

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی - سال هفتم - شماره اول - بهار ۱۳۸۶

## منابع رشد بخشی در اقتصاد ایران: مورد بخش کشاورزی

دکتر رضا حسینی<sup>۱</sup>  
دکتر حبیب‌الله سلامی<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۲/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۸۴/۹/۲۲

### چکیده

رشد کشاورزی از طریق رابطه مبادله داخلی و تعدیلات بازار عوامل به رشد اقتصاد غیرکشاورزی مرتبط می‌گردد. با فرض رشد ثابت و پایدار نهاده‌های تولید، سهم نسبتاً بزرگی از رشد بهره‌وری کل عوامل به مصرف‌کنندگان نهایی و واسطه‌ای به شکل کاهش قیمت‌های حقیقی محصولات اولیه کشاورزی می‌رسد. به دلیل این اثرات غیرمستقیم، رشد خالص سالیانه در مقدار واقعی تولید کشاورزی نسبتاً پایین نشان داده می‌شود. تجزیه عوامل تعیین‌کننده رشد کشاورزی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که اثرات قیمتی، اثر رشد نهاده‌ها، و بهره‌وری کل عوامل بر این رشد مؤثر بوده‌اند.

طبقه بندی JEL: O41, O47, Q16, Q17

واژگان کلیدی: رشد کشاورزی، بهره‌وری کل عوامل، اثرات سرریز، پیوند بین‌بخشی، ایران.

1- مدیریت ریسک بانک کشاورزی

2- عضو هیات علمی دانشکده کشاورزی دانشگاه کرج

## ۱- مقدمه

تجارب کشورهای توسعه یافته نشان می‌دهد که همگام با رشد و توسعه، سهم بخش کشاورزی در اشتغال و تولید ناخالص داخلی کاهش یافته و در فرآیند توسعه، صنعت، نقش پیشرو را ایفاء نموده و نقش کشاورزی کاهش یافته است. این پدیده بسیاری از کشورهای در حال توسعه جهان از جمله کشورمان را به پذیرش و اعمال سیاست‌های منفی بر علیه کشاورزی و تأکید بر اشتغال منابع قابل سرمایه‌گذاری کشور به صنعت و بخش عمومی سوق داده بود. در صورتی که با توجه به غالب بودن بخش کشاورزی در کشورهای درحال توسعه و فقیر، حداقل در مراحل اولیه رشد و توسعه، سرمایه مورد نیاز برای تأمین مالی رشد صنعت را همانند سایر کشورهای توسعه یافته جهان باید از بخش کشاورزی تأمین نمود. (Fei, J. C. H. and Ranis 1964) این بار مالی با دریافت مالیات، انتقال ارادی پس اندازها و بصورت می‌گیرد (Johnston Bruce, and P. 570, John Mellor 1969).

به هر حال تجارب تاریخی حاکی از این واقعیت است که بخشی از رشد هر بخش با استفاده از افزایش بهروری عوامل تولید از جمله سرمایه و نیروی کار به دست می‌آید و بخشی تحت تأثیر عوامل دیگر نظیر قیمت‌های نسبی و رابطه مبادله بین بخشها و... می‌باشد. رابطه مبادله داخلی بین بخشهای اقتصادی نیز توسط عواملی نظیر سیاست‌های تجاری و میزان قابل تجارت و غیرقابل تجارت بودن کالاها، آسان و یا محدود بودن انتقال عوامل بین بخشی و غیره تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با مفروض بودن عوامل علی اساسی تغییرات در رابطه مبادله، در این مطالعه صرفاً روی اثرات تغییرات در رابطه مبادله داخلی بر رشد تولید بخش کشاورزی متمرکز می‌شویم.

بنابراین سؤال اصلی این است که رابطه مبادله بین بخش‌های اقتصادی چه تأثیری روی رشد بخش کشاورزی می‌گذارد. در کنار این سؤال اصلی نقش قیمت‌های نسبی روی رشد بخش و تأثیر عوامل تولید بر رشد نیز بررسی می‌شود.

سازماندهی مقاله به شرح ذیل است: در قسمت بعد مروری بر پیشینه موضوع، در قسمت سوم بررسی آماری رابطه مبادله بین بخشهای اقتصادی در بخش چهارم چهارچوب مفهومی و تجربی مدل، در بخش پنجم نتایج و تفسیر آنها و در بخش آخر خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- مروری بر پیشینه موضوع

بازنگری مطالعات قبلی درباره رشد بهروری کشاورزی در کشورهای مختلف نشان می‌دهد که اکثر بررسی‌ها روی بهروری کل عوامل (TFP)<sup>1</sup> تولید این بخش بدون در نظر گرفتن مابقی بخشهای اقتصادی انجام شده است. (Capalbo and Antle Huffman and Evenson 1993, Chavas and Cox 1994, Ball and etal 1996, Christensen, 1992, Kawagoe, Hayami and Ruttan 1992, 1988) وقتی بخش کشاورزی به صورت مجزا در نظر گرفته شود، اثر تغییرات در رابطه مبادله داخلی روی رشد مقدار واقعی تولید کشاورزی که نشان دهنده بازدهی عوامل خاص در بخش کشاورزی نیز هست، نوعاً چشم پوشی می‌شود. در یک اقتصاد باز، رابطه مبادله توسط عواملی نظیر اثرات رشد و درآمدی قانون انگل، منافع کارایی کشاورزی جهانی نسبت به غیرکشاورزی، و سیاست‌های تجاری و داخلی گوناگون تعیین می‌شود. رابطه مبادله داخلی بین بخشهای اقتصادی نیز توسط همین عوامل و میزان قابل تجارت و غیرقابل تجارت بودن کالاها، آسان و یا محدود بودن انتقال عوامل بین بخشی و غیره تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین اگر عوامل و نهاده‌های کلی اقتصاد از لحاظ بین‌المللی قابل تجارت نباشند، در آن صورت تغییرات مؤثر بر بخشهای دیگر اقتصاد، احتمالاً بخش کشاورزی را از طریق تعدیلات بازار عوامل تحت تأثیر قرار دهد.

