اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و سوم، شمارهٔ ۹۰، تابستان ۱۳۹۴

تأثیر نابرابری توزیع زمین در بهره‌وری عوامل تولید
(مطالعه موردی: کشورهای منتخب اسلامی)

امین ارجمندی[۱]، محمد رضا زارع مهرجردی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۱۶

چکیده

زمین، یکی از منابع اصلی تولید محصول در بخش کشاورزی، همواره مورد توجه بوده است. از این منظر، تأثیری که زمین و ویژگی‌های آن در بهره‌وری عوامل تولید دارد نیز قابل تأمل است. هدف اصلی این مطالعه نیز بررسی تأثیر نابرابری توزیع زمین در بهره‌وری عوامل تولید کشورهای منتخب اسلامی است. به این منظور، تابع تولید با در نظر گرفتن توزیع زمین به عنوان یک عامل مؤثر بر تولید برآورد و سپس میزان تغییر در بهره‌وری عوامل تولید در صورت حرکت به سمت برابری در توزیع زمین بررسی شد. اطلاعات مورد نیاز تحقیق حاضر به‌صورت داده‌های سری زمانی- مقطعی (پانل) برای کشورهای اسلامی منتخب جمع‌آوری شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که توزیع اندازهٔ زمین تأثیر در خور توجهی در بهره‌وری عوامل

۱. دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان(نویسندهٔ مسئول)
e-mail: aarjomandi494@gmail.com
۲. دانشیار دانشگاه شهید باهنرکرمان e-mail: mr.zare44@gmail.com

تولید در بخش کشاورزی دارد به‌گونه‌ای که کاهشی به میزان یک انحراف معیار در ضریب نابرابری توزیع زمین، افزایشی در حدود ۱۲ درصد در بهره‌وری تولید عامل نیروی کار در بین کشورهای منتخب ایجاد می‌کند.

طبقه بندی JEL: C23, Q1, Q15, O47

کلیدواژه‌ها:

توزیع زمین، نابرابری، بهره‌وری، تابع تولید، کشورهای اسلامی

مقدمه

تولید محصولات کشاورزی فعالیتی است که در تمام کشورهای جهان انجام می‌گیرد. معیشت جمعیت عظیمی از کشورهای در حال توسعه مستقیماً به این تولیدات وابسته است. از این رو، همواره تمایل به درک عوامل اصلی در تولید محصولات کشاورزی چه در سطح منطقه‌ای و چه در سطح بین‌المللی وجود داشته است. در این زمینه، مطالعات گسترده‌ای در مورد بهره‌وری کشاورزی در میان کشورها صورت گرفته است. هیامی و روتن (Hayami and Ruttan, 1970)، لا و یوتوپولوس (Lau and Yotopoulos, 1988)، فالگینتی و پرین (Fulginiti and Perrin, 1993) و موارد دیگر سعی در بررسی نقش عواملی همچون سرمایه، کیفیت زمین، زیرساخت‌ها و تحقیق و توسعه در ایجاد تفاوت در میزان بهره‌وری در میان کشورها داشتند، اما هیچ کدام از این مطالعات به‌طور مستقیم به نقش توزیع زمین در بهره‌وری نپرداختند.

آن جنبه از بهره‌وری که بیشترین توجه را خصوصاً در سطح منطقه‌ای به خود جلب کرده است، اندازه زمین در واحدهای بهره‌برداری می‌باشد. در این زمینه، دو دیدگاه کلی وجود دارد: دیدگاهی که تأثیر توزیع زمین در بهره‌وری را از نظر وجود بازده نزولی نسبت به اندازه زمین مورد بررسی قرار می‌دهد و دیدگاهی که تأثیر بازده نزولی را در تعیین رابطه میان توزیع زمین و بهره‌وری تأیید نمی‌کند. نبود بازده‌های مقیاس در کشاورزی ابتدا توسط بروستر

(Brewster,1950) مورد توجه قرار گرفت. اصولاً ماهیت بیولوژیکی کشاورزی مانع از آن می‌شود که همانند بنگاه‌های مدرن صنعتی که در مقیاس‌های بزرگ کالا تولید می‌کنند عکس‌العمل نشان دهد. مطالعات بیشتر توسط محققانی همچون باردهان (Bardhan,1973) و بری (Berry,1972) نشان داد که در واقع در کشاورزی عدم بازده اقتصادی نسبت به مقیاس وجود دارد به این صورت که مزارع کوچک‌تر نسبت به مزارع بزرگ‌تر تولید بیشتری در هر هکتار دارند. اگر عدم بازده اقتصادی نسبت به مقیاس یکی از ویژگی‌های تکنولوژیکی کشاورزی باشد، در این صورت وجود مزارع بزرگ از لحاظ اقتصادی هیچ‌گونه توجیهی نداشته و بهتر است که زمین‌داران مزارع خود را به قطعات کوچک‌تر تقسیم کرده و به سایر کشاورزان بفروشند.

علاوه بر نمونه بالا، دلایل دیگری نیز در توجیه وجود رابطه معکوس میان اندازه زمین و بهره‌وری ارائه شده است که یکی از آن‌ها هزینه‌بر بودن نظارت بر کارگران است. این هزینه کاملاً با اندازه زمین مرتبط و ممکن است هزینه بالایی نیز داشته باشد (Binswanger & Rosenzweig,1986)، زیرا که نیروی کار خانوادگی به‌دلیل داشتن انگیزه، از تمام ظرفیت نیروی کار خود بر روی مزرعه استفاده می‌کند در حالی‌که کارگران اجاره‌ای به این دلیل که با یک دستمزد ثابت استخدام می‌شوند، انگیزه‌ای برای کار ندارند و از این رو باید کاملاً تحت نظارت باشند. زمان صرف شدهٔ مالکان برای نظارت کارگران با افزایش اندازه مزارع افزایش می‌یابد و از این رو سبب ایجاد بازده نزولی می‌شود. دلیل دیگر، وجود کیفیت متفاوت زمین‌های کشاورزی است. در نبود سیستم‌های حمایتی مناسب از جمله بیمه و در مواجهه با شوک‌های منفی ناشی از شرایط مختلف، از جمله شرایط آب و هوایی و سایر موارد، برخی از کشاورزان به منظور بقا مجبور به فروش بخشی از دارایی خود یعنی زمین می‌شوند. به گفته کین (Cain,1981)، کشاورزان در این موقعیت سعی می‌کنند ابتدا زمین‌های کم مرغوب را بفروشند. فروش این زمین‌ها به مالکان زمین‌های بزرگ سبب می‌شود که کیفیت‌زمین‌های مزارع کوچک افزایش و در مقابل کیفیت زمین‌های مزارع بزرگ‌کاهش یابد.

