



عنوان مقالات

- ۲۸۷ آثار افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و فقر خانوارهای شهری ایران
جلیل خداپرست شیرازی - نیلوفر اشک تراب - زهرا نعمت‌الهی
- ۲۹۹ مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی
(مطالعه موردی: کشاورزان ذرت کار دشت مغان)
مجتبی سوختانلو
- ۳۱۳ بررسی انتقال قیمت با استفاده از الگوی سنتی و نوین در بازار شیر ایران
یوسف رستمی - سید صفدر حسینی - رضا مقدسی
- ۳۲۵ قابلیت‌های فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات در اقتصاد روستایی: مورد مطالعه تعاونی‌های روستایی شهرستان گرمسار ...
رویا محمدی - فرهاد لشگرآرا - مریم امیدی نجف آبادی
- ۳۳۳ اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی ایران (رهیافت الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا)
سید مرتضی غفاری اسمعیلی - احمد اکبری - فاطمه کشیری کلایی
- ۳۴۳ اثر مخارج دولت بر رشد و همگرایی بخش کشاورزی (رهیافت پانل دیتا)
علیرضا چوبدار - محمد آقاپور صباغی
- ۳۵۵ بررسی رابطه تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی و توزیع درآمد شهری و روستایی در بین استان‌های ایران
سیاوش جانی

Contents

- The Effects of Increasing Food Commodities Prices on the Welfare and Poverty of Iranian Urban Households 43
J. Khodaparast Shirazi- N. Ashktorab- Z. Nematollahi
- Components Affecting Production Risk Management on Agricultural Crops Insurance Adoption (Case Study: Maize Farmers of Moghan Plain) 45
M. Sookhtanlou
- Price Transmission Analysis Using Modern and Traditional Models in Iran Fluid Milk Market 47
Y. Rostami- S.S. Hosseini- R. Moghaddasi
- Designing a Model for Using Information and Communication Technologies in the Rural Economy 49
R. Mohammadi- F. Lashgarara- M. Omid Najafabadi
- The Impact of Climate Change on Economic Growth of Agricultural Sector in Iran (Dynamic Computable General Equilibrium Model Approach) 51
S.M. Ghaffari Esmaceli- A. Akbari- F. Kashiri Kolaei
- The Effect of Government Expenditure on the Growth and Convergence of the Agricultural Sector (Panal Data Approach) 53
A. Choobdar- M. Aghapour Sabbaghi
- Analyzing the Relationship between Resource Allocation among Economic Sectors and the Urban and Rural Income Distribution in Iran 55
S. Jani

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی

(علوم و صنایع کشاورزی)

با شماره پروانه 21/2015 و درجه علمی - پژوهشی شماره 26524 از وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
68/4/11 73/10/19
جلد 32 شماره 4 زمستان 1397

صاحب امتیاز:	دانشگاه فردوسی مشهد
مدیر مسئول:	رضا ولی زاده
سر دبیر:	ناصر شاهنوشی
اعضای هیئت تحریریه:	
	اکبری، احمد
	بخشوده، محمد
	دانشور کاخکی، محمود
	رستگاری، شیدا
	زیبایی، منصور
	سلامی، حبیب اله
	سقاییان نژاد، سید حسین
	شاهنوشی، ناصر
	صبوحی صابونی، محمود
	صدر، سید کاظم
	قربانی، محمد
	کرباسی، علیرضا
	مهدوی عادل، محمد حسین
	نجفی، بهاء الدین
	همایونی فر، مسعود
ناشر:	انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد
	استاد - تغذیه نشخوارکنندگان (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه سیستان و بلوچستان)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - دانشگاه ایالتی اوکلاهما، آمریکا
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه تهران)
	دانشیار - دانشکده کشاورزی، دانشگاه کنتاکی، آمریکا
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شهید بهشتی تهران)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد (دانشگاه فردوسی مشهد)
	استاد - اقتصاد کشاورزی (دانشگاه شیراز)
	دانشیار - اقتصاد (دانشگاه فردوسی مشهد)
	چاپ: چاپخانه دانشگاه فردوسی مشهد

نشانی: مشهد - کد پستی 91775 صندوق پستی 1163

دانشکده کشاورزی - دبیرخانه نشریات علمی - نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی نمابر: 8787430

این نشریه در پایگاههای زیر نمایه شده است: پایگاه استنادی علوم ایران (ISC) پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)

بانک اطلاعات نشریات کشور (MAGIRAN)

پست الکترونیکی: Jead2@um.ac.ir

این نشریه در سایت Jead <http://jm.um.ac.ir/index.php/> به صورت مقاله کامل نمایه شده است.

این نشریه به صورت فصلنامه (4 شماره در سال) چاپ و منتشر می شود.



مندرجات

- ۲۸۷ آثار افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و فقر خانوارهای شهری ایران
جلیل خداپرست شیرازی - نیلوفر اشک تراب - زهرا نعمت‌الهی
- ۲۹۹ مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی
(مطالعه موردی: کشاورزان ذرت کار دشت مغان)
مجتبی سوختانلو
- ۳۱۳ بررسی انتقال قیمت با استفاده از الگوی سنتی و نوین در بازار شیر ایران
یوسف رستمی - سید صفدر حسینی - رضا مقدسی
- ۳۲۵ قابلیت‌های فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات در اقتصاد روستایی: مورد مطالعه تعاونی‌های روستایی شهرستان گرمسار
رویا محمدی - فرهاد لشگرآرا - مریم امیدی نجف آبادی
- ۳۳۳ اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی ایران (دهیافت الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا)
سید مرتضی غفاری اسمعیلی - احمد اکبری - فاطمه کشیری کلایی
- ۳۴۳ اثر مخارج دولت بر رشد و همگرایی بخش کشاورزی (دهیافت پانل دیتا)
علیرضا چوبدار - محمد آقاپور صباغی
- ۳۵۵ بررسی رابطه تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی و توزیع درآمد شهری و روستایی در بین استان‌های ایران
سیاوش جانی



آثار افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و فقر خانوارهای شهری ایران

جلیل خداپرست شیرازی^{۱*} - نیلوفر اشک تراب^۲ - زهرا نعمت‌الهی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۲۵

چکیده

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه خانوارهای شهری است. به منظور بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و برآورد کشش‌های قیمتی کالاهای مورد مطالعه از رهیافت دیتون استفاده شده است. براساس این رهیافت واکنش مصرف‌کنندگان نسبت به افزایش قیمت کالاهای خوراکی مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از اطلاعات مربوط به هزینه و درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۳ استفاده شده است. داده‌های این بررسی نیز شامل مخارج و مقادیر مصرف کالاهای خوراکی و همچنین ویژگی‌های جمعیتی اندازه خانوار و میزان تحصیلات سرپرست خانوار است. پس از تخمین تابع تقاضای کالاهای خوراکی خانوار با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم (QAIDS)، کشش قیمتی و درآمدی محاسبه شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، در نتیجه‌ی اعمال سه سناریوی افزایش قیمت، با ۱۵ درصد افزایش قیمت‌ها، ۱۴۴ خانوار (۱/۹۸ درصد) به خانواده‌های فقیر و زیر خط فقر اضافه شده‌اند. با افزایش ۲۵ درصدی قیمت‌ها، ۲۵۳ خانوار (۳/۵ درصد) و با افزایش ۵۰ درصدی قیمت‌ها ۵۰۳ خانوار (۶/۹۳ درصد) به زیر خط فقر منتقل شدند. بنابراین با توجه به اینکه خوراکی‌ها، سهم بالایی از سبد مصرفی خانوارهای شهری را به خود اختصاص داده است، می‌بایستی جهت حفظ سطح رفاه خانوارها، حمایت‌های مالی لازم انجام شده و معادل تغییرات جبرانی محاسبه شده جهت حفظ مطلوبیت خانوارها، پرداخت گردد.

واژه‌های کلیدی: آثار رفاهی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم، کالاهای اساسی، فقر
طبقه‌بندی JEL: D12, D60, I31.

مقدمه

تأمین رفاه اجتماعی و ارتقای کیفیت زندگی از جمله مهمترین اهداف هر نظام اقتصادی است و فراهم نمودن شرایط مناسب برای زندگی تمامی اقشار جامعه وظیفه اصلی کارگزاران و مسئولان اقتصادی کشور تلقی می‌شود. از این رو است که تغییر در رفاه اجتماعی یا همزمان با آن تغییر در فقر، از جمله زمینه‌های ارزیابی نظام‌های اقتصادی به شمار می‌آید (۲۰). یکی از مهم‌ترین عواملی که به عنوان مکانیزم انتقال سیاست‌های دولت بر رفاه اقتصادی عمل می‌کند، تغییرات قیمت می‌باشد. با تغییر سیاست‌های دولت، ترجیحات

مصرف‌کنندگان و قیمت‌های نسبی کالاها تغییر کرده و تخصیص منابع متحول می‌شود. دولت‌ها همواره در اعمال سیاست‌گذاری‌ها باید به این امر توجه کنند که این سیاست‌گذاری‌ها و تعدیلات قیمت چگونه بر رفاه افراد تأثیر می‌گذارند (۹). یکی دیگر از مباحثی مهم و مورد توجه در اقتصاد رفاه، اثرات تغییرات قیمت بر میزان فقر در جامعه است. فقر یک پدیده چند بعدی بوده و همین ویژگی موجب می‌شود که شناخت آن دشوار باشد. به طور کلی خانوارهای فقیر، از گروه‌های آسیب‌پذیر در مقابل افزایش قیمت مواد غذایی می‌باشند. برای فقر نیز مانند هر مقوله دیگر، تعریف‌های متعددی وجود دارد که در همه آنها بر نوعی محرومیت از امکانات متعارف زندگی تأکید شده است (۲۸ و ۲۶). فقر عبارت از ناتوانی انسان در فراهم کردن نیازهای بنیادی خود جهت رسیدن به یک زندگی آبرومندانه است. فقر را می‌توان از دو دیدگاه مطلق و نسبی مورد ارزیابی قرار داد. منظور از فقر مطلق این است که خانوارها آنقدر درآمد ندارند که بتوانند حداقل نیازهای تغذیه‌ای را بر حسب ارزان‌ترین انواع مواد انرژی‌زا تأمین نمایند. فقر نسبی در مواردی مصداق دارد که سطح زندگی فرد در مقایسه با متوسط شرایط درآمدی جامعه از وضعیت مناسبی برخوردار

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران

(*) نویسنده مسئول: (Email: jkshirazi@iaushiraz.ac.ir)

۲- بورسیه‌ی هیئت علمی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، اهواز، ایران

۳- دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

نباشد. این نوع تعریف از فقر، کاملاً در ارتباط با جامعه و نسبت به جامعه است. فقر نسبی به عنوان ناتوانی از احراز سطح معیشت خاصی که در جامعه فعلی، یک فرد لازم یا مطلوب خود تشخیص می‌دهد، تعریف شده است (۲۶).

بطور مشخص، افزایش قیمت موجب کاهش رفاه اقتصادی خانوارها می‌شود که این امر در مورد کالاهای اساسی همانند خوراکی‌ها نمود بیشتری پیدا می‌کند. لذا لازم است آثار این تغییرات قیمت بر رفاه اقتصادی مورد سنجش قرار گیرد. در این راستا محاسبه تغییرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در مطالعه قهرمان‌زاده و همکاران (۱۱) مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن است که، افزایش قیمت مواد غذایی رفاه همه خانوارهای شهری ایرانی را کاهش داده و رفاه از دست رفته برای خانوارهای فقیر، به مراتب بیشتر از خانوارهای ثروتمند بوده است. لیانی و اسماعیلی (۱۶) نیز نشان دادند، میزان رفاه از دست رفته خانوارهای شهری در اثر افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی که معادل با متوسط رشد سالانه قیمت وارداتی مواد غذایی طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱ بوده، ۴/۲۰ درصد متوسط درآمد خانوارها است. بر اساس نتایج مطالعه نعمت‌الهی و شاهنوشی‌فروشانی (۲۳) با اعمال قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، محصولات زراعی و باغی با ۱۷/۷۳ درصد افزایش، نسبت به سایر محصولات کشاورزی، بیشترین تأثیر را بر افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده داشته است. همچنین رفاه جامعه در سناریوی‌های انتقال متقارن و غیرمتقارن قیمت‌ها، به ترتیب ۶۱/۹۵ درصد و ۵۹/۲۴ درصد کاهش یافته است. زیگولوفر (۳۳) در مطالعه‌ای تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی بر رفاه خانوارها را مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه که با استفاده از داده‌های پانلی ۳۸ کشور طی ۲۰ سال (۱۹۹۰-۲۰۱۰) برآورد شده است، رابطه منفی بین افزایش قیمت غذا و رفاه خانوارها را نشان داده است. بررسی آثار رفاهی افزایش قیمت غذای خانوار روستایی مکزیک در مطالعه آتاناسی و همکاران (۳) نیز کاهش رفاه خانوارها را نشان داده است. بر اساس نتایج مطالعه مینوت و دوینا (۱۹)، افزایش قیمت‌های ذرت و برنج، آثار کوتاه‌مدت نسبتاً ملایمی بر فقر ملی داشته است. آثار این افزایش قیمت‌ها بر گروه‌های مختلف خانوار متفاوت بوده است؛ به گونه‌ای که خانوارهای شهری و بخشی از خانوارهای روستایی که خریدار خالص ذرت بوده‌اند با کاهش رفاه مواجه شده‌اند. در ریگز تاکچی و ایمایی (۲۸) و فوجی (۱۰) در مطالعاتی، ابتدا خط فقر را محاسبه و بر اساس آن، وضعیت افراد جامعه را بررسی نمودند. سپس اثر افزایش قیمت مواد غذایی را بر مخارج خانوار و در نتیجه، خط فقر مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. لوغری و ادنوگو (۱۸) با استفاده از برآورد تابع هزینه خطی (LES)، آثار رفاهی تغییر قیمت را در ایرلند بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد، آثار تغییر قیمت به خصوصیات اجتماعی خانوار و سطوح درآمدی آنها بستگی داشته است. ازم و رتاب (۴) میزان آسیب‌پذیری خانوارها در

کشور امارات را در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. مطالعه وی‌یو و گلو (۳۲) نشان داده است، در اثر افزایش قیمت برنج و با در نظر گرفتن تابع عرضه کشش‌ناپذیر، در سال ۲۰۰۷-۲۰۰۸ رفاه خانوارهای ویتنامی ۵ درصد افزایش یافته است.

آمارهای منتشر شده توسط بانک مرکزی در سال ۱۳۹۷ نشان می‌دهند، نرخ تورم در گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در سال ۱۳۹۵ نسبت به سال ۱۳۹۴ در حدود ۸ درصد و همچنین میانگین نرخ تورم در گروه مذکور طی ده سال گذشته در حدود ۲۰ درصد بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که گروه‌های کم‌درآمد جامعه مجبور به کاهش کمیت و کیفیت سفره غذایی خویش گشته‌اند. با توجه به مطالب بیان شده، بایستی به دنبال مشاهده تغییرات مشخصی در پی افزایش قیمت کالاهای اساسی در سطح جامعه بود، یکی از این تأثیرات، آثار افزایش قیمت بر فقر است که موضوع اصلی پژوهش حاضر می‌باشد. علاوه بر این داشتن درک صحیح از رفتار مصرف‌کنندگان و فرآیند مصرف آنان، علاوه بر کمک به مدیران جهت اتخاذ تصمیمات مرتبط با تولید، در تعیین قوانین مربوط به خرید و فروش کالاهای خدمات نیز می‌تواند مؤثر واقع شود. با توجه به اینکه کالاهای خوراکی بخش زیادی از بودجه خانوارها را به خود اختصاص می‌دهند. بنابراین هرگونه تغییری در قیمت این کالاهای رفاه خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از اهمیت بسیاری برخوردار است. از این رو در این مطالعه سعی شده است، اثر افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه خانوار شهری مورد بررسی قرار گیرد. محاسبه آثار رفاهی ناشی از افزایش قیمت، راهنمای سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست‌های حمایتی مناسب جهت حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان خواهد بود.

مواد و روش‌ها

انجام سیاست‌گذاری‌های کارا در واکنش به کاهش رفاه خانوارها نیازمند کمی‌سازی زیان‌ها و خسارت‌ها از طریق برآورد تقاضای مواد غذایی خانوارها می‌باشد. به طور کلی در ادبیات رفاه، شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری تغییرات رفاه ناشی از اجرای سیاست‌های مختلف وجود دارد. محاسبه تغییرات رفاه بر اساس تقریب مرتبه اول تابع تقاضا، بر پایه فرض مقادیر ثابت استوار است و تقریب مرتبه دوم که بر مبنای کشش خود قیمتی تقاضا صورت می‌گیرد، فقط مقدار کاهش در رفاه را تخمین می‌زند (۲۲). در این مطالعه از معیار تغییر جبرانی^۱ (CV) استفاده شده است که میزان کاهش در رفاه اقتصادی خانوار را دقیق‌تر اندازه‌گیری می‌کند. برای اندازه‌گیری تغییر در رفاه اقتصادی، پارامترهای سیستم و دستگاه تقاضا برآورد و جهت

1- Compensated variation

تقاضا می‌باشد. با جایگزینی معادله (۴) در معادله (۳) و جایگزینی معادله (۳) در معادله (۲)، لگاریتم تابع مخارج حاصل می‌شود:

$$\ln e(p, u) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (5)$$

و تابع مطلوبیت غیرمستقیم عبارتست از (۳):

$$V(p, w) = \frac{(\ln w - (\alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j))}{\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}}$$

جهت محاسبه تفاوت در اندازه خانوارها، ویژگی بازگشت نسبت به مقیاس^۲ در مصرف که توسط دیتون (۷) مطرح شده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر در مصرف، بازگشت ثابت نسبت به مقیاس وجود داشته باشد و n نشان‌دهنده اندازه خانوار باشد، مطلوبیت غیرمستقیم از طریق معادله ذیل برآورد می‌شود:

$$V(p, w) = n \frac{(\ln \frac{w}{n}) - (\alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j)}{\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}} \quad (7)$$

به این معنی که، مطلوبیت یک خانوار با تعداد بزرگسالان معادل n که سهم‌شان از مصرف برابر است، عبارت است از مجموع مطلوبیت‌های هر فرد که به هر کدام از این افراد، $\frac{1}{n}$ منابع مصرف اختصاص یافته است. با فرض اینکه با افزایش تعداد بزرگسالان، درآمد خانوارها افزایش می‌یابد، اگر سرعت افزایش اندازه خانوار (تعداد بزرگسالان) بیش از سرعت مقدار نیاز به کالاها باشد، اقتصاد مقیاس در مصرف وجود خواهد داشت. یک روش ساده جهت مدل‌سازی، این است که فرض کنیم نیاز به کالا برای دستیابی به یک سطح مشخص مطلوبیت آهسته‌تر از تعداد افراد رشد یابد، مثلاً با نرخ رشد $n\theta$ که $0 < \theta < 1$ می‌باشد. اگر $\theta < 1$ باشد، اقتصاد نسبت مقیاس در مصرف وجود دارد، به این معنی که زندگی مشترک ارزانتر از زندگی انفرادی است. از طریق کاربرد خصوصیات و ویژگی‌های اقتصاد مقیاس جهت محاسبه اندازه خانوار، معادلات سهم بودجه زیر، سیستم و دستگاه معادلات را تشکیل می‌دهند (۷):

محاسبه و اندازه‌گیری تغییر جبرانی، تغییرات قیمت شبیه‌سازی شده‌اند (۱۴):

$$cv(p^0, p^1, w) = e(p^0, u^0) - e(p^1, u^0) = w - e(p^1, u^0) \quad (1)$$

در رابطه (۱)، CV میزان تغییرات جبرانی را اندازه‌گیری می‌کند که از تفاوت مخارج خانوار (e) قبل و بعد از تغییرات قیمت به‌دست می‌آید. P^0 و P^1 نیز به ترتیب موید سطوح قیمت قبل و بعد از تغییرات قیمت است و u میزان مطلوبیت خانوار را نشان می‌دهد. تغییر جبرانی عبارتست از حداقل مقدار پولی که در اثر تغییر قیمت‌ها به خانوارها پرداخت می‌شود تا از نظر رفاه در سطح مطلوبیت قبل از تغییرات قیمت، باقی بماند (۳۱).

با توجه به رابطه (۱) اگر تابع مخارج مصرف‌کننده را در اختیار داشته باشیم، می‌توان CV را استخراج نمود. برای این کار از تابع مخارج سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل^۱ (QUAIDS) استفاده شده است. سیستم‌های تقاضای دو مرتبه‌ای در ابتدا توسط گورمن (۱۲) مورد مطالعه قرار گرفت و از دو تابع مستقل قیمت که در تعامل با توابع مخارج کل می‌باشد، تشکیل شده است (۳). مولبائر (۲۱) نتایج گورمن را بر مبنای توابع تقاضای تجمعی سازگار تعمیم داد. به عنوان بخشی از این تحقیقات، مولبائر فرم تابعی تقاضای دو مرتبه‌ای را تعریف نمود که این فرم تابعی، معادلاتی را تولید می‌کند که بیانگر سهم بودجه غذایی صرف شده بر هر یک از مواد غذایی می‌باشد (۱۸).

$$s_i(p, w) = a_i + b_i \ln w \quad (2)$$

در معادله فوق، $s_i(p, w)$ سهم بودجه i امین ماده غذایی، p بیانگر قیمت و w نشان‌دهنده کل مخارج صرف شده بر روی مواد غذایی می‌باشد. سهم‌های بودجه‌ای هر یک از مواد غذایی تابعی خطی از لگاریتم طبیعی کل مخارج صرف شده بر روی مواد غذایی با یک عرض از مبدا و شیبی است که توابعی مستقل از قیمت‌ها می‌باشند. مولبائر همچنین نشان داد که تابع مخارج دارای فرم عمومی به شکل ذیل است (۳):

$$\ln e(p, u) = a(1-u) + bu \quad (3)$$

با تبعیت از دیتون و مولبائر (۶) خواهیم داشت:

$$a = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

$$b = a + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4)$$

که در فرمول‌های فوق، i و j ، طیف وسیعی از مواد غذایی در سیستم

$$s_i(p, w) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln w - \theta \ln n - (\alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j) \right) \quad (8)$$

(NLSURE) برای سیستم معادلات برآورد شده است. سپس تغییر مخارج خانوار به دنبال افزایش قیمت‌ها محاسبه و معیار CV که نشان‌دهنده تغییر رفاه خانوار می‌باشد بر اساس رابطه (۱)، محاسبه شده است. آمار مربوط به مخارج خوراکی خانوارهای شهری، از داده‌های خام مربوط به پرسش‌نامه‌های طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۳ استخراج شده است. بر اساس هدف پژوهش، کالاهای خوراکی موجود به ۸ گروه غلات، گوشت، لبنیات، روغن و چربی‌ها، میوه‌ها، سبزی‌ها، قند و شکر، چای و قهوه تقسیم شده‌اند.

نتایج و بحث

در این قسمت از مطالعه ابتدا ویژگی‌های نمونه مورد بررسی و میزان مخارج مصرفی مواد غذایی در خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۳ بررسی شده است. در ادامه پس از برآورد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه دوم، با توجه به کشش‌های قیمتی و درآمدی به معرفی الگوی مصرف مواد غذایی در بین خانوارهای شهری پرداخته می‌شود. در نهایت اثرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی بررسی شده است.

در جدول ۱ خصوصیات اجتماعی و اقتصادی خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۳ گزارش شده است. بر اساس نتایج، تعداد خانوارهای شهری مورد بررسی در مطالعه حاضر ۱۸۵۰۱ خانوار می‌باشد. متوسط سن سرپرست خانوارهای شهری معادل ۵۱/۴۶ سال و متوسط تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار در نمونه مورد بررسی ۵/۸۶ سال است. همچنین نتایج مربوط به بعد خانوار نیز حاکی از آن است که متوسط بعد خانوار مربوط به خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۳ معادل ۳/۷۵ نفر می‌باشد. بر اساس نتایج جدول ۱ متوسط مخارج اختصاص داده شده به هشت گروه اصلی مواد غذایی برای خانوارهای شهری معادل ۳۴۷۱/۱ هزار ریال می‌باشد که این میزان ۸/۰۱ درصد کل مخارج خانوار در سال مورد بررسی (معادل ۴۳۲۸۱/۵ هزار ریال) را به خود اختصاص می‌دهد.

با توجه به اینکه، کشش‌های قیمتی بیانگر اثر تغییر قیمت کالا بر میزان تقاضای آن کالا و کشش‌های متقاطع نیز بیانگر رابطه جانشینی و یا مکملی کالاها می‌باشند، انتظار می‌رود علامت تمامی کشش‌های قیمتی منفی باشد که این علامت به ارتباط عکس میان قیمت و مقدار تقاضا اشاره دارد. کشش‌های متقاطع نیز ممکن است مثبت یا منفی باشند. اگر کشش متقاطع مثبت باشد بیانگر جانشین

پارامترها بایستی در محدودیت‌های ذیل که مربوط به سیستم تقاضا است، صدق نماید، بدین جهت که شروط اسلاتسکی (تقارن، همگنی و جمع‌پذیری) تأمین شود:

$$\sum_i \alpha_i = 1 \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (9)$$

بنابراین اثرات تغذیه‌ای تغییرات قیمت به بزرگی و علامت کشش‌های قیمتی تقاضا و کالری موجود در تمامی کالاهای مصرف شده بستگی خواهد داشت (۱۳). درصد تغییر در هزینه زندگی ناشی از تغییر قیمت به صورت زیر خواهد بود. که S بردار سهم بودجه‌ای و p بردار درصد تغییرات قیمت می‌باشد.

$$\frac{de}{e} = s \cdot p \quad (10)$$

در مطالعه حاضر به منظور بررسی تأثیر افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و فقر خانوارهای شهری، سه سناریوی افزایش ۱۵، ۲۵ و ۵۰ درصدی مواد غذایی در نظر گرفته شده است و اثر تغییر در قیمت مواد غذایی بر مخارج خانوارهای شهری بر اساس شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده است. اعمال سناریوهای ۱۵، ۲۵ و ۵۰ درصدی افزایش قیمت‌ها، بر مبنای نرخ تورم گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها طی ده سال گذشته صورت گرفته است. به منظور بررسی آثار سناریوهای مختلف بر فقر نیز از شاخص FGT^1 استفاده شده که این شاخص به صورت زیر تعریف شده است (۵).

$$p_\alpha = \int_0^z \left[\frac{z-n}{z} \right]^\alpha f(e) de \quad \alpha \geq 0 \quad (11)$$

در رابطه (۱۱)، $f(e)$ تابع چگالی مخارج مصرفی خانوار و z بیانگر خط فقر می‌باشد.

با توجه به مدل معرفی شده، می‌توان تابع تقاضا، مخارج و در نتیجه تغییرات رفاه و فقر خانوارها را به دنبال افزایش قیمت کالاهای خوراکی محاسبه نمود. به این منظور تابع تقاضای QUAIDS و تابع مخارج خانوار تخمین زده شده است. تابع تقاضای QUAIDS به دلیل ویژگی‌هایی نظیر قدرت انعطاف‌پذیری بیشتر، منحنی انگل غیرخطی و متغیرهای دموگرافی (ناهمگونی الگوهای مصرف و گروه کالاهای) مورد استفاده قرار گرفته است. پارامترهای سیستم تقاضا از طریق بکارگیری مدل رگرسیون به ظاهر نامرتب غیرخطی

بودن دو کالا و اگر منفی باشد بیانگر مکمل بودن آن دو کالا است. غیرجبرانی مطابق با انتظار دارای علامت منفی است و این امر با رفتار حداکثر کننده مطلوبیت مصرف کنندگان عقلایی، سازگار است.

جدول ۱- میانگین متغیرهای اجتماعی و اقتصادی در خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۳

Table 1- Average of social and economic variables of urban households in 2014

میانگین سن سرپرست (سال)	51.46	میانگین مخارج مربوط به مواد غذایی (هزار ریال)	3471.1
Average supervisor's age (years)		Average food expenses (Thousand rials)	
میانگین تحصیلات سرپرست (سال)	5.86	میانگین مخارج کل (هزار ریال)	43281.5
Average supervisor's education (years)		Average total expenditures (Thousand rials)	
میانگین بعد خانوار	3.75	تعداد خانوار	18501
Average household size		Number of households	

مأخذ: مرکز آمار ایران و یافته‌های پژوهش (مخارج: هزار ریال)

Source: Statistical Center of Iran and Research Findings (Expenditures: Thousand rials)

جدول ۲- کشش‌های خودقیمتی و متقاطع غیر جبرانی گروه‌های اصلی مواد غذایی برای خانوارهای شهری

Table 2- Self-pricing and non-compensatory cross-sectional elasticities of food groups for urban households

	غلات	گوشت	لبنیات	روغن و چربی	میوه	سبزیجات	قند و شکر	چای و قهوه
	Cereals	Meat	Dairy	Oil and fat	Fruit	Vegetables	Sugar	Tea and coffee
غلات	-0.48	-0.023	-0.056	0.067	-0.562	-0.491	-0.160	-0.003
Cereals								
گوشت	-0.26	-0.449	0.110	0.355	-0.489	-0.318	0.165	-0.221
Meat								
لبنیات	-0.19	0.073	-0.326	0.318	-0.350	-0.099	0.002	-0.0217
Dairy								
روغن و چربی	-0.095	0.074	0.117	-1.31	-0.253	-0.106	0.080	-0.089
Oil and fat								
میوه	-0.151	0.029	-0.153	-0.025	-0.466	-0.153	0.051	-0.127
Fruit								
سبزیجات	-0.192	0.006	-0.502	0.087	-0.216	-0.502	0.038	-0.042
Vegetables								
قند و شکر	-0.085	0.048	0.066	0.114	-0.115	0.066	-0.393	-0.027
Sugar								
چای و قهوه	0.191	-0.274	0.300	-0.653	0.598	0.300	-0.301	-0.550
Tea and coffee								

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های پژوهش

کشش قیمتی انتظار می‌رود با افزایش یک درصدی قیمت غلات و گوشت، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تقاضا برای این مواد غذایی به ترتیب معادل ۰/۴۸ درصد و ۰/۴۴۹ درصد کاهش یابد. کشش قیمتی غیرجبرانی میوه، سبزیجات، قند و شکر و چای و قهوه نیز به ترتیب معادل ۰/۴۶۶- و ۰/۵۰۲-، ۰/۳۹۳- و ۰/۵۵۰- بدست آمده است. لذا با توجه به مقدار مطلق کشش قیمتی می‌توان بیان نمود که تقاضا برای این مواد غذایی نیز نسبت به تغییرات قیمت بی‌کشش است. به عبارت دیگر افزایش یک درصد در قیمت هر یک از مواد غذایی مذکور، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، منجر به کاهش مقدار تقاضای خانوارهای شهری کمتر از یک درصد می‌گردد.

بر حسب مقدار مطلق ضریب کشش، بیشترین کشش قیمتی برای روغن و چربی (۱/۳۱- درصد) و کمترین کشش قیمتی برای لبنیات (۰/۳۲۶- درصد) حاصل شده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش یک درصد در قیمت روغن و چربی و لبنیات، تقاضا برای این دو ماده غذایی به ترتیب معادل ۱/۳۱ درصد و ۰/۳۲۶ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به مقدار مطلق ضرایب کشش‌های قیمتی می‌توان بیان نمود که برای خانوارهای شهری تقاضا برای تمامی کالاهای منتخب به غیر از روغن و چربی نسبت به تغییرات قیمت کشش‌ناپذیر هستند. کشش قیمتی غیرجبرانی برای غلات و گوشت به ترتیب معادل ۰/۴۸- و ۰/۴۴۹- بدست آمده است. بر اساس مقادیر

بررسی کشش‌های متقاطع غیر جبرانی برای غلات بیانگر وجود رابطه مکملی بین غلات با اکثر مواد غذایی است. در این بین بیشترین و کمترین رابطه مکملی به ترتیب مربوط به غلات-گوشت و غلات-قند و شکر می‌باشد. کشش متقاطع مورد نظر به ترتیب برابر -0.26 و -0.085 درصد محاسبه شده است. لذا با افزایش یک درصد در قیمت گوشت و قند و شکر، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مقدار تقاضا برای غلات به ترتیب معادل 0.26 درصد و 0.085 درصد کاهش می‌یابد. به بیان دیگر خانوارهای شهری پس از گنجاندن غلات در سبد مصرفی خود، گوشت و قند و شکر را به عنوان کالایی مکمل به سبد مصرفی خود اضافه می‌نمایند. سایر کشش‌های متقاطع نیز حاکی از آن است که افزایش یک درصد در قیمت لبنیات، میوه، سبزیجات و روغن و چربی، به ترتیب منجر به کاهش 0.19 درصد، 0.151 درصد، 0.192 درصد و 0.095 درصد مقدار تقاضای غلات می‌شود.

اغلب ضرایب مدل که حاکی از رابطه مکملی (کشش‌های متقاطع منفی) هستند، به گروه‌های غلات و میوه تعلق دارند. این بدین معنی است که پس از انتخاب این کالاها، خانوارها سایر کالاها را بدون کاهش میزان مصرف غلات و میوه به سبد مصرفی خود اضافه می‌کنند. یا به عبارتی چنانچه قیمت غلات یا میوه افزایش یابد، خانوارهای شهری میزان مصرف سایر کالاها را کاهش خواهند داد. این در حالی است که اغلب کشش‌های متقاطع مثبت (رابطه جانشینی) به گروه‌های گوشت، روغن و چربی‌ها و قند و شکر تعلق دارند. به این معنا که مصرف کنندگان پس از انتخاب سایر کالاها، خوراکی، این کالاها را به عنوان جانشین به سبد مصرفی خود اضافه می‌کنند. در مورد گوشت، با اینکه کشش‌های متقاطع این کالا با سایر کالاها حاکی از رابطه جانشینی میان آنها می‌باشد (گوشت جانشین ناخالص سایر کالاها است)، رابطه گوشت با سایر کالاها عمدتاً مکملی می‌باشد. این الگوی مصرفی نشان‌دهنده اهمیت بالای مصرف گوشت در الگوی غذایی خانوارهای شهری است. به این معنی که خانوارهای شهری پس از گنجاندن گوشت در سبد مصرفی خود، سایر کالاها را به عنوان کالای مکمل به الگوی مصرف خود اضافه می‌کنند؛ در حالی که اگر تصمیم به اضافه نمودن گوشت به الگوی مصرف حاوی سایر کالاها گرفته شود، این کالا جانشین سایر کالاها خواهد شد.

بر اساس کشش‌های محاسبه شده، می‌توان بیان نمود که رابطه جانشین یا مکمل ناخالص قوی ($e_{ij} > 1$) بین هیچ یک از گروه‌های کالایی خوراکی مشاهده نشده است. کشش قیمتی متقاطع همه گروه‌های کالایی کمتر از یک به دست آمده است و جانشینی یا مکملی ناخالص کلیه مواد غذایی، از نوع ضعیف است. به طور کلی، بجز در مورد برخی از کشش‌های گروه‌های گوشت و چای و قهوه، در

سایر کالاها، مقادیر کشش‌های به دست آمده، صرف نظر از مکمل یا جانشین بودن رابطه، کمتر از 0.2 می‌باشد که نشان‌دهنده رابطه ضعیف میان کالاها است. لازم به ذکر است که بر اساس نتایج به دست آمده، لزوماً کشش‌های متقاطع کالاها با هم برابر نمی‌باشد ($e_{ji} \neq e_{ij}$). به عنوان مثال با افزایش قیمت گوشت، مصرف میوه خانوارهای شهری کاهش می‌یابد در صورتی که با افزایش قیمت میوه، مصرف گوشت افزایش می‌یابد و خانوارها میزان گوشت بیشتری را خریداری می‌نمایند. این نتیجه را می‌توان به الگوی غذایی انتخابی خانوارها نسبت داد. در واقع واکنش خانوارها نسبت به تغییر قیمت مواد غذایی، زمانی که یک سبد غذایی را انتخاب می‌کنند، نسبت به زمانی که سبد متفاوتی انتخاب می‌شود، یکسان نخواهد بود. در مطالعه لیانی و بخشوده (۱۷)، بیشترین کشش قیمتی برای چای و کمترین کشش قیمتی برای روغن و چربی به دست آمده است. در مطالعه لیانی و اسماعیلی (۱۶) نیز بیشترین کشش قیمتی برای میوه و کمترین کشش قیمتی برای گوشت به دست آمده است.

بر اساس کشش مخارجی مواد غذایی خانوارهای شهری می‌توان عنوان نمود که غلات، میوه و سبزیجات در بین مواد غذایی جزو کالاهای لوکس قلمداد می‌شوند. به بیانی دیگر مصرف این گروه کالا به وسیله خانوارهای شهری به شدت به درآمد آنها وابسته بوده و با افزایش و کاهش درآمد، مقدار مصرف این کالاها نیز افزایش یا کاهش می‌یابد. کشش درآمدی این سه ماده غذایی به ترتیب معادل $1/26$ درصد، $1/71$ درصد و $1/36$ درصد بدست آمده است. لذا می‌توان بیان نمود که با افزایش یک درصد در مخارج اختصاص داده شده به مواد غذایی مقدار تقاضا برای غلات، میوه و سبزیجات به ترتیب معادل $1/26$ درصد و $1/71$ درصد و $1/36$ درصد افزایش می‌یابد. در واقع می‌توان گفت با افزایش درآمد، مصرف کنندگان تمایل دارند مصرف میوه و سبزیجات را بیش از سایر کالاها افزایش دهند. در خصوص کشش درآمدی بالای غلات نیز با توجه به تنوع کالاها و همچنین وجود انواع متعددی از ارقام فرآوری شده در این گروه از مواد غذایی، این کشش بالا می‌تواند به معنی لوکس تلقی شدن انواع فرآوری شده آنها توسط مصرف کنندگان باشد. همچنین سهم هزینه بالای این گروه از کل مخارج خوراکی از دیگر عوامل مؤثر بر کشش مخارجی بالای غلات است. کشش درآمدی سایر مواد غذایی مثبت و کوچکتر از یک بدست آمده است. لذا این مواد غذایی به عنوان کالایی ضروری برای خانوارهای شهری محسوب می‌گردند. در مطالعات حسینی یکانی و همکاران (۱۴)، حسین‌زاد و همکاران (۱۵)، شیملس و دلیل (۳۰) و اسی-اسار و ایگان (۲۴) نیز نتایجی مشابه گزارش شده است. در مطالعه اکبری و همکاران (۲) کالاها، گوشت، روغن‌ها و چربی‌ها و میوه‌ها و خشکبار کشش مخارجی بیش از یک داشته‌اند. در مطالعه لیانی و بخشوده (۱۷) نیز کشش مخارجی غلات،

این کشش‌ها، کشش مخارج با توجه به مخارج کالاهای خوراکی برای خانوارها هستند و کشش مخارج نسبت به کل مخارج خانوارها را شامل نمی‌شوند.

میوه، سبزیجات و چای و قهوه بیشتر از یک به دست آمده است که نشان‌دهنده لوکس بودن این کالاها در میان خانوارهای روستایی بوده است. برنج، گندم، میوه و سبزیجات و گوشت در مطالعه آتاناسی و همکاران (۳)، نیز کالایی لوکس شناخته شده‌اند. شایان ذکر است که

جدول ۳- کشش‌های درآمدی گروه‌های اصلی مواد غذایی برای خانوارهای شهری

Table 3- Income elasticity of major food groups for urban households

	غلات Cereals	گوشت Meat	لبنیات Dairy	روغن و چربی Oil and fat	میوه Fruit	سبزیجات Vegetables	قند و شکر Sugar	چای و قهوه Tea and coffee
کشش درآمدی Income elasticity	1.26	0.657	0.581	0.279	1.71	1.36	0.675	0.911

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در صورتی که پس از اعمال سناریو بر روی منحنی مطلوبیت اولیه قرار گیرند را نشان می‌دهند. به عبارتی چقدر پول در قیمت ثانویه لازم است تا تقاضا کننده وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. بطور جزئی‌تر در صورت افزایش ۱۵ درصدی در قیمت مواد غذایی و لحاظ نمود اثرات متقابل بین مواد غذایی، شاخص رفاهی تغییرات جبرانی برای غلات و گوشت به ترتیب معادل ۱۳۳/۸۱ هزار ریال و ۱۳۶/۲۵ هزار ریال بدست آمده است که این میزان به ترتیب ۳/۸۸ درصد و ۳/۹۳ درصد میانگین مخارج مواد غذایی برای خانوارهای شهری در سال ۱۳۹۳ می‌باشند. لذا مخارج خانوارها در نتیجه اعمال سناریوی افزایش قیمت، افزایش یافته و از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند. در واقع پس از افزایش ۱۵ درصدی قیمت غلات و یا گوشت باید مبلغی معادل شاخص رفاهی تغییرات جبرانی محاسبه شده به خانوارها داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که قبل از تغییر قیمت داشتند دست یابند. شاخص تغییرات جبرانی لبنیات نیز معادل ۵۵/۵۱ هزار ریال محاسبه شده است که این میزان ۱/۶۰ درصد مخارج مواد غذایی در سال ۱۳۹۳ را به خود اختصاص می‌دهد. در واقع علامت مثبت آن بیانگر کاهش رفاه خانوارهای شهری ناشی از این افزایش قیمت مورد نظر است. شاخص تغییرات جبرانی میوه و سبزیجات نیز به ترتیب معادل ۶۰ هزار ریال و ۵۸/۸۱ هزار ریال بدست آمده است. لذا مخارج خانوارهای شهری در نتیجه روبرو شدن با افزایش قیمتی در حدود ۱۵ درصد قیمت اولیه، افزایش یافته و از نظر رفاهی در وضعیت بدتری قرار می‌گیرند. در نهایت در نتیجه اعمال سناریوی اول شاخص تغییرات جبرانی روغن و چربی، قند و شکر و چای و قهوه به ترتیب معادل ۲۶/۹۳ هزار ریال، ۲۴/۰۲ هزار ریال و ۲۵/۲۲ هزار ریال محاسبه شده است که این میزان به ترتیب معادل ۰/۷۸ درصد، ۰/۶۹ درصد و ۰/۷۳ درصد مخارج مواد غذایی در سال ۱۳۹۳ می‌باشد. به بیان دیگر مخارج مصرف‌کنندگان در نتیجه افزایش قیمت مورد نظر افزایش یافته، لذا باید مورد حمایت قرار گیرند.

چنان‌چه بیان شد به منظور بررسی تأثیر افزایش قیمت مواد غذایی فقر و رفاه خانوارهای شهری، سه سناریوی افزایش ۱۵، ۲۵ و ۵۰ درصدی مواد غذایی در نظر گرفته شده است. نتایج اعمال سناریوهای فوق در جدول ۴ گزارش شده است. بر اساس نتایج به دست آمده برای خانوارهای شهری، متوسط مخارج مصرفی گوشت بیش از سایر مواد غذایی است. متوسط مخارج مصرفی سالانه گوشت معادل ۹۰۶/۸ هزار ریال محاسبه شده است. کمترین مخارج مصرفی نیز در این بین به قند و شکر با متوسط ۱۵۹/۸ هزار ریال اختصاص دارد. پس از گوشت بیشترین مخارج مصرفی به غلات اختصاص دارد بطوری که متوسط مخارج مصرفی آن در بین خانوارهای شهری ۸۹۲ هزار ریال محاسبه شده است. به عبارت دیگر این دو گروه مواد غذایی یعنی غلات و گوشت جزو کالاهای اصلی در سبد غذایی خانوارها می‌باشند و انتظار می‌رود که اثر تغییر در قیمت این مواد غذایی نیز اثر قابل توجه‌تری بر مخارج خانوارها داشته باشد. لازم به ذکر است که مجموع مخارج اختصاص یافته به هشت گروه اصلی مواد غذایی در نمونه مورد بررسی معادل ۳۴۷۱/۱ هزار ریال می‌باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود سناریو تغییر در قیمت برای خانوارهای شهری نیز بصورت افزایش ۱۵، ۲۵ و ۵۰ درصدی کلیه مواد غذایی تعریف شده است.

نتایج اثرات رفاهی اعمال سناریو افزایش ۱۵ درصدی قیمت مواد غذایی نشان می‌دهد که تغییر در مخارج خانوارهای شهری برای غلات و گوشت بیشتر از سایر مواد غذایی می‌باشد. شاخص رفاهی تغییرات جبرانی بدست آمده برای مواد غذایی مذکور میزان حمایت از خانوارهای شهری مورد نظر در صورت روبرو شدن با قیمت‌های بالاتر با وجود تغییر همزمان قیمت سایر مواد غذایی را نشان می‌دهد. به طور جزئی‌تر در صورت افزایش قیمت مواد غذایی به میزان ۱۵ درصد با توجه به کشش‌های خود قیمتی و متقاطع جبرانی برای هر یک از مواد غذایی، شاخص تغییرات جبرانی کل معادل ۵۲۰/۵۶ هزار ریال بدست آمد. در واقع شاخص تغییرات جبرانی، تغییر در مخارج خانوار را

سناریوی دوم به ترتیب معادل ۹۲/۵۴ هزار ریال و ۴۴/۸۵ هزار ریال بدست آمده است که این میزان تغییر در مخارج به ترتیب معادل ۲/۶۷ درصد و ۱/۲۹ درصد مخارج مواد غذایی سال پایه است. لذا به منظور قرار گرفتن خانوارها بر روی منحنی مطلوبیت اولیه باید به میزان تغییرات جبرانی به خانوارهای شهری پرداخت شود تا کاهش رفاه جبران گردد. در نهایت در نتیجه اعمال سناریوی مورد نظر شاخص تغییرات جبرانی میوه، سبزیجات، قند و شکر و چای و قهوه به ترتیب معادل ۹۹/۹۹ هزار ریال، ۹۸/۰۱ هزار ریال، ۴۰/۰۴ هزار ریال و ۴۲/۰۲ هزار ریال بدست آمده است. شاخص تغییرات جبرانی بیانگر افزایش مخارج خانوارها و کاهش رفاه آنهاست.

نتایج مربوط به اعمال سناریو دوم تغییر در قیمت مواد غذایی در جدول ۴ نشان داده شده است. در نتیجه اعمال سناریوی افزایش ۲۵ درصدی قیمت مواد غذایی، شاخص تغییرات جبرانی غلات معادل ۲۲۳/۰۱ هزار ریال بدست آمد که این میزان تغییر در مخارج خانوارهای شهری معادل ۶/۴۲ درصد مخارج مصرفی مواد غذایی در سال پایه است. نتایج مربوط به گوشت نیز حاکی از آن است که با افزایش ۲۵ درصدی قیمت، مخارج خانوارها معادل ۲۲۷/۱۲ هزار ریال افزایش پیدا خواهد کرد و این افزایش در مخارج نشان می‌دهد که خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری نسبت به قبل از اعمال سناریو قرار می‌گیرند. تغییر مخارج مورد نظر معادل ۶/۵۴ درصد مخارج اختصاص یافته به مواد غذایی در سال ۱۳۹۳ است. در ادامه شاخص تغییرات جبرانی لبنیات و روغن و چربی در نتیجه اعمال

جدول ۴- تغییرات جبرانی (CV) ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی برای خانوارهای شهری
Table 4- Compensatory changes (CVs) due to rising food prices for urban households

Table 1: Compensatory changes (CVs) due to rising food prices for urban households							
میانگین مخارج مصرفی ماهانه (هزار ریال) Average monthly expenditures (Thousand rials)		سناریو اول		سناریو دوم		سناریو سوم	
		افزایش ۱۵ درصدی قیمت		افزایش ۲۵ درصدی قیمت		افزایش ۵۰ درصدی قیمت	
		15% rise in price		25% rise in price		50% rise in price	
		تغییرات جبرانی	درصد تغییرات	تغییرات جبرانی	درصد تغییرات	تغییرات جبرانی	درصد تغییرات
		Compensated variation	Percentage changes	Compensated variation	Percentage changes	Compensated variation	Percentage changes
غلات	892	133.81	3.85	223.01	6.42	464.03	12.85
Cereals							
گوشت	906.8	136.25	3.93	227.12	6.54	454.39	13.09
Meat							
لبنیات	369.2	55.51	1.60	92.54	2.67	185.17	5.33
Dairy							
روغن و چربی	181.1	26.93	0.78	44.85	1.29	89.53	2.58
Oil and fat							
میوه	400.6	60	1.73	99.99	2.88	199.91	5.76
Fruit							
سبزیجات	392.3	58.81	1.69	98.01	2.82	195.99	5.65
Vegetables							
قند و شکر	159.8	24.02	0.69	40.04	1.15	80.12	2.31
Sugar							
چای و قهوه	168.8	25.22	0.73	42.02	1.21	83.96	2.42
Tea and coffee							
جمع	3471.1	520.56	-	867.58	-	1735.09	-
Total							

مأخذ: یافته‌های پژوهش (تغییرات جبرانی بر حسب هزار ریال واحد پولی است)

Source: Research findings (compensatory changes in terms of a thousand rials of the monetary unit)

پایه است. به عبارت دیگری در قیمت ثانویه لازم است تا به میزان شاخص تغییرات رفاهی محاسبه شده به تقاضاکننده پرداخت شود تا وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. شاخص تغییرات رفاهی تغییرات جبرانی برای غلات معادل ۴۴۶/۰۳ هزار ریال محاسبه شده است که این میزان معادل ۱۲/۸۵ درصد مخارج مواد غذایی در سال ۱۳۹۳ است. همچنین تغییر در مخارج لبنیات، میوه و سبزیجات پس از اعمال سناریو مورد نظر به ترتیب

در نهایت در نتیجه اعمال سناریوی سوم افزایش قیمت مواد غذایی، بیشترین و کمترین شاخص تغییرات جبرانی به ترتیب برای گوشت با ۴۵۴/۳۹ هزار ریال و قند و شکر با ۸۰/۱۲ هزار ریال بدست آمده است. بطور جزئی تر شاخص تغییرات جبرانی برای گوشت نشان می‌دهد که در نتیجه اعمال سناریوی افزایش ۵۰ درصدی قیمت مواد غذایی از جمله گوشت، مخارج خانوارهای شهری معادل ۴۵۴/۳۹ هزار ریال افزایش می‌یابد که این میزان معادل ۱۳/۰۹ درصد مخارج سال

به مخارج کل خانوارهای شهری می‌توان بیان نمود که ۷۵۱۳ خانوار مخارج کمتر از خط فقر مشخص شده دارند و به عبارتی زیر خط فقر قرار می‌گیرند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نسبت به شرایط قبل از اعمال سناریو به تعداد خانوارهای فقیر ۲۵۳ خانوار افزوده می‌شود. نتایج مربوط به اعمال سناریوی افزایش ۵۰ درصدی قیمت هشت گروه اصلی مواد غذایی حاکی از آن است که در نتیجه اعمال سناریوی مورد نظر ۵۰۳ خانوار به خانوارهای فقیر اضافه می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت و سهم کالاهای خوراکی از سبد مصرفی خانوارها، در این پژوهش به بررسی تأثیر افزایش قیمت کالاهای خوراکی بر رفاه و در نتیجه فقر خانوارهای شهری پرداخته شده است. در این راستا از سیستم تقاضای ایده آل درجه دوم جهت تخمین تابع تقاضای کالاهای خوراکی خانوار استفاده شده است و معیار تغییرات جبرانی به عنوان معیار محاسبه تغییرات رفاهی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج نشان داد که با توجه به مقدار مطلق ضرایب کشش‌های خودقیمتی، می‌توان بیان نمود که برای این خانوارها تقاضا برای تمامی کالاهای منتخب به غیر از روغن و چربی نسبت به تغییرات قیمت کشش‌ناپذیر هستند. به عبارت دیگر افزایش یک درصد در قیمت هریک از مواد غذایی مذکور، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، منجر به کاهش مقدار تقاضای خانوارهای شهری کمتر از یک درصد می‌گردد. نتایج اثرات رفاهی اعمال سناریو افزایش ۱۵ درصدی قیمت مواد غذایی نشان داد، تغییر در مخارج خانوارهای شهری برای غلات و گوشت بیشتر از سایر مواد غذایی می‌باشد. در اعمال سناریوی افزایش ۲۵ درصدی قیمت مواد غذایی، شاخص تغییرات جبرانی غلات معادل ۲۲۳/۰۱ هزار ریال بدست آمد که این میزان تغییر در مخارج خانوارهای شهری معادل ۶/۴۲ درصد مخارج مصرفی مواد غذایی در سال پایه بوده است. نتایج مربوط به گوشت نیز حاکی از آن است که با افزایش ۲۵ درصدی قیمت، مخارج خانوارها معادل ۲۲۷/۱۲ هزار ریال افزایش پیدا خواهد کرد و این افزایش در مخارج نشان می‌دهد که خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری نسبت به قبل از اعمال سناریو قرار می‌گیرند. همچنین در نتیجه اعمال سناریوی افزایش ۵۰ درصد در قیمت مواد غذایی از جمله گوشت، مخارج خانوارهای شهری معادل ۴۵۴/۳۹ هزار ریال افزایش می‌یابد که این میزان معادل ۱۳/۰۹ درصد مخارج سال پایه است. به عبارت دیگری در قیمت ثانویه لازم است تا به میزان شاخص تغییرات رفاهی محاسبه شده، به تقاضاکننده پرداخت شود تا وضعیتی مانند وضعیت اولیه (قبل از اجرای سناریو) داشته باشد. شاخص تغییرات رفاهی تغییرات جبرانی برای غلات معادل ۴۴۶/۰۳ هزار ریال محاسبه شده است که این میزان معادل ۱۲/۸۵ درصد مخارج مواد غذایی در سال

معادل ۵/۳۳ درصد، ۵/۷۶ درصد و ۵/۶۵ درصد مخارج اختصاص داده شده به مواد غذایی در سال پایه است. به طور جزئی‌تر تغییر در مخارج برای سه گروه مواد غذایی نامبرده به ترتیب معادل ۱۸۵/۱۷ هزار ریال، ۱۹۹/۹۱ هزار ریال و ۱۹۵/۹۹ هزار ریال بدست آمده است. به عبارت دیگر خانوارها از نظر رفاهی در وضعیت بدتری نسبت به قبل از اعمال سناریو افزایش قیمت قرار می‌گیرند. بر اساس نتایج جدول ۴ در نتیجه اعمال سناریو افزایش ۵۰ درصدی قیمت مواد غذایی، شاخص تغییرات جبرانی برای چای و قهوه معادل ۸۳/۹۶ هزار ریال محاسبه شده است. لذا میزان تمایل به دریافت خانوار شهری برای اینکه بتوانند به همان سطح مطلوبیت قبل از افزایش قیمت دست یابند معادل شاخص تغییرات جبرانی محاسبه شده می‌باشد.

آثار افزایش قیمت‌ها بر فقر خانوارها

در ادامه اثر افزایش قیمت مواد غذایی بر سطح فقر خانوارهای شهری نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بدین صورت که ابتدا خط فقر اولیه با توجه به مخارج کل و مخارج اختصاص یافته به مواد غذایی محاسبه و تعداد خانوارهای با مخارج کمتر از خط فقر تعیین شده، به عنوان خانوارهای فقیر مشخص شدند. با توجه به شاخص تغییرات جبرانی محاسبه شده در مرحله قبل، خط فقر جدید (پس از اعمال سناریو افزایش قیمت) محاسبه و مجدداً تعداد خانوارهای با مخارج کمتر از خط فقر مشخص شده به عنوان خانوارهای فقیر تشخیص داده شدند. بر اساس نتایج جدول ۵ میانگین مخارج کل خانوارهای شهری در سال مورد نظر معادل با ۴۳۲۸۱/۵۲ هزار ریال و میانگین مخارج اختصاص یافته به مواد غذایی ۳۴۷۱/۰۹ هزار ریال (۸ درصد) بدست آمده است. بر اساس این اطلاعات خط فقر اولیه (۵۰ درصد میانگین مخارج کل) بصورت ۲۱۶۴۰/۷۶ هزار ریال محاسبه شد که براین اساس ۷۲۶۰ خانوار مخارج کل کمتر از این میزان دارند.

پس از اعمال سناریوی افزایش ۱۵ درصدی قیمت هشت گروه اصلی مواد غذایی، شاخص رفاهی تغییرات جبرانی معادل ۵۲۰/۵۶ هزار ریال محاسبه شد. بر این اساس خط فقر ثانویه که از مجموع خط فقر اولیه و شاخص رفاهی تغییرات جبرانی بدست آمده است، معادل با ۲۲۱۶۱/۳۲ هزار ریال می‌باشد. بر این اساس می‌توان بیان نمود که از بین ۱۸۵۰۱ خانوار شهری مورد بررسی تعداد ۷۴۰۴ خانوار (۴۰ درصد از خانوارها) مخارج کل کمتر از ۲۲۱۶۱/۳۲ هزار ریال دارند و به عبارتی زیر خط فقر قرار می‌گیرند. در نتیجه اعمال سناریوی افزایش ۱۵ درصد قیمت مواد غذایی به تعداد خانوارهای فقیر ۱۴۴ خانوار اضافه شده است. بر اساس جدول ۴ شاخص تغییرات جبرانی کل در نتیجه اعمال سناریوی ۲۵ درصدی، معادل ۸۶۷/۵۸ هزار ریال محاسبه شده است. در نتیجه خط فقر ثانویه پس از اعمال سناریوی مورد نظر معادل با ۲۲۵۰۸/۳۴ هزار ریال می‌باشد. با توجه

شهری به منظور بررسی دقیق تر آثار رفاهی و تعیین میزان جبرانی لازم، به تفکیک سطوح درآمدی خانوارها، صورت گیرد. با توجه به نتایج، لوکس بودن سه گروه غلات، میوه و سبزیجات، پیشنهاد می-شود این بخش ها در اعمال سیاست های درآمدی یا هر سیاستی که منجر به افزایش نقدینگی خانوارها می شوند، در نظر گرفته شوند؛ زیرا با توجه به شرایط معیشتی خانوارهای شهری می تواند منجر به بهبود سطح تغذیه و سلامت افراد و خانوارها شود. مقایسه بخش های قیمتی و درآمدی در گروه های مختلف خوراکی نشان می دهد، در برخی گروه های خوراکی، بخش درآمدی از بخش قیمتی بیشتر بوده است و در برخی دیگر، بخش های قیمتی بیشتر از بخش های درآمدی می باشند، بر این اساس پیشنهاد می شود، ترکیبی از سیاست های قیمتی و درآمدی جهت مدیریت تقاضای خانوارها مورد استفاده قرار گیرد. همچنین حمایت از تولیدات داخل می تواند در نهایت در راستای تأمین هدف افزایش دسترسی به مواد غذایی از سوی مصرف کنندگان باشد.

۱۳۹۳ است. همچنین تغییر در مخارج لبنیات، میوه و سبزیجات پس از اعمال سناریو مورد نظر به ترتیب معادل ۵/۳۳ درصد، ۵/۷۶ درصد و ۵/۶۵ درصد مخارج اختصاص داده شده به مواد غذایی در سال پایه است. به طور جزئی تر تغییر در مخارج برای سه گروه مواد غذایی نامبرده به ترتیب معادل ۱۸۵/۱۷ هزار ریال، ۱۹۹/۹۱ هزار ریال و ۱۹۵/۹۹ هزار ریال بدست آمده است. در نتیجه اعمال سه سناریوی افزایش قیمت، در سناریوی اول (۱۵ درصدی) ۱۴۴ خانوار به خانواده های فقیر و زیر خط فقر اضافه شدند. در سناریوی دوم (۲۵ درصدی) ۲۵۳ و در سناریوی سوم (۵۰ درصدی) ۵۰۳ خانوار به زیر خط فقر منتقل شدند. بنابراین با توجه به اینکه خوراکی ها، سهم بالایی از سبد مصرفی خانوارهای شهری را به خود اختصاص داده است، می بایستی جهت حفظ سطح رفاه خانوارها، حمایت های مالی لازم انجام شده و معادل تغییرات جبرانی محاسبه شده جهت حفظ مطلوبیت خانوارها، پرداخت گردد. لذا پیشنهاد می گردد با توجه به حساسیت خانوارهای با سطوح مختلف درآمدی به تغییرات قیمت، مطالعه ای در راستای مطالعه حاضر و با در نظر گرفتن سطوح مختلف درآمدی خانوارهای

جدول ۵- خط فقر و تغییرات خط فقر ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی برای خانوارهای شهری (هزار ریال)

Table 5- Poverty line and changes in the poverty line caused by rising food prices for urban households (Thousand rials)

سناریوها Scenarios	مخارج قبل از اعمال سناریو Before applying the scenarios	مخارج پس از اعمال سناریو اول After applying the scenario 1	مخارج پس از اعمال سناریو دوم After applying the scenario 2	مخارج پس از اعمال سناریو سوم After applying the scenario 3
مخارج کل Total expenditure	43281.52	43281.52	43281.52	43281.52
مخارج مواد غذایی Food expenditure	3471.09	3471.09	3471.09	3471.09
تغییرات جبرانی Compensatory changes	-	520.56	867.58	1735.09
تعداد کل خانوارها Total number of households	18501	18501	18501	18501
خط فقر Poverty line	21640.76	22161.32	22508.34	23375.86
تعداد خانوارها با مخارج کمتر از خط فقر The number of households with less than the poverty line	7260	7404	7513	7763
تعداد اضافه شده به خانوارهای فقیر Number added to poor households	-	144	253	503

مأخذ: یافته های پژوهش (تغییرات جبرانی بر حسب هزار ریال واحد پولی است)

Source: Research findings (compensatory changes in terms of a thousand rials of the monetary unit)

منابع

- 1- Ahmed M.A., and Buoy H.E. 2002. Weighing what's practical: proxy means Tests for Targeting Food Subsidies in Egypt, FC ND Discussion paper, 132, <http://www.ifpri.org>.
- 2- Akbari A., Ahmadi Javid M., Ziaei M.B., and Barekati S.M. 2015. Estimation of food demand function of urban households in Sistan and Baluchistan province using NNDS and QUAIDS systems. Agricultural Economics

- Research, 9(2): 93- 116. (In Persian)
- 3- Attanasio O., Di Maro V., Lechene V., and Phillips D. 2013. Welfare consequences of food prices increases: Evidence from rural Mexico. *Journal of Development Economics*, 104: 136–151.
- 4- Azzam A.M., and Rettab B. 2012. A welfare measure of consumer vulnerability to rising prices of food imports in the UAE; *Food Policy*, 37: 554-560.
- 5- Daat G. 1998. Controversy, tools for porerty measurement and Analysis FCND Discussion paper, No, 50. <http://www.ifpri.org>.
- 6- Deaton A., and Muellbauer J. 1980. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70: 312–326.
- 7- Deaton A. 2000. Analysis of Household Surveys: A Micro Econometric Approach to Development Policy. John Hopkins University Press. Tech. rep., World Bank policy research working paper.
- 8- Ebrahimi M., and Dehghani Ahmadabadi H. 2011. Study of welfare changes due to increased electricity prices in urban and rural households. *Journal of Social Welfare Research*, 12(46): 373-397. (In Persian)
- 9- Falahi F., Mohammadzadeh P., and Hekmati Farid S. 2013. Study of welfare effects of commodity price rises in rural households in the country. *Journal of Economic Research*, 2: 131-150. (In Persian)
- 10- Fujii T. 2013. Impact of food inflation on poverty in the Philippines; *Food Policy*, 39: 13-27.
- 11- Ghahraman Zadeh M., Ziaee M.B., Pishbahr A., and Dashti GH. 2015. Measuring the effect of rising food prices on the welfare of Iranian urban households. *Agricultural Economics Journal*, 9(4): 97-119. (In Persian)
- 12- Gorman W.M. 1953. Community preference fields. *Econometrica*, 21: 63–80.
- Haraki K. 1998. Food Subsidies: A case study of price Reform in morocco, h sms working paper, 50.
- Hosseini Yekani S.A., Nematollahi Z., and Hosseinzadeh M. 2017. The welfare effects of rising of domestic rice Price on Mazandaranians households, *Journal of Agricultural Economics and Development*, 31(3): 228- 239. (In Persian)
- 13- Hosseinzad J., Sohrabi Athar F., Dashti Gh., and Ghahramanzadeh M. 2014. Application of system models in the analysis of demand for food commodities in Iran, *Iranian Economic Research and Development*, 45(3): 545- 554. (In Persian)
- 14- Layani Gh., and Esmaeili A. 2015. Determine the vulnerability of urban households due to the increase in imported food prices in Iran. *Agricultural Economics Research*, 7(3): 109-127. (In Persian)
- 15- Layani Gh., and Bakhshoudeh M. 2016. Investigating changes in the level of poverty and determining the vulnerability of rural households due to the rise in global prices of food in Iran, *Quarterly Journal of Economic Research*, 16(3): 1- 27. (In Persian)
- 16- Loughrey J., and Odonoghue C. 2012. The Welfare impact of price changes on household Welfare and inequality 1999-2011, the *Economic and Social Review*, 43(1): 31–66.
- 17- Minot N., and Dewina R. 2013. Impact of food price changes on household welfare in Ghana, ifpri discussion paper 01245, 1- 32.
- 18- Mosakhani GH. 1999. Analysis of Social Welfare in Iran and its Effectiveness from Inequality of Income. Thesis, Shiraz University, Shiraz, Iran.
- 19- Muellbauer J. 1976. Community preferences and the representative consumer. *Econometrica*, 44: 979–999.
- 20- Nelson C., Wood B., and Nogueira L. 2011. Econometrics of welfare evaluation of price changes: The case of food price increases in México.
- 21- Nematalahi Z., and Shahnoushi Foroshani N. 2012. Evaluating the effects of energy efficiency allocation on the Prices of Agricultural Products, Food Industries and Household Welfare (Application of Input-Output Table). Eighth Biennial of Iranian Agricultural Economics, 2623-2634. (In Persian)
- 22- Osei-Asare Y.B., and Eghan M. 2013. Food price inflation and consumer Welfare in Ghana. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 1(1): 27-39.
- 23- Pirae Kh., and Akbari Moghadam B. 2005. Effect of reduction of agricultural subsidy and changes in labor tax rate on urban production and welfare of rural and urban households in Iran (based on the generalized computational equation and social accounting matrix simulation method). *Quarterly journal of economic research of Iran*, 7(22): 1-30. (In Persian)
- 24- Pirae Kh.N and Shahsavari M.R. 2009. Poverty assessment in urban and rural areas of Fars province. *Economic Research*, 9(9): 233-265. (In Persian)

- 25- Renani M., and Mehabadi M. 2000. Impact of inequality and poverty on the efficiency of macroeconomic policies. Articles on poverty in Iran, University of Welfare and Rehabilitation Sciences Tehran: 189-209. (In Persian)
- 26- Rodriguez-Takeuchi L., and Imai K.S. 2013. Food price surges and poverty in urban Colombia: New evidence from household survey data; Food Policy, 43: 227-236.
- 27- Sen A.K. 1976. Poverty: an ordinal approach to the measurement; Econometrica, 44: 219-231.
- 28- Shimeles A., and Delelegn A. 2013. Rising Food Prices and Household Welfare in Ethiopia: Evidence from Micro Data, Working Paper Series, 182.
- 29- Varian H. 1999. Microeconomic theory. Translation: Abbas Shakeri, Tehran, Ney Publishing. (In Persian)
- 30- Vu L., and Glewwe P. 2011. Impacts of rising food prices on poverty and welfare in Vietnam. Journal of Agricultural and Resource Economics, 14-27.
- 31- Ziegelhofer Z. 2014. Food prices and household welfare: A pseudo panel approach, Ph.D thesis of International Economics at the Graduate Institute of International and Development Studies.

مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی (مطالعه موردی: کشاورزان ذرت کار دشت مغان)

مجتبی سوختانلو*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۲۰

چکیده

بیمه کشاورزی، یکی از مهم‌ترین راهکارهای مدیریتی برای غلبه بر خطرات کشاورزی، تغییرات آب و هوا و دیگر خطرات طبیعی اجتناب‌ناپذیر است. لذا هدف تحقیق، بررسی مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی، میان کشاورزان ذرت کار دشت مغان در استان اردبیل بود. جامعه آماری تحقیق شامل کلیه کشاورزان ذرت کار به تعداد ۹۱۵ نفر بوده که حجم نمونه به کمک روش نمونه‌گیری چندمرحله‌ای، توسط فرمول یمان (Yamane) به تعداد ۲۷۸ نفر تعیین گردید. ضریب ریسک‌گریزی با استفاده از مدل قاعده اول اطمینان (SFR) محاسبه و پس از دسته‌بندی کشاورزان ذرت کار بر اساس پذیرنده و نپذیرنده بیمه، توسط رگرسیون لجستیک مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک بر پذیرش بیمه تعیین شد. مطابق یافته‌ها، اغلب کشاورزان ذرت کار (۶۵/۱۰ درصد) ریسک‌گریز می‌باشند. همچنین کشاورزان ذرت کار پذیرنده بیمه، بطور معنی‌داری دارای درجه ریسک‌گریزی کمتری نسبت به کشاورزان ذرت کار نپذیرنده بیمه هستند. نتایج رگرسیون لجستیک دوگانه نشان داد که از میان انواع مؤلفه‌ها، مؤلفه‌های مدیریت ریسک کاشت ($Wald=0/382$)، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی ($Wald=0/492$)، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی ($Wald=0/617$) و مدیریت تسهیم ریسک ($Wald=0/447$) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی داشت. همچنین تأثیر متغیرهای سن، سطح تحصیلات و تعداد ریسک‌های کشاورزی نیز در تمایز دو گروه پاسخ‌گویان، معنی‌دار بود.

واژه‌های کلیدی: بیمه محصولات کشاورزی، درجه ریسک‌گریزی، دشت مغان، کشاورزان ذرت کار، مدیریت ریسک

مقدمه

نتایج تصمیم‌گیری زراعی کشاورز، متفاوت با نتایج تصمیم‌گیری در شرایط اطمینان می‌باشد. همچنین میزان مصرف نهاده‌ها در شرایط وجود ریسک‌های کشاورزی و بدون ریسک (شرایط اطمینان) با یکدیگر فرق داشته و این میزان علاوه بر قیمت ستانده‌ها و نهاده‌ها و سطح تولید، به عوامل دیگری از قبیل واریانس قیمت محصول، درجه ریسک‌گریزی و سهم نهایی نهاده‌ها در واریانس تولید نیز بستگی دارد (۲۴). علاوه بر اینکه تصمیمات کشاورز تحت شرایط ریسک‌زا، می‌تواند بر میزان بهره‌وری، درآمد کشاورزی، استفاده از انواع نهاده‌ها، توصیه‌های کارشناسان، فرایند بازاریابی و عرضه محصولات کشاورزی و نوسانات قیمت تولید اثرگذار باشد؛ همچنین می‌تواند مانع پذیرش فناوری‌ها و علوم جدید کشاورزی شود (۱۳) و (۱۴). در این راستا یکی از مهمترین سازوکارهای حمایتی در راستای کاهش ناپایداری و مقابله با ماهیت پیش‌بینی‌ناپذیر این مخاطرات، استفاده از بیمه محصولات کشاورزی است که امنیت تولید و سرمایه‌گذاری و در نتیجه ایجاد ثبات درآمد کشاورزان را از جمله آثار سیاست بیمه‌ی محصولات کشاورزی می‌دانند (۱۱). بیمه محصولات

آنچه بدیهی است سرشت کشاورزی، سرشار از مخاطرات است. در این فعالیت، انواع مخاطرات طبیعی، اجتماعی، اقتصادی و عمومی دست به دست هم داده و مجموعه شکننده و آسیب‌پذیری برای کشاورزان فراهم می‌کند که نتیجه نهایی آن، تهدید درآمد، کاهش بهره‌وری و کاهش کمیت و کیفیت تولید آنان است. لذا کشاورزان در مواجهه با شرایط محیط و ریسک‌های گوناگون طبیعی و غیرطبیعی، مجبور به تصمیم‌گیری درباره تخصیص منابع برای تولید کشاورزی خود هستند؛ این در حالی است که نسبت به شرایط محیط، وضعیت قیمت نهاده‌ها و محصولات و عملکرد زراعی خود، ثبات و اطمینان کافی احساس نمی‌کنند. نهایتاً این مسئله در تصمیمات زراعی کشاورزان تأثیر گذاشته و تحت چنین شرایطی،

۱- استادیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه محقق اردبیلی

(*)- نویسنده مسئول: Email: m.sookhtanlo@uma.ac.ir

DOI: 10.22067/jead2.v32i4.68267

کشاورزی را می‌توان یکی از ابزارهای حمایتی مناسب جهت حمایت از منابع مالی تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران این بخش در هنگام بروز حوادث قهری و طبیعی دانست. در حقیقت بیمه محصولات کشاورزی تمهیدی برای تأمین مشارکت گسترده کشاورزان در نیل به کشاورزی پایدار، ایجاد شرایط و فضای امن برای جذب سرمایه در بخش کشاورزی، تشکیل و تحرک پس‌اندازهای روستایی، افزایش کارایی مدیریت ریسک در بخش کشاورزی، تخصیص بهینه، مطلوب و کارآتر سرمایه در بخش کشاورزی و همچنین، مقابله با فقر و آسیب‌پذیری خرده‌مالکان و بهره‌برداران کوچک است (۷). مدیریت ریسک، مدیریت مناسب واحد بهره‌برداری با کسب آگاهی و شناخت از محیط و عوامل ریسک‌ساز است و در واقع یکی از راه‌های افزایش بهره‌وری از عوامل تولید و بهبود کارایی نظام بهره‌برداری زراعی با اخذ تصمیمات صحیح در خصوص کنترل عوامل و منابع ریسک می‌باشد؛ لذا راهبرد اصلی مواجهه با ریسک‌های کشاورزی، همان استفاده جامع از مؤلفه‌های مدیریتی در ریسک‌های کشاورزی است (۱۷). به عبارتی، مدیریت ریسک شامل شناسایی، تخمین، ارزیابی، نظارت و کنترل ریسک است و در برگیرنده مجموعه‌ای از اقدام‌های احتیاطی، واکنش‌های اختصاصی و فرایندهای غیرسازمان داده شده است (۲). به طور کلی ریسک تولید، ناشی از فرایندهایی است که رشد طبیعی محصول را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد و موجب تغییر در کمیت و کیفیت محصول تولید شده می‌شود. البته منابع ریسک تولید کشاورزی بسیار گسترده بود و می‌تواند شامل شرایط آب و هوا (خشکسالی، سیل، تغییرات دما، تگرگ، طوفان، سرمازدگی، گردباد، زمین لرزه و ...)، آفات و بیماری‌ها، علف‌های هرز، شرایط خاک، تاریخ کشت، روش تولید و ریسک‌های مالی و فنی باشد (۱۴). بیمه محصولات کشاورزی از جمله برنامه‌های مؤثر مدیریت ریسک است که می‌تواند با افزایش درجه ریسک‌پذیری کشاورزان موجب جریان سرمایه‌گذاری آنها به سمت استفاده از فناوری نوین و در نتیجه، افزایش کارایی استفاده از نهاده‌ها و همچنین ایجاد امنیت در تولید فراورده‌های کشاورزی شود (۲۶).

ترکمانی (۲۶) در تحقیق خود به بررسی اثرات بیمه محصولات کشاورزی در کاهش ریسک و نابرابری درآمدی بهره‌برداران در استان فارس پرداخت. نتایج برآورد درجه ریسک‌گریزی بهره‌برداران عضو نمونه مورد مطالعه نشان داد که بیمه بر چگونگی نگرش کشاورزان به مخاطره تأثیر گذاشته و موجب کاهش سطح ریسک‌گریزی آنها شده است. افزون بر آن، محاسبه و مقایسه ضرایب جینی نمایانگر تأثیر مثبت بیمه محصولات کشاورزی بر کاهش نابرابری بهره‌برداران کشاورزی است. تخمین تابع تقاضا نشان داد که سطح زیر کشت گندم، نسبت غرامت به حق بیمه، درجه ریسک‌گریزی، تحصیلات، تجربه، سن و مالکیت مزرعه بر تقاضای و پذیرش بیمه محصولات کشاورزی

تأثیر مثبت دارد. در نهایت، بررسی عامل‌های مؤثر بر گرایش بهره‌برداران به مخاطره در نمونه مورد مطالعه نشان داد که تمام وقت افراد خانوار، روش آبیاری مورد استفاده، بیمه محصولات کشاورزی، اعتبارات و مالکیت زمین بر گرایش آنان به مخاطره تأثیر مثبت دارد. در همین زمینه در تحقیق دیگری ترکمانی و موسوی (۲۷) در بررسی اثرات بیمه محصولات زراعی بر کارایی تولید و مدیریت ریسک در کشاورزی میان سبب زمینی کاران نتیجه گرفتند که داشتن بیمه بر کارایی فنی سبب زمینی کاران اثر مثبت نداشته، ولی بر نحوه نگرش آنان نسبت به مخاطرات تولید کشاورزی و در کاهش هر چه بیشتر سطح ریسک‌گریزی سبب‌زمینی کاران مؤثر بوده است. همچنین ویژگی‌های شخصی و مدیریتی بیمه‌گذار مانند درجه ریسک‌گریزی، تحصیلات، تجربه، سن بهره‌بردار و مالیت زمین بر پذیرش بیمه اثرگذار بوده است.

گراوندی و علی بیگی (۸)، به بررسی عوامل مؤثر بر استفاده از راهبردهای مدیریت ریسک تولید به وسیله کشاورزان ذرت‌کار شهرستان کرمانشاه پرداختند. جهت تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار AMOS استفاده شد. براساس یافته‌ها، کشاورزان با راهبردهای جدید مدیریت ریسک تولید، مانند کشت مخلوط در حد کمی آشنایی داشتند و در اقدامات خود بیشتر به استفاده از راهبردهای سنتی، مانند استفاده از کودهای شیمیایی بسنده کرده‌اند. متغیرهایی که بیشترین واریانس را در سطح استفاده از راهبردهای مدیریت ریسک تولید تبیین کردند شامل سن، مقدار زمین زارع و درآمد کل زارع بود. دیگر نتایج حاکی از آن بود که کشاورزان ذرت‌کار شهرستان کرمانشاه، از رایج‌ترین ابزار مدیریت ریسک تولید، یعنی بیمه به مقدار کمی استفاده می‌کنند؛ به طوری که ۶۴/۴ درصد پاسخ‌گویان، زمین‌های خود را بیمه نکرده‌اند که این موضوع می‌تواند ناشی از عدم پرداخت به موقع خسارت از طرف شرکت بیمه و یا ناآشنایی کشاورزان با اهمیت بیمه محصول باشد.

در تحقیق شالودگی (۲۲) به تحلیل ساختار تقاضا و بررسی اثرات بیمه بر مزارع کشاورزی دشت دهگلان در استان کردستان پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که میانگین کارایی‌های فنی در گروه بیمه شده گندمکاران، به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از گروه بیمه نشده است، اما بیمه بر کارایی فنی سبب زمینی کاران اثر مثبت معنی‌دار نداشت. نتایج حاصل از توابع تولید و توابع تقاضای نهاده‌ها (نسبت نهاده‌ها) نشان داد که مزارع سبب زمینی با پدیده انتخاب زیان‌آور مواجه‌اند، ولی در مورد گندمکاران این پدیده دیده نشد. تخمین تابع تقاضای گندم نشان‌دهنده تأثیر مثبت درجه ریسک‌گریزی، سطح زیر کشت گندم، نوع کشاورزی و تنوع محصولات کشاورزی بر تقاضای بیمه می‌باشد. همچنین، تخمین تابع تقاضای سبب‌زمینی نشان‌دهنده تأثیر مثبت درجه ریسک‌گریزی، سطح زیر کشت، تنوع محصولات، سن بهره‌بردار و تحصیلات بر تقاضای بیمه بود.

پذیرش ریسک، ریسک‌گریزی و استراتژی‌های مواجهه با ریسک تولید در میان کشاورزان لهستانی انجام دادند. مطابق یافته‌ها، مهم‌ترین عامل افزایش ریسک در تولیدات زراعی کشاورزان، عامل خشکسالی بود. همچنین کشاورزان لهستانی عمدتاً ریسک‌گریز بودند. در بخش دیگری از یافته‌ها، عواملی که منجر به افزایش سطح ریسک‌گریزی کشاورزی می‌شد شامل میزان بدهی‌ها، نسبت ضایعات تولید محصول در سال‌های گذشته، کیفیت خاک و اولویت بالا دادن به استقلال مالی (مدیریت نامناسب تسهیم ریسک) بود. همچنین مهم‌ترین استراتژی مقابله با ریسک در میان کشاورزان، بیمه کردن محصولات کشاورزی بود که در نهایت بر شاخص‌های مدیریت ریسک بسیار مؤثر بود. دیگر یافته‌ها حاکی از آن بود که عواملی همچون بهبود ادراک کشاورزان از عوامل ریسک‌زا، کاهش سطح ریسک‌گریزی و بکارگیری استراتژی‌های مناسب مقابله با ریسک متناسب با شرایط و نیازهای کشاورزان، راهکارهای مؤثر مدیریت ریسک کشاورزی محسوب می‌شد.

ذرت یکی از محصولات اصلی و استراتژیک در دشت مغان (شمال غربی ایران) بوده که بیش از ۹۰ درصد ذرت مورد نیاز کشور در این دشت تأمین می‌شود. این منطقه به علت وجود سه ویژگی مهم (خاک حاصلخیز، منابع آبی در دسترس و جاری و گرما و رطوبت مناسب برای کشاورزی)، همیشه به عنوان یکی از قطب‌های مهم کشاورزی در کشور مطرح بوده؛ اما با توجه به تغییرات جدید اقلیمی و بروز فزاینده پدیده‌هایی مانند خشکسالی و کاهش منابع آبی، سرمازدگی و گسترش آفات و علف‌های هرز زراعی، مواجهه کشاورزان با پدیده ریسک به عنوان یک چالش مهم در منطقه مطرح شده است. در این شرایط پذیرش بیمه محصولات کشاورزی بسیار اثرگذار بوده و بر عملکرد تولید و سطح درآمد و ریسک تولید کشاورزان ذرت کار تأثیر شایانی خواهد داشت. بدیهی است که فلسفه وجودی بیمه محصولات کشاورزی تسهیم ریسک‌های کشاورزی است. تسهیم ریسک‌ها به این معناست که بیمه‌گذاران کشاورز با پرداخت حق بیمه در ریسک یکدیگر شریک می‌شوند و زمینه لازم را برای کاهش ریسک‌گریزی و افزایش امکان پذیرش نوآوری‌ها و راهکارهای تقویت کننده تولید میان آنان فراهم می‌آورد (۶). به نظر می‌رسد بیشتر تحقیقات گذشته در ارتباط با تأثیر مؤلفه‌های مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه کشاورزی، حداکثر به یک الی دو مؤلفه مدیریت ریسک پرداخته‌اند؛ ولی در این تحقیق هدف آن بود تا به طور جامع، مدون و کاملی تأثیر همه انواع مختلف مؤلفه‌های مدیریت ریسک تولید (۶ مؤلفه) را بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی مورد تحلیل قرار گیرد. در همین راستا، این تحقیق به دنبال آن است تا بررسی کند از میان انواع مؤلفه‌های مدیریت ریسک تولید، کدام مؤلفه‌ها می‌تواند بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی میان کشاورزان ذرت کار، تأثیر معنی‌داری داشته باشند.

آقاپور صباغی (۱)، به بررسی تأثیر بیمه محصولات کشاورزی بر گرایش به ریسک و کارایی تولید کشاورزان گوجه فرنگی کار شهرستان دزفول پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد که بیمه بر کارایی فنی گوجه‌فرنگی کاران اثر مثبت دارد ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. از میان انواع متغیرهای فردی و حرفه‌ای و مؤلفه‌های مدیریت ریسک، تنها عوامل سطح تحصیلات، تجربه کشاورزی، سطح زیرکشت، میزان ریسک‌گریزی و نسبت غرامت دریافتی به حق بیمه پرداختی اثر مثبت و متغیر مجازی نوع کشاورزی، مالکیت زمین و حق بیمه پرداختی، تأثیر منفی بر پذیرش و تقاضای بیمه داشتند. در مجموع اذعان شد که داشتن بیمه با وجود اینکه در ارتقای روحیه گرایش به ریسک‌پذیری کشاورزان مؤثر بوده است، ولیکن منجر به بهبود کارایی فنی نشده است. در همین زمینه، تاج‌الدینی و همکاران (۲۵) در بررسی عوامل تمایزدهنده پذیرش بیمه کشاورزی بر اساس وضعیت اقتصادی، اجتماعی، سبک زندگی و معیشتی گندمکاران در شهرستان کهگیلویه به این نتیجه دست یافتند که میان دو گروه پذیرنده و نپذیرنده بیمه محصولات کشاورزی، از نظر مهارت اقتصادی، درآمد، پس انداز، تسهیلات بانکی، دسترسی به منابع اطلاعاتی و خدماتی همگانی، آموزش، دانش و اطلاعات، اعتماد اجتماعی و وضعیت تاهل، اختلاف معنی‌داری وجود داشت.

ولاندیا و همکاران (۲۹) در بررسی مؤلفه‌های اثرگذار جهت بکارگیری ابزارهای مدیریت ریسک در ارتباط با پذیرش بیمه محصولات کشاورزی نتیجه گرفتند که میزان وسعت مزرعه، سطح درآمد خارج از مزرعه، میزان تحصیلات، سن و سطح ریسک تولید کشاورزی به عنوان مهم‌ترین مؤلفه‌ها شناخته می‌شوند. در همین زمینه نیز اولارینده و همکاران (۱۴) در تحقیق خود با کمک روش‌های اقتصادسنجی، به بررسی عوامل اثرگذار بر ضریب ریسک‌گریزی میان کشاورزان ذرت کار در منطقه ساوانا (نیجریه) پرداختند. در این تحقیق بر اساس میزان نگرش نسبت به ریسک، کشاورزان ذرت کار به سه گروه ریسک‌گریز کم، ریسک‌گریز متوسط و بسیار ریسک‌گریز تقسیم‌بندی شدند. در این تحقیق توسط روش نمونه‌گیری چندمرحله‌ای، تعداد ۳۴۸ نفر کشاورز ذرت کار انتخاب شدند. جهت محاسبه ضریب ریسک‌گریزی از مدل قاعده اول اطمینان (SFR^۱) استفاده شد. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که اغلب کشاورزان (۴۸/۵۶ درصد) ریسک‌گریز بودند، اما ۴۲/۵۳ درصد کشاورزان، ریسک‌خنثی و ۸/۹۱ درصد ریسک‌پذیر بودند. مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر میزان ریسک‌گریزی کشاورزان ذرت کار شامل سن، تعداد خانوار، درآمد کشاورزی، درآمد خارج از مزرعه، امنیت مالی کشاورزان، ترویج و آموزش کشاورزی و مدیریت ریسک بازاریابی بود. همچنین سولوسکی و کلوزکو گجوسکا (۲۳)، تحقیقی در ارتباط با

مواد و روش‌ها

منطقه تحقیق

دشت مغان، در شمال استان اردبیل (شمال غربی ایران) واقع بوده که به علت وجود شرایط مناسب کشاورزی، وجود رودخانه ارس و سد اصلاندوز، همچنین وجود خاک حاصلخیز و دما و رطوبت مناسب، یکی از قطب‌های مطرح کشاورزی محسوب می‌شود که مهم‌ترین محصولات کشاورزی در این منطقه شامل ذرت (بیشترین تولید ذرت بذری در کشور)، گندم، جو، برنج و... است. حداکثر ارتفاع این دشت از سطح دریا، ۵۰۰ متر و حداقل آن ۴۰ متر بوده و مساحت کل حوزه آبریز مغان بیش از ۵۵۴۵ کیلومتر مربع است. دشت مغان به خاطر وجود شرایط آب و هوایی مناسب، یکی از قطب‌های مهم کشاورزی برای تولید محصولات گندم، ذرت، جو، پنبه و چغندر قند و... در سطح کشور تلقی می‌شود. همچنین این منطقه از سه شهرستان گرمی، بیله سوار و پارس آباد تشکیل شده است.

ماهیت تحقیق و نمونه‌گیری

مطالعه حاضر از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ میزان و درجه کنترل متغیرها میدانی و از لحاظ نحوه جمع‌آوری داده‌ها، از نوع تحقیقات توصیفی-همبستگی بود که در سال ۱۳۹۶ طراحی و اجرا گردید. جمع‌آوری اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد مطالعه در جامعه آماری مورد پژوهش با استفاده از پرسشنامه و به صورت مصاحبه ساختاریافته با کشاورزان ذرت کار انجام شد. جامعه آماری تحقیق شامل کلیه کشاورزان ذرت کار دشت مغان به تعداد ۹۱۵ نفر بود. در این تحقیق کشاورزانی مد نظر قرار گرفتند که حداقل ۲ سال سابقه بیمه محصولات کشاورزی داشتند. روش نمونه‌گیری، چند مرحله‌ای بود (۲۱) که با کمک فرمول یمان (۳۱)، با توجه به نسبت جمعیتی کشاورزان ذرت کار، تعداد ۲۷۸ نفر از ۹ روستا (۱۱۵ نفر پذیرنده بیمه و ۱۶۳ نفر نپذیرنده بیمه) به عنوان نمونه آماری انتخاب و مورد مطالعه قرار گرفتند. فرمول یمان به صورت رابطه ۱ مورد استفاده قرار گرفت (۲۰).

$$n = N / (1 + Ne^2) \quad (\text{رابطه ۱})$$

حجم نمونه = n

تعداد جامعه آماری = N

میزان دقت اندازه‌گیری در سطح ۵ درصد (e = ۰/۰۵)

- ابزار تحقیق

ابزار پژوهش پرسشنامه‌ای شامل ۶۹ گویه در سه بخش (ویژگی‌های فردی و حرفه‌ای، عوامل تعیین کننده درجه ریسک‌گریزی، مؤلفه‌های مدیریتی ریسک) بود. ویژگی‌های فردی و حرفه‌ای ذرت کاران (شامل سن، سابقه کشاورزی و... در ۱۸ گویه)، عوامل تعیین کننده درجه ریسک‌گریزی (شامل درآمد مورد انتظار،

میزان بدهی‌های پرداخت نشده و... در ۱۹ گویه)، مؤلفه‌های مدیریت ریسک (شامل مدیریت ریسک کاشت، داشت و... در ۳۲ گویه) و دیگر سؤالات تکمیلی (۷ گویه) را شامل می‌شد. مؤلفه‌های مدیریت ریسک، دربرگیرنده ۶ مؤلفه، شامل مؤلفه‌های مدیریت ریسک کاشت (۵ گویه)، مدیریت ریسک داشت (۵ گویه)، مدیریت ریسک برداشت (۴ گویه)، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی (۵ گویه)، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی (۷ گویه) و مدیریت تسهیم ریسک (۶ گویه) بود. گویه‌های سنجنده مؤلفه‌های مدیریت ریسک، دارای ترتیب خاص و وزن‌های مساوی در مقیاس لیکرت پنج قسمتی (از خیلی کم تا خیلی زیاد در دامنه ۱ تا ۵) تدوین شد. با توجه به اینکه برخی از قسمت‌های پرسشنامه بنا به موضوع تحقیق شامل سؤالاتی بدیع بوده که نیاز به توضیح برای کشاورزان داشت، بنابراین جهت تکمیل هر پرسشنامه جهت اطمینان از رفع ابهامات کشاورزان ذرت کار از روش مصاحبه ساختاریافته استفاده شد.

جهت تعیین اعتبار پرسشنامه ابتدا تعداد ۳۰ پرسشنامه در داخل جامعه آماری، ولی خارج از نمونه مورد نظر برای مطالعه، بین کشاورزان ذرت کار توزیع گردید. اعتبار شاخص‌های پرسشنامه با استفاده از کرونباخ-آلفا و تتای ترتیبی، بالاتر از ۰/۷ بدست آمد که بیانگر مناسب بودن ابزار پژوهش بود. روایی صوری پرسشنامه بر اساس نظر جمعی از اعضای هیئت علمی رشته‌های کشاورزی و تعدادی از کارشناسان خبره جهاد کشاورزی در دشت مغان تأیید گردید. جهت انجام تحلیل اصلی تحقیق از روش رگرسیون لجستیک دوگانه (به روش پیش‌رو گام به گام) با کمک نرم‌افزارهای SPSS و Excel استفاده شد.

روش محاسبه ضریب ریسک‌گریزی کشاورزان ذرت کار

برای سنجش تمایلات ریسکی در تصمیم‌گیری کشاورزان ذرت کار و به منظور تعیین درجه ریسک‌گریزی (متغیر وابسته تحلیل) در تولید محصول ذرت از مدل قاعده اول اطمینان (SFR) استفاده شد. فرض اساسی در این قاعده این است که هدف بهره‌بردار حداقل کردن احتمال وقوع یک افت در درآمد، پایینتر از یک سطح معینی است (۵ و ۱۶). طبق این قاعده، بهره‌برداران هنگامی به انتخاب فناوری و به کارگیری اطمینان آن در تولید یک محصول اقدام می‌کنند که احساس آرامش و اطمینان از تأمین نیازهای معیشتی خود داشته باشند. مدل قاعده اول اطمینان، در تحقیقات متعددی جهت محاسبه درجه ریسک‌گریزی کشاورزان بکار برده شد (۳، ۴، ۵، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۲۱ و ۲۳) که مطابق رابطه ۲ بدین شرح است:

$$R_i = [E^*_i - E_i] / [\delta_i], \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (\text{رابطه ۲})$$

در این معادله:

Ri: درجه ریسک‌گریزی کشاورز ذرت کار

E*i: سطح بحرانی درآمد معیشتی برای ذرت کار

اثر ضایعات و حوادث غیرطبیعی است که به صورت میانگین وزنی و با توجه به رابطه ۶ محاسبه می‌شود (۵، ۱۴، ۲۱ و ۲۳).

$$\text{DMG} = \Sigma (\text{Ki} \cdot \text{DMGi}) / (\Sigma \text{Ki}) \quad (\text{رابطه ۶})$$

Ki: قیمت محصول ذرت در دوره iام.

DMGi: درصد خسارت وارده به کشاورز ذرت کار (درصد نسبت

به عملکرد کل) در دوره iام.

هرچه مقدار Ri بدست آمده منفی‌تر باشد، نشان دهنده‌ی ریسک‌گریزی بالاتر کشاورز ذرت کار است. زیرا در این حالت ذرت کار بیشتر سعی می‌کند سطح معینی از بدقابلی را به حداقل برساند، یا مقدار درآمد مورد انتظارش (E) برای قبول یک ریسک را حداکثر کند (۵ و ۱۸). برای توصیف سطوح مختلف ریسک‌گریزی میان کشاورزان ذرت کار، از روش گروه‌بندی فاصله انحراف استاندارد از میانگین (ISDM^۱) استفاده شد (۱۴) که بر اساس آن، پاسخ‌گویان به چهار گروه ریسک‌پذیر؛ ریسک‌خفتی؛ ریسک‌گریز کم و بسیار ریسک‌گریز تقسیم‌بندی شدند (۱۲ و ۱۴). در این تحقیق، متغیر وابسته شامل درجه ریسک‌گریزی کشاورزان ذرت کار (۸، ۱۴، ۲۶، ۱، ۲۷، ۲۵ و ۲۹) بوده و متغیرهای مستقل نیز بر اساس پیشینه تحقیقات مختلف (ویژگی‌های فردی و حرفه‌ای (۱، ۲۲، ۲۵، ۸، ۲۶، ۱، ۲۹ و ۲۷)، متغیرهای اقتصادی (۱، ۱۳، ۲۴، ۲۵، ۲۲ و ۲۶)، مدیریت ریسک کاشت (۱، ۲۳ و ۲۴)، مدیریت ریسک برداشت (۱، ۲۳ و ۲۴)، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی (۱، ۲۴، ۲۵ و ۱۴)، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی (۲۷، ۲۲، ۱۴ و ۱) و مدیریت تسهیم ریسک (۲۴، ۲۵، ۱۴ و ۱) برای تحلیل تعیین شد که متغیرهای مؤثر بر درجه ریسک‌گریزی، بر اساس معنی‌داری هر یک از متغیرها در تحلیل رگرسیون لجستیک دوگانه بدست آمد.

نتایج و بحث

ویژگی‌های شخصی و حرفه‌ای پاسخ‌گویان

مطابق یافته‌های تحقیق در جدول ۱، میانگین متغیرهای سن (۴۶/۱۷۶ سال)، سطح تحصیلات (۵/۵۰ سال)، سابقه کشاورزی (۲۱/۹۰۳ سال)، تعداد اعضای خانوار (۴/۵۴۰ نفر)، وسعت مزارع ذرت (۵/۰۰۵ هکتار)، عملکرد محصول ذرت (۱۷/۰۴۳ تن در واحد هکتار)، متوسط درآمد سالیانه کشاورزی (۲۶۲۷/۴۲۰ میلیون ریال)، متوسط هزینه درآمد خارج از مزرعه (۱۴۱۰/۰۲۳ میلیون ریال)، متوسط هزینه سالیانه کشاورزی (۱۵۴۸/۰۵۴ میلیون ریال)، تعداد مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی (۳/۵۱۴ دستگاه) و تعداد ریسک‌های کشاورزی (۴/۹۲۱ ریسک) بدست آمد. همچنین دامنه متغیرهای سن (۴۹ سال)،

Ei: درآمد مورد انتظار کشاورز ذرت کار

δi: انحراف معیار درآمد سالیانه کشاورز ذرت کار (در طی سه سال

اخیر از محل‌های کشاورزی و غیرکشاورزی)

n: تعداد کشاورزان ذرت کار مورد مطالعه

برای محاسبه انحراف معیار درآمد سالیانه کشاورز ذرت کار (δi)،

براساس جمع تقریبی درآمد خانوار از محل‌های کشاورزی و غیر کشاورزی در طی میانگین سه سال اخیر به‌دست آمده است. دلیل انتخاب میانگین سه سال، پرهیز از ارب شدن انحراف معیار و کاهش احتمال خطا است.

در مرحله بعد بایستی دو متغیر باقیمانده سطح بحرانی درآمد (E^*_i) و درآمد مورد انتظار (E_i) برآورد شود. جهت محاسبه سطح بحرانی درآمد (E^*_i) به صورت رابطه ۳، محاسبه می‌شود (۱۴، ۱۵ و ۱۸):

$$E^* = C_{\min} + \text{COG} + \text{LAS} + \text{NAI} \quad (\text{رابطه ۳})$$

در این معادله:

$C_{\min}$: ارزش حداقل نیاز مصرفی خانوار کشاورز ذرت کار است که

به صورت معادله ۳ محاسبه می‌شود.

COG: میزان بدهی‌های پرداخت نشده کشاورز ذرت کار به

مؤسسات رسمی و غیررسمی،

LAS: درآمد حاصل از دارایی‌های قابل نقد و جاری کشاورز

ذرت کار از محل فعالیت‌های کشاورزی (درآمد فروش محصول، فروش کاه و کلش، حساب‌های دریافتی، وجوه نقدی در حساب‌های بانکی مرتبط با فعالیت‌های کشاورزی و...)

NAI: درآمد حاصل از دارایی‌های نقدی کشاورز ذرت کار از محل

فعالیت‌های غیرکشاورزی.

ارزش حداقل نیاز مصرفی خانوار کشاورز ذرت کار ($C_{\min}$) به

صورت رابطه ۴ محاسبه می‌شود (۱۴، ۲۱، ۲۳):

$$C_{\min} = \text{APF} (\text{FAM} - (\text{CHILR} / 2)) \quad (\text{رابطه ۴})$$

در این معادله:

APF: ارزش حداقل کالری مورد نیاز برای هر فرد در سال

(۲۳۴۳۳۰۰۰ ریال).

FAM: اندازه خانوار کشاورز ذرت کار.

CHILR: تعداد فرزندان خانوار.

همچنین برای محاسبه درآمد مورد انتظار (E_i)، رابطه ۵ اعمال

می‌شود (۱۴، ۱۵ و ۱۸):

$$E = \text{VP} (1 + \text{DMG}) - \text{TC} \quad (\text{رابطه ۵})$$

VP: ارزش کل محصول ذرت تولیدی، که شامل کل محصولات

برداشت شده از زمین‌های ملکی و اجاره ای است.

TC: کل هزینه‌های تولید ذرت در هر دوره کشت (هزینه‌های

آبیاری، کود، سم، ماشین آلات، نیروی کار و...)

DMG: درصد خسارت وارد شده به محصول کشاورز ذرت کار، در

1- Interval of standard deviation from the mean

ریال)، متوسط هزینه سالیانه کشاورزی (۴۰۰۰ میلیون ریال)، تعداد مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی (۴ دستگاه) و تعداد ریسک‌های کشاورزی (۱۰ ریسک) تعیین شد.

سطح تحصیلات (۱۲ سال)، سابقه کشاورزی (۴۵ سال)، تعداد اعضای خانوار (۵ نفر)، وسعت مزارع ذرت (۲۹/۵ هکتار)، عملکرد محصول ذرت (۳۱ تن در واحد هکتار)، متوسط درآمد سالیانه کشاورزی (۵۲۶۸/۱۷ میلیون ریال)، متوسط درآمد خارج از مزرعه (۳۷۵۰ میلیون ریال)

جدول ۱- خلاصه آماری از متغیرهای فردی و حرفه ای پاسخ‌گویان

Table 1- Statistical summary of individual and professional variables of respondents

متغیرها Variables	میانگین Mean	انحراف معیار S.D	حداقل Min	حداکثر Max
سن (سال) Age (year)	46.176	11.708	25	74
سطح تحصیلات (سال تحصیلی) Education (year)	5.500	2.609	0	12
سابقه کشاورزی (سال) Experience (year)	21.903	11.625	5	50
تعداد اعضای خانواده (نفر) Family size (person)	4.540	1.200	2	7
وسعت مزارع ذرت (هکتار) Land area of Maize (ha)	5.005	3.612	0.5	30
عملکرد محصول ذرت (تن در واحد هکتار) The yeild of Maize (tons)	17.043	5.332	5	36
متوسط درآمد سالیانه کشاورزی (میلیون ریال) Average annual agricultural income (million Rials)	2627.420	970.240	645.830	5914
متوسط درآمد خارج از مزرعه (میلیون ریال) Average off-farm income (million Rials)	1410.023	1028.391	50	3800
هزینه کشاورزی (میلیون ریال) Agricultural cost (million Rials)	1548.054	1141.412	100	4100
تعداد مالکیت ماشین‌آلات کشاورزی Number of ownership of agricultural machinery	3.514	1.008	1	5
تعداد ریسک‌های کشاورزی Number of agricultural risks	4.921	2.483	2	12

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

بودن ادوات برداشت؛ مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی (دسترس به منابع اعتباری غیررسمی)؛ مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی (استفاده از آیش) و مدیریت تسهیم ریسک (میزان تمایل به کشت به صورت مشارکت در ماشین‌آلات کشاورزی) بود.

تعیین درجه ریسک‌گریزی و مقایسه میان دو گروه پاسخ‌گویان

مطابق جدول ۳، با کمک روش ISDM، کشاورزان ذرت‌کار با درجه ریسک‌گریزی متفاوت به چهار گروه ریسک‌پذیر (۱۵/۱ درصد پاسخ‌گویان)؛ ریسک‌خنثی (۱۹/۸ درصد پاسخ‌گویان)؛ ریسک‌گریز کم (۳۷/۴ درصد پاسخ‌گویان) و بسیار ریسک‌گریز (۲۷/۷ درصد پاسخ‌گویان) تقسیم‌بندی شدند.

اولویت‌بندی مؤلفه‌های مدیریت ریسک تولید در میان پاسخ‌گویان

بر طبق نتایج جدول ۲، اولویت‌های اول پاسخ‌گویان برای مؤلفه‌های مدیریت ریسک کاشت (توجه به زمان مناسب کاشت ذرت)؛ مدیریت ریسک داشت (توجه به زمان‌بندی مناسب آبیاری)؛ مدیریت ریسک برداشت (توجه به زمان مناسب برداشت ذرت)؛ مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی (فروش محصول به واسطه‌ها)؛ مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی (شرکت داشتن در برنامه‌های ترویجی کشت ذرت و بکارگیری روش‌های آبیاری تحت فشار) و مدیریت تسهیم ریسک (بیمه کردن محصول) بود. این در حالی است که اولویت‌های آخر پاسخ‌گویان برای مؤلفه‌های مدیریت ریسک کاشت (استفاده از بذور ضدعفونی شده و بوجاری شده)؛ مدیریت ریسک داشت (وجین علف‌های هرز)؛ مدیریت ریسک برداشت (تنظیم

جدول ۲- اولویت‌بندی گویه‌های مربوط به مؤلفه‌های مدیریت ریسک در میان پاسخ‌گویان

Table 2- Prioritizing items related to components of risk management among respondents

اولویت Rank	انحراف معیار S.D	میانگین Mean	گویه‌ها Items	مؤلفه‌های مدیریت ریسک Components of risk management
1	1.192	2.752	توجه به زمان مناسب کاشت ذرت Regarding the suitable time of maize planting	مدیریت ریسک کاشت Planting risk management
2	1.363	2.601	استفاده از ارقام مقاوم به خشکی Use of agricultural drought-resistant varieties	
3	1.179	2.255	استفاده از بذور اصلاح شده Use of modified seeds	
4	1.228	2.086	کاشت ارقام با دوره رشد کوتاه Cultivating varieties with a short growing period	
5	1.213	1.978	استفاده از بذور ضدعفونی شده و بوجاری شده Use of disinfected and cleaned seeds	
1	1.303	3.126	توجه به زمان‌بندی مطلوب آبیاری Regarding the suitable time of irrigation	مدیریت ریسک داشت Maintenance risk management
2	1.182	2.694	استفاده از کودهای مناسب برای افزایش حاصلخیزی خاک Use of appropriate fertilizers for increasing soil fertility	
3	1.196	2.435	استفاده از علف کش های مناسب Use of appropriate herbicides	
4	1.113	2.291	استفاده از سموم مناسب Use of appropriate poisons	
5	1.222	2.022	وجین علف‌های هرز The weeding	
1	1.108	1.921	توجه به زمان مناسب برداشت ذرت Regarding the suitable time of maize harvest	مدیریت ریسک برداشت Harvest risk management
2	1.299	2.162	استفاده از ادوات برداشت مناسب Use of appropriate harvest machines	
3	1.130	2.507	استفاده از نیروی کار ماهر Use of skilled labor	
4	1.091	2.896	تنظیم بودن ادوات برداشت Set the harvesting equipment	
1	1.476	3.248	پیش‌فروش محصول Pre-sale of product	مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی Risk management of economics and marketing
2	1.256	2.853	فروش محصول به واسطه‌ها Selling product to intermediaries	
3	1.167	2.504	فروش محصول به شرکت های تعاونی Selling product to cooperatives	
4	1.198	2.259	دسترسی به منابع اعتباری رسمی Access to formal credit sources	
5	1.045	1.921	دسترسی به منابع اعتباری غیررسمی Access to informal credit sources	
1	1.103	3.227	مشارکت در برنامه‌های ترویجی کشت ذرت Participation in extension and education programs of maize cultivation	مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی Risk management of farm and technical infrastructure
2	1.200	3.004	بکارگیری روش‌های آبیاری تحت فشار Use of pressurized irrigation methods	
3	1.546	3.000	تماس با کارشناسان ترویجی مراکز خدمات کشاورزی Contact with extension agents of agricultural service centers	
4	1.485	2.935	اقدام به زهکشی اراضی آبی زیر کشت Drainage of irrigated land under cultivation	

رعایت تناوب زراعی	2.827	1.198	5
Observance of crops rotation			
اقدام به تسطیح اراضی زیر کشت	2.813	1.159	6
Land leveling of the under cultivation			
استفاده از آیش	2.673	1.167	7
Use of fallow			
تمایل به بیمه کردن محصول یا استمرار آن	3.223	1.085	1
The willingness to product insurance or its continuity			
تمایل به عضویت در شرکت های کشاورزی و تعاونی یا استمرار آن	3.155	1.184	2
The willingness to membership in agricultural companies and cooperatives or its continuity			
میزان تمایل به کشت به صورت زمین مشترک (مشاع)	2.655	1.154	3
The willingness to cultivate as lands contribution			
میزان تمایل به کشت به صورت مشارکت مالی	2.612	1.327	4
The willingness to cultivate as financial contribution			
میزان تمایل به کشت به صورت مشارکت نیروی انسانی	2.543	1.244	5
The willingness to cultivate as human resources contribution			
میزان تمایل به کشت به صورت مشارکت در ماشین آلات	2.162	1.268	6
The willingness to cultivate as agricultural machines contribution			

مدیریت تسهیم ریسک
Risk-sharing management

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳- سطوح مختلف ریسک گریزی میان پاسخ گویان

Table 3- Different levels of risk aversion among respondents

دامنه ریسک گریزی	سطوح ریسک گریزی	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
Range of risk aversion	Risk aversion levels	Frequency	Percent	Cumulative Percent
$R_i < -10$	ریسک پذیر	42	15.1	15.1
	Risk taker			
$-10 \leq R_i < 0$	ریسک خنثی	55	19.8	34.9
	Risk-neutral			
$0 \leq R_i < 10$	ریسک گریزی کم	104	37.4	72.3
	Low risk averse			
$R_i \geq 10$	بسیار ریسک گریز	77	27.7	100.0
	High risk averse			
-	جمع	278	100.0	-
	Total			

Source: Research findings مأخذ: یافته های تحقیق

مطابق نتایج جدول ۴، در سطح معنی داری ۱ درصد تفاوت معنی داری میان کشاورزان ذرت کار پذیرنده و نپذیرنده بیمه، براساس درجه ریسک گریزی وجود داشت. به عبارت دیگر، کشاورزان ذرت کار نپذیرنده در مقایسه با کشاورزان ذرت کار پذیرنده بیمه، به طور معنی داری در سطح بالاتری از درجه ریسک گریزی قرار داشتند.

جدول ۴- مقایسه میان کشاورزان ذرت کار پذیرنده و نپذیرنده بیمه، براساس درجه ریسک گریزی

Table 4- Comparison between the adopter and non-adopter maize farmers of insurance, based on the degree of risk aversion

متغیر	وضعیت بیمه	میانگین	انحراف معیار	t	Sig.
Variable	Insurance status	Mean	S.D		
درجه ریسک گریزی	پذیرنده بیمه	- 0.564	10.343	7.981**	0.000
The degree of risk aversion	Adopter of insurance				
	نپذیرنده بیمه	7.548	6.583		
	Non-adopter of insurance				

مأخذ: یافته های تحقیق؛ *: معنی داری در سطح احتمال ۱ درصد
Source: Research findings (** significant at 1% level)

تخمین مدل رگرسیون لجستیک جهت شناسایی مؤلفه‌های اثرگذار

برای تعیین مؤلفه‌های اثرگذار بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی از رگرسیون لجستیک دوگانه به روش پیشرو گام به گام استفاده شد. متغیر وابسته به دو گروه نپذیرنده (کد: ۰) و پذیرنده (کد: ۱) بیمه محصولات کشاورزی تقسیم شد. بر اساس مدل رگرسیونی، ۱۷ متغیر مستقل سن، میزان تحصیلات، سابقه کشاورزی، تعداد اعضای خانواده، وسعت مزارع ذرت، عملکرد محصول ذرت، درآمد کشاورزی، درآمد خارج از مزرعه، هزینه کشاورزی، تعداد ماشین آلات

کشاورزی، تعداد ریسک‌های کشاورزی، مدیریت ریسک کاشت، مدیریت ریسک داشت، مدیریت ریسک برداشت، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی، مدیریت تسهیم ریسک وارد مدل شد. نتایج جدول ۵، ارزیابی توان کلی مدل رگرسیونی لجستیک را در طبقه‌بندی گروه‌های کشاورزان ذرت‌کار نشان می‌دهد. درصد پیش‌بینی کل این مدل ۸۷/۴ درصد بود. این امر بدان معنی است که ۸۷/۴ درصد مشاهده‌ها به درستی تفکیک شده‌اند و مدل توانسته است درصد مطلوبی از مقادیر متغیر وابسته را با توجه به متغیرهایی که وارد معادله شده‌اند به درستی پیش‌بینی نماید.

جدول ۵- طبقه‌بندی دو گروه پاسخ‌گویان در رگرسیون لجستیک

Table 5- Classification of the two groups of respondents in the logistic regression

Table 5- Classification of the two groups of respondents in the logistic regression				
مشاهده‌ها Observed		مقادیر پیش‌بینی شده Predicted values		
		وضعیت پذیرش بیمه Status of insurance adoption		درصد پیش‌بینی صحیح Percentage correct
		خیر No	بله Yes	
وضعیت پذیرش بیمه Status of insurance adoption	خیر No	147	16	90.2
	بله Yes	19	96	83.5
درصد کل Overall percentage				87.4

Source: Research findings مأخذ: یافته‌های تحقیق

معنی‌دار (متمايزکننده دو گروه کشاورزان ذرت‌کار) تعیین گردد. مطابق نتایج جدول ۷، از میان ۱۷ متغیر مستقل در گام هشتم تنها ۸ متغیر به طور معنی‌داری احتمال پذیرش و عدم پذیرش بیمه کشاورزی را تبیین و پیش‌بینی می‌کند. متغیرهای میزان تحصیلات ($B=0/254$)، متوسط درآمد سالیانه کشاورزی ($B=0/068$)، تعداد ریسک‌های کشاورزی ($B=0/361$) و مدیریت تسهیم ریسک ($B=0/447$) در سطح ۵ درصد و متغیرهای مدیریت ریسک کاشت ($B=0/382$)، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی ($B=0/492$) و مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی ($B=0/617$) در سطح ۱ درصد تأثیر مثبت و معنی‌دار بدست آمد. اما برای متغیر سن ($B=-0/142$)، تأثیر منفی و معنی‌دار در سطح ۵ درصد بدست آمد.

در نهایت بر اساس نتایج جدول ۷، معادله بهینه رگرسیون لجستیک (برتری لگاریتمی) چنین است:

$$+0/254(X2) + 0/142(X1) - 0/447(X8) + 0/492(X6) + 0/382(X5) + 0/361(X4) + 0/617(X7) + 0/447(X8)$$

در تحلیل رگرسیون لجستیک، ۸ گام بدست آمد. با توجه به جدول ۶، مقدار کای اسکوتر (آماره لگاریتم درست‌نمایی) از ۲۰۲/۳۱۲ در گام اول به ۱۱۲/۴۹۲ در گام هشتم رسیده است و این کاهش نشان دهنده‌ی بهبود مقدار کای اسکوتر و نیکویی برازش مدل بود. همچنین مقادیر آماره کاکس و اسنل^۲ و آماره نایجل کرک^۳ که نشان‌دهنده‌ی ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده است، نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مطالعه می‌توانند در مجموع ۰/۶۰۳ تا ۰/۶۸۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را پیش‌بینی کنند.

مقدار ثابت (Constant) معادله رگرسیون لجستیک، ضرایب B، نسبت بخت یا نسبت برتری (Odd ratio)، آماره والد (Wald Test) و سطح معنی‌داری آن در جدول ۷ آورده شده است. پس از اطمینان از برازش مدل که بیانگر مناسب بودن مدل کلی تحلیل بود، به تعیین معنی‌داری تأثیر متغیرها توسط آماره والد پرداخته شد تا متغیرهای

- 1- 2 Log likelihood
- 2- Cox & Snell R Square
- 3- Nagelkerke R Square

جدول ۶- خلاصه شاخص‌های برازش مدل بدست آمده از رگرسیون لجستیک

Table 6- Summary of the fitting indices of the model derived from logistic regression

مرحله Steps	آماره لگاریتم درست‌نمایی -2 Log likelihood	آماره کاکس و اسنل Cox & Snell R Square	آماره نایجل کرک Nagelkerke R Square
1	202.312	0.229	0.269
2	180.432	0.329	0.310
3	169.931	0.379	0.378
4	161.469	0.407	0.416
5	155.395	0.431	0.443
6	146.638	0.467	0.537
7	128.729	0.543	0.562
8	112.429	0.603	0.682

مأخذ: یافته‌های تحقیق Source: Research findings

جدول ۷- نتایج رگرسیون لجستیک برای متغیرهای تحقیق

Table 7- Results of logistic regression for research variables

متغیرها Variables	B	S. E.	Wald	Sig.	Odd ratio
X_1 = سن (سال) X_1 = Age (year)	-0.142*	0.092	6.576	0.032	0.879
X_2 = میزان تحصیلات (سال تحصیلی) X_2 = Education (year)	0.254*	0.071	6.937	0.031	1.112
X_3 = متوسط درآمد سالیانه کشاورزی (میلیون ریال) X_3 = Average annual agricultural income (million Rials)	0.068*	0.031	4.152	0.024	0.973
X_4 = تعداد ریسک‌های کشاورزی X_4 = Number of agricultural risks	0.361*	0.121	12.284	0.029	1.337
X_5 = مدیریت ریسک کاشت X_5 = Planting risk management	0.382**	0.088	6.602	0.000	1.285
X_6 = مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی X_6 = Risk management of economics and marketing	0.492**	0.425	19.372	0.001	1.456
X_7 = مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی X_7 = Risk management of farm and technical infrastructure	0.617**	0.063	21.764	0.005	1.514
X_8 = مدیریت تسهیم ریسک X_8 = Risk-sharing management	0.447*	0.064	14.817	0.014	0.677
مقدار ثابت Constant value	17.471	14.635	11.172	0.000	9.22

مأخذ: یافته‌های تحقیق؛ (** = معنی‌داری در سطح ۱ درصد، * = معنی‌داری در سطح ۵ درصد)

Source: Research findings (** significant at 1% level, * significant at 5% level)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اجتناب فزاینده از ریسک میان کشاورزان ذرت‌کار و مدیریت نامناسب ریسک در دراز مدت، می‌تواند بر شرایط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشاورزان و تصمیم‌گیری‌های مهم مدیریتی جهت تولید و پذیرش تکنولوژی‌های نوین تولید تأثیر منفی داشته و زمینه را برای کاهش کمی و کیفی محصول ذرت فراهم کند (۱۴ و ۲۸). لذا هدف این مطالعه، بررسی مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر

لذا مطابق نتایج بدست آمده مدل تحلیل لجیت پیش‌بینی می‌کند که متغیرهای تأثیرگذار و متمایزکننده دو گروه پاسخ‌گویان شامل سن، تحصیلات، متوسط درآمد سالیانه کشاورزی، تعداد ریسک‌های کشاورزی و مؤلفه‌های مدیریت ریسک کاشت، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی و مدیریت تسهیم ریسک می‌باشد.

یابد تا اثربخشی بیشتر حاصل شود.

در بخش دیگری از یافته‌ها، مؤلفه‌های مدیریت زیربنایی فنی و زراعی و مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی (همگام با تحقیق ۱۴) از متغیرهای اثرگذار بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی میان کشاورزان ذرت کار بود. همچنین با توجه نتایج اولویت‌بندی این مؤلفه، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های حمایتی فنی و اعتباری برای حمایت از صندوق بیمه کشاورزان ذرت کار منطقه و تقویت برنامه‌های ترویجی معرفی مزایای بیمه، مهارت‌های بازاریابی و اقتصاد زراعی و مواجهه مطلوب با ریسک‌های کشاورزی در منطقه بیشتر مدنظر قرار گیرد (۹). بر اساس یافته‌های پژوهش، با توجه به معنی‌داری اثرگذاری مؤلفه مدیریت تسهیم ریسک (همگام با تحقیق ۵) بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی و همچنین نتایج اولویت‌بندی مؤلفه مذکور، توصیه می‌شود که تلاش‌ها باید به سمت سیاست‌ها و برنامه‌هایی پیش رود تا موقعیت همکاری و مشارکت بیشتر کشاورزان ذرت کار در قالب تشکلات و تعاونی‌های کشاورزان ذرت کار تشویق شود. با توجه به آنکه در منطقه تحقیق، فعالیت‌های کشاورزی مشارکتی خودجوش از جایگاه ضعیفی برخوردار است، نهادهای کشاورزی در منطقه می‌توانند در قالب برنامه‌های ترویجی و تشویقی، نقش رهبری اولیه این تشکلات را برعهده گرفته؛ ولی پس از توسعه و رونق یافتن فعالیت‌های مشارکتی، رهبری فعالیت‌ها به خود گروه‌های کشاورزان ذرت کار واگذار گردد. همچنین در این راستا تشویق عضویت هر چه بیشتر کشاورزان ذرت کار در تشکلات تعاونی و پذیرش بیمه کشاورزی پیشنهاد می‌شود. به طور کلی نتایج تحلیل رگرسیون لجستیک نشان داد که مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار مدیریت ریسک تولید بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی، شامل متغیرهای فردی و حرفه‌ای (سن، میزان تحصیلات و تعداد ریسک‌های کشاورزی) و مؤلفه‌های مدیریت ریسک (مدیریت ریسک کاشت $(Wald=0/382)$ ، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی $(Wald=0/492)$ ، مدیریت ریسک زیربنایی زراعی و فنی $(Wald=0/617)$ و مدیریت تسهیم ریسک $(Wald=0/447)$) بود. به عبارتی، نتایج مدل لجستیک ترتیبی پیش‌بینی می‌کند که کشاورزان ذرت کار پذیرنده بیمه، دارای سن کمتر، تحصیلات بالاتر، میزان درآمد بیشتر از کشاورزی و تعداد ریسک‌های کشاورزی بیشتر باشند. همچنین کشاورزان ذرت کار پذیرنده بیمه، دارای مدیریت ریسک کاشت مناسب‌تر، مدیریت ریسک اقتصاد و بازاریابی بهینه‌تر، مدیریت ریسک بهتر زیربنایی زراعی و فنی و مدیریت مطلوب‌تر تسهیم ریسک باشند.

تشکر و قدردانی

این مقاله در قالب یک طرح جامع پژوهشی بوده و بدین وسیله از حمایت مالی دانشگاه محقق اردبیلی در مراحل تدوین و اجرای این پژوهش قدردانی می‌شود.

پذیرش بیمه محصولات کشاورزی بود که می‌تواند نقش حیاتی را برای طراحی هر برنامه‌ای ایفا کند. یافته‌های بدست آمده ضمن تعیین مؤلفه‌های مدیریت ریسک تولیدی که زمینه لازم را برای افزایش تولید و درآمد و کاهش شرایط فقر و مهاجرت فراهم می‌کند، زمینه لازم برای امکان پذیرش نوآوری‌ها و تکنولوژی‌های افزایش‌دهنده تولید ذرت، میان کشاورزان ذرت کار را بیش از گذشته فراهم می‌کند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن بود که همگام با نتایج تحقیقات ۲۰، ۲۷ و ۲۸؛ اغلب کشاورزان ذرت کار $(65/1\%)$ ریسک‌گریز بوده و کشاورزان نپذیرنده بیمه محصولات کشاورزی دارای ضریب ریسک‌گریزی بیشتر هستند؛ اما کشاورزان پذیرنده بیمه محصولات کشاورزی، میزان ریسک‌گریزی کمتری داشتند که در این زمینه به نظر می‌رسد داشتن بیمه کشاورزی، به کشاورزان جرأت و جسارت بیشتری برای پذیرش روش‌ها و فناوری‌های نوین کشاورزی و مواجهه با خطرات ریسک تولید را فراهم می‌کند (۱۴). همچنین با توجه به اینکه طی چندسال اخیر، بروز خشکسالی‌های متعدد در منطقه بی‌سابقه بوده است، کشاورزان ذرت کار با شوک‌های مالی، تولیدی و روانی متعددی مواجه شده‌اند و این در حالی است که تجربه و دانش کافی جهت مدیریت ریسک خشکسالی نداشتند. لذا به نظر می‌رسد اثرات ناشی از این پدیده، باعث شده است غالب کشاورزان ذرت کار در مواجهه با ریسک‌های کشاورزی، جانب احتیاط و محافظه‌کاری را بیش از گذشته نگه دارند و ریسک‌گریزتر باشند. نکته مهم دیگر این است که اکثریت کشاورزان ذرت کار در منطقه، خرده‌پا (میانگین وسعت اراضی ذرت: $5/0054$ هکتار) هستند. کشاورزان خرده‌پا در مقایسه با دیگر کشاورزان، در مواجهه با ریسک‌های کشاورزی، بسیار آسیب‌پذیرتر هستند (۱۱). لذا این امر منجر بر افزایش کشاورزان ذرت کار ریسک‌گریز در منطقه، نسبت به دیگر کشاورزان ذرت کار بوده است. تحت چنین شرایطی پیشنهاد می‌شود برنامه‌ای منسجم و چندجانبه حمایتی (دوره‌های آموزش - ترویجی در ارتباط با مدیریت ریسک خشکسالی، تقویت اعتبارات و تسهیلات حمایتی دولتی و غیردولتی برای کشاورزان ذرت کار و آسیب دیده، حمایت از برنامه‌های زیربنایی زراعی از جمله استفاده از بذور مناسب‌تر با شرایط خشکسالی و بیمه محصولات کشاورزی) تدوین گردد. از آنجا که اغلب کشاورزان ذرت کار با سن بالاتر و تحصیلات کمتر، فاقد بیمه محصولات کشاورزی بودند (هم راستا با نتایج ۱۹) و متغیر مدیریت ریسک کاشت نیز از جمله متغیرهای اثرگذار بر پذیرش بیمه محصولات کشاورزی میان کشاورزان ذرت کار بود (مغایر با یافته‌های ۱)، پیشنهاد می‌شود روش‌های آموزشی و ترویجی در منطقه، به سمت آرایه آموزش‌هایی برای بهبود مؤلفه مدیریت ریسک کاشت ذرت قرار گیرد. همچنین آموزش‌های مورد نظر، کمتر نظری و شنیداری بوده و بیشتر به سمت روش‌های دیداری و عملی (روش نمایش نتیجه‌ای، روش نمایش طریقه‌ای، ایجاد مزارع نمایشی و بازدید از مزارع نمونه و ...) گرایش

منابع

- 1- Aghapour Sabbaghi M. 2015. Investigating effectiveness of production efficiency and farmers risk to products insurance (case study: tomatoes in Dezful). *Agricultural Economics Research*, 7(3): 91-108. (In Persian)
- 2- Aimin H. 2010. Uncertainty, risk aversion and risk management in agriculture. *Agriculture and Agricultural Science Procedia*, 1: 152-156.
- 3- Ajetomobi J.O., and Binuomote S.O. 2006. Risk aversion among poultry egg producers in southwestern Nigeria. *International Journal of Poultry Science*, 5(6): 562-565.
- 4- Ajijola S., Egbetokun O.A., and Ogunbayo I.E. 2011. Impact of risk attitudes on poverty level among rural farmers in Ogun State. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 3(12): 581-587.
- 5- Akinola B.D. 2014. Risk Preferences and Coping Strategies among Poultry Farmers in Abeokuta Metropolis, Nigeria. *Double Blind Peer Reviewed International Research Journal*. Global Journals Inc., (USA). 14(5): 22-29.
- 6- Aziz-Nasiri S. 2011. Agricultural risk management by using agricultural crop insurance based on climate indicators, *New World Insurance Magazine*. 14(161): 34-48.
- 7- Bordbar B., Bahmani M.A., and Mousavi S.N. 2011. Insurance of agricultural products and tools for reducing risk and promoting investor motivation in agriculture and animal production. *Jahrom County: National Conference on Agricultural Management*. pp: 1-11. (In Persian)
- 8- Geravandi S., and Alibaygi A.H. 2010. Determining factors influencing the utilization of strategies of production risk management by corn farmers in kermanshah township. *Journal of Rural Research*, 1(2): 117- 137.
- 9- Gunduz O., Ceyhan V., and Bayramoglu Z.A. 2016. Determinants of farmers' risk aversion in apricot production in Turkey. *International Journal Management and Applied Science*, 2(9): 149-155.
- 10- Ismaili J. 2012. Study of factors affecting the acceptance of wheat crop insurance in Hamedan County. University of Guilan, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Master's Thesis in Rural Development. (In Persian)
- 11- Kahan D. 2008. Managing risk in farming (Farm management extension guide (3)). Rome: Food and agriculture organization of the United Nations, FAO.
- 12- Khoshnoudifar Z., Sookhtanlo M., and Gholami H. 2016. Identification and measurement of indicators of drought vulnerability among wheat farmers in Mashhad County, Iran. *Annals of Biological Research*, 3(9): 4593-4600.
- 13- Mariconda P.R. 2014. Technological risks, transgenic agriculture and alternatives. *Scientice studia*, Sao Paulo, 12 (special issue): 75-104.
- 14- Olarinde L.O., Manyong V.M., and Akintola J.O. 2010. Factors influencing risk aversion among maize farmers in the Northern Guinea Savanna of Nigeria: Implications for sustainable crop development programmes. *Journal of Food, Agriculture and Environment*, 8(1): 128-134.
- 15- Onyemauwa C.S., Orebiyi J.S., Onyeagocha S.U.O., Ehirim N.C., Nwosu F.O., and Ben-Chendo N.G. 2013. Risk Aversion among Farmers of the National Program for Food Security in Imo State Southeast Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 1(4): 131-138.
- 16- Parikh A., and Bernard A. 1988. Impact of risk on HYV adoption in Bangladesh, *Agricultural Economics*, Blackwell, 2(2): 167-178.
- 17- Qasim M., and Ahmad N. 2016. Agricultural Risk Sources and Risk Management Strategies: the Case of Rain-fed Agriculture in Pothwar Region, Punjab, Pakistan. *Journal Appl. Environ. Biol. Sci.*, 6(3): 18-25.
- 18- Randhir O.T. 1991. Influence of risk on input decisions in Tank fed farms of South India. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 46(1): 57-63.
- 19- Riwthong S., Schreinemachers P., Grovermann C., and Berger T. 2016. Agricultural commercialization: Risk perceptions, risk management and the role of pesticides in Thailand, *Kasetsart Journal of Social Sciences*. pp: 1-9.
- 20- Saqib S., Ahmad M.M., Panezai S., and Ahmad Rana I. 2016. An empirical assessment of farmers' risk attitudes in flood-prone areas of Pakistan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 18: 107-114.
- 21- Sekar I., and Ramasamy C. 2001. Risk and resource analysis of rain fed tanks in South India. *Journal of Social and Economic Development*, 3(2): 208-215.
- 22- Shaloudegi G. 2012. Analysis of demand structure analysis and impact of insurance on agricultural farms: a study of Dehgolan plains in Kurdistan Province, Kurdistan University, Faculty of Agriculture and Natural Resources. Master's Degree in Agricultural Economics. (In Persian)
- 23- Sookhtanlou M., Gholami H., and Es'haghi S.R. 2013. Drought Risk Vulnerability Parameters among Wheat Farmers in Mashhad County, Iran. *International Journal of Agricultural Management and Development (IJAMAD)*, 3(4): 227-236.
- 24- Sulewski P., and Kłoczko-Gajewska A. 2014. Farmers' risk perception, risk aversion and strategies to cope with production risk: an empirical study from Poland, *Studies in Agricultural Economics*, 116(3): 140-14.
- 25- Tajeddini S., Agdarnejad A., and Mirsaloooghour M. 2015. The effect of agricultural insurance on economic, social, lifestyle and livelihood status of wheat farmers. *Quarterly Journal of Agricultural Insurance Fund*. 20(46): 105-124.

- (In Persian)
- 26- Torkamani J. 2009. Investigating the effects of agricultural products insurance on risk reduction and income inequality of the operators: a case study in Fars Province. *Journal of Agricultural Economics Research*, 1(1): 17-34.
- (In Persian)
- 27- Torkamani J., and Mousavi S.N. 2011. Investigating the effects of agricultural insurance on production efficiency and risk management in agriculture: a case study in Fars Province. *Journal of Agricultural Economics*, 3(1): 1-26.
- (In Persian)
- 28- Ullah R., Shivakoti G.P., and Ali G. 2015. Factors effecting farmers' risk attitude and risk perceptions: The case of Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 13: 151-157
- 29- Velandia M., Rejesus R., Knight T., and Sherrick B. 2009. Factors Affecting Farmers' Utilization of Agricultural Risk Management Tools: The Case of Crop Insurance, Forward Contracting, and Spreading Sales. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(1): 107-123.
- 30- Yamane T. 1967. *Statistics: An Introductory Analysis*, 2nd ed., Harper and Row, New York, USA.



بررسی انتقال قیمت با استفاده از الگوی سنتی و نوین در بازار شیر ایران

یوسف رستمی^{۱*} - سید صفدر حسینی^۲ - رضا مقدسی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۳

چکیده

با توجه به نقش و اهمیت عوامل بازار در تعیین قیمت مصرف‌کننده، در این مقاله انتقال قیمت در بازار شیر ایران بررسی شده است. در این تحقیق الگوی هوک بعنوان مدل سنتی و الگوی تصحیح خطای برداری مارکف سوئیچینگ بعنوان مدل نوین با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت شیر از فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ برآورد شده است. الگوی هوک امکان بررسی تغییر قیمت سر مزرعه و خرده‌فروشی را در دو دوره زمانی و الگوی مارکف سوئیچینگ اجازه بررسی ارتباط چند رژیم بین قیمت تولیدکننده و قیمت خرده‌فروشی را می‌دهد. نتایج اصلی نشان می‌دهد تفاوت معنی‌داری میان مجموع ضرایب متغیرهای افزایشی و کاهششی وجود دارد که این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن ساز و کار انتقال قیمت در بازار شیر ایران است. در بلند مدت انتقال قیمت بصورت کامل انجام می‌شود ولی در کوتاه‌مدت تعدیل قیمت بین دو سطح بازار نامتقارن است. به عبارت دیگر واکنش قیمت خرده‌فروشی به تغییرات افزایشی و کاهششی یکسان در قیمت تولیدکننده متفاوت می‌باشد که نتیجه آن انتفاع بیشتر خرده‌فروشان از تکانه‌های وارده به بازار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بلند مدت، قیمت خرده‌فروشی، عوامل بازار، قیمت شیر، مدل مارکف سوئیچینگ

مقدمه

قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهمترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد. بر اساس شواهد موجود قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با سایر کالاها از نوسانات بیشتری برخوردار است، که این امر دلایل گوناگونی از جمله به هم خوردن تعادل میان عرضه و تقاضا دارد و شدت و ضعف آن به میزان تغییرات عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضا وابسته است. همچنین قیمت‌ها، مهمترین عامل تعیین‌کننده سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. افزون بر این، ارتباط بین قیمت‌ها در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان ایجاد می‌کند که از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز با اهمیت است. به همین دلیل تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاست‌گذاری دارای اهمیت است. در این خصوص، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به فرایند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط و از مزرعه به خرده‌فروشی توجه نشان داده‌اند. قیمت منجر به اتخاذ تصمیم در مورد تخصیص منابع و ترکیب محصول از سوی کارگزاران اقتصادی شده و انتقال قیمت منجر به ادغام عمودی و افقی بازارها می‌گردد. بنابراین

بخش کشاورزی در ایران یکی از بخش‌های مهم اقتصادی محسوب می‌شود. این بخش ۱۰/۸ درصد تولید ناخالص ملی، ۱۸ درصد متوسط اشتغال کل، ۸۵ درصد نیازهای غذایی و ۱۰ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است (۷). یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی کشور، ناکارآمد بودن نظام بازاریابی محصولات کشاورزی است. نوسان و بی‌ثباتی قیمت محصولات کشاورزی به دلایلی چون فصلی بودن، فسادپذیری، نوسانات تولید ناشی از شرایط آب و هوایی، پایین بودن کثرت قیمتی عرضه و تقاضا، بازار غیررقابتی و بالا بودن حاشیه بازاریابی از جمله شاخصه‌های اصلی ناکارآمدی بازاریابی محصولات این بخش است (۳).

۱- دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه جامع علمی کاربردی

۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات

(*) نویسنده مسئول: (Email: yousef_rostami@yahoo.com)

DOI: 10.22067/jead2.v32i4.70251

ارتباط آن با صحت نظریه‌های اقتصادی، تلاش‌های تجربی متعددی برای آزمون وجود انتقال نامتقارن قیمت در بازارهای مختلف شکل گرفته است. اغلب این مطالعات بر اساس روش‌های مختلف از جمله رهیافت هوک که یک روش سنتی محسوب می‌شود و رهیافت خود توضیح برداری مارکوف سوئیچینگ که یک روش نوین به شمار می‌رود صورت گرفته است. در این تحقیق تحلیل رفتار انتقال قیمت با استفاده از روش سنتی هوک و روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف سوئیچینگ صورت گرفته و متغیرهای مورد بررسی شامل قیمت شیر بصورت خرده‌فروشی در سطح بازار مصرف و قیمت شیر سر مزرعه در سطح تولیدکننده، بصورت داده‌های سری‌های زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۳ استفاده شده است. جامعه آماری در این تحقیق کلیه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شیر در ایران هستند و داده‌ها از طریق اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شده است.

مروری بر روند تولید شیر در ایران

ایران یکی از تولیدکنندگان مهم شیر در خاورمیانه است. تولید سالانه شیر در ایران بصورت تقریبی حدود ده میلیون تن می‌باشد که ۹۰ درصد این میزان شیر، تولید گاو و مابقی تولید گوسفند، بز و گاو میش می‌باشد. مطابق جدول ۱ تولید شیر در سال ۱۳۶۱ حدود ۲/۸ میلیون تن بوده که پس از یک دهه با رشد سالانه ۴/۲۹ درصد به ۴ میلیون تن رسیده است. این روند افزایشی ادامه داشته تا اینکه میزان تولید در سال ۱۳۹۱ به حدود ۹ میلیون تن و در سال ۱۳۹۵ به ۹/۶۵۳ میلیون تن رسیده است.

جدول ۱- روند تولید شیر در ایران ۱۳۶۱-۱۳۹۵

Table 1- Milk production trend in Iran, 1982-2016

سال	تولید (۱۰۰۰ تن)	نرخ رشد
Year	Production (1000tonnes)	Growth (%)
1361	2800	-
1371	4035	41.4
1381	5060	25.4
1391	7952	57.2
1395	9653	21.4

Source: Research findings

منبع: وزارت جهاد کشاورزی

روند تولید شیر در فاصله ۱۳۷۳ لغایت ۱۳۹۵ در شکل ۱ آمده است.

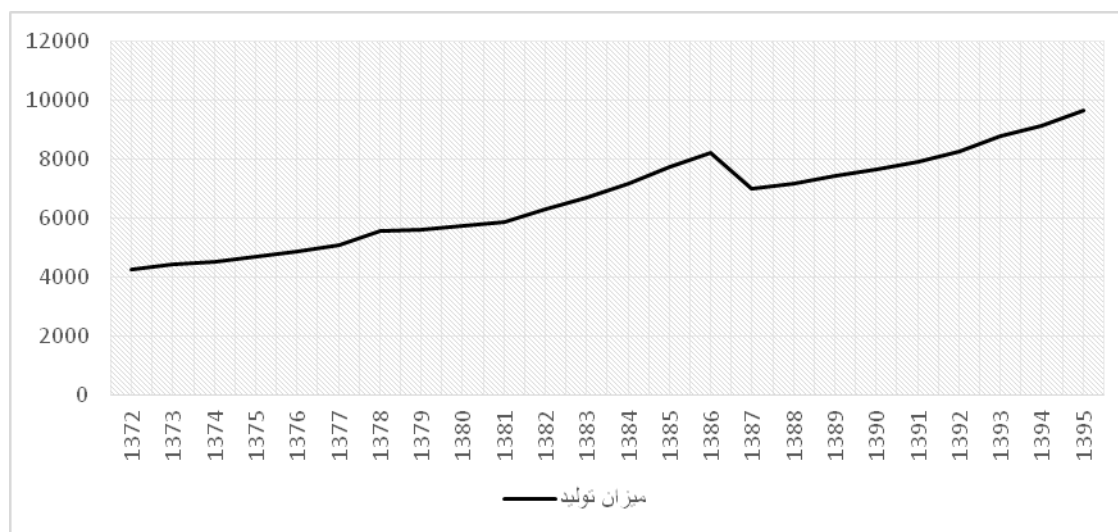
اقتصاددانانی که فرآیندهای بازار را مطالعه می‌کنند علاقمند هستند که فرآیندهای انتقال قیمت را بدانند. عدم تقارن در انتقال قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر آن با تأثیر بر حاشیه بازاریابی، گاه سود قابل توجهی را نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، بر کارایی سیستم بازاریابی اثر منفی می‌گذارد (۱۳). بازار محصولات کشاورزی با اعمال سیاست‌های متعدد حمایتی، مورد مداخله دولت قرار می‌گیرد و سیاست‌های قیمتی از جمله مهمترین ابزار برای مداخله حمایتی دولت به شمار می‌رود. این مداخلات غالباً با هدف رشد عرضه و افزایش سطح درآمد و رفاه تولیدکنندگان کشاورزی و همچنین کمک به مصرف‌کنندگان مواد غذایی صورت می‌گیرد. اغلب مداخلات دولت در بخش کشاورزی از طریق دخالت در بازار محصولات کشاورزی و نهاده‌های مورد نیاز این بخش و تنظیم قیمت (تعیین قیمت سقف برای حمایت از مصرف‌کننده و قیمت کف برای حمایت از عرضه‌کننده) و بیمه محصولات کشاورزی و قیمت تضمینی صورت می‌گیرد (۱۳).

یافته‌های انتقال قیمت در بازار شیر ایران می‌تواند به ما این امکان را بدهد که نتیجه‌گیری‌هایی در باره رفتار عاملان اقتصادی از جمله تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و واسطه‌ها در بازار داشته باشیم، پژوهش در موضوع قیمت مزرعه و خرده‌فروشی و نیز بررسی میزان حاشیه سود در صنعت شیر کاربرد فراوانی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بازار شیر دارد. یکی از مسایل مهمی که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان شیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد، چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار شیر است. مطالعه انتقال قیمت در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده ابزاری رایج برای اندازه‌گیری رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف در دهه اخیر بوده است. شیر و فرآورده‌های لبنی از جمله بهترین منابع تأمین پروتئین و کلسیم محسوب می‌شوند و در سبد کالای ایرانی، بعد از غلات بیشترین سهم را از نظر وزنی به خود اختصاص داده است، و چگونگی انتقال قیمت و روابط آن که می‌تواند کاربردهای رفاهی و سیاستی در کنترل بازار شیر داشته باشد به عنوان هدف اصلی این مطالعه با فرضیاتی چون انتقال نامتقارن قیمت در بازار شیر ایران و تغییرات قیمت مزرعه علت تغییرات قیمت خرده‌فروشی است مورد بررسی قرار گرفته است.

با رعایت سیر تحول تاریخی پیشرفت‌های حاصل در تکنیک‌های مطالعه انتقال قیمت، ابتدا روش‌های سنتی مثل هوک^۱ (۱۹۷۷) و سپس الگوهای نوین مثل روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ^۲ (۱۹۸۹) معرفی و توسعه یافتند. با توجه به اهمیت عدم تقارن یا تقارن در انتقال قیمت از جنبه‌های مختلف، بویژه

1- Houck

2- Markov-Switching Vector Autoregressive



شکل ۱- روند تولید شیر در ایران ۹۵-۱۳۷۲ (هزار تن)
Figure 1- Milk production trend in Iran, 1982-2016

$$\ln r_t = \alpha_{0t} + \sum_{j=1}^k \alpha_g \ln f_{t-j+1} + \varepsilon_i \quad (2)$$

اگر عدم تقارنی وجود داشته باشد در این صورت α_{0t} بسته به این که $\ln f_t$ بزرگتر یا کوچکتر از $\ln f_{t-1}$ باشد، متفاوت است. رهیافت هوک (۱۹۷۷) برای بررسی نحوه انتقال قیمت بین مزرعه و خرده‌فروشی به شکل زیر است:

$$\Delta \ln Pr_t = \alpha_{0t} + \sum_{i=1}^{M_1} \alpha_{1i} \Delta \ln Pf_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{M_2} \alpha_{2i} \Delta \ln Pf_{t-i}^- + u_t$$

که در آن $\ln Pr$ لگاریتم قیمت خرده فروشی، $\ln Pf$ لگاریتم قیمت سر مزرعه، $\Delta \ln Pf_{t-i}^+$ افزایش در قیمت‌های مزرعه، $\Delta \ln Pf_{t-i}^-$ کاهش در قیمت‌های مزرعه، M_1 و M_2 طول وقفه‌ها می‌باشند و ضرایب α_1 و α_2 به ترتیب تأثیر افزایش و کاهش قیمت‌های مزرعه روی قیمت‌های خرده فروشی می‌باشند. این معادله با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است و طول وقفه‌ها نیز با آماره‌های آکائیک^۱، شوارتز^۲ یا R^2 تعدیل شده به دست می‌آید. به منظور برآورد الگوی هوک معادله زیر برآزش گردید: (متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی می‌باشند)

$$RMP_t - RMP_0 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta PMP_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta PMP_{t-i}^- + \varepsilon_t$$

سمت چپ رابطه مؤید تغییر قیمت خرده‌فروشی در دو دوره زمانست. در سمت راست نیز دو متغیر نماینده افزایش و کاهش در

مبانی نظری و روش تحقیق

با توجه به روش‌های مختلفی که به منظور بررسی انتقال قیمت سر مزرعه با قیمت خرده‌فروشی وجود دارد، امروزه الگوهای انتقال قیمت غیرخطی کاربرد گسترده‌ای در مطالعات تجربی دارند. لیکن جهت مقایسه نتایج در مطالعه حاضر بررسی چگونگی انتقال قیمت عمودی در بازار شیر در قالب الگوی هوک که یک الگوی قدیمی بوده و الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ که یک الگوی نوین است انجام شده است.

رهیافت هوک

در روش هوک، انتقال نامتقارن قیمت بر اساس تقسیم‌بندی متغیرهای قیمت به مراحل کاهشی و افزایشی بررسی می‌شود. الگوهای ارائه شده الگوهای مانا هستند و قادر به توضیح تغییرات قیمتی در طول زمان نیستند. الگوی عدم تقارن قیمت وارد (۱۹۸۲) مباحث گوناگونی مانند دامنه‌ی انتقال قیمت، سرعت انتقال قیمت و وجود اختلاف در واکنش نسبت افزایش و یا کاهش قیمت را به طور همزمان بررسی می‌کند. بر اساس این رهیافت قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار با یکدیگر مرتبط هستند به گونه‌ای که:

$$\ln r_t = f(\ln f_t) \quad (1)$$

که $\ln r_t$ نشان‌دهنده لگاریتم قیمت در سطح خرده‌فروشی و $\ln f_t$ لگاریتم قیمت در سطح سرمزرعه است که فرم کلی آن مطابق رابطه زیر است:

1- Akaike
2- Schwartz

پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود (۱۱):

$$p(y_t | y_{t-1}, S_t) = \begin{cases} f(y_t | y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ f(y_t | y_{t-1}, \theta_N) & \text{if } S_t = N \end{cases} \quad (5)$$

به طوری که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهدات $[y_{t-1}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص S_t ، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = v(\varepsilon_t) + A_1(\varepsilon_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

که در آن $u_t = NID\{0, \sum(s_t)\}$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده‌ها نیاز است که به نحوی تغییر در رژیم (S_t) را بشناسیم، که در مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ فرض می‌شود (S_t) به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف به صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$\Pr[S_t | \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}] = \Pr\{S_t | S_{t-1}, P\} \quad (7)$$

که در آن P برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. براساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j | S_t = i),$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix} \quad (9)$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MSVAR زیر می‌شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (10)$$

قیمت تولیدکننده لحاظ شده است. در دو دوره زمانی متوالی اگر قیمت تولیدکننده افزایش یافته باشد متغیر افزایش غیرصفر و متغیر کاهش برابر صفر خواهد بود و بالعکس. نکته مهم دیگر در این الگو تعیین طول وقفه (n و m) است که به کمک معیارهای آکائیک و شوارتز انجام می‌شود. پس از برآورد الگوی فوق به روش حداقل مربعات معمولی، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیرهای کاهش و افزایش قیمت آزمون می‌شود.

$$H_0 : \sum_{i=0}^{M_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=0}^{M_2} \alpha_{2i}$$

در صورت تأیید فرضیه فوق تقارن در انتقال قیمت در بازار شیر تأیید خواهد شد و طبیعتاً در صورت رد این فرضیه انتقال قیمت از نوع نامتقارن می‌باشد.

اگر مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابر باشد، آنگاه فرضیه انتقال قیمت متقارن قابل پذیرش خواهد بود. به منظور آزمون رد یا پذیرش فرض صفر از آزمون والد^۱ استفاده می‌شود. این آزمون بر پایه آماره F و χ^2 استوار است. این رهیافت به ویژگی‌های سری‌های زمانی داده‌ها توجهی نمی‌کند، لذا سری‌هایی که از خود همبستگی متوالی رنج می‌برند، معمولاً به رگرسیون کاذب منجر می‌شوند (هوک، ۱۹۷۷).

رهیافت مارکوف-سوئیچینگ

در الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ فرض بر آن است که روابط دو متغیر در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی تبعیت نمایند. در این شرایط هر یک از دوره‌های فوق تحت عنوان یک رژیم شناخته می‌شود. اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل‌های MSVAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش آن است که

$$\sum_{i=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, N\} \quad (8)$$

با در کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $N \times N$ ، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد به طوری

$$\text{که } 0 \leq p_{ij} \leq 1 \text{ و } \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1 \text{ می‌باشد.}$$

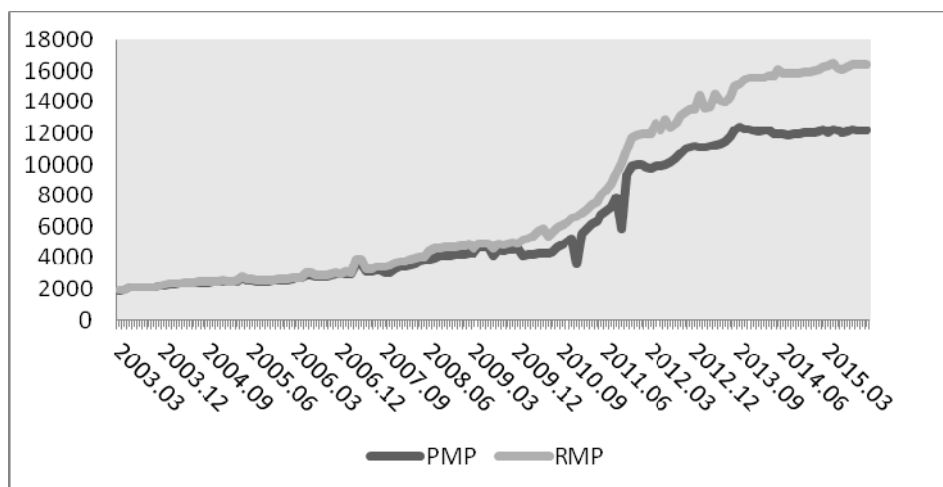
که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (S_t) وابسته هستند، بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_N + A_{1N}y_{t-1} + \dots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_N^{1/2} u_t & \text{if } s_t = N \end{cases} \quad (11)$$

نتایج و بحث

این بخش به بیان مهمترین یافته‌های تحقیق اختصاص می‌یابد. ابتدا مروری بر روند تغییرات قیمت تولیدکننده (تحويل درب گاوداری) و مصرف‌کننده (خرده‌فروشی) شیر و برخی آمار توصیفی آن خواهیم داشت. پس از آن نتایج آزمون‌های ایستایی، علیت، هم‌انباشتگی و همچنین یافته‌های حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مارکوف-سوئیچینگ ارائه و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. در این مطالعه اطلاعات ماهانه قیمت شیر در دو سطح تولیدکننده و خرده‌فروشی در دوره فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ مورد استفاده قرار گرفته است. شکل ۲ روند تغییرات دو متغیر را نشان می‌دهد.

در این تحقیق تحلیل رفتار انتقال قیمت با استفاده از روش سنتی هوک و روش تصحیح خطای خود توضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ صورت گرفته و متغیرهای مورد بررسی شامل قیمت شیر بصورت خرده‌فروشی در سطح بازار مصرف و قیمت شیر سر مزرعه در سطح تولیدکننده، بصورت داده‌های سری‌های زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۳ استفاده شده است. جامعه آماری در این تحقیق کلیه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شیر در ایران هستند و داده‌ها از طریق اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شده است.



شکل ۲- روند تغییرات قیمت مزرعه و خرده‌فروشی شیر (کیلوگرم/ریال)

RMP and PMP بترتیب قیمت تولیدکننده و قیمت خرده‌فروشی است

Figure 2- Trend of fluid milk farm and retail prices in Iran (Rial/kg)

PMP and RMP stand for producer and retail milk price, respectively.

در بازار شیر است که ناشی از افزایش سهم عوامل بازاریاب نظیر شرکت‌های پخش از قیمت پرداختی مصرف‌کننده می‌باشد. متوسط قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در کل دوره به‌ترتیب حدود ۵۱۸۸ و ۶۸۳۴ ریال به ازاء هر کیلوگرم بوده است. آمار توصیفی متغیرها در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

چنانچه ملاحظه می‌شود هر دو متغیر در دوره مورد بررسی روند صعودی را به ویژه در دهه ۹۰ تجربه کرده‌اند. افزایش بیشتر قیمت شیر در دهه مزبور مؤید رویکرد حمایتی قوی تر دولت از دامداران می‌باشد. ضمن آنکه شکاف موجود بین دو متغیر نیز در دهه فوق به تدریج افزایش یافته است. این امر به مفهوم گسترش حاشیه بازاریابی

جدول ۲- نتایج آماری متغیرهای تحقیق (کیلوگرم/ریال)

Table 2- Statistic results of research variables

	میانگین Mean	میان Mod	حداکثر Max	حداقل Min	انحراف معیار df	تعداد مشاهدات Frequency
قیمت تولیدکننده Producer price	5188	4073	11827	1761	3387.15	153
قیمت مصرف کننده Consumer price	6834	4981	18416	2113	4911.90	153

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منظور پرهیز از مواجهه با رگرسیون کاذب در مرحله بعد وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرها آزمون گردید. جهت رابطه علیت میان متغیرها به کمک آزمون گرنجر بررسی و مطابق نتایج ذکر شده در جدول ۴ علیت یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت مصرف کننده تایید شد. لازم به ذکر است که به دلیل ناپیوستگی متغیرها از تفاضل مرتبه اول آنها در آزمون گرنجر استفاده گردید.

جدول ۳ نتایج آزمون های ایستایی متغیرهای بکار رفته در برازش الگو را نشان می‌دهد. به منظور سهولت در تفسیر نتایج از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده شده است. در هر دو آزمون بکار رفته فرضیه صفر بر ناپیوستگی و یا وجود ریشه واحد در متغیرها دلالت دارد. همان گونه که ملاحظه می‌شود آماره آزمون در سطح متغیرها غیرمعنادار اما در تفاضل اول و در سطح ۵ درصد معنادار است. به

جدول ۳- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

Table 3- Results of unit root tests

دیکی فولر تعمیم یافته Generalized Dickey-Fuller			آزمون فیلیپس- پرون Philips prone test		
متغیر Variable	آماره آزمون Test statistic	تصریح Specification	احتمال Probability	آماره آزمون Test statistic	تصریح Specification
لگاریتم قیمت تولید کننده (LnPMP)	-2.40	وقفه ۳ جزء ثابت و روند 3 lags, constant, trend	0.38	-1.98	جزء ثابت و روند
لگاریتم قیمت مصرف کننده (LnRMP)	-2.39	وقفه ۵ جزء ثابت و روند 5 lags, constant, trend	0.39	4.81	-
تفاضل اول لگاریتم قیمت تولید کننده (ΔLnPMP)	-3.46	وقفه ۲ جزء ثابت 2 lags, constant	0.04	-9.97	جزء ثابت و روند
تفاضل اول لگاریتم قیمت مصرف کننده (ΔLnRMP)	-3.32	وقفه ۴ 4 lags	0.04	-10.82	جزء ثابت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۴- نتایج آزمون علیت گرنجر

Table 4- Granger causality test result

	آماره آزمون Test statistic	احتمال Probability	تعداد مشاهدات Frequency
فرضیه صفر: قیمت تولیدکننده علت قیمت مصرف کننده نیست H_0 : Producer price is not cause of consumer price	7.96	<0.0001	149
فرضیه صفر: قیمت مصرف کننده علت قیمت تولید کننده نیست H_1 : Consumer price is nit cause of producer price	2.46	0.06	149

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

انتقال قیمت بلندمدت در بازار شیر است.

نتایج برآورد الگوی هوک

اگرچه الگوی هوک جهت بررسی انتقال قیمت زمانی که متغیرها هم انباشته نباشند توصیه شده است، ولی در این تحقیق صرفاً جهت مقایسه نتایج، الگوی مزبور در کنار الگوی هدف تخمین زده شده است. به منظور برآورد الگوی هوک معادله زیر برآش گردید: (متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی می‌باشند)

آزمون هم انباشتگی یوهانسون بر وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت به فرم زیر دلالت داشت:

$$\ln RMP_t = -0.53 + 1.09 \ln PMP_t \quad (12)$$

stdv (0.13) (0.02)

بر اساس رابطه فوق می‌توان ادعا نمود که در دوره مورد بررسی یک درصد افزایش در قیمت تولیدکننده شیر بطور متوسط موجب افزایش ۱/۰۹ درصدی در قیمت مصرف‌کننده (خرده‌فروشی) این محصول شده است ضمن آنکه این انتقال قیمت به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. باید در نظر داشت که ضریب فوق در واقع کشش

$$RMP_t - RMP_0 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta PMP_{t-i}^+ + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta PMP_{t-j}^- + \varepsilon_t \quad (13)$$

این جدول ضرایب کوتاه مدت واکنش قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده در دوره جاری را نشان می‌دهد حال آنکه ضرایب بلندمدت مبین عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده پس از گذشت مدت زمان لازم برای بروز فعل و انفعالات در بازار است. به عنوان مثال ضریب ۰/۶۱ نشان می‌دهد که اگر قیمت تولیدکننده یک درصد کاهش یابد، قیمت خرده‌فروشی نیز در همان دوره زمانی ۰/۶۱ درصد تنزل خواهد یافت. (یادآوری می‌گردد که متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی لحاظ شده‌اند) ضریب ۰/۷۳ نیز تفسیر مشابهی در حالت افزایش قیمت خواهد داشت. البته اختلاف این دو ضریب اندک است که می‌تواند ناشی از نوع نظام قیمت‌گذاری شیر در ایران باشد که با دخالت مستقیم دولت انجام می‌شود. ضرایب ۰/۸۹ و ۰/۹۹ نیز رفتار واکنشی قیمت خرده‌فروشی را با در نظر گرفتن وقفه‌های زمانی نشان می‌دهند. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت برآورد شده‌اند.

سمت چپ رابطه مؤید تغییر قیمت خرده‌فروشی در دو دوره زمانیهست. در سمت راست نیز دو متغیر نماینده افزایش و کاهش در قیمت تولیدکننده لحاظ شده است. در دو دوره زمانی متوالی اگر قیمت تولیدکننده افزایش یافته باشد متغیر افزایش غیرصفر و متغیر کاهش برابر صفر خواهد بود و بالعکس. نکته مهم دیگر در این الگو تعیین طول وقفه (n و m) است که به کمک معیارهای آکائیک و شوارتز انجام می‌شود. پس از برآورد الگوی فوق به روش حداقل مربعات معمولی، فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیرهای کاهش و افزایش قیمت آزمون می‌شود.

$$H_0: \sum_{i=1}^n \alpha_i = \sum_{j=1}^m \alpha_j$$

در صورت تأیید فرضیه فوق (که به کمک آزمون والد به راحتی قابل انجام است) تقارن در انتقال قیمت در بازار شیر تأیید خواهد شد و طبیعتاً در صورت رد این فرضیه انتقال قیمت از نوع نامتقارن می‌باشد. نتیجه برآورد الگوی هوک در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی هوک (متغیر وابسته: تغییر قیمت خرده‌فروشی)

Table 5- Houck model results (Dependent variable: Retail price)

Table 5: Hsiao model results (Dependent variable: Retail price)							
متغیر Variable	ضریب کوتاه مدت تغییر قیمت Short run coefficient		ضریب بلند مدت تغییر قیمت Long run coefficient		آماره آزمون والد Valed Test statistic	نتیجه آزمون Test result	نوع انتقال قیمت Price transmission
	کاهش Inc.	افزایش Dec.	کاهش Inc.	افزایش Dec.			
قیمت تولیدکننده Producer price	0.73	0.61	0.99	0.89	14.24	رد فرضیه صفر H0 riject	نامتقارن Asymmetry

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

ضرایب بلندمدت مبین عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده پس از گذشت مدت زمان لازم برای بروز فعل و انفعالات

در جدول فوق ضرایب کوتاه مدت واکنش قیمت خرده‌فروشی به تغییر قیمت تولیدکننده در دوره جاری را نشان می‌دهد حال آنکه

حائز اهمیت است و باید در تنظیم سیاست‌های حمایتی مکمل مورد توجه واقع گردد.

نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ

تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها بر اساس آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوی دو رژیم با سه وقفه انتخاب و برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است. نکته قابل توجه در این جدول کاهش قابل ملاحظه ضریب تصحیح خطا می‌باشد که دلالت بر سرعت تعدیل کمتر در رابطه بلندمدت در الگوی غیرخطی است. مساله دیگر میزان افزایش انحراف معیار جزء خطا در رژیم دوم نسبت به رژیم اول است. همانطور که ملاحظه می‌شود این کمیت در معادله قیمت تولیدکننده با ضریب ۳/۰۴ و در معادله قیمت مصرف‌کننده با ضریب ۱/۵۳ افزایش یافته است.

در بازار است. به عنوان مثال ضریب ۰/۶۱ نشان می‌دهد که اگر قیمت تولیدکننده یک درصد کاهش یابد، قیمت خرده‌فروشی نیز در همان دوره زمانی ۰/۶۱ درصد تنزل خواهد یافت. (یادآوری می‌گردد که متغیرها به فرم لگاریتم طبیعی لحاظ شده‌اند) ضریب ۰/۷۳ نیز تفسیر مشابهی در حالت افزایش قیمت خواهد داشت. البته اختلاف این دو ضریب اندک است که می‌تواند ناشی از نوع نظام قیمت‌گذاری شیر در ایران باشد که با دخالت مستقیم دولت انجام می‌شود. ضرایب ۰/۸۹ و ۰/۹۹ نیز رفتار واکنشی قیمت خرده‌فروشی را با در نظر گرفتن وقفه‌های زمانی نشان می‌دهند. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت برآورد شده‌اند.

آماره محاسباتی آزمون والد که در سطح بالایی معنادار است تأییدی بر نامتقارن بودن انتقال قیمت در بازار شیر ایران است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که واکنش قیمت خرده‌فروشی شیر به افزایش معینی در قیمت تولیدکننده متفاوت از واکنش مربوطه به کاهش مشابه در قیمت تولیدکننده خواهد بود. این موضوع از منظر سیاست‌گذاری و با توجه به نقش شیر در سلامت افراد، فوق العاده

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ
Table 6- Markov-switching vector error correction model results

	رژیم اول Regim 1		رژیم دوم Regim 2	
	ΔPMP_t	ΔRMP_t	ΔPMP_t	ΔRMP_t
مقدار ثابت Costant	-0.013	0.063	-0.013	0.063
ΔPMP_{t-1}	0.619*	0.293*	0.038	-0.039*
ΔPMP_{t-2}	-0.208*	-0.017	0.41*	0.048
ΔPMP_{t-3}	*	0.044	0.508*	0.068
ΔRMP_{t-1}	-	-0.030	-0.173	0.236*
ΔRMP_{t-2}	0.299*	0.51*	-0.035	0.097
ΔRMP_{t-3}	-	-0.221*	-0.224*	0.001
ECT _{t-1}	0.008	-0.041*	0.004	-0.041*
$\varepsilon\sigma$	0.0056	0.0034	0.0170	0.0052

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

*: معنادار در سطح ۵ درصد significant at 5%

$$LRMP_t = -0.46 + 1.04LPMP_t$$

رابطه (۱۴) Stdv (0.12) (0.01)

لازم به ذکر است که رابطه بلند مدت در رژیم اول مطابق رابطه (اول) و در رژیم دوم به شکل رابطه (دوم) برآورد گردید.

اندک است. به منظور بررسی ثبات و پایداری رژیم‌ها در الگوی مارکوف-سوئیچینگ، عموماً از ماتریس احتمال انتقال استفاده می‌شود. این ماتریس در مطالعه حاضر به فرم زیر بدست آمده است:

$$\text{LRMPt} = -0.05 + 1.09\text{LPMPt} \\ \text{Stdv} \quad (0.04) \quad (0.004) \quad \text{رابطه (15)}$$

چنانچه ملاحظه می‌شود اختلاف کشش‌های برآوردی در دو رژیم

جدول ۷- ماتریس احتمال انتقال در الگوی مارکوف-سوئیچینگ

Table 7- Transition matrix for the estimated MSVECM

	رژیم اول Regim1	رژیم دوم Regim2
رژیم اول Regim1	0.95	0.05
رژیم دوم Regim2	0.03	0.97

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

تغییرات قیمت خرده فروشی و شوک وارده به قیمت تولیدکننده دلالت دارد. بدین مفهوم که کل اثر ناشی از تغییر قیمت تولیدکننده حداکثر در چهار دوره زمانی (چهار ماه) به قیمت خرده فروشی منتقل می‌گردد. نکته دیگر اینکه تفاوت معناداری میان مجموع ضرایب متغیرهای افزایشی و کاهششی مشاهده شد. این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن مکانیسم انتقال قیمت در بازار این محصول است. به عبارت دیگر واکنش قیمت خرده فروشی به تغییرات افزایشی و کاهششی یکسان در قیمت تولیدکننده متفاوت می‌باشد. این یافته نیز با بسیاری از مطالعات داخلی و خارجی هم راستا است. ضرایب کشش انتقال قیمت بلندمدت در سطوح ۰/۸۹ و ۰/۹۹ در دو حالت کاهش و افزایش قیمت تولیدکننده برآورد شد. این ضرایب مطابق انتظار بزرگتر از ضرایب کوتاه مدت می‌باشند.

بخش دیگر از مطالعه به بررسی چگونگی انتقال قیمت عمودی در بازار شیر در قالب الگوی خودتوضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ اختصاص یافت. در این الگو فرض بر آن است که روابط دو متغیر در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی تبعیت نماید. در این شرایط هر یک از دوره های فوق تحت عنوان یک رژیم شناخته می‌شود. به منظور آزمون برتری الگوی غیرخطی بر الگوی خطی از آماره نسبت درست نمایی (LR) استفاده شد. مقدار محاسباتی این آماره در تحقیق حاضر معنادار و بر سازگاری الگوی غیرخطی با داده‌ها دلالت دارد. تعداد رژیم‌ها و وقفه‌ها نیز بر اساس آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوی دو رژیمه با سه وقفه انتخاب و برآورد گردید. ضریب تصحیح خطای برآوردی برای الگوی فوق در قیاس با الگوی خودتوضیح برداری خطی افزایش معناداری را نشان می‌دهد. این یافته بدان معناست که سرعت تعدیل به سمت رابطه بلندمدت در الگوی غیرخطی کمتر است. مساله دیگر میزان افزایش انحراف معیار جزء خطا در رژیم دوم نسبت به رژیم اول است. این

در ماتریس فوق اعداد ۰/۹۵ و ۰/۹۷ احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم برآوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است. ضریب پایداری^۱ مورد انتظار دو الگو نیز به ترتیب برابر ۲۰/۵۳ و ۳۳/۱۷ ماه تخمین زده شده است. واضح است که الگوی دوم پایدارتر از الگوی اول می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد در حدفصل اواسط سال ۱۳۸۲ تا اواخر سال ۱۳۸۵ ارتباط میان قیمت خرده فروشی و تولیدکننده شیر در ایران از رژیم اول تبعیت نموده و رژیم دوم بازگو کننده الگوی انتقال قیمت در این بازار بوده است. ضمناً از سال ۱۳۹۲ به بعد که قیمت‌های خرید شیر از دامداران افزایش زیادی داشته است، حساسیت قیمت مصرف کننده به تغییرات قیمت تولیدکننده افزایش یافته و الگوی انتقال قیمت از رژیم دوم که کشش بالاتری را نشان می‌دهد تبعیت نموده است.

بحث و نتیجه گیری

مطالعه حاضر به دنبال آن بوده که نحوه واکنش قیمت خرده فروشی به هر گونه تغییر (شوک) در قیمت تولیدکننده این کالا را الگوسازی نموده و از این طریق توصیه‌های سیاستی مناسب در جهت تضمین دسترسی افراد به شیر را ارائه نماید. بر این اساس موضوع روابط قیمتی بین تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در بازار شیر ایران با بهره گیری از متدهای نوین به عنوان هدف اصلی مطالعه حاضر تعریف گردید. نتایج آزمون ایستایی متغیرها بر نا ایستایی آنها دلالت داشت که با توجه به بررسی‌های نموداری به عمل آمده و روند صعودی متغیرها در دوره مورد بررسی مورد انتظار بود. یافته‌های حاصل از الگوی هوک بر وجود رابطه تأخیری چهار دوره‌ای میان

1- Expected Duration

خدمات بازاریابی (بسته‌بندی، پخش و غیره) حاشیه بازاریابی در این صنعت رفته رفته بزرگتر شده است. حسینی و قهرمان زاده (۱۳۸۵) در بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، شادمهری و احمدی (۱۳۸۹) در مطالعه انتقال نامتقارن عمودی قیمت بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده در بازار شیر ایران و یآوری (۱۳۹۱) در بررسی انتقال عمودی قیمت در بازار گوشت گوساله به نتایج مشابهی دست یافتند.

با توجه به عدم وجود شرایط مناسب رقابتی در بازار، طراحی بسته‌های حمایتی مکمل برای مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در شرایطی که به هر علت با شوک افزایشی به قیمت تولیدکننده مواجه هستیم، پیشنهاد می‌گردد. این بسته می‌تواند مؤلفه‌هایی همچون افزایش عرضه شیر یارانه‌ای و توزیع فرآورده‌های لبنی با قیمت‌های یارانه‌ای را شامل گردد. اگرچه نظارت مستمر بر بازار نهاده‌های دامی به منظور مواجهه با ورود هر گونه شوک افزایشی به قیمت این نهاده‌ها هم به طور جدی توصیه می‌شود.

کمیت در معادله قیمت تولیدکننده با ضریب $3/04$ و در معادله قیمت مصرف‌کننده با ضریب $1/53$ افزایش یافته است. ضرایب احتمال انتقال بین رژیم‌ها معادل $0/95$ و $0/97$ تخمین زده شد که احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم برآوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است.

بر پایه یافته‌های حاصل از آزمون علیت گرنجر یک رابطه علی یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت خرده فروشی تأیید گردید. ضمن آنکه نوع مکانسیم قیمت‌گذاری شیر هم به گونه ایست که پس از تصویب و ابلاغ قیمت خرید از دامداری‌ها، قیمت خرده‌فروشی شکل می‌گیرد. لذا تغییر قیمت تولیدکننده عاملی برای تغییر قیمت خرده‌فروشی شیر تلقی می‌گردد. همچنین شکاف دو سری قیمتی در دوره مورد بررسی از یک سو بر رویکرد حمایتی قوی تر دولت از دامداران دلالت داشته و از سوی دیگر نشان از افزایش سهم عوامل بازاریابی از قیمت پرداختی مصرف‌کننده دارد. به عبارت دیگر با متنوع شدن تعداد شرکت‌های فعال در حوزه عرضه لبنیات و مدرن تر شدن

منابع

- 1- Pishbahar A., Ferdousi R., and Asadollahpour P. 2016. A survey on chicken meat market transactions: using the Markov Switching autoregressive pattern- MSVAR. *Agriculture Economics*, 9(2): 72-55.
- 2- Acosta A., and Valdes A. 2013. Vertical price transmission of milk prices: Are small dairy producers efficiently integrated into markets? *Agribusiness*, 30(1): 56-63.
- 3- Aguiar D., and Santana J.A. 2002. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence for Brazil. *Agribusiness*, (18): 37-48.
- 4- Aida M., and Moghaddasi R. 2011. Price Transmission Analysis from Farm to Retail in Chosen Crops (Potato and tomato). M.S. Thesis, Agricultural Economics Department, Faculty of Agriculture, Science and Research Branch of Islamic Azad University.
- 5- Bernard J.C., and Willet L.S. 1996. Asymmetric price relations in the U.S. broiler industry. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 28(2): 279-289.
- 6- Capps J.O., and Sherwel P. 2005. Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association, 1-27.
- 7- Economic Report and Balance Sheet 2015. Office of Economic Research, Central Bank of Iran, Nov. 2017.
- 8- Falkowski J. 2010. Price transmission and market power in a transition context: evidence from the Polish fluid milk sector. *Post-Communist Economies*, 22: 513-529.
- 9- Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAO Statistical Databases, 2017.
- 10- Frey G., and Manera M. 2007. Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economics Survey*, 21(2): 349-415.
- 11- Goodwin B.K., and Holt M.T. 1999. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, (81): 630-637.
- 12- Hamilton J.D. 1989. "A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle", *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- 13- Hosseini S.S., and Nikokar A. 1385. Asymmetric price transmission and its effect on market margin in chicken industry in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 2-37(1): 1-9. (In Persian)
- 14- Hosseini S.S., Nikoukar A., and Dourandish A. 2012. Price transmission analysis in Iran chicken market. *International Journal of Agricultural Management & Development (IJAMAD)*, 2(4): 243-253, December, 2012.
- 15- Houck J.P. 1977. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3): 570-572.
- 16- Bahrami J., Mohammadi T., and Bozorg S. 2015. Asymmetric exchange rates to domestic price indices with a weighted approach, *Quarterly Journal of Economic Research*, 60: 65-37(In Persian)

- 17- Krolzig H.M. 1997. Markov switching vector autoregressions. Modeling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.
- 18- Krolzig H.M., Marcellino M., and Mizon G.E. 2002. A Markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labor market. *Empirical Economics*, 27(2): 233-254.
- 19- Nikoukar A. 2007. Price Transmission Analysis in Iran Chicken Market. Ph.D. Thesis, Agricultural Economics Department, Faculty of Economics and Rural Development, Tehran University. (In Persian)
- 20- Study of the Process of Production of Protein Products in the Country during Four Decades (1353 to 1392). Planning and Economic Deputy, Ministry of Jihad e Keshavarzi, 2015.
- 21- Rezitis N.A., and Reziti I. 2011. Threshold cointegration in the Greek milk market. *Journal of International food Agribusiness Market*, 23(3): 231-246.

قابلیت‌های فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات در اقتصاد روستایی:

مورد مطالعه تعاونی‌های روستایی شهرستان گرمسار

رویا محمدی^۱ - فرهاد لشگرآرا^{۲*} - مریم امیدی نجف آبادی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۰۱

چکیده

یکی از اهداف اصلی در برنامه‌ریزی‌های ملی، بهبود اقتصاد روستایی است و از مهمترین ارگان‌های تأثیرگذار بر آن، تعاونی‌های روستایی می‌باشند. بنابراین شناخت پتانسیل‌های موجود جهت تقویت فعالیت‌ها و پیشرفت آنها، و به تبع آن بهبود و رشد اقتصاد روستایی امری لازم و ضروریست. هدف از انجام این مطالعه، شناسایی قابلیت‌های فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات (ICTs) در اقتصاد روستایی شهرستان گرمسار است. ابزار اصلی این پژوهش پرسشنامه بود. برای تحلیل نتایج از آمار توصیفی و همچنین مدل یابی معادلات ساختاری (SEM) به کمک نرم‌افزارهای SPSS v20 و AMOS v20 استفاده شد. جامعه آماری مطالعه حاضر، آن دسته از اعضای تعاونی‌های روستایی شهرستان گرمسار هستند که در فعالیت‌های خود از ICTs استفاده می‌کنند، تعداد آنها ۱۴۰ نفر و بصورت تمام شماری مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج حاکی از آن است که وضعیت اقتصاد روستایی نسبتاً مطلوب است و ICTs تأثیر مثبت و معناداری بر آن دارد (۷۷٪). در میان چهار قابلیت ICTs (مالی، رفتاری، اطلاع‌رسانی و فنی) تأثیر قابلیت‌های مالی بیش از سایر قابلیت‌هاست (۸۴٪). بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان اذعان نمود که قابلیت‌های ICTs زمینه‌ساز بهبود اقتصاد روستایی و معیشت جوامع روستایی است.

واژه‌های کلیدی: قابلیت‌های فنی ICT، قابلیت‌های مالی، قابلیت‌های رفتاری، قابلیت‌های اطلاع‌رسانی

مقدمه

که در محیط روستا انجام شده و روستایی از آن متمتع گردد در حیطه اقتصاد روستایی قرار گرفته و کلیه مبانی اقتصادی خانوار روستایی، اعم از زراعی، صنعتی و غیره را در بر می‌گیرد. بهبود اقتصاد روستایی یکی از اهداف مهم در برنامه‌ریزی‌های ملی است، در این راستا شناخت ظرفیت‌ها و پتانسیل‌های بالقوه و بالفعل هر منطقه، امری لازم و ضروریست. تحولات اخیر در فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات (ICTs)^۴ مجموعه‌ای از فرصت‌ها برای توسعه در هر منطقه‌ای را مهیا می‌سازد. ICTs به عنوان یک قابلیت تمام مرزهای زمانی، فاصله‌ای و هزینه‌ها را در هم تنیده و با تلفیقی از اطلاعات و ارتباطات، به ویژه از طریق اینترنت، دهکده جهانی را ایجاد کرده است (۱۵). امروزه ICTs با قابلیت‌های متعدد خود می‌تواند یکی از بزرگترین فرصت‌ها برای بهبود اقتصاد روستایی محسوب گردد. ICTs یک اصطلاح کلی است و به هر فناوری که به تولید، اداره، ذخیره، برقراری ارتباط و انتشار اطلاعات کمک می‌کند، اطلاق می‌گردد. بنابراین، ICTs ابزاری

روستاها و روستانشینان با کمک به رشد اقتصادی، کنترل نرخ تورم و افزایش نرخ اشتغال جایگاهی ویژه در پویایی اقتصاد کشور داشته و می‌توانند بستر مناسبی برای تولیدات کشاورزی، صنعتی، خدماتی و حفظ محیط زیست فراهم نمایند، لذا توسعه روستایی از پیش‌نیازهای اصلی در توسعه هر کشوری است (۴). یکی از مهمترین ابعاد توسعه روستایی بعد اقتصادی آن است. اقتصاد روستایی شاخه‌ای از اقتصاد است که با اقتصاد کشاورزی وابستگی متقابل دارد و در کلیت، جزئی از اقتصاد ملی است. اقتصاد روستایی سلسله فعالیت‌های اقتصادی است که در محیط روستا انجام می‌شود، بنابراین هر فعالیتی

۱- دکتری ترویج و آموزش کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران
۲ و ۳- دانشجویان گروه ترویج و آموزش کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

(*- نویسنده مسئول: Email: f.lashgarara@srbiau.ac.ir)

DOI:10.22067/jead2.v32i4.70799

توانمند در ذخیره‌سازی، انتقال و به اشتراک‌گذاری داده‌ها و اطلاعات است (۱۶).

در پژوهش انجام شده توسط موسینگ و زبرون^۱ (۱۶) با عنوان "نقش ICT در توسعه اقتصادی و اجتماعی روستاهای آفریقا" مشخص شد که ICT دسترسی به اطلاعات بازار و تجارت را فراهم ساخته، به ارتباط میان سازمان‌ها و بازارها کمک کرده و از طریق بهبود محیط تجاری در نواحی روستایی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر اقتصاد روستایی است.

نتایج پژوهش رنگا و پرادهان^۲ (۲۰) تحت عنوان "ICT در روستاهای هندوستان: شناسایی موانع و خلق فرصت‌ها" نشان داد که ICT از طریق اصلاح موقعیت اقتصادی، اجتماعی، افزایش دسترسی به آموزش و اطلاعات و همچنین توانمند ساختن افراد در تصمیم‌گیری، موجب منفعت‌رسانی به روستائیان می‌گردد.

نتایج پژوهش جها^۳ (۶) با عنوان "نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در بازار روستایی با ارجاع به منطقه Bijar" حاکی از آن است که ICTs می‌تواند برای کمک به بخش‌های مختلف بازارهای روستایی مانند کشاورزی و صنایع روستایی مورد استفاده قرار گرفته و نقطه عطفی در دستیابی به قدرت اقتصادی روستائیان باشد.

یافته‌های پژوهش^۴ (۱۵) نشان داد که بکارگیری صحیح ICT از طریق بهبود آموزش، کشاورزی و آگاهی‌های بازاریابی و تجاری، شکاف اقتصادی را کاهش داده و اجرای برنامه‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، قطعاً می‌تواند انقلاب در توسعه روستایی را به ارمغان بیاورد.

مصاحب و همکاران (۱۲) در پژوهش خود با عنوان "دفاتر ICT و فناوری اطلاعات راهکاری برای توسعه اقتصادی، اجتماعی روستاها" دریافتند که ICT در زمینه‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی بستر رشد و توسعه روستایی را فراهم می‌سازد.

خوران و احمدی (۹) در تحقیقشان تحت عنوان "تأثیر ICT بر اشتغال و بهبود اقتصاد روستایی" اذعان داشتند که امروزه ICT بر جنبه‌های مختلف زندگی اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی افراد و اجتماعات تأثیر گذاشته و یکی از مظاهر پیشرفت اقتصادی و صنعتی محسوب می‌گردد.

در تحقیق عنابستانی و وزیری (۱) تحت عنوان "تحلیل آثار اجتماعی، اقتصادی و کالبدی ICT در توسعه نواحی روستایی (مطالعه موردی: شهرستان گرگان)" یافته‌ها نشان دادند که ICT روستائی می‌تواند در ابعاد گوناگون اقتصادی (توسعه کشاورزی، افزایش

تولید، بازاریابی محصولات و اشتغال‌زایی) آثار مثبتی بر جامعه روستایی داشته باشد.

با توجه به نتایج پژوهش انجام شده توسط^۵ i (۱۰) با نام "مطالعه عوامل مؤثر بر پذیرش و بکارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات: مطالعه موردی روستاهای استان فارس"، توسعه کشاورزی، افزایش بازدهی و رونق کسب و کار روستائیان، انجام امور اداری از راه دور، اطلاع‌رسانی و ترویج کشاورزی، توسعه نیروی انسانی روستا، اطلاع از آخرین قیمت‌های بازار، آگاهی از روش‌های نوین کشاورزی، توسعه صنایع دستی روستایی و سرانجام یافتن بازارهای جدید برای محصولات، می‌توانند از نتایج مثبت پذیرش و بکارگیری ICT در اقتصاد روستاها باشند.

نتایج پژوهش مطیع لنگرودی و همکاران (۱۴) با عنوان "تحلیل اثرات اجتماعی و اقتصادی فناوری اطلاعات و ارتباطات روستایی" نشان داد که توسعه ICT در مناطق روستایی تأثیرات چشمگیری در بهبود وضعیت اجتماعی و اقتصادی روستائیان دارد.

پژوهش حاضر در شهرستان گرمسار انجام شده است. در این شهرستان تولید، بازاریابی و بازررسانی غیراقتصادی محصولات، درآمد ناکافی، عدم رضایت شغلی روستائیان و در نتیجه افزایش مهاجرت آنها به شهرها و... از مهمترین مشکلات پیش روی جوامع روستایی است. عمدتاً چنین مشکلاتی ریشه در عدم آگاهی لازم از اطلاعات بازار (نظیر نیاز مشتریان، قیمت فروش، بسته‌بندی و درجه‌بندی، عدم شناسایی بازارهای مربوطه، توزیع نامناسب و...)، عدم مهارت کافی جهت پذیرش مشاغل جدید، عدم آشنایی با شیوه‌های تولیدی جدید، ضعف در تحقیقات و بطور کلی عدم توجه کافی به عوامل حاکم بر محیط اقتصاد روستایی دارند، که به طور مستقیم و غیرمستقیم ناشی از فقدان و یا ضعف اطلاعات و ارتباطات است. بنابراین، بررسی اقتصاد روستایی امری اجتناب‌ناپذیر است، چرا که نیل به افزایش کارایی و اثربخشی و نهایتاً تسریع توسعه ملی را تسریع خواهد نمود.

هدف از این مطالعه شناسایی نقش ICTs در محیط اقتصاد روستایی است و در این راستا اهداف اختصاصی همچون، بررسی و شناسایی وضعیت اقتصاد روستایی در شهرستان گرمسار، شناسایی قابلیت‌های ICTs در اقتصاد روستایی و بررسی روابط میان قابلیت‌های ICTs و اقتصاد روستایی تدوین گردیدند.

همچنین چهارچوب نظری تحقیق با استفاده از مرور ادبیات و نظرات استادان و متخصصان مربوطه طراحی گردید (شکل ۱).

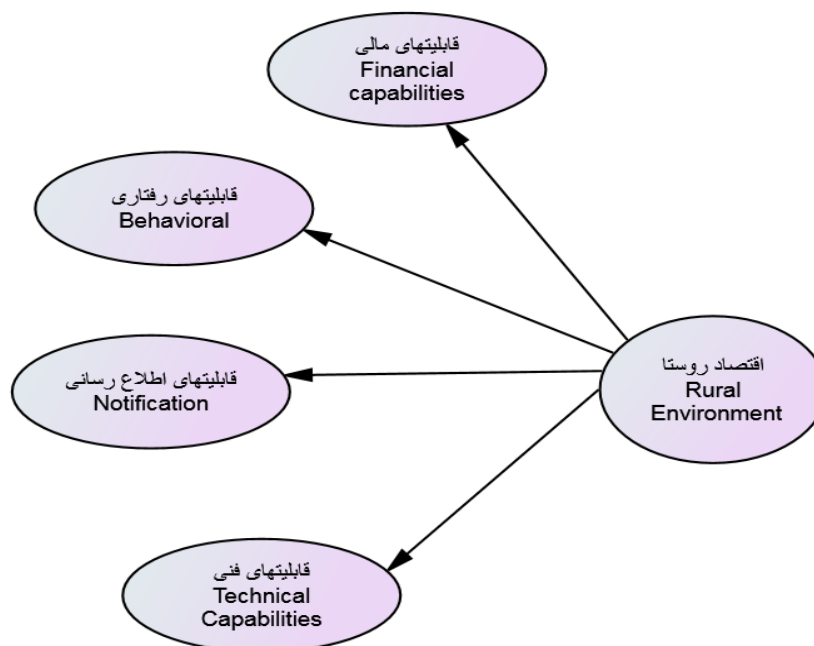
1- Musingafi & Zebron

2- Ranga & Pradhan

3- Jha

4- Mukherjee

5- Lahesaizadeh & Habib



شکل ۱- مدل نظری تحقیق
Figure 1- Theoretical research model

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر از نوع کاربردی و ابزار جمع‌آوری اطلاعات، پرسشنامه است که بصورت طیف لیکرت طراحی گردید. به منظور سنجش میزان اعتبار پرسشنامه از نظرات و پیشنهادات استادان، متخصصان و صاحب‌نظران استفاده شد. همچنین جهت بررسی و آزمون پایایی پرسشنامه، ضریب تتای تریبی به کار گرفته شد که مقدار این ضریب برای ابعاد مختلف پرسشنامه (۰/۸۲-۰/۹۱) بدست آمد و حاکی از پایایی و اعتبار بالای ابزار اندازه‌گیری است. جامعه آماری تحقیق حاضر ۱۴۰ نفر از اعضای تعاونی‌های روستایی شهرستان گرمسار هستند که برای انجام وظایف و فعالیت‌هایشان از ICTs استفاده می‌کنند، بدلیل کم بودن حجم جامعه آماری، نمونه با جامعه برابر و بصورت تمام شماری مورد مطالعه قرار گرفتند. متغیر وابسته پژوهش حاضر، اقتصاد روستایی است. متغیرهای مستقل تحقیق را قابلیت‌های ICTs تشکیل می‌دهند که از طریق تحلیل عاملی اکتشافی شناسایی گردیدند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از آمار توصیفی و برای سنجش فرضیات تحقیق، روابط میان متغیرها و اثرات مستقیم و غیرمستقیم آنها از تحلیل SEM استفاده شد. بخش توصیفی با استفاده از نرم‌افزار SPSS v20 و تحلیل معادلات ساختاری توسط AMOS v20 انجام شد.

نتایج و بحث

ویژگی‌های شخصی: ۹۴٪ از پاسخگویان مرد، ۳۷،۱٪ دارای سابقه عضویت ۱۳-۱۸ سال، ۵۸،۶٪ از آنها دارای مدرک کارشناسی، ۸۱،۸٪ با مهارت‌های ICDL^۱ (مهارت‌های هفت گانه شامل مفاهیم ابتدایی در فناوری اطلاعات، آشنایی با ویندوز، وورد، اکسل، پایگاه داده، پاورپینت و مهارت اطلاعات و ارتباطات/شبکه) آشنا و قادر به برقراری ارتباطات مجازی و اینترنتی با سایر تولیدکنندگان و مصرف کنندگان و همچنین خرید و فروش کالاها و خدمات روستایی می‌باشند، بدین ترتیب می‌توانند بصورت وسیع به معرفی محصولات پرداخته بر مشکلات عدم آگاهی دیگران از وجود چنین محصولات و محدود بودن بازار عرضه و خریداران غلبه نمایند. ۵۲،۴٪ پاسخگویان ۱-۵ ساعت در روز را از طریق کار با اینترنت سپری می‌کنند. بر مبنای اطلاعات جمع‌آوری شده بیشتر پاسخگویان ۴۲،۵٪ معتقدند که وضعیت اقتصاد روستایی نسبتاً مطلوب است. جدول ۱ نشان‌دهنده نظر اعضا درباره وضعیت اقتصاد روستایی می‌باشد.

۳۶،۲٪ از پاسخگویان قابلیت‌های ICT در اقتصاد روستایی را در حد زیاد ارزیابی نموده‌اند (جدول ۲).

جدول ۱- دیدگاه اعضای تعاونی‌ها در ارتباط با وضعیت موجود اقتصاد روستایی (n=140)
Table 1- Rural cooperative members' views on the rural marketing environment (n=140)

وضعیت موجود Situation	فراوانی Frequency	درصد Percent	درصد معتبر Cumulative percent
نامطلوب Undesirable	33	26.2	28.3
نسبتاً مطلوب Fairly desirable	59	42.5	54.7
مطلوب Desirable	23	14.9	17.0
بدون پاسخ Non respond	25	16.4	100.0
جمع Total	140	100.0	

نما: نسبتاً مطلوب
Mode: Fairly desirable

جدول ۲- نقش فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات در اقتصاد روستایی (n=140)
Table 2- Role of ICTs in rural economy (n=140)

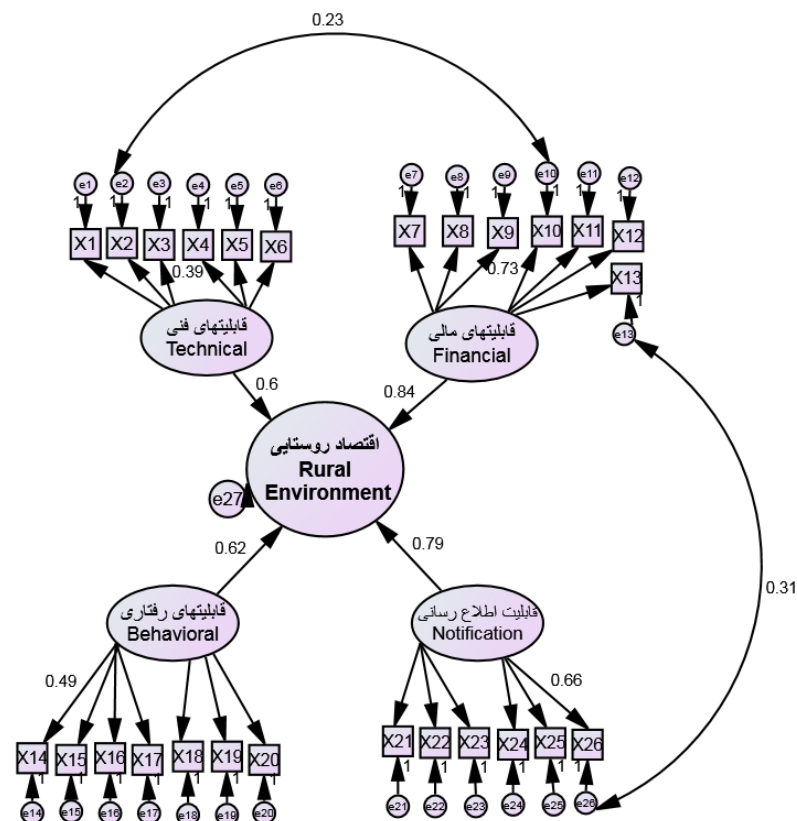
نقش فناوری‌ها Role of ICTs	فراوانی Frequency	درصد Percent	درصد معتبر Cumulative percent
کم Low	14	10.0	12.3
متوسط Moderate	29	17.5	27.3
زیاد Much	53	36.2	37.0
خیلی زیاد Very much	23	15.2	23.3
بدون پاسخ Non respond	21	21.1	100.0
جمع Total	140	100.0	

مد: زیاد
Mode: Much

آموزش روستائیان (x14) در میان قابلیت‌های رفتاری (۰/۴۹) و متغیر رسانه‌ها (x3) در گروه قابلیت‌های فنی (۰/۳۹) بیشترین تأثیر را بر اقتصاد روستایی دارند (شکل ۲).

جدول ۳ نشان‌دهنده آزمون معناداری مسیرها برای شناسایی مسیرهای معنادار و مسیرهای غیرمعنادار می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان نمود: قابلیت‌های مالی، رفتاری، اطلاع رسانی و فنی ICT بر اقتصاد روستایی تأثیرگذار هستند.

با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی قابلیت‌های ICT در چهار گروه اصلی قابلیت‌های مالی، فنی، رفتاری و اطلاع‌رسانی جای گرفتند و تحلیل SEM برای شناسایی میزان تأثیر هر یک از قابلیت‌های ICT در اقتصاد روستایی استفاده گردید. بر اساس مدل بدست آمده می‌توان گفت: (i) رابطه خطی معناداری میان اقتصاد روستایی و قابلیت‌های ICT وجود دارد. (ii) متغیر کمک به بهبود قیمت‌گذاری محصولات (x9) در میان قابلیت‌های مالی (۰/۷۳)، متغیر آگاهی از قوانین تجاری (x26) در قابلیت‌های اطلاع‌رسانی (۰/۶۶)، متغیر



Chi ^2=3.435(12 df) P-value=0.060
RMASE=0.000 P(RMSEA<0.05)=0.110
A 90%confidence interval for P(RMSEA<0.05)=(.000,.062)

شکل ۲- مدل معادله ساختاری برای ضرایب پارامترهای استاندارد شده
Figure 2- Structural equation model for estimated standard coefficients

جدول ۳- آزمون معناداری مسیرها
Table 3- Regression weights and significance test of paths

مسیرها Path	پارامتر برآورد شده Estimate	انحراف استاندارد S.E.	نسبت بحرانی C.R.	آزمون معنی‌داری مسیر P value
قابلیت‌های مالی ← اقتصاد روستایی Financial capabilities of ICT→ Rural economy	0.904	0.057	16.47	0.001***
قابلیت‌های فنی ← اقتصاد روستایی Technical capabilities of ICT→ Rural economy	0.04	0.012	6.27	0.001***
قابلیت‌های اطلاع‌رسانی ← اقتصاد روستایی Notification capabilities of ICT→ Rural economy	0.49	0.095	4.27	0.001***
قابلیت‌های رفتاری ← اقتصاد روستایی Bihavioural capabilities of ICT→ Rural economy	0.46	0.064	7.13	0.001***

*** P = 0.001

جدول ۴ حاکی از آن است که قابلیت‌های مالی (۰/۸۴) بیشترین تأثیر را بر متغیر وابسته (اقتصاد روستایی) داشته است. برای سنجش مناسب بودن و برازش مدل از معیارهای نکویی

برازش استفاده گردید و با توجه به معیارهای بدست آمده، مدل برازش مناسبی به داده‌ها ارائه می‌دهد (جدول ۵).

جدول ۴- ضرایب رگرسیونی استاندارد شده مسیرهای معنادار

Table 4- Standardized regression weights of significant paths	
مسیرها (اقتصاد روستایی → قابلیت‌های ICT)	پارامتر برآورده شده
ICTs Capabilities → Rural economy	Estimate
قابلیت‌های مالی ← اقتصاد روستایی	0.844
Financial capabilities of ICT → Rural economy	
قابلیت‌های اطلاع رسانی ← اقتصاد روستایی	0.792
Notification capabilities of ICT → Rural economy	
قابلیت‌های رفتاری ← اقتصاد روستایی	0.621
Financial capabilities of ICT → Rural economy	
قابلیت‌های فنی ← اقتصاد روستایی	0.600
Technical capabilities of ICT → Rural economy	

جدول ۵- معیارهای برازش برای ارزیابی مدل

Table 5- Goodness-of-fit measures for model evaluation

شاخص‌های برازش	مقدار	تعریف شاخص‌ها
Goodness-of-fit	Amount	Index definition
RMSEA	0.033	ریشه میانگین مربعات خطایی تقریبی است که معادل 0.033 (کوچکتر از 0.05) بدست آمده و نشان دهنده مناسب بودن مدل در رابطه با درجه آزادیست (DF).
CMIN/DF	1.13	RMSEA is the root mean square error of approximation that equals to 0.033 (less than 0.05) and indicates a close fit of the model in relation to the degrees of freedom (DF). CMIN/DF حداقل اختلاف نمایان شده تقسیم بر درجه آزادی است و حاکی از برازش قابل قبول است (کمتر از 2 بدست آمده). CMIN/DF is the minimum discrepancy that is represented by C ² (Chi square distribution for correctly specified models under appropriate distributional assumptions), divided by its degrees of freedom (DF) that equal to 1.13 (less than 2), which indicates an acceptable fit. ($\chi^2/df = 1.13 < 2$)
GFI	0.892	GFI یا آماره نکویی برازش برای آزمون مدل به DF توجه دارد، در این جا برابر با 0.892 بدست آمده و حاکی از برازش قابل قبول است.
AGFI	0.873	GFI (goodness-of-fit index) takes into account the degrees of freedom available for testing the model. In this research, it is equal to 0.892 (close to 0.95), that indicates an acceptable fit. AGFI یا شاخص نکویی برازش تصحیح شده بدست آمده نشان دهنده برازش مناسب است. AGFI (adjusted goodness-of-fit index), is 0.873, which indicates an acceptable fit.
NFI	0.912	NFI یا شاخص برازش نرم شده بدست آمده نشان دهنده شاخص برازش هنجاریست NFI denotes Normed Fit Index
CFI	0.938	CFI یا شاخص برازش مقایسه ای نشان دهنده شاخص برازش تطبیقی است. CFI denotes Comparative Fit Index
P	0.086	P مقدار، برای آزمون فرضیات است که مقدار بدست آمده حاکی از برازش کامل مدل می‌باشد ($P > 0.05$). P is the probability of getting as large a discrepancy as possible with the present sample (under appropriate distributional assumptions and assuming a correctly specified model). That is, P is a 'p value' for testing the hypothesis that the model fits perfectly in the research population. 'p value' equals 0.076 (greater than 0.05) and indicates a perfect fit of the model.

هدایت‌کنندگان توسعه اقتصاديست و این در حالیست که ICTs می‌تواند بواسطه آموزش الکترونیک، امکان دسترسی به منابع اطلاعاتی وسیع را حتی برای دور افتاده‌ترین مناطق روستایی فراهم ساخته، روستاییان را در معرض سطوح بالاتری از دانش و آگاهی قرار داده، آنها را با فعالیت‌های اقتصادی آشنا و به انجام چنین فعالیت‌هایی ترغیب نماید. این نتایج با تحقیقات (۱۳، ۱۸، ۱۱، ۲۰ و ۲۵) مطابقت دارد.

حضور رسانه‌ها در اقتصاد روستایی بسیار حائز اهمیت است، بواسطه رسانه‌ها می‌توان محصولات و خدمات روستایی را با سرعت بیشتری به طیف وسیعی از جامعه هدف معرفی، فرهنگ استفاده از محصولات روستایی را القا و افراد را به استفاده هر چه بیشتر از محصولات روستایی تشویق نمود. امروزه بسیاری از رسانه‌ها تحت پوشش ICTs قرار دارند لذا مؤثرترین قابلیت فنی ICTs در همین راستا است. رسانه‌ها بواسطه درک بهتر رفتار مخاطبان، مدیریت موفق تعاملات و روابط، بهبود سنجش فعالیت‌ها و نتایج، گسترش سریعتر اطلاعات، دستیابی به طیف وسیعتری از بازارها و جوامع هدف، کارایی بیشتر در تبادل نیازها و نظرات مصرف‌کنندگان و مهیاسازی تبلیغات گسترده با هزینه کمتر، موجب کاهش هزینه‌ها و بهبود شرایط اقتصادی می‌گردد. همچنین قابلیت‌های فنی ICTs با فراهم‌سازی امکاناتی چون پست بانک، تجارت الکترونیک و... موجب از بین رفتن مرزها و محدودیت‌های مکانی و زمانی گردیده و افزایش حضور روستائیان در فعالیت‌های اقتصادی را در پی خواهد داشت. این نتایج در راستای تحقیقات (۳، ۸، ۲۱ و ۲۳) می‌باشند.

بر اساس مطالعه حاضر، قابلیت‌های ICTs زمینه بهبود شرایط اقتصادی در روستاها را تسهیل و از پیشرفت اقتصاد روستایی حمایت می‌نمایند (۷۷٪). از میان چهار قابلیت ICTs، قابلیت‌های مالی (۸۴٪)، قابلیت‌های اطلاع‌رسانی (۷۹٪)، قابلیت‌های رفتاری (۶۲٪) و قابلیت‌های فنی (۶۰٪) به ترتیب در بهبود شرایط اقتصادی روستاها تأثیر مثبت و معناداری دارند. بنابراین می‌توان اذعان نمود با مهیاسازی شرایط و بستر مناسب برای بکارگیری ICTs در فعالیت‌های اقتصادی روستائیان، شاهد پیشرفت‌های متعدد و چشم‌گیری خواهیم بود.

با توجه به نتایج بدست آمده ICTs به بهبود کمی و کیفی محصولات کمک می‌نماید، با مهیاسازی امکان فروش مستقیم و اینترنتی، موجب کم شدن نیاز به حضور دلالان گردیده، درهای تجاری بازارهای محلی و فرا محلی را به روی روستائیان باز نموده، زمینه افزایش فروش در بازارهای متعدد و افزایش درآمد را مهیا می‌سازد. بواسطه ICTs کنشگران روستایی می‌توانند از محصولات، نیازمندی‌های مناطق و قیمت در بازارهای مختلف مطلع، قیمت محصولاتشان را پیش‌بینی و به بهترین قیمت مبادله نمایند. بنابراین تسهیل در بهبود قیمت‌گذاری محصولات روستایی یکی از مهمترین قابلیت‌های مالی ICTs می‌باشد. پژوهشگران نیز (۵، ۷، ۱۷، ۲۰ و ۱) به نتایج مشابهی دست یافتند.

اطلاعات به روز و به موقع کلید موفقیت در اقتصاد است، ارائه چنین اطلاعاتی برای کشاورزان، تجار و سیاستگذاران دارای مزایای بسیاری می‌باشد، چرا که مراحل مختلف تصمیم‌گیری نیازمند اطلاعات است و بدون آن تصمیم‌گیری صحیح میسر نخواهند بود. اطلاعات صحیح ریسک را کاهش و روستائیان را برای انجام معاملات قدرتمند می‌سازند، برنامه‌ریزی بهینه، آگاهی از سیاست‌ها و قوانین (حقوقی، مالیاتی، تجاری) را تسهیل نموده، موجب کاهش انحصارگرایی و افزایش مشارکت روستائیان در امورات اقتصادی می‌گردد. امروزه ICTs تأمین‌کننده چنین اطلاعاتی است و توانایی اداره اطلاعات پیچیده و حجیم را دارد. ICTs با اطلاع‌رسانی از سیاست‌های بازار، قوانین تجاری و شرایط حاکم بر بازارهای داخلی و خارجی، به کشاورزان و تولیدکنندگان در اخذ تصمیم‌های درست و به موقع برای عرضه محصولات و حضور در بازارها کمک می‌نماید. در نتیجه ICTs با قابلیت اطلاع‌رسانی خود منجر به بهبود وضعیت اقتصاد روستایی خواهد شد. پژوهشگران نیز به نتایج مشابهی دست یافتند (۲۲، ۱۹، ۲۶ و ۲۴).

آموزش می‌تواند دانش، بینش و نگرش مردم را نسبت به خدمات روستایی تغییر دهد. از طریق آموزش می‌توان فرهنگ استفاده از محصولات و خدمات روستایی را گسترش داد. همچنین آموزش از طریق تجزیه و تحلیل بازارها به توزیع عادلانه درآمد و افزایش درآمد روستائیان کمک می‌نماید. در حقیقت آموزش یکی از مهمترین

منابع

- 1- Anabestani A.A., and Vaziri S. 2011. Analysis of the effects of the social, economic and physical of ICT in rural development (Case study: Gorgan city), Rural Research, I: 34-53. (In Persian)
- 2- Boora K.K. 2014. Leveraging ICT in rural and agriculture market of India: an overview, International Journal of Research in Management, Science & Technology, 2: 56-60.
- 3- Chi H.H. 2011. Interactive digital advertising vs virtual brand community: Exploratory study of user motivation and social media marketing responses in Taiwan. Journal of Interactive Advertising, 12: 44-61.
- 4- Department of Rural Development and deprived areas. 2014. Rural Development Strategic Plan, [Available on]: www.roustaee.kb-p.ir

- 5- Fengying N., Li Z., Jieying B., Fujiang L., and Xiaochao T. 2011. Evaluation of a rural information project in Ningxia, China. In D.J. Grimshaw & S. Kala (Eds.), *Strengthening rural livelihoods: The impact of information and communication technologies in Asia*. England, UK: Practical Action Publishing Ltd, Company. 109-132.
- 6- Jha M. 2013. The role of ICT in rural market with reference to Bihar. *National Monthly Refereed Journal of Research in Commerce & Management*, 2: 75-84.
- 7- Jyothi K.C. 2014. A Study on Problems and Prospects of Rural Co-operative Marketing. *IOSR Journal of Economics and Finance*, May-June: 15-18.
- 8- Kaushik M., and Dev K. 2013. Effective media for rural communication: A study of Panipat area. *International Journal of Computational Engineering & Management*, 16: 7-11.
- 9- Khouuran M., and Ahmadi Kh. 2012. The impact of ICT on employment and improve the rural economy, *National Conference on Rural Development*, Gilan. Shahrvivar 2012:234-241. (In Persian)
- 10- Lahesaizadeh A.A., and Habibi A. 2011. Factors affecting the adoption and use of ICT: case study of rural Fars province. *Global Media Journal*, 9: 11-19.
- 11- Manappa O. 2012. Rural marketing in Indian corporate world: Issue and Challenges. *Journal of Exclusive Management Science*, 1: 93-100.
- 12- Masaheb Sh., Khaksar D., and Rahnema M. 2013. Offices ICT and IT, Strategy for Economic and Social Rural Development (Case Study: Khosrow Shirin Rural District of the city Abade), *Management Conference, Challenges and Solutions*. Shiraz January 2013. [Available on]: www.ICM2013.ir. (In Persian)
- 13- Misra S. 2012. Contribution of education in the socio-economic development: an empirical study, theoretical and methodological challenges in social sciences: *International Scientific Conference Journal*, Iasi, 1: 369-394.
- 14- Motieilangrodi H., Rezvani M.R., Sabokbar H.F., and Nemati M. 2011. Analysis of the social and economic impacts of rural ICT. *Research Association Geography of Iran*, 8-16.
- 15- Mukherjee S. 2011. Application of ICT in rural development: opportunities and challenges. *Global Media Journal-Indian*, 22: 31-41.
- 16- Musingafi M.C.C., Dumbu E., and Dube H. 2011. *Project Management Information Systems: A Handbook for Managing Development Project Management Information Systems in Sub-Saharan Africa*. Saarbrücken: Lap Lambert Academic Publishers.
- 17- Musingafi M.C.C., and Zebron S. 2014. The role of information and communication technology in rural socio-economic development in Africa. *International Journal of Public Policy and Administration Research*, 1: 38-46.
- 18- Patil N.P. 2012. Role of education in social change. *International Educational E-Journal*, 1: 205-210.
- 19- Oyeyinka R.A., and Bello R.O. 2013. Farmers' use of ICTs for marketing information outlets in Oyo state, Nigeria. *Agricultural Science*, 5: 150-158.
- 20- Ranga M., and Pradhan P. 2014. Generating solutions for rural development through ICT in India. *WEI Business and Economics*, 3: 25-32.
- 21- Saluja D., and Singh S. 2014. Impact of social media marketing strategies on consumer's behavior in Delhi. *International Journal of Virtual Communities and Social Networking*, 6: 1-23.
- 22- Sife A.S., and Kiondo E. 2010. Contribution of mobile phones to rural livelihoods and poverty reduction in Morogoro Region, Tanzania. *The Electronic Journal of Information Systems in Developing Countries*, 42: 1-15.
- 23- Sivanesan R. 2014. Problem of rural market in India. *International Journal of Research in Business Studies and Management*, 1: 1-7.
- 24- Shankar V., Jeffery I., Murali M., Eileen K., and Ross R. 2011. Innovations in shopper marketing: current insights and future research issues. *Journal of Retailing*, 1: 29-42.
- 25- Tauffiqu A., and Pandery J.K. 2014. A study on application and role of ICT in rural development. *Journal of Emerging Technologies and Innovative Research*, 1: 455-458.
- 26- Zanello G., and Srinivasan C.S. 2013. Information sources, ICTs and Price Information in rural agricultural markets. *The European Journal of Development Research*, 25: 815-831.

اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی ایران (رهیافت الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا)

سید مرتضی غفاری اسمعیلی^{۱*} - احمد اکبری^۲ - فاطمه کشیری کلایی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۰۳

چکیده

تغییرات آب و هوا یکی از مهم‌ترین مسائلی است که بخش‌های مختلف اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده است. ویژگی‌های خاص بخش کشاورزی نظیر وابسته‌ترین بخش به متغیرهای آب و هوایی، این بخش را به محور اصلی مباحث مربوط به تغییرات اقلیم تبدیل کرده است. بر همین اساس، پژوهش حاضر، اثر تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی را در ایران در قالب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه نشان داد که با در نظر گرفتن میزان کاهش بارندگی در افق بیست ساله تا سال ۲۰۳۰، میزان تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات بخش کشاورزی به ترتیب ۴/۴۶۹، ۵/۰۲۵، ۴/۴۶۲ و ۱۳/۷۷۰ درصد کاهش می‌یابد ولی میزان واردات در این بخش با افزایش ۵/۵۰۴ درصدی مواجه می‌شود. با توجه به اثرات سوئی که تغییر اقلیم بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی می‌گذارد، لازم است که دولت اقدامات مناسبی را به منظور حمایت از این بخش در شرایط نامناسب اقلیمی پیش‌روی، اتخاذ نماید.

واژه‌های کلیدی: تغییرات آب و هوایی، تولید بخش کشاورزی، ماتریس حسابداری اجتماعی، مدل تعادل عمومی پویا

مقدمه

است؛ چرا که تغییر اقلیم با تغییر میزان بارش و دما موجب می‌گردد که دامنه بهینه رشد گیاهان زراعی تغییر کند و عملکرد محصول کاهش پیدا نماید (۱۳). از سویی دیگر، یکی از تبعات مهم و آشکار پدیده تغییر اقلیم در بخش کشاورزی، اثرگذاری آن بر امنیت غذایی و گسترش فقر در جوامع کشاورزی است.

تغییر اقلیم موجب تأثیر بر بخش‌های تولیدی، درآمد عوامل تولید و درآمد نهاده‌ها می‌شود و این اثرگذاری روی بخش‌هایی که ارتباط متقابل بیشتری با بخش کشاورزی دارند، بیشتر نمایان است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که ارتباط معناداری بین متغیرهای اقلیمی (دما و بارش) با میزان تولید بخش کشاورزی در ایران وجود دارد (۸). به همین جهت محور بسیاری از تحقیقات و مطالعات انجام شده در زمینه تغییر اقلیم، بررسی اثرات و پیامدهای احتمالی این پدیده بر فعالیت‌های تولیدی بخش کشاورزی بوده است (۱۰، ۱۶ و ۲۰). برای مثال، علی‌احمدی (۱) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات اقلیمی منطقه سیستان در شرایط خشکسالی نسبت به وضعیت درازمدت با استفاده از آمار هواشناسی بلند مدت ۲۰ ساله ۱۳۸۲-۱۳۶۲ پرداخت. نتایج مشاهدات وی نشان داد که به طور کلی در شرایط خشکسالی، سطح زیر کشت محصولات مختلف کشاورزی حدود ۷۹ درصد، تعداد گوسفند و بز ۳۸ درصد، شتر ۱۱ درصد، گاو ۵۰ درصد و صید ماهی

اقلیم به متوسط شاخص‌های آب و هوا برای یک مکان و زمان خاص گفته می‌شود. طبق تعریف کمیته بین‌الدولی تغییر اقلیم (IPCC)، هرگاه شاخص‌های آب و هوایی یک منطقه از رفتار انتظاری آن در بلندمدت (بر مبنای اطلاعات ثبت و مشاهده شده در منطقه) فاصله گیرد و این تغییر برگشت‌ناپذیر باشد، تغییر اقلیم روی می‌دهد. این تعریف به هر گونه تغییر در اقلیم که ناشی از فعالیت‌های انسانی یا ناپایداری طبیعی سیستم اقلیمی می‌باشد، اشاره دارد و با نوسان‌های کوتاه مدت اقلیمی تفاوت دارد. هرچند بخش‌های مختلف اقتصادی اعم از کشاورزی، گردشگری، صنعت، جنگلداری، آب، انرژی و حتی بازارهای مالی و بیمه تحت تأثیر تغییرات اقلیم می‌باشند (۶، ۷ و ۱۸)، اما در این بین وابسته‌ترین بخش به اقلیم، بخش کشاورزی

۱ و ۲- به ترتیب دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی و استاد، گروه

اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان

(*)- نویسنده مسئول: Email: mmm.ghaffari7220@gmail.com

۳- دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

DOI: 10.22067/jead2.v32i4.69897

4- Intergovernmental Panel of Climate Change (IPCC)

همکاران^۶ (۵) در تحقیقی به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی مصر با استفاده از مدل DCGE پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که پدیده تغییر اقلیم اثر منفی بر رشد اقتصادی و همچنین اثر منفی بر رشد بخش کشاورزی این کشور می‌گذارد. همچنین پژوهش‌های دیگری نیز در زمینه اثر تغییر اقلیم با استفاده از مدل CGE انجام گردید که می‌توان به روبرتو راسون^۷ (۱۵) و سباستین دول^۸ (۳) اشاره نمود.

مطابق گفته‌های پیشین، طیف گسترده‌ای در زمینه اثرات تغییر اقلیم بر تولیدات کشاورزی، چه در داخل و چه در خارج از کشور صورت گرفته است که در اکثر بررسی‌های داخلی، به بررسی اثر تغییرات اقلیمی بر محصولات زراعی خاص پرداخته شده که بر مبنای الگوهای اقتصادسنجی نیز بوده‌اند. اما در مطالعات خارجی به بررسی تأثیرگذاری‌های تغییرات اقلیمی بر کل بخش کشاورزی با استفاده از مدل DCGE نیز پرداخته شده است. بر این اساس در این تحقیق سعی بر آن است که اثرات تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی کل بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل DCGE مورد بررسی قرار گیرد. در مدل‌های CGE، از جمله راهکار دستیابی به این هدف، ایجاد یک شوک در یکی از متغیرهای مربوط به بخش کشاورزی که از تغییر اقلیم متأثر باشد، می‌باشد که در مطالعه حاضر از پارامتر بهره‌وری بخش کشاورزی استفاده می‌شود. لازم به توضیح است ابتدا اثر بارندگی به عنوان یک نماینده از متغیرهای اقلیمی بر بهره‌وری بخش کشاورزی سنجیده می‌شود و سپس در قالب مدل DCGE، و با تغییر بهره‌وری متناسب با تغییر بارندگی پیش‌بینی شده، اثر تغییر اقلیم تا افق ۲۰۳۰ سنجیده می‌شود.

مبنای اطلاعاتی اصلی در مدل CGE، ماتریس حسابداری اجتماعی است. این ماتریس که یک ابزار توصیفی برای نشان دادن جزئیات ساختار اقتصاد یک کشور می‌باشد، به عنوان ابزاری مناسب برای تحلیل‌های تعادل عمومی به شمار می‌رود؛ چرا که اطلاعات ارتباط بخش‌های تولیدی و ارتباط با دنیای خارج را ارائه می‌کند و همچنین چگونگی ارتباط ایجاد درآمد و مصرف درآمد را نشان می‌دهد.

مواد و روش‌ها

پایه اطلاعاتی مدل‌های تعادل عمومی، اغلب ماتریس حسابداری اجتماعی^۹ (SAM) است. ماتریس حسابداری اجتماعی نشان‌دهنده جریان دایره‌واری از وجوه بین بخش‌ها، عوامل و نهادهای موجود در

۹۵ درصد نسبت به شرایط عادی کاهش یافته است. این شرایط همراه با قطع کامل آب رودخانه هیرمند بیش از ۱۴۰۰ میلیارد تومان خسارت به بخش کشاورزی، دامپروری و شیلات به بار آورده و مشکلات زیست محیطی، کاهش تولید و اشتغال را موجب شده است. نوروزیان و همکاران (۱۴) در تحقیقی تأثیر متغیرهای بارش و دما را بر عملکرد محصول راهبردی پنبه برآورد کردند. نتایج آنان نشان داد، افزایش دما در طول فصل رشد بر عملکرد پنبه تأثیر منفی می‌گذارد. خیز (۹) با استفاده از تحلیل تعادل عمومی قابل محاسبه^۱ (CGE) به بررسی اثرات خشکسالی بر اقتصاد ایران پرداخت. نتایج نشان داد که پدیده خشکسالی موجب می‌گردد تا تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص منطقه‌ای در تمام استان‌ها، اشتغال کل و اشتغال در اکثر استان‌ها کاهش یابد. خالقی و همکاران (۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید بخش کشاورزی و اقتصاد ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که در اثر تغییر اقلیم پیش‌بینی شده برای ایران در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۵، تولید بخش کشاورزی ۵/۳۷ درصد کاهش می‌یابد.

از جمله مطالعات خارجی مرتبط با تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی می‌توان به بن زید^۲ (۲) اشاره نمود که تأثیرگذاری بارش و دمای سالانه بر بخش کشاورزی تونس را با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پویا بررسی نموده است. نتایج حاصله نشان داد که دمای سالانه تأثیر منفی و بارش سالانه تأثیر مثبتی هم بر تولید غلات و هم بر کل تولیدات کشاورزی تونس داشته است. ابولی و همکاران^۳ (۴) در پژوهش خود با عنوان بررسی بازخورد تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل تعادل عمومی پویا^۴ (DCGE)، نتیجه گرفتند که تغییر اقلیم بر بخش‌های مختلف و همچنین کشورهای مختلف، اثرات متفاوتی بر جای می‌گذارد که به طور خاص کشورهای درحال توسعه بیشتر از آن رنج می‌برند. توکوناگا و همکاران^۵ (۱۷) در تحقیقی به بررسی تأثیرگذاری‌های تغییر اقلیم بر تولیدات محصولات کشاورزی در ژاپن با استفاده از تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی پویا پرداختند. در این مطالعه تأثیرگذاری سه متغیر اقلیمی دما، تابش خورشیدی و بارش بر تولیدات محصولات کشاورزی ژاپن اعم از سبزی‌ها، برنج و سیب‌زمینی با استفاده از تابع تولید بررسی شد. نتایج حاصل از تحلیل داده‌های ترکیبی ایستا و پویا نشان داد که افزایش یک درجه سلسیوس در میانگین دمای سالانه، تولید برنج را در کوتاه مدت و بلند مدت به ترتیب ۵/۸ درصد و ۳/۹ درصد کاهش می‌دهد. الشناوی و

6- Elshnnawy et al

7- Roberto Roson

8- Sebastian Döll

9- Social Accounting Matrix

1- Computable General Equilibrium

2- Ben Zaied

3- Eboli et al

4- Dynamic Computable General Equilibrium

5- Tokunaga et al

$$X_{ij,t} = ax_{ij,t} \cdot Y_{j,t} \quad \forall i \quad (2)$$

$$VA_{j,t} = ay_{j,t} \cdot Y_{j,t} \quad \forall j \quad (3)$$

که در معادلات فوق:

i و j اندیس بخش‌ها یا کالاها می‌باشد. همچنین h اندیس عوامل اولیه تولید (نیروی کار و سرمایه)، $VA_{j,t}$ ارزش افزوده بخش j -ام در زمان t -ام، $b_{j,t}$ پارامتر کارایی در تابع تولید بخش j -ام در زمان t -ام، $X_{ij,t}$ تولید بخش i -ام که به عنوان نهاده واسطه‌ای در زمان t -ام توسط بخش j -ام مصرف می‌شود، $Y_{j,t}$ ستاده ناخالص بخش j -ام در زمان t -ام، $ax_{ij,t}$ ضریب حداقل نیاز به نهاده‌های واسطه‌ای بخش i -ام به منظور تولید یک واحد ستاده ناخالص بخش j -ام در زمان t -ام (ضرایب فنی داده-ستاده)، $ay_{j,t}$ ضریب حداقل نیاز به ارزش افزوده برای تولید یک واحد ستاده ناخالص در زمان t -ام و $\beta_{hj,t}$ پارامتر سهم در تابع تولید یا کشش تولید بخش j -ام در زمان t -ام نسبت به نهاده h -ام می‌باشد، به‌طوری که $0 \leq \beta_{hj,t} \leq 1$ و $\sum_h \beta_{hj,t} = 1$.

معادلات مصرف

مصرف بخش خصوصی

در این بخش ابتدا فرض می‌گردد که مصرف‌کنندگان سبب مصرفی خود را به نحوی انتخاب می‌کنند که مطلوبیتشان حداکثر گردد. مطلوبیت خانوارها به مقدار مصرف آنها از کالای تولید شده در هر بخش بستگی دارد. در اینجا فرض می‌گردد که تابع مطلوبیت، یک تابع کاب-داگلاس می‌باشد که با توجه به قید بودجه که برابر با درآمد خالص خانوار در نظر گرفته می‌شود، حداکثر خواهد شد. بر مبنای چنین فرضی، تابع تقاضا برای هر کالا به صورت معادله (۴) به دست خواهد آمد:

$$C_{i,t} \cdot PQ_{i,t} = \lambda_{ci,t} (YH_t - DTAX_t - HSAV_t) \quad (4)$$

که در آن $C_{i,t}$ مقدار مصرف خانوارها از کالای بخش i -ام در زمان t -ام، $PQ_{i,t}$ قیمت کالای مرکب بخش j -ام در زمان t -ام، $HSAV_t$ پس انداز خانوارها در زمان t -ام، $DTAX_t$ مالیات مستقیم در زمان t -ام، YH_t درآمد خانوار در زمان t -ام و $\lambda_{ci,t}$ پارامتر سهم در تابع مطلوبیت یا سهم هر کالا در سبد مصرفی خانوار می‌باشد، به‌طوری که $0 \leq \lambda_{ci,t} \leq 1$ و $\sum_i \lambda_{ci,t} = 1$. لازم به توضیح است که سمت چپ معادله (۴) که از ضرب $C_{i,t}$ و $PQ_{i,t}$ محاسبه شده است

یک اقتصاد مبتنی بر بازار است. ماتریس حسابداری اجتماعی که یک ماتریس مربع است، طوری تنظیم شده است که مجموع سطرها و ستون‌های آن با هم برابر می‌باشد. ستون‌ها نشان دهنده دریافتی‌ها (درآمد) و سطرها نشان دهنده پرداختی‌ها (هزینه) می‌باشد. بنابراین طبق این تعریف باید کل درآمد همه حساب‌ها با کل مخارج همه حساب‌ها برابر باشد. به عبارتی درآمدهای هر اقتصاد با کل هزینه‌های آن اقتصاد برابر باشد. مهم‌ترین ویژگی این ماتریس، تلفیق همه‌ی بخش‌های اقتصادی با کارکرد مشابه در یک چارچوب کلی می‌باشد.

از آنجایی که ماتریس حسابداری اجتماعی یک ابزار توصیفی برای نشان دادن جزئیات ساختار اقتصاد یک کشور می‌باشد، به عنوان ابزاری مناسب برای تحلیل‌های تعادل عمومی نیز به شمار می‌رود؛ چرا که اطلاعات ارتباط بخش‌های تولیدی و ارتباط با دنیای خارج را ارائه می‌کند و همچنین چگونگی ارتباط ایجاد درآمد و مصرف درآمد را نشان می‌دهد.

لازم به ذکر است در این مطالعه، جهت اجرای مدل از ماتریس حسابداری اجتماعی اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. همچنین تدوین معادلات تعادل عمومی قابل محاسبه ایستا در این مطالعه، مبتنی بر مطالعه لاف گرین و همکاران^۱ (۱۲) بوده و برای پویاسازی نیز از مطالعاتی نظیر ولیزاده (۲۰) بهره گرفته شده است.

معادلات تولید

در مدل تعادل عمومی، استفاده‌ی بخش‌های اقتصادی از نیروی کار و سرمایه به عنوان نهاده اولیه به منظور تولید، از فروض اولیه برای تخمین به شمار می‌رود. برای واقعیت بخشی به مدل، علاوه بر نهاده‌های اولیه، فرض می‌گردد که بخش‌ها، نهاده‌های واسطه‌ای را نیز برای تولید به کار می‌برند. این فرض سبب پیچیده شدن رفتار بنگاه‌ها می‌شود و فرآیند تولید را به دو فاز اول^۲ و دوم^۳ تقسیم می‌کند. فاز اول مربوط به ترکیب نهاده‌های سرمایه و نیروی کار است که به تولید ارزش افزوده منجر می‌شود. تابع تولید در این مرحله کاب-داگلاس در نظر گرفته شده است که در قالب رابطه (۱) ارائه شده است:

$$VA_{j,t} = b_{j,t} \prod_h FD_{hj,t}^{\beta_{hj,t}} \quad (1)$$

در فاز دوم، ارزش افزوده مرحله اول با کالاهای واسطه‌ای ترکیب شده و با فرض تکنولوژی لئونتیف در این مرحله، معادلات تولید به شرح روابط (۲) و (۳) می‌باشد:

1- Lofgren et al
2- Top stage
3- Bottom stage

بیانگر ارزش مصارف خانوارها از کالای بخش i -ام در زمان t -ام می باشد.

مصرف بخش دولتی

مصرف بخش دولتی - یک متغیر برونزا در نظر گرفته می شود.

$$G_{i,t}.PQ_{i,t} = \lambda_{gi}.GDTOT_{i,t} \quad (5)$$

که $G_{i,t}$ ، مخارج دولت در بخش i -ام در زمان t -ام، λ_{gi} ، پارامتر سهم مخارج دولت در هر بخش در زمان t -ام و $GDTOT_{i,t}$ ، کل مصرف دولت در زمان t -ام (متغیر برونزا) می باشد. در معادله (۵)، سمت چپ معادله بیانگر ارزش مخارج دولت در بخش i -ام در زمان t -ام است.

معادلات سرمایه گذاری

در هر بخش، تابع تقاضای سرمایه گذاری با توجه به معادله (۶) تعیین می شود. بر اساس این معادله، سرمایه گذاری در هر بخش تابعی از کل سرمایه گذاری است.

$$ID_{i,t}.PQ_{i,t} = \mu_{i,t}.INVEST_{i,t} \quad (6)$$

که در آن $ID_{i,t}$ ، تقاضای سرمایه گذاری بخش i -ام در زمان t -ام، $INVEST_{i,t}$ ، کل سرمایه گذاری در زمان t -ام و $\mu_{i,t}$ ، پارامتر سهم سرمایه گذاری بخش i -ام در زمان t -ام می باشد به طوری که $0 \leq \mu_i \leq 1$ و $\sum_i \mu_i = 1$. در معادله (۶)، $ID_{i,t}.PQ_{i,t}$ نشان دهنده ارزش کل سرمایه گذاری بخش i -ام در زمان t -ام است.

تجارت خارجی

در این بخش فرض می گردد که فرضیه کشور کوچک وجود دارد. یعنی ایران کشور کوچک است و فعالیت های آن تأثیر قابل توجهی روی قیمت های بازارهای بین المللی ندارد. بنابراین قیمت واردات و صادرات برحسب واحد پول خارجی ثابت می باشد. روابط بین قیمت صادرات و واردات برحسب واحد پول خارجی و داخلی به ترتیب به صورت روابط (۷) و (۸) خواهد بود:

$$PE_{i,t} = pwe_{i,t}.EXR_t \quad (7)$$

$$PM_{i,t} = pwm_{i,t}.EXR_t \quad (8)$$

که در آن $PE_{i,t}$ ، قیمت داخلی صادرات بخش i -ام در زمان t -ام، $PM_{i,t}$ ، قیمت داخلی واردات بخش i -ام در زمان t -ام، $pwe_{i,t}$ ، قیمت جهانی صادرات (متغیر برونزا) بخش i -ام در زمان t -ام و $pwm_{i,t}$ ، قیمت جهانی واردات (متغیر برونزا) بخش

i -ام در زمان t -ام می باشد.

معادلات پویایی مدل

با توجه به اینکه در مطالعه ای حاضر اثر تغییر اقلیم بر روی متغیرهای کلان بخش کشاورزی، طی یک دوره زمانی مورد بررسی قرار می گیرد، لذا لازم است به منظور پویا نمودن مدل، از طریق اضافه کردن معادلاتی به مجموعه معادلات قبلی، تغییراتی را در مدل ایجاد کرد. برای پویاسازی مدل، فرآیند رشد سرمایه گذاری بخش ها، مخارج دولت و مخارج خانوار به مدل اضافه شده اند و فرض شده است که مقادیر هریک از متغیرهای فوق در هر دوره، نسبت به دوره ی قبل رشد مشخصی دارند. آمار مربوط به نرخ رشد این متغیرها از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استخراج شده است.

$$PQ_{j,t+1}.C_{j,t+1} = PQ_{j,t}.C_{j,t}.(1+r) \quad (9)$$

$$PQ_{j,t+1}.G_{j,t+1} = PQ_{j,t}.G_{j,t}.(1+r) \quad (10)$$

$$PQ_{j,t+1}.ID_{j,t+1} = PQ_{j,t}.ID_{j,t}.(1+r) \quad (11)$$

که در آن r ، متوسط نرخ رشد مخارج مصرف بخش خصوصی، دولتی و سرمایه گذاری است که از طریق آمار بانک مرکزی در سال های مختلف جمع آوری شده است.

نحوه بررسی اثر تغییر اقلیم در قالب مدل DCGE

به منظور بررسی اثر تغییر اقلیم بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی در قالب الگوی DCGE می توان با ایجاد یک شوک در یکی از پارامترهای بخش کشاورزی، به هدف مذکور دست یافت. از جمله پارامترهایی که متأثر از تغییر اقلیم می باشد، بهره وری بخش کشاورزی می باشد (۵). به طوری که برای مثال میزان بارش باران می تواند بر میزان بهره وری این بخش مؤثر باشد. در تابع تولید کاب-داگلاس در مرحله اول تولید، پارامتر b به عنوان شاخص بهره وری جزئی کل عوامل تولید شناخته می شود که با به دست آوردن یک رابطه بین این پارامتر و متغیر اقلیم، می توان به هدف اصلی دست یافت. به این ترتیب به منظور محاسبه رابطه میزان بارش باران و بهره وری بخش کشاورزی، رابطه (۱۲) مدنظر قرار گرفت:

$$TFP = Rain^\beta \quad (12)$$

که در آن TFP معرف شاخص بهره وری کل در بخش کشاورزی، $Rain$ نیز نمایانگر بارندگی سالانه و β کشش تغییر شاخص بهره وری نسبت به بارش باران است. شاخص بهره وری عوامل تولید شامل سرمایه، نیروی کار و کل عوامل تولید هر ساله توسط سازمان ملی

بخش‌های مهم اقتصادی در ایران بوده است. به‌این منظور، اثر بارش به عنوان یکی از متغیرهای تغییرات آب و هوایی بر روی بهره‌وری بخش کشاورزی محاسبه شده است تا متقابلاً اثر آن بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی در قالب مدل DCGE محاسبه شود. نتایج حاصل از بررسی اثر بارش بر بهره‌وری بخش کشاورزی حاکی از آن است که یک درصد تغییر در میزان بارش، مقدار بهره‌وری بخش کشاورزی را به میزان ۰/۷۹ درصد کاهش می‌دهد. براساس نتایج مطالعات پیشین، تا سال ۲۰۳۰ میزان بارش باران در ایران، ۹ درصد کاهش می‌یابد و به این ترتیب، بارش در هر سال به‌طور میانگین ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین میزان بهره‌وری بخش کشاورزی در هر سال به‌طور متوسط ۰/۲۳۷ درصد کاهش پیدا می‌کند. بر همین اساس اثر تغییر میزان بهره‌وری بخش کشاورزی (ضریب تکنولوژی تابع کاب داگلاس) در نتیجه‌ی تغییرات آب و هوایی، بر متغیرهای کلان بخش کشاورزی شامل تولید و سرمایه‌گذاری سنجیده شد که نتایج آن در ادامه به تفسیر ارائه شده است.

ارتباط عوامل محیطی با رشد محصولات کشاورزی موجب می‌گردد تا تغییرات اقلیمی بر بازدهی محصول و یا نابودی کامل آن تأثیرگذار باشد. براساس نتایج به دست آمده از شبیه‌سازی که به تفکیک بخش‌ها در جدول ۱ ارائه شده است، با کاهش میزان بارندگی به عنوان یکی از عوامل تغییر اقلیم، تولید بخش کشاورزی کاهش پیدا می‌کند و این کاهش طی بازه بیست ساله‌ی پیش‌بینی شده، از سال ۲۰۱۱ تا سال ۲۰۳۰، برای بخش زراعت، ۶/۴۶۳ درصد، بخش دامپروری ۱/۸۱۱ درصد، بخش جنگلداری، ۲/۶۱۸ درصد و بخش شیلات ۳/۸۹۳ درصد می‌باشد.

بهره‌وری ایران محاسبه و منتشر می‌شود که نتایج محاسبات آن مرکز در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار گرفته است.

لازم به توضیح است برای برآورد رابطه فوق از اطلاعات سری زمانی طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۵ استفاده شده است. به‌طوری که اطلاعات بارش باران از سایت سازمان هواشناسی ایران و اطلاعات شاخص بهره‌وری از سازمان ملی بهره‌وری ایران جمع‌آوری شده است. رابطه فوق از طریق نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

شایان ذکر است که سعی بر آن بوده که اثر سایر متغیرهای اقلیمی مانند دما نیز بر بهره‌وری سنجیده شود و نتایجی مبتنی بر تغییرات دمایی نیز ارائه شود، ولی از آنجاکه رابطه معنی‌داری بین متغیر دما و بهره‌وری وجود نداشته است، لذا در این مطالعه به بررسی اثر بارش باران به‌عنوان متغیر اقلیمی بسنده شده است.

مطابق با گفته‌های پیشین در مدل DCGE از ماتریس حسابداری اجتماعی ایران در سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. در این مدل علاوه بر اینکه پارامترهای زیادی بر مبنای کالیبراسیون مدل مورد محاسبه قرار می‌گیرد ولی داده‌های اولیه‌ای نظیر پارامترهای کشش در مدل CET و CES مورد نیاز بوده است که از مطالعه موسسوی محسنی و سعیدی‌فر (۱۳) استفاده شده است.

نتایج و بحث

در مطالعه حاضر با به‌کارگیری مدل DCGE به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی در ایران پرداخته شد. هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر تغییرات آب و هوایی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بخش کشاورزی به عنوان یکی از

جدول ۱- تغییرات تولید بخش کشاورزی در اثر تغییر اقلیم به تفکیک زیر بخش‌ها (درصد)

Table 1- Changes in agricultural sector production due to climate change by sub-sectors (percent)

	پنج سال اول First five year	پنج سال دوم Second five year	پنج سال سوم Third five year	پنج سال چهارم Fourth five year
زراعت Farming	-2.598	-3.912	-5.2	-6.463
دامپروری Livestock	-0.209	-0.749	-1.283	-1.811
تولید بخش کشاورزی Production of agriculture sectors	1.692	0.206	-1.23	-2.618
جنگلداری Forestry	-1.437	-2.266	-3.084	-3.893
شیلات Fisheries				

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research finding

برای محصولات کشاورزی مناسب نبوده و در زمان خشکسالی نیز اگر از سیستم‌های آبیاری کارآمد استفاده نشود، نابودی محصولات اجتناب‌ناپذیر است؛ لذا تولیدات محصولات بخش زراعت به‌واسطه

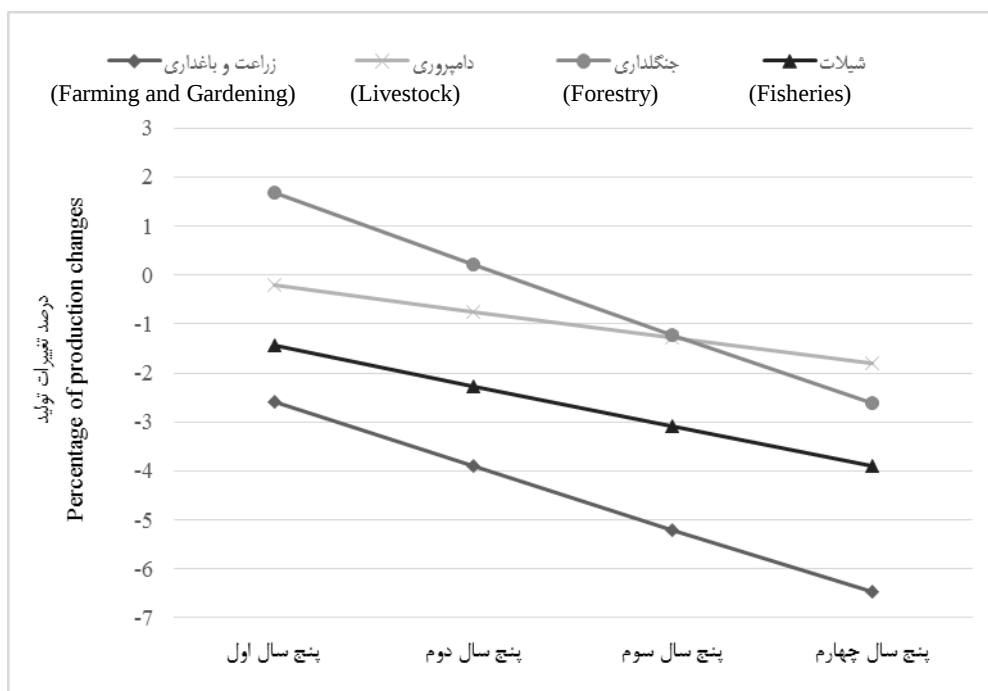
از آنجایی که رشد محصولات زراعی با عوامل محیطی به‌طور مستقیم در ارتباط است، تغییرات آب‌وهوایی می‌تواند بر بازدهی محصول و یا نابودی کامل آن تأثیرگذار باشد. زمستان‌های بسیار سرد

تولید جنگلداری به پرامتر بهره‌وری، با توجه به قیود در نظر گرفته در مدل مورد مطالعه، ابتدا تولید این بخش برای جبران کاهش تولید سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد ولی از آنجا که ادامه روند کاهش بارندگی موجب آسیب اکوسیستم جنگلی خواهد داشت بنابراین تولید این بخش نیز با تداوم کاهش بارندگی کاهش خواهد یافت.

همچنین تغییرات اقلیمی، عاملی تأثیرگذار بر روی از بین رفتن برخی از آبزیان و کاهش آب‌های زیرزمینی است. لذا این تغییرات جوی موجب کاهش تولید در بخش شیلات نیز می‌گردد.

شکل ۱ بیانگر کاهش تولید بخش کشاورزی به تفکیک زیر بخش‌ها در اثر تغییر اقلیم در آینده می‌باشد.

تأثیرپذیری بالا از تغییر الگوی بارش، بازده نزولی دارند و این روند کاهشی در تولید محصولات زراعی، بخش دامپروری را با مشکل تأمین مواد غذایی مورد نیاز دام مواجه می‌سازد و به این ترتیب تولیدات دامی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از طرفی دیگر مطالعات نشان می‌دهند که تغییرات آب و هوایی در افزایش بلایای طبیعی مؤثر می‌باشند که این بلایا اثرات سوئی بر تولیدات بخش جنگلداری می‌گذارد و تولیدات این بخش را با روند نزولی روبرو می‌سازد. مطابق با نتایج، تغییرات اقلیمی بصورت کوتاه مدت و نیز بلند مدت اثرات متفاوتی بر روی تولید بخش جنگلداری می‌گذارد. می‌توان گفت به دلیل رابطه درون‌بخشی که بین فعالیت‌های مختلف کشاورزی و فعالیت‌های غیرکشاورزی وجود دارد، به دلیل عدم حساسیت شدید



شکل ۱- تغییرات تولید بخش کشاورزی در اثر تغییر اقلیم به تفکیک زیر بخش‌ها (درصد)

Figure 1- Changes in agricultural sector production due to climate change by sub-sectors (percent)

اساس جدول ۲، میزان این کاهش در پایان دوره مورد مطالعه، ۵/۰۲۵ درصد می‌باشد. تغییر اقلیم همه مسائل و موضوعات مرتبط با کشاورزی، منابع طبیعی و محیط زیست، اعم از آموزش، پژوهش، کارآفرینی و اشتغال را می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد و سرمایه‌گذاری در این بخش را با مشکل مواجه می‌سازد. با کاهش تولید در بخش کشاورزی و کاهش دریافتی صاحبان عوامل تولید در این بخش، آنجایی که بیشتر استفاده کنندگان از محصولات تولیدی این بخش، خانوارهای کم درآمد هستند، می‌توان بیان نمود که خانوارهای با درآمد کمتر، از این کاهش، بیشتر از خانوارهای با درآمد بالاتر متضرر

جدول ۲ و شکل ۲، تغییرات بخش کشاورزی که بر اثر تغییر اقلیم رخ می‌دهد را نشان می‌دهد.

ارتباط عوامل محیطی با رشد محصولات کشاورزی موجب می‌گردد تا تغییرات اقلیمی بر سایر بخش‌ها و متغیرهای مرتبط با این بخش تأثیرگذار باشد. در اثر کاهش تولید بخش کشاورزی، تقاضا برای عوامل تولید (نیروی کار و یا سرمایه) کاهش پیدا می‌کند و از آنجایی که خانوارها صاحبان عوامل تولید هستند، دریافتی خانوارها کاهش یافته و منجر به کاهش قدرت خرید آن‌ها می‌گردد. در نتیجه با کاهش قدرت خرید خانوارها، مصرف کاهش پیدا می‌کند که بر

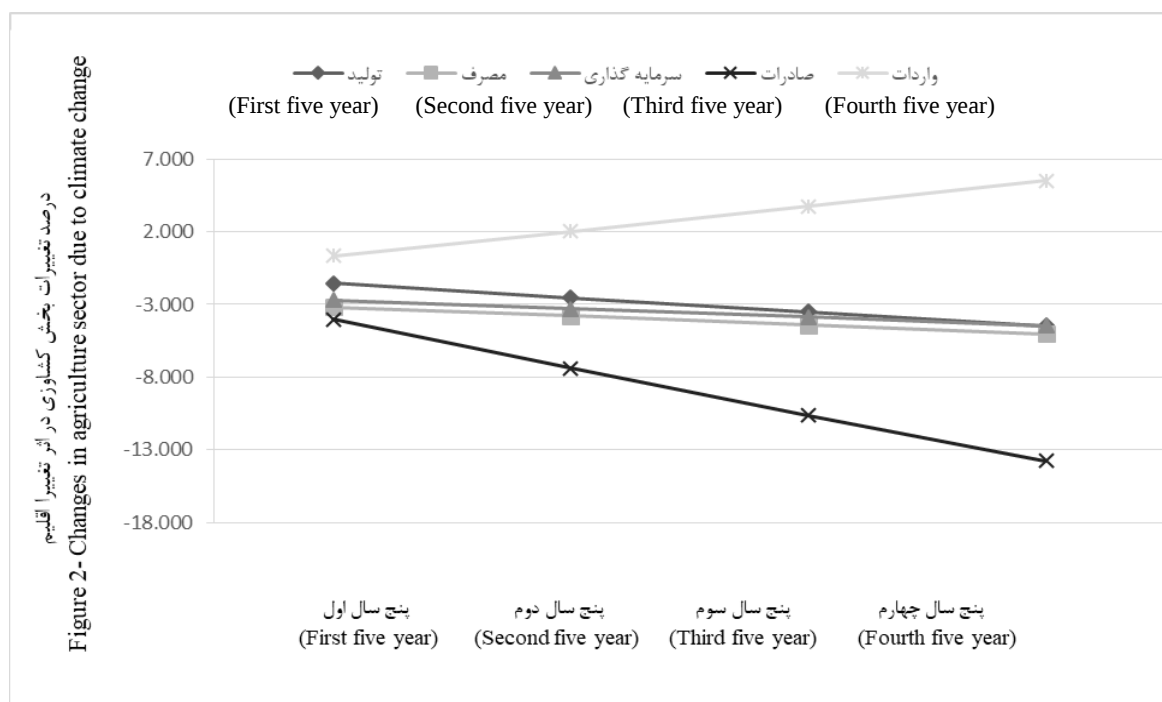
در کشاورزی به واسطه تغییرات اقلیم، منتج به کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌گردد. با توجه به جدول ۲ میزان این کاهش تا سال ۲۰۳۰ برای بخش کشاورزی، ۴/۴۶۲ درصد می‌باشد.

می‌گردند. به عبارت دیگر این کاهش تولید، سبب نابرابری اقتصادی می‌گردد که در نهایت موجب کاهش سرمایه‌گذاری در این بخش و سایر بخش‌ها از جمله صنعت و معدن می‌گردد و در نهایت سرمایه‌گذاری کل نیز با کاهش روبرو می‌گردد. لذا کاهش بهره‌وری

جدول ۲- تغییرات بخش کشاورزی در اثر تغییر اقلیم (درصد)
Table 2- Changes in agriculture sector due to climate change (percent)

	پنج سال اول First five year	پنج سال دوم Second five year	پنج سال سوم Third five year	پنج سال چهارم Fourth five year
تولید Production	-1.558	-2.546	-3.516	-4.469
مصرف Consumption	-3.168	-3.791	-4.410	-5.025
سرمایه‌گذاری Investment	-2.693	-3.285	-3.875	-4.462
صادرات Export	-4.027	-7.399	-10.645	-13.770
واردات Import	0.324	2.029	3.756	5.504

مأخذ: یافته‌های پژوهش
Source: Research finding



شکل ۲- تغییرات متغیرهای بخش کشاورزی در اثر تغییر اقلیم (درصد)
Figure 2- Changes in agricultural sector variable due to climate change (percent)

با کاهش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی (زراعت، دامپروری، جنگلداری و شیلات) که در اثر تهدیدات ناشی از تغییر اقلیم به وقوع می‌پیوندد، تولیدات بخش کشاورزی روند نزولی به خود می‌گیرد که در نهایت منجر به کاهش صادرات در این بخش می‌شود. میزان این کاهش در پایان دوره مورد مطالعه ۱۳/۷۷۰ درصد می‌باشد. بخش کشاورزی ارتباط نزدیکی با سایر بخش‌ها دارد و تأمین کننده مواد غذایی برای شاغلان در دیگر بخش‌های اقتصادی می‌باشد. لذا با کاهش تولید در این بخش، برای برآورده کردن نیازهای مواد غذایی در کشور، واردات افزایش پیدا می‌کند. همچنین

می‌توان بیان نمود که در نتیجه‌ی کاهش تولید در بخش‌های زراعت، دامپروری، جنگلداری و شیلات و از آنجایی که نرخ کاهش مصرف در اثر تغییر اقلیم در این بخش‌ها، کمتر از نرخ تولید می‌باشد، واردات افزایش پیدا می‌کند. این افزایش واردات که در نتیجه تغییر اقلیم رخ می‌دهد، با توجه به جدول ۳، در پایان دوره مورد مطالعه، ۵/۵۰۴ درصد می‌باشد. جدول ۳ و شکل ۳، تغییرات تولید سایر بخش‌های اقتصادی را علاوه بر بخش کشاورزی در اثر تغییر اقلیم نشان می‌دهد.

جدول ۳- تغییرات تولید بخش‌های اقتصادی در اثر تغییر اقلیم (درصد)
Table 3- Changes of production of economic sectors due to climate change (percent)

	پنج سال اول First five year	پنج سال دوم Second five year	پنج سال سوم Third five year	پنج سال چهارم Fourth five year
کشاورزی Agriculture	-1.558	-2.546	-3.516	-4.469
صنعت Industry	-5.127	-4.057	-3.005	-1.969
تولید کل Total production	1.264	0.853	0.448	0.050
معادن Mine	0.457	0.404	0.354	0.305
خدمات Services				

مأخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research finding

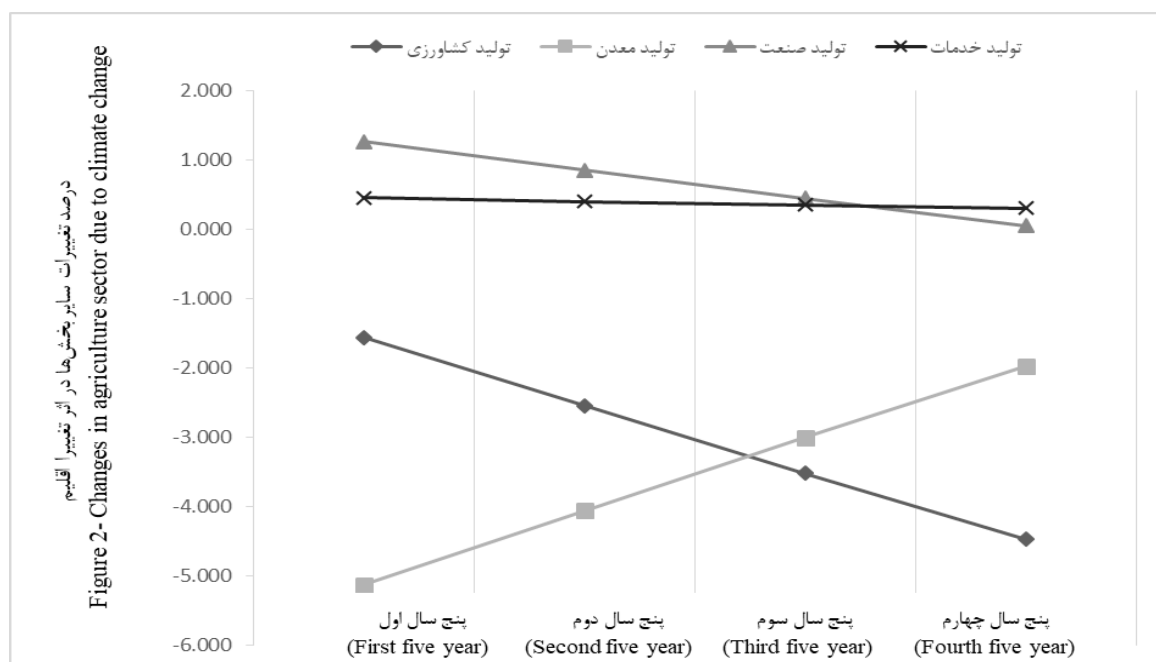
نتایج همچنین حاکی از این می‌باشد که با تغییر اقلیم (کاهش بارش)، میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، کاهش می‌یابد و این کاهش تا سال ۲۰۳۰، ۴/۴۶۲ درصد می‌باشد. در اثر کاهش تولید در بخش کشاورزی، تقاضا برای برخی عوامل تولید (نیروی کار و یا سرمایه) نیز کاهش پیدا می‌کند. از آنجایی که خانوارها صاحبان عوامل تولید هستند، درآمد خانوارها کاهش می‌یابد. این کاهش در درآمد خانوارها، منجر به کاهش قدرت خرید آن‌ها می‌گردد. بنابراین با کاهش قدرت خرید خانوارها، مصرف کل در بخش کشاورزی کاهش پیدا می‌کند که میزان آن در پایان دوره‌ی پیش‌بینی شده، ۵/۰۲۵ درصد می‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده، یکی دیگر از اثرات تغییر اقلیم در بخش کشاورزی، افزایش واردات می‌باشد. بخش کشاورزی ارتباط نزدیکی با سایر بخش‌ها دارد و تأمین کننده مواد غذایی برای شاغلان در دیگر بخش‌های اقتصادی و یک منبع تأمین نهاده برای برخی فعالیت‌ها می‌باشد. لذا با کاهش تولید در این بخش، برای تأمین نیازهای مواد غذایی در کشور و ادامه روند تولید در بخش‌های دیگر، واردات افزایش پیدا می‌کند. مقدار این افزایش به میزان ۵/۵۰۴ درصد تا سال ۲۰۳۰ می‌باشد.

در نتیجه‌ی کاهش تولید در بخش کشاورزی به واسطه تغییر اقلیم، تولید سایر بخش‌ها نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به طوری که میزان تولید در بخش معدن کاهش می‌یابد اما این میزان در بخش‌های صنعت و خدمات با روند کاهشی افزایش پیدا می‌کند. میزان افزایش یا کاهش تعدادی از متغیرها در برخی از بخش‌ها هم‌جهت با بخش کشاورزی می‌باشد. این بدان معنی است که این بخش‌ها رابطه درون بخشی مستقیمی با بخش کشاورزی داشته‌اند. به عبارتی دیگر این بخش‌ها از کالای بخش کشاورزی به عنوان نهاده واسطه، به نسبت بیشتری نسبت به سایر بخش‌ها استفاده می‌کنند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به بررسی‌های صورت گرفته در این پژوهش می‌توان این گونه استنباط نمود که بین تغییر میزان بارش (به عنوان متغیر تغییر اقلیم در این مطالعه) و میزان سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی و رشد اقتصادی در این بخش، ارتباط محسوسی وجود دارد. بطوری که تا سال ۲۰۳۰، تولید بخش کشاورزی به واسطه تأثیرپذیری بالا از تغییر اقلیم، روند نزولی دارد و میزان این کاهش ۴/۴۶۹ درصد می‌باشد.



شکل ۳- تغییرات تولید بخش‌های اقتصادی در اثر تغییر اقلیم (درصد)
Figure 3- Changes in production of economic sectors due to climate change (percent)

در اثر تغییر اقلیم و اثرگذاری منفی آن بر متغیرهای بخش کشاورزی، سایر بخش‌ها از جمله صنعت و معدن نیز از این تهدیدات تأثیر می‌پذیرند و تولیدات در این بخش‌ها نیز با کاهش روبرو می‌گردد.

مطابق با نتایج تحقیق، به ازای هر درصد کاهش باران، بهره‌وری بخش کشاورزی حدود ۰/۷۹ درصد کاهش می‌یابد. از آنجا که پیش-بینی شده تا سال ۲۰۳۰، ۹ درصد از بارندگی کاسته شود، لذا پیش-بینی می‌شود بهره‌وری بخش کشاورزی تا پایان سال مذکور حدود ۷/۱۱ درصد کاهش یابد. از آنجا که مبتنی بر نتایج تحقیق، تا سال ۲۰۳۰ از تولید بخش کشاورزی حدود ۴/۵ درصد کاسته شود، لذا پیشنهاد می‌شود برای جبران هر یک درصد کاهش تولید بخش کشاورزی، بهره‌وری بخش کشاورزی حدود ۱/۶ درصد افزایش یابد که برای نیل به این هدف، استفاده از تکنیک‌های کارافزا و سرمایه‌افزا و آموزش کشاورزان و مولدان بخش کشاورزی موثر واقع می‌شود.

در نهایت با توجه به نتایج به دست آمده در این پژوهش و بررسی مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در زمینه تغییر اقلیم، می‌توان راهکارهایی چون افزایش آگاهی عموم نسبت به تغییر اقلیم و تأثیر آن بر زندگی نسل‌های آینده، سیاست‌گذاری برای کاهش استفاده از منابع آبی و ذخیره آب فعلی را به عنوان استراتژی‌های مقابله با تغییرات بارندگی،

افزایش بهره‌وری عوامل و منابع تولید به عنوان راهکاری جهت افزایش تولیدات محصولات کشاورزی با استفاده از ارائه خدمات

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با توجه به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی که در اثر تهدیدات ناشی از تغییر اقلیم (کاهش بارش) به وقوع می‌پیوندد، میزان تولید در این بخش روند کاهشی به خود می‌گیرد. این کاهش تولید در نهایت منجر به کاهش صادرات به میزان ۱۳/۷۷۰ درصد می‌گردد.

علی‌رغم نقش تعیین‌کننده سرمایه در بخش کشاورزی، بررسی‌های صورت گرفته در این پژوهش بیان می‌دارد که بر اثر پیامدهای ناشی از تغییر اقلیم در دوره مورد مطالعه، روند سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی، از سهم کمتری نسبت به سایر بخش‌ها برخوردار است. لذا در چنین شرایطی باید سیاست‌هایی چون تثبیت قیمت کالاهای کشاورزی، افزایش اعتبارات اعطایی بانک‌ها و... جهت ایجاد رغبت بخش خصوصی، به منظور سرمایه‌گذاری در این بخش انجام پذیرد.

تمامی موارد پرداخته شده در این مطالعه و سایر مطالعات انجام شده در داخل و خارج، گویای آن است که در اثر تغییر اقلیم در سال‌های آتی، با کمبود منابع آبی و کاهش عملکرد محصولات زراعی مواجه خواهیم بود. لذا مدیریت صحیح منابع آبی و استفاده از روش‌های نوین آبیاری، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار می‌باشند.

بررسی مطالعات گذشته از جمله خیز (۹) در زمینه تغییر اقلیم نشان داد که یک رابطه علی یک طرفه از بخش کشاورزی به سمت بخش صنعت و معدن وجود دارد. نتایج این مطالعه نیز نشان داد که

زیربنایی برای توسعه اراضی کشاورزی، ایجاد و توسعه فن‌آوری‌های
 زیست‌محیطی و تعیین و ترویج الگوی تولید متناسب با مزیت‌های
 نسبی مناطق اکولوژیک کشاورزی ارائه نمود.

منابع

- 1- Ali-Ahmadi H. 2005. Climatic variation of drought during 1998-2000 compared to the long term average of Sistan region and its effect on agricultural production. *Journal of Drought and Agricultural Drought*, 15: 1-6. (In Persian)
- 2- Ben Zaied Y. 2013. Long run versus short run analysis of climate change impacts on agriculture. Working Paper 808, December 2013.
- 3- Doll S. 2009. Climate change impacts in computable general equilibrium models: an Overview. HWWI Research Paper. No 1-26. Available at <http://hdl.handle.net/10419/48201>.
- 4- Eboli F., Parrado R., and Roson R. 2010. Climate change feedback on economic growth: explorations with a dynamic general equilibrium model. The Center for Research on Energy and Environmental Economics and Policy at Bocconi University. Working Paper n. 29.
- 5- Elshmnawy A., Robinson Sh., and Willenbockel D. 2016. Climate change and economic growth: an intertemporal general equilibrium analysis for Egypt. *Economic Modelling*, 52: 681-689.
- 6- Estern N. 2006. The Eastern review on the economics of climate change. Cambridge: Cambridge university press, p 662.
- 7- Kemfert C. 2009. Climate protection requirements- the economic impact of climate change. *Handbook Utility Management*, 725-739.
- 8- Khaleghi S., Bazzan F., and Madani Sh. 2015. The effects of climate change on agricultural production and on the economy of Iran (social accounting matrix approach). *Agricultural Economics Research*, 7(1): 113-135. (In Persian)
- 9- Khiz Z. 2012. Effect of drought on Iran's economy: a generalized calculated general equilibrium. Master's thesis in Agricultural Economics. (In Persian)
- 10- Kumar K., Rupa Kumar R.G., Ashrit N.R., Deshpande and J.W. Hansen. 2004. Climate impacts on Indian agriculture. *International Journal of Climatology*, 24: 1375-1393.
- 11- Lhomme J.P., Mougou R., and Mansour M. 2009. Potential impact of climate change on durum wheat cropping in Tunisia. *Journal Climate Change*. 96(4): 549-564.
- 12- Lofgren H., Harris R.B., and Robinson S. 2002. A standard computable general equilibrium model in gams, international food policy, the University of Manchester.
- 13- Mossavi Mohseni R., and Saeedi Far M. 2006. Philips curve and effect of monetary policy on the Iranian economy, *Journal of Economic Research*, 72: 281-303.
- 14- Norouzian M., Sabouhi M., and Pahizkar A. 2013. Economic analysis of climate variability on cotton yield in selected provinces. *Agricultural Meteorology*, 1: 73-79. (In Persian)
- 15- Roson R. 2003. Modelling the economic impact of climate change. Eee working papers series - N. 9.
- 16- Sanghi A. 1997. The climate sensitivity of Brazilian agriculture: estimates from the Ricardian model. Paper presented at the workshop: measuring the impacts of climate change on Indian and Brazilian agriculture. World Bank, Washington.
- 17- Tokunaga S., Okiyama M., and Ikegawa M. 2015 Dynamic panel data analysis of the impacts of climate change on agricultural production in japan. *Japan Agricultural Research Quarterly*, 49(2): 149-157.
- 18- Tol R., Downing T., Kuik O., and Smith J. 2004. Distributional aspects of climate change impacts. *Global Environmental Change* (special edition on the benefits of climate policy part A): 259-272.
- 19- Valizadeh G. 2015. Investigating the effects of reducing of transaction cost on macroeconomic variables in agriculture sector of Iran: Application of dynamic general equilibrium model. MASTER THESIS, Sari University of Agricultural Science and Natural Resources.
- 20- Xiong W., Declan C., Erda L., Yinlong X., Hui J., Jinhe J., Ian H., and Yan L. 2009. Future cereal production in china: the interaction of climate change, water availability, and socio-economic scenarios. *Global Environment Change*, 19(1): 34-44.



اثر مخارج دولت بر رشد و همگرایی بخش کشاورزی (رهیافت پانل دیتا)

علیرضا چوبدار^۱ - محمد آقاپور صباغی^{۲*}

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۰۳

چکیده

در دهه‌های اخیر رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان بوده و نظرات متفاوتی در این خصوص ارائه شده است. در این مقاله به بررسی اثر اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی و همگرایی آن در استان‌های کشور در بازه زمانی ۹۵-۱۳۸۶ پرداخته شده است. در این تحلیل ابتدا تابع تولید دوبرخشی رام مدنظر قرار گرفته و سپس به‌منظور تفکیک اثرات انواع سرمایه از مدل تعمیم‌یافته مدل منکیو-رومر و وایل استفاده شد. در نهایت الگوی اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های پانل و روش اثرات ثابت برآورد گردید. یافته‌ها نشان داد که بزرگ‌تر شدن اندازه دولت اثری مثبت بر رشد بخش کشاورزی خواهد داشت. همچنین دخالت دولت، موجب کاهش سرعت همگرایی بخش کشاورزی در بین استان‌ها می‌گردد. افزایش سطح زیرکشت، مکانیزاسیون، آموزش کشاورزان، سرمایه فیزیکی، اجتماعی و انسانی از جمله عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی می‌باشند. با توجه به اثر مثبت اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی پیشنهاد می‌گردد، اجرای سیاست کوچک‌سازی دولت و کاهش حمایت‌های دولتی در زیربخش کشاورزی به‌صورت تدریجی و با در نظر گرفتن تمامی جوانب امر تحقق یابد.

واژه‌های کلیدی: اثرات ثابت، اندازه دولت، مخارج عمرانی، مخارج جاری، همگرایی بتا

مقدمه

تعیین‌کننده توسعه، به‌رغم تجربه‌های متفاوت، کارآمدی دولت است. به عبارت دیگر بر اساس نظر این افراد، توسعه باید دولت‌مدار باشد (۲۷). تجارب عملی نشان می‌دهد که تحولات اقتصادی و اجتماعی، وابسته به وجود دولت توسعه‌گرا است. نقش اساسی این دولت‌ها، ایجاد زمینه‌ای جهت استقرار نهادها در امر توسعه است و بدون وجود این دولت‌ها با ویژگی‌های خاص خود، تحولات و پیشرفت کشورهای درحال توسعه ممکن نیست (۴۰).

در نقطه مقابل، این اعتقاد وجود دارد که تولید و صدور مواد خام در کشورهای درحال توسعه به‌ویژه در کشورهای صادرکننده مواد خام (مانند نفت)، و استقلال مالی دولت از جامعه موجب ضعف نهادهای مدنی و بروز روابط نابرابر عمودی خواهد شد. این امر موجب تمرکز منابع اقتصادی در دست دولت و وابستگی طبقات اجتماعی و حتی طبقه سرمایه‌دار به تصمیمات دولتی می‌شود که به واسطه شبکه‌های حامی-پیرو رشد یافته تا از سیاست‌های دولت پیروی و از دولتمردان حمایت کند. از سوی دیگر بروکرات‌ها نیز با استفاده از موقعیت خویش پروژه‌های دولتی را با بیشترین هزینه به انجام می‌رسانند و با استفاده از حاشیه‌های امن که این شبکه‌ها برای آن‌ها فراهم آورده است، از پرداخت حق و حقوق دولتی، مانند مالیات طفره می‌روند و

با توجه به اینکه رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی از جمله مهم‌ترین اهداف هر نظام اقتصادی محسوب می‌شود، لذا شناسایی عوامل رشد اقتصادی نیز از دیرباز موضوعی است که همواره مورد بحث صاحب‌نظران اقتصادی بوده است. شناسایی این عوامل در جهت باروری بیشتر و رفع سریع‌تر شکاف‌ها و کاستی‌ها و نیز بهره‌مندی از نتایج آن-مانند رفع فقر، کاهش نابرابری توزیع درآمد، افزایش حق انتخاب، حضور مؤثر و فعال در بازارهای جهانی و دستیابی به سهم عادلانه-چشمگیر خواهد بود (۳۳). از سویی از دیرباز تاکنون دو نگرش کلی در مورد حضور دولت در اقتصاد وجود دارد. یکی نگرش دولت حداقلی است که منشأ آن مکاتب فیزیوکرات‌ها و کلاسیک‌ها است و دیگری دولت حداکثری است که از سوی مکاتب مقابل کلاسیک‌ها یعنی مارکسیست‌ها و سوسیالیست‌ها حمایت می‌شود (۴۰). در دهه‌های اخیر از دیدگاه بسیاری از اندیشمندان، عامل

۱-۲. به ترتیب دانش‌آموخته کارشناسی ارشد و استادیار گروه مدیریت کشاورزی، واحد شوشتر، دانشگاه آزاد اسلامی، شوشتر، ایران.

(*) نویسنده مسئول (Email: Aghapour2000@yahoo.com)

آدو (۴۸)، اگانیکا و آنمیلین (۲۴)، بارو و همکاران (۹)، خسروی و همکاران (۲۸)، صامتی و همکاران (۴۳)، رفیعی و زیبایی (۳۸)، ترکمانی و باقری (۴۷) فعالیت‌ها و اندازه دولت اثر مثبت بر رشد بخش کشاورزی داشته است. اما نتیجه مطالعات برزو و همکاران (۱۲)، اسمعیلی و مهرابی بشرآبادی (۱۷)، کهنسال و همکاران (۲۹)، نشان می‌دهد که بزرگ شدن اندازه دولت در بلندمدت اثر منفی بر رشد بخش کشاورزی خواهد داشت.

شناخت اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی جهت نیل به اهداف برنامه‌های اقتصادی دولت و برقراری تعادل اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است. در واقع ترکیب و مقدار هزینه‌ها و درآمدها و سایر تعهدات مالی دولت باید به نحوی باشد که امکان برنامه‌ریزی مناسب برای حل و کاهش مسائل و شوک‌های اقتصادی و رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب فراهم آید (۳۳). با توجه به ماهیت دوگانه اثر اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی، در مطالعه حاضر به تحلیل این اثر و همچنین تأثیر آن بر همگرایی رشد اقتصادی در بین استان‌های کشور، در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۶ پرداخته شده است. علی‌رغم انجام مطالعاتی در این زمینه در داخل کشور، در این مطالعه با تأکید بر استفاده از داده‌های پانل از اطلاعات تمامی استان‌ها در بازه مورد تحقیق در جهت برآورد الگوها استفاده شده است.

مواد و روش‌ها

چگونگی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی مطالعات وسیعی را سبب شده که این مطالعات سعی در توضیح پدیده‌های مشاهده شده دارند. در این مطالعه در تحلیل اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی ابتدا تابع تولید دوبرخشی رام مدنظر قرار گرفته و سپس به‌منظور تفکیک اثرات انواع سرمایه از مدل تعمیم‌یافته منکیو-رومر و وایل^۱ استفاده شد. بر اساس الگوی رام اقتصاد شامل دو بخش دولتی (G) و غیردولتی (C) است (۱۴):

$$C = C(L_C, K_C, G) \quad (1)$$

$$G = G(L_G, K_G) \quad (2)$$

رابطه یک، بیانگر تابع تولید در بخش غیردولتی (C) و رابطه دو تابع تولید بخش دولتی (G) را نشان می‌دهد. وجود جزء G در رابطه یک نشان می‌دهد که تولید بخش دولتی یک اثر جانبی در تولید بخش غیردولتی خواهد داشت بر این اساس کل تولید در یک اقتصاد (Y) برابر است با مجموع تولیدات در دو بخش دولتی و غیردولتی:

$$Y = C + G \quad (3)$$

بر این اساس تعداد نیروی کار (L) در یک اقتصاد برابر است با

سبب رشد فساد مالی و اثر منفی بر رشد اقتصادی می‌گردند (۳۷). از این رو همواره تأثیر دولت بر متغیرهای اقتصادی به‌ویژه رشد اقتصادی محل بحث اندیشمندان علوم مختلف بوده است به گونه‌ای که بر این اساس مکاتب و دیدگاه‌های مختلف اقتصادی شکل گرفته است. مطالعات انجام‌یافته در این زمینه نیز بیانگر تفاوت اساسی در تأثیرگذاری دولت بر رشد اقتصادی کشورها می‌باشد. در مطالعاتی مانند لازاروس (۳۱)، مچنو (۳۴)، اصغری و همکاران (۸)، آکپان (۴)، روی (۴۱)، گوچتا و همکاران (۲۲)، وینگ یوک (۴۹)، ابو بدر و ابوقرن (۱)، دار و خلخالی (۱۶)، گورا (۲۱)، کریمی راهجردی و همکاران (۲۶)، زیبایی و مظاهری (۵۱)، بر تأثیرگذاری منفی اندازه دولت بر متغیرهایی مانند رشد اقتصادی، رشد بخش کشاورزی تأکید شده است (۳۴، ۳۱، ۳۱، ۴، ۴۱، ۲۲، ۴۹، ۱۶، ۲۱، ۲۶ و ۵۱). بر این مبنا کوچک شدن اندازه دولت و واگذاری امور به بخش‌های غیردولتی راهکاری مناسب در جهت رشد و توسعه اقتصادی خواهد بود. اما در مطالعاتی مانند چوک و همکاران (۱۳)، سانکانمی و ابایومی (۴۵)، چودی و چودی (۱۵)، هاکرو (۲۳)، گوش و گریگوری (۲۰)، لیجانگ وال (۳۲)، آکسیو (۵)، کمبجانی و همکاران (۳۰)، سحابی و همکاران (۴۲)، مولایی و گلخندان (۳۵) دولت به‌عنوان یک عامل مهم در رشد و توسعه اقتصادی مورد تأیید بوده است. در این مطالعات نتیجه گرفته شده است که بزرگ‌تر شدن دولت می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی کشورها گردد. تجارب کشورهای توسعه یافته مبین این واقعیت هست که رشد و توسعه این کشورها با یک انقلاب در بخش کشاورزی شروع شده است. در دنیای کنونی نیز به علت افزایش جمعیت، مسئله امنیت غذایی در سطح جهانی ابعاد تازه‌ای به خود گرفته و به یکی از مباحث مهم در کلیه کشورهای جهان تبدیل شده است. از آنجا که خودکفایی یکی از راهکارهای اساسی نیل به امنیت غذایی می‌باشد، دستیابی به این مهم تنها از طریق افزایش تولید مواد غذایی ممکن خواهد بود. محصولات کشاورزی نقش عمده‌ای در تغذیه جمعیت جهان دارند و این موضوع بخصوص در کشورهای در حال توسعه مانند ایران مشهودتر است (۴۴). در این کشورها معمولاً بخش کشاورزی گستردگی و اهمیت خاصی دارد و می‌تواند به شیوه‌های گوناگون مانند عرضه نیروی کار و سرمایه، تأمین مواد خام و غذای ارزان، ایجاد بازاری برای کالاهای تولیدی در بخش صنعت و تأمین ارز خارجی به توسعه اقتصادی کمک کند (۵۰). لذا رشد این بخش اقتصادی ضمن تأمین اهداف ذکر شده می‌تواند عاملی محرک در جهت رشد سایر بخش‌های اقتصادی باشد. تحلیل عوامل مؤثر بر این رشد گامی مهم در جهت توسعه اقتصادی کشورها خواهد بود. در اغلب کشورهای در حال توسعه، در بین عوامل مؤثر بر رشد و توسعه بخش کشاورزی اثر سیاست‌های دولت به‌عنوان یکی از مباحث محوری همواره مورد کنکاش و تحلیل اندیشمندان بوده است. بر مبنای مطالعاتی مانند جامبو (۲۵)، چوک و همکاران (۱۳)، آرماس (۷)،

$$\frac{dY}{Y} = \alpha \left(\frac{I}{Y} \right) + \beta L^0 + \left[\frac{\delta}{1+\delta} + C_G \right] \frac{dG}{G} \left(\frac{G}{Y} \right) \quad (7)$$

در رابطه فوق $C_G = \frac{\beta C}{\alpha G}$ بیانگر اثر جانبی نهایی است و برابر با تغییرات ایجاد شده در تولید بخش غیردولتی در اثر فعالیت‌های بخش دولتی می‌باشد. با استفاده از معادله ۷ معادله رگرسیونی زیر قابل استخراج است:

$$Y^0 = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{I_t}{Y_t} \right) + \alpha_2 L_t^0 + \alpha_3 G_t^0 \left(\frac{G_t}{Y_t} \right) + u_t^* \quad (8)$$

معادله فوق بیانگر این واقعیت است که رشد اقتصادی Y^0 تحت تأثیر سرمایه، رشد نیروی کار، اندازه دولت و رشد تولید بخش دولت می‌باشد. ضریب α_3 نشان می‌دهد که دولت علاوه بر اثر مستقیم بر رشد اقتصادی می‌تواند از طریق اثر بر بخش غیردولتی یک اثر غیرمستقیم هم بر رشد اقتصادی داشته باشد (۵۱). در مطالعه حاضر مطابق مدل منکیو-رومر و وایل (MRW)، متغیر سرمایه در اجزای مختلف آن شامل سرمایه فیزیکی، اجتماعی و انسانی مدنظر قرار گرفته است. بر مبنای الگوی فوق، با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های کشور در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۶ به بررسی اثر اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی پرداخته شده است:

$$AAV_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lan_{it} + \beta_2 Mach_{it} + \beta_3 Fac_{it} + \beta_4 Lab_{it} + \beta_5 Gov_{it} + \beta_6 Cop_{it} + \beta_7 Lit_{it} + \beta_8 Ecu_{it} \quad (9)$$

دولت بر رشد اقتصادی، تأثیر آن بر همگرایی رشد نیز مورد توجه قرار گرفته است. در این تحقیق به منظور بررسی وجود همگرایی در ارزش افزوده بخش کشاورزی استان‌های کشور از دو آزمون بتای مطلق و مشروط^۱ استفاده شده است.

منظور از همگرایی بتا نوع همگرایی است که مناطق فقیرتر رشد بیشتری نسبت به مناطق ثروتمندتر داشته است. این بیانگر این واقعیت است که استان‌ها به یک همگرایی نزدیک می‌شود. بنابراین هر چه فاصله یک منطقه از حالت پایا بیشتر باشد، نرخ رشد همگرایی آن منطقه با مناطق غنی مجاور منطقه برای جبران عقب‌ماندگی می‌تواند بیشتر یا سریع‌تر باشد. این حالت همگرایی نوع بتا و حرکت به سوی میانگین در منطقه نامیده می‌شود (۳). این آزمون به دو صورت غیرشرطی یا مطلق و شرطی انجام می‌پذیرد. اگر این آزمون با فرض اینکه اقتصادهای منطقه‌ای دارای پارامترهای یکسان هستند انجام شود، همگرایی به وجود آمده را همگرایی مطلق بتا می‌نامند. لذا همگرایی مطلق، مستقل از شرایط اولیه و ویژگی‌های دیگر یک اقتصاد شکل می‌گیرد. برای ارتباط صریح این دو مفهوم، رابطه پیش‌بینی مدل رشد نئوکلاسیک در دونقطه از زمان t و $t-1$ را

نیروی کار بخش دولتی (L_G) و نیروی کار بخش غیردولتی (L_C). همچنین کل سرمایه در یک اقتصاد برابر است با مجموع سرمایه بخش دولتی (K_G) و سرمایه بخش غیردولتی (K_C).

$$L = L_C + L_G$$

$$K = K_C + K_G \quad (4)$$

تفاوت در بهره‌وری عوامل تولید در دو بخش دولتی و غیردولتی δ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\frac{G_L}{C_L} = \frac{G_K}{C_K} = 1 + \delta \quad (5)$$

در رابطه فوق G_L و C_L به ترتیب بهره‌وری نیروی کار در دو بخش دولتی و غیردولتی، G_K و C_K بهره‌وری سرمایه در دو بخش دولتی و غیردولتی را نشان می‌دهند. اگر δ بزرگ‌تر از صفر باشد، بیانگر بیشتر بودن بهره‌وری عوامل تولید در بخش دولتی نسبت به بخش غیردولتی می‌باشد و بالعکس. با دیفرانسیل‌گیری از روابط ۱ و ۲ و قرار دادن در رابطه ۳ و استفاده از رابطه ۵ خواهیم داشت:

$$dY = C_L dL + C_K dK + C_G dG + \frac{\delta}{1+\delta} dG \quad (6)$$

بر اساس مطالعاتی مانند جامبو (۲۵)، چوک و همکاران (۱۳)، آرامس (۷)، عمرانی و فرج زاده (۳۶)، برای اندازه‌گیری رشد بخش کشاورزی از نرخ رشد ارزش افزوده این بخش استفاده شده است. لذا متغیر وابسته الگوی فوق AAV_{it} نشان‌دهنده ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشد. Gov_{it} بیانگر اندازه دولت که بر اساس مطالعاتی مانند بلماری (۱۱)، چوک و همکاران (۱۳)، کمبجانی و همکاران (۳۰)، زیبایی و مظاهری (۵۱)، به صورت نسبت مخارج جاری و عمرانی دولت در هر استان بر تولید ناخالص داخلی آن استان تعریف شده است. Lab_{it} نیروی شاغل در بخش کشاورزی است. با توجه به عدم ارائه آمار موجودی سرمایه به تفکیک استان‌های کشور در این مطالعه از سه متغیر سطح زیرکشت Lan_{it} ، موجودی ماشین‌آلات $Mach_{it}$ و تسهیلات پرداختی Fac_{it} به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری سرمایه فیزیکی مورد استفاده در این زیر بخش استفاده شده است. همچنین بر مبنای مطالعاتی مانند چودی و چودی (۱۵)، سانکانمی و ابایومی (۴۵) و عمرانی و فرج زاده (۳۶) تعداد کل اتحادیه و تعاونی‌های بخش کشاورزی Cop_{it} به عنوان نماینده سرمایه اجتماعی و تعداد افراد ثبت نام کننده در نهضت سوادآموزی Lit_{it} و ساعات آموزش ارائه شده Ecu_{it} به عنوان سرمایه انسانی استفاده شده است. در بسیاری از مطالعات ضمن تأکید بر اثر اندازه

به صورت زیر می توان نوشت:

$$\text{Log}\left(\frac{AV_{it}}{AV_{i,t-1}}\right) = \alpha_{i,t} - (1 - e^{-\beta \tau}) \cdot \text{Log}(AV_{i,t-1}) + u_{it} \quad (10)$$

حرکت می‌کنند. لذا به‌منظور بررسی این نوع همگرایی در بین استان‌های کشور معادله زیر که بر اساس معادله بارو و سالا-آی-مارتین در سال ۱۹۹۲ طراحی شده، مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\Delta \ln V_i = \frac{1}{T} (\ln AV_{it} - \ln AV_{i0}) = \alpha + \beta \ln AV_{i0} + u_{it} \quad (11)$$

اگر این ضریب مثبت باشد، واگرایی بین استان‌ها به اثبات می‌رسد (۱۰).

اما اگر اقتصادها از نظر پارامترهای مدل متفاوت باشند، همگرایی به وجود آمده را همگرایی شرطی می‌نامند. آزمون‌ی توسط بارو و سالامارتین در سال ۱۹۹۰ برای این نوع همگرایی به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\Delta V_i = \frac{1}{T} (\ln AV_{it} - \ln AV_{i0}) = \alpha + \beta \ln AV_{i0} + \gamma_1 X_i + u_{it} \quad (12)$$

نتائج

به منظور بررسی نوع همگرایی بتا از نوع غیرشرطی، سایر شرایط و پارامترها برای تمام استان‌های کشور یکسان در نظر گرفته شده است و از رگرسیون رشد ارزش افزوده بر روی مقادیر اولیه ارزش افزوده استفاده شده است.

$$g_1 = \frac{1}{T}(\ln y_{1f} - \ln y_{10}) = -\ln a - \ln \ln y_{10} \quad (18)$$

بر این اساس برای حذف نصف این شکاف و رسیدن به حالت پایدار حدود ۳۶ سال زمان لازم است.

$$\varphi = -\frac{\ln(r)}{\ln(1-\beta)} = \frac{r/(R-r)}{1+\lambda R} = rR/\lambda V$$

در حالت بتای شرطی فرض بر متفاوت بودن شرایط اولیه در بین استان‌های کشور می‌باشد. که به‌منظور برآورد این الگو دو حالت با و بدون دخالت دولت الگو برآورد شده است. نتایج این برآورد در جدول یک گزارش شده است.

در رابطه فوق U_{it} دارای میانگین صفر و واریانس σ^2 و توزیع مستقل از متغیر وابسته و اجزای اخلاط وقفه دار می‌باشد. ازاین‌رو در همگرایی بنای مطلق همه مناطق به سمت یک تعادل تعادل پایدار

مقدار بالای β نشان‌دهنده این است که همگرایی با سرعت بیشتر به سمت تعادل باثبات حرکت می‌کند. برای اینکه همگرایی وجود داشته باشد، باید β منفی باشد. یعنی رابطه بین وضعیت آغازین و ارزش افزوده استان‌ها و متوسط نرخ رشد طی دوره معکوس خواهد بود. به عبارت دیگر استان‌هایی که وضعیت اولیه نامطلوب‌تر دارند، دارای نرخ رشد بزرگ‌تری نسبت به استان‌ها با وضعیت اولیه مطلوب‌تر هستند. در نتیجه استان‌ها به هم نزدیک می‌شوند. برعکس

در این مدل X معرف ماتریس سایر متغیرهای توضیحی است. در این حالت نیز اگر β کوچک‌تر از صفر و معنی‌دار باشد، همگرایی شرطی در بین واحدها وجود دارد. نتیجه چنین مدلی به‌طور آشکار، تجربه نرخ رشد بالا برای مناطق دارای ارزش‌افزوده کمتر را مشروط به سایر متغیرهای توضیحی می‌داند و درواقع تاکید و تمرکز به این متغیرها منتقل می‌شود.

در الگوی فوق ضریب $0/187$ با علامت منفی برای وضعیت اولیه استان‌ها حاصل شده است که نشان از رابطه منفی بین حالت اولیه و رشد ارزش افزوده استان‌ها می‌باشد. بدین معنی که استان‌های ثروتمند از رشد کمتر و استان‌های فقیر از رشد بالاتری برخوردار می‌باشند. لذا می‌توان وجود همگرایی نوع بتا مطلق را در مورد استان‌های مورد بررسی مورد تأیید قرار داد. بر اساس ضریب حاصله متوسط سرعت همگرایی بین استان‌ها برابر با $0/027$ است. این امر بدین معنی است که سالانه $26/0$ درصد از اختلاف بین وضعیت اولیه ارزش افزوده بخش کشاورزی و وضعیت تعادلی برطرف می‌گردد.

$$\theta = \frac{\ln(1 - \beta^2)}{-T} = 1/2 \times 7.8$$

جدول ۱- بررسی همگرایی نوع بتا شرطی بدون حضور دولت

Table 1- Convergence study of conditional beta type without government presence

متغیرها Variables	با حضور دولت With government presence		بدون حضور دولت Without government presence	
	آماره t T-statistic	ضریب Coefficient	آماره t T-statistic	ضریب Coefficient
عرض از مبدا Constant	3.74	0.589	4.35	0.55
مقدار اولیه ارزش افزوده Initial value added	-2.2	-0.041	-2.57	-0.045
تعداد کل اتحادیه و تعاونی‌های بخش کشاورزی Total number of unions and agricultural sector cooperatives	1.63	0.001	2.55	0.0001
ساعت آموزش بهره‌برداران Hours of training for operators	2.16	0.37	2.04	0.86
نیروی کار Labor	1.58	0.21	1.45	0.18
سطح اراضی زراعی و باغی Cropland and garden lands	2.24	0.097	1.48	0.17
موجودی ماشین‌آلات Machinery	2.68	0.52	2.49	0.33
ثبت‌نام کنندگان در کلاس‌های نهضت سوادآموزی Applicants in Literacy Movement Classes	1.54	0.082	2.51	0.73
تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی Facility paid to agricultural sector	2.3	0.014	1.22	0.31
نسبت مخارج جاری به تولید ناخالص داخلی Ratio of current expenditures to GDP	1.52	0.033	-----	-----
نسبت مخارج عمرانی به تولید ناخالص داخلی Ratio of development expenditures to GDP	2.75	0.045	-----	-----
	R ² = 90	R ² adjusted= 88	R ² = 85	R ² adjusted= 82

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

تعادلی برطرف می‌گردد. این ضریب نشان می‌دهد که بعد از حدود ۱۵/۵ سال بیش از نیمی از فاصله بین شرایط اولیه و حالت تعادلی پر خواهد شد. در حالت وارد کردن اثر دولت برای ضریب بتا عدد ۰/۰۴۱ با علامت منفی حاصل شده است که نشان می‌دهد در این الگو نیز فرض همگرایی بتا در ارزش افزوده بخش کشاورزی بین استان‌های کشور مورد تأیید قرار می‌گیرد. بر اساس این ضریب سرعت تعدیل سالانه برابر با ۰/۰۰۵۹ خواهد بود بدین معنی که سالانه حدود ۰/۵۹ درصد از اختلاف حالت اولیه و حالت تعادلی پر می‌گردد. برای پرشدن

در حالت بدون حضور دولت برای ضریب بتا عدد ۰/۰۴۵ با علامت منفی حاصل شده است که تأییدی بر وجود همگرایی بین استان‌های کشور از دیدگاه رشد ارزش افزوده می‌باشد. این نتیجه در مطالعاتی مانند اکبری پیرمومن سرائی و مقدسی (۳)، اکبری و همکاران (۲)، و رحمان و همکاران (۳۹) نیز مشاهده شده است. بر اساس ضریب حاصله متوسط سرعت همگرایی بین استان‌ها برابر با ۰/۰۰۶۵ است. این امر بدین معنی است که سالانه ۰/۶۵ درصد از اختلاف بین وضعیت اولیه ارزش افزوده بخش کشاورزی و وضعیت

اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی استان‌های کشور از رهیافت اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی بهره گرفته شده است. با توجه به وجود ماهیت سری زمانی متغیر در اطلاعات موردبررسی در ابتدا لازم است که روند مانایی متغیر موردبررسی قرار گیرد. بررسی ایستایی با استفاده از آماره‌هایی مانند لوین، فیشر و پسران انجام شده است.

نیمی از فاصله بین حالت اولیه و حالت تعادلی بر این اساس حدود ۱۷ سال زمان فاصله وجود خواهد داشت. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد ورود دولت سرعت تعدیل و همگرایی را در بین استان‌های کشور کاهش داده است. اکبری پیرمومن سرای و مقدسی (۳) نیز در مطالعه خود نشان می‌دهند که سیاست‌های دولت اثر منفی بر همگرایی رشد اقتصادی در بین استان‌های کشور داشته است. به‌منظور برآورد اثر

جدول ۲- بررسی ایستایی متغیرها در سطح
Table 2- Survey of variables stationary at level

متغیرها Variables	سطح احتمال P- Value	آماره فیشر Fisher Statistic	سطح احتمال P- Value	آماره پسران Pesaran Statistic	سطح احتمال P- Value	آماره لوین Levin Statistic	نتیجه Result
مقدار اولیه ارزش افزوده Value added	0.34	6.65	0.87	8.01	1	14.15	نامانا Non Stationary
تعداد کل اتحادیه و تعاونی‌های بخش کشاورزی Total number of unions and agricultural sector cooperatives	0.04	61.75	0.05	66.65	0.00	-17.16	مانا Stationary
ساعت آموزش بهره‌برداران Ours of training for operators	0.01	49.94	0.04	43.96	0.00	-42.87	مانا Stationary
نیروی کار Labor	0.00	122.91	0.03	69.14	0.00	-5.07	مانا Stationary
سطح اراضی زراعی و باغی Cropland and garden lands	0.00	71.32	0.00	64.51	0.00	-31.52	مانا Stationary
موجودی ماشین‌آلات Machinery	0.00	102.81	0.007	77.33	0.001	-2.99	Stationary
ثبت‌نام کنندگان در کلاس‌های نهضت سوادآموزی Applicants in Literacy Movement Classes	0.004	70.75	0.05	66.65	0.00	-17.16	مانا Stationary
تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی Facility paid to agricultural sector	0.99	20.41	0.99	16.34	0.99	17.7	نامانا Non Stationary
نسبت مخارج جاری به تولید ناخالص داخلی Ratio of current expenditures to GDP	0.88	49.21	0.99	26.14	0.99	27.37	نامانا Non Stationary
نسبت مخارج عمرانی به تولید ناخالص داخلی Ratio of development expenditures to GDP	0.99	23.56	0.99	19.23	0.99	4.75	نامانا Non Stationary

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

یافته‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای تعداد کل اتحادیه و شرکت‌های تعاونی، ساعت آموزش بهره‌برداران، نیروی کار، اراضی زراعی و باغی، موجودی ماشین‌آلات و ثبت‌نام کنندگان در کلاس‌های نهضت سوادآموزی در سطح مانا هستند. اما چهار متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی، نسبت مخارج جاری به تولید ناخالص داخلی، نسبت مخارج عمرانی به تولید ناخالص داخلی و تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی در سطح نامانا می‌باشند. لذا به بررسی مانایی این متغیرها در تفاضل مرتبه اول پرداخته شده است.

جدول ۳- بررسی مانایی متغیرها در تفاضل اول
Table 3- Survey of variables stationary at first level

متغیرها Variables	سطح احتمال P- Value	آماره فیشر Fisher Statistic	سطح احتمال P- Value	آماره پسران Pesaran Statistic	سطح احتمال P- Value	آماره لوین Levin Statistic	نتیجه Result
اولیه ارزش افزوده Value added	0.05	69.39	0.06	68.86	0.0004	-3.38	مانا Stationary
تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی Facility paid to agricultural sector	0.00	108.03	0.00	83.4	0.00	-13.96	مانا Stationary
نسبت مخارج جاری به تولید ناخالص داخلی Ratio of current expenditures to GDP	0.00	363.03	0.00	353.37	0.00	-157.64	مانا Stationary
نسبت مخارج عمرانی به تولید ناخالص داخلی Ratio of development expenditures to GDP	0.00	74.4	0.00	59.29	0.00	-13.47	مانا Stationary

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

نتایج نشان می‌دهد که هر چهار متغیر با یک‌بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. با توجه به وجود متغیرها با درجه ایستایی متفاوت در الگو، لازم است تا قبل از برآورد الگوی اقتصادسنجی به بررسی همگرایی کل الگو پرداخته شود تا از برازش یک الگوی جعلی خودداری گردد. برای این منظور از آزمون پدرونی استفاده شده است.

با توجه به معنی‌دار آزمون پدرونی در سطح ۵ درصد، همگرایی کل الگو قابل رد کردن نیست و مشکل برآورد جعلی وجود نخواهد داشت. با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی ابتدا لازم است تا نوع الگوی مورد بررسی از نوع Pool یا Panal مورد آزمون قرار گیرد. نتایج این مقایسه با استفاده از آزمون لیمر در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج بررسی همگرایی متغیرها
Table 4- Results of convergence of variables

	مقدار آماره Statistic value	سطح احتمال P-value	مقدار آماره وزنی Weighted Statistic value	سطح احتمال P-value
آماره V V statistic	0.31	0.05	-0.28	0.06
آماره RHO RHO statistic	-2.43	0.007	-2.06	0.01
آماره پدرونی Pedroni statistic	-8.13	0.00	-8.31	0.00

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

جدول ۵- نتایج آزمون لیمر (چاو) برای مقایسه الگوی اثرات ثابت و pooled
Table 5- The result of Lemer (Chao) test for fixed effect and pooled models

	آماره Statistic	احتمال Probability
Period F	7.27	0.00
Period Chi- square	42.6	0.00

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

گزارش شده است.

ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر برتری الگوی اثرات تصادفی بر الگوی اثر ثابت رد می‌شود. لذا در نهایت الگوی اثرات ثابت برای برآورد الگو مدنظر قرار گرفته است.

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر برابری اثرات فردی می‌شود. بنابراین الگوی مناسب برای برآورد مدل مورد بررسی در طبقه پانل قرار دارد نه pool. لذا در گام بعدی لازم است تا الگوی اثرات ثابت با الگوی اثرات تصادفی مقایسه شود. برای مقایسه این دو الگو از آزمون هاسمن استفاده شد. نتایج این بررسی در جدول بعدی

جدول ۶- نتایج آزمون هاسمن برای مقایسه الگوی اثرات ثابت و تصادفی
Table 6- The result of Hausman test for compare fixed and random effect models

	آماره Statistic	آماره چی دو Chi-sq statistic	احتمال Probability
Period Random	28.47	9	0.008

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

حاضر به منظور بررسی اثر سرمایه انسانی در نظر گرفته شده بودند ضرایب ۰/۲۲ و ۰/۱۱ با علامت مثبت حاصل شده که هر دو در سطح یک درصد نیز معنی دار می‌باشند. این امر نشان می‌دهد افزایش سطح دانش بهره‌برداران که به عنوان نوعی سرمایه انسانی در الگو مورد توجه قرار گرفته است می‌تواند زمینه‌ساز افزایش رشد و توسعه زیر بخش کشاورزی محسوب گردد.

برای متغیر سطح اراضی زراعی و باغی نیز عدد مثبت ۰/۰۲۶ حاصل شده است که در سطح ۵ درصد از معنی داری آماری برخوردار می‌باشد. نتیجه‌ای که در مطالعاتی مانند فوکل (۱۹)، شبانی و همکاران (۴۴) نیز بر آن تأکید شده است. این ضریب نشان می‌دهد افزایش یک واحدی در این میزان سطح کشت اراضی زراعی و باغی کشور می‌تواند به اندازه ۰/۰۲۶ واحد رشد در بخش کشاورزی ایجاد کند.

برای موجودی ماشین‌آلات بخش کشاورزی به عنوان یکی دیگر از متغیرهایی که به عنوان سرمایه فیزیکی در الگو وارد شده است ضریب ۰/۰۰۳ با علامت مثبت حاصل شده است که در سطح یک درصد نیز معنی دار می‌باشد. مطابق بسیاری از تحقیقات مانند شبانی و همکاران (۴۴) و ترکمانی و آذین فر (۴۶) نتایج نشان می‌دهد که افزایش درجه مکانیزاسیون و کاربرد بیشتر ماشین‌آلات در زیر بخش کشاورزی می‌تواند زمینه‌ساز رشد بیشتر این بخش گردد. در نهایت برای متغیر میزان تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی ضریب

یافته‌ها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای وارد شده در الگو به غیر از نیروی کار اثر مثبت و معنی داری بر رشد بخش کشاورزی دارند. ظهور ضرایب ۰/۱ و ۰/۶ برای دو متغیر نسبت مخارج جاری و عمرانی به تولید ناخالص داخلی که بیانگر اندازه دولت در این تحقیق می‌باشند، نشان می‌دهد که بزرگ‌تر شدن اندازه دولت می‌تواند اثری مثبت بر رشد بخش کشاورزی داشته باشد. مطالعات جامبو (۲۵)، چوک و همکاران (۱۳)، فوگلی (۱۹)، آکسیو (۵)، صامتی و همکاران (۴۵) بر تأثیرپذیری رشد بخش کشاورزی از اندازه دولت تأکید داشته‌اند. جمع‌بندی اثرات این دو متغیر نشان می‌دهد که علی‌رغم دنبال کردن سیاست خصوصی در کشور باهدف کوچک کردن اندازه دولت، همچنان بخش کشاورزی متأثر از دولت و سیاست‌های آن می‌باشد و بزرگ‌تر شدن دولت می‌تواند موجب پیشرفت و توسعه بخش کشاورزی در داخل کشور گردد. همچنین ملاحظه می‌گردد که مخارج عمرانی در مدل مذکور تأثیر بیشتری نسبت مخارج جاری بر رشد بخش کشاورزی دارد. در مطالعه چوک و همکاران (۱۳) نتیجه مشابه حاصل شده است.

برای متغیر تعداد کل اتحادیه و تعاونی‌های بخش کشاورزی عدد ۰/۸ با علامت مثبت حاصل شده است که حاکی از تأثیر مثبت آن بر رشد و توسعه بخش کشاورزی می‌باشد هرچند این متغیر از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. برای دو متغیر تعداد ساعت آموزش بهره‌برداران و ثبت نام کنندگان در کلاس‌های نهضت که در مطالعه

۰/۱۸ با علامت مثبت به دست آمده است. خسروی و همکاران (۲۸)، تسهیلات به عنوان عاملی در جهت تأمین سرمایه در بخش کشاورزی انصاری و حسینی یکانی (۶)، فتحی و همکاران (۱۸) بر پرداخت و مؤثر بر رشد آن تأکید داشته‌اند.

جدول ۷- نتایج برآورد الگوی اثرات ثابت
Table 7- The result of fixed effect model estimation

متغیرها Variables	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره t T-statistic
عرض از مبدا Constant	197.72	135.42	1.46
تعداد کل اتحادیه و تعاونی‌های بخش کشاورزی Total number of unions and	0.8	0.61	1.3
ساعت آموزش بهره‌برداران ours of training for operators	0.22	0.06	3.6
سطح اراضی زراعی و باغی Cropland and garden lands	0.026	0.008	3.25
موجودی ماشین‌آلات machinery	0.003	0.001	2.23
نیروی کار Labor	-0.05	0.049	-1.009
ثبت‌نام کنندگان در کلاس‌های نهضت سوادآموزی Applicants in Literacy Movement	0.11	0.03	3.3
تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی Facility paid to agricultural sector	0.18	0.04	4.09
نسبت مخارج جاری به تولید ناخالص داخلی Ratio of current expenditures to GDP	0.1	0.05	1.86
نسبت مخارج عمرانی به تولید ناخالص داخلی Ratio of development expenditures to GDP	0.6	0.21	2.75
F=57.59 (0.000)		DW=2.02	
R ² = 0.89		R ² adjusted= 0.86	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

بحث و پیشنهادها

با توجه به دیدگاه‌های مختلف در خصوص تأثیرپذیری رشد اقتصادی از اندازه دولت، در مطالعه حاضر در قالب یک مطالعه موردی به بررسی اندازه دولت بر رشد بخش کشاورزی در بین استان‌های کشور پرداخته شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بزرگ‌تر شدن اندازه دولت می‌تواند موجب افزایش رشد در بخش کشاورزی کشور گردد. این امر نشان می‌دهد علی‌رغم تأکیدات سال‌های اخیر بر کاهش دخالت‌های دولت در عرصه اقتصادی کشور، دولت و

سیاست‌های آن نقش کلیدی و اساسی را در رشد و توسعه بخش کشاورزی کشور ایفا می‌کنند. از این رو می‌توان اظهار داشت که علی‌رغم اتخاذ سیاست خصوصی‌سازی به عنوان راهکار اساسی افزایش بهره‌وری در کشور، لازم است اجرای این سیاست و کاهش حمایت‌های دولتی در زیر بخش کشاورزی به صورت تدریجی و با در نظر گرفتن تمامی جوانب امر تحقق یابد، تا رشد و توسعه این زیر بخش اقتصادی را با مشکل مواجه نسازد. کاهش سریع سرمایه‌گذاری‌های دولتی در این بخش به‌ویژه سرمایه‌گذاری‌های

بخش کشاورزی استان‌ها می‌تواند در جهت کاهش این عدم تعادل‌ها مؤثر باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش تعداد ثبت‌نام کنندگان در کلاس‌های نهضت سوادآموزی و میزان ساعات آموزش بهره‌برداران که در تحقیق حاضر به‌عنوان شاخص‌های سرمایه‌انسانی در بخش کشاورزی در نظر گرفته شده‌اند، اثری مثبت بر رشد بخش کشاورزی خواهند داشت. از این‌رو بر حمایت دولت از این گونه برنامه‌ها و سیاست‌گذاری در جهت افزایش سرمایه‌انسانی مانند آموزش هدفمند کشاورزان باهدف آشنایی آن‌ها با مسائل جاری بخش کشاورزی و انتقال دانش فنی به آن‌ها راهکاری تأکید می‌گردد. با توجه به کم بودن توانایی مالی بهره‌برداران، یکی از مشکلات همیشگی در جهت توسعه این بخش، کمبود منابع مالی بوده است. با توجه به اثر مثبت پرداخت تسهیلات بر رشد بخش کشاورزی، ارائه تسهیلات کم‌بهره متناسب با توانایی مالی بهره‌برداران، فراهم آوردن شرایط مناسب در جهت تسهیل در جهت دریافت این وام‌ها مانند کاهش ضمانت‌های بانکی همراه با اجرای سیاست‌های مناسب در جهت تأکید بر استفاده از این تسهیلات در زیربخش کشاورزی ازجمله پیشنهادها این مطالعه در جهت افزایش سرعت رشد بخش کشاورزی محسوب می‌گردد.

زیرساختی می‌تواند موجب کاهش رشد و بروز مسائلی مانند گسترش فقر و مهاجرت روستاییان گردد. همچنین در نتایج حاصل مشاهده گردید که میزان تأثیرگذاری مخارج عمرانی بر بخش کشاورزی نسبت به مخارج جاری بیشتر می‌باشد، این امر نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری ثابت و ایجاد دارایی سرمایه‌ای ابزار قوی‌تر در جهت رشد بخش کشاورزی محسوب می‌گردد. نتایج حاصل از بررسی همگرایی بتا حاکی از وجود همگرایی رشد بخش کشاورزی در بین استان‌های کشور می‌باشد. اما با مقایسه دو الگو با و بدون دولت مشخص می‌گردد که گرچه سیاست‌ها و برنامه‌های دولت می‌تواند موجب افزایش رشد در بخش کشاورزی گردد، اما این سیاست‌ها موجب کاهش سرعت همگرایی بین استان‌ها شده است. بدین معنی که سیاست‌های دولت در جهت کمک به استان‌های فقیر در بخش کشاورزی چندان با موفقیت همراه نبوده است و ادامه این گونه تخصیص منابع و تسهیلات به استان‌ها می‌تواند به تبعیض بیشتر بین استانی منجر گردد. لذا پیشنهاد می‌گردد در تخصیص اعتبارات و تسهیلات دولتی به توزیع متوازن زیرساخت‌ها و خدمات بخش کشاورزی باهدف کاهش عدم تعادل‌های استانی توجه گردد. توزیع اعتبار بر اساس سطوح توسعه‌یافتگی و تحلیل استعداد و نیازهای

منابع

1. Abu-Bader S., and Abu-Qarn A.S. 2003. Government expenditures, military spending and economic growth: causality evidence from Egypt, Israel, and Syria, *Journal of Policy Modeling*, 25: 567-583.
2. Akbari N., Khoshakhlag R., and Dehgani Z. 2011. Regional analysis of economic growth in Iran (with emphasis on 3D approach), *Quarterly Journal of Economic Research*, 11(2): 78-106. (In Persian)
3. Akbaripirmomnsaraee E., and Mogadasi R. 2015. Investigating the convergence of regional growth in agricultural provinces in Iran, *Journal of Agricultural Economic Research*, 7(1): 137-190. (In Persian)
4. Akpan U.F. 2011. Co-integration, causality and Wagner's hypothesis: Time series evidence for Nigeria, *Journal of Economic Research*, 16(1): 59-84.
5. Alexiou C. 2007. Unraveling the mystery between public expenditure and growth: empirical evidence from Greece, *International Journal of Economics*, 1(1): 21-31.
6. Ansari Y., and Hossian Yakani A. 2014. Effect of financial markets development on agricultural sector growth using ARDL approach, *Journal of Economic of Agriculture and Development*, 23(85): 237-253. (In Persian)
7. Armas E.B., Osorio C.G., and Dodson B.M. 2012. Agriculture Public Spending and Growth in Indonesia, *World Bank Policy Research Working Paper* 5977:213-227.23-56.
8. Asghari R., Heidari H., and Zonouzi S.J. 2014. An Investigation of the Impact of Government Size on Economic Growth: New Evidence from Selected MENA Countries. *Iranian Journal of Economic Studies*, 3(2): 63-80. (In Persian)
9. Barro R.J. 1991. Economic growth in a cross-section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407-43.
10. Behbodi D., Firozfar F., and Shyban A. 2012. Energy efficiency convergence study in selected OECD countries with spatial econometric approach. *Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 1(3): 57-80. (In Persian)
11. Bellemare M.F., Masaki T. and Pepinsky T.B. 2015. Lagged explanatory variables and the estimation of causal effects. *MPRA Paper No.* 62350: 1-41.
12. Borzo F., Jalaie A., Mehrabiboshhrabadi H., and Nasiri M. 2011. The Impact of Government Size on the growth of Iranian agriculture. *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(1): 27-45. (In Persian)
13. Chauke P.K., Manyise T., Francis A., Pfumayaramba P.K., Raidimi E.N and Maiwanashe A. 2015. Comparative impact of public expenditure on agricultural growth: error correction model for SA and Zimbabwe, *Journal of Human Ecology*, 50(3): 245-251.

14. Chen S.T., and Lee C.C. 2005. Government size and economic growth in Taiwan: A threshold regression approach. *Journal of Policy Modeling*, 27: 1051-1066.
15. Chude P.N., and Chude D.I. 2013. Impact of government expenditure on economic growth in Nigeria, *International Journal of Business and Management Review*, 1(4): 64-71.
16. Dar A.A., and Khalkhali S.A. 2002. Government size, factor accumulation, and economic growth: evidence from OECD countries. *Journal of Policy Modeling*, 12(24): 679-692.
17. Esmaili A., and Mehrabiboshraadi H. 2010. The effect of government size on productivity of labor and capital under the Iranian agricultural and industrial sector. *Journal of Agricultural Research*, 2(1): 35-52. (In Persian)
18. Fathi F., Zibaie M., and Tarazkar M. 2009. Financial development and agricultural sector growth. *Journal of Economic of Agriculture*, 3(1): 57-71 (In Persian)
19. Fuglie K. 2010. Sources of growth in Indonesian agriculture. *Journal of Productivity Analysis*, 33(1): 225- 240.
20. Ghosh S., and Gregoriou A. 2008. The composition of government spending and growth: is current or capital spending better. *Oxford Economic Papers*, 60(1): 484- 516.
21. Ghura D. 1995. Macro policies, external forces, and economic growth in Sub- Saharan Africa. *Journal of Economic Development and Cultural Change*, 43(4): 759-78.
22. Gupta K.B., Clements B., Baldacci E., and Mulas-Granados C. 2005. Fiscal policy, expenditure composition and growth in low-income countries, *Journal of International Money and Finance*, 24(1): 441-63.
23. Hakro A.N. 2009. Size of government and growth rate of per capita income in selected Asian developing economics, *International Research Journal of Finance and Economics*, 28: 52-65.
24. Iganiga B.O., and Unemhilin D.O. 2011. The Impact of federal government agricultural expenditure on agricultural output in Nigeria. *Journal of Economics*, 2(2): 81-88.
25. Jambo N. 2017. The impact of government spending on agricultural growth: A case of Zambia, Malawi, South Africa and Tanzania, MS_C Thesis in Agriculture (Agricultural Economics) in the faculty of Agri Sciences at Stellenbosch University, 98-119.
26. Karimirahjerdi A., Ranani M., Emadzadeh M., and Tayebi K. 2015. Investigating the relationship between oil revenue fluctuations and government size on social capital in Iran, *Journal of Economic and Modeling*, 19(2): 79-108. (In Persian)
27. Kavosi E. 2006. Designing and presenting a model for measuring social investment. PhD thesis of cultural management. Islamic Azad University, Science and Research Branch of Tehran. (In Persian)
28. Khosravi M., Mehrjoo S., and Mohseni R. 2014. The role of financial market and foreign direct investment on economic growth of agricultural sector- dynamic hybrid data approach, *Journal of Agricultural Economics Research*, 6(1): 103-130. (In Persian)
29. Kohansal M.R., Shahnoshe N., and Golriz Rezaee Z. 2009. Investigating the effect of general investment on agricultural infrastructure on productivity growth in Iranian agriculture, *Journal of Science and Development*, 15(27):79-97. (In Persian)
30. Komyjani A., Kyani H., and Hagshenas H. 2014. Investigating the impact of government size and quality on economic growth in Iran ARDL model. *Journal of Quantity Economic*, 4(1): 49-60. (In Persian)
31. Lazarus W., Khobai H., and Roux P. 2017. Government size and economic growth in Africa and the organization for economic cooperation and development countries. *International Journal of Economics and Financial*, 7(4): 628-637.
32. Ljungwall C. 2008. Financial sector development, FDI and economic growth in China. *China Center for Economic Research*, 1(2): 27-39.
33. Lotfalipor M.R., Azarinfar Y., and Mohamadzade R. 2013. Investigating the impact of government expenditures on the growth of the agricultural sector and the total economy of Iran. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 26(2): 86-96. (In Persian)
34. Mankiw N.G., Romer D., and Weil D.N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407-437.
35. Mchnu B.H.Z. 2014. Assessing the impact of government intervention on social capital formation and livelihood strategies of rural communities: the case of South Africa, submitted fulfillment of the requirement for the degree of master of art (economic history) college of humanities school of social science. 20-65.
36. Moulai M., and Golkhandan A.G. 2013. Relation between government size and economic growth in Iran, band test and Toda and Yamato causality. *Economic Strategies*, 2(7):107-130. (In Persian)
37. Omrani M., and Farajzadeh Z. 2015. The role of capital types in the growth of the agricultural sector. *Journal of Economic of Agricultural Research*. 7(4):1-19. (In Persian)
38. Panahi M., and Amini A. 2011. Reinter government, governmental economy, political culture and social capital in Iran, *Quarterly Journal of Political and International Research*, 7(1): 59-94. (In Persian)

39. Rafiee H., and Zibae M. 2003. Government size, economic growth and labor productivity in the agricultural sector. *Journal of Agricultural Economic and Development*, 11(43): 75-88. (In Persian)
40. Rehman J.U., Iqbal A., and Siddiqi M.W. 2010. Co-integration causality analysis between public expenditure and economic growth in Pakistan, *European Journal of Social Sciences*, 13(4): 556-565.
41. Rezaie A., Hossianzadeh J., Faramarzi A., and Yazdankhah M. 2013. Impact of government size on income distribution in Iran. *Journal of Strategic and Macro Policies*, 1(4): 21-36. (In Persian)
42. Roy A.G. 2009. Evidence on Economic Growth and Government Size, *Journal of Applied Economics*, 41(2): 607-614.
43. Sahabi B., Etesami M., and Aminpour Kh. 2014. Study of the effect of good governance and government size on financial development in selected countries. *Journal of Growth and Economic Development Research*, 3(12): 106-118. (In Persian)
44. Sameti M., Rajabi M., and Behbahani M. 2010. The Impact of government size on employment in Iran's agricultural and industrial sectors, National conference on employment of agricultural and natural resources graduates, 2-3 December, University of Tarbyat Modares: 297-323. (In Persian)
45. Shabani A., Dashti G., Gahremanzade M., Hayati B., and Hosianzadeh J. 2013. Measuring the sources of agricultural sector growth under the agriculture sector, *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(3): 223-229. (In Persian)
46. Sunkanmi O.A. and Abayomi O. 2014. Testing public expenditure and poverty reduction nexus in Nigeria, *Journal of Development Country Studies*, 4(6): 116-122.
47. Torkamani J., and Azrinfar Y. 2011. The impact of mechanization and export growth on labor productivity in the agricultural sector, *Journal of Agricultural Sciences*, 36(5):1223-1231. (In Persian)
48. Torkamani J., and Bageri M. 2002. Investigating the relationship between private and public investment with the growing value of agricultural sector, *Journal of Agricultural Economic and Research*, 10(40):1-24. (In Persian)
49. Udoh E. 2011. An examination of public expenditure, private investment and agricultural sector growth in Nigeria: bounds testing approach. *International Journal of Business and Social Science*, 2(13), 285-291.
50. Wing Yuk W. 2005. Government size and economic growth: Time series evidence for the United Kingdom, 1830-1993, Department of Economics, University of Victoria, B.C., IMF Working paper, 8: 1-33.
51. Zeratkish Y., and Yosefie Motagaed H. 2013. Investigating the relationship between the growth of the agricultural sector and the growth of the industrial sector and services (commerce, transportation and communications) in Iran, *Journal of Agricultural Economic and Development*, 27(4): 309-318. (In Persian)
52. Zibae M., and Mazaheri Z. 2009. Government size and economic growth in Iran with an emphasis on the growth of the agricultural sector, the approach of threshold regression, *Journal of Agricultural Economics and Development*, 23(1):11-20. (In Persian)



بررسی رابطه تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی و توزیع درآمد شهری و روستایی در بین استان‌های ایران

سیاوش جانی^{۱*}

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۵

چکیده

بر اساس ادبیات اقتصادی، رشد همراه با توزیع عادلانه درآمد موجب کاهش فقر است. برای تحقق این امر برخی نحوه تخصیص منابع بین بخش‌های مختلف اقتصاد را مورد توجه قرار داده و برخی دیگر نشان می‌دهند که افزایش امکانات زیر بنایی در مناطق محروم، موجب رشد توام با کاهش نابرابری در توزیع درآمد است. در این مطالعه تأثیر تخصیص منابع بین بخش‌های اصلی اقتصاد بر توزیع درآمد شهری و روستایی در مناطق مختلف (با سطوح متفاوت از برخورداری) مورد بررسی قرار گرفت و به همین منظور از اطلاعات استان‌ها برای دوره (۹۳-۱۳۸۶) در قالب الگوی پانلی استفاده گردید. نتایج الگوها نشان داد حصول به هدف رشد اقتصادی که توام با کاهش در نابرابری درآمد روستایی و شهری باشد در مناطق نیمه برخوردار از طریق افزایش سهم بخش صنعت و به خصوص بخش کشاورزی امکان‌پذیر است، اما افزایش سهم بخش‌های کشاورزی و صنعت در مناطق محروم فقط موجب کاهش نابرابری درآمد شهری است و در صورتی موجب کاهش نابرابری روستایی می‌شود که مناطق محروم نیز به امکانات زیربنایی در سطح مناطق نیمه‌برخوردار مجهز شوند. این در حالی است که در مناطق برخوردار، تغییر در تخصیص منابع بین بخش‌ها در تحقق رشد توام با توزیع مناسب درآمد شهری و روستایی کارایی ندارد.

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد شهری و روستایی، سهم بخش خدمات، سهم بخش صنعت، سهم بخش کشاورزی، مناطق محروم
طبقه‌بندی JEL: E23, D63, D31

مقدمه

بالا تری نسبت به فقرا دارند و لذا نابرابری درآمد به رشد بالا منجر می‌شود و از حاصل رشد، فقرا نیز منتفع می‌شوند. از محققین برجسته که در این زمینه تلاش نمودند می‌توان به کوزنتس^۲ (۱۹۵۵)، اهلوالیاء^۳ (۱۹۷۶)، رام^۴ (۱۹۸۸) و آناند و کانبور^۵ (۱۹۹۳) اشاره نمود. کوزنتس^۶ (۱۹۵۵) نشان داد که در مراحل اولیه توسعه، رشد اقتصادی موجب نابرابری است اما در مراحل بعدی توسعه، رشد اقتصادی منجر به برابری درآمدها می‌شود. وی توسعه اقتصادی را به عنوان فرآیندگذار از اقتصاد سنتی یا روستایی به اقتصاد نوین یا شهری مطرح می‌کند و نتیجه می‌گیرد که در مراحل اولیه توسعه، توزیع درآمد نابرابر می‌گردد، زیرا شمار کمی از مردم این توانایی را دارند که به بخش نوین یا مدرن منتقل شوند، به همین دلیل، اختلاف سطح دستمزد بین بخش سنتی و نوین زیاد است. در مراحل بعدی توسعه، توزیع درآمد رو

مروری بر ادبیات رشد و توزیع درآمد حاکی از آن است که از ابتدای قرن بیستم تا اواسط آن، توجه بیشتر اقتصاددانان کشورهای جهان به افزایش نرخ رشد اقتصادی معطوف شده بود ولی از نیمه دوم به بعد، به ویژه از دهه ۱۹۷۰ با ملاحظه افزایش شکاف درآمدی میان فقرا و ثروتمندان و همچنین تحول در آگاهی عمومی به افزایش کیفیت زندگی تأکید شده است (۳۲). بر این اساس در مباحث نظری ادبیات رشد و توزیع درآمد به دیدگاه قدیم و جدید تقسیم می‌شود. در دیدگاه قدیم تأثیر رشد بر نابرابری مورد بررسی قرار می‌گیرد. اما در دیدگاه جدید، تأثیر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در دیدگاه قدیم تصور بر این بود که ثروتمندان میل به پس‌انداز

2- Kuznets

3- Ahluwalia

4- Ram

5- Anand & Kanbur

6- Kuznets

۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ایران
(*) نویسنده مسئول: s.jani@pnu.ac.ir (Email)
DOI: 10.22067/jead2.v32i4.74895

به بهبود می‌گذارد، زیرا شمار بیش‌تری از مردم، جذب بخش نوین می‌شوند و به تدریج، به دلیل کم‌یابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزد در بخش سنتی هم افزایش می‌یابد و به سطح دستمزد بخش نوین نزدیک می‌شود براساس نظریه کوزنتس نابرابری در بخش روستایی پایین و در بخش شهری بالاست و توسعه بخش کشاورزی موجب کاهش نابرابری است (۱).

به پیروی از نظریه کوزنتس مطالعات گسترده‌ای انجام شد و برخی از این مطالعات به ترکیب ارزش افزوده بین بخش‌های اقتصاد و تأثیر آن بر نابرابری پرداخته و فرضیه کوزنتس را در این خصوص تأیید نمودند که از آن جمله می‌توان به مطالعه دستیدار^۱ (۲۰۱۲) و کایا^۲ (۲۰۱۲) و ابونوری و فراهتی (۱۳۹۵)، سلامی و انصاری (۱۳۸۸)، مهرگان و همکاران (۱۳۸۷)، خالدي و صدراشرفی (۱۳۸۴)، پرمه و دباغ (۱۳۸۲) اشاره نمود. در این مطالعات نشان داده شده که توسعه بخش کشاورزی منجر به کاهش نابرابری در جامعه شده است. درویشی (۱۳۷۵) در این زمینه بررسی خود را برای توزیع درآمد روستایی و شهری انجام داد. وی به منظور بررسی و تحلیل شدت و جهت اثر نابرابری بخشی بر توزیع درآمد در ایران، از نتایج تفصیلی بودجه خانوارها بر حسب گروه‌های هزینه‌ای در مناطق شهری و روستایی به تفکیک بخش‌های مهم اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و سایر) استفاده نموده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که توزیع هزینه در بخش کشاورزی در دو منطقه، شهری و روستایی از روند با ثبات برخوردار بوده است. همچنین توزیع هزینه در بخش صنعت روستایی از توزیع هزینه در بخش صنعت شهری از نوسان کم تری برخوردار بوده و توزیع هزینه در بخش خدمات در هر دو منطقه نسبت به سایر بخش‌ها نوسان زیادی داشته است. برای بررسی شدت و جهت اثر نابرابری‌های درون بخش‌ها بر نابرابری هر یک از مناطق شهری و روستایی، یافته‌ها حاکی از آن است که در مناطق شهری، اثر نابرابری در بخش صنعت بر نابرابری کل شهری بیش‌تر از دیگر بخش‌ها و در مناطق روستایی اثر نابرابری در بخش کشاورزی بر نابرابری کل روستایی بیش‌تر از دیگر بخش‌ها بوده است.

علی‌رغم اینکه دیدگاه قدیم توسط مطالعات زیادی مورد تأیید قرار گرفت و تا نیمه دوم قرن بیستم دیدگاه مسلطی بود اما طی نیمه دوم قرن بیستم برخی از کشورها به نرخ‌های رشد اقتصادی قابل توجه دست یافته‌اند، بدون اینکه درجات بالایی از نابرابری درآمدی در آنها مشاهده گردد. همچنین بسیاری از کشورها مانند کشورهای آمریکای لاتین به رغم نابرابری بسیار بالا، سابقه رشد اقتصادی ضعیفی داشته‌اند. براین اساس اقتصاددانان متعددی به بیان آثار منفی نابرابری بر رشد پرداخته و به این ترتیب دیدگاه جدید در ادبیات رشد و توزیع

درآمد شکل گرفت. در این خصوص ایون و همکاران^۳ (۱۹۹۹) نتیجه گرفتند که دیدگاه قدیم به رشد آسیب می‌زند و با نتایج تجربی مغایر است. در این دیدگاه ساز و کارهای مختلف تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی مورد تأکید است. از محققین ادبیات جدید السینا و پروتی (۱۹۹۶) و پرسون و تابلینی (۱۹۹۴) می‌باشند. براساس مطالعات انجام یافته برخی از سازوکارهای مهم که از طریق آنها نابرابری بر رشد اقتصادی مؤثر است عبارتند از:

- افزایش نابرابری در اقتصادی که بازار سرمایه آن ناقص است موجب کاهش توانایی و انگیزه افراد برای سرمایه‌گذاری می‌شود (۱۷).
- افزایش نابرابری موجب بی‌ثباتی اجتماعی و سیاسی شده، حقوق مالکیت را تضعیف نموده و ناطمینانی اقتصادی را به دنبال دارد که در مجموع سبب کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌گردد (۲).
- افزایش نابرابری موجب کاهش تعداد خانوارهای طبقه متوسط می‌گردد که موجب کاهش تقاضا شده و کاهش رشد اقتصادی را به همراه دارد (۲۸ و ۳۸).

البته اسنودان و هوارد آروین با ارائه برخی از استدلال‌ها، از جمله اینکه افزایش نابرابری توزیع مجدد را تشویق می‌کند و این امر خود زمینه اختلالات مالیاتی را بوجود می‌آورد و یا اینکه با افزایش نابرابری، رانت‌خواری و بی‌ثباتی سیاسی ترویج می‌شود معتقدند که نابرابری موجب کاهش رشد اقتصادی است. همچنین آنها با اشاره به نظریه «فشار بزرگ» بیان می‌کنند که صنعتی شدن نیازمند بازار بزرگ داخلی است و در صورت افزایش نابرابری، تقاضای بازار داخلی کاهش می‌یابد و به این ترتیب نابرابری را مانعی برای صنعتی شدن اقتصاد می‌دانند.

در این میان برخی محققین از جمله آلبرتوچانگ و سزار کالدرون^۴ (۲۰۰۴)، استیج، فاستر و وودن^۵ (۲۰۰۲)، کالدرون و سرون^۶ (۲۰۰۳)، لوپز^۷ (۲۰۰۳) و فلیشر، لی و زاهو^۸ (۲۰۱۰) در بررسی‌های خود نشان دادند که بهبود در خدمات زیر بنایی می‌تواند نابرابری درآمدها را کاهش داده و رشد اقتصادی را افزایش دهد. ایده اصلی این مطالعات این است که توسعه زیر بناها علاوه بر افزایش درآمد متوسط، سطح درآمد و رفاه مردم فقیر را نیز افزایش می‌دهد. دراین خصوص واریومندوزا^۹ (۲۰۱۷) با تأکید بر امکانات زیر بنایی ایالات های مختلف چین معتقد است که رشد توام با توزیع عادلانه درآمد

3- Aghion et al.

4- Alberto Chong and Cesar Calderon

5- Estache, Foster and Wodon

6- Calderon and Servén

7- Lopez

8- Fleisher, Li, and Zhao

9- Valerio Mendoza

1- Dastidar

2- Kahya

وارلیومندوزا^۵ (۲۰۱۷) نیز با تأکید بر امکانات زیربنایی مناطق مختلف چین و با تأکید بر اینکه مطالعات قبلی از شاخص‌های کمتری برای نشان دادن توسعه زیربنای استفاده نموده‌اند، به بررسی توسعه زیربنای و معرفی شاخص برای هر کدام از آنها پرداخته و با تحلیل سازو کار تأثیر هر کدام از زیربنای بر نابرابری درآمدها براساس مطالعات قبلی نتیجه می‌گیرد که رشد توأم با توزیع عادلانه درآمد زمانی حاصل می‌شود که مناطق دورافتاده و محروم نیز به امکانات زیربنایی دسترسی داشته باشند.

کورالا و کورالا (۲۰۱۶) به بررسی فقر و توزیع درآمد در کشورهای با درآمد پایین پرداخته و با تمرکز بر سیاست‌های مالی دولت، عوامل مؤثر بر فقر و توزیع درآمد را در این کشورها مورد بررسی قرار می‌دهد و براساس تحلیل‌های علی نتیجه می‌گیرد که منظور اثربخشی سیاست‌های مالی دولت در کشورهای مذکور لازم است در این کشورها توسعه و تحقیقات کشاورزی مورد حمایت قرار گیرد. فیشر، لی و زاهو^۶ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و نابرابری منطقه‌ای در چین نشان می‌دهند که اگر سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های ارتباطات برای مناطق محروم صورت گیرد موجب بهبود رشد اقتصادی و کاهش نابرابری می‌گردد. همچنین آنها نشان می‌دهند سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های ارتباطات برای مناطق توسعه یافته موجب تشدید نابرابری می‌شود. زیالو^۷ (۲۰۰۶) در بررسی خود تحت عنوان نابرابری در چین و مؤلفه‌های مؤثر بر آن، نشان می‌دهد که تسهیلات حمل و نقل و زیرساخت‌های مرتبط با ارتباطات از طریق ایجاد فرصت‌های شغلی برای مناطق محروم کاهش نابرابری در درآمدها را سبب می‌شود.

کالدرون و سرون^۸ (۲۰۰۳) براساس داده‌های سری زمانی (۱۹۸۰-۲۰۰۰) آمریکای لاتین، ابعاد اقتصاد کلان زیربنای را بر رشد و توزیع مورد توجه قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از آن بود که بهبود در خدمات زیربنایی نابرابری را در آمریکای لاتین کاهش داده و به بهبود رشد اقتصادی کمک نموده است.

فان و همکاران^۹ (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «رشد، نابرابری و فقر در نواحی روستایی چین به بررسی نقش سرمایه‌گذاری دولتی در این زمینه در قالب معادلات همزمان برای سال‌های ۱۹۷۸-۹۷ پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که افزایش اعتبارات دولتی و توسعه تحقیق و توسعه کشاورزی، آبیاری، آموزش روستایی و زیر بناها (جاده، برق و ارتباطات) نه تنها باعث افزایش رشد تولید کشاورزی شده است، بلکه فقر روستایی و نابرابری منطقه‌ای را نیز کاهش داده است.

زمانی حاصل می‌شود که مناطق دورافتاده و محروم نیز به امکانات زیربنایی دسترسی داشته باشند. در این مطالعات نشان داده شده است که توسعه زیر بناها ضمن کمک به رشد اقتصادی، موجب بهبود در توزیع درآمدها نیز می‌شود.

دلایل تأثیر توسعه زیر بناها بر رشد اقتصادی در بسیاری از مطالعات از جمله مطالعه اگنور و مورنو دادسن^۱ (۲۰۰۶) براساس تأثیر زیربنای بر بهره‌وری نیروی کار، سلامت، تغذیه، آموزش و همچنین تداوم سرمایه‌گذاری توضیح داده شده است که موجب رشد اقتصادی در مناطق محروم است. اما در خصوص تأثیر توسعه زیر بناها بر بهبود توزیع درآمد، استیج، فاستر و وودن بیان می‌کند که با توسعه زیر بناها مردم مناطق محروم به فعالیت‌های اصلی اقتصاد دسترسی پیدا نموده و همین امر موجب افزایش فرصت‌های کسب درآمد برای آنها می‌شود. همچنین کانون و لیو^۲ (۱۹۹۷) نشان می‌دهند که توسعه زیر بناها در مناطق فقیرنشین موجب کاهش هزینه‌های تولید و مبادله شده و به این ترتیب درآمد مردم فقیر افزایش می‌یابد.

علاوه بر موارد فوق در برخی بررسی‌ها به این موضوع تأکید می‌شود که دسترسی به زیربنای در مناطق محروم، ارزش‌های فقر را افزایش می‌دهد. به عنوان مثال در تحقیقات اخیر ارزش‌های مناطق کشاورزی فقیرنشین براساس فاصله آنها از بازار محصولات کشاورزی ارزیابی می‌شود و لذا اصلاح در ارتباطات و خدمات جاده‌ای، بازده زمین‌های کشاورزان فقیر را افزایش داده و موجب افزایش درآمد آنها می‌شود (۲۱). در این خصوص یرزی جاک و پکاسویچ^۳ (۲۰۱۸) به بررسی توزیع درآمد کشاورزان در مناطق مختلف لهستان پرداخته و براساس داده‌های بودجه خانوار سال ۲۰۱۵ و تحلیل‌های استنباطی نتیجه می‌گیرند که بیشترین نابرابری درآمد کشاورزان مربوط به مناطق شمالی کشور لهستان است که کشاورزان ثروتمندی را در خود جای داده است و کمترین نابرابری درآمد مربوط به کشاورزانی است که در منطقه جنوب غربی لهستان ساکن بوده و هیچکدام ثروتمند نیستند. همچنین سینگ^۴ و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تغییرات ساختاری در منابع درآمدی کشاورزان و رابطه آن با نابرابری درآمد در مناطقی که دارای زمین‌های کشاورزی کوچک است، پرداخته و نتیجه می‌گیرند که توزیع نابرابر زمین بین کشاورزان موجب افزایش نابرابری درآمد کشاورزان شده است. این در حالی است که درآمد حاصل از حقوق و دستمزد (که ممکن است از شاغل شدن روستائیان در بخش خدمات و صنایع حاصل شده باشد) و همچنین درآمد حاصل از پرورش دام موجب برابر شدن درآمد کشاورزان می‌گردد.

5- Valerio Mendoza
6- Fleisher, Li, and Zhao
7- Xiaolu
8- Calderon and Serven
9- Fan & et al

1- Agenor and Moreno-Dodson
2- Gannon and Liu
3- Jedrzejczak and Pekasiewicz
4- Singh

بخش‌های مختلف اقتصاد و توزیع درآمد روستایی و شهری در ایران به تفکیک استان‌های محروم و برخوردار از امکانات مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از انجام این کار شناسایی رویکردی از تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی در گروه‌های مختلف از استان‌های کشور است که منجر به کاهش نابرابری روستایی و شهری می‌گردد.

مواد و روش‌ها

در این قسمت الگویی به منظور بررسی رابطه بین تخصیص منابع بین بخش‌های مختلف و توزیع درآمد روستایی و شهری معرفی می‌شود.

با عنایت به اینکه هر اقتصادی از سه بخش اصلی کشاورزی، صنعت و خدمات تشکیل شده است. به منظور بررسی تأثیر تغییر در تخصیص منابع بین بخش‌ها بر نابرابری درآمد روستایی و شهری به پیروی از دستیار (۲۰۰۴ و ۲۰۱۲) و همچنین کایا (۲۰۱۲)، شاخص نابرابری درآمد روستایی و شهری تابعی از سهم بخش‌های اقتصادی به شرح زیر منظور می‌شود.

$$G = f(sha, shl, shs) \quad (۱)$$

در معادله (۱)، G ، sha ، shi و shs به ترتیب به ضریب جینی (شهری و روستایی)، سهم‌های بخش کشاورزی، صنعت و خدمات از تولید ناخالص داخلی است. هر باز ضریب جینی را می‌توان به یکی از صورت‌های زیر نوشت:

$$G = F((100 - sha - shl), sha, ahl)$$

$$G = F((100 - sha - shs), sha, ahs)$$

$$G = F((100 - shl - shs), shl, ahs)$$

با در نظر گرفتن روابط خطی بین متغیرها، معادلات فوق را می‌توان به صورت زیر تصریح نمود.

$$G = \alpha_1 + \alpha_{12}sha + \alpha_{13}shl + v_1 \quad (۲)$$

$$G = \alpha_2 + \alpha_{22}sha + \alpha_{23}shs + v_2 \quad (۳)$$

$$G = \alpha_3 + \alpha_{32}shl + \alpha_{33}shs + v_3 \quad (۴)$$

هر یک از معادلات فوق شامل سهم ارزش افزوده دو بخش از سه بخش اقتصاد است. با عنایت به اینکه مجموع سهم سه بخش از اقتصاد برابر ۱۰۰ است. سهم بخش غایب در اقتصاد به عنوان سهم باقیمانده تلقی خواهد شد. براین اساس ضرایب سهم هر بخش در معادله که معادل تغییر در سهم بخش غایب است، به صورت تغییر نابرابری درآمد در اقتصاد قابل تفسیر است. به عنوان نمونه در معادله

سزار کالدرون و آلبرتوچانگ^۱ (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های مقطعی ۱۰۱ کشور به بررسی تأثیر توسعه زیر بناها بر نابرابری توزیع درآمد پرداخته و نتیجه می‌گیرند که بهبود در خدمات زیربنایی می‌تواند نابرابری درآمدها را کاهش داده و رشد اقتصادی را افزایش دهد.

راولیان و دات^۲ (۲۰۰۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «چرا رشد اقتصادی در برخی از ایالات هندوستان نسبت به سایر ایالت‌ها فقرگراتر بوده است؟» با استفاده از آمارهای ۱۹۶۰-۱۹۴۲ دریافتند که عملکرد بالای کشاورزی، هزینه‌های توسعه ایالتی بیشتر، تولید غیر کشاورزی بالاتر و نرخ تورم پایین‌تر باعث کاهش فقر شده است. لیکن بخش غیر کشاورزی، موجب کاهش قابل ملاحظه‌ای در شاخص‌های فقر در برخی از ایالت نسبت به دیگر ایالت‌ها شده است. ترکمانی و جمالی مقدم (۱۳۸۴) با معرفی متغیرهای تأثیرگذار بر فقر روستایی مشتمل بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی، نرخ دستمزد، اشتغال غیر کشاورزی، آبیاری، طول جاده و نرخ باسوادی در قالب سیستم معادلات نشان داد که سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی، جاده سازی، تحقیق و ترویج کشاورزی و آبیاری به ترتیب دارای بیش ترین تأثیر بر کاهش فقر روستایی هستند.

کرمی و همکاران (۱۳۷۹) با رویکرد تحقیق پیمایشی به بررسی تأثیر استفاده از فن‌آوری آبیاری بارانی بر میزان فقر و نابرابری روستایی در جامعه روستایی استان فارس پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که به دلیل محدودیت‌های نهادی، جهت‌گیری سازمان‌های دست‌اندرکار در عمل به سوی اعضای غنی‌تر نظام اجتماعی است. این روند، در عمل منجر به افزایش شکاف اجتماعی میان کشاورزان شده است.

با عنایت به مراتب فوق چنین استنباط می‌شود که تأکید بر رویکرد خاصی از تخصیص منابع در رشد اقتصادی، امکان حصول به توزیع مناسب درآمد را در مناطق روستایی و شهری می‌تواند فراهم نماید. البته لازم است به سطح توسعه و برخورداری مناطق در این خصوص توجه شود. به عبارتی بررسی تحولات ادبیات رشد و توزیع درآمد و همچنین عنایت به نتایج مطالعات فوق، این سوال را مطرح می‌کند که آیا تخصیص خاصی از منابع بین بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله جابجایی منابع از بخش‌های خدمات و صنعت به بخش کشاورزی موجب بهبود توزیع درآمد روستایی می‌شود؟ آیا می‌توان با تأکید بر قاعده خاصی از تخصیص منابع بین بخش‌ها، نابرابری درآمد شهری و روستایی را به صورت همزمان کاهش داد؟ آیا قاعده مذکور برای مناطق محروم و برخوردار یکسان عمل می‌کند؟ با عنایت به مراتب فوق در این مطالعه رابطه تخصیص منابع بین

1- Alberto Chong and Cesar Calderon

2- Ravalion and Datt

اول اگر $\frac{\Delta Gr}{\Delta Sha} < 0$ باشد، نشان می‌دهد که با کاهش سهم یک درصدی بخش خدمات، به فرض ثابت ماندن سهم سایر بخش‌ها، سهم بخش کشاورزی یک درصد افزایش می‌یابد که این موجب کاهش نابرابری در توزیع درآمد به مقدار $\frac{\Delta Gr}{\Delta Sha}$ می‌شود.

نتایج و بحث

در این قسمت ابتدا استان‌های کشور به تفکیک مناطق محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار تقسیم شده و در ادامه الگوی معرفی شده در بخش قبلی به تفکیک مناطق مذکور طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۹۳) برآورد می‌شود.

سنجش سطح توسعه مناطق و تقسیم‌بندی استان‌های کشور به مناطق محروم و برخوردار در بسیاری از مطالعات توسط برخی سازمان‌ها و محققین براساس روش‌ها و شاخص‌های مختلف صورت گرفته است. که از میان آنها می‌توان به ربردست (۱۳۸۲)، قدیری معصوم و حبیبی (۱۳۸۳)، رضوانی و صحنه (۱۳۸۴)، بدری و اکبریان (۱۳۸۵) و شیخ بگلو (۱۳۹۰) اشاره نمود که در این میان طبقه‌بندی

استان‌های کشور در مطالعه شیخ بگلو، به دلیل جامعیت آن در بسیاری از ابعاد از جمله تکنیک‌های مورد استفاده، همه جانبه بودن شاخص‌های مورد استفاده و مهم‌تر از همه تأکید آن بر بخش کشاورزی، زیربناها، امکانات آموزشی و بهداشتی استان در این مطالعه ملاک عمل قرار گرفت. مؤلف در این طبقه‌بندی از ۴۰ شاخص در ابعاد مختلف استفاد نموده است. سنجش سطح توسعه استان‌ها در مطالعه شیخ بگلو با استفاده از روش‌های مختلف از جمله تاکسونومی، رویکرد ایده‌آل تاپسیس، شاخص درجه توسعه موریس و روش شاخص‌بندی صورت گرفته که در نهایت مؤلف ترکیبی از نتایج حاصل از شیوه‌های مختلف را تلفیق می‌نماید و شاخص نهایی را ارائه می‌نماید.

در این مطالعه شاخص نهایی مطالعه شیخ بگلو که در جدول ۱ ارائه شده، به عنوان ملاک تعیین مناطق محروم و برخوردار قرار گرفت. به این ترتیب ۱۰ استان اول جزو مناطق برخوردار، ۱۰ استان دوم به عنوان مناطق نیمه برخوردار و ۱۰ استان آخر به عنوان مناطق محروم مد نظر قرار گرفتند.

جدول ۱- رتبه‌بندی استان‌های کشور
Table 1- Country provinces' Ranking

رتبه	استان	رتبه	استان	رتبه	استان
Rank	Province	Rank	Province	Rank	Province
21	کرمانشاه	11	خراسان رضوی	1	سمنان
22	کردستان	12	آذربایجان شرقی	2	Tehran
23	خراسان جنوبی	13	گلستان	3	Mazandaran
24	لرستان	14	چهارمحال بختیاری	4	اصفهان
25	خوزستان	15	همدان	5	Yazd
26	کرمان	16	بوشهر	6	Fars
27	ایلام	17	اردبیل	7	قم
28	خراسان شمالی	18	زنجان	8	Gilan
29	هرمزگان	19	کهگیلویه و بویراحمد	9	Qazvin
30	سیستان و بلوچستان	20	آذربایجان غربی	10	Markazi
	Sistan and Baluchestan		West Azerbaijan		

Source: Shaykh-baygloo (2012)

مأخذ: شیخ بگلو (۱۳۹۲)

بیان شد، ضرایب برآورد شده برای سهم بخش‌ها در الگو نشان دهنده تأثیر انتقال ارزش افزوده بخش غایب در الگو به سایر بخش‌ها است. به عنوان مثال در قسمت الف جدول ۵، نتایج الگوی (۲) برای کل مناطق، ضریب برآورد شده برای سهم بخش کشاورزی را (۰/۱۳-) می‌باشد که نشان می‌دهد با انتقال یک درصد از سهم بخش خدمات (بخش غایب در این حالت) به بخش کشاورزی، نابرابری درآمد روستایی به میزان ۰/۱۳ کاهش می‌یابد.

با عنایت به توضیحات فوق و براساس نتایج الگوی (۲) قسمت الف جدول ۵، انتقال ارزش افزوده خدمات به بخش کشاورزی و صنعت موجب کاهش نابرابری درآمد در مناطق روستایی است. همچنین براساس نتایج الگوی (۳) قسمت الف جدول ۵، انتقال ارزش افزوده از بخش صنعت به کشاورزی موجب کاهش نابرابری درآمد در مناطق روستایی و انتقال ارزش افزوده از بخش صنعت به خدمات موجب افزایش نابرابری روستایی است. نتایج الگوی (۴) قسمت الف جدول ۵ نیز مؤید نتایج دو الگوی قبلی بوده و نشان می‌دهد که انتقال ارزش افزوده از بخش کشاورزی به صنعت و خدمات موجب افزایش نابرابری روستایی است. این نتایج نشان می‌دهند که توسعه بخش کشاورزی نسبت به دو بخش خدمات و صنعت و همچنین توسعه بخش صنعت نسبت به بخش خدمات موجب کاهش نابرابری درآمد در مناطق روستایی است که با فرضیه کوزنتس مبنی بر پایین بودن نابرابری در بخش کشاورزی سازگار است.

نتایج فوق در حالی برای کل مناطق صادق است که بررسی خروجی الگوها به تفکیک مناطق محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار نشان می‌دهد نتایج مذکور فقط برای مناطق نیمه برخوردار معنی‌دار است و در سایر مناطق (مناطق محروم و برخوردار) معنی‌دار نیست. البته علامت ضرایب برآورد شده برای مناطق محروم و برخوردار در هر سه الگو هم جهت با ضرایب برآورد شده الگوها برای کل مناطق است. همچنین اندازه ضرایب در مناطق نیمه برخوردار بیشتر از مناطق برخوردار و آنهم بیشتر از مناطق محروم است.

به منظور بررسی بیشتر، نتایج فوق در خصوص توزیع درآمد روستایی به دو بخش تقسیم می‌شود. بخش اول نتایج در خصوص مقایسه بین مناطق محروم و نیمه‌برخوردار است که نشان می‌دهد در مناطق محروم توسعه بخش کشاورزی نسبت به دو بخش دیگر در کاهش نابرابری درآمد روستایی مؤثر نیست و در مقابل توسعه بخش کشاورزی در مناطق نیمه برخوردار موجب کاهش نابرابری است، این نتایج با یافته‌های بررسی‌های آلبرتوچانگ و سزار کالدرون (۲۰۰۱)، استیج، فاستر و وودن (۲۰۰۲) لوئیس و کالدرون و سرون (۲۰۰۳)، لویز (۲۰۰۳) که بیان می‌کنند با توسعه زیر بناها، رشد اقتصادی با توزیع درآمد متعادل همراه می‌شود، سازگار است. به این معنی که با حرکت از مناطق محروم به مناطق نیمه‌برخوردار، توسعه بخش کشاورزی با

به منظور اجتناب از رگرسیون کاذب لازم است قبل از برآورد الگو، مانایی متغیرها آزمون شوند. آزمون‌های مانایی داده‌های تابلویی معمولاً می‌تواند از دو روش آزمون ریشه واحد برای داده‌های مشترک^۱ و آزمون ریشه واحد برای هر مقطع^۲ صورت پذیرد. در این خصوص لوین، لین و چو^۳ (۲۰۰۲) نشان دادند که در داده‌های تابلویی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای داده‌های مشترک، دارای قدرت بیش‌تری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه می‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۵). لذا در این مطالعه برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون لوین، لین و چو استفاده گردید. نتایج آزمون مانایی در جدول ۲ براساس آزمون لوین، لین و چو ارائه شده است همانطور که نتایج نشان می‌دهد همه متغیرها در سطح مانا هستند.

در تخمین داده‌های پانلی لازم است ابتدا ثابت یا تصادفی بودن اثرات مشخص شود. به منظور مشخص نمودن رویکرد اثرات ثابت یا تصادفی در داده‌های پانلی از آزمون f لیمر، هاسمن و بروش پاکان استفاده می‌شود. در جدول ۳ آزمون‌های مذکور صورت گرفته است که نتایج آن بر استفاده از اثرات ثابت برای مناطق شهری و روستایی دلالت دارد. با عنایت به قطعی بودن اثرات ثابت، نیازی به آزمون بروش پاکان نیست.

علاوه بر مشخص بودن رویکرد اثرات ثابت در داده‌های پانلی، آزمون عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس انجام می‌شود. برای بررسی خودهمبستگی در داده‌های تابلویی، از آزمون وولدریج^۴ (۲۰۰۲) استفاده می‌شود که در آن جملات اختلال از فرایند (AR_1) تبعیت می‌کنند. همچنین برای انجام آزمون ناهمسانی واریانس از آماره والد^۵ استفاده می‌شود. نتایج آزمون خود همبستگی و ناهمسانی واریانس برای الگوهای براساس داده‌های مناطق شهری و روستایی در جدول ۴، بیانگر آن است که خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای هر دو مناطق شهری و روستایی وجود دارد.

باتوجه به اینکه مدل تحقیق مناطق شهری و روستایی در مناطق محروم، برخوردار و نیمه‌برخوردار دارای ناهمسانی واریانس و خود همبستگی است، لذا از رویکرد FGLS در تخمین الگوها استفاده می‌شود که در آن طی دو مرحله مجزا نسبت به رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اقدام می‌شود. براساس توضیحات فوق، الگوهای (۱)، (۲) و (۳) معرفی شده در قسمت قبل با رویکرد FGLS، برآورد و خروجی آن در جدول ۵ به تفکیک مناطق شهری و روستایی برای سه گروه از استان‌ها محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار طی دوره (۱۳۹۳-۱۳۸۶) ارائه شده است. براساس توضیحاتی که در قسمت‌های قبلی

- 1- Common Root
- 2- Individual Root
- 3- Levin, Lin & Cho
- 4- Wooldridge
- 5- Wald Test

کاهش نابرابری روستایی همراه است. به عبارتی افزایش سهم بخش کشاورزی در مناطق محروم در صورتی که همراه با افزایش روستایی منجر می‌شود. برخورداری مناطق مذکور از امکانات باشد، به کاهش نابرابری

جدول ۲- آزمون مانایی
Table 2- Stationary Test

متغیر Variable	T	prob T	نتیجه Result
Coefficient urban Gini ضریب جینی شهری	-11	000	مانا Stationary
Coefficient rurel Gini ضریب جینی روستایی	-18	000	مانا Stationary
سهم بخش کشاورزی از تولید Agriculture sector share of Gdp	-4.7	000	مانا Stationary
سهم بخش صنعت از تولید Industry sector share of Gdp	-10	000	مانا Stationary
سهم بخش خدمات از تولید Share of Gdp services sector	-10.4	000	مانا Stationary

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- آزمون‌های f و هاسمن
Table 3- F & Hausman Test

a- Rurel region

الف- مناطق روستایی

آزمون F و هاسمن F & Hausman Test	الگوی (۲) Model (2)	الگوی (۳) Model (3)	الگوی (۴) Model (4)
F	6.6	6.6	6.6
Prob F	0/00	0/00	0/00
Chi ²	18	18	18
Prob Chi ²	0.0001	0.0001	0.0001

b- Urban region

ب- مناطق شهری

آزمون F و هاسمن F & Hausman Test	الگوی (۲) Model (2)	الگوی (۳) Model (3)	الگوی (۴) Model (4)
F	8.3	8.3	8.3
Prob F	0.00	0.00	0.00
Chi ²	21	21	21
Prob Chi ²	0/00	0/00	0/00

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- آزمون خود همبستگی و ناهمسانی واریانس
Table 4- Autocorrelation & Heteroskedasticity Test

الف- مناطق روستایی		a- Rurel Region	
الگو Model	آزمون Test	آماره آزمون (chi ² & F)	Prob
الگوی (۲)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	384	0/00
Model(2)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	16	0/00
الگوی (۳)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	384	0/00
Model(3)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	16	0/00
الگوی (۴)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	384	0/00
Model(4)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	16	0/00
ب- مناطق شهری		b- Urban Region	
الگو Model	آزمون Test	آماره آزمون (chi ² & F)	Prob
الگوی (۲)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	446	0/00
Model(2)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	23	0/00
الگوی (۳)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	446	0/00
Model(3)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	23	0/00
الگوی (۴)	ناهمسانی واریانس (chi ²) Heteroskedasticity(chi ²)	446	0/00
Model(4)	خود همبستگی (F) Autocorrelation(F)	23	0/00

Source: Research findings

مأخذ : یافته‌های تحقیق

نابرابری تأثیر ندارد. این بخش از نتایج با یافته‌های آلبرتوچانگ و سزار کالدرون (۲۰۰۴)، استیج، فاستر و وودن (۲۰۰۲)، کالدرون و سرون (۲۰۰۳)، لوپز (۲۰۰۳) همخوانی ندارد. در واقع بخش دوم نتایج

اما بخش دوم نتایج مربوط به مناطق نیمه‌برخوردار و برخوردار است که نشان می‌دهد توسعه بخش کشاورزی در مناطق نیمه برخوردار موجب کاهش نابرابری و در مناطق برخوردار بر کاهش

که حرکت از مناطق نیمه‌برخوردار به سمت مناطق برخوردار است، حاکی از آن است که با افزایش برخورداری مناطق نیمه‌برخوردار از امکانات، تأثیر توسعه بخش کشاورزی بر نابرابری روستایی کاهش می‌یابد و این نتیجه با فرضیه کوزنتس که بیان می‌کند در جوامع سنتی درآمد حاصل از تولید، به صورت برابر توزیع می‌شود، همخوانی دارد.

بررسی فوق در خصوص توزیع درآمد شهری استان‌ها به تفکیک مناطق محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار در قسمت ب جدول ۵ ارائه شده است. این نتایج حاکی از آن است که انتقال ارزش افزوده از بخش خدمات به بخش کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است و این نتیجه برای هر سه گروه از استان‌های محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار برقرار است. همچنین انتقال ارزش افزوده از بخش خدمات به صنعت در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار موجب کاهش نابرابری شهری، اما در مناطق برخوردار بر نابرابری شهری تأثیر ندارد. این نتیجه حکایت از آن دارد که در مناطق نیمه‌برخوردار و محروم منافع حاصل از بخش خدمات به صورت نابرابر توزیع می‌گردد که می‌تواند ناشی از رانت ایجاد شده در بخش خدمات برای مناطق

مذکور باشد اما در مناطق برخوردار به دلیل وجود زیرساخت‌های اطلاعاتی لازم، رقابت در بخش خدمات به اندازه رقابت در بخش صنعت حاکم بوده و لذا انتقال منابع از خدمات به صنعت تأثیری بر توزیع درآمد نداشته است. علاوه بر این انتقال ارزش افزوده از صنعت به کشاورزی در مناطق نیمه‌برخوردار موجب کاهش نابرابری شهری و در مناطق برخوردار و محروم بر شاخص نابرابری شهری تأثیر ندارد.

بررسی نتایج فوق نشان می‌دهد در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات به صنعت و کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است. علاوه بر این در مناطق شهری نیمه‌برخوردار انتقال سهم ارزش افزوده بخش صنعت به کشاورزی نیز موجب کاهش نابرابری شهری است. این در حالی است که در مناطق برخوردار فقط انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات به بخش کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است. بنابراین می‌توان گفت با حرکت از مناطق محروم به مناطق نیمه‌برخوردار اهمیت توسعه بخش کشاورزی در کاهش نابرابری شهری افزایش می‌یابد اما با حرکت از مناطق نیمه‌برخوردار به مناطق برخوردار از اهمیت بخش کشاورزی در کاهش نابرابری شهری کاسته می‌شود.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد الگوی (۲)، (۳) و (۴) به تفکیک مناطق محروم و برخوردار

Table 5- Estimate of Models 2, 3 and 4 separating to deprived, provinces with amenity and low amenity provinces

الف- مناطق روستایی (متغیر وابسته: ضریب جینی مناطق روستایی)					
a-Coefficient) Rurel rigion (Independ variale: Rurel Gini)					
الگو Model	متغیر Variable	کل مناطق All rignons	برخوردار Rignons with amenity	نیمه برخوردار Low amenity rignons	محروم Deprived rignons
الگوی (۲) Model (2)	سهم بخش کشاورزی Agriculture sector share	-0.13 (0.008)	-0.08 (0.27)	-0.25 (0.006)	-0.05 (0.6)
	سهم بخش صنعت Industry sector share	-0.05 (0.035)	-0.007 (0.88)	-0.11 (0.003)	-0.03 (0.51)
	Intercept عرض از مبدا	0.37 (0.00)	0.34 (0.00)	0.4 (0.00)	0.34 (0.00)
الگوی (۳) Model (3)	سهم بخش کشاورزی Agriculture sector share	-0.08 (0.05)	-0.074 (0.29)	-0.14 (0.031)	0.024 (0.77)
	سهم بخش خدمات Service sector share	0.05 (0.035)	0.007 (0.88)	0.11 (0.003)	0.03 (0.51)
	Intercept عرض از مبدا	0.32 (0.00)	0.35 (0.00)	0.3 (0.00)	0.31 (0.00)
الگوی (۴) Model (4)	سهم بخش صنعت Industry sector share	0.08 (0.05)	0.074 (0.29)	0.14 (0.031)	0.024 (0.77)
	سهم بخش خدمات Service sector share	0.13 (.008)	0.08 (0.27)	0.25 (.006)	0.05 (0.6)
	Intercept عرض از مبدا	0.24 (0.00)	0.27 (0.00)	0.15 (.02)	0.29 (0.00)

ب- مناطق شهری (متغیر وابسته: ضریب جینی مناطق شهری) (b-Urban region (Independ variable: Urban Gini Coefficient)

الگو Model	متغیر Variable	کل مناطق All regions	برخوردار Regions with amenity	نیمه برخوردار Low amenity regions	محروم Deprived regions
الگوی (۲) Model (2)	سهم بخش کشاورزی Agriculture sector share	-0.16 (0.00)	-0.17 (0.016)	-0.31 (0.007)	-0.2 (0.03)
	سهم بخش صنعت Industry sector share	-0.07 (0.001)	0.07 (0.14)	-0.14 (0.004)	-0.07 (0.04)
	Intercept عرض از مبدا	0.4 (0.00)	0.38 (0.00)	0.45 (0.00)	0.41 (0.00)
الگوی (۳) Model (3)	سهم بخش کشاورزی Agriculture sector share	-0.09 (0.02)	-0.1 (0.22)	-0.17 (.045)	0.13- (0.08)
	سهم بخش خدمات Service sector share	0.07 (0.001)	0.07 (0.14)	0.14 (0.004)	0.07 (0.04)
	Intercept عرض از مبدا	0.32 (0.00)	0.32 (0.00)	0.31 (0.00)	0.34 (0.00)
الگوی (۴) Model (4)	سهم بخش صنعت Industry sector share	0.09 (0.02)	0.1 (0.22)	0.17 (0.045)	0.13 (0.08)
	سهم بخش خدمات Service sector share	0.16 (0.00)	0.17 (0.016)	0.31 (0.007)	0.2 (0.03)
	Intercept عرض از مبدا	0.23 (0.00)	0.22 (0.001)	0.14 (0.1)	0.2 (0.004)

Source: Research findings

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

براساس ادبیات اقتصادی، رشد اقتصادی همراه با توزیع مناسب درآمد موجب کاهش فقر می‌شود. در این خصوص برخی از محققین سعی نمودند رویکردی از تخصیص منابع بین بخش‌های اقتصادی را معرفی کنند که از آن طریق رشد توأم با توزیع عادلانه درآمدها محقق شود و برخی دیگر نیز برخورداری مناطق از امکانات زیر بنایی را مورد تأکید قرار داده‌اند. بر این اساس در این مطالعه رابطه تخصیص منابع بین بخش‌های اصلی اقتصاد (کشاورزی، صنعت و خدمات) و توزیع درآمد شهری و روستایی در ایران به تفکیک استان‌های محروم و برخوردار از امکانات کشور مورد بررسی قرار گرفت. در انجام این بررسی نابرابری درآمد روستایی و شهری به صورت تابعی از سهم بخش‌های اقتصادی در قالب الگوی کمی به پیروی از دستیار (۲۰۱۲) و همچنین کایا (۲۰۱۲) معرفی شد که با استفاده از اطلاعات استان‌ها طی دوره (۱۳۹۳-۱۳۸۶) در قالب داده‌های پانلی برآورد گردید.

نتایج حاصل از برآورد الگو در مناطق محروم و برخوردار نشان داد که اثر تغییر سهم بخش‌ها از تولید بر نابرابری روستایی معنی‌دار نیست، اما نتایج الگو برای مناطق نیمه‌برخوردار حاکی از آن بود که انتقال ارزش افزوده خدمات به بخش کشاورزی و صنعت و همچنین انتقال ارزش افزوده از بخش صنعت به کشاورزی موجب کاهش

نابرابری روستایی است. علاوه بر این انتقال ارزش افزوده از بخش صنعت به خدمات و انتقال ارزش افزوده از بخش کشاورزی به صنعت و خدمات موجب افزایش نابرابری روستایی است. این نتایج نشان می‌دهد که توسعه بخش کشاورزی نسبت به دو بخش خدمات و صنعت و همچنین توسعه بخش صنعت نسبت به بخش خدمات موجب کاهش نابرابری روستایی است که با فرضیه کوزنتس مبنی بر پایین بودن نابرابری در بخش کشاورزی سازگار است.

نتایج فوق حکایت از آن داشت که با حرکت از مناطق محروم به مناطق نیمه‌برخوردار، افزایش سهم بخش کشاورزی منجر به کاهش نابرابری درآمد روستایی می‌شود. اما با حرکت از مناطق نیمه‌برخوردار به سمت مناطق برخوردار، افزایش سهم بخش کشاورزی با کاهش نابرابری روستایی همراه نیست. به عبارتی بخش اول نتایج (حرکت از مناطق محروم به مناطق نیمه‌برخوردار) سازگار با مطالعاتی است که بیان می‌کنند با توسعه زیر بناها، رشد اقتصادی با توزیع درآمد متعادل همراه می‌شود و بخش دوم نتایج (حرکت از مناطق نیمه‌برخوردار به سمت مناطق برخوردار) با فرضیه کوزنتس همخوانی دارد.

همچنین نتایج حاصل از برآورد الگو در خصوص توزیع درآمد شهری استان‌ها به تفکیک مناطق محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار حاکی از آن بود که انتقال ارزش افزوده از بخش خدمات به بخش کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است و این نتیجه برای هر سه گروه از استان‌های محروم، نیمه‌برخوردار و برخوردار برقرار است.

قسمت ادبیات موضوع به آنها اشاره شد و از آن جمله می‌توان به وارلیومندوزا (۲۰۱۷) اشاره نمود، برخورداری مناطق محروم از امکانات موجب رشد اقتصادی است و توسعه بخش کشاورزی به این صورت براساس مطالعات مذکور و سایر مطالعات از جمله بررسی‌های صورت گرفته توسط پرمه و دباغ (۱۳۸۲)، مهرگان و همکاران (۱۳۸۷)، ابونوری و فراحتی (۱۳۹۵) موجب بهبود توزیع درآمد کل جامعه است. براین اساس تجهیز مناطق محروم به امکانات زیربنایی و توجه به افزایش سهم بخش کشاورزی در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار موجب رشد اقتصادی بخش کشاورزی و بهبود توزیع درآمد روستایی است که منجر به تحقق همزمان دو هدف رشد و بهبود توزیع درآمد در کل جامعه شده و انتظار می‌رود کاهش فقر را در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار به دنبال داشته باشد.

همچنین بررسی نتایج در خصوص توزیع درآمد شهری نشان می‌دهد در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات به صنعت و کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است. علاوه بر این در مناطق شهری نیمه‌برخوردار انتقال سهم ارزش افزوده بخش صنعت به کشاورزی نیز موجب کاهش نابرابری شهری است. این در حالی است که در مناطق برخوردار فقط انتقال سهم ارزش افزوده از بخش خدمات به بخش کشاورزی موجب کاهش نابرابری شهری است. بنابراین می‌توان گفت با حرکت از مناطق محروم به مناطق نیمه‌برخوردار اهمیت توسعه بخش کشاورزی در کاهش نابرابری شهری افزایش می‌یابد اما با حرکت از مناطق نیمه‌برخوردار به مناطق برخوردار از اهمیت بخش کشاورزی در کاهش نابرابری شهری کاسته می‌شود.

در پایان با عنایت به نتایج این مطالعه چنین استنباط می‌شود که افزایش سهم بخش کشاورزی در مناطق برخوردار، کارایی لازم را به منظور کاهش نابرابری روستایی در ساختارهای فعلی ندارد، اما موجب کاهش نابرابری شهری و در نتیجه موجب کاهش نابرابری درآمد کل جامعه در مناطق مذکور است. لذا علی‌رغم اینکه در مطالعات انجام شده توسط پرمه و دباغ (۱۳۸۲)، مهرگان و همکاران (۱۳۸۷)، ابونوری و فراحتی (۱۳۹۵) بر توسعه بخش کشاورزی به منظور بهبود توزیع درآمد کل جامعه تأکید شده است، اما براساس نتایج مطالعه حاضر و با عنایت به تجمع اکثریت فقرا در روستاها می‌توان بیان نمود که توسعه بخش کشاورزی در مناطق برخوردار علی‌رغم اینکه موجب بهبود توزیع درآمد کل جامعه است اما از کارایی لازم برای کاهش فقر جامعه در مناطق مذکور برخوردار نیست. از این رو لازم است قواعد و نهادهایی که در مناطق برخوردار بر توزیع درآمد روستایی و کل جامعه مؤثر هستند، تحلیل و مورد بازبینی قرار گیرند.

این در حالی است که انتقال سهم بخش خدمات و صنعت به کشاورزی فقط در مناطق محروم موجب کاهش نابرابری روستایی است. همچنین انتقال ارزش افزوده از بخش خدمات به صنعت در مناطق محروم و نیمه‌برخوردار موجب کاهش نابرابری شهری، اما در مناطق برخوردار بر نابرابری شهری تأثیر ندارد. این نتیجه حکایت از آن دارد که در مناطق نیمه‌برخوردار و محروم منافع حاصل از بخش خدمات به صورت نابرابر توزیع می‌گردد که می‌تواند ناشی از رانت ایجاد شده در بخش خدمات برای مناطق مذکور باشد اما در مناطق برخوردار به دلیل وجود زیرساخت‌های اطلاعاتی لازم، رقابت در بخش خدمات به اندازه رقابت در بخش صنعت حاکم بوده و لذا انتقال منابع از خدمات به صنعت تأثیری بر توزیع درآمد نداشته است. علاوه بر این انتقال ارزش افزوده از صنعت به کشاورزی در مناطق نیمه‌برخوردار موجب کاهش نابرابری شهری و در مناطق برخوردار و محروم بر شاخص نابرابری شهری تأثیر ندارد.

بررسی نتایج الگوها برای استان‌های نیمه‌برخوردار در مناطق روستایی و شهری نشان داد که اثرات جابجایی سهم‌های تولیدی بین بخش‌های اقتصادی بر شاخص نابرابری در مناطق مذکور معنی‌دار بوده و نتایج یکسانی برای مناطق شهری و روستایی دارد. همچنین مقایسه نتایج الگوها برای مناطق روستایی و شهری حاکی از آن بود که انتقال سهم خدمات به بخش کشاورزی در مناطق برخوردار و محروم هر چند بر نابرابری روستایی تأثیر ندارد، اما موجب کاهش نابرابری مناطق شهری است. از طرفی انتقال سهم خدمات به بخش صنعت در مناطق محروم موجب کاهش نابرابری شهری است، اما بر نابرابری روستایی تأثیر ندارد.

بررسی نتایج فوق نشان می‌دهد که در مناطق نیمه‌برخوردار رویکرد خاصی از تخصیص منابع بین بخشی وجود دارد که تأکید بر آن موجب کاهش نابرابری روستایی و شهری به صورت همزمان می‌شود که در نهایت کاهش فقر را به دنبال دارد. اما در مناطق محروم و برخوردار، بسیاری از رویکردهای تخصیص منابع بین بخشی، بر توزیع درآمد شهری و روستایی تأثیر نداشته و برخی دیگر از رویکردهای تخصیص منابع در مناطق مذکور که موجب کاهش نابرابری شهری و به تبع آن کاهش نابرابری در جامعه است، بر توزیع درآمد اقشار کم درآمد و فقیر جامعه (روستائیان) تأثیر ندارد.

براساس نتایج فوق، به منظور کاهش نابرابری روستایی در مناطق محروم لازم است افزایش سهم بخش کشاورزی از تولید، همزمان با افزایش برخورداری مناطق مذکور از امکانات زیربنایی مورد توجه قرار گیرد تا با قرارگرفتن مناطق محروم در سطح مناطق نیمه‌برخوردار، رشد مناطق مذکور و بهبود توزیع درآمد روستایی به صورت همزمان حاصل شود. این در حالی است که براساس نتایج مطالعاتی که در

منابع

1. Abounoori E., and Farahati M. 2016. The structure of production and income distribution in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 9(32): 1-23. (In Persian)
2. Alesina A., and Perotti R. 1996. Income distribution, political instability and investment. *European Economic Review*, 40: 1203-1228
3. Anand S., and Kanbur R. 1993. The Kuznets process and the inequality-development relationship. *Journal of Development Economics*, 40: 25-52.
4. Agenor P.R., and Moreno-Dodson B. 2006. Public Infrastructure and Growth: New Channels and Policy Implications. *World Bank Policy Research Working Paper* 4064.
5. Aghion P., Caroli E., and Garcia-Penalosa C. 1999. Inequality and economic growth; the perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4): 1615-1660.
6. Ahluwalia M.S. 1976. Inequality, poverty and development. *Journal of Development Economics*, 6: 307-342.
7. Badri S.A., and Akbarian Ronizi S.R. 2006. The comparative study on application of assessment methods of the development in the regional studies the case: Esfarayen County. *Geography and Development Iranian Journal*, 4(7): 5-22. (In Persian)
8. Baltagi B.H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. Third Edition. New York, John Wiley and Sons.
9. Calderon C., and Servén L. 2003. Macroeconomic Dimensions of Infrastructure in Latin America. Presented at the Fourth Annual Stanford Conference on Latin American Economic Development.
10. Calderon C., and Chong A. 2004. Volume and quality of infrastructure and the distribution of income: An empirical investigation. *Review of Income and Wealth*, 50: 87-105.
11. Darvishi E. 1996. Analyzing impact of Economy inequality on income Distribution in Iran. Thesis for The degree of M.A, Mazandaran University, Mazandaran, Iran.
12. Dastidar A. 2012. Income distribution and structural transformation: Empirical evidence from developed and developing countries. *Seoul Journal of Economics*, 25(1): 25-56.
13. Estache A., Foster V., and Wodon Q. 2002. Accounting for Poverty in Infrastructure Reform: Learning from Latin America's Experience. *WBI Development Studies*, Washington, DC: The World Bank.
14. Fan S., Zhang L., and Zhang X. 2002. Growth, Inequality and Poverty in Rural China ,www.ifpri.org.
15. Fleisher B., Li H., and Zhao M.Q. 2010. Human capital, economic growth, and regional inequality in China. *Journal of Development Economics*, 92: 215-231.
16. Gannon C., and Liu Z. 1997. Poverty and Transport. Washington DC: The World Bank, Mimeo.
17. Galor O., and Zeira J. 1993. Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60(1): 35-52
18. Ghadir-Masim M., and Habibi K. 2003. Measuring and analyzing development in the cities and counties of the Golestan province. *Annually Nameh-Ye Olum-e Ejtemai*, 11(3): 147-170.
19. Jacoby H. 2000. Access to rural markets and the benefits of rural roads. *The Economic Journal*, 110: 713-37.
20. Jedrzejczak A., and Pekasiewicz D. 2018. Differentiation of income distribution of farmers' households in the Polish macro-regions. *Problems of Agricultural Economics*, 3(356): 150-167.
21. Kahya M. 2012. Structural Change, income distribution and poverty in asean-4 countries. *School of Economics and Management*, LUND University.
22. Kuznets S. 1955. Economic growth and income inequality. *American Review*, 45(1): 1-28.
23. Khaledi K., and Sadr Alashrafi S.M. 2005. Study the Relationship between Growth Rate of Agriculture setor and income diatrubtion in rural area of Iran. *Quarterly Journal of Agricultural Sciences*, 11(2): 25-40. (In Persian)
24. Karami E.A., Nasrabadi A., and Rezai Moghaddam K. 2000. Consequence of sprinkler irrigation diffusion on the rural poverty and inequalities. *Quarterly Eqtesad-e Keshavarzi va Towse'e*, 8(3): 163-186. (In Persian)
25. Koirala D.P., and Koirala N.P. 2016. Poverty and inequality across the nations: How can governments be effective in coping? *Economy*, 3(1): 24-30.
26. Lopez H. 2003. Macroeconomics and Inequality. *The World Bank Research Workshop. Macroeconomic Challenges in Low Income Countries*, October.
27. Mehregan M., Musai M., and Keihani Hekmat R. 2008. The economic growth and income distribution in Iran. *Social Welfare Quarterly*, 7(28): 57-87. (In Persian)
28. Murphy K.M., Shleifer A., and Vishny R.W. 1989. Income distribution. *Market Size and Industrialization*, *Quarterly Journal of Economics*.
29. Persson T., and Tabellini G. 1994. Is Inequality Harmful for Growth? .*American Economic Review*, 84: 601-621.
30. Perme Z., and Dabagh R. 2003. A study of income distrubtion in Iran social accounting matrix. *Quarterly Iranian Journal of Trade Studies (IJTS)*, 7(27): 139-167. (In Persian)

31. Ram R. 1988. Economic development and income inequality: Further evidence on the U curve hypothesis. *World development*, 16(11): 1371-1375.
32. Rasekhei S., and Soraya M. 2017. The impact of tourism on D-8 countries' income distribution. *Majlis and Rahbord*, 24(90): 309-336. (In Persian)
33. Ravallion M., and Datt G. 2002. Why has economic growth been more Pro-Poor in some of India than others? *Journal of Development Economics*, 68: 381-400.
34. Rezvani M.R., and Shahneh B. 2005. Measuring level of development in rural areas of Iran drawing upon fuzzy logic method. *Quarterly Rooata Va Towse'e*, 8(3): 1-32.
35. Salami H., and Ansari V. 2009. The role of agriculture in job creation and income distribution: A path decomposition analysis. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 2-40(3): 1-20. (In Persian)
36. Shaykh-baygloo R. 2012. Identifying deprived regions of Iran by composite ranking. *Quarterly Research and Urban Planning*, 2(7): 53-70.
37. Singh S.R., Datta K.K., Thakar K.P., and Soumya C. 2018. Agricultural economics research review, 31: 195-207.
38. Todaro M.P. 1997. Population Growth and Economic Development: Causes, Consequences, and Controversies. In M.P.Todaro (Ed.), *Reflections on Economic Development: The selected essays of Michael P. Todaro*. Aldershot, Hants, Edward Elgar.
39. Torkamani J., and Jamalimogadam E. 2006. Effects of government expenditure on poverty reduction in rural Areas of Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(25): 153-174.
40. Valerio Mendoza C.M. 2017. Infrastructure Development, Income Inequality and Sustainability the People's Republic of China. *ADB Working Paper Series*, No.713.
41. Xiaolu W. 2006. Income Inequality in China and its Influencing Factors. *Research Paper. UNU-WIDER No. 2006/126*. ISBN 9291909106.

fixed, will increase the share of agricultural sector by one percent which consequently decreases the income distribution inequality about $\frac{\partial Gr}{\partial Sha}$.

Conclusion: The results for rural and urban regions of the provinces with low amenity indicate that production share shifting among economic sectors will affect inequality index significantly. Added value of service sector will be transferred to agriculture and industry and also added value of industry will be passed on agriculture which will cause urban and rural inequality reduction however shifting added value of industry to service sector will cause urban and rural inequality rise. These results show that agricultural sector development compared to service and industry sectors cause rural inequality reduction while industry sector's development compared to service sector, which is due to the Kuznets theory, explain low inequality in agricultural sector. These results for deprived provinces and prosperous provinces mostly are not significant and result comparison for urban and rural regions show that service sector's share transfer to agriculture in provinces with amenity or deprived is not effective on rural inequality but decreases the urban inequality. Also service sector share transfer to industry in deprived regions cause rural inequality decrease but has no effect on rural inequality.

In order to achieve economic growth and fair income distribution synchronic in provinces with low amenity boost in share of agriculture and industry will be advised. In addition, deprived provinces should be equipped with infrastructures to reach the prosperous provinces level and by transferring the source allocation like what before mentioned, improvement in rural and urban income distribution along economic growth will happen. However, for prosperous provinces source allocation among the sectors is not efficient so it is necessary to analyze the rules and institutions that are effective on income distribution in these regions. In other words, insisting on development of agricultural sector in regions where mostly poor groups are, amenity is not effective on rural inequality. While according to the previous studies agriculture development improve society's income distribution. So in these regions it is necessary to analyze and consider the structures which are effective on rural income distribution and society.

Keywords: Deprived provinces, Economy's main sectors, Rural income distribution, Source allocation, Urban income distribution

JEL :E23, D63, D31



Analyzing the Relationship between Resource Allocation among Economic Sectors and the Urban and Rural Income Distribution in Iran

S. Jani^{1*}

Received: 21-10-2018

Accepted: 04-02-2019

Introduction: According to literature, economic growth and fair income distribution will result in poverty reduction. To realize fair income distribution and economic growth simultaneously, some scientists consider resource allocation among economic sectors and some others believe regions access to facility will lead to realize the mentioned goals simultaneously. Current study shows that infrastructure improvement by providing deprived regions to access main economic activities and therefore earning opportunity will cause deprived regions inhabitants' income to increase and income gap to decrease. Results of present study raise questions such as: "How resource transfer among economic sectors in different regions may affect rural and urban income distribution depending on the amount of their amenity?" "Does a special resource allocation among different economic sectors including resource transfer from industry and service sector to agriculture would cause rural income distribution improve?" , "Is it possible to decrease rural and urban inequality together by insisting on a special rule of resource allocation among sectors?" and "Is this rule the same for both deprived regions and enriched regions?"

Materials and Methods: In this study the analysis focused on the relationship between resource allocation among economy's main sectors (service, industry and agriculture) and the rural and urban income distribution in Iran separately in deprived provinces with amenity and semi-deprived provinces during (2007-2014) in the form of Panel data. The income inequality considered as function of economic sectors share (service, industry and agriculture) in the form of quantitative model, which examined by Dastidar (2012) and Kaya (2012) that is as follows:

$$G = f(sha, shi, shs) \quad (1)$$

In equation (1) G, Sha, Shi, Shs are rural Gini coefficient, agricultural, industry and service sector share of Gross domestic production (GDP), The Gini coefficient can be written in these ways:

$$\begin{aligned} G &= F((100 - sha - shi), sha, shi) \\ G &= F((100 - sha - shs), sha, shs) \\ G &= F((100 - shi - shs), shi, shs) \end{aligned}$$

Considering the linear relations among the factors, the above equations would be like these:

$$\begin{aligned} G &= \alpha_1 + \alpha_{12}sha + \alpha_{13}shi + v_1 \quad (2) \\ G &= \alpha_2 + \alpha_{22}sha + \alpha_{23}shs + v_2 \quad (3) \\ G &= \alpha_3 + \alpha_{32}shi + \alpha_{33}shs + v_3 \quad (4) \end{aligned}$$

Each of the equations contains the share of the added value of two economic sectors. Since the total share of three economic sectors equals 100, share of the absent sector will be the residual of the remained share. Therefore, each sector's share coefficients in the equation, which equals to the share of absent sector variation, explained as income inequality variation in economy. For example, in the first equation if $\frac{\partial Gr}{\partial Sha} < 0$ which shows that a percent decrease in share of service sector, with the assumption that the share of other sectors be

1- Assistant Professor, Faculty of Economics, Payame Noor University (PNU), Iran

(*- Corresponding Author Email: s.jani@pnu.ac.ir)

government and reducing support on the agricultural sector gradually while taking into account all aspects. The rapid decline in government investments in this sector, especially in infrastructure investment, can reduce the growth and development of issues such as the spread of poverty and the migration of villagers. Also, as results, it is observed that the effect of development expenditures on agricultural sector is higher than current expenditures. This suggests that fixed investment and the creation of capital assets are considered as more powerful tools for the agricultural sector growth. The results of Beta convergence study indicate the convergence of agricultural sector growth among provinces of the country. By comparing two models with and without the government, although government policies and programs can increase agricultural growth, these policies have reduced the rate of convergence between the provinces. This means that the government's policies have not been successful enough to help poor provinces in the agricultural sector and the continued allocation of resources and facilities to the provinces could lead to more discrimination among the provinces. Therefore, it is suggested to focus on allocating and distributing state funds, facilities and agricultural infrastructure and services in balanced form with aim of reducing provincial imbalances.

Keywords: Beta convergence, Capital expenditures, Current expenditures, Fixed effect, Panel data



The Effect of Government Expenditure on the Growth and Convergence of the Agricultural Sector (Panal Data Approach)

A. Choobdar¹- M. Aghapour Sabbaghi^{2*}

Received: 29-07-2018

Accepted: 23-01-2019

Introduction: Considering that achieving economic growth and development is one of the most important goals of any economic system, the identification of factors affecting economic growth has long been a subject discussed by economic experts. So far, there are two general attitudes concerning government's presence in the economy. One is the attitude of the minimal government, the origin of which is the physiocratic and classical schools, and the other is the maximum government supported by schools against classics presented by Marxists and socialists. The experiences of the developed countries illustrate the fact that the development of these countries has begun with a revolution in the agricultural sector. In these countries, particular importance is usually given to extending agriculture and can be achieved in various ways, such as supplying labor, capital, raw materials, meals and foreign currency to economic development and also creating a market for manufactured goods in the industrial sector. The economic growth of this sector also has been mentioned as a driving factor in the growth of other economic sectors. Analyzing the factors influencing this growth will be an important step towards the economic development of countries. In most developing countries, the factors affecting the growth and development of the agricultural sector due to government policies, as one of the central issues, have been explored and analyzed. Given the dual nature of the effect of government size on growth in the agricultural sector, the study aimed to analyze the effects of convergence and its impact on economic growth in the country's provinces. Despite many studies in this field done in the country scale, in current study, with emphasis on the use of panel data, information from all provinces in the period is used for the estimation.

Materials and Methods: The effect of government size on economic growth has led to extensive studies that these studies have tried to explain the observed phenomena. In this study, toward analyzing the effect of size of government on the agricultural sector growth, the binomial production function of Ram was first considered and then to differentiate the effects of capital types, the generalized model of the Mankiw-Romer-Weil model (MRW) has been applied. In this study according to the model of Mankiw - Romer and Weil (MRW), capital variable is considered in its various components including physical, social and human capital. Based on this model and using panel data provinces in the period 2007-2016 the effect of government size on the agricultural sector growth is studied. Another purpose of this study is to evaluate the convergence of the agricultural sector at the province level in both absolute and conditional beta forms.

Results and Discussion: The study of beta coefficients demonstrates that there is convergence in the value added of agricultural sector across the provinces of the country. On average, it lasts about 17 years to cover half of the distance between its *initial* position and its steady state. Inclusion of the government has reduced the speed of adjustment and convergence among the provinces.

According to the results of the related tests, a fixed effect pattern has been considered for model estimation. Results denote that all variables entered in the model except labor force, have significant positive effect on the growth of agriculture. The value of coefficients for two variables, the ratio of current and development expenditures to gross domestic product, which indicates the size of government in this study, have been estimated 0.1 and 0.6 suggests that an increase in government size can have a positive effect on the agricultural sector growth. Summing up the effects of these two variables shows that despite the pursuit of privatization policy in the country with the aim of reducing the size of the state, the agricultural sector is also affected by the government and its policies and the growing state can lead to the development of agriculture and consequently to growth within the country. In the model for estimation of development expenditures, current expenditures is more influential on the agricultural sector growth.

Conclusion: The results of the study show that increasing the size of government can expand the agricultural sector growth of the country. Therefore, it is necessary to implement the policy of reducing

1 and 2- Graduated Master of Science and Assistant Professor, Department of Agricultural Management, Shoushtar Branch, Islamic Azad University, Shoushtar, Iran, Respectively

(* - Corresponding Author Email: aghapour2000@yahoo.com)

climate. Considering role of capital in agriculture, results of this study indicate that due to the consequences of climate change in the assumed period the investment process of agricultural sector has a smaller share than other sectors. Therefore, in these circumstances, policies such as fixing the price of agricultural commodities, increasing the granting of loans by banks and other policies should be undertaken to encourage the private sector to invest in this sector.

Keywords: Agricultural sector growth, Climate change, Dynamic computable general equilibrium model, Iran



The Impact of Climate Change on Economic Growth of Agricultural Sector in Iran (Dynamic Computable General Equilibrium Model Approach)

S.M. Ghaffari Esmacili^{1*}- A. Akbari²- F. Kashiri Kolaei³

Received: 15-04-2018

Accepted: 23-01-2019

Introduction: Climate change is one of the most important issues that affect different sectors of the economy. Climate change affects precipitation and temperature and by disrupting optimal growth conditions will reduce crop yields and thus exert influence on food security and the spread of poverty in agricultural societies as a consequence. Production sectors, labor income and institutional income are affected by changing climate, and sectors that are more interactive with the agricultural. Specific features of the agricultural sector such as the dependence on climate variables have made this sector the focal point of climate change. Based on this, the present study examines the effect of climate change on economic growth of agriculture in Iran in the form of a dynamic computable general equilibrium model (DCGE).

Materials and Methods: In this research, DCGE has been used to investigate the effects of climate change (e.g. reduction of rainfall) on macroeconomic variables in Iran's agricultural sector. In order to implement the DCGE model, the social accounting matrix of 2011 has been used. The social accounting matrix represents the circular flow of funds between sectors, factors and institutions in a market economy. The social accounting matrix, which is a square matrix, is set up to equal the sum of rows and columns. The columns represent the receipts (revenue) and the rows represent the payments. Therefore, according to this definition, the total revenue of all accounts must be equal to the total expenditures of all accounts. In other words, the income of each economy is equal to the total cost of that economy. Since the social accounting matrix is a descriptive tool for illustrating the details of the structure of a country's economy, it will also be considered as a tool for general equilibrium analysis as it provides information on the relationship between production sectors and the external world as well as the relationship between income and consumption.

It should be noted that in the current study, the model was solved in the form of GAMS software. In order to estimate the results, it is necessary to go through two steps. At first, the model parameters are estimated to the value of the model decision variables then the solution would be equal to real values which are called calibration. Subsequently, by changing the variables related to climate change the model decision changes over the years are examined. In other words, by using the DCGE model, we studied the effects of climate change on important variables in the agricultural sector.

Results and Discussion: The results of this study about the effect of precipitation on the productivity of the agricultural sector indicate that one percent change in rainfall will reduce the productivity of agriculture by 0.79 percent. Based on the results of previous studies, by 2030 rainfall in Iran will be reduced by 9%, which means rainfall will decrease by an average of 0.3% per year. Thus, the productivity of agricultural sector will decrease by an average of 0.237% per year. Accordingly, the effect of changes in agricultural productivity (technological coefficient of Cobb-Douglas function), as a result of climate change, was measured on the macroeconomic variables of the agricultural sector including production, consumption, investment, exports and import. Results show that climate change decreases the production, consumption, investment and exports, and increases the imports by 2030.

Conclusion: The results of this study indicate that considering the amount of rainfall reduction in the 20-year horizon by 2030, the amount of production, consumption, investment and export of agricultural sector will decrease by 4.469, 5.025, 4.462 and 13.770 percent respectively, but imports in this sector will increase by 5.504 percent. Given the impacts of climate change on the macroeconomic variables in the agricultural sector, it is imperative that the government take appropriate measures to support this sector while confronting unfavorable

1 and 2- Master Science and Professor of Agricultural Economics, Sistan and Baluchestan University

(*- Corresponding Author Email: mmm.ghaffari7220@gmail.com)

3- Ph.D. in Agricultural Economics, Sari University of Agricultural Science and Natural Resources, Sari

(rural economy). To evaluate the suitability and fit of the model, the goodness-of-fit measures are used, and according to the obtained criteria, the model provides appropriate fitting to data.

Conclusion: Today, governments have widely recognized the role of ICTs in economic development and many countries are implementing ICTs as a key factor to improve the economic environment. This study shows how ICT capabilities would facilitate the improvement of the rural economy and livelihood of rural communities. ICTs help quantitative and qualitative improvement of products with the possibility of selling direct and online, requirement for brokers to be reduced, opening the commercial doors and increasing sales and income of the villagers. Finally, it can be stated that ICTs are the basis for improving the rural economy.

Keywords: Rural economy, Information and communication technologies (ICTs), ICT capabilities



Designing a Model for Using Information and Communication Technologies in the Rural Economy

R. Mohammadi¹- F. Lashgarara^{2*} - M. Omid Najafabadi³

Received: 14-03-2018

Accepted: 20-02-2019

Introduction: Villages and villagers have a major role in dynamics of the country's economy, such as contributing to economic growth, controlling inflation, increasing employment rate and providing a suitable basis for agricultural, industrial and livestock products as well as environmental protection. So, rural development is one of the prerequisites for national development. On the other hand, one of the most important aspects of rural development is its economic dimension. Today, improving rural economy is one of the major goals in national planning. In this regard, it is necessary to recognize the capabilities and potentials of each region. In the current era, ICTs with their multiple capabilities, can be one of the greatest opportunities for improving the rural economy.

The research is carried out in Garmsar city. In this city, there are some shortcomings in marketing, distribution of products and employment chances which result in increasing rural population's migration. Most of these problems are caused by lack of awareness of market information (such as customer requirements, sales prices, packaging and grading, lack of identification of relevant markets, inappropriate distribution and etc.), lack of skills for commencing new jobs, lack of familiarity with the new production, weakness in research and in general lack of attention to the factors affecting the rural economy which are directly and indirectly originated from lack of information and communication. Therefore, the study of rural economics is inevitable because it will increase its efficiency and effectiveness and ultimately accelerate national development. This study aims to identify the role of ICTs in rural economics. In this regard, the following objectives were formulated:

- assessing and identifying the state of rural economy in the city
- investigating the capabilities of ICTs in rural economies
- Examining the relationship between the capabilities of ICTs and the rural economy.

Materials and Methods: Methods of analysis used in this study involve a combination of descriptive and quantitative research methods. Descriptive statistics and structural equation modeling (SEM) are used for data analysis. Dependent variable of current study is the rural marketing environment and independent variables are ICT capabilities in four sectors including financial, behavioral, notification and technical. The study hypotheses are examined by studying the relationships between mentioned variables and their direct and indirect effects using SEM analysis. Following data extraction, descriptive statistics and SEM analysis are conducted using the SPSS₂₀ and AMOS₂₀ software, respectively. The research method involves a causal-comparative approach. The statistical populations consist of rural cooperative members working in the field of rural marketing who apply ICTs in their activities. Due to the limited population size, the sample was equal to the population and a census method was used (N=n=140). The main tool used for data collection is a five-part questionnaire designed using PEST analysis in the 5-point-Likert scale format. The content and face validity are established by a panel of experts comprising faculty members and specialists in rural marketing. A pilot study is conducted with 30 experts for determining the questionnaire's reliability, which is obtained using ordinal theta coefficients. The reliability is verified for each section of the questionnaire: the theta coefficients been estimated between 86% and 90%, indicating an acceptable level of reliability.

Results and Discussion: Based on the obtained information, more respondents (42.5%) believe that the rural economy is fairly desirable, as well, 36.2% of respondents believe that ICT capabilities play a significant role in the rural economy. Using the exploratory factor analysis, ICT capabilities are grouped into four main financial, technical, behavioral, and informational groups. As a result, ICT capabilities have a significant positive effect on rural economy. Among them, financial capabilities with the highest estimate (0.84) has the most accomplishment on dependent variable

1- Ph.D. of Department of Agricultural Extension and Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

2 and 3- Associate Professors, Department of Agricultural Extension and Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: f.lashgarara@srbiau.ac.ir)

Results and Discussion:-Houck`s model: The estimated parameters of the final Houck`s model are presented in Table 2

Table 2-Houck model results (dependent variable: retail price)

Variable	Short run coefficient Price change Dec. Inc.	long run coefficient Price change Dec. Inc.	Valid test	Test result	Price transmission
producer price	0.61 0.73	0.89 0.99	1 4.24	H 0 reject	Asymmetry

Source: Research findings

Markov-switching vector error correction model:

The number of regimes and lags were determined according Akaike information criterion. Therefore, a model with two regimes with three lags has finally been chosen and estimated. Adjustment pace, residual standard errors and the resulting margin in the long-run relation (which may be calculated from the estimated coefficient for the regime-specific constant and the corresponding adjustment rate coefficient estimation) allowed a more detailed interpretation of the single regimes to be put. Two regime equations are as follows:

Regime 1

$$\text{LRMPt} = -0.46 + 1.08\text{LPMPt} \quad (4) \quad \text{LRMPt} = -0.05 + 1.09\text{LPMPt} \quad (5)$$

stdv (0.12) (0.01)

stdv (0.04) (0.004)

Here regime 2, points to data that relates to 2003 until the end of 2006 and also, 2013 to 2015; whereas regime 1 refers to the first of 2007 till end of 2012. Thus the type of relationship between two series depends on policy actions that government adopts during the period. In other words, one should consider different relations prevailing in different periods and this is the novelty of current study in comparison with previous researches.

Conclusion: This paper analyzed vertical market integration for Iranian fluid milk market over the years 2003-2015. We exploit Houck and MSVECM models in order to analyze market integration deploying 153 monthly observations from March 2003 to December 2015. The results of this paper corroborate a view, claiming retailers can exercise significant market power, as used to be evidenced by asymmetric price responses in Iranian fluid milk market. Due to the existence of positive price asymmetry in farm-retail price transmission, the retail prices would be inclining more quickly to increases in farm price than to decreases implying serious welfare losses to the consumers. This result is also consistent with the empirical evidence of a significant market power in the milk market.

Keywords: Iran, Markov-Switching model, Milk, Price transmission



Price Transmission Analysis Using Modern and Traditional Models in Iran Fluid Milk Market

Y. Rostami^{1*}- S.S. Hosseini²- R. Moghaddasi³

Received: 31-01-2018

Accepted: 02-02-2019

Introduction: In recent years, price transmission analysis either spatially or vertically among separated markets has increasingly been drawn by methods that account not only for common non-stationary but also, for nonlinear dynamics in co-integration relationship of price series. If the price transmission is asymmetric among the specific stages of the supply chain, the price changes will not be affected quickly at the production level through the processing and/or retail level. A positive (negative) price asymmetry occurs, when a decrease (increase) is not immediately transmitted in prices at the farm level; whereas, an increase (decrease) would influence final consumer rapidly. Asymmetric price transmission is crucial because it influences welfare negatively. Prices allow producers and consumers to decide synchronously and also, leave the doors open for scarce resources to be allocated influentially. The transition from a planned economy to a market one mostly causes price liberalization come into play. However, price liberalization not only improves resource allocation but also, brings about higher price instability in comparison with an administrative system with fixed prices.

Materials and Methods: Many popular modeling techniques used to analyze vertical price transmission were initially investigated by using variations of a model which was first developed by Wolfram (1971) and later modified by Houck (1977), that known as a traditional approach in price transmission studies. The response of the retail price (RP) to a shock in the farm price (FP) was calculated by estimating the following equation:

$$\Delta \ln Pr_t = \alpha_0 t + \sum_{i=1}^{M_1} \alpha_{1i} \Delta \ln Pf_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{M_2} \alpha_{2i} \Delta \ln Pf_{t-i}^- + u_t$$

Where:

$\ln Pf_{t-i}^+$ and $\ln Pf_{t-i}^-$ are the log of farm price, are the increases and decreases of the price at the farm respectively. M_1 and M_2 are legs duration and α_0 is coefficient of increase or decrease on retail price.

Markov-switching vector error correction model:

The Markov-switching vector error correction model (MSVECM) is a special case of the general Markov-switching vector autoregressive model which was initially proposed by Hamilton (1989) for analyzing the U.S. business cycle. The applicability of this model is, however, not restricted to this specific research question. Consequently, it can be viewed as a general framework for analyzing time series with different regimes whenever the corresponding state variable is not observed. According to the state of the system, MSVECM with shifts in some of the parameters can be expected to be more appropriate in this setting:

$$\Delta P_t = \alpha_0(s_t) + \alpha(s_t)(\beta' p_{t-1}) + D_1(s_t) \Delta P_{t-1} + D_2(s_t) \Delta P_{t-2} + \dots + D_k(s_t) \Delta P_{t-k} + \varepsilon_t$$

here, $p_t = (p_{ft}, p_{rt})'$ is the vector of market prices for farm (superscript f) and retail (superscript r), respectively, α_0 denotes the vector of intercept terms, α is the vector of adjustment coefficients, β is the co-integrating (long-run equilibrium) vector, Δ indicates first differences, and $D_1, D_2, \dots, D_k$ are matrices of short-run coefficients. The vector ε_t contains the residual errors of the farm and the retail equations.

1- Agricultural Economics Ph.D., University of Applied Science and Technology, Iran

(*- Corresponding Author Email: yousef_rostami@yahoo.com)

2- Professor, Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, University of Tehran, Iran

3- Associate Professor, Department of Agricultural Economics Science and Research Branch, Islamic Azad University, Iran

studied factors in eight steps, only 8 components including education ($B = 0.254$), average annual agricultural income ($B = 0.68$), number of agricultural risks ($B = 0.361$) and risk-sharing management ($B = 0.447$) at 5% level, and risk management variables of economics and marketing ($B = 0.492$), planting risk management ($B = 0.382$) and risk management of farm and technical infrastructure ($B = 0.617$) at 1% level were positive and significant. But for the component of age ($B = -0.142$) a negative and significant relationship at the 5% level was found.

The results of calculating the risk aversion coefficient showed that majority of maize farmers were risk-averse (65.1%). Also, the adopter maize farmers of insurance were significantly less risk aversion than non-adopter maize farmers of insurance. Many number of maize farmers in the area are small-holder farmers (mean of farm lands size equals 5.0054 hectares). The smallholder farmers compared to other farmers are very vulnerable facing with the agricultural risks, so this leads to high risk aversion level of maize farmers in the study area compared to other farmers. Also, the adopter maize farmers of insurance were significantly less risk aversion than non-adopter maize farmers of insurance. The results of logistic regression showed that among various types of risk management components, planting risk management (Wald: 0.382), risk management of economics and marketing (Wald: 0.492), risk management of farm and technical infrastructure (Wald: 0.617) and risk-sharing management (Wald: 0.447) had the positive and significant effects on agricultural crops insurance adoption.

Keywords: Crop insurance, Degree of risk aversion, Maize farmers, Moghan Plain, Risk management



Components Affecting Production Risk Management on Agricultural Crops Insurance Adoption (Case Study: Maize Farmers of Moghan Plain)

M. Sookhtanlou^{1*}

Received: 0701-2018

Accepted: 11-07-2018

Introduction: Moghan plain (Ardabil province) always has been considered as one of the important pillars of agriculture in Iran. However due to the new climatic changes, increasing occurrence of phenomena such as drought and reduction of water resources, and spread of pests and weeds, farmers facing with the phenomenon of risk as a major challenge in the region. Farmers will be obliged to make decisions about allocating resources to their agricultural productions which facing environmental conditions and different biotic and abiotic risks, as ambient conditions, the status of inputs and outputs prices and their agronomic performance, are not stable enough. Finally, these conditions influence farmers' agronomic decisions which under such circumstances the results of farmers' decision making are different from the results in safer conditions. There are also different values of inputs consumption in risky and safe agricultural conditions and these values also depend on other factors such as variance of the product price, the degree of risk aversion and the marginal share of inputs in production variance as well as outputs and inputs prices and production levels. In this regard, agricultural crop insurance is one of the major management strategies to overcome agricultural risks, weather and other unavoidable natural hazards. Risk management is an appropriate management of operational unit with awareness and understanding of the environment and risky factors. It is actually one of the ways to increase productivity of production factors and to improve the efficiency of farming operation systems through making suitable decisions about controlling risk factors and resources. Therefore, increasing range of production risk and the importance of agricultural crops insurance of maize production in Moghan plain led to investigate and determine the effects of agricultural crops insurance adoption on the components of production risk management among the maize farmers of Moghan plain.

Materials and Methods: This study is an applied one based on descriptive-correlative method that was designed and implemented in 2016-2017. Study area was Moghan plain that it located in the northern part of Ardabil province. Sampling method was multi-stage and applying the Yamane (1967) formula. Data including sample size of 278 maize farmers in 9 villages were collected. The research instrument was a questionnaire including 69 items in three sections (personal and professional characteristics, determining risk aversion coefficient and risk management components). Items of questionnaire were composed of personal and professional characteristics of respondents (18 items), variables determining risk aversion coefficient (19 items) and risk management components (32 items). Risk management components were consisting of planting risk management (5 items), maintenance risk management (5 items), harvest risk management (4 items), Risk management of economics and marketing (5 items), risk management of farm and technical infrastructure (7 items) and the risk-sharing management (6 items). Items of risk management components with equal weights were collected in the five-part Likert scale (the range of 1 (very low) to 5 (very much)).

To calculate the risk aversion coefficient and the risk sentiments in maize farmers' decision-making, we used safety first rule (SFR). For the final analysis of the main purpose of the research was to use the binary logistic regression method in step-by-step approach.

Results and Discussion: According to study results, maize farmers with different risk aversion coefficient, includes four groups as follow: 1: risk-taker (15.1% of respondents); 2: risk-neutral (19.8% of respondents); 3: low risk-averse (37.4% of respondents) and 4: high risk-averse (27.7% of respondents). There was also a significant difference between the adopter and non-adopter maize farmers of insurance based on the degree of risk aversion. In other words, non-adopter maize farmers of insurance had significantly higher risk aversion compared to adopter maize farmers of insurance. Based on the results of logistic regression, from among 17

1- Assistant Professor, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

(*- Corresponding Author Email: m.sookhtanlo@uma.ac.ir)

In the next section, three scenarios including 15, 25 and 50 percent increase in food prices are considered and the impacts of changes in food prices on urban household expenditures are calculated by means of the welfare index of compensatory changes for the eight main food groups. Results reveal that for urban households the average consumption of meat is higher than other food stuffs. After meat, the highest consumption expenditure is allocated to cereals with the average consumption expenditures calculated for urban households s 892,000 Rials. In other words, these two groups of foods including cereals and meat are among the main commodities in the household food basket.

Conclusion: Considering the importance and share of food commodities in the consumption basket of households, this study examines the effect of rising prices of edible chips on welfare and consequently on poverty of urban households. In this regard, the quadratic ideal demand system has been applied to estimate the demand for household food commodities and the criterion of compensating variation has been used as the welfare measure. The results show that, given the absolute value of the coefficients of own elasticity, it can be stated that for these households demand for all selected goods other than oil and fat is inelastic in response to price changes. Therefore supposed that foodstuffs have a high share of the households basket, it is necessary to provide financial support to maintain the welfare of households and pay equivalent compensatory changes calculated to retain the desirability of households.

Keywords: Essential goods, Increasing price, Poverty, QAIDS demand function



The Effects of Increasing Food Commodities Prices on the Welfare and Poverty of Iranian Urban Households

J. Khodaparast Shirazi^{1*}- N. Ashktorab²- Z. Nematollahi³

Received: 07-01-2018

Accepted: 17-10-2018

Introduction: Measuring changes in economic welfare has been known as one of the practical economic issues. So, this study aimed to calculate the welfare changes resulted from the changes in Iran food prices. To accomplish such task, welfare macroeconomic theory, compensating variation (CV) criteria, household income and expenditure data of Iran in 2014 were used. The purpose of this study is to provide scientific solutions to assess consumer behavior and estimate the price elasticity of goods.

Materials and Methods: Compensating variation represents the net income that must be given to household in order to restore them to the utility level they have been before the price changes. The price change is negative after an increase because it is expressed as a central authority's expenditure to restore the household to the pre-price change utility level. In order to estimate compensated variation, at first household's demand system should be estimated. So, the parameters of the demand system are estimated by applying nonlinear seemingly unrelated regression to the system of eight share equations. Parameter estimates, summarized in form of income and price elasticities, provide more clear understanding of household food consumption behavior in 2014 and also these parameter estimates provide a theoretically consistent model of household food demand that can be used to evaluate the welfare impressions of food price increases.

Results and Discussion: Uncompensated own price elasticities are calculated. Due to the absolute value of the coefficients of elasticity, it can be stated that for urban households the demand for all selected goods, other than oil and fat, is not elastic to price changes. Investigation of the non-compensatory cross-sectional for cereals indicates the existence of a complementary relationship between cereals and most foods. Meanwhile, the most and the least complete complementary relationship is between cereals- meat and cereals - sugar. In other words, urban households after the inclusion of cereals in their basket regard this food as a supplement to their food basket. Investigating cross-sectional elasticity of meat in urban households revealed a substitution relationship between meat, dairy, oil and fat, fruits, vegetables and sugar. According to the absolute value of cross-sectional, it can be stated that there is a weak substitution relationship between the desired foods. The positive sign of cross-sectional elasticity implies an increase in meat consumption in urban households as a result of rising food prices. Also, the relationship between meat and cereals with respect to the negative elasticity is a Complementary relationship. Therefore, a one- percent increases in the price of cereals, assuming that the other requirements for meat demand are fixed, leads 0.023% to -percent decrease in meat demand. Based on the results of Table 2, non-compensatory cross-sectional of dairy products indicates the existence of complementary relationship between dairy products and cereals. Other cross-sectional elasticities for dairy products are positive and indicate the substitution relationship of dairy products with other foods, including meat. The highest ratio of substitution to dairy is tea and coffee with cross-sectional elasticity equals 0.415%. Therefore, urban households, after adding dairy products in their basket, add tea and coffee as a substitute for dairy products to their food basket. An examination of cross-sectional elasticity for oil and fat indicates the existence of a complementary relationship between oil and fat with fruits, tea and coffee. In other words, urban households after adding fat and oil in their basket will add fruits, tea and coffee as a complement to their basket, which means increasing the consumption of fruits, tea and coffee along with fat and oil consumption for urban households.

Results of current study indicate of high income elasticity for cereals due to the variety of goods as well as existence of numerous types of cultivars processed in this kind of foods. So this kind can be considered as luxury especially for the types of processed products. The elasticities of other foods are positive and smaller than one. So these foods are considered as essential commodities for urban households.

1- Assistant Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

(*- Corresponding Author Email: jkshirazi@iaushiraz.ac.ir)

2- Domestic Scholarship of Agricultural Sciences and Natural Resources University of Khuzestan, Ahvaz, Iran

3- Ph.D. Graduate of Agricultural Economics of Sari University of Agricultural Sciences & Natural Resources

Contents

The Effects of Increasing Food Commodities Prices on the Welfare and Poverty of Iranian Urban Households	43
J. Khodaparast Shirazi- N. Ashktorab- Z. Nematollahi	
Components Affecting Production Risk Management on Agricultural Crops Insurance Adoption (Case Study: Maize Farmers of Moghan Plain)	45
M. Sookhtanlou	
Price Transmission Analysis Using Modern and Traditional Models in Iran Fluid Milk Market	47
Y. Rostami- S.S. Hosseini- R. Moghaddasi	
Designing a Model for Using Information and Communication Technologies in the Rural Economy	49
R. Mohammadi- F. Lashgarara- M. Omid Najafabadi	
The Impact of Climate Change on Economic Growth of Agricultural Sector in Iran (Dynamic Computable General Equilibrium Model Approach)	51
S.M. Ghaffari Esmaili- A. Akbari- F. Kashiri Kolaei	
The Effect of Government Expenditure on the Growth and Convergence of the Agricultural Sector (Panal Data Approach)	53
A. Choobdar– M. Aghapour Sabbaghi	
Analyzing the Relationship between Resource Allocation among Economic Sectors and the Urban and Rural Income Distribution in Iran	55
S. Jani	

Agricultural Economics & Development

(AGRICULTURAL SCIENCES AND TECHNOLOGY)

Vol. 32

No.4

2019

Published by: Ferdowsi University of Mashhad (College of Agriculture)Iran.

Editor in charge: Valizadeh, R. (Ruminant Nutrition)

General Chief Editor: Shahnoushi, N(Economics & Agricultural)

Editorial Board:

Akbari, A	Agricultural Economics	Prof. University of Sistan & Baluchestan.
Bakhshoodeh, M	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.
Daneshvar Kakhki, M	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Homayounifar, H	Economics	Asso Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Ghorbani, M.	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Karbasi, A.R	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Mahdavi Adeli, M.H	Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Najafi, B	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.
Shida Rastegari Henneberry	Agricultural Economics	Prof. Oklahoma State University
Sadr, K	Agricultural Economics	Prof. University of Shahid Beheshti.Tehran.
Salami, H	Agricultural Economics	Prof. Tehran University.
Shahnoushi, N	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Sabouhi sabouni, M	Agricultural Economics	Prof. Ferdowsi University of Mashhad.
Saghaian, S.H	Agricultural Economics	Prof. Department of Agricultural Economics, University of Kentucky, UK.
Zibaei, M	Agricultural Economics	Prof. Shiraz University.

Publisher: Ferdowsi University of Mashhad (College of Agriculture).

Printed by: Ferdowsi University of Mashhad, press.

Address: College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

P.O.BOX: 91775- 1163

Fax: +98 -0511- 8787430

E-Mail: Jead2@um.ac.ir

Web Site: <https://jm.um.ac.ir>