این مقاله با استفاده از بررسی‌های قبلی بویژه مطالعات گوبیناس و رونه به تحلیل رشد بخش کشاورزی از طریق به‌کارگیری رویکرد تابع تولید بخشی برای برآورد اثرات سطح از تغییرات در سطح موجودی نهاده، و در قیمت‌های نسبی، و اثرات نرخ درباره رشد بهروری کل عوامل روی ارزش واقعی تولید کشاورزی می‌پردازد. رویکرد ناپارامتریکی از قضیه کوادراتیک دیورت (1976)<sup>2</sup> با تابع تولید ناخالص

1. Total Factor Productivity.

2. Quadratic Approximation Lemma of Diewert.

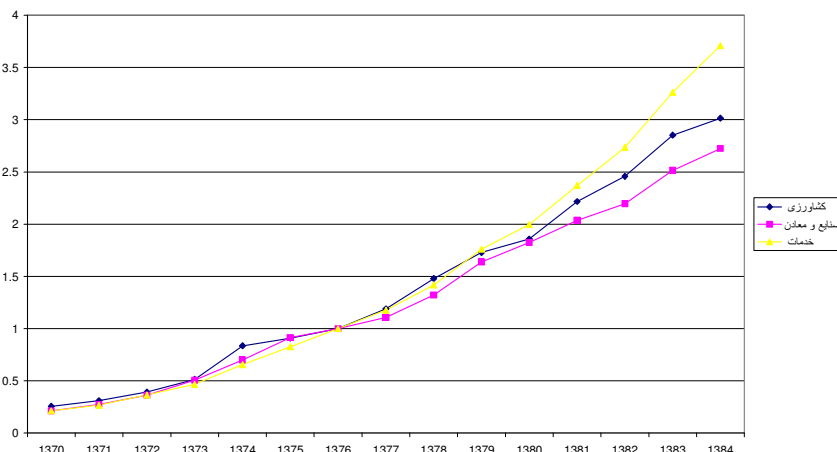
بخشی برای بهدست آوردن شاخص قیمت‌های واقعی، تولید و نهاده‌ها و بهر موری کل عوامل به‌کار برده می‌شود. (Diewert, W. E. 1976, P. 131) همچنین از رویکرد تجربی ارائه شده به‌وسیله برای شناسایی منابع رشد بهر موری کل عوامل استفاده می‌شود (Backus, Kehoe and Kehoe, 1992, p.378).  
منافع کارایی (رشد در بهر موری کل عوامل)، نظیر سرمایه‌گذاری عمومی در تحقیق و توسعه و زیرساختها عموماً به اثرات خارجی تکنولوژی برمی‌گردند که کمتر در زمره گزینه‌ها و انتخاب‌های تولیدکنندگان خصوصی فردی است و باید بیشتر دولت در این زمینه سرمایه‌گذاری کند. در واقع بازار به تنهایی قادر به درونی ساختن این اثرات خارجی تکنولوژی نیست.  
تحلیل پارامتریک برای شناسایی منابع رشد بهر موری کل عوامل، دارای علامت ضرایب مورد انتظار است ولی تحلیل از واریانس بزرگ در سری‌های بهدست آمده از تحلیل‌های غیر پارامتریک صدمه می‌بیند. به هر حال با یکنواخت کردن سریها (فیلتر هودریک-پرسکات) و استفاده از تحلیل‌های حساسیت (Levine, R. and D. Renelt 1992, p. 945)، ضرایب مستحکم‌تری از اعتبارات برنامه تحقیقات کشاورزی و اثرات سرریز تولید بخش روی رشد بهر موری بهدست می‌آید. (Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, 1980) اثرات سرریز تولید سایر بخشهای اقتصادی نظیر صنعت و خدمات روی رشد بهر موری کل عوامل بخش کشاورزی نسبتاً "کوچک" است.

### ۳- رابطه مبادله بین بخشها

بررسی وضعیت رابطه مبادله بین بخشها در ایران نیز نشان می‌دهد که روند تغییرات شاخص قیمت‌های واقعی سه بخش کلی اقتصاد یعنی کشاورزی، صنایع و معادن، و خدمات برای سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۴ به گونه‌ای است که رابطه مبادله بخش کشاورزی نسبت به مابقی بخشهای اقتصاد و نسبت به سال پایه ۱۳۷۰ کاهش یافته است. وقتی رابطه مبادله داخلی بر ضد بخش باشد، ارزش کالاهای تولید شده و ظرفیت بخش برای جذب منابع کل اقتصاد می‌تواند به طور معکوس تحت تأثیر قرار گیرد. اگر برای مثال، رابطه مبادله به نفع بخش خدمات باشد که از نیروی کار نسبتاً بیشتر استفاده می‌کند، آنگاه قضیه استاپلر-ساموئلسن بیانگر این است که قیمت نیروی کار افزایش خواهد یافت.

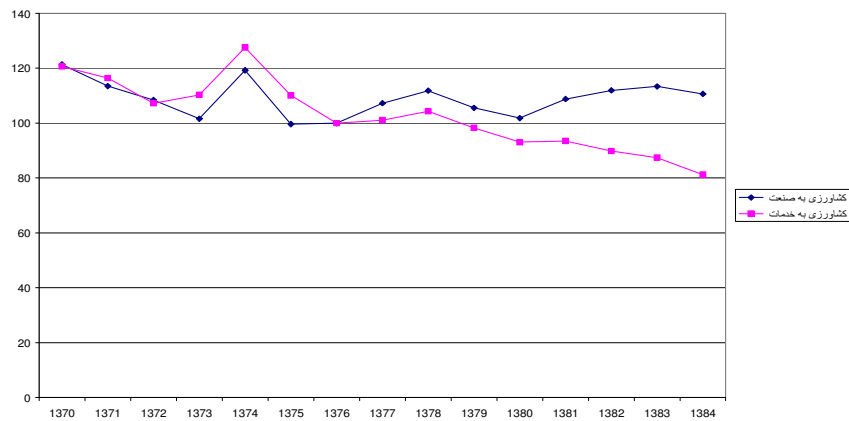
(Jorgenson, D. W. and etal. 1987, p. 128 & Gopinath, M. and T. L. Roe 1996, p. 125).  
به هر حال رشد یک بخش به بخشهای دیگر فشار می‌آورد تا برای منابع کل اقتصاد رقابت کنند. نرخ بازدهی پایین‌تر عوامل خاص تولید در یک بخش و قیمت‌های بالاتر برای منابع کل اقتصاد، توانایی بخشی مانند بخش کشاورزی را برای جذب منابع تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نمودار ۱- روند شاخص ضمنی قیمت بخشهای اقتصادی کشور



داده‌های کلی بخش کشاورزی از سالنامه‌های آماری و داده‌های تولید اقلام عمده زراعی و سطح زیر کشت برای دوره ۱۳۵۶ تا ۱۳۷۶ از سلامی و اشراقی (سلامی، حبیب ا... و فرشید اشراقی، ۱۳۸۰، صص ۲۱-۷). و از ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۴ از سالنامه‌های آماری کشور و اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی به روز شده است. نتایج نشان می‌دهد در طول دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۴ به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶، رشد سالیانه در ارزش واقعی تولید کشاورزی، صنایع و معادن، و خدمات به ترتیب برابر با ۳/۷، ۵/۹ و ۴/۱ درصد بوده است. بهر موری کل عوامل، عامل عمده رشد کشاورزی بوده که اگر با قیمت‌های ثابت ارزیابی شود، نشان می‌دهد که با ثابت نگه داشتن عوامل تولید، با نرخ حدود ۲/۳ درصد رشد می‌کند. به هر حال شاخص قیمت‌ها در بخش کشاورزی با نرخ متوسط ۱۷ درصد رشد کرده ولی رشد این شاخص در بخش‌های صنعت و خدمات به ترتیب ۱۸ و ۲۲ درصد بالاتر از بخش کشاورزی بوده است. نمودار ۲ نشان می‌دهد که شاخص رابطه مبادله بخش کشاورزی نسبت به بخش خدمات در طول دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۴ با نوساناتی روند نزولی داشته و رشد نهاده‌های کل هم نسبتاً ثابت و در حدود ۱/۱ درصد بوده است.

نمودار ۲- شاخص رابطه مبادله داخلی بین بخش‌های کشاورزی-صنایع و معادن و کشاورزی-خدمات



#### ۴- مدل

در مورد تولید  $Y_j$  دو بخش تولیدی کشاورزی (A) و غیرکشاورزی (N) و سه نهاده  $(v_A, v_N, v_E)$  را در نظر بگیرید که در اینجا  $J=A, N$  و بردار نهاده‌های  $v_j$  شامل نهاده‌های خاص بخش J و  $v_E$  برداری از عوامل کلی و عمومی اقتصاد نظیر نیروی کار است.

به پیروی از وودلند (۱۹۸۲)، تابع تولید ناخالص داخلی (GDP) کلی اقتصاد به صورت زیر تعریف می‌شود که در آن تولید دو بخش A و N را با توجه به محدودیت موجودی عوامل هر بخش حداکثر می‌کنیم:

$$G(P_A, P_N, v_A, v_N, v_E, \gamma) \equiv \text{Max}_{\chi} \{ P_A \cdot Y_A(v_A, v_E^A; \gamma_A) + P_N \cdot Y_N(v_N, v_E^N; \gamma_N) \} \quad (1)$$

$$\chi = \{ (v_A, v_N, v_E^A, v_E^N) : v_A \leq v_A, v_N \leq v_N, v_E^A + v_E^N \leq v_E \} \quad (2)$$

در این معادلات  $Y_A$  و  $Y_N$  توابع تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس (توابع تولید vintage) هستند (Diewert 1980). توجه شود که ضریب لاگرانژ این مسأله حداکثرسازی با محدودیت قیمت‌های سایه‌ای سه نوع نهاده  $(\lambda_A, \lambda_N, \lambda_E)$  هستند. مجموعه امکان پذیر و عملی تولید  $\chi$  با میزان موجودی عوامل بخش خصوصی محدود می‌شود. متغیر  $\gamma_j$  در تابع  $Y_j$  اثرات خارجی است و به عبارتی "تکنولوژی" یا "سطح کارایی" را نشان می‌دهد که به عنوان معیاری از بهر موری کل عوامل در نظر گرفته می‌شود. منافع کارایی ممکن است شامل افزایش در موجودی دانش و زیرساختها، یادگیری حین انجام کار و اندازه مقیاس و عوامل دیگری باشد.

ویژگی پوش تابع  $G$  بیانگر این است که:  $G/\partial p_j = y_j \partial$  که  $J=A,N$  عرضه  $J$  امین تولید بخش و  $G/\partial v_i = \lambda_i \partial$  که  $i=A,N,E$  یعنی  $i$  امین بازدهی عوامل یا تقاضای معکوس نهاده است. <sup>۱</sup> با فرض جوابهای  $(v_E^*, v_A^*, v_N^*, \lambda_A, \lambda_N, \lambda_E)$  برای مسأله معادله ۱، آن را به صورت زیر مجدداً تعریف می‌کنیم:

$$\text{Max}\{[p_A \cdot Y_A(v_A, v_E; \gamma_A) + p_N \cdot Y_N(v_N, v_E; \gamma_N)] : v_E \leq \bar{v}_E, v_A \leq \bar{v}_A, v_N \leq \bar{v}_N, j=A,N\} \quad (۳)$$

جواب مسأله معادله ۳ عبارت است از:

$$G(p_A, p_N, \bar{v}_A, \bar{v}_N, \bar{v}_E; \gamma) = g_A(p_A, v_E^{A*}, \bar{v}_A, \gamma_A) + g_N(p_N, v_E^{N*}, \bar{v}_N; \gamma_N) \quad (۴)$$

به تابع  $GDP$  بخشی برمی‌گردد، که تحت شرایط و قواعد معین، مجموعه تکنولوژی تولید را مشخص می‌کند (Diewert, W. E. 1976, p. 120) این تابع تولید همگن از درجه یک در هر قیمت  $P_j$  و موجودی عوامل  $(v_E^*, v_j)$  است و دارای همان ویژگیهای تابع  $GDP$  کل اقتصاد است. تابع  $g_j$  و شکل تابعی خاص آن (تابع ترانسلوگ) اساس تحلیل‌های ناپارامتریک سهم‌های رشد عوامل مختلف (قیمت، موجودی نهاده‌ها، و بهر موری عوامل تولید) در تولید بخشی است (Kohli, U. R. 1993, p. 610). در حالی که رویکردهای ناپارامتریک دیگری نیز برای تحلیل بهر موری وجود دارد، این رویکرد دوگان را عمدتاً به‌خاطر مزیت تجربی‌اش در مدل‌سازی تغییرات قیمت نسبی انتخاب می‌کنند (Chavas, J. P. and T. L. Cox. 1988, p. 360) تابع تولید بخش کشاورزی  $(g_A)$  که از این به بعد برای راحتی با  $g$  نشان داده می‌شود با چهار محصول، چهار نهاده خاص بخش و یک نهاده کلی و عمومی اقتصاد در نظر گرفته می‌شود. به ازای بردار قیمت‌های حقیقی مفروض  $(p_A)$ ، بردار سطح نهاده‌های خاص بخش  $(v_A)$ ، و سطح نهاده عمومی اقتصاد به‌کار گرفته شده در این بخش  $(v_E)$ ، شاخص بهر موری دوره  $t$  را (همان‌گونه که به‌وسیله دیورت و موریسون (۱۹۸۶) برای تابع  $GDP$  کل اقتصاد بسط داده شد. (Diewert, W. E. and C. J. Morrison, 1986, p. 662) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R^t(p, v_E, v) = g(p, v_E, v; \gamma^t) / g(p, v_E, v; \gamma^{t-1}) \quad (۵)$$

$R^t(p, v_E, v)$  درصد افزایش در  $GDP$  بخشی (ارزش‌گذاری شده برحسب قیمت‌های سال پایه) است که با تکنولوژی دوره  $t$  می‌تواند تولید شود. دو مورد خاص معادله ۵ عبارتند از:

$$R_L^t = g(p^{t-1}, v_E^{t-1}, v^{t-1}; \gamma^t) / g(p^{t-1}, v_E^{t-1}, v^{t-1}; \gamma^{t-1}) \quad (۶)$$

$$R_p^t = g(p^t, v_E^t, v^t; \gamma^t) / g(p^t, v_E^t, v^t; \gamma^{t-1}) \quad (۷)$$

$R_L^t$  شاخص نوعی لاسپیرز است که از قیمت‌های محصول و مقادیر نهاده‌های اولیه در دوره  $t-1$  به‌عنوان سال پایه استفاده می‌کند، در حالی که  $R_p^t$  شاخص بهر موری نوعی پایه است که بر مبنای قیمت‌ها و مقادیر دوره  $t$  محاسبه می‌شود. از آنجا که معادله ۶ و ۷ قابل مشاهده نیست، میانگین هندسی از این دو می‌تواند با استفاده از یک شکل تابعی ترانسلوگ برای تابع  $GDP$  بخشی به‌دست آید. شکل ترانسلوگ تابع  $GDP$  بخشی عبارت است از:

$$\begin{aligned} \ln g(p_A, v_E, v_A; \gamma_A) = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln p_{Aj} + (1/2) \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_{jk} \ln p_{Aj} \ln p_{Ak} + \sum_{i=1}^m \beta_i^t \ln v_{Ai} + \\ & \beta_E^t \ln v_E + (1/2) \sum_{i=1}^m \sum_{il=1}^m \beta_{il} \ln v_{Ai} \ln v_{Al} + (1/2) \beta_{EE} (\ln v_E)^2 + \sum_{j=1}^n \zeta_{Ej} \ln p_{Aj} \ln v_E + \sum_{i=1}^m \zeta_{Ei} \ln v_{Ai} \\ & \ln v_E + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \rho_{ji} \ln p_{Aj} \ln v_{Ai} \end{aligned}$$

۱. برای اطلاعات بیشتر درباره ویژگی پوش تابع  $G$  و به‌دست آوردن مشتقات آنها به (woodland 1982) رجوع شود.

با قرار دادن  $\sum_j \alpha_j^t = 1$  و  $\sum_j \beta_j^t = 1$  و برابر صفر قرار دادن همه جمع‌سازي پارامترهاي مرتبه دوم، ویژگی‌هاي همگني این تابع به‌دست مي‌آيد. از این تابع رابطه زیر حاصل مي‌شود:

$$g^t(p^t, v_E^t, v^t; \gamma^t) = \sum_{k=1}^k P_{Ak}^t Y_{Ak}^t = \lambda_{EV}^t v_E^t + \sum_{l=1}^L w_{Al}^t v_{Al}^t \quad (۸)$$

در اینجا  $v_E$  مقدار عامل عمومي اقتصاد است که در این بخش به‌کار گرفته شده و  $w_A$  برداري از بازدهي عوامل خاص بخش است. میانگین هندسي دو شاخص لاسپیروز و پاشه به صورت زیر مي‌باشد:

$$(R_L^t, R^t p^t)^{1/2} = a/b \cdot c \cdot e \quad (۹)$$

$$a = p^t y^t / p^{t-1} y^{t-1} \quad (۱۰)$$

$$\ln b = (1/2) \sum_{k=1}^K (p_k^t y_k^t / p_k^{t-1} y_k^{t-1} + p_k^{t-1} y_k^{t-1} / p_k^{t-1} y_k^{t-1}) (\ln p_k^t / \ln p_k^{t-1}) \quad (۱۱)$$

$$\ln c = (1/2) \sum_{l=1}^L (w_l^t v_l^t / p^t y^t + w_l^{t-1} v_l^{t-1} / p^{t-1} y^{t-1}) (\ln v_l^t / \ln v_l^{t-1}) \quad (۱۲)$$

$$\ln e = (1/2) (\lambda_{EV}^t v_E^t / p^t y^t + \lambda_{EV}^{t-1} v_E^{t-1} / p^{t-1} y^{t-1}) (\ln v_E^t / \ln v_E^{t-1}) \quad (۱۳)$$

توجه شود که سمت معادله راست ۹ مي‌تواند با استفاده از داده‌هاي قيمت و مقدار جمعي شده ارزیابي شود. در معادله ۹،  $a$  بیانگر رشد در ارزش واقعي توليد،  $b$  شاخص ترانسلوگ قيمتي توليد، و بنابراین  $(a/b)$  شاخص ضمنی مقداري توليد است، در حالی که  $c$  و  $e$  شاخص‌هاي مقداري نهاده‌هاي اوليه خاص بخش و نهاده عمومي کل اقتصاد است. سهم نهاده‌ها و قيمت واقعي به رشد در GDP واقعي کشاورزي مي‌تواند با تجزيه شاخص‌ها در معادلات ۱۱ و ۱۲ به‌دست آيد. (Diewert, W. E. and C. J. Morrison, 1986, p. 665) اثر قيمتي واقعي توليد براي هر کالاي  $k$  با  $\ln b_k$  نشان داده شده است در حالی که براي هر نهاده  $l$ ، اثر سطح نهاده با  $\ln c_l$  داده شده است. براي نمونه  $b_k$  به منزله تغيير در توليد واقعي کشاورزي بين دوره  $t$  و  $t-1$  ناشي از تغيير قيمت واقعي  $k$  امين کالا از  $p_k^{t-1}$  به  $p_k^t$  با ثابت نگه داشتن ساير قيمت‌ها و نهاده‌هاي ديگر در نظر گرفته مي‌شود. معادلات ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳ اجزاي کلیدی تحليل‌هاي نابارامتریک هستند.

تحليل‌هاي پارامتریک شاخص تغيير فني (معادله ۹) را به اجزاي تجزيه مي‌کند که مي‌تواند به طور مستقيم يا غيرمستقيم توسط سياست اقتصادي تحت تأثير قرار گيرد. این شاخص به پسماند سولو نسبت داده مي‌شود و به اثر نرخ برمي‌گردد؛ چون در چارچوب بازارهاي رقابتي و تکنولوژی با بازدهي ثابت به مقياس، که شامل منابع تغيير فني است و ضرورتاً در زمره مجموعه انتخاب توليدکنندگان فردي نيست. مثلاً شامل "اثرات دروني ساختن" ایده‌هاي جديد، يادگيري حين انجام کار و بسط دانش يادگيري براي افزايش کارآيي است در حالی که وقتی توليدکنندگان فردي توليد خود را انتخاب مي‌کنند، برخي از این اثرات را به‌حساب نمي‌آورند. این نوع اثرات که به اثرات مقياس معروفند، در ادبيات رشد درونزا به‌خوبي مورد نظر قرار گرفته‌اند؛ چون در آنجا بازار قادر به دروني‌سازي اثرات خارجي تکنولوژیکی نيست (Grossman, 1991, G. and E. Helpman). به‌طوري که نرخهاي رشد مشاهده شده در تعادل رقابتي مي‌تواند کمتر از نرخهاي باشد که اگر سياست‌ها مي‌توانستند اثرات خارجي را دروني سازند. معادله زیر از تکنولوژی مربوطه براي صنعت  $z$  را در نظر بگيريد:

$$Y_j^t = Y_j(v_j^t, v_E^t; \gamma_j^t) \quad (۱۴)$$

در این معادله  $Y_j^t$  ستاده صنعت  $z$  در زمان  $t$ ،  $v_E^t$  نهاده عمومي اقتصاد،  $v_j^t$  نهاده خاص بخش مربوطه است. متغير  $\gamma_j^t$  اثرات خارجي متغيرهاي مقياس را اندازه مي‌گيرد. به پيروي از باکوس، کئوهه و کئوهه، (Backus, D. K., P. J. Kehoe and T. J. Kehoe, 1992, p. 381) فرض کنيد:

$$\gamma_j^{t+1} = \gamma_j^t * (1 + \delta^T H_j^t)^\sigma \quad (۱۵)$$

$\delta$  برداري از پارامترهاي مربوط به اجزاي بردار متغيرهاي مقياس  $H$  نظير: موجودي و مخارج تحقيق و توسعه، سرمايه انساني و سطح محصول دوره جاري است. از این رو رشد در بهروري کل عوامل به صورت زیر تصريح مي‌شود:

$$R^t(p, v_E, v) = g(p, v_E, v; \gamma^t) / g(p, v_E, v; \gamma^{t-1}) = (1 + \delta^T H_j^{t-1})^\sigma \quad (۱۶)$$

## 1. Spill-in.

معادله ۱۵ یا ۱۶ با استفاده از تقریب لگاریتمی زیر تخمین زده می‌شود:

$$\ln TFP_j^t = \beta_0 + \sum_k \beta_k \ln H_k^{t-1} \quad (17)$$

## ۵- نتایج

### ۵-۱- تحلیل نتایج ناپارامتریک

برآورد ناپارامتریک از سهم‌های ناشی از تغییرات در قیمت‌های حقیقی و نهاده‌ها و رشد در بهر موری کل عوامل در ارزش واقعی تولیدکشاورزی در جدولهای ۳، ۲، ۱ و ۴ (نتایج حاصل از معادلات ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳) نشان داده شده است. جدول ۱ برآوردهایی از نرخهای رشد متوسط سالیانه GDP کشاورزی، بهر موری کل عوامل و سهم‌های حاصل از نهاده‌های کل و قیمت کل کشاورزی برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۶ و ۴ و زیر دوره، تحولات بعد از انقلاب از جمله جنگ و برنامه‌های توسعه اول، دوم، سوم و چهارم تا سال ۱۳۸۴ را بر اساس روابط فوق نشان می‌دهد. همان‌طور که در بخش قبل نشان داده شد، رشد بهر موری در معادله ۹ به منزله نسبت رشد در تولید کشاورزی به رشد در کل نهاده‌ها و قیمت واقعی کل محصولات کشاورزی انداز مگیری شده است.

به‌طور متوسط در این دوره ارزش تولید کشاورزی با نرخ سالیانه ۱۹/۸ درصد رشد کرده است. سهم ناشی از قیمت کل محصولات بخش، طی دوره در حدود ۱۴/۶ درصد و سهم ناشی از کل نهاده‌ها ناچیز و در حدود ۱/۱۰ درصد است. متوسط نرخ رشد بهر موری کل عوامل (TFP) ۴/۱ درصد است. مقایسه نتایج این مقاله با نتایج گوپیناس و رونه برای کشاورزی آمریکا در دوره ۱۹۹۱-۱۹۴۹ نشان می‌دهد که منبع عمده رشد کشاورزی آمریکا، رشد بهر موری کل عوامل بوده است و لی در ایران رشد قیمت‌ها یکی از عوامل عمده رشد تولیدات کشاورزی است. (Gopinath, M. and T. Roe 1997, p 293)

جدول ۱- سهم عوامل مختلف به رشد تولید کشاورزی در دوره ۱۳۸۰-۱۳۵۶

سال	رشد ارزش تولید کشاورزی	قیمت کل	کل نهاده	بهر موری کل عوامل (قیمت‌های جاری) درصد
۱۳۵۶-۸۴	۱۹/۸	۱۴/۶	۱/۱۰	۴/۱
۱۳۵۶-۶۷	۱۸/۱	۱۲/۳	۱/۲۳	۴/۵
۱۳۶۸-۷۳	۲۶/۵	۱۸/۴	۱/۸۵	۶/۴
۱۳۷۴-۷۸	۲۱/۴	۱۵/۲	۱/۱۰	۵/۱
۱۳۷۵-۸۴	۱۶/۴	۱۲/۳	۰/۸۵	۴/۵

البته اثر قیمت کل و نهاده‌های کل روی رشد کشاورزی آمریکا منفی بوده ولی در ایران اثر نهاده‌ها روی ارزش تولیدات کشاورزی مثبت و در حدود ۱ درصد و اثر رشد بهر موری نیز مثبت و در حدود ۴/۱ درصد است. در سایر دوره‌های دیگر از جمله سالهای اولیه انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی با وجود شرایط جنگی رشد بخش کشاورزی ادامه یافت، به‌طوری که متوسط رشد دوره بیش از ۱۸ درصد بود. در دوره بازسازی پس از جنگ تحمیلی یعنی برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور، رشد بخش به بیش از ۲۶/۵ درصد رسید. دلیل اصلی این افزایش مربوط به وجود ظرفیتهای بیکار سرمایه در سالهای جنگ تحمیلی بود که در سالهای برنامه اول توسعه با آغاز دوره بازسازی و برطرف شدن تنگناهای تأمین مواد اولیه و رفع برخی از محدودیتهای رشد سربیی در تولید به‌وجود آمد.

رویکرد جدید که مدل را بر اساس عوامل خاص بخش در نظر می‌گیرد، پیوند بین بخش کشاورزی و مابقی اقتصاد از طریق رابطه مبادله (با تورم زدایی قیمت کالاها) کشاورزی به ازای افزایش قیمت متوسط در کل اقتصاد با استفاده از شاخص تعدیل قیمت GDP) و رقابت برای منابع عمومی اقتصاد (نیروی کار) فراهم می‌کند. وقتی رشد مقدار تولید با قیمت‌های تعدیل شده محاسبه می‌شود، مقدار واقعی رشد به‌دست می‌آید و در طول دوره، رشد واقعی تولید کشاورزی به طور متوسط ۴/۳ درصد بوده است که حدود ۲/۲ درصد آن سهم قیمت و ۰/۷۱ درصد سهم نهاده‌هاست. مابقی سهم بهر موری کل عوامل و پسماندهای ناشی از ملحوظ نشدن سایر عوامل در رشد است. نکته قابل ذکر این است که به‌دلیل خشکسالی سال ۱۳۷۸ نرخ

رشد بخش کشاورزی در این دوره (۱۳۷۴-۷۸) به ۱/۷۰ درصد کاهش یافت. این کاهش ربطی به اثرات قیمتی و بهر موری کل عوامل ندارد.

جدول ۲- سهم عوامل مختلف به رشد تولید کشاورزی در دوره ۱۳۷۸-۸۴

سال	رشد تولید کشاورزی	قیمت کل	کل نهاده	بهر موری کل عوامل (قیمت ثابت ۱۳۷۶) درصد
۱۳۵۶-۸۴	۴/۳	۲/۲۰	۰/۷۱	۱/۲۹
۱۳۵۶-۶۷	۴/۵	۲/۱۳	۰/۷۲	۱/۶۵
۱۳۶۸-۷۳	۵/۹	۲/۶۶	۱/۳۴	۱/۹۱
۱۳۷۴-۷۸	۱/۷۰	۲/۴۸	۱/۵۴	۱/۲۴
۱۳۷۹-۸۴	۴/۹	۲/۳۶	۱/۰۲	۲/۰۵

### ۲-۵- تحلیل نتایج پارامتریک

از معادله ۱۷ برای شناسایی منابع رشد در TFP استفاده می‌شود. بسیاری از محققان هنگام بررسی رابطه بین تحقیق و توسعه کشاورزی و رشد TFP از اهمیت باقوه مابقی اقتصاد چشم پوشی کرده‌اند (Huffman and Evenson 1993 and others). همان طوری که لوین و رنلت (Levine and Renelt 1993, p. 943) در مطالعه رگرسیون‌های رشد بین کشوری استدلال می‌کنند بسیاری از رگرسیون‌های منتخب از لحاظ چارچوب نظری یکسان هستند ولی ضرایب تخمینی متغیرهای ملحوظ در این رگرسیون‌ها ممکن است به مجموعه اطلاعات در دسترس مشروط بستگی داشته باشد. در واقع این امر به این دلیل اتفاق می‌افتد که "وقتی آزمونهای آماری روی رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته انجام می‌شود، تئوری اقتصادی تصریح جامعی از این که کدام متغیرها ثابت نگه داشته شوند، ایجاد نمی‌کند" (Cooley and LeRoy 1981, p. 825). در این بررسی از آزمونهای حساسیت مشابه کار گوپیناس و رونه (۱۹۹۷) برای کشف رابطه بین رشد TFP و متغیرهای مورد نظر با توجه به تغییرات در مجموعه اطلاعات مربوطه استفاده می‌شود.

برآوردهای اولیه پارامترهای معادله ۱۷ به علت واریانس زیاد در سریهای رشد TFP که از تحلیل ناپارامتریک به دست آمده دارای خطای استاندارد بزرگی هستند. تحلیل ما نشان می‌دهد که در حالی که برخی تخمین‌ها از لحاظ نظری دارای علامت سازگار هستند ولی اکثر آنها دارای خطای استاندارد بزرگی بوده که منجر به این نتیجه‌گیری می‌شود که آنها مهم نیستند. در این مقاله اجزای اساسی رشد سریهای که از این نوسانات با فرکانسی پایین جلوگیری می‌کنند، بررسی می‌شود. بنابراین برای یکنواخت کردن سریها از فیلتر هودریک-پرسکات (۱۹۸۰) استفاده می‌شود. در این روش مقادیر یکنواخت شده  $s_t$  برای سریهای  $x_t$  انتخاب می‌شود که مسأله زیر را حل می‌کند:

$$\min_{(s_t)} 1/T \sum_{t=1}^{T-1} (x_t - s_t) + (1/\theta) \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2 \quad (18)$$

در اینجا  $\theta > 0$  جبران تغییرات است که با متوسط تفاضل مربع دوم اندازگیری شده است. مقدار بزرگ  $\theta$  بیانگر این است که حاصل سریهای  $s_t$  یکنواختتر است. برای آزمون نامانایی سریهای فیلتر شده، از رگرسیون تفاضل نخست سری روی TFP باوقفه و تفاضل نخست ووقفه اش استفاده شده است. آزمون دیکی فولر روی متغیر TFP باوقفه، نشان می‌دهد که ضریب منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار است؛ لذا فرضیه عدم نامانایی رد می‌شود.

نتایج برآورد معادله ۱۷ با در نظر گرفتن متغیرهای میزان اعتبارات عمرانی دولت جهت برنامه تحقیق و بررسی (بعد از سال ۱۳۷۵ تحت عنوان تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی) به عنوان معیاری برای تحقیق و توسعه بخش، و ارزش افزوده بخش‌های صنعت و خدمات به عنوان معیاری برای اثرات خارجی بین‌بخشی در معادله تصحیح خطای (ECM) زیر نشان داده شده است.

$$\begin{aligned} d\ln ftp = & -0/473 d\ln ftp + 0/03 d\ln rd + 1/86 d\ln vag - 0/42 d\ln vai - 0/15 d\ln vai + 0/21 d\ln vas \\ & (1/89) \quad (2/25) \quad (3/21) \quad (-0/24) \quad (-2/21) \quad (1/27) \\ - & 0/28 d\ln f + 0/044 d\ln f - 0/21 D_{um} \\ & (-2/48) \quad (1/85) \quad 2/03 \\ R^2 = & 0/95 \quad D. \quad W = 2/02 \end{aligned}$$



در اینجا  $d\text{ltfp}$  تفاضل اول لگاریتم بهر موری کل عوامل،  $d\text{ltfp1}$  تفاضل مرتبه دوم بهر موری کل عوامل،  $d\text{lr}$  تفاضل لگاریتم اعتبارات عمرانی دولت در برنامه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی،  $d\text{lvag}$  تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی،  $d\text{lvai}$  تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت،  $d\text{lvas}$  تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات،  $d\text{lf}$  لگاریتم کودشیمیایی و  $d\text{um}$  متغیر مجازی برای سالهای جنگ عدد یک و برای بقیه سالها صفر است.

معادله مذکور با روش اتورگرسیو باوقفه توزیع شده (ARDL) تخمین زده شده است. در این روش ضمن برآوردهایی برای متغیرهای هم انباشته (co-integrated)، مدل تصحیح خطا برای برآورد ضرایب کوتاه مدت متغیرها نیز تخمین زده می‌شود. همان طوری که ضریب مربوط به اعتبارات عمرانی برنامه تحقیقات کشاورزی نشان می‌دهد، تأثیر این متغیر روی رشد سری بهر موری کل عوامل مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار است. مقدار این ضریب نشان می‌دهد در بلندمدت وقتی یک درصد اعتبارات عمرانی برنامه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی افزایش می‌یابد، باعث افزایش رشد بهر موری به میزان ۰/۰۳ درصد می‌شود. در واقع اعتبارات عمرانی برنامه تحقیقات کشاورزی، اثرات سرریز روی رشد بهر موری کل عوامل دارد.

متغیر دیگر اثرات خارجی تولید بخشهای اقتصادی روی رشد بهر موری است که نتایج مذکور نشان می‌دهند که اثر تولید کشاورزی روی رشد بهر موری عوامل بخش به منزله متغیری برای یادگیری حین انجام کار مثبت و معنی‌دار است؛ به طوری که یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش حدود ۱/۸۶ درصد رشد بهر موری را افزایش می‌دهد. در حالی که تأثیر تولید بخشهای دیگر روی رشد بهر موری عوامل بخش ناچیز و غیر معنی‌دار و در واقع اثرات خارجی تولید بخشهای دیگر روی رشد بهر موری بخش کشاورزی ناچیز و کم اهمیت است. متغیر دیگری که اثر آن بر رشد بهر موری در مدل برآورد شده، سطح نهاده کودشیمیایی است که ضریب آن در تفاضل مرتبه اول و دوم تغییر علامت می‌دهد و نمی‌توان تفسیر منطقی از آن ارائه نمود.

به طور خلاصه رشد بهر موری در بخش کشاورزی، رابطه مثبتی با سرمایه‌گذاری دولتی در تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی خاص بخش و اثرات سرریز ناشی از افزایش تولید داخل بخش دارد. نتایج تخمین نشان نمی‌دهد که اثرات سرریز از افزایش تولید بخشهای دیگر منجر به رشد بهر موری بخش کشاورزی شود.

## ۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

عامل عمده رشد در مقدار واقعی تولید کشاورزی در دوره ۸۴-۱۳۵۶ افزایش قیمت‌ها و بهر موری عوامل تولید (سالانه به طور متوسط به ترتیب حدود ۲/۲ و ۱/۲۹ درصد) بوده است. تأثیر افزایش عوامل تولید روی رشد بخش مثبت ولی کمتر بوده، هر چند رابطه مبادله بخش نسبت به مابقی اقتصاد کاهش یافته ولی به خاطر افزایش مطلق قیمت محصولات کشاورزی، نقش قیمت روی رشد بخش مثبت بوده است. این یافته نیز نتایج سلامی و اشراقی (سلامی، حبیب... و فرشید اشراقی، صص ۱۹ و ۲۰) نیز درباره تأثیر مثبت قیمت روی تولید محصولات منتخب زراعی کشاورزی را تأیید می‌کند.

مطالعات قبلی درباره تجزیه رشد تولید کشاورزی به رشد نهاده و پیشرفت فنی از اثرات رابطه مبادله با مابقی اقتصاد و رقابت میان بخشها برای جذب منابع کمیاب چشم پوشی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد تولید کشاورزی تحت تأثیر رابطه مبادله با سایر بخشهای اقتصادی قرار می‌گیرد. با مفروض گرفتن عوامل علی مختلف مؤثر بر رابطه مبادله کشاورزی، توانایی بخش برای جذب منابع تا اندازه‌ای که بازدهی عوامل خاص در بخشها نسبتاً پایین باشد و قیمت‌های منابع کلی اقتصاد بالاتر باشد، تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

منابع رشد بهر موری کل عوامل با منافع کارآیی تا اندازه زیادی به صورت یک عامل بیرونی بخش هستند. رابطه بین رشد بهر موری کل عوامل و اعتبارات عمرانی برنامه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی مثبت و معنی‌دار است. در ضمن اثرات سرریز مثبتی از ارزش افزوده کشاورزی بر رشد بهر موری کل عوامل تولید بخش وجود دارد؛ ولی اثرات سرریز تولید سایر بخشها بر بهر موری بخش کشاورزی ناچیز و کم اهمیت است.

- با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه راهکارهای زیر پیشنهاد می‌شود:
- لازم است انحراف قیمت‌های نسبی بین بخش‌های اقتصاد کاهش یابد و به عبارتی رابطه مبادله به نفع بخش‌های تولیدی بویژه بخش کشاورزی تغییر کند تا منابع تولید به سمت فعالیت‌های دلالتی و واسطه‌گری سرازیر نشود و در خدمت رشد و تولید قرار گیرد.
  - با توجه به تأثیر افزایش قیمت بخش کشاورزی روی دستمزد، بهبود رابطه مبادله به نفع بخش کشاورزی، با در نظر گرفتن وجود خانوارهای کم‌درآمد در این بخش، باعث می‌شود درآمد واقعی آنها افزایش یابد. بنابراین با عنایت به اهمیت افزایش قیمت نسبی، لازم است سیاست دولت در زمینه قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی با توجه به افزایش قیمت در سایر بخش‌ها صورت گیرد.
  - با توجه به رابطه مثبت و معنی‌دار بین رشد بهر موری کل عوامل و اعتبارات عمرانی برنامه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی لازم است برای افزایش بهر موری حجم اعتبارات مذکور افزایش یابد.

## فهرست منابع

۱. بانک مرکزی ج. ا. ایران (۱۳۷۹) جداول حساب‌های ملی به قیمت ثابت ۱۳۶۹؛ و ترازنامه سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۰.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۰-۸۱) نماگرهای اقتصادی؛ اداره بررسیها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۲۷ تا ۳۰.
۳. بانویی، علی اصغر (۱۳۷۹) بررسی و محاسبه و تحلیل ارتباطات درونی و بیرونی زیر بخش‌های بخش کشاورزی و جایگاه آنها در اقتصاد ملی با استفاده از جدول داده - ستانده؛ طرح مطالعاتی مؤسسه مطالعات برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی.
۴. حسینی، رضا و همکاران (۱۳۷۶) برآورد بهر موری موجودی سرمایه بخش کشاورزی ایران؛ طرح پژوهشی مؤسسه مطالعات برنامه‌ریزی اقتصاد کشاورزی با نظارت مؤسسه مطالعات اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
۵. سلامی، حبیب‌ا...، (۱۳۷۶) مفاهیم و اندازه‌گیری بهر موری در کشاورزی؛ فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۳۱-۷.
۶. سلامی، حبیب‌ا... و فرشید اشراقی (۱۳۸۰)، تأثیر سیاست‌های حمایتی بر روند رشد تولیدات کشاورزی در ایران؛ اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، زمستان، شماره ۳۶، صص ۲۱-۷.
7. Aschauer, D. A. (1989) Is Public Expenditure Productive?; *Journal of Monetary Economics*, 23(2), pp. 177-200.
8. Backus, D. K. , P. J. Kehoe and T. J. Kehoe. (1992), In Search of Scale Effects in Trade and growth; *Journal of Economic Theory*, pp. 377-399.
9. -Ball, V. E. , J. C. Bureau, R. Nehring and A. Somwaru (1996) *Agricultural Productivity Revisited*; Economic Research Service, U. S. Department of Agriculture, Washington DC.
10. Capalbo, S. M. , and J. M. Antle (1988) *Agricultural Productivity: Measurement and Explanation*; Resource for the Future, Washington DC.
11. Chavas, J. P. and T. L. Cox (1988) A Primal and Dual Approach to Nonparametric Productivity Analysis: The Case of U. S Agriculture; *Journal of Productivity Analysis*, 5, PP. 359-373.
12. Cooley, T. F. and S. F. LeRoy (1981) Identification and Estimation of Money Demand; *American Economic Review*, 71, PP. 825-844.
13. Christensen, L. R. (1975) Concepts and Measurement of Agricultural Productivity and Capacity of U. S. Agriculture; University of Illinois, pp. 910-915.
14. Diewert, W. E. (1976) Exact and Superlative Index Numbers; *Journal of Econometrics*, 4, pp. 115-145.
15. Diewert, W. E. (1980) Aggregation Problems in the Measurement of Capital, In Dan Usher(ed. ); *The measurement of Capital, Studies in Income and Wealth*, vol. 45, New York: National Bureau of Economic Research.
16. Diewert, W. E. and C. J. Morrison (1986) Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in Terms of Trade; *Economic Journal*, 96, PP. 659-679.
17. Fei, J. C. H. and Ranis, G. (1964) *Development of a Labor Surplus Economy, Theory and Policy*; Homewood, Illinois: Irwin.
18. Grossman, G. and E. Helpman (1991) *Innovation and Growth in the Global Economy*; Cambridge: MIT Press.
19. Gopinath, M. and T. L. Roe (1996) Sources of Growth in U. S. GDP and Economy Wide Linkages to the Farm Sector; *Journal of Agriculture and Resource Economics*, 21(2), PP. 325-340.
20. Gopinath, M. and T. L. Roe (1997); Sources; of Sectoral Growth in an Economy Wide Context: The Case of U. S. Agriculture; *Journal of Productivity Analysis*, 8, PP. 293-310.
21. Gopinath, M. and T. L. Roe (1999) Modeling Inter-Sectoral Growth Linkages: An Application to U. S. Agriculture; *Agricultural Economics*, 21, PP. 131-144.
22. Hansen, G. D. (1985) Indivisible labor and the Business Cycle; *Journal of Political Economy*.
23. Hodrick, R. J. and E. C. Prescott (1980) Post-War U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation; Working paper, Pittsburg: Carnegie-Mellon University.
24. Huffman, W. E. , R. Evenson (1994) *Science for Agriculture*; Iowa State University Press.
25. Jorgenson, D. W. , F. M. Gallop and B. M. Fraumeni (1987) *Productivity Growth in the United States*; Cambridge: Harvard University Press.

26. Kawagoe, T. , Y. Hayami and V. W. Ruttan (1985) The Inter-Country Agricultural Production Function and Productivity Differences Among Countries; *Journal of Development Economics*, 19, pp. 113-132.
27. Kohli, U. R. (1993) GNP Growth Accounting in the Open Economy: Parametric and Non-Parametric Estimates for Switzerland; *Swedish Journal of Economics and Statistics*, 129, PP. 601-615.
28. Johnston Bruce and John Mellor (1961) The Role of Agriculture in Economic Development; *American Economic Review*, 51(4), PP. 566-93.
29. Levine, R. and D. Renelt (1992) A Sensitivity Analysis of Cross-Country Regression; *American Economic Review*, 82, PP. PP. 942-963.
30. Luh, Y. and S. E. Stefanou (1993) Learning-by-Doing and the Sources of Productivity Growth: A Dynamic Model With Application to U. S. Agriculture; *Journal of Productivity Analysis*, 4, PP. 353-370.
31. Timmer, P. C. (1994) Population, Poverty and Policies; *American Economic Review*, 84(2), PP. 261-65.
32. Woodland, A. D. (1982) *International Trade and Resource Allocation*; Amsterdam, North-Holland.