به هر حال، در صورتی‌که به هر دلیلی بازده کاهشی نسبت به انـدازه زمـین وجـود داشـته باشـد، توزیع اندازه زمین می‌تواند یک عامل مؤثر در تعیین بهره‌وری در کشاورزی باشد. در مقابل، به عقیـده افـرادی همچـون باهـالا (Bhalla ,1988) و باهـالا و روی (Bhalla and Roy,1988) بی‌توجهی به کیفیت خاک سبب نتیجه‌گیری در مورد وجود بازده نزولی در انـدازه زمـین شـده است. آن‌ها با وارد کردن متغیر کیفیت خاک در برآورد توابع بهره‌وری، نتایج مربوط به وجود بازده نزولـی را رد کـرده‌انـد. بنجـامین (Benjamin,1995) نیـز بـا اسـتفاده از روش متغیرهـای ابزاری نشان داد که متغیرهای حذف شده از مـدل، کـه ارتبـاط بـا کیفیـت زمـین دارنـد، سـبب نتیجه‌گیری در مورد وجود بازده نزولی شـده اسـت. لـم (Lamb,2003) عـلاوه بـر تأییـد تـأثیر کیفیت زمین، وجود خطای اندازه‌گیری در اندازه مزارع را عامل مؤثری در تأییـد وجـود بـازده نزولی اندازه زمین می‌داند. بر مبنای توجیه دیگری، اقتصادهایی که در آن‌هـا خانوارهـا بـا عـدم اطمینان در قیمت‌ها مواجهند، تمایل بیشتری به نشان دادن رابطه بـازده نزولـی دارنـد حتـی اگـر نواقص بازار و یا خطاهای مربوط به اندازه‌گیری وجود نداشته باشد (Barrett,1996).

علاوه بر موارد ذکر شده می‌توان گفت در صورتی‌که بازارهای ناقص مالی، زمـین و یـا بیمه وجود داشته باشد، کشاورزان به دلیل نداشتن وثیقه و یا به دلیل انجام حداقل کـار بـر روی زمین به منظور حفظ حق مالکیت ممکن است تولید خود را در سطح بهینه انجـام ندهنـد. پیامـد چنـین شـرایطی، همـان‌گونـه کـه چـاترژی (Chatterjee,1991) و سـیدون (Tsiddon,1992) توضیح می‌دهند، کـاهش تجمیـع سـرمایه انسـانی و فیزیکـی اسـت. کشـت سـهمبری در قالـب قرارداد اجاره نیز، همان‌گونه که اتسوکا و همکـاران (Otsuka et al., 1992) اشـاره کـرده‌انـد، واکنشی به بازارهای ناقص است و در صورتی‌که با توزیع زمـین‌هـای فقیـر همـراه شـود، سـبب تولید محصولات درجه دوم می‌شود. بنابراین، توزیع زمین علاوه بر تأثیری که از طریـق وجـود و یا عدم وجود بازده نزولی بر بهره‌وری محصولات کشاورزی دارد می‌تواند به صورت مستقل نیز بر این امر تأثیرگذار باشد.

همان‌گونه که بیان شد، مطالعات مختلف نظرات متفاوتی در مورد وجود و یا عدم وجود بازده نزولی زمین دارند. این مطالعات اکثراً در میان مجموعه‌ای از کشورها و با نمونه‌های متفاوت انجام شده است. از این نظر، این مطالعه می‌کوشد کشورهای اسلامی را با در نظر گرفتن پراکندگی و تفاوت‌های جغرافیایی و اقتصادی به‌عنوان یک نمونه مناسب در نظر گرفته و تأثیر توزیع زمین بر بهره‌وری را در میان این کشورها بررسی نماید.

کشورهای اسلامی، که تعداد آنها به ۵۷ کشور می رسد، نزدیک به یک سوم تعداد کشورهای عضو سازمان ملل را به خود اختصاص داده‌اند و مناطق وسیعی از جهان در قلمرو این کشورها می‌باشند به طوری‌که مرز جهان اسلام از سواحل آفریقای شمالی در اقیانوس اطلس تا شرق اندونزی امتداد می‌یابد. از سوی دیگر، جمعیتی معادل ۱/۵ میلیارد نفر، یعنی حدود یک چهارم جمعیت جهان، به مسلمانان تعلق دارد. با توجه پتانسیل‌های موجود در جهان اسلام و شرایط حاکم جهانی، متأسفانه اکثر کشورهای اسلامی کشورهای پیشرفته و یا ثروتمندی نیستند و فعالیت غالب آن‌ها نیز کشاورزی است. بر اساس آمار سازمان ملل، حدود۴۶ درصد از جمعیت این کشورها در مناطق روستایی زندگی می‌کنند. آمار و بررسی‌های فائو نیز نشان می دهد که تعداد کشورهایی که دارای درآمد ملی پایین هستند و از فقر غذایی رنج می برند ۸۲ کشورند که ۳۴ کشور از آن‌ها اسلامی می‌باشند. از این نظر، بررسی این کشورها در قالب یک گروه که ایران نیز عضو آن می‌باشد و تلاش برای یافتن راه‌های افزایش بهره‌وری در میان این کشورها می‌تواند در بهبود وضعیت اقتصادی و معیشتی آن‌ها مؤثر باشد.

همان‌گونه که مطرح شد، در مورد رابطه میان بهره‌وری و توزیع زمین در سطح بین‌المللی و همچنین در سطح داخلی مطالعات زیادی صورت نگرفته است. کرباسی و رستگاری‌پور (۱۳۸۷) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع اندازه مزرعه پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که عواملی مانند سهم ارزش فروش مزارع غله، مزارع میوه و سبزی و مزارع دامی از کل ارزش فروش کشاورزی و سهم تولید کشاورزی از کل تولید ناخالص، از

عوامل مؤثر بر نابرابری اندازه مزرعه می‌باشد به گونه‌ای که هرچه سهم فروش این نوع مزارع افزایش یابد، نابرابری اندازه مزرعه کاهش می‌یابد.

