به تمایل کشاورزان به مشارکت در تعاونی آب‌بران برای مدیریت منابع آب نشان داد، تحویل به موقع آب‌بها در اولویت اول و همکاری با سایر کشاورزان در بهره‌برداری از منابع آب در اولویت دوم قرار دارد؛ در صورتی که به کارگیری و اجرای سیستم‌های نوین آبیاری و شرکت در کلاس‌های ترویجی در اولویت آخر قرار گرفته است که این امر نشان دهنده عدم آشنایی و اعتماد به روش‌های نوین آبیاری و همچنین پایین بودن سطح سواد کشاورزان برای شرکت در کلاس‌های ترویجی در رابطه با روش‌های نوین آبیاری و مدیریت منابع آب می‌باشد.

در اولویت‌بندی مراحل مشارکت که براساس ضریب تغییرات صورت گرفته است، در قسمت مشارکت در برنامه‌ریزی میزان تمایل به حضور در جلسات تعاونی آب‌بران در اولویت اول قرار دارد، لذا دولتمردان می‌توانند از کلیه ذی‌نفعان مشاوره بگیرند و گفتگو و بحث‌های مداوم با کشاورزان داشته باشند تا اینکه برنامه‌ها نیاز محور باشد و در مرحله مشارکت در اجرا اولویت اول مربوط به میزان تمایل به همکاری در ساخت کانال‌ها همراه با کشاورزان دیگر به عنوان نیروی کار و میزان تمایل جهت در اختیار قرار دادن قسمتی از زمین زراعی به منظور احداث کانال‌ها، جاده و زهکشی و غیره در اولویت آخر قرار گرفت، علت این امر عدم پرداخت بهای زمین به وسیله دولت به کشاورزان بود لذا پیشنهاد می‌گردد که بخش دولتی مسئولیت‌های خود را به طور مطلوب انجام دهد تا اینکه اطمینان روستاییان به منظور مشارکت در طرح‌های روستایی جلب گردد.

با توجه به اینکه بین عوامل اقتصادی مورد مطالعه و میزان مشارکت اعضای تعاونی‌های آب‌بران رابطه مثبت معنی داری وجود داشته، پیشنهاد می‌گردد که با دادن تسهیلات ارزان قیمت، وام و کمک‌های دولتی به جهت استفاده از فن آوری‌های نوین کشاورزی توسط کشاورزان خرده مالک، هزینه تولید کاهش یابد تا به افزایش عملکرد در واحد سطح و افزایش درآمد منجر گردد، چرا که با کاهش درآمد زراعی، کشاورزان به سوی فعالیت‌های غیرزراعی برای کسب درآمد بیشتر می‌روند و نهایتاً کاهش بازده تولید و عدم تمایل به فعالیت‌های مشارکتی را شاهد خواهیم بود.

با توجه به نتایج، بین سطح تحصیلات و میزان مشارکت رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد؛ لذا پیشنهاد می‌گردد که

مسئولان شهرستان با برگزاری کلاس‌های ترویجی و آموزشی، فیلم‌های آموزشی، بالابردن سطح آگاهی و دانش آنها در رابطه با مزایای مشارکت، زمینه همکاری و همیاری کشاورزان را در رابطه با مدیریت منابع آب فراهم کنند.

با توجه با نتایج پژوهش بین میزان آب بهای پرداختی و مشارکت اعضای تعاونی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، بنابراین پیشنهاد می‌شود، میزان حق آبه براساس محصولات فعلی کشاورزان با توجه به اقلیم و شرایط کشت منطقه اصلاح گردد، همچنین بازنگری نظام قیمت گذاری با توجه به مشکلات منطقه ای به روز گردد.

از آنجایی که بین میزان مصرف آب و مشارکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد، لذا پیشنهاد می‌گردد اصلاح نظام کنونی قیمت‌گذاری آب با توجه به میزان مصرف آب کشاورزان منطقه باشد.

با توجه به نتایج، بین میزان مشارکت اعضای تعاونی آب‌بران و انواع سیستم‌های آبیاری اثر متقابل وجود دارد؛ در نتیجه وجود متخصصین و کارشناسان ماهر در زمینه شیوه‌های نوین آبیاری، فراهم کردن امکانات لازم برای آشنایی با روش‌های نوین آبیاری، معرفی کشاورزان پیشرو به عنوان الگو و اعطای تسهیلات با بهره کم در جهت تبدیل آبیاری سنتی به آبیاری تحت فشار پیشنهاد می‌گردد.

در یک نگاه کلی می‌توان گفت در فرایند انتقال مدیریت آبیاری به تشکل‌های آب‌بران و مطابق آنچه روی داده، صرفاً به کارگیری و مشارکت کشاورزان مورد توجه سازمان‌های ذی‌ربط بوده است، به گونه‌ای که پس از واگذاری مدیریت شبکه‌ها، حمایت‌های لازم صورت نگرفته و یا قطع شده است. گویی فقط هدف جلب مشارکت بهره‌برداران بوده است. این در حالی است که در کشورهای موفق قبل از واگذاری انتقال مدیریت آب، ابتدا به ایجاد فضای مناسب برای انتقال، مانند تعریف دوباره اصول و موازین سازمانی، ایجاد یک چارچوب قانونی مناسب برای انتقال، تشریح مراحل و اولویت‌بندی برای اجرای آن پرداخته‌اند. همچنین در زمینه موارد نامبرده آموزش‌های لازم به صورت اصولی صورت گرفته است و پس از واگذاری مدیریت آب، دولت حمایت‌های لازم را به لحاظ قانونی، آموزشی، فنی، مالی و مدیریتی از تشکل‌های موجود به عمل آورده است تا بتواند زمینه را جهت دستیابی به هدف اصلی که همانا دستیابی به توسعه و ارتقا بهره‌وری آب در بخش کشاورزی است، فراهم آورد. به عبارت دیگر در تجارب موفق جهانی، دست اندرکاران انتقال مدیریت آبیاری، مشارکت بخش مردمی را وسیله‌ای برای تأمین هدف اصلی که در حقیقت توسعه کشاورزی و به دنبال آن توسعه روستایی و نهایتاً توسعه ملی است تلقی کرده‌اند.

منابع

احسانی، مهرزاد و خالدی، هومن (۱۳۸۲). "شناخت و ارتقای بهره‌وری آب کشاورزی به منظور تأمین امنیت آبی و غذایی کشور"، *مجموعه مقالات یازدهمین همایش کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران*، ۶۷۴-۶۵۷.

اخوان، فرزانه؛ حسینی، سید محمود و چیذری، محمد (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت اعضای تعاونی آب بران در مدیریت منابع آب کشاورزی استان قزوین". *فصلنامه تعاون و کشاورزی*، شماره ۱۱، ۱۳۲-۱۱۷.

افشار، نسرین و زرافشانی، کیومرث (۱۳۸۹). "تحلیل تمایل به مشارکت در مدیریت آبیاری مطالعه موردی: تعاونی‌های آب‌بران سفیدبرگ و سراب پس استان کرمانشاه". *علوم ترویج و آموزش کشاورزی*، جلد ۶، شماره ۲، ۱۱۴-۹۹.

امینی امیرمظفر و خیاطی، مهدی (۱۳۸۵). "عوامل مؤثر بر عدم موفقیت طرح تشکیل تعاونی‌های آب‌بران (استفاده از رگرسیون فازی)". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۴، شماره ۵۳، ۹۱-۶۹.

پورزند، اسماعیل (۱۳۸۲). "بهبود مدیریت آب اولین گام برای دستیابی به امنیت غذایی". *مجموعه مقالات یازدهمین همایش کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران*، تهران، ۴۶۸-۴۵۵.

تاهباز صالحی، نیلوفر (۱۳۸۵). "بررسی عملکرد تعاونی آب‌بران: مطالعه موردی شبکه آبیاری و زهکشی تجن واحد عمرانی شماره ۴". *پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت کشاورزی*، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه پردیس کشاورزی و منابع طبیعی تهران.

تقی‌پور، میلاد؛ عباسی، عنایت؛ چیذری، محمد و حیدری، علی قلی (۱۳۹۲). "تحلیل نگرش کشاورزان شهرستان گچساران نسبت به تشکل‌های آب‌بران". *فصلنامه تعاون و کشاورزی*، سال ۲، شماره ۶، ۲۲-۱.

حیدریان، سید احمد (۱۳۸۲). "انتقال مدیریت؛ روش‌ها، موانع و

راهکارها"، سومین کارگاه فنی مشارکت آب‌بران در مدیریت شبکه‌های آبیاری". *کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران*، تهران، ۸۱-۲۵.

خدابخشی، آزاده؛ قاسمی، جواد؛ سیلان، کمال سادات. و قلی‌فر، احسان (۱۳۹۰). "عوامل مؤثر بر نگرش کشاورزان نسبت به مشارکت در تشکل‌های آب‌بران (مطالعه موردی: بخش مرکزی شهرستان زنجان)". *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، شماره ۳، ۴۶۶-۴۵۳.

دلاور، علی (۱۳۸۵). "روش‌های تحقیق در روانشناسی و علوم تربیتی". تهران: ویراست چهارم، چاپ بیستم، انتشارات دانشگاه پیام نور.

زارعی دستگردی، زهرا، ایروانی، هوشنگ؛ شعبانعلی فمی، حسین و مختاری حصاری، آرزو (۱۳۸۸). "تحلیل زمینه‌های مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه آب‌رسانی بخش جرقویه شهرستان اصفهان". *فصلنامه روستا و توسعه*، سال ۱۲، شماره ۳، ۹۲-۷۳.

زارعی دستگردی، زهرا؛ ایروانی، هوشنگ؛ شعبانعلی فمی، حسین و مختاری حصاری، آرزو (۱۳۸۶). "تحلیل سازوکارهای بهبود مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه آب‌رسانی بخش جرقویه شهرستان اصفهان". *علوم ترویج و آموزش کشاورزی*، جلد ۳، شماره ۲، ۵۵-۴۵.

زیبایی، منصور (۱۳۸۲). "تعیین بازده سرمایه‌گذاری در زمینه نصب سیستم های آبیاری تحت فشار در استان فارس". *مجموعه مقالات همایش تأمین مالی کشاورزی، تجربه‌ها و درس‌ها، دانشگاه تربیت مدرس*، پژوهشکده اقتصاد، ۱۷۱-۱۴۹.

سجاسی قیداری، حمداله؛ مهدوی‌فر، غلامرضا و رجبی جنبه‌دراز، سمیه (۱۳۹۳). "اولویت بندی تشکل‌های آب‌بران در مناطق روستایی، مطالعه موردی: روستاهای دهستان سلامی شهرستان خواف". *فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی*، جلد ۱، شماره ۱، ۶۹-۵۷.

شاهرودی، علی اصغر و چیذری، محمد (۱۳۸۵). "تعاونی آب‌بران؛ راهکاری در تحقق پایداری مدیریت مصرف بهینه آب کشاورزی". *مجله جهاد*، شماره ۲۴۷، ۱۰۹-۹۲.

شاهرودی، علی اصغر و چیذری، محمد (۱۳۸۶). "عوامل تأثیرگذار بر نگرش کشاورزان نسبت به مشارکت در تعاونی‌های آب‌بران (مطالعه موردی در استان خراسان رضوی)". *مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی*، دوره ۱۱، شماره ۴۲، ۳۱۲-۲۶۹.

شاهرودی، علی اصغر و چیذری، محمد (۱۳۸۷). "تحلیل حیطه‌های رفتاری کشاورزان استان خراسان رضوی در زمینه مدیریت بهینه آب کشاورزی، مقایسه مشارکت کنندگان و غیر مشارکت کنندگان در تعاونی آب‌بران". *علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران*، شماره ۴، ۹۸-۸۱.

شاهرودی، علی اصغر و چیذری، محمد (۱۳۸۷). "عوامل تأثیرگذار بر مشارکت کشاورزان در مدیریت شبکه‌های آبیاری استان خراسان جنوبی". *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، دوره ۲۹، شماره ۱، ۷۵-۶۳.

شهبازی، اسماعیل (۱۳۸۱). "تشکل‌های بومی روستایی، نقش‌ها و کارکردهای دیروز و مسائل و مشکلات امروز". *ماهنامه جهاد*، سال ۲۲، شماره ۲۵۱-۲۵۰، ۴۶-۴۰.

عزیزی خالخیلی، طاهر و زمانی، غلامحسین (۱۳۸۸). "سازه‌های مؤثر بر مشارکت کشاورزان در مدیریت آبیاری *کاربرد تحلیل مسیر*". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره۲۴، شماره ۱، ۹۰-۸۳.

محمدی نیک پور، محمدعلی. (۱۳۸۵). "آب، محور توسعه تولیدات زراعی در استان خراسان رضوی". *خبر نامه جهاد کشاورزی خراسان رضوی*، سال چهارم، شماره ۲۳، ۴۸-۱.

میرزایی، آرزو؛ میردامادی، سیدمهدی و حسینی، سیدمحمود (۱۳۸۹). "تعاونی آب‌بران، رویکرد نوین در مدیریت مشارکتی آبیاری". *فصلنامه نظام مهندسی کشاورزی و منابع طبیعی*، جلد ۷، شماره ۲۷، ۲۱-۱۸.

میرزایی، آرزو؛ میردامادی، سید مهدی، حسینی، سید محمود و سجادی، اشرف (۱۳۹۰). "تأثیر ابزارهای ترویجی و منابع اطلاعاتی بر مشارکت کشاورزان گلستان در تعاونی‌های آب‌بران". *تعاون*، سال ۲۳، شماره ۵، ۱۴۳-۱۲۸.

میرزایی، آرزو؛ میردامادی، سیدمهدی و حسینی، سیدمحمود (۱۳۸۹). "سازه‌های مختلف تأثیرگذار بر تمایل کشاورزان استان گلستان به مشارکت در تشکل‌های آب‌بران"، *فصلنامه روستا و توسعه*، سال ۱۵، شماره ۱، ۱۵۱-۱۳۵.

Aydogdu, M. H. (2015). "Evaluation of the Managers' Views to Water User Association in GAP_Harran Plain, Turkey", *basic research journal*, 4(2), 64-70.

Davis, J. A. (1971). "Elementary Survey Analysis" Englewood Cliffs, NJ Prentice-Hall.

Deshpande, p. & Ambedkar, B. N. (2005). "Participatory Water Management: A New Paradigm". *Network of Asia-Pacific Schools and lnstitutes of Public Administration and Governance (NAPSIPAG) Annul Conference*, Beijing, PRC.

Hassabou, A. & El-Gafy, L. (2007). "Assessment Indicators for Water Users Associations in Egypt". *Official Publication of The European Water Association* (EWA), 1-12.

Howarth, S. E. & Lal, N. K. (2002). "Irrigation and Participation: Rehabilitation of the Rajapur Project in Nepal". *Irrigation and Drainage Systems*, 16, 111-138.

Karli, B., Bilgic, A. & Celik, Y. (2006). "Factor Affecting Farmers' Decision to Enter Agricultural Cooperatives Using Random Utility Model in The South Eastern Anatolian Region of Turkey". *Journal of Agriculture & Rural Development in the Tropics and Subtropics,* 107, 115–127.

Khannal, P. R. (2003), "Participation and Governance in Local Water Management", *Irrigation and Water Engineering Group, University of Wageningen*, the Netherlands, 1-9.

Mendoza, C. C. (2006). "Factors Influencing Participation in Environmental Stewardship Programs: A Case Study of The Agricultural and Forestry Sectors in Louisiana". Ph.D. dissertation, Louisiana State University and Agricultural & Mechanical College, United States Louisiana. Retrieved August 5, 2007, from ProQuest Digital Dissertations database. (Publication No. AAT 3244976).

Qiao, G., Zhao, L. & Klein, K. (2009). "Water User Association in Inner Mongolia Factors that inFluence Farmers to joins" *Agricultural Water Management*. 96(5), 822-830.

Sserun Kuuma, D., Ochom, N. & Ainembabazi, H. (2004). "Collective Action in Canal Irrigation Systems Management: The Case of Doho Rice Scheme in Uganda". IFPRI Eastern Africa Food Policy. Netwal K. Report 9, Kampala, Uganda: IFPRI. 1-22, Availableaty: http://www.ifpri.org/2020/nw/nwpapers/dohabr200306.pdf

Suarez Bosa, S. (2015). "Water Institutions and Management in Cape Verde". *Water*, 7, 2641-2655.

Van Koppen, B. R. (2002). "Parthasarathy and C.Safilion. Poverty dimensions of irrigation management transfer in large scale irrigation in Andhra Pradesh and Gujarat, India". *Internanational Water Management*, 27(11), 815-823.

پیوست‌ها:

جدول ۱. توزیع فراوانی کشاورزان مورد مطالعه بر حسب ویژگی‌های فردی

متغیر	بیشترین فراوانی	گروه	میانگین
سن	۳۶/۱	۴۵–۵۵	۵۳
جنسیت	۹۹/۴	مرد	
سطح تحصیلات	۲۱/۲	بی‌سواد	
سابقه فعالیت کشاورزی	۳۴/۸	۱۰–۲۰	
	۳۴/۸	۲۰–۳۰	
سابقه عضویت در تعاونی	۵۷/۳	۵–۸	۶/۸
شغل اصلی	۹۳/۹	زراعت	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. توزیع فراروانی پاسخگویان بر حسب میزان مشارکت در مدیریت منابع آب

مشارکت کشاورزان	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
ضعیف	۵۰	۱۵/۲	۱۵/۲
متوسط	۱۳۴	۴۰/۶	۵۵/۸
خوب	۹۶	۲۹/۱	۸۴/۸
عالی	۵۰	۱۵/۲	۱۰۰
جمع	۳۳۰	۱۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. اولویت‌دهی تمایل کشاورزان به مشارکت در تعاونی آب‌بران برای مدیریت آب

اولویت‌ها	میانگین امتیاز	انحراف معیار
تحویل به موقع آب‌بها	۴/۶۳	۰/۶۲
همکاری با سایر کشاورزان در بهره‌برداری از منابع آب	۴/۱۵	۰/۷۶
مشارکت در نگهداری و تعمیر کانال‌ها	۴/۱۳	۰/۸۱
پذیرش مسئولیت بخشی از فعالیت‌ها مربوط به کشاورزی	۳/۷۱	۰/۷۲
به کارگیری و اجرای سیستم‌های نوین آبیاری	۳/۲۸	۰/۸۴
تمایل به کسب اطلاعات در خصوص روش‌های تولیدی جدید	۳/۲۰	۰/۶۵
تبادل اطلاعات در مورد روش‌های جدید تولید با سایر کشاورزان	۳/۱۱	۰/۶۵
مشارکت در تهیه و نصب دستگاه‌های اندازه‌گیری آب	۲/۸۸	۰/۶۸
شرکت در کلاس‌های ترویجی	۲/۶۵	۰/۷۹

طیف لیکرت: ۱= خیلی کم، ۲= کم، ۳= متوسط، ۴= زیاد، ۵= خیلی زیاد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. اولویت‌بندی مشارکت کشاورزان در مرحله برنامه‌ریزی

اولویت‌ها	میانگین امتیاز	انحراف معیار
میزان تمایل به حضور در جلسات تعاونی آب‌بران	۳/۸۲	۰/۷۵
میزان تمایل به بیان نیازها و خواسته‌ها، عقاید و نظرها در جلسات تعاونی آب بران	۳/۷۲	۰/۷۶
میزان تمایل جهت در اختیار قرار دادن اطلاعات محلی و بومی به مأموران دولت	۳/۶۶	۰/۷۹
میزان تمایل به همکاری با مأموران دولت در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تعاونی آب‌بران	۳/۴۲	۰/۷۰
میزان تمایل به تبادل نظر با سایر کشاورزان در جلسات تعاونی آب بران	۳/۴۰	۰/۷۵

طیف لیکرت: ۱= خیلی کم، ۲= کم، ۳= متوسط، ۴= زیاد، ۵= خیلی زیاد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. اولویت‌بندی مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در مرحله اجرا

اولویت‌ها	میانگین امتیاز	انحراف معیار
میزان تمایل به همکاری در ساخت کانال‌ها همراه با کشاورزان دیگر به عنوان نیروی کار	۴/۰۴	۰/۶۹
میزان تمایل جهت در اختیار قرار دادن ادوات و ماشین آلات به منظور ساخت کانال‌ها و سازه‌های آبیاری	۳/۴۳	۰/۸۰
میزان تمایل جهت در اختیار قرار دادن قسمتی از زمین زراعی به منظور احداث کانال‌ها، جاده و زهکشی‌ها	۳/۲۱	۰/۸۴
میزان تمایل جهت کمک مالی به ساخت کانال‌ها و سازه‌های آبیاری	۲/۵۴	۰/۹۲

طیف لیکرت: ۱= خیلی کم، ۲= کم، ۳= متوسط، ۴= زیاد، ۵= خیلی زیاد

مأخذ: یافته‌های پژوش

جدول ۶. اولویت‌بندی مشارکت کشاورزان در تعاونی آب‌بران در مرحله حفظ و نگهداری

اولویت‌ها	میانگین امتیاز	انحراف معیار
میزان تمایل به لایروبی کانال‌ها همراه با سایر کشاورزان	۴/۳۰	۰/۸۲
میزان تمایل به منظور مشورت با کارشناسان و مأموران دولت جهت چگونگی حفـظ و نگهـداری کانال‌ها	۳/۵۰	۰/۷۲
میزان تمایل به کمک مالی جهت تعمیر و نگهداری کانال‌ها	۲/۷۰	۰/۸۴

طیف لیکرت: ۱= خیلی کم، ۲= کم، ۳= متوسط، ۴= زیاد، ۵= خیلی زیاد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷: متغیرها، ضرایب همبستگی و سطوح معنی‌داری در نمونه آماری کشاورزان

متغیر	نوع ضریب همبستگی	مقدار ضریب	سطح معنی‌داری
سطح درآمد کشاورزان	اسپرمن	۰/۱۱۶**	۰/۰۳۶
میزان اراضی تحت مالکیت	اسپرمن	۰/۱۷۱*	۰/۰۰۲
میزان آب‌بها	اسپرمن	۰/۲۶۴*	۰/۰۰۰

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸. متغیرها، ضرایب همبستگی و سطوح معنی‌داری در نمونه آماری کشاورزان

متغیر	نوع ضریب همبستگی	مقدار ضریب	سطح معنی‌داری
میزان مصرف آب	اسپرمن	۰/۲۲۸*	۰/۰۰۰
انواع سیستم‌های آبیاری	وی کرامر	۰/۱۷۷*	۰/۰۰۲
	کای اسکویر	۳۱/۱*	۰/۰۰۲

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. متغیرها، ضرایب همبستگی و سطوح معنی‌داری در نمونه آماری کشاورزان

متغیر	نوع ضریب همبستگی	مقدار ضریب	سطح معنی‌داری
سن	اسپرمن	-۰/۱۴۵*	۰/۰۰۹
جنس	وی کرامر،	۰/۱۸۵*	۰/۰۱۰
	کای اسکویر	۱۱/۲۶۸*	۰/۰۱۰
سطح تحصیلات	اسپرمن	۰/۲۵۳*	۰/۰۰۰
	گاما	۰/۲۷۶*	۰/۰۰
سابقه فعالیت کشاورزی	اسپرمن	-۰/۰۶۸	۰/۲۲۱
مدت عضویت کشاورزان	اسپرمن	-۰/۰۳۳	۰/۵۵۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد

دانشگاه پیام نور
فصلنامه علمی–پژوهشی
پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی–پژوهشی *«پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی»*، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام و نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کدپستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

اشتراک از شماره: .....

تعداد: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

The Impact of Monetary Policy on Private Sector Investment in Agricultural Subsectors of Iran 13
Zeinab Shabani Koshalshahi, Amir Mansour Tehranchian, Seyed Mojtaba Mojaverian

Economic Analysis of the Climate Change Impacts on Products Yield, Cropping Pattern and Farmer's Gross Margin (Case Study: Qazvin Plain) 25
Abolfazl Mahmoodi, Aboozar Parhizkari

Modelling the Spillover of Oil Shocks on Crops Market: The Case of Soybean and Wheat 41
Saeed Shavvalpour , Armin Jabbarzadeh , Hossein Khanjarpanah

Impact of ICT on Rural Household's Income Gap in Iran.....57
Hamid Sepehrdoust, Saber Zamani Shabkhaneh

The Estimation of Main Energy Carriers Demand Functions at Agriculture Sector in Ilam Province: Almost Ideal Demanding System Approach.....71
Heshmatollah Asgari, Roohollah Noor Mohammadi

Analysis of Cost Efficiency Convergence in Wheat Cultivation in Iran.....79
Ebrahim Moradi, Mosayeb Pahlavani, Ahmad Akbari

Evaluating Effective Factors on Participation of Water User Associations Members in Management of Agricultural Water Resources.....91
Zahra Hosseinpur, Mohammad Hossein Menhaj, Mohammad Kavoosi-Kalashami

Advisory Editorial Board:

Ebrahimi, M.S.	Palouch, M.	Saadi, H.A.	Karbassi, A.R.
Ebrahimi, M.	Pahlevani, M.	Shirani Bidabadi, F.	Karim, M.H.
Arsalanbod, M.R.	Tahami pour, M.	Shaaban Zadeh, M.	Kohansal, M.R.
Eslami, M.R.	Hassan Shahi, M.	Shoukat Fadaei, M.	Gilanpour, O.
Esmaili, A.K.	Joulayi, R.	Ziyaei, S.	Mohammadi, H.
Allahyari, M.S.	Dizaji, M.	Tehranchiyan, A.M.	Moradi, E.
Omidi Najafabadi, M.	Rafiei, H.	Aadeli, O.A.	Motamed, M.K.
Amini, A.M.	Zare Mehrjerdi, M.R.	Asgari, H. A.	Moghadassi, R.
Ansari, M.R.	Yazdani, S.	Faraj Zadeh, Z.	Menhaj, M. H.
Balali, M.R.	Salem, J.	Ghorbani, M.	Movahedi, R.
Pakravan, M.R.		Kavoussi Kelashemi, M.	Youssefi, A.

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics

Payame Noor University

Director: Abolfazl Mahmoodi
Chief Editor: Hadi Ghaffari
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
2	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
3	Mohsen Shoukat Fadaei	Associate Professor	Payame Noor University
4	Mahmoud Sabouhi Sabouni	Associate Professor	Ferdowsi University
5	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Ghorbani	Professor	Ferdowsi University
8	Mohammad Hossein Karim	Associate Professor	Kharazmi University
9	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology
10	Saeid Yazdani	Professor	Tehran University

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Growth and Development of Rural & Agricultural Economics,
P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: gdrae@pnu.ac.ir
Web: gdrae.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

Growth and Development of Rural & Agricultural Economics

Special Issue of

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research

Payame Noor University

Vol. 1, No. 2, March 2016