

\*

## چکیده

هدف اصلی این مطالعه، تحلیل چگونگی تأثیر نهاده های تولید و تغییرات قیمتهای نسبی بخشی روی رشد ارزش افزوده بخشهای اقتصادی و روابط متقابل بین آنهاست. در مطالعه حاضر از ویژگیهای پوش تابع تولید ناخالص داخلی و کاربرد داده های سری زمانی در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۰ برای شناسایی منابع رشد و عوامل مؤثر بر تحول بخشهای کشاورزی، صنایع و معادن و خدمات استفاده شده و تأثیر رشد بین بخشها از طریق تحلیل ساختار عرضه محصول، بازدهی عوامل و پیوند آنها با همدیگر تبیین گردیده است. نتایج نشان می دهد که افزایش ستانده و بازدهی عوامل تولید بسته به شدت نسبی به کارگیری عوامل تغییر می کند. در این مطالعه همچنین بخشهای دیگر اقتصاد، بویژه اثرات افزایش

---

\* به ترتیب: دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

E-mail: majix777 @ yahoo.com  
E-mail: hoseini @ agri\_bank.com

قیمت بخش غیرقابل تجارت (اکثراً بخش خدمات) و تأثیرات منفی آن بر کشاورزی و صنعت ایران تحلیل شده است. نتایج برآورد پارامترها و کششهای مربوط روی عرضه محصول و بازدهی عوامل در بخشهای مختلف نشان می دهد که پیوندهایی قوی میان بخش کشاورزی و سایر بخشهای اقتصاد در به کارگیری عوامل تولید وجود دارد. در این راستا ماهیت پیوند های میان بخشها، با در نظر گرفتن بخش خدمات به عنوان یک بخش داخلی غالب در حالت تعادل عمومی، مشخص گردیده و سپس کششهای "تعادل عمومی" و "جزئی" برای بررسی تأثیر بخش خدمات روی بخش کشاورزی و صنعت استخراج شده است.

#### کلید واژه ها :

رشد بین بخشی، رابطه مبادله بخشی، کششهای جزئی و تعادل عمومی، کشاورزی

#### مقدمه

در گذار تاریخی توسعه دو دیدگاه درباره نقش کشاورزی در فرایند رشد اقتصادی شکل گرفته است؛ نخست دیدگاه سنتی اقتصاددانان توسعه دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ که براساس آن کشاورزی دارای ارتباطات پسین و پیشین کمی است، لذا باید منابع تولید از این بخش خارج و به بخشهای پیشرو نظیر صنعت برود. دوم دیدگاه جدیدی که براساس نظریه جانستون و ملور شکل گرفت. این دیدگاه نقشهای مهمی برای کشاورزی از جمله عرضه غذا برای مصرف داخلی، فراهم کردن نیروی کار برای اشتغال صنعتی، افزایش پس انداز برای سرمایه گذاری در سایر بخشها، عایدات ارز خارجی و... را در نظر می گیرد. برخی اقتصاددانان توسعه بر این باورند که این دو رویکرد به توسعه از طریق شناخت تفاوت بین انتقال منابع ایستا و پویا از هم منفک می شوند (Evans, 1992, 640). در "دیدگاه ایستای انتقال منابع" دولت از طریق سیاست عمومی می تواند نیروی کار، غذا و سرمایه را از بخش کشاورزی توسعه نیافته منتقل کند. انتقال پویای منابع در اقتصادی رخ می دهد که در آنجا بخش کشاورزی به واسطه سرمایه گذاری و پیشرفت فنی می تواند رشد کند، به طوری که قسمتی از این افزایش در تولید و درآمد به بخشهای غیرکشاورزی می رسد. به عبارتی انتقال پویای منابع بستگی به ارتباطات و پیوندهای قوی بین بخش کشاورزی و دیگر بخشهای اقتصاد دارد.

...

تأثیر رشد کشاورزی روی دیگر بخشهای اقتصاد به واسطه پیوندهای مهم بین آنها در به کارگیری عوامل تولید از جمله نیروی کار، موجودی سرمایه و بهره وری آنها حیاتی است. در مطالعات تجربی پیشین پیرامون بهره وری عوامل بخشی و واکنش عرضه، از پیوندهای بین بخشی فعالیتهای اقتصادی، که برای به دست آوردن منابع تولید رقابت می کنند، چشمپوشی شده است (Capalbo, 1988). در حالی که درچارچوب تعادل عمومی، بهره وری منابع خاص در یک بخش، مثلاً سرمایه یا نیروی کار در بخش کشاورزی، تحت تأثیر تقاضای سایر بخشهای اقتصادی مثل صنایع و معادن و خدمات قرار می گیرد. برای مثال تغییرات مطلوب در رابطه مبادله داخلی برای بخش خدمات در اقتصاد ایران باعث شده است تا سهم این بخش از GDP افزایش پیدا کند و حتی سهم نیروی کار آن از جمعیت شاغل از ۲۶/۳ درصد در سال ۱۳۴۵ به ۴۶/۳ درصد در سال ۱۳۷۵ افزایش یابد. همچنین شاخص قیمت بخشهای صنعت و خدمات نسبت به شاخص قیمت کشاورزی طی این دوره بیشتر تمایل به افزایش داشته است.

در همین راستا هدف این مطالعه نیز بررسی تأثیر رشد کشاورزی روی منابع و تولید بخشهای دیگر است. هدف دیگر آن مشخص کردن این نکته است که رشد بخش کشاورزی توسط چه عواملی (مثلاً افزایش قیمتها و یا انتقال منابع بین بخشی معلول تفاوت قیمتهای نسبی) رخ داده است. برای بررسی هدفهای پیشگفته این سؤال مطرح است که قیمتهای نسبی بخشی چه تأثیری روی به کارگیری عوامل تولید در بین بخشهای اقتصادی دارد. همچنین عوامل اصلی تولید چه تأثیری روی رشد ارزش افزوده بخشها دارد. فرضیه مورد بررسی این است که افزایش قیمتهای نسبی به نفع یک بخش خاص (رابطه مبادله بخشی) تأثیر مثبت روی به کارگیری عوامل تولید و رشد ارزش افزوده آن بخش دارد.

## مروری بر ادبیات موضوع

روش شناسی مورد استفاده در مطالعه پیوندهای یاد شده بیشتر متکی بر مدلهای تعادل عمومی است. این مدلها براساس داده های یک سال خاص در قالب ماتریس حسابداری اجتماعی

کالیبره می شوند (Robinson, 1989). در حالی که این رویکرد دارای برتریهایی نسبت به کاربرد مدل‌های آماری با استفاده از داده‌های سری زمانی است ولی بسیاری از پژوهشگران نظیر چیپمن و دیگران (Chipman & et al., 1991)، هانسن و هکمن (Hansen and Heckman, 1996) به اتکای بیش از حد به رویکرد کالیبره کردن انتقاد دارند چون معتقدند اطلاعات سری زمانی را به کار نمی‌گیرد. در این مطالعه از رویکرد دوم یعنی استفاده از داده‌های سری زمانی بهره گرفته شده است. در واقع به پیروی از مطالعات وودلند (Woodland, 1982) و دیورت و مورین (Diewert & Morrison, 1986) از تابع GDP بخشی استفاده گردیده و همچنین از ویژگیهای قضیه پوش همانند مطالعه کوهلی (Kohli, 1994) برای به دست آوردن عرضه محصول، بازدهی عوامل و پیوند های آنها با همدیگر، به کار گرفته شده است. همچنین اجزای بهره‌وری عوامل و جزء قیمتی رشد GDP بدون نیاز به تابع GDP دوگان اندازه‌گیری شده است. پژوهشگران مختلفی از جمله هاریگان، بروکس (Brooks, 1976)، گوپیناس و روئه (Gopinath & Roe, 1997)، گویندان و همکارانش (Govindan & et al., 1996) و کوهلی (Kohli, 1987 & 1993) از رویکرد تابع تولید ترانسلوگ برای بررسی اثرات رشد بین بخشی و اثرات قیمتی و موجودی عوامل روی عرضه محصول و بازدهی عوامل استفاده کردند. کوهلی یک تابع تولید ناخالص داخلی ترانسلوگ برای اقتصاد کانادا برآورد کرد و همین تابع را در سال ۱۹۹۰ با داده‌های اقتصاد آمریکا طی دوره ۱۹۴۸-۸۷ آزمود. او از پنج جزء عمده GDP یعنی مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، صادرات و واردات به عنوان کالا استفاده کرد. نتایج مطالعه کوهلی نشان داد که کشش تأثیرپذیری نیروی کار روی صادرات و کالاهای سرمایه‌ای و تقاضا برای واردات حدود ۳/۲ است. با توجه به کششهای ریزینسکی، صادرات و کالاهای سرمایه‌گذاری کاربرند و کالاهای مصرفی سرمایه‌بر (Kohli, 1987). گویندان و همکارانش برای اقتصاد اندونزی نیز نتیجه گرفتند که پیوندهایی قوی میان سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات وجود دارد.

## مدل مورد استفاده در این تحقیق

به پیروی از مطالعه دیوورت (Diewert, 1974) و وودلند تابع تولید ناخالص برای هر دوره

به صورت زیر تعریف می شود:

$$G^t(P,V)=\max_y\{py:(y,v)\in\tau^t\} \quad (1)$$

در این تابع  $G^t(P,V)$  حداکثر ارزش تولید ناخالص،  $p$  قیمت،  $y$  مقدار تولید،  $v$  موجودی عوامل تولید و  $\tau^t$  مجموعه فناوری موجود است. با حذف  $t$ ،  $p=(P_A, P_N, P_S)$  بردار قیمتی و  $y=(Y_A, Y_N, Y_S)$  بردار ستانده های خالص شامل بخشهای کشاورزی (A)، صنایع و معادن (N) و خدمات (S) اقتصاد کشور هستند. تابع  $G^t(P,V)$  حداکثر ارزش ستانده داخلی در ازای سطح مفروضی از نهاده های اولیه  $V=(V_R, V_L, V_K)$  زمین،  $L$  نیروی کار و  $K$  سرمایه است) و مجموعه فناوری تولید  $\tau^t$   $(y,v)$  را نشان می دهد. با فرض وجود محدودیتهای قبلی روی  $\tau^t$ ،  $G^t(P,V)$  محدب و همگن خطی از درجه قیمتها ( $p$ ) و مقعر و غیرکاهنده و همگن از درجه موجودی عوامل ( $v$ ) است. معادله ۱ و شکل تابعی خاص آن در معادله ۲ پایه تحلیلهای پارامتریک عرضه محصول (ستانده) بخشی و بازدهی عوامل تولید هستند. با در نظر گرفتن شکل تابعی ترانسلوگ برای تابع تولید ناخالص داخلی و با بسط  $\ln G^t$  حول سریهای مرتبه دوم بسط تیلور در نقطه ای که  $\ln p=0$  و  $\ln v=0$  است داریم:

$$\begin{aligned} \ln GDP^t = & \alpha_0^t + \sum_i \alpha_i^t \ln p_i + \sum_m \beta_m^t \ln v_m + 1/2 \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j \\ & + \sum_m \gamma_{im} \ln p_i \ln v_m + 1/2 \sum_m \sum_n \beta_{mn} \ln v_m \ln v_n \\ & \qquad \qquad \qquad m, n = R, L, K \qquad \qquad \qquad i, j = A, N, S \end{aligned} \quad (2)$$

با قراردادن محدودیتهای زیر در پارامترهای معادله ۲ به معادلات ۴ و ۵ خواهیم رسید:

$$\sum_i \alpha_{it} = 1, \sum_m \beta_m^t = 1, \sum \alpha_{ij} = 0 \quad (3)$$

$$\sum \gamma_{im} = 0, \sum \beta_{mn} = 0, \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad \beta_{mn} = \beta_{nm}$$

برای تجزیه و تحلیل پارامتریک از ویژگیهای قضیه پوش معادله ۱ بهره می‌گیریم. استفاده از معادله ۲ و قضیه لم شفرد این ویژگیها دلالت بر معادلات سهم عرضه محصول و تقاضای نهاده دارند:

$$\partial G / \partial p_j = y_j(p_A, p_N, p_S, V_R, V_L, V_K) \quad (4)$$

$$p_i^t \cdot y_i^t / G^t = S_i^t = \alpha_i^t + \sum_j \alpha_{ij} \ln p_j + \sum_m \gamma_{im} \ln v_m$$

$$\partial G / \partial v_i = w_i(p_A, p_N, p_S, V_R, V_L, V_K) \quad (5)$$

$$w_m^t \cdot v_m^t / G^t = S_m^t = \beta_m^t + \sum_i \gamma_{im} \ln p_i + \sum_n \beta_{nm} \ln v_n$$

از برآورد پارامترهای معادلات ۴ و ۵ واکنش عرضه محصول و بازدهی عوامل به تغییرات قیمت‌های محصول و سطح نهاده‌های اولیه محاسبه می‌شود. محاسبه کششهای جزئی قیمتی خودی و متقاطع با استفاده از پارامترهای توابع سهم تابع ترانسلوگ انجام می‌گیرد.

ضریب  $\gamma_{im}$  در معادله ۴ واکنش هر سهم محصول به تغییرات موجودی عوامل را اندازه می‌گیرد و مشابه اثرات ریزینسکی است که معمولاً به منزله تأثیر تغییر در موجودی عوامل روی سطح تولید محصول (به جای سهم آن) تعریف شده است. برای اینکه تأثیر بر مقدار تولید را نشان دهیم معادله سهم را بدین صورت در نظر بگیریم:

$$\ln y_i = \ln(S_i G / p_i) \quad (6)$$

با مشتقگیری از موجودی عوامل مثل سرمایه ( $V_k$ ) در معادله ۴ و استفاده از معادله ۲، کشش از نوع کششهای ریزینسکی به دست می‌آید:

$$\partial \ln y_i / \partial \ln v_k = \gamma_{ik} / S_i + S_k \quad (7)$$

بنابراین ضریب معادلات سهم به همراه سهم تولید بخش و نهاده‌های تولید برای محاسبه کشش از نوع ریزینسکی به کار گرفته می‌شود. همچنین برای قیمت هر عامل (رابطه ۸) مشتق نسبت به قیمت‌های محصول با استفاده از معادلات سهم ۴ و ۵ و معادله ۲، کششهای استالپر-ساموئلسن را به دست می‌دهد:

$$\ln w_m = \ln(S_m G / v_m) \quad (8)$$

...

$$\frac{\partial \ln w_m}{\partial \ln p_i} = \gamma_{im} / s_m + s_i \quad (9)$$

در ضمن می توان مشتق  $\ln w_m = \ln(S_m G / v_n)$  را نسبت به موجودی عوامل به دست آورد:

$$\frac{\partial \ln w_m}{\partial \ln v_n} = \beta_{nm} / s_m + s_{m-1} \quad \text{اگر } m=n \text{ باشد:} \quad (10)$$

$$\frac{\partial \ln w_m}{\partial \ln v_n} = \beta_{nm} / s_m + s_n \quad \text{و اگر } m \neq n \text{ باشد:} \quad (11)$$

### داده های آماری

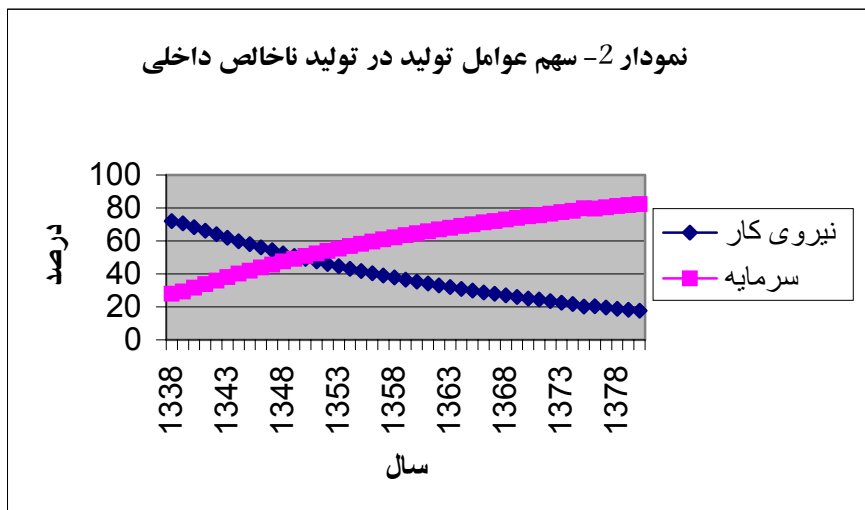
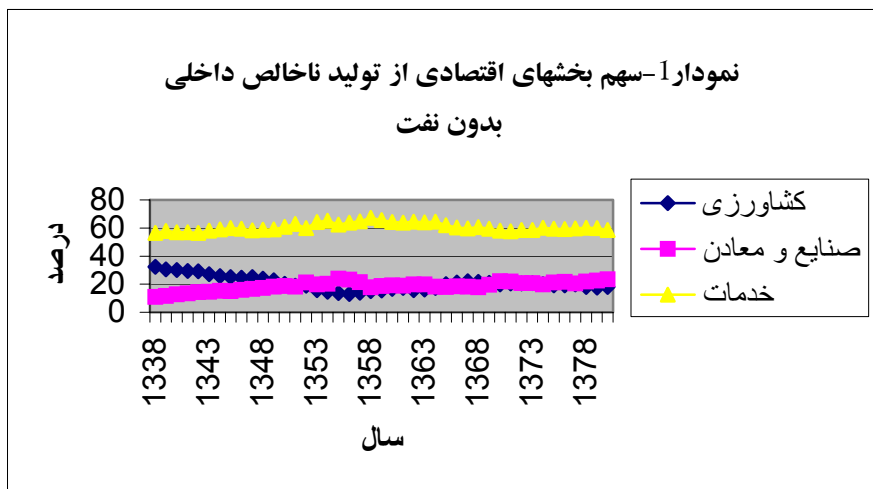
فعالیت های اقتصادی کشور به سه بخش کشاورزی (A)، صنایع و معادن (N) و خدمات (S) تقسیم و سه عامل تولید زمین (R)، نیروی کار (L) و سرمایه (K) در نظر گرفته شد. به علت برونزا بودن بخش نفت و گاز در اقتصاد ایران این بخش کنار گذاشته شد. داده های سالانه مربوط به ارزش افزوده در هر بخش به قیمت جاری و قیمت های ثابت ۱۳۶۹ از حساب های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰ جمع آوری گردید. نیروی کار نیز از سرشماری مرکز آمار ایران و برآوردهای سازمان برنامه و بودجه و بانک مرکزی به دست آمد. برای به دست آوردن موجودی سرمایه بخش های اقتصادی از روش موجودی گیری دائمی PIM<sup>۱</sup> سازمان ملل با توجه به عمر مفید ماشین آلات و ساختمان هر بخش و کسر خسارات جنگ در سال های وقوع آن استفاده شد.

سهام عوامل تولید (زمین، نیروی کار و سرمایه) در GDP سه بخش اقتصادی از آمار حساب های درآمد ملی و جدول داده ستانده سال های ۱۳۵۳، ۱۳۶۷، ۱۳۷۰ و نیز جدول داده-ستانده بخش کشاورزی در سال های ۱۳۷۵ (بانوئی، ۱۳۷۹) و ۱۳۸۰ (بانوئی و عسگری، ۱۳۸۱) استفاده شد. البته باید گفت که در جدول های مربوط، جبران خدمات به منزله سهم نیروی کار و مازاد عملیاتی به عنوان سهم سرمایه و زمین و سایر عوامل در نظر گرفته شد که با توجه به درصد هر کدام از اینها در دوره های خاص و در نظر گرفتن نسبت عوامل فوق الذکر به ارزش افزوده و نرخ رشد آن طی دوره های مختلف محاسبه شده در جدول های داده و ستانده سهم عوامل به دست آمد. سهم هر سه بخش در GDP غیرنفتی کشور در نمودار ۱ نشان داده شده است. در این نمودار سهم بخش کشاورزی نسبت

---

1. perpetual inventory method

به سال پایه (۱۳۳۸) کاهش داشته و حتی بخش صنعت نیز به کندی رشد کرده، اما بخش خدمات با افزایش رشد روبه رو بوده است. نمودار ۲ تغییرات سهم دونهاده سرمایه و نیروی کار را نسبت به سهم نسبی آنها در سال پایه (۱۳۳۸) نشان می دهد. سهم نیروی کار نسبت به سهم سرمایه کاهش یافته است.



## مدل اقتصادسنجی

مدل اقتصادسنجی این تحقیق براساس معادلات سهم ۴ و ۵ بوده که از تخمین پارامترهای آنها واکنش عرضه خالص محصول (ارزش افزوده) و بازدهی عوامل نسبت به تغییرات قیمت‌های محصول و مقادیر نهاده‌های اولیه محاسبه شده است (Takayama, 1985, 147-179). با تجزیه عبارت  $\alpha_{it}$  و  $\beta_{it}$  در معادلات پیشگفته به دو جزء عرض از مبدأ و متغیر روند و نیز با گرفتن مشتق معادلات نسبت به روند زمان همانند مطالعه جورگنسون (Jorgenson, 1986)،  $\alpha_{it}$  و  $\beta_{it}$  به عنوان تورش تغییر فنی (رشد بهره‌وری) در نظر گرفته شده، هر چند ممکن است عوامل دیگری نظیر کارایی ناشی از نوآوری و ابداعات توسط این پارامترها لحاظ شده باشد. تغییر فنی برای  $\alpha_{it}$  مثبت به عنوان تغییر فنی افزایش دهنده ستانده<sup>۱</sup> و برای  $\beta_{it}$  مثبت (منفی) به عنوان نهاده‌اندوز<sup>۲</sup> (نهاده‌بر) در نظر گرفته می‌شود. هرچند که ملاحظه اثر تغییر فنی روی ستانده براحتی قابل محاسبه است ولی اثر تورش فنی روی بازدهی عوامل تولید شفاف نیست (ترکمانی و کلانی، ۱۳۸۰).

باید گفت درحالی که کالاهای تولیدی بخش کشاورزی و صنعت تاحد زیادی قابل تجارت است، ولی بسیاری از کالاهای تولیدی بخش خدمات از لحاظ بین‌المللی غیرقابل تجارت است. لذا قیمت بخش خدمات احتمالاً توسط دیگر متغیرهای برونزای مدل تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بنابراین فرم خلاصه شده برای شاخص قیمت بخش خدمات به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\ln p_S^t = \alpha_0 + \sum_{i=A,N} \delta_i \ln p_i^t + \sum_{m=R,L,K} \sigma_m \ln v_m^t + \phi t + \varepsilon_t \quad (12)$$

همان‌طور که نظریه تجارت پیشنهاد می‌کند، آزمون لازم برای رد فرضیه صفرا این است که قیمت خدمات همگن از درجه یک در قیمت کالاهای قابل تجارت و از درجه صفر در موجودی عوامل باشد (Woodland, 1982, chp. 8). برای برآورد سیستم معادلات ۴ و ۵ و ۱۲ رویکردی دو مرحله‌ای به کار گرفته شده است. در مرحله اول معادله ۱۲ روی قیمت کالاهای قابل تجارت (شاخص قیمت

1. output-augmentation
2. input-utilization

بخشهای صنعت و کشاورزی) و موجودی عوامل اولیه رگرس شده تا مقادیر پیش بینی شده‌ای در سیستم معادلات ۴ و ۵ برای قیمت بخش خدمات به دست آید. پس از جایگزینی این مقادیر پیش‌بینی شده به جای قیمت خدمات، معادلات ۴ و ۵ با استفاده از تکنیک برآورد رگرسیون به ظاهر نامرتب محاسبه می‌شود.

از آنجا که مجموع سهم ستانده‌های بخشها و سهم پرداخت به عوامل برابر یک است، یک معادله از هر کدام از معادلات سهم نهاده و ستانده حذف می‌شود. سمت راست معادله ۴ و ۵ یکسان است و رگرسیون روی هر معادله، معادل برآورد SURE<sup>۱</sup> است.

### تحلیل نتایج

در ابتدا برای بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مدل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شد (جدول ۱). از آنجا که متغیرها نامانا بودند معادله با روش اتورگرسیو باوقفه توزیع شده (ARDL) برآورد شد. اثر متغیرهای برونزا روی شاخص قیمت خدمات (قیمت بخش غیرقابل تجارت)، براساس برآورد معادله ۱۲، به طور کلی نتایج قابل قبولی را از اثرات قیمت کالاهای قابل تجارت و موجودی عوامل روی قیمت خدمات نشان می‌دهد. برآورد ضرایب درازمدت معادله عموماً نتایج درخور انتظاری نسبت به قیمت کالاهای قابل تجارت و اثرات موجودی عوامل روی قیمت بخش خدمات دارد.

$$lps=28.8+0.551p_A+0.62lp_N+0.19lv_K-2.92lv_L-0.67lv_R+0.069T-0.19D1 \quad (۱۳)$$

$$(2.0) \quad (2.62) \quad (2.58) \quad (0.66) \quad (-1.63) \quad (-1.65) \quad (3.13) \quad (-1.12)$$

$$R^2=0.99 \quad F=9450$$

در اینجا  $lp_N, lp_A, lp_S$  به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت بخشهای خدمات، کشاورزی و صنایع و معادن و  $lv_R, lv_K, lv_L$  به ترتیب لگاریتم موجودی عوامل نیروی کار، سرمایه و زمین و  $T$  روند زمان است.  $D1$  نیز متغیر مجازی است که برای سالهای بعد از انقلاب معادل عدد ۱ و برای بقیه سالها برابر

---

1. seemingly unrelated regression estimation

...

صفر در نظر گرفته شد. نتایج برآورد معادله ۱۳ نشان می دهد که تمام ضرایب در سطح آماری بالایی معنیدارند. همچنین قیمت خدمات در اثر افزایش قیمت کالاهای قابل تجارت بخشهای کشاورزی ( $P_A$ ) و صنایع و معادن ( $P_N$ ) افزایش می یابد، زیرا اثر جانشینی و درآمدی افزایش در قیمت کالاهای قابل تجارت، تقاضا برای خدمات را گسترش می دهد و در نتیجه، تولیدکنندگان بخش خدمات مجبور می شوند برای به دست آوردن منابع مربوط به بخش کالاهای قابل تجارت رقابت کنند. بنابراین برای برقراری تعادل در بازار باید قیمت خدمات افزایش یابد. نتایج نشان می دهد که این اثر به ازای افزایش در قیمت کالاهای صنعتی (ضریب ۰/۶۲) نسبت به افزایش در قیمت کالاهای کشاورزی (۰/۵۵) کمی بیشتر است. تغییر فناوری (ضریب متغیر روند) نیز قیمت خدمات را تحت تأثیر مثبت قرار می دهد.

#### جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر متغیرهای تابع سهم ارزش افزوده بخشهای

##### اقتصادی و سهم عوامل تولید

| متغیر   | آماره مکنیون | متغیر  | آماره مکنیون |
|---------|--------------|--------|--------------|
| Svag    | -۱/۹۶        | D(lpi) | -۴/۴۱        |
| D(svag) | -۳/۲۷        | Lps    | -۲/۳۲        |
| Svai    | -۲/۲۴        | D(lps) | -۴/۶۶        |
| D(svai) | -۵/۳۵        | Lk     | -۰/۷۳        |
| Svas    | -۱/۳۷        | D(lk)  | -۲/۸۹        |
| D(svas) | -۵/۷۲        | L      | -۲/۹۷        |
| Lpg     | -۲/۵۷        | D(l)   | -۲/۹۴        |
| D(lpg)  | -۳/۰۴        | G      | ۲/۳۰         |
| lpi     | -۲/۳۱        | D(g)   | -۶/۳۶        |

مأخذ: یافته های تحقیق

مقادیر بحرانی در سطح آماره: ۱٪ (-۴/۲۰)، ۵٪ (-۳/۵۲) و ۱۰٪ (-۳/۱۹)

**اثرات نوعی ریزینسکی:** اثرات مستقیم موجودی روی عرضه (با ثابت نگه داشتن قیمت خدمات) توسط کششهای برآوردی جدول ۲ نشان داده شده است. در کل هرچند نتایج با قضیه ریزینسکی سازگار است اما این قضیه به مدل بیش از حالت دو عاملی و دو کالایی تعمیم داده نمی شود. برای اقتصادهای دارای بیش از دو عامل تولید و دو کالا قضیه بیان می کند که اگر موجودی یک

عامل افزایش یابد، آنگاه بخشی که از آن عامل به نسبت بیشتری استفاده می کند در مقایسه با بخشهای دیگر اقتصاد بیشتر توسعه می یابد. اگر ستانده یک بخش به طور متناسب بیشتر از بخشهای دیگر افزایش یابد، برخی ستانده های دیگر باید کاهش یابد (Woodland, 1982, 133). کشش عرضه کشاورزی نسبت به موجودی نیروی کار (۰/۸۰۶)، بزرگتر از این کشش نسبت به زمین و سرمایه است. کشش عرضه صنعت و خدمات نسبت به سرمایه (به ترتیب ۰/۹۰۵ و ۰/۷۵۲) بزرگتر از نیروی کار است. این نتایج نشان می دهد که بخش کشاورزی کاربرتر، بخش صنعت سرمایه برتر و بخش خدمات نیز هم سرمایه بر و هم کاربرتر است. همچنین اثرات مسقیم (با ثابت نگهداشتن قیمت بخش خدمات) افزایش در موجودی عوامل باعث افزایش محصول همه بخشها می شود، ولی محصول هیچ بخشی به تنهایی بیش از موجودی عامل افزایش نیافته است.

جدول ۲. کشش عرضه محصول و بازدهی عوامل تولید (کششهای جزئی)

| نسبت به            | $P_A$  | $P_N$   | $P_S$   | $V_K$  | $V_L$  | $V_R$  | کشش |
|--------------------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|-----|
| عرضه کشاورزی       | ۰/۱۲۶  | -۰/۰۱۴۴ | -۰/۱۱۱  | ۰/۰۷۵  | ۰/۸۰۶  | ۰/۱۱۹  |     |
| عرضه صنایع و معادن | -۰/۱۲۸ | ۰/۱۵۸   | -۰/۰۳۰۲ | ۰/۹۰۵  | ۰/۰۰۶۵ | ۰/۰۰۸۷ |     |
| عرضه خدمات         | ۰/۰۳۲  | -۰/۰۸۴  | ۰/۰۵۲   | ۰/۷۵۲  | ۰/۴۰۹  | -۰/۱۶۲ |     |
| اجاره سرمایه       | ۰/۲۹۵  | ۰/۳۳۲   | ۰/۳۷۲   | -۰/۲۳۹ | ۰/۲۷۳  | -۰/۰۳۴ |     |
| دستمزد نیروی کار   | ۰/۳۴۳  | ۰/۳۹۹   | ۰/۲۵۸   | ۰/۳۵۸  | -۰/۴۰۹ | ۰/۰۵۱  |     |

مأخذ: یافته های تحقیق

توضیح:  $P_A, P_N, P_S$  به ترتیب شاخص ضمنی قیمت بخشهای خدمات، صنایع و معادن و کشاورزی و  $V_K, V_L, V_R$  به ترتیب موجودی عوامل تولید زمین، نیروی کار و سرمایه است.

اثر تعادل عمومی کل موجودی عوامل تولید روی عرضه بعد از تعدیل قیمت بخش خدمات

در جدول ۳ نشان داده شده است<sup>۱</sup>. برای محاسبه کششها در حالت تعادل عمومی، واکنشهای عرضه

۱. برای بررسی شرایطی که تحت آن قضیه می تواند تعمیم یابد به منبع Woodland, 1982 صفحه ۲۳۵ رجوع شود.

...

و بازدهی عواملی که منحصراً ناشی از تغییرات در متغیرهای برونزا است محاسبه می شود. برای مثال محاسبه واکنشها به صورت زیر انجام می گیرد:

$$\partial^2 g / \partial p_i \partial p_j = \partial y_i / \partial p_j + \partial y_i / \partial p_s * \partial p_s / \partial p_j = \theta_{ij}$$

$$\partial^2 g / \partial v_m \partial v_n = \partial w_m / \partial v_n + \partial w_m / \partial p_s * \partial p_s / \partial v_n = \theta_{ij}$$

نتایج برآورد کششها در جدول ۳ نشان می دهد که عرضه کشاورزی و خدمات در واکنش به افزایش در نیروی کار افزایش می یابد (ضریب به ترتیب برابر ۰/۸۴۰ و ۰/۳۹۴ است). براساس معادله ۱۳، برقراری تعادل در بازار خدمات در سطح قیمت خدمات پایبندی صورت می گیرد و بدین وسیله منابع بیشتری برای کشاورزی از بخش خدمات رها می شود که با ضریب ۰/۱۱۱- در جدول ۲ مشخص شده است. نتیجه اینکه پس از ایجاد تعادل در همه بازارها، نسبت به یک درصد تغییر در موجودی نیروی کار ۰/۸۰۶ درصد واکنش ایجاد می شود. در تعادل عمومی یک درصد افزایش در موجودی سرمایه باعث می شود عرضه کشاورزی ۰/۰۷۵ درصد افزایش یابد. عرضه خدمات در این مورد ابتدا ۰/۷۵۲ درصد افزایش می یابد (جدول ۲) و برقراری تعادل در بازار آن در سطح قیمت بالاتری (ضریب مثبت موجودی سرمایه در معادله ۱۳) صورت می گیرد. این امر باعث ۰/۱۲۶ درصد افزایش در عرضه کشاورزی می شود (جدول ۲). اثر خالص، ۰/۰۸۹ درصد افزایش در ستانده کشاورزی است. افزایش در سطح زمین باعث می شود که عرضه کشاورزی به ۰/۱۲ درصد افزایش یابد (جدول ۲)، ولی برقراری تعادل در بازار خدمات در قیمت پایبندی انجام می گیرد (ضریب ۰/۶۷- در معادله ۱۳).

سرمایه برای تولید کالا های صنعتی مهم است (ضریب ۰/۹۰۵ در جدول ۲)، در حالی که افزایش نیروی کار و زمین اثرات نسبتاً کمتری دارد، چون زمین عامل اصلی تولید در بخش صنعت نیست و همچنین صنعت در ایران سرمایه بر است. زمین نیز برای بخش خدمات مهم است، اما ضرورتاً یک عامل تولید برای این بخش محسوب نمی شود و در عوض افزایش درآمد زمین، اثرات درآمدی قوی دارد که تقاضا برای بخشهای دیگر از جمله خدمات را افزایش می دهد و در نتیجه برقراری تعادل

-

در بازار خدمات در قیمت بالاتری انجام می پذیرد که این امر منابع تولیدی را به بخش خدمات منتقل می کند.

...

**جدول ۳. کششها در تعادل عمومی: درونزا بودن شاخص قیمت بخش خدمات**

| $V_R$  | $V_L$  | $V_K$  | $P_N$   | $P_A$  | نسبت به<br>کشش     |
|--------|--------|--------|---------|--------|--------------------|
| ۰/۰۷۱  | ۰/۸۴۰  | ۰/۰۸۹  | -۰/۰۵۹۹ | ۰/۰۵۹۹ | عرضه کشاورزی       |
| ۰/۰۷۴  | ۰/۰۱۶  | ۰/۹۱   | ۰/۱۴۶   | -۰/۱۴۶ | عرضه صنایع و معادن |
| -۰/۱۳۹ | ۰/۳۹۴  | ۰/۷۴۵  | -۰/۰۶۳  | ۰/۰۶۳  | عرضه خدمات         |
| ۰/۱۲۰  | ۰/۳۸۴  | -۰/۲۸۳ | ۰/۴۸۳   | ۰/۵۱۵  | اجاره سرمایه       |
| ۰/۱۶۱  | -۰/۴۸۷ | ۰/۳۲۶  | ۰/۵۰۳   | ۰/۴۹۵  | دستمزد نیروی کار   |

مأخذ: یافته های تحقیق

### واکنش عرضه

واکنش مستقیم عرضه (ثابت نگه داشتن قیمت های خدمات) بخش های کشاورزی، صنعت و خدمات به قیمت های خودشان و قیمت بخش های دیگر توسط کشش های مربوط در سطر و ستون ۱ تا ۳ جدول ۲ نشان داده شده است. همه کشش های عرضه قیمت خودی بخش های کشاورزی، صنایع و معادن و خدمات موافق انتظار و مثبت است و کشش متقاطع قیمتی هم موافق انتظار ولی منفی (بجز کشش خدمات به شاخص قیمت بخش کشاورزی) است. در مطالعه حاضر کشش عرضه قیمتی برای کشاورزی حدود ۰/۱۲۶ به دست آمد که این مقدار در دامنه برآوردی ۰/۱۰ تا ۰/۲۳ مطالعات بازننگری شده بینسوانگر (Binswanger, 1989) برای اکثر کشورهای در حال توسعه قرار دارد. کشش قیمتی خودی برای صنعت (۰/۱۵۸) بزرگتر از کشاورزی و خدمات است. اثرات قیمتی ناخالص بین صنعت و کشاورزی (۰/۱۲۸-) بزرگتر از کشاورزی- خدمات و صنایع و معادن- خدمات است. این نتیجه نشان می دهد که بخش های کشاورزی و صنعت هرچند برای جذب منابع بخش خدمات رقابت می کنند ولی رقابت بین خودشان بیشتر بوده است. نتایج تعادل عمومی اثرات کل قیمت کالاهای قابل تجارت روی عرضه در جدول ۳ سطر ۱ تا ۳ و ستون ۱ تا ۲ آمده است. در این حالت کشش قیمتی عرضه کشاورزی و صنعت به ترتیب به

۰/۰۶ و ۰/۱۴۶ کاهش یافته است. این نتیجه نشان می دهد که افزایش در قیمت کالاهای کشاورزی و صنعت نیز باعث می شود قیمت خدمات افزایش یابد (معادله ۱۳) و این به نوبه خود بخش کشاورزی و صنعت را وادار می سازد تا برای منابع بخش خدمات رقابت کنند؛ به طوری که اثر غیر مستقیم، اثرخالص واکنش کشاورزی و صنعت را به تغییر در قیمت نسبی آنها کاهش می دهد. کاهش عرضه برای خدمات نشان می دهد که وقتی رابطه مبادله به نفع بخش کشاورزی است، عرضه خدمات هر چند به مقدار کم (۰/۰۶۳) ولی افزایش می یابد.

### اثرات نوعی استالپر-ساموئلسن

براساس قضیه استالپر-ساموئلسن، افزایش در قیمت محصول باعث می شود اثر بیشتر بر بازدهی عاملی داشته باشد که باشدت نسبی بیشتری در آن بخش به کار گرفته می شود (Woodland, 1982). نتایج سطر ۴ تا ۵ و ستون ۱ تا ۳ جدول ۲ به ترتیب کششهای ۰/۳۴۳ را برای دستمزد نیروی کار در کشاورزی و ۰/۳۷۲ را برای بازدهی سرمایه در بخش خدمات (اثرات مستقیم) نشان می دهد. ولی این قضیه در مورد بخش صنعت صدق نمی کند، زیرا به حالت برگشت شدت نسبی به کارگیری عامل سرمایه در این بخش رسیده است. این نتایج با ثابت نگه داشتن قیمت در بخش خدمات نشان می دهد که درآمد واقعی نیروی کار به بهبود در رابطه مبادله کالاهای کشاورزی نسبت به کالاهای صنعتی و خدماتی حساستر است.

اثرات کل تعادل عمومی در سطر ۴ و ۵ و ستون ۱ و ۲ جدول ۳ نشان داده شده است. نتیجه جالب توجه اینکه افزایش در قیمت کالای کشاورزی دارای اثر کل نسبتاً بیشتری روی اجاره سرمایه نسبت به افزایش در قیمت کالاهای صنعتی است. این اثرات ناشی از تعدیلات در بازار خدمات به سبب تغییر در قیمت کالاهای قابل تجارت است. اثر مستقیم یک درصد تغییر در قیمت کالاهای کشاورزی برابر است با افزایش دستمزد به میزان ۰/۳۵۸ درصد (جدول ۲). افزایش هزینه های تولید به همراه افزایش تقاضا، که ناشی از اثرات درآمدی است، بازار خدمات را وادار می سازد تا در قیمت بالاتری تعادل یابد. افزایش قیمت بخش خدمات نیز رقابت برای منابع را افزایش می دهد. نتیجه اینکه

...

به ازای یک درصد افزایش در قیمت کالاهای کشاورزی، دستمزدها نزدیک به ۰/۴۹۵ درصد افزایش می یابد .

واکنش نرخ بازدهی عامل به موجودی عوامل در جدول ۲ نشان داده شده است. کششهای قیمتی خودی علامت منفی و قابل انتظار دارد و کششهای متقاطع قیمتی عوامل نیروی کار و سرمایه (بجز زمین) منفی و بیانگر جانشین هم بودن این دو عامل است. سرمایه اهمیت خاصی دارد، زیرا دستمزدها نسبت به افزایش این عامل و نیروی کار نیز نسبت به بازدهی سرمایه حساس است. البته حساسیت نیروی کار به بازدهی سرمایه کمتر از تأثیر سرمایه روی دستمزدهاست. اثرات تعادل عمومی در جدول ۳ نشان می دهد که یک درصد افزایش در سرمایه موجب ۰/۳۲۶ درصد افزایش در دستمزد نیروی کار و ۰/۲۸۳ درصد کاهش در بازدهی سرمایه می شود. تفسیر مشابهی نیز برای تغییر نیروی کار متصور است .

اثر تغییر مناسب روی عرضه و اجاره عوامل در برآورد معادلات جدول ۴ نشان داده شده است. پارامتر متغیر روند در همه معادلات بجز معادله سهم صنایع و معادن معنیدار است. همان طور که اشاره شد، این پارامتر نرخ نسبی افزایش ستانده<sup>۱</sup> و بهره برداری نهاده<sup>۲</sup> را نشان می دهد. ضرایب منفی متغیر روند روی معادلات سهم صنایع و معادن و خدمات نشان می دهد که تغییر فنی در کل باعث افزایش ستانده کشاورزی (ضریب ۰/۰۶۸ در معادله سهم کشاورزی) شده است. در مورد نهاده ها تغییر فنی کاربر و سرمایه اندوز است.

- 
1. output augmentation
  2. input utilization

جدول ٤

## خلاصه و نتیجه گیری

در این تحقیق با استفاده از نظریه تجارت، منابع رشد بخشی و ارتباطات بین بخشی در اقتصاد ایران مورد تحلیل قرار گرفت. از ویژگیهای پوش تابع تولید ناخالص داخلی و برآورد ضرایب معادلات سهم نیز برای به دست آوردن کششهای عرضه و بازدهی عوامل در تعادل عمومی استفاده شد. نتایج برآورد مستقیم واکنش عرضه کشاورزی نسبت به افزایش موجودی نیروی کار نشان داد که این واکنش نسبتاً بزرگتر از واکنش عرضه کشاورزی به موجودی سرمایه و زمین است. در ضمن افزایش قیمت کالاهای کشاورزی اثرات نسبتاً زیادی روی بازدهی سرمایه و نیروی کار دارد بنابراین به افزایش کلی هزینه های تولید کمک می کند. همچنین کشش قیمتی عرضه کشاورزی با نتایج مطالعات بازننگری شده توسط بینسوانگر سازگار است.

کشش عرضه صنعت نسبت به موجودی سرمایه خیلی زیاد است و این امر سرمایه بر بودن بخش صنعت را در اقتصاد ایران نشان می دهد. واکنش عرضه خدمات نسبت به سرمایه و نیروی کار مثبت و بالاست. این امر بیانگر آن است که بخش خدمات در اقتصاد ایران از هر دو عامل به نسبت زیادی استفاده کرده است و برای به دست آوردن این دو عامل رقابت شدیدی با بخشهای کشاورزی و صنعت می کند. نتایج تعادل عمومی به برآوردهای اثرات موجودی عوامل روی تعادل بازار قیمت