فورت و روبن (Fort& Ruben, 2006) با استفاده از روش دینامیک از طریق داده‌های تابلولی به بررسی تأثیر نابرابری زمین بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که حرکت به سمت توزیع برابر زمین تأثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی یک کشور دارد، اما این امر منوط به ایجاد و گسترش اصلاحات آموزشی و همچنین الزامات نهادی از جمله تأمین حقوق مالکیت است.

ولراث (Vollrath, 2007) به بررسی توزیع زمین و تأثیر آن در بهره‌وری در بین کشورهای مختلف جهان پرداخت. نتایج مطالعه وی حاکی از تأثیر قابل توجه توزیع اندازه مزارع بر بهره‌وری است به‌گونه‌ای که بهبود در توزیع مزارع را می‌توان عاملی بالقوه در افزایش تولیدات کشاورزی و در نتیجه افزایش درآمد سرانه در بین کشورها دانست.

جیان و کیم (Jeon & Kim, 2000) به بررسی تغییرات بهره‌وری ناشی از اصلاحات ارضی در کره جنوبی در دهۀ ۱۹۵۰ پرداختند. این اصلاحات از طریق محدود کردن میزان زمینی اعمال شد که به هر فرد اختصاص می‌یابد. نتایج نشان داد حرکت به سمت توزیع برابر زمین تأثیر قابل توجهی در بهره‌وری داشته است.

گالور و همکاران (Galor et al., 2004) به بررسی رابطه میان نابرابری زمین و روند گذار کشورها از مرحله کشاورزی به مرحله صنعتی‌شدن پرداختند. آن‌ها نیز بر نقش منفی نابرابری زمین در هزینه‌های عمومی آموزش و تحصیل و در نتیجه ایجاد مانع در تشکیل سرمایه انسانی مورد نیاز تأکید کرده و آن را دلیل الگوهای متفاوت رشد در بین کشورها می‌دانند.

آنچه از مطالعات انجام شده نتیجه می‌شود، وجود تأثیر مثبت برابری در توزیع زمین بر بهره‌وری در میان کشورهای مختلف جهان می‌باشد؛ تأثیری که به دلایل مختلف از جمله وجود یا عدم وجود بازده نزولی اعمال می‌شود. در این مطالعه، با توجه به جمعیت قابل توجه کشورهای اسلامی و وجود مشکلاتی از جمله فقر و نابرابری و وجود ظرفیت‌های بالقوه در

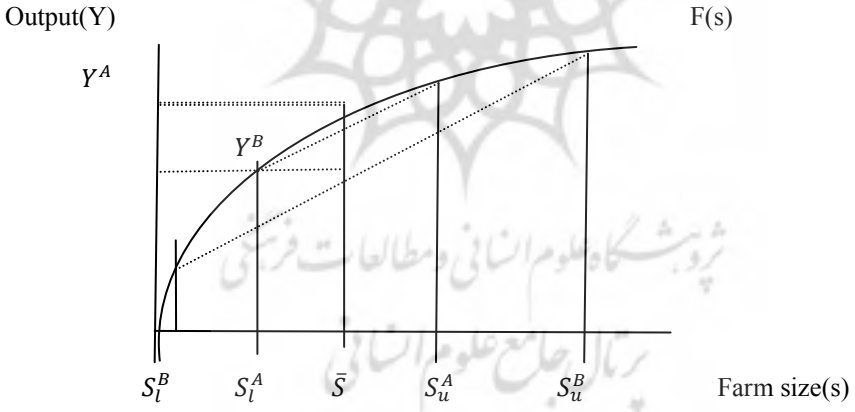
میان این کشورها، هدف بررسی، تأثیری است کـه توزیـع زمـین مـی‌توانـد بـر بهـره‌وری تولیـد محصولات کشاورزی داشته باشد. این تأثیر به دو صورت تعیین وجود و یـا عـدم وجـود بـازده نزولی و تأثیر مستقل توزیع زمین بر بهره‌وری بررسی می‌گردد.

مواد و روش‌ها

در این قسمت، ابتدا فرضیه کسانی که معتقد به وجود بازده نزولی هستند مورد بررسی قرار می‌گیرد. همان‌گونه که مطرح شد، وجود بازده نزولی نسبت به مقیاس می‌تواند به دلایل مختلف از جمله طبیعت فعالیت کشاورزی، هزینه‌بر بودن نظارت بر کارگران و کنترل فعالیت‌های مزرعه در مقیاس بزرگ و سایر موارد باشد. آنچه در این‌جا مورد بررسی قرار می‌گیرد تأثیری است که توزیع زمین می‌تواند در صورت وجود بازده نزولی، بر تولید محصولات کشاورزی داشته باشد. این مطلب به سادگی در شکل ۱ مشاهده می‌شود. در این شکل، میزان تولید (y) بر روی محور عمودی و اندازه مزارع (s) بر روی محور افقی نشان داده شده است. تابع تولید $y = f(s)$ با $f'(.) > 0$ و $f''(.) < 0$ نشان می‌دهد که تولید دارای بازده نزولی نسبت به اندازه زمین است. با در نظر گرفتن این شکل می‌توان توزیع متفاوت زمین را بررسی کرد. دو کشور A و B را در نظر بگیرید که در همه موارد به‌جز توزیع زمین یکسان هستند. در کشور A دو گروه زمین‌های کوچک، S_l^A و زمین‌های بزرگ، S_u^A قرار دارند اما مقادیر آن‌ها نسبتاً به هم نزدیک است. در کشور B مجدداً مزارع کوچک S_l^B و مزارع بزرگ S_u^B قرار دارند اما توزیع آن‌ها گسترده‌تر است. در هر کشور، دقیقاً نیمی از مزارع کوچک و نیم دیگر بزرگ هستند و متوسط اندازه مزرعه ($\bar{S}$)در هر دو کشور یکسان است. در مجموع، رابطه میان این اعداد به این صورت است: $S_u^B > S_u^A > \bar{S} > S_l^A > S_l^B$

آنچه در نمودار دیده می‌شود، مقـدار محصـول در مزرعـه بـه ازای هـر انـدازه از واحـد بهره‌برداری است. در مورد هر کشور این نقاط بر روی منحنی f(s) به هم وصل می‌شود و مرکز این خط نشان دهنده متوسط تولید به ازای هر مزرعه در هر کشـور اسـت. بـه دلیـل مقعـر بـودن

منحنی تولید، مقدار تولید در مزرعه در کشور B الزاماً از مقدار تولید در کشور A پایین‌تر است. باید متذکر شد که تنها تفاوت میان این کشورها در توزیع زمین در آن‌هاست. همان‌گونه که دیده می‌شود، درصورتی‌که بازده نزولی نسبت به اندازه مزرعه وجود داشته باشد، توزیع زمین به‌صورت بالقوه بر میزان بهره‌وری در کشاورزی تأثیرگذار است. آنچه در این‌جا مورد بررسی قرار می‌گیرد در واقع دو جنبه از توزیع زمین است. اولین جنبه بررسی مقعر بودن شکل منحنی f(s) است. این امر با ثابت نگه داشتن زمین به ازای هر کارگر و سپس بررسی رابطه بین متوسط تعداد مزارع به ازای هر کارگر با میزان محصول به ازای هر کارگر به‌دست می‌آید. میزان محصول به ازای هر کارگر بستگی به متوسط تعداد مزارع به ازای هر کارگر دارد. بر اساس جنبه دوم، در صورتی‌که رابطه مقعر میان اندازه و محصول وجود داشته باشد، توزیع اندازه مزرعه یک عامل مهم در تعیین میزان محصول به ازای کارگر خواهد بود. در این‌جا هر دو مقیاس تعداد مزارع و توزیع اندازه آن‌ها وجود دارد و از این رو می‌توان آثار مورد بحث را در میان کشورهای مختلف بررسی کرد.



شکل ۱. نابرابری توزیع زمین و تولید کشاورزی

در این مطالعه، برای انتخاب فرم تبعی مناسب، توابع کاب داگلاس، ترانسندنتال، ترانسلاگ و درجه دوم تعمیم‌یافته در نظر گرفته شد. تعداد پارامترهای کمتر، سادگی تفسیر، سادگی محاسباتی، خوبی برازش، قدرت تعمیم‌دهی و پیش‌بینی از جمله معیارهایی هستند که

در تعیین الگوی اقتصادسنجی برای کارهای تجربی مفیدند(گجراتی، ۱۳۷۸). مطابقت و سازگاری علامت‌ها و مقادیر پارامترهای تابع وکشش‌ها با نظریه‌های اقتصادی نیز از معیارهای دیگر در شناسایی الگوی برتر از دیدگاه تامپسون است (Thompson, 1988). علاوه بر این، براساس نظر تامپسون، در کنار معیارهای مذکور، مطالعات تجربی نیز راهنمای خوبی برای انتخاب الگوی برترند. از این رو، بر اساس آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال (JB)، تعداد پارامترهای‌معنی‌دار در الگوی برآورد شده، آماره R^2 و همچنین سازگاری با فرضیه‌های مدل تابع کاب داگلاس به عنوان فرم تبعی مناسب تشخیص داده شد(حسین زاده و سلامی، ۱۳۸۳). در این تابع، مجموعه‌ای از X نهاده، زمین (R) و نیروی کار(L) در قالب داده‌های پانل برای i کشور و طی t دوره زمانی تعریف شده است. در فرم لگاریتمی تابع به‌صورت زیر است:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln X_{ijt} + \emptyset \ln R_{it} + \beta \ln L_{it} \qquad (۱)$$

که در آن α_j نشان دهنده کشش نهاده X_j، $\emptyset$ کشش زمین و β نشان دهنده کشش نیروی کار است. برای شناسایی شدن k+1 کشش موجود، با پیروی از موندلاک (Mundlak,2000)، محدودیتی که نشان‌دهنده بازده ثابت به مقیاس است به تابع تولید وارد شد. این محدودیت به شکل زیر است:

$$\beta = 1 - \sum_{j=1}^{p} \alpha_j - \emptyset \qquad (۲)$$

با داشتن رابطه ۲ و کسر کردن عامل نیروی کار از هر دو طرف معادله ۱ تابع تولید سرانه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\ln \frac{Y_{it}}{L_{it}} = \ln A_{it} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln \frac{X_{ijt}}{L_{it}} + \emptyset \ln \frac{R_{it}}{L_{it}} \qquad (۳)$$

برای بررسی اثر نابرابری زمین دو متغیر متوسط اندازه مزرعه و توزیع اندازه مزرعه بررسی شد. متوسط اندازه مزرعه را می‌توان مقدار زمین به ازای هرکارگر در نظر گرفت. برای تخمین اثر اندازه مزرعه متغیر زمین به ازای هرکارگر به دو جزء تفکیک گردید:

$$\ln \frac{Y_{it}}{L_{it}} = \ln A_{it} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln \frac{X_{ijt}}{L_{it}} + \emptyset_1 \ln \frac{R_{it}}{H_{it}} + \emptyset_2 \ln \frac{H_{it}}{L_{it}} \qquad (۴)$$

که در آن H_{it} تعداد بهره‌برداری‌ها در یک کشور و در یک دوره زمانی مشخص می‌باشد. در صورتی‌که منحنی f(s) واقعاً خطی باشد، در زمانی که این رابطه تخمین زده می‌شود باید این نتیجه حاصل شود که $\emptyset_1 = \emptyset_2$ است، به این معنی که تنها مسئله مهم میزان زمین به ازای هر کارگر است. از طرف دیگر، اگر $\emptyset_1 \neq \emptyset_2$ باشد، احتمال وجود تأثیر مجزا برای تعداد مزرعه وجود دارد. به‌طورمشخص، اگر $\emptyset_1 < \emptyset_2$ باشد، می‌توان نتیجه گرفت که بازده نزولی نسبت به اندازه مزرعه وجود دارد(Vollrath, 2007). با درنظر گرفتن این مطلب می‌توان رابطه ۴ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\ln\frac{Y_{it}}{L_{it}} = \ln A_{it} + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j \ln\frac{X_{ijt}}{L_{it}} + \emptyset_1 \ln\frac{R_{it}}{H_{it}} + (\emptyset_2 - \emptyset_1)\ln\frac{H_{it}}{L_{it}} \quad (۵)$$

همه چیز به جز عبارت آخر نشان دهنده یک تابع تولید معمولی است. عبارت آخر هرگونه تأثیر اندازه مزرعه در محصول به ازای هر کارگر را نشان می‌دهد و مقدار $(\emptyset_2 - \emptyset_1)$ تخمین زده شده نشان دهنده شدت این اثر است. اگر این مقدار صفر باشد، اندازه مزرعه هیچ‌گونه تأثیری ندارد اما اگر بازده نزولی نسبت به اندازه مزرعه وجود داشته باشد، این ضریب می‌بایست مثبت شود. هرچه این ضریب بزرگتر باشد، بازده نزولی بیشتر است. در این مرحله، هنوز توزیع اندازه مزرعه وارد تابع نشده است و مقیاسی برای نابرابری زمین (Q_{it}) مد نظر است تا در صورتی‌که عبارت $\emptyset_2 - \emptyset_1$ مثبت و معنی‌دار شد، این عبارت نیز معنی‌دار شود:

$$\ln\frac{Y_{it}}{L_{it}} = \ln A_{it} + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j \ln\frac{X_{ijt}}{L_{it}} + \emptyset_1 \ln\frac{R_{it}}{H_{it}} + (\emptyset_2 - \emptyset_1)\ln\frac{H_{it}}{L_{it}} + \delta_1 Q_{it} \quad (۶)$$

گفتنی است در صورتی‌که نابرابری زمین اثر مستقلی بر روی بهره‌وری داشته باشد، بررسی این امر تنها از طریق منحنی مقعر f(s) امکان پذیر نیست. اگر چنین باشد، ملاحظه می‌شود که تخمین δ_1 بدون توجه به تخمین $(\emptyset_2 - \emptyset_1)$، معنی‌دار می‌شود. نهایتاً برای اطمینان از اینکه مقیاس توزیع زمین شامل سایر عوامل تأثیر گذار بر تولید مانند تحصیلات،

کیفیت زمین و غیره نیست، از یک‌سری متغیر اضافی تحت عنوان Z استفاده شد. با جایگزین کردن این متغیرها و جزء ثابت به جای $\ln A_{it}$ و وارد کردن جمله خطا معادله نهایی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\ln\frac{Y_{it}}{L_{it}} = k + \sum_{n}^{c} = 1\ \gamma_n Z_{nit} + \sum_{j}^{p} = 1\ \alpha_j\ \ln\frac{X_{ijt}}{L_{it}} + \emptyset_1\ \ln\frac{R_{it}}{H_{it}} + (\emptyset_2 - \emptyset_1)\ \ln\frac{H_{it}}{L_{it}} + \delta_1\ Q_{it} + e_{it} \quad (۷)$$

به منظور مشخص نمودن روش برآورد تابع ۷ ابتدا آزمون‌های مربوط به روش پانل انجام گرفت و پس از آن برآورد مدل انجام شد (جدول۵). این آزمون‌ها به ترتیب شامل آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین، آزمون هم‌جمعی کائو،آزمون معنی‌دار بودن گروه، آزمون LM بروچ پاگان، آزمون هاسمن، آزمون ناهمسانی واریانس و آزمون خودهمبستگی باشد (Wooldridge,2002; Baltagi,2005). بخش عمده‌ای از داده‌های مورد نیاز از طریق پایگاه اینترنتی فائو جمع آوری شد، اما به دلیل گسترده بودن دامنه اطلاعات مورد نیاز و همچنین گسترده بودن طیف کشورها در بررسی‌های اولیه، سعی در استفاده از سایر منابع معتبر به منظور تکمیل داده‌ها در قالب داده‌های تابلویی (پانل) شد. محصول، که به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد، ارزش کل محصولات کشاورزی پس از کسر کردن مقادیر مورد نیاز برای تغذیه و بذر می‌باشد. این ارزش مجموع وزنی مقادیر کل محصولات کشاورزی بر حسب دلار است. زمین مجموع هکتارهای زمین‌های زراعی، زمین‌های مربوط به محصولات دائمی و همچنین زمین‌های مربوط به مراتع دائمی است. دام مجموع وزنی تعداد کل دام‌ها با توجه به وزن‌های داده شده توسط هیامی و روتن (Hayami & Ruttan, 1985) می‌باشد. متغیر سرمایه تعداد تراکتورهای مورد استفاده در کشاورزی در نظر گرفته شد (Craig et al., 1997). متغیر کود برحسب مجموع سه نوع کود نیتروژن، فسفات و پتاس بر مبنای تن محاسبه گردید. نیروی کار نیز مجموع جمعیت فعال اقتصادی در کشاورزی در نظر گرفته شد. برای متغیرهای Z می‌توان موارد متعددی را به کار برد. اما در اینجا برای جلوگیری از بزرگ شدن بیش از حد معادله و همچنین به دلیل اینکه هدف اولیه بررسی تأثیر توزیع زمین در تولیدات کشاورزی است، تعداد این متغیرها به سه متغیرِ درصد زمین‌های آبیاری شده،

درصد زمین‌های تحت کشت محصولات دائمی و لگاریتم GDP سرانه محدود شد. برای در نظر گرفتن شیوه‌های مختلف کشاورزی و همچنین کیفیت متفاوت زمین‌های کشاورزی، دو متغیر درصد زمین‌های آبیاری شده و درصد زمین‌های زیر کشت محصولات دائمی در نظر گرفته شد. متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به دلیل اینکه عوامل متعددی را در خود دارد، به عنوان متغیر سوم درنظر گرفته شد. این متغیر برحسب ارزش دلار آمریکا در سال پایه ۲۰۰۵ و برای کل جمعیت کشورهای منتخب محاسبه گردید. متغیر GDP رابطه نزدیکی با امید به زندگی، سطح تحصیلات، نهادها، مخارج صرف شده بر روی تحقیقات و سایر عوامل زیربنایی دارد که مرتبط با کشاورزی است. برای بررسی نقش توزیع زمین، دو مقیاس در نظر گرفته شد. مقیاس اول ضریب جینی زمین در واحدهای بهره‌برداری (HG)[1] است که با استفاده از داده‌های فائو و بر اساس محاسبات دینینگر و اسکوایر (Deininger & Squire, 1998) به‌دست آمد. این مقیاس نابرابری در اندازه واحدهای بهره‌برداری کشاورزی درون یک کشور را اندازه‌گیری می‌کند و متغیر معادل آن Q_{it} است. این متغیر بر اساس داده‌های به‌دست آمده از سرشماری‌های کشاورزی فائو، که هر ۱۰ سال یک بار انجام می‌شود، محاسبه شده است. به این ترتیب حداکثر چهار عدد برای ضریب جینی در هر کشور وجود دارد. اما بر اساس نظر دینینگر و اسکوایر، مقیاس HG در هر کشور یک متغیر بسیار پایدار است و در طول زمان تغییر چندانی نمی‌کند. بنابراین، در این‌جا هر کدام ازمتغیرهای به‌دست آمده به ۹ سال بعد از خود تعمیم داده شد؛ یعنی، از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۹ مقیاس HG تنها توزیع زمین را در میان تعداد واحدهای بهره‌برداری مشخصی اندازه‌گیری می‌کند. این امر دارای دو نقطه ضعف بالقوه است: اول اینکه این مقیاس کل توزیع زمین در بین جمعیت مربوط را در بر نمی‌گیرد بدین معنا که تعداد کارگران فاقد زمین بخش کشاورزی به هیچ وجه به حساب نمی‌آیند؛ دوم اینکه این ضریب براساس مجموع مساحت هر واحد بهره‌برداری و نه بر اساس مجموع ارزش آن واحد محاسبه می‌شود. تمام مزارع یک کشور ممکن است دارای ارزش یکسانی باشند اما در صورتی‌که تعدادی از آن‌ها را مزارع بزرگ تشکیل دهند و بقیه را مزارع کوچک، میزان نابرابری افزایش خواهد یافت. از این‌رو، ممکن است در کشورهایی که تفاوت گسترده‌ای در

1. land-holding Gini coefficient

نوع زمین و اندازه مزرعه وجود دارد، این شاخص به سمت بالا انحراف پیدا کند. وجود این‌گونه محدودیت‌ها سبب کنار گذاشتن این مقیاس نمی‌شود، اما باید هرگونه استنباط و یا نتیجه‌گیری بر پایه این شاخص با دقت و احتیاط صورت گیرد. دومین مقیاس مورد استفاده، تعداد کارگران فعال در بخش کشاورزی به ازای هر واحد بهره‌برداری است (WPH)[1]. این مقیاس عکس شاخص $\frac{H_{it}}{L_{it}}$ است، زیرا کارگر به ازای واحد بهره‌برداری نسبت به واحد بهره‌برداری نسبت به کارگر عدد قابل فهم‌تری است. اما در تابع رگرسیون از همان متغیر $\frac{H_{it}}{L_{it}}$ استفاده شد. تعداد کل واحدهای بهره‌برداری از داده‌های مربوط به سرشماری‌های فائو به‌دست آمد. به دلیل محدود بودن داده‌ها، مانند مورد قبلی، داده‌ها در طول ۹ دوره بعد از خود گسترده شدند. ممکن است این کار مورد سؤال باشد، اما بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که تعداد واحدهای بهره‌برداری در یک کشور در طول یک دهه نسبتاً ثابت است (Vollrath, 2007). البته در این مورد و برای برخی از کشورها با مراجعه به پایگاه اینترنتی رسمی آمار مربوط به هر کشور، داده مورد نیاز به‌دست آمد. کشورهای مورد بررسی عبارت‌اند از: آلبانی، الجزایر، بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالی، مراکش، عمان، پاکستان، عربستان، سیرالئون، سوریه، تونس، ترکیه و یمن.

نتایج و بحث

ابتدا فرم تبعی کاب داگلاس به دلیل نسبت ضرایب معنی‌دار بیشتر، میزان آماره R^2 بالاتر و میزان آماره JB پایین‌تر انتخاب گردید(جدول۱). سپس به منظور تعیین روش برآورد مدل، آزمون‌های روش پانل انجام شد. به منظور بررسی پایایی در داده‌های ترکیبی از آزمون ایم، پسران و شین استفاده گردید. در مورد تمامی متغیرها، با توجه به مقدار آماره $\bar{t}$، فرض صفر مبنی بر پایایی متغیرها رد و فرض وجود ریشه واحد تأیید گردید. همچنین مشخص شد که تمامی متغیرها ناپایا از درجه یک می‌باشند(جدول۲). از این رو، آزمون هم‌جمعی کائو برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی انجام شد. با توجه به مقدار آماره t، فرض صفر مبنی بر نبود

1. Economically Active Agricultural Workers Per Holding

رابطه هم‌جمعی رد و فرض وجود رابطه هم‌جمعی تأیید گردید(جدول۳). بر اساس نتیجه آزمون معنی‌دار بودن گروه، با توجه به مقدار آماره F، فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأهای مقاطع مختلف رد و فرض مقابل مبنی بر وجود حداقل یک عرض از مبدأ متفاوت در بین مقاطع و وجود آثار گروه پذیرفته شد. درآزمون LM بروچ پاگان نیز با توجه به مقدار آماره کای‌دو، فرض صفر رد شد و فرض مقابل مبنی بر وجود آثار تصادفی پذیرفته شد. در مرحله بعد، آزمون هاسمن به منظور انتخاب میان مدل آثار تصادفی و مدل آثار ثابت انجام گرفت. بر اساس مقدار آماره کای‌دو، روش آثار ثابت به‌عنوان شیوه مناسب برآورد انتخاب گردید. در مرحله بعد، آزمون‌های ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی انجام پذیرفت. بر اساس مقدار آماره کای‌دو، در آزمون نسبت راست‌نمایی و رد فرضیه صفر، فرضیه مقابل مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شد تأیید گردید. همچنین وجود خودهبستگی در جملات بر مبنای مقدار آماره F محاسبه شده در آزمون وولدریج و رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در جملات اثبات گردید (جدول۴). پس از تأیید وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی، برای رفع خود همبستگی عبارت AR(1) به معادله اضافه شد و برای رفع ناهمسانی واریانس، مدل مورد نظر به شیوه GLS برآورد گردید.

در جدول ۵ نتایج مربوط به برآورد معادله ۷ دیده می‌شود. این معادله علاوه بر نهاده‌های متداول تولید شامل دو متغیر واحد بهره‌برداری به ازای نیروی کار و ضریب جینی زمین، به‌منظور بررسی‌تأثیر توزیع زمین بر بهره‌وری می‌باشد. تمامی ضرایب مربوط به نهاده‌های تولید مثبت و در سطح بالایی معنی‌دار شدند. تنها ضریب مربوط به کود در سطح ۷۰ درصد معنی دار شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده، متغیر واحد بهره‌برداری به ازای نیروی کار نه‌تنها معنی‌دار نشده است، بلکه مقدار آن نیز نزدیک به صفر می‌باشد. همان‌گونه که قبلاً بیان شد، این متغیر نشان‌دهنده شکل تابع تولید و معیاری برای نشان دادن تأثیر وجود بازده نزولی بر مقیاس روی بهره‌وری است. بنابراین، این مطالعه وجود بازده نزولی را در رابطه میان توزیع زمین و بهره‌وری تأیید نمی‌کند. متغیر دیگر ضریب جینی زمین است که علاوه بر اینکه معنی‌دار شده، از لحاظ کمی نسبت به سایر ضرایب عدد قابل توجهی است. این امر نشان

می‌دهد که نابرابری زمین اثر مستقل و جداگانه بر میزان تولید محصول به ازای نیروی کار و یا همان بهره‌وری نیروی کار دارد. برای مشخص شدن این اثر فرض کنید بتوان مقیاس نابرابری زمین را به میزان یک انحراف معیار یعنی از چارک سوم، که در نمونه مورد بررسی عدد ۰/۷۸ است، به چارک اول، که در این‌جا عدد ۰/۴۷ است، کاهش داد. این میزان بهبود نابرابری میان کشورها، کاهشی در حدود ۰/۳۱ در مقیاس نابرابری را سبب می‌شود. حال با توجه به ضریب به‌دست آمده در جدول، این امر به معنی افزایش (۰/۱۲۴ = ۰/۴- ×۰/۳۱-) در میزان لگاریتم تولیدات کشاورزی به ازای نیروی کار است؛ به عبارت دیگر، با بهبود توزیع زمین و کاهش نابرابری آن می‌توان میزان بهره‌وری را در حدود ۱۲ درصد افزایش داد. این نتیجه نشان می‌دهد که چرا موضوع اصلاحات ارضی از منظر توزیع زمین یکی از مباحث مهم در بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله کشورهای اسلامی است. این امر، همان‌گونه که سوکولوف و انگرمن (Sokoloff & Engerman, 2000) بیان می‌کنند، می‌تواند به دلیل تأثیر قابل توجهی باشد که نابرابری زمین بر مواردی همچون توسعه آموزشی و توسعه سیاسی دارد. علاوه بر این موضوع، این نتیجه نشان می‌دهد که توزیع زمین در میان این کشورها به‌صورت بهینه صورت نگرفته است. جدای از بحث مربوط به اصلاحات ارضی و پیامدهای مثبت و منفی ناشی از اجرای آن در کشورهای مختلف، آنچه بیش از همه به نظر می‌رسد، عملکرد نامناسب بازار زمین در این کشورهاست؛ امری که باید بیش از پیش مورد توجه سیاست‌گذاران این بخش قرار گیرد.

جدول ۱. مقایسه توابع مختلف از نظر معنی‌داری پارامترهای برآورد شده و آزمون نرمال بودن جملات اخلال

نام تابع	تعداد کل ضرایب	تعداد ضرایب معنی‌دار	آماره JB	آماره R^2
کاب داگلاس	۱۱	۹	۳۳/۹۴	۰/۹۹
ترانسندنتال	۱۶	۷	۲۷۱۸۶/۵۱	۰/۹۸
ترانسلاگ	۲۶	۹	۳۵۵۷۷/۰۵	۰/۹۸
درجه دوم تعمیم‌یافته	۲۶	۱۳	۳۶۲۸/۸۷	۰/۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد در داده‌های پانل

	آزمون در سطح		آزمون برای تفاضل مرتبه اول		
متغیر	آماره	سطح معنی‌داری	آماره	سطح معنی‌داری	مرتبه پایایی
LGDPPC	۳/۲۱	۰/۹۹۹	-۸/۰۴	۰/۰۰۰	I(۱)
PLI	-۰/۳	۰/۳۸۲	-۸/۰۵	۰/۰۰۰	I(۱)
PLPC	۴/۲۵	۱/۰۰۰	-۵/۷۴	۰/۰۰۰	I(۱)
LCL	۱/۰۵	۰/۸۵۳	-۵/۹۱	۰/۰۰۰	I(۱)
LFL	-۰/۳۸	۰/۳۵۱	-۱۱/۱۲	۰/۰۰۰	I(۱)
LLIVL	۰/۵۳	۰/۷۰۴	-۸/۲۶	۰/۰۰۰	I(۱)
LRL	۳/۹۱	۱/۰۰۰	-۴/۰۷	۰/۰۰۰	I(۱)
LHL	۱/۶۳	۰/۹۴۸	-۸/۵۱	۰/۰۰۰	I(۱)
Q	۳/۶۳	۰/۹۹۹	-۹/۹۱	۰/۰۰۰	I(۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتیجه آزمون هم‌جمعی در داده‌های پانل

آزمون هم‌جمعی	آماره t	سطح معنی‌داری
کائو	-۱/۶۹	۰/۰۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج سایر آزمون‌های مربوط به روش برآورد داده‌های پانل

	آزمون معنی‌دار بودن گروه	آزمون LM بروچ پاگان	آزمون هاسمن	آزمون ناهمسانی واریانس	آزمون خودهمبستگی
آماره	۵۵/۹۹	۲۱۰۱/۴۷	۴۲/۲۶	۳۵۱/۲۱	۲۷/۳۷۱
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج برآورد معادله ۷

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
C	۴/۱۹	۹/۳۹	۰/۰۰۰
لگاریتم تولید ناخالص سرانه (LGDPPC)	۰/۶۳	۵/۴۵	۰/۰۰۰
درصد زمین‌های آبیاری شده (PLI)	۰/۴۳	۲/۰۱	۰/۰۴۴
درصد زمین‌های زیرکشت محصولات دائمی(PLPC)	۸/۶۴	۵/۸۶	۰/۰۰۰
لگاریتم سرمایه به نیروی کار (LCL)	۰/۰۵	۲/۱۵	۰/۰۳۲
لگاریتم کود به نیروی کار (LFL)	۰/۰۰۹	۱/۱۰	۰/۲۷۱
لگاریتم دام به نیروی کار (LLIVL)	۰/۱۱	۴/۰۸	۰/۰۰۰
لگاریتم زمین به نیروی کار (LRL)	۰/۳۸	۴/۱۲	۰/۰۰۰
لگاریتم واحد بهره‌برداری به نیروی کار (LHL)	-۰/۰۰۳	-۰/۱۴	۰/۸۸۶
ضریب جینی زمین (Q)	-۰/۴	-۱/۹۲	۰/۰۵۵
AR(1)	۰/۸۵	۲۵/۳۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جمع‌بندی و پیشنهادها

در پیگیری اهداف این مطالعه و پس از برآورد تابع تولید محصولات کشاورزی در میان منتخبی از کشورهای اسلامی، تأثیر توزیع زمین به عنوان یک عامل مؤثر بر تولید (بهره‌وری نیروی کار) تأیید گردید. گرچه این تأثیر از طریق وجود بازده نزولی نسبت به مقیاس اعمال نمی‌شود، به‌صورت مستقل و به میزان قابل ملاحظه‌ای بر تولید و بهره‌وری تأثیر گذاشته به‌گونه‌ای که با کاهش نابرابری به میزان یک انحراف معیار در ضریب جینی توزیع زمین - در نمونه مورد بررسی از ۰/۷۸(چارک سوم) به ۰/۴۷(چارک اول) - میزان بهره‌وری در حدود ۱۲ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه بار دیگر نشان‌دهنده اهمیت توزیع زمین به‌خصوص در بین کشورهای در حال توسعه و از جمله کشورهای اسلامی است. تأثیر توزیع زمین در بهره‌وری تولیدات کشاورزی خود عامل بالقوه‌ای در توزیع درآمد در این گونه کشورهاست. علاوه بر تأثیر توزیع زمین در توزیع درآمد در داخل کشورها، وجود توابع تولید

متفاوت که نشان‌دهنده تفاوت در میزان بهره‌وری در میان این کشورهاست، سبب تفاوت سطح درآمد در بین کشورها در طول زمان شده که این امر دلیل عقب‌ماندگی برخی کشورها در فرایند صنعتی شدن را توجیه می‌کند. در مجموع، با توجه به اهمیت برابری توزیع زمین بر افزایش بهره‌وری و در نتیجه بهبود درآمد، و با توجه به وجود مسائلی از جمله فقر، نابرابری و عقب ماندگی در میان کشورهای اسلامی، پیشنهاد می‌شود که موضوع اصلاحات ارضی در چارچوب توزیع برابر زمین و همچنین اصلاح ساختار بازار زمین به‌گونه‌ای که منجر به برابری بیشتری در توزیع زمین شود به‌طور جدی مورد توجه قرار گیرد.

منابع

امامی میبدی، ع. ۱۳۷۹. اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری. تهران: موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.

حسین زاده، ج. و سلامی، ح. ۱۳۸۳. انتخاب تابع تولید برای برآورد ارزش اقتصادی آب کشاورزی (مطالعه موردی تولید گندم). *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(۴۸): ۵۳ -۸۴.

کرباسی، ع. و رستگاری‌پور، ف. ۱۳۸۷. بررسی عوامل موثر بر توزیع اندازه مزرعه در ایران. *اقتصاد کشاورزی (اقتصاد و کشاورزی)*، ۲(۳): ۱۸۳ -۱۹۵

گجراتی، د. ۱۳۷۸. مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه.

Baltagi, B. H. 2005. Econometric analysis of panel data. New York: Wiley.

Barrett, C.B. 1996. On price risk and the inverse farm size-productivity relationship. *Journal of Development Economics,* 51:193–215.

Benjamin, D. 1995. Can unobserved land quality explain the inverse productivity puzzle?. *Journal of Development Economics*, 46:51–84.

Bhalla, S.S. 1988. Does land quality matter?. *Journal of Development Economics,* 29:45–62.

Bhalla, S.S. and Roy, P. 1988. Mis-specification in farm productivity analysis: The role of land quality. *Oxford Economic Papers*, 40:55–73.

Bardhan, P.K. 1973. Size, productivity, and returns to scale: An analysis of farm-level data in indian agriculture. *Journal of Political Economy*, 81(6):1370-1386.

Berry, R.A. 1972. Farm size distribution, income distribution, and the efficiency of agricultural production: Colombia. *American Economic Review*, 62(1):403-408.

Binswanger, H.P. and Rosenzweig, M.R. 1986. Behavioural and material determinants of production relations in agriculture. *Journal of Development Studies*, 22(3):503-539.

Brewster, J.M. 1950. The machine process in agriculture and industry. *Journal of Farm Economics,* 32(1):69-81.

Cain, M. 1981. Risk and insurance, perspectives on fertility and agrarian change in India and Bangladesh. *Journal of Development Economics*, 7(3):435-474.

Chatterjee, S. 1991. The effect of transitional dynamics on the distribution of wealth in a neoclassical capital accumulation model. Federal Reserve Bank of Philadelphia Research Working Paper.

Craig, B.J., Pardey, P.G. and Roseboom, J. 1997. International productivity patterns: Accounting for input quality, infrastructure, and research. *American Journal of Agricultural Economics*, 79:1064–76.

Deininger, K. and Squire, L. 1996. A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3): 565-91.

Deininger, K. and Squire, L. 1998. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, 57(2):259-87.

Food and Agriculture Organization of the U.N. 2010. FAOSTAT Database. Available at http://faostat.fao.org/default.aspx.

Fort, R. and Ruben, R. 2006. Land inequality and economic growth: A dynamic panel data approach. Presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006.

Fulginiti, L.E. and Perrin, R.K. 1993. Prices and productivity in agriculture. *Review of Economics and Statistics,* 75:471–82.

Galor, O., Moav, O. and Vollrath, D. 2009. Inequality in landownership, the emergence of human-capital promoting institutions, and the great divergence. *Review of Economic Studies,* 76: 143-179.

Hayami, Y. and Ruttan, V.W. 1985. Agricultural development: An international perspective. Baltimore MD: Johns Hopkins University Press.

Jeon, Y. and Kim, Y. 2000. Land reform, income redistribution, and agricultural production in Korea. *Economic Development and Cultural Change*, 48:253–68.

Lamb, R.L. 2003. Inverse productivity: Land quality, labor markets, and measurement error. *Journal of Development Economics*, 71:71–95.

Lau, L.J. and Yotopoulos, P.A. 1988. The meta production function approach to technological change in world agriculture. *Journal of Development Economics*, 31:241–69.

Mundlak, Y. 2000. Agriculture and economic growth: theory and measurement. Harvard University Press.

Otsuka, K., Hiroyuki, C. and Hayami, Y. 1992. Land and labor contracts in agrarian economies: theories and facts. *Journal of Economic Literature,* 30(4):1965-2018.

Sokoloff, K. L. and Engerman, S. L. 2000. Institutions, factor endowments, and paths of development in the new world. *Journal of Economic Perspectives*, 14:217-232.

Thompson, C. D. 1988. Choice of flexible functional forms: Review and appraisal. *Western Journal of Agricultural Economics,* 13:169-183.

Tsiddon, D. 1992. A moral hazard trap to growth. *International Economic Review*, 33(2):299-321.

Vollrath, D. 2007. Land distribution and international agricultural productivity. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(1): 202-216.

Wooldridge, J. M. 2002. Econometric analysis of cross section and panel data. Cambridge, MA: MIT Press.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی