



ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

# بازنگری شواهدی در خصوص نرخ بازده سیستم ترویجی آموزش و

## بازدید در کنیا

### مقدمه

کارایی و اثر بخشی خدمات ترویج کشاورزی عمومی در کنیا به عنوان یک مسئله بحث انگیز بوده و هنوز هم هست. دو پروژه پی در پی که توسط IDA تامین مالی شده است یعنی پروژه های ترویج ملی 1 و 2 (NEP I-II)، از ترویج کشاورزی از سال 1982، که در آن زمان بانک جهانی سیستم آموزش و بازدید (T&V) مدیریت را معرفی کرد پشتیبانی کرده اند. هدف پروژه ها، موثر تر و کارآمد تر کردن خدمات ترویج کشاورزی کنیا بود.

در پایان پروژه NEP-I در 1990، مرکز فنی بانک جهانی آفریقا، مطالعه ای را برای ارزیابی اثر پروژه های ترویج کشاورزی که آن ها را در کنیا و بورکینافاسو پشتیبانی کرده بود شروع کرد. مطالعه کنیا (بیدنلیش و اونسون 1993) نرخ بازده ترویج را 350 درصد (نرخ بازده داخلی حاشیه ای) با برآورد کران پایین 160 درصد تخمین زد. نرخ بازده ترویج در بورکینافاسو (بیدنلیش، اونسون و گبیتو 1993) به شکل مشابه به میزان 91 درصد برآورد شد. این مطالعات و نتایج آن ها توجه گسترده ای را در بانک جهانی و بخش های دیگر به خود جلب کردند.

در آن زمان وقتی که بسیاری از کشور های وام گیرنده به دلیل هزینه بالای ادراک شده رویکرد آموزش و بازدید و نیز افزایش نگرانی های بانک در خصوص نتایج واقعی و کاربردی سیستم ترویج از آن سرخورده و نا امید شدند، نرخ بازده بالای برآورد شده با استقبال زیادی البته با کمی تردید در برخی بخش ها مواجه گردید (بانک جهانی 1994، که متعاقبا توسط پارسل و اندرسون 1997 منتشر شد). با این وجود، چون این برآورد ها با استفاده از داده های نظر سنجی خانوار حاصل شده، و توسط یک نمایندگی مستقل (اداره مرکزی آمار) به جای وزارت کشاورزی جمع آوری گردیده و بر اساس روش های آماری رسمی بودند، نرخ بازده بالای برآورد شده، به ادعاهای مطرح شده توسط حامیان سیستم آموزش و بازدید اعتبار بخشید. یافته ها و نتایج، سیاست اعلام شده بانک را در استفاده از ترویج به عنوان یک برنامه اصلی در راهبرد کلی توسعه روستایی برای آفریقا (کلور 1993) توجیه و پشتیبانی کردند. از این روی بانک، فرآیند معرفی سیستم آموزش و بازدید را در آفریقا تسریع بخشید تا حدی

که در اواخر 1997، 22 کشور دارای یک برنامه ترویج ملی با استفاده از سیستم مدیریت آموزش و بازدید بودند و پروژه های فعال بانکی، مجموع سرمایه گذاری بیش از 700 میلیون دلار را پشتیبانی می کردند.

یادداشت حاضر، بخشی از مطالعه ارزیابی اثر سرمایه گذاری در ترویج کشاورزی در کنیا است که توسط اداره ارزیابی عملیات (OED) انجام شده و از طریق دو پروژه بانک جهانی NEP-I-II پشتیبانی می شود. هدف این یادداشت ویژه، آزمون استواری ارزیابی گسترده بازده اقتصادی ترویج کشاورزی در کنیا که توسط بیندلیش و اونسون برآورد شده است می باشد (1993، اصلاح شده در 1997). موضوع در چارچوب مرز داده های مقطعی موجود بررسی شده و بنا براین یافته های این تحقیق بایستی به صورت یافته های مقدماتی و اولیه در نظر گرفته شوند. هنگامی که مطالعه کامل تر OED انجام شد، از داده های پانلی برای غلبه بر محدودیت های تحمیل شده توسط تحلیل مقطعی استفاده کرده و انتظار می رود که نتایج قوی تری را ارائه دهد. با این وجود، یافته های این مقاله، محدودیت های مربوط به داده های مقطعی را در اطلاع رسانی تصمیمات سیاستی برجسته تر می کند.

به طور ویژه سه مسئله ای که به طور بالقوه می توانند اثر مهمی بر نتایج بیندلیش و اونسون (از این به بعد B&E) داشته باشند مورد بررسی قرار می گیرند. مسئله اول که مربوط به استفاده از داده های مقطعی توسط B&E می باشد، حساسیت نتایج آن ها به عوامل حذف شده احتمالی، به خصوص اثرات خاص منطقه ای ناشی از پتانسیل سودمندی و بهره وری طبیعی یا عوامل دیگر می باشد. مسئله دوم، حساسیت نرخ بازده برآورد شده به فرم تبعی یا تابع تولید مورد استفاده برای مدل سازی تولید کشاورزی است. مسئله سوم بر مسائل مربوط به داده ها تاکید می کند. همه این سه مسائل در تجزیه تحلیل نهایی، مسائل تجربی می باشند، اگرچه دو مسئله اول، از ملاحظات نظری اثبات شده در رسیدگی به داده های مقطعی و مشخصات فناوری پیروی می کنند. همان طور که در بحث ذیل خواهید دید، نتایج به اثرات منطقه ای حذف شده و ملاحظات داده ای حساسیت دارد با این حال، ظاهراً این نتایج از حیث شکل تبعی و کارکردی برای تابع تولید، قوی می باشند.

### **خلاصه مختصری از مطالعه B&E**

برآورد نرخ بازده سیستم آموزش و بازدید کنیا توسط B&E بر اساس برآورد های مربوط به تابع "فرا تولید" تجربی بود. این مطالعه به منظور غلبه بر یک محدودیت کلیدی بسیاری از مطالعاتی که سعی در اثبات اثر ترویج در چارچوب تابع تولید، یعنی تعیین مشخصات یک متغیر برونزای مناسب برای عرضه ترویج داشتند طراحی شد)

بیکاسر، اونسون و فدر (1991). B&E از یک متغیر مبتنی بر کارکنان ترویج خط مقدم استفاده می کند که به صورت نسبت کارکنان ترویج به تعداد کشاورزان در هر منطقه تعریف می شود (یک واحد مدیریتی زیر منطقه ای). چون انتصاب کارکنان به هر منطقه توسط دولت مرکزی تعیین می شود، متغیر برای فرایند تصمیم گیری خانوار برون زا بوده و از این روی یک رگرسور معتبر برای برآورد تابع تولید سطح مزرعه محسوب می شود. با این حال، داده های واقعی مربوط به گزینش و استخدام کارکنان تنها برای سال 1990 موجود بود. برای سال های قبلی، B&E چاره ای به جز ایجاد چیزی مانند نسبت کارکنان به مزرعه به شکل قرار دادی بر اساس تعداد سال های اقامت یک کارمند در یک محل نداشت. متغیر وزنی کارکنان - مزرعه، که برای پوشش دادن اثر تاخیری ترویج بر بهره وری ایجاد شده و متغیر کلیدی در محاسبه نرخ بازده ترویج می باشد با خطا اندازه گیری می شود (B&E 1993، صفحه 26، اولین و دومین پاراگراف).

طرح اولیه مطالعه B&E، بدست آوردن دیتا پانل یا داده های پانلی با بازدید مجدد از حدود 700 خانواری بود که در 1982 برای نظر سنجی بودجه خانوار روستایی کنیا مصاحبه شده بودند. اگرچه نظر سنجی 1990 قادر به جمع آوری اطلاعات مورد نیاز برای تخمین تابع تولید برای حدود 670 خانوار بود، با این حال برای 1982 اطلاعات قابل مقایسه و مشابه وجود نداشت و این مانع از برآورد مدل اثرات ثابت یا تصادفی می شد (B&E 1993، صفحه 25). با توجه به شرایط، B&E مجبور بود تا یک تابع تولید مقطعی را با استفاده از داده های 1990 به منظور کنترل عوامل خاص منطقه ای و خانوار موثر بر تولید برآورد کند به طوری که اطلاعات قابل دسترس مربوط به نظر سنجی 1982 نیز تکمیل کننده این برآورد بود. اثرات ویژه خانوار با استفاده از تولید کل و سطح زیر کشت خانوار در 1982 و سن، تحصیلات و جنسیت سرپرست خانوار کنترل شد. برای کنترل ویژگی ها و عوامل خاص منطقه ای، متغیرهای ساختگی برای "پتانسیل تولید" برای ناحیه هایی که در آن هر خوشه واقع شده بود (برای نواحی با پتانسیل متوسط و پایین) همانند شاخص های توپوگرافی (برای مناطق ناهموار و مواج) استفاده گردید. برای کنترل شرایط اقتصادی و زیر ساختی خاص منطقه، مدل رگرسیون، از میانگین های سطح خوشه 1982 برای متغیرهای دسترسی به جاده، امکانات حمل و نقل، اندازه مزرعه، سطح زیر کشت مزرعه، سرمایه دام و چارپایان سطح مزرعه، ارزش محصولات نقدی (زود بازده) تولید شده، ارزش سایر محصولات تولید شده و درآمد غیر مزرعه ای خانوار استفاده کرد.

نتایج حاصل از این مطالعه توسط B&E (1993) گزارش شده است. با استفاده از شکل کارکردی یا تابع تولید کاب-داگلاس برای مدل سازی تولید محصول، آن ها به این نتیجه رسیدند که متغیر ترویج از نظر آماری بسیار معنی دار بوده و به این ترتیب نرخ بازده حاشیه ای بر سرمایه گذاری را در ترویج حدود 350 درصد برآورد کردند) با استفاده از 415 مشاهده که در بر گیرنده همه داده های ضروری بود). متعاقباً، یک خطای پردازش داده در ایجاد متغیر ترویج کشف شده و بعد از تصحیح خطا، B&E (1992) خاطر نشان کرد که نتایج کیفی کلیدی تغییری نکرده است.

### مسائل

مسائل اصلی شامل مسائل مربوط به داده ها و مشخصات مدل بود. مسائل مربوط به داده ها ابتدا حل شد تا امکان معنی دار شدن مقایسات بعدی در میان مشخصات مختلف مدل وجود داشته باشد. در رابطه با مشخصات مدل، ابتدا مسئله شکل تبعی یا کارکردی مورد بحث قرار گرفته و سپس بحث مربوط به عوامل حذف شده خاص منطقه ای دنبال می شود.

### مسائل مربوط به داده ها

به عنوان بخشی از ارزیابی اثر OED در حال انجام پروژه ترویج کشاورزی در کنیا، تلاشی برای تطبیق خروجی سطح مزرعه ای 1990 با خروجی داده های RHBS 1982 صورت گرفت. برای این منظور، هر دو داده های نظر سنجی B&E 1990 و داده های RHBS 1990 بدست آمدند. با این حال مقایسه سطح خانوار و خوشه در میان سال های مختلف حاکی از وجود برخی تفاوت ها و ناپیوستگی ها بود.

مهم ترین مسئله، روش تجمیع محصولات کشاورزی برای دست یابی به یک خروجی سطح مزرعه ای بود. مقایسه خروجی سطح مزرعه ای در طی سال های مختلف حاکی از یک کاهش معنی دار در خروجی مزرعه ( بعد از احتساب مساحت مزرعه) از 1982 تا 1990 بود. این تغییرات جالب بوده و توجیه فوری برای آن وجود نداشت. با این حال، بررسی بیشتر داده های سطح کرت و سطح محصول از نظر سنجی 1990 نشان داد که مقادیر خروجی حاصل از محصولات مختلف برای برآورد خروجی سطح مزرعه ای جمع شده (و به عنوان متغیر وابسته در برآورد تابع تولید B&E استفاده شد). هم چنین در نظر سنجی 1990، داده های خروجی تنها برای 5 محصول اصلی (ذرت، لوبیا، سورگوم، ارزن و سیب زمینی) جمع آوری شدند.

بدیهی است که برآورد های تابع تولید گزارش شده توسط B&E (1993-1997) مناسب نیست. با این وجود، لازم به ذکر است که به طور متوسط 5 محصول حدود 70 درصد ارزش خروجی مزرعه را از داده های نمونه 1982 و 68 درصد از داده های نمونه 1997 شامل شدند. از این روی فرض منطقی این است که درصد بالای خروجی مزرعه در طی نظر سنجی 1990 حاصل شد. برای انجام تجزیه تحلیل، چون داده های نظر سنجی 1990 فاقد اطلاعاتی در خصوص قیمت های خروجی بود، قیمت های ملی برای برآورد ارزش خروجی سطح مزرعه ای برای نمونه 1990 استفاده شده است.

مزیت دسترسی به داده های خام از نظر سنجی RHBS 1982 نیز امکان باز تولید متغیر های سطح خوشه و خانوار مورد استفاده توسط B&E را داد (همان طور که در مجموعه داده های پردازش شده 1990 گنجانده شده بود). هم چنین مقایسه این متغیر ها حاکی از برخی تفاوت ها بود: الف: در متغیر های کنترل سطح مزرعه و خوشه 1982 و ب: در شاخص های کنترل آگرواکولوژیکی

همانند داده های نظر سنجی 1990، متغیر های تولید سطح خوشه و مزرعه 1982 مورد استفاده در تجزیه تحلیل B&E نیز به طور نامتناسبی تجمیع شده و بایستی بازسازی می شدند. سایر متغیر مشکل آفرین شامل متغیر های حمل و نقل و زیر ساخت (جاده) خوشه بودند. این موضوع مشخص نیست که این متغیر ها کدام مقادیر کد گذاری شده را نشان می دهند. در حقیقت، متغیرهای جایگزین زیر ساخت در داده های 1982 موجود می باشند. این متغیر ها شامل فاصله از مزرعه تا انواع مختلف جاده ها و حمل و نقل عمومی گزارش شده توسط خانوار ها بودند.

مقایسه طبقه بندی (AEZ) منطقه آگرو اکولوژیکی مورد استفاده برای تحلیل B&E با متغیر های طبقه بندی AEZ موجود در داده های 1982 نیز تفاوت هایی را نشان می دهد. علاوه بر طبقه بندی AEZ، B&E از شاخص هایی برای پتانسیل بازدهی منطقه ای (RPP) به عنوان بیشتر تفاوت ها در کیفیت زمین استفاده کردند. چون داده های 1982 دارای شاخص های PPP قابل مقایسه و مشابه نبود، این داده ها به طور مستقل گرد آوری و جمع شدند. شاخص های RPP نیز تفاوت معنی داری از شاخص های مورد استفاده توسط B&E داشتند. برای تعیین نوع مجموعه شاخص های RPP و طبقه بندی AEZ مورد استفاده، رگرسیون خروجی مزرعه بر هر

مجموعه از شاخص‌ها گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های RPP جدید و طبقه‌بندی 1982 AEZ دارای قدرت توضیحی (ضریب تبیین) بالاتری برای هر دو تولید سطح مزرعه 1982-1990 می‌باشند. در نهایت برای حفظ تاکید بر قابلیت مقایسه روش‌شناسی در راستای بحث فعلی، داده‌های ترکیبی مربوط به هزینه‌های ترویج و خروجی کشاورزی منطقه‌ای و نیز فرضیات مربوطه مورد استفاده برای محاسبه نرخ بازده ترویج همانند B&E استفاده شدند (1993).

### شکل تبعی

یک شکل کارکردی و تبعی بیش از حد محدود کننده می‌تواند سیگنال‌های غلطی در مورد ساختار فرایند تولید فراهم کند و از این روی برآیند ضرایبی را در اختیار می‌گذارند که در تدوین سیاست‌ها اهمیت آن چنانی ندارند. اگرچه برآورد تابع تولید کاب-داگلاس آسان بوده و شکل آن ساده است، با این حال محدودیت‌های پیشینی بر ضرایب وارد می‌کند که ممکن است این محدودیت‌ها معتبر نباشند. البته هر شکل کارکردی اشاره به برخی از ویژگی‌های محدود کننده دارد، موضوعی که بایستی مورد قضاوت قرار گیرد این است که انتخاب منطقی و عملی میان تعداد زیادی از اشکال تبعی ممکن کدام است ضمن این که محدودیت‌هایی ایجاد نشود که مانع از بینش واقعی شود.

وضعیت کنیا موجب ایجاد یک مشکل ویژه می‌شود. از یک سو کم‌خرجی و سادگی مدل با توجه به ماهیت مقطعی داده‌ها و لزوم شناسایی اثر ترویج بر بهره‌وری با استفاده از متغیر با درجه آزادی متوسط بسیار مطلوب است (71 منطقه وجود دارد که در این مناطق نسبت کارمند-مزرعه موجود است). از این روی، یک شکل تبعی کاملاً انعطاف‌پذیر به صورت ترانسلوگ کامل عملی نیست.

با این وجود، آزمون این که آیا شکل تبعی تفاوت معنی‌داری در مهم‌ترین ضریب یعنی متغیر عرضه ترویج ایجاد می‌کند یا نه مطلوب است. چون مطالعه کامل ساختار اصلی تولید هدف کوتاه مدت و فوری نیست، راهبرد اصلی امکان ایجاد مقداری انعطاف‌پذیری را در شکل تبعی با توجه به ورودی‌های متغیر و متغیر عرضه ترویج می‌دهد. سایر متغیرهای شاهد هنوز به عنوان شیفت‌های عرض از مبدا در نظر گرفته می‌شوند. اگرچه این راهبرد کاملاً هم‌رضایت‌بخش نیست، ولی امکان کنترل ثبات قابلیت ارتجاعی یا الاستیسته تولید را با توجه به متغیر عرضه ترویج می‌دهد.

در میان اشکال تبعی انعطاف پذیر، سه شکل جایگزین یعنی ترانسلوگ، لئونتیف تعمیم یافته و ریشه دوم کوادراتیک استفاده شدند. مدل‌ها به داده‌های اصلی مورد استفاده B&E با استفاده از تولید مزرعه‌ای ترکیب شده به صورت متغیر وابسته ولی قبل از معرفی هر گونه اصلاحات دیگر اعمال شد. ترانسلوگ از حیث خوبی برآزش (با استفاده از آمار ضریب تبیین تعدیل شده) رابطه برآورد شده بهترین عملکرد را داشت، اگرچه تابع ریشه درجه دوم عملکرد بهتری از حیث ضریب تبیین متغیر وابسته تبدیل نشده داشت. نتایج کامل اشکال جایگزین به دلیل کمبود فضا گزارش نشده است. برآورد قابلیت ارتجاعی جزیی تولید از ترانسلوگ برابر با 0.22 است که بیش از برآورد 0.14 کاب-داگلاس می‌باشد (نتایج مفصل برای مدل کاب داگلاس در زیر ارائه شده است)، با این حال انعطاف پذیری مدل ریشه درجه دوم در 0.6 پایین تر است. با این حال هر دو برآورد کمی بالاتر از یک خطای معیار از برآورد کاب داگلاس می‌باشند.

هم چنین این نتایج نشان می‌دهد که حداقل در این زمینه، تابع تولید داگلاس کاستا ممکن است زیاد محدود کننده نباشد. برای تاکید بر مسائل دیگر، و به طور مختصر، ادامه بحث ما بر اساس نتایجی است که از شکل تبعی کاب داگلاس استفاده می‌کند.

### تعیین مشخصات

مشکلات اصلی در استفاده از داده‌های مقطعی شامل رسیدگی به اثرات خاص منطقه‌ای و اثرات خاص خانوار است. تلاش B&E، کنترل این اثرات با استفاده از ویژگی‌های منطقه‌ای و متغیرهای سرمایه-انسانی خانوار است. این داده‌ها متعلق به نظر سنجی 1982 و نیز داده‌های جمع‌آوری شده برای مطالعه 1990 می‌باشند. با این حال مسئله تعیین مشخصات به دلیل این احتمال که نواحی آکروکولوژیکی (AEZ) در بخش‌های مختلف کشور (برای مثال در مناطق مختلف) احتمالاً دارای الگوها و بازدهی تولید متفاوتی می‌باشند، هنوز به قوت خود باقی مانده است. به علاوه، هم چنین احتمال دارد که گزینش کارکنان ترویجی، که یک متغیر کلیدی مورد استفاده برای اندازه‌گیری عرضه ترویج است، با پتانسیل بازدهی و بهره‌وری هر منطقه همبستگی دارد. در صورتی که استقرار کارکنان متغیر مستقل باشد، ضریب رگرسیون مربوط به متغیر ترویج می‌تواند برای مدل‌سازی و نشان دادن اثر ترویج بر تولید و بهره‌وری کشاورزی استفاده شود و از این روی تغییرات در مناطق مختلف می‌تواند فرصتی را برای اندازه‌گیری مقدار موثر و غیر اریب اثر کارکنان ترویج حاشیه‌ای استخدام شده ارائه کند. از سوی



دیگر، اگر گزینش کارکنان تحت تاثیر اثرات بهره وری منطقه ای قرار گیرد( برای مثال، اگر مناطق با پتانسیل بالاتر از نظر تخصیص کارکنان در اولویت باشند یا تعداد نسبتاً زیادی از کارکنان همانند برنامه NEP-I به آن اختصاص داده شود)، متغیر کارکنان ترویجی نیز به طور ضمنی، تفاوت های تولید و بازدهی منطقه ای را نسبت به اثر ترویج پوشش می دهد.

حتی اگر گزینش اولیه مورد نظر توسط مرکز(ساختمان وزارت امور در نایروبی) با توجه به پتانسیل مولد منطقه بی طرفانه باشد، در صورتی که کارکنان قادر به انتقال از مناطق نسبتاً نامطلوب به مناطق مطلوب تر باشند، مشکل مجدداً ایجاد می شود. این رفتار با توجه به جا به جایی کارکنان به مناطق دارای رفاه بهتر و دسترسی به زیر ساخت ها در هر منطقه و یا جا به جایی آن ها به مناطق دارای پیشرفت و پویایی بیشتر قابل درک است. متعاقباً، در صورتی که این پویایی به تولید ارزش افزوده بالاتر ترجمه شود، آنگاه نسبت کارکنان به مزرعه مجدداً همبستگی کاذب مثبت با ارزش و مقدار تولید خواهد داشت.

از نقطه نظر تجربی، خواه متغیر های سطح خوشه و متغیر های دیگر گنجانده شده در رگرسیون B&E به طور کافی اثرات خاص منطقه ای را کنترل کنند یا نه، مشکل کاهش می یابد. در غیر این صورت، رگرسیون از مسئله " متغیر های حذف شده " رنج برده و دارای برآورد های ناپیوسته و اریب خواهد بود. در این شرایط، متغیر کارکنان ترویجی به طور اشتباه به اثر ترویجی تفاوت های بهره وری بی طرفانه نسبت داده می شود. از سوی دیگر، در صورتی که گزینش کارکنان از یک قانون سرانگشتی تجربی و استاندارد تبعیت کند، یعنی یک نسبت کارکنان به مزرعه از قبل تعیین شده که معمولاً در طرح های پیاده سازی آموزش و بازدید استفاده می شود و یا در صورتی که جا به جایی کارکنان، متغیر ویژه منطقه نباشد، همبستگی بین پتانسیل تولید منطقه ای و نسبت کارکنان به مزرعه احتمالاً حدود صفر خواهد بود و ضریب برآورد شده به صورت یک برآورد غیر اریب باقی می ماند.

B&E این مشکل را تشخیص داده و سعی در کنترل اثر "گزینش کارکنان" با در نظر گرفتن آن به عنوان متغیر درونزا داشته است ( صفحه 120). با این حال، اریبی مشخصات در این مورد، یکی از متغیر های حذف شده است، متغیر عرضه ترویج با جمله خطا همبستگی دارد زیرا با اثرات حذف شده تولید و بازدهی منطقه همبستگی دارد. معادله ابزاری B&E ( صفحه 126) این مسئله را اعتبار سنجی می کند. از این روی راه حل مناسب، کنترل موثر

اثرات بهره‌وری و تولیدکنندگی است. در شرایطی که این مهم امکان‌پذیر نباشد، یک رویکرد متغیرهای ابزاری را می‌توان برای غلبه بر مسئله استفاده کرد. متاسفانه، ابزارهای معتبر (یعنی عوامل موثر بر انتصاب و تخصیص کارکنان که با تفاوت‌های تولید منطقه‌ای همبستگی ندارند)، قابل دسترس نبوده و به طور کلی کم‌تر قابل دسترس هستند. با ایجاد متغیر عرضه‌ترویجی بر اساس شاخص‌های منطقه‌ای، B&E موجب تشدید مسئله می‌شود و از این روی یک دلیل برای افزایش بزرگی ضرایب برآوردی گزارش شده توسط B&E محسوب می‌شود.

این که آیا مدل برآورد شده دارای خطاهای مربوط به مشخصات می‌باشد یا نه، می‌توان آن را تست کرد. روش مورد استفاده، در نظر گرفتن اثرات ثابت منطقه برای تایید استواری ضرایب برآوردی در نسبت کارکنان به مزرعه می‌باشد. خانوارهای نمونه‌گیری شده در نظر سنجی مربوط به 84 خوشه بودند که هر خوشه از یک زیربخش متعلق به 71 بخش مجزا در 7 منطقه بودند. در میان مشاهدات موجود برای برآورد، اطلاعات مربوط به متغیر ترویجی برای 71 بخش قابل دسترس است. از این روی، از یک سو، تغییرات کافی در متغیر کلیدی ترویج یعنی نسبت کارکنان به مزرعه برای برآورد اثر ترویج بر روی بازدهی و تولید حتی بعد از کنترل اثرات ثابت منطقه‌ای وجود دارد. از سوی دیگر، تغییرات محدود منجر به ایجاد یک مسئله می‌شود به طوری که با توجه به استفاده گسترده از متغیرهای ساختگی توسط B&E برای کنترل اثرات پتانسیل تولید منطقه‌ای و منطقه آگرو اکولوژیکی، استفاده از اثرات ثابت منطقه‌ای می‌تواند موجب حذف تغییرات معنی‌دار در متغیر عرضه-ترویج شود. با داده‌های موجود، یک راه حل تحلیلی شفاف برای حل این مسئله وجود ندارد. با این حال، معنی‌داری تجربی بالقوه آن از طریق یک سری تست‌های متوالی برای کنترل حساسیت ضریب نسبت کارکنان به مزرعه، بررسی و تعیین می‌شود. جزییات در بخش نتایج ذیل بحث می‌شوند.

دیگر مسئله بالقوه در برآورد اثرات ثابت منطقه‌ای با یک مقطع منفرد، احتمال این است که کارایی و اثر بخشی خدمات ترویجی منطقه منطقه متفاوت باشد. در صورتی که هر منطقه یک واحد اساسی سازمان دهی ترویج باشد، اثرات ثابت منطقه‌ای از اثرات ترویج غیر قابل تمایز خواهد بود. با این حال این احتمال بر خلاف فرض اساسی سیستم مدیریت آموزش و بازدید است که توسط NEP-I معرفی شده است و در عین حال برخلاف ایجاد یک سیستم ملی با ساختار سازمانی واحد و پیوسته می‌باشد به طوری که بر خلاف سیستم‌های ترویجی پیشین است که به طور متفاوتی سازمان دهی شده و به صورت ناکارآمد تلقی می‌شوند.

این که آیا موارد فوق صحت دارد یا نه، یک سوال تجربی بوده و می توان آن را به صورت آماری با در نظر گرفتن شرایط متقابل برای اثرات منطقه و ترویج علاوه بر اثرات منطقه خالص برای شناسایی اثر ترویج خاص منطقه ای مورد تست قرار داد. در صورتی که مناطق کاملا کارآمد باشند، ضرایب مربوط به هر منطقه، تفاوت معنی داری از یک دیگر خواهد داشت. به علاوه، اگر همگنی کارایی ترویج در مناطق مختلف را نتوان رد کرد، آنگاه دو تست دیگر را می توان با توجه به اثبات اثر کلی ترویج که با نرخ بازده هزینه ترویج اندازه گیری می شود انجام داد. یک تست، معنی داری مجموع ساده ضرایب ترویج خاص-منطقه است (که به طور ضمنی وزن برابری را به هر منطقه در نمونه می دهد). دومین تست، معنی داری مجموع وزنی اثرات ترویج خاص منطقه ای می باشد که در آن اوزان، سهم هر نمونه از هر منطقه در ارزش کل تولیدی است.

### نتایج

به دلیل خطای تجمیع برای متغیر تولید مزرعه ای که قبلا در مورد آن بحث شد، نتایج گزار شده توسط (B&E 1993, 1997) معتبر نیست. برآورد های تصحیح شده تابع فرا تولید مزرعه ای (یعنی با استفاده از مقدار باز سازی شده تولید مزرعه) به صورت مدل در جدول 1 ارائه شده است. توجه داشته باشید که به جز تصحیح انجام شده برای خطا های پردازش داده در متغیر ترویجی گزارش شده توسط B&E, 1997، سایر متغیر های توضیحی مستقل و مشخصات مدل دقیقا همانند متغیر های مورد استفاده در تحلیل اصلی (B&E 1993) بودند) برآورد اولیه ضریب متغیر ترویج برابر با 0.29 و نرخ بازدهی سرمایه گذاری ترویجی به میزان 350 درصد با کران پایین 160 درصد برآورد شد). نتایج مدل 1 حاکی از یک مقدار پایین تر ولی مشابه از نظر کیفی بود: ضریب ترویج به میزان 0.14 برآورد شد. با این حال، به ندرت در سطح احتمال 5 درصد معنی دار است.

نرخ بازده داخلی حاشیه ای آموزش و بازدید نشان داده شده با این برآورد برابر با 161 درصد است با این حال برآورد کران پایین آن اکنون پایین است. بنابر این، از نظر کیفی می توان چنین استدلال کرد که نتایج علی رغم قوی نبودن و عدم استواری، هنوز مثبت بوده و با نتایج گزارش شده (B&E 1997) هم خوانی دارد.

برای انجام تجزیه تحلیل های باقی مانده، نتایج مدل 1 در جدول 1 به صورت مورد پایه و یا مدل B&E در نظر گرفته می شود که مقایسات بعدی را می توان بر اساس آن انجام داد. نتایج باقی مانده به صورت زیر ارائه می شود. با استفاده از داده های مشابه برای متغیر های توضیحی همانند مدل (B&E 1997) بدون هر گونه اصلاحات

دیگر)، که برای اثرات ثابت منطقه ای، دامنه مدل را بسط می دهد، ستون نام گذاری شده با مدل 2 در جدول 1، نتایج استفاده از متغیر های ساختگی منطقه ای را ارائه می کند. در مدل 3، متغیر ترویج با یک سری جملات متقابل برای متغیر های ساختگی منطقه ای که با ترویج برای تست کارایی متمایز ترویج در مناطق مختلف اثر متقابل دارد جایگزین می شود. جدول 2 با در نظر گرفتن اصلاحات داده ها در متغیر های توضیحی دیگر، که در بالا بحث شد، یک مجموعه دیگر از نتایج را ارائه می کند. مدل های 1-2-3 در جدول 2، نتایج متناظر با مدل های مربوطه را در جدول 1 ولی با استفاده از داده های به روز رسانی شده نشان می دهد.

نتایج ارائه شده در جدول 1، حاکی از حساسیت ضریب متغیر ترویج به اثرات ثابت منطقه ای حتی بدون اعمال هر گونه تغییرات دیگر است. ضریب ترویج از 0.14 تا -0.03 متغیر بوده و در سطح 5 درصد معنی دار است ولی در سطح معنی داری استاندارد، معنی دار نیست. آزمون F برای معنی داری مشترک اثرات ثابت منطقه ای به شدت معنی دار بوده و این فرض را که متغیر های خاص منطقه و سایر متغیر ها به طور کافی اثرات منطقه ای را کنترل می کنند رد می کند. به علاوه، متغیر های منطقه آگرو اکولوژیکی در حضور متغیر های ساختگی منطقه ای دارای معنی داری مشترک می باشند و نشان می دهند که یک مجموعه از متغیر ها جایگزینی برای مجموعه دیگر از متغیر ها نیست یعنی هیچ یک قابل حذف نمی باشند. با این حال، شاخص های RPP در حضور اثرات ثابت منطقه ای به طور مشترک غیر معنی دار هستند.

همان طور که در بالا گفته شد، امکان دارد که با استفاده از تعداد زیادی از اثرات ثابت (برای AEZ، RPP و مناطق)، اثرات هر تغییر معنی دار یا اصلی در متغیر عرضه ترویج را می توان تا نقطه ای که به اثرات اضافی تبدیل شود کاهش داد. لذا، کاهش زیاد در بزرگی ضریب ترویج و معنی داری آن، مستلزم انجام برخی تحقیقات بیشتر است. به منظور تعیین این که آیا نتیجه مورد پایه نشان دهنده اثر اصلی ترویج و یا نشان دهنده اثر کاذب ناشی از عوامل حذف شده است، یک سری از تست ها انجام شدند. این موارد شامل حذف شاخص های AEZ و RPP برای تست حساسیت ضریب متغیر عرضه ترویج بودند. همان طور که در بالا گفته شد، استفاده از اثرات ثابت منطقه موجب می شود تا شاخص های RPP به طور مشترک غیر معنی دار باشند. از این روی، جای تعجبی ندارد که وقتی شاخص های RPP حذف شوند، همه ضرایب و خطا های معیار آن ها نسبت به مدل اثرات ثابت کامل (مدل 2) در جدول 1 بدون تغییر باقی خواهد ماند. سپس، مجموعه ای از شاخص های AEZ حذف شدند (علی رغم

معنی داری مشترک که در بالا گفته شد). مجدداً، هیچ گونه تغییرات قابل توجه (یا معنی دار) در پارامتر های تولید استاندارد و یا ضریب ترویجی وجود نداشت. به علاوه، برازش کلی مدل با اثرات ثابت منطقه ای و بدون AEZ (ضریب تبیین تعدیل شده برابر با 0.70) در مقایسه با مدل مورد پایه (ضریب تبیین تعدیل شده برابر با 0.65) بهتر است. در نهایت با حذف شاخص های RPP و AEZ، برازش مدل بهتر است (ضریب تبیین تعدیل شده برابر با 0.70) در حالی که ضرایب برآورد شده تفاوت معنی درای از مدل اثرات ثابت کل نشان نداد.

این آزمون ها نشان دهنده اهمیت اثرات خاص منطقه ای در توجیه و توضیح تفاوت های تولید در میان خانوار ها است. آن ها هم چنین این اطمینان را به ما می دهند که اگرچه از نظر تئوری امکان دارد که تعداد بسیار زیاد اثرات ثابت موجب ایجاد مشکل می شود تا این که به استنباط آماری کمک کند، با این حال در این کاربرد تجربی، این مسئله صدق نمی کند.

به منظور تست این فرضیه که ترویج می تواند در میان مناطق مختلف کارایی و اثر بخشی متفاوتی داشته باشد و این که اثرات منطقه ای موجب ابهام در اثر ترویجی می شوند، مدل 3 در جدول 1، نتایج رگرسیون را با در نظر گرفتن جملات متقابل بین اثرات منطقه و ترویج نشان می دهد. دو منطقه (مشاکو و میورانگا) دارای ضرایب مثبت و معنی دار از نظر آماری می باشند در حالی که منطقه (کیوزومو) دارای ضریب منفی آماری است. همه مناطق باقی مانده دارای ضریب غیر معنی دار هستند با این حال علامت آن ها منفی است. اگرچه علایم اثرات مناطق مختلف به خودی خود جالب و مهم می باشند، از نقطه نظر ارزیابی، اثرات کلی ترویج از اهمیت زیادی برخوردار است. برای دست یابی به این هدف، دو تست فوق الذکر انجام می شوند. اولی، مجموع ضرایب در هفت جمله متقابل می باشد که یک مقدار کوچک و غیر معنی دار (0.037) را به دست می دهد. یک تست مناسب تر، معنی داری مجموع وزنی اثرات ترویج خاص منطقه ای می باشد که در آن اوزان، سهم هر نمونه از هر منطقه در خروجی کل است. نتایج استفاده از جملات متقابل بین اثرات منطقه ای و ترویج نشان دهنده اثر کلی ترویج منفی (-0.246) می باشد که از نظر آماری غیر معنی دار است.

همان طور که در بالا گفته شد، تعدادی از تغییرات و اصلاحات باید در متغیر های مورد استفاده در تحلیل گزارش شده در جدول 1 اعمال شوند. این تغییرات شامل موارد زیر هستند: شاخص های جدید (متغیر های ساختگی) برای مناطق و نواحی با اندازه متوسط و کوچک، طبقه بندی AEZ موجود در مجموعه داده های 1982 RBHS،

تعیین مجدد سطح تحصیلات سرپرست خانوار ها به صورت متغیر های ساختمانی برای سطوح پایه و عالی تحصیلات، میانگین های سطح خوشه به روز رسانی شده برای درآمد غیر مزرعه ای، تولید، اندازه دارایی مزرعه و ارزش دام ها. هم چنین، متغیر های زیر ساختمانی سطح خوشه را می توان با میانگین های متناظر برای فاصله تا جاده عمومی ( که شامل جاده آسفالتی با سنگفرش و جاده های شنی است)، فاصله تا جاده های خاکی و فاصله تا نزدیک ترین مسیر های اتوبوس و ماتاتو جایگزین کرد.

نتایج حاصل از در نظر گرفتن این تغییرات و اصلاحات در جدول 2 مدل 1-3 متناظر با اصلاحات ارایه شده در جدول 1 ارایه شده است. در مدل 1، حتی مشخصات بدون اثرات منطقه ای نشان می دهد که با متغیر های به روز رسانی شده، متغیر ترویج در حال حاضر دیگر در سطح مرسوم معنی دار نیست و در حقیقت دارای یک ضریب منفی است (-0.08). متغیر های ورودی متعارف دارای ضرایب مشابه با متغیر های ورودی مدل پایه ( مدل 1) جدول 1 می باشند. آزمون اثرات ویژه منطقه ای، مدل 2، نشان می دهد که اثرات منطقه ای دارای معنی داری مشترک هستند. ضریب ترویج از نظر آماری غیر معنی دار و منفی است. کارایی ترویج خاص منطقه ای در مدل 3 تست می شود که در حال حاضر تنها ضریب منطقه ماشاکو مثبت و معنی دار است، در حالی که ضریب کریشو منفی و معنی دار می باشد. سایر مناطق دارای ضرایب منفی ولی غیر معنی دار هستند. نتایج آزمایش مربوط به مدل 3 نیز نشان می دهد که مجموع ساده اثرات ترویج خاص منطقه ای منفی ولی غیر معنی دار است (-0.9). مجموع وزنی اثر ترویج در مناطق مختلف نیز منفی (-0.15) ولی غیر معنی دار است. نرخ بازده حاشیه ای اصلی ترویج نشان داده شده با ضرایب برآورد شده از همه مدل ها در جدول 2 منفی است) برای هیچ یک از مدل ها در جدول 2، ضریب ترویج دارای علامت مثبت نیست).

### جمع بندی و نتیجه گیری

این یادداشت، بخشی از یک ارزیابی وسیع تر اصرات سرمایه گذاری در ترویج کشاورزی در کنیا می باشد که توسط OED انجام گردیده است. سرمایه گذاری توسط دو پروژه بانک جهانی که در 1982 شروع گردید پشتیبانی شده و این پروژه سیستم مدیریت آموزش و بازدید را برای خدمات ترویج عمومی معرفی کرد. اثر پروژه ها، موضوع بحث و جدل زیادی بوده است. هدف اصلی این یادداشت، بازبینی و اصلاح نتایج قبلا منتشر شده توسط بیندلیش و اونسون (1993-1997) در خصوص اثر ترویج سیستم آموزش و بازدید در کنیا می باشد.

با استفاده از داده های خانوار مربوط به سال 1990، B&E به این نتیجه رسید که نرخ بازده ترویج بسیار بالا می باشد. با این حال یافته های آرایه شده در این یادداشت نشان می دهد که نرخ بازده برآورد شده از B&E، از خطای داده و محدودیت های ناشی از داده های مقطعی رنج می برد. با تصحیح خطا های مربوط به اندازه گیری و پردازش داده های مختلف، نتایج نشان داده شده نسبت به نتایج گزارش شده توسط B&E از استواری و اعتبار کم تری برخوردار است. دومین مسئله مربوط به نتایج B&E این است که آن ها به شدت به اثرات منطقه ای حساس می باشند. برای همین مجموعه داده ها و مشخصات مدل های مقطعی که توسط B&E استفاده شده است، با استفاده از اثرات خاص منطقه ای، نمی توان نرخ بازده مثبت ترویج را اثبات کرد. نرخ بازده غیر مثبت ترویج که با مجموعه ای جایگزین از شاخص های تولید منطقه ای حتی بدون اثرات ثابت منطقه ای نشان داده شد، حساسیت به عوامل حذف شده احتمالی را برجسته تر می کند. هنگام تفسیر این نتایج بایستی یک احتیاط مهم را در نظر گرفت. اگرچه تعدادی از تست ها برای آزمون استواری نتایج در حضور اثرات ثابت منطقه ای (ناحیه ای) در نظر گرفته شده و اجرا شدند، امکان اثبات دقیق و مشخص عوامل موثر بر اثرات منطقه ای قوی وجود ندارد. این مسئله تا حد زیادی ناشی از محدودیت های تحمیل شده توسط چارچوب مقطعی است. یک تحلیل مناسب تر در این زمینه، استفاده از روش های دیتا پانل است که امکان کنترل بهتر اثرات ثابت منطقه ای را داده و اطلاعات بهتری را در مورد اثر ترویج در اختیار می گذارد.

نتیجه گیری اصلی این تجزیه تحلیل این است که اثر پیش بینی شده سیستم ترویجی آموزش و بازدید بر روی بازدهی و تولید کشاورزی در کنیا، قابل تمایز و قابل تفکیک از داده های قابل دسترس نمی باشد. نتایج مقدماتی و اولیه، حاکی از یک اثر متمایز و معنی دار در مناطق مختلف است. مجموع وزنی یک مقدار از اثرات خاص منطقه ای برای تعیین اثر ترکیبی و آزمون این که آیا آن تفاوت معنی داری از صفر دارد یا نه، استفاده می شود) اگرچه خلاف عقل سلیم است که ترویج می تواند موجب کاهش بازدهی و تولید کشاورزان شود) که با ضرایب منفی برای برخی مناطق نشان داده شده است، با این حال با کشت های ترکیبی نامناسب در برخی از مناطق این اثر ممکن است در سطح کل مزرعه حاصل شود). این آزمون نشان می دهد فرضیه مبنی بر این که سیستم آموزش و بازدید در کنیا بین 1982-1990 اثری نداشته است را نمی توان رد کرد، به بیان دیگر، داده های نمونه برداری، قادر به تایید نرخ بازده مثبت سرمایه گذاری در سیستم ترویجی آموزش و بازدید نمی باشد.

یافته ها نشان می دهند که مسائل مربوط به تحلیل های تجربی می توانند برای سیاست گذاری های بانک جهانی مفید باشند. مسئله اول مربوط به حساسیت نتایج تجربی به خطای داده های بالقوه و عدم تعیین مناسب مشخصات مدل می باشد خطاهایی که می توانند منجر به ایجاد سیگنال های سرمایه گذاری گمراه کننده و پیامد های غلط سیاست گذاری شود. این مسئله در هنگام رسیدگی به داده های ناقص و مقطعی از اهمیت زیادی برخوردار است که همگی در بسیاری از کشور ها قابل دسترس می باشند. مطالعه B&E، یک نمونه و مثال مناسب است که در آن خطاهای سهوی داده ها و تعیین مشخصات دیگر می توانند منجر به ایجاد نتایج کاملا متفاوتی شوند. یک درسی که بانک جهانی و سایر آژانس های مربوطه می توانند از این تجزیه تحلیل یاد بگیرند، لزوم هوشیاری بیشتر در زمان تجزیه تحلیل های تجربی است به خصوص از حیث کیفیت داده ها که برای پشتیبانی از سیاست های بانک جهانی از جمله لزوم اعتبار سنجی و ارزیابی یافته ها و نتایج تجربی موثر و بالقوه استفاده می شود.

همان طور که در چنین مطالعات تجربی کاملا مشخص است، لازم به تکرار است که نتایج گزارش شده در این جا، نتایج خاص و ویژه مربوط به منطقه بوده و در معرض محدودیت های ناشی از داده های قابل دسترس و موجود قرار می گیرد. اثبات دقیق و محکم نتایج قطعی و برای استنباط پیامد های سیاسی گسترده، لزوم اثبات دقیق اثرات و نیز ارزیابی نتایج تجربی در شرایط دیگر، با استفاده از داده های مناسب اغراق آمیز نخواهد بود. داده های پانلی خانوار در غلبه بر برخی از محدودیت هایی که ظاهرا اثرات قابل توجهی بر روی نتایج B&E در خصوص نرخ بازده سرمایه گذاری ترویج در کنیا دارند مفید بوده اند. کار ارزیابی اثر OED که قبلا ذکر شد، از این داده ها استفاده کرده و انتظار می رود که نتایج در اوایل 1999 قابل دسترس باشد.

جدول 1: توابع تولید با استفاده از داده های B&E

متغیر	مدل 1	مدل 2	مدل 3
عرض از مبدا			
لوگ مساحت			
لوگ اندازه خانواده			
لوگ نیروی کار استخدام شده			
لوگ نهاده های نقدی			
لوگ سرمایه مزرعه ای ثابت			



			لوگ نسبت کارکنان به مزرعه ترویج (Sfratio)
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای مشاکو
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای میورانگا
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای کریشو
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای تایتا توتا
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای ترانس نوزیا
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای بانگوما
			خروجی مزرعه، 1982 (KSH 000)
			مساحت مزرعه، 1982، (بر حسب ایکر)
			سن سرپرست (سال)
			جنسیت سرپرست (زن=1)
			تحصیلات سرپرست (بالتر از مقطع ابتدایی = 1)
			محصولات طبیعی (طبیعی=1)
			محصولات خراب شده (خراب شده=1)
			میانگین خوشه ای 1990 برای محصولات طبیعی
			میانگین خوشه ای 1990 برای محصولات خراب شده
			میانگین خوشه ای 1982 برای دسترسی به جاده ها
			میانگین خوشه ای 1982 برای دسترسی به حمل و نقل
			میانگین خوشه ای 1982 برای مساحت کشت شده
			میانگین خوشه ای 1982 برای اندازه مزرعه
			میانگین خوشه ای 1982 برای ارزش دام (KSH000)
			میانگین خوشه ای 1982 برای ارزش محصولات نقدی یا زود بازده (KSH000)
			میانگین خوشه ای 1982 برای درآمد غیر مزرعه ای (KSH000)
			متغیر ساختگی منطقه با پتانسیل متوسط
			متغیر ساختگی منطقه با پتانسیل پایین

			متغیر ساختگی مناطق ناهموار و دامنه ای
			متغیر ساختگی مناطق موج دار
			AEZ) دامنه) معنی داری مقدار F
			N
			ضریب تبیین تعدیل شده
			آزمون معنی داری مشترک اثرات منطقه ای) (مقدار F)
			آزمون مجموع اثرات Sfratio* منطقه ای) (مقدار F)
			آزمون مجموع وزنی اثرات sfratio* منطقه) (مقدار f)

یادداشت ها:

متغیر وابسته، لگاریتم مقدار تولید مزرعه ای باز سازی شده 1990 است.

متغیر ترویج، متغیر اصلاح شده مورد استفاده توسط B&E 1997 است

خطای معیار در پرانتز نشان داده شده است

به ترتیب \* و \*\* نشان دهنده معنی داری در سطح احتمال 5 و 1 درصد هستند

اثرات منطقه ای با در نظر گرفتن منطقه مشاکوس به عنوان مورد پایه برای مدل 2 متغیر از -0.23 تا 1.48

و برای مدل 2 متغیر از -1.63 تا -19 است.

جدول 2: توابع تولید با استفاده از داده های اصلاح شده

متغیر	مدل 1	مدل 2	مدل 3
عرض از مبدا			
لوگ مساحت			
لوگ اندازه خانواده			
لوگ نیروی کار استخدام شده			
لوگ نهاده های نقدی			
لوگ سرمایه مزرعه ای ثابت			
لوگ نسبت کارکنان به مزرعه ترویج(Sfratio)			
(Sfratio)* متغیر ساختگی برای مشاکو			
(Sfratio)* متغیر ساختگی برای میورانگا			
(Sfratio)* متغیر ساختگی برای کریشو			

			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای تایتا توتا
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای ترانس نوزیا
			(Sfratio)* متغیر ساختگی برای بانگوما
			خروجی مزرعه، 1982(KSH 000)
			مساحت مزرعه، 1982، (بر حسب ایکر)
			سن سرپرست (سال)
			جنسیت سرپرست (زن=1)
			تحصیلات سرپرست (بالتر از مقطع ابتدایی= 1)
			محصولات طبیعی (طبیعی=1)
			محصولات خراب شده (خراب شده=1)
			میانگین خوشه ای 1990 برای محصولات طبیعی
			میانگین خوشه ای 1990 برای محصولات خراب شده
			میانگین خوشه ای 1982 برای دسترسی به جاده ها
			میانگین خوشه ای 1982 برای دسترسی به حمل و نقل
			میانگین خوشه ای 1982 برای مساحت کشت شده
			میانگین خوشه ای 1982 برای اندازه مزرعه
			میانگین خوشه ای 1982 برای ارزش دام(KSH000)
			میانگین خوشه ای 1982 برای ارزش محصولات نقدی یا زود بازده(KSH000)
			میانگین خوشه ای 1982 برای درآمد غیر مزرعه ای(KSH000)
			متغیر ساختگی منطقه با پتانسیل متوسط
			متغیر ساختگی منطقه با پتانسیل پایین
			متغیر ساختگی مناطق ناهموار و دامنه ای
			متغیر ساختگی مناطق موج دار
			AEZ (دامنه) معنی داری مقدار F
			N
			ضریب تبیین تعدیل شده

			آزمون معنی داری مشترک اثرات منطقه ای (مقدار F)
			آزمون مجموع اثرات $Sfratio^*$ منطقه ای (مقدار F)
			آزمون مجموع وزنی اثرات $sfratio^*$ منطقه (مقدار f)

یادداشت ها:

متغیر وابسته، لگاریتم مقدار تولید مزرعه ای باز سازی شده 1990 است.

متغیر ترویج، متغیر اصلاح شده مورد استفاده توسط B&E 1997 است

خطای معیار در پرائنز نشان داده شده است

به ترتیب \* و \*\* نشان دهنده معنی داری در سطح احتمال 5 و 1 درصد هستند

اثرات منطقه ای با در نظر گرفتن منطقه مشاکوس به عنوان مورد پایه برای مدل 2 متغیر از -0.07 تا 1.36 و برای مدل 3 متغیر از -1.09 تا 0.15 است.

### زیرنویس های داخل متن:

B&E-2 سایر متغیر های ترویجی را از جمله ناظران و متخصصان موضوع را نیز استفاده کرده اند با این حال

نتایج تفاوت معنی داری نشان نداد

3- به طور متوسط، یک منطقه دارای شش بخش است و هر بخش دارای 6 محل می باشد و هر محل دارای 6 زیر محل است.

4- یک کلاستر یا خوشه، یک واحد شمارش سرشماری می باشد که توسط CBS برای قالب نمونه برداری 1982 RHBS استفاده می شود. در نمونه، هر خوشه متعلق به یک زیر محل است.

5- از نظر کمی، یک برآورد مجدد منجر به یک ضریب معنی دار آماری ترویج 0.25 به جای 0.29 گزارش شده توسط B&E می شود. برآورد متناظر نرخ بازده ترویج در کنیا برابر با 278 درصد است (بر اساس 418 مشاهده کامل) با این حال، همان طور که در زیر بحث شده است، خطای اندازه گیری بیشتری کشف شده و برآورد اصلاح شده دیگر اعتبار ندارد.

6- از کمک رابرت اونسون و ویشوا بیدنلیش در ارائه داده های 1990 و استون بلاک به دلیل ارائه داده های 1982 کمال تشکر را داریم.

7- معنی داری تفاوت ها در طی تحلیل DEA تغییرات فنی و کارایی از 1982 تا 1990 و 1990 تا 1997 مشخص شد. نتایج اولیه حاکی از پسرفت معنی دار فناوری از 1982 تا 1990 و پیشرفت های معنی دار فناوری از 1990 تا 1997 بود( جزییات در مطالعه گاتام و الوی 1990 ارائه شد). هیچ یک از این دو به طور رضایت بخشی توسط رویداد های رخ داده در کنیا از 1982 قابل توجیه نیست و نیازمند بررسی دقیق تر داده ها می باشند.

8- قیمت ها از دیتابیس سازمان خوار و بار جهانی بدست آمده و از نظر پیوستگی در صورت امکان با نظر سنجی های اقتصادی برای سال های مختلف که توسط اداره آمار مرکزی دولت کنیا منتشر شده بودند تحت ارزیابی متقابل قرار گرفتند.

9- مقادیر یا کمیت محصولات تولید شده به جای ارزش آن ها، جمع شده و بر ضریب قرار دادی 12 تقسیم می شود تا تولید سطح مزرعه مورد استفاده برای کنترل تفاوت های تولید خانوار و ارزش های میانگین خوشه ای تولید محصولات نقدی و محصولات دیگر در مطالعه B&E بدست بیاید.

10- برای مثال، در برخی از زیر محل ها، همه متغیر های زیر ساختی (از جمله متغیر هایی که در تجزیه تحلیل در نظر گرفته نمی شوند) مقدار 9 را اختیار کرده، در حالی که متغیر های دیگر مقدار 1 یا 2 را اختیار می کنند.

11- با توجه به تفاوت های مشاهده شده در شاخص های AEZ، تایید صحت شاخص های RPP به صورت بخشی از مطالعه ارزیابی اثر پروژه های ترویجی فعلی توسط OED در کنیا در نظر گرفته شد. از مساعدت موسسه دانشگاه اگرتون تگمئو کنیا به دلیل گردآوری شاخص های RPP برای مناطق مورد مطالعه قدردانی می کنیم.

شاخص های جدید بر اساس اطلاعات جمع اوری شده از گزارش های سالانه منطقه و کتابچه های مدیریت مزرعه برای کنیا می باشند.

12- برای مثال، این موجب می شود تا انعطاف پذیری جایگزینی بین نهاده ها به مقدار واحد نزدیک شود و انعطاف پذیری جزیی تولید در میان شدت های متغیر نهاده ها ثابت شود.

13- بر اساس گزارش B&E، تابع تولید شامل 5 نهاده مرسوم (زمین، نیروی کار استخدام شده، شاخص نیروی کار خانواده، نهاده های نقدی و سرمایه ثابت)، 1 متغیر ترویج، 5 متغیر برای کنترل اثرات خانوار، چهار متغیر برای کنترل اثرات آب و هوا، 13 متغیر آگرواکولوژیکی، و 9 متغیر کنترل منطقه ای و زیر ساختی است.

14- برای مثال، سطح تحصیلات منطقه ای میانگین سرپرست خانوار ها، قابلیت دسترسی به ترویج تحت سیستم های قبلی (که بر اساس گزارشات به سمت مناطق پیشرفته و پر تولید اریبی داشت)، و اراضی ناهموار و کوهستانی دارای اثر مثبت و معنی دار در توجیه تغییرات در متغیر عرضه ترویج می باشند و این در حالی است که شاخص های پتانسیل پایین و متوسط دارای علامت منفی می باشند. تعداد مزارع و اندازه متوسط خانوار ها در یک محل، اثر منفی غیر منتظره بر روی تخصیص و گزینش کارکنان دارد.

15- اگر مشکل ناشی از حذف اثرات تولید و بهره وری منطقه ای باشد، که یک همبستگی بین نسبت کارکنان-به مزرعه و جمله خطا ایجاد می کند، استفاده صریح از اثرات ثابت منطقه ای در رگرسیون موجب حذف منبع مشکل می شود. عواملی به غیر از پتانسیل تولید منطقه ای که بر تخصیص کارکنان به مناطق مختلف اثر دارند، بعید است که با خطا های مربوط به تابع تولید سطح مزرعه ای همبستگی داشته باشند. از این روی نسبت کارکنان به مزرعه، مستقل از جمله خطای تولید بوده و OLS مناسب خواهد بود.

16- با توجه به همبستگی مثبت بین نسبت کارکنان-مزرعه و بهره وری و تولید، که توسط معادله ابزاری B&E پیشنهاد شده و با فرض این که پتانسیل تولید طبیعی اثر مثبتی بر روی خروجی دارد، می توان نشان داد که اریبی در ضریب نسبت کارکنان-مزرعه باید با استفاده از فرمول استاندارد "متغیر های حذف شده" به سمت بالا باشد) گرین (1990). با این حال، بر اساس یافته های خود، B&E به این نتیجه رسیده است که برآیند به سمت پایین اریبی دارد.

17- این یک آزمون نسبتا ضعیف است زیرا در هر منطقه، یک تغییر در میان محل های مختلف (و زیر محل ها) از نظر پتانسیل های تولید طبیعی و از این روی احتمالا از نظر تخصیص کارکنان وجود دارد. با این وجود، با توجه به محدودیت های ناشی از داده های موجود، یک آزمون ضعیف بهتر است نبودن یک آزمون است.

18- کران پایین با نرخ بازده مربوط به حد پایین تر فاصله اطمینان 95 درصد برای ضریب برآورد شده متغیر عرضه ترویج متناظر است

119- برای تایید این که آیا اریبی مشخصات در مدل با اثرات ثابت منطقه ای ناشی از همبستگی بین نسبت کارکنان-مزرعه و جمله خطا باقی می ماند یا نه، روش متغیر های ابزاری (IV) به مدل 2 در جدول 1 استفاده شد. همان طور که پیش بینی می شد، برآورد IV ضریب نسبت کارکنان-مزرعه غیر معنی دار بود ( $+0.04$ ) / از این روی مدل های باقی مانده با استفاده از OLS برآورد می شوند.

20- با توجه به اثر معنی دار متغیر های جدید بر ضریب ترویج، یک تحلیل حساسیت برای تعیین این که کدام متغیر بیشترین اثر را دارد انجام شد. نتایج (گزارش نشده) نشان می دهد که شاخص های جدید RPP دارای بیشترین اثر می باشند) و ضریب ترویج تا 0.04 کاهش یافته و غیر معنی دار بود) و بعد از آن میانگین های خوشه 1982 برای متغیر های زیر ساخت، مساحت، تولید، دارایی دام ها و درآمد غیر مزرعه ای قرار داشتند (ضریب ترویج به 0.11 کاهش یافته و غیر معنی دار بود)

21- آزمون های حساسیت نشان می دهند حتی وقتی شاخص های AEZ و RPP در حضور اثرات ثابت منطقه ای در نظر گرفته نشوند (حذف شوند)، ضریب ترویج معنی دار نشده یا مقدار آن تغییر نمی کند

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

لیست مقالات ترجمه شده ✓

لیست مقالات ترجمه شده رایگان ✓

لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI ✓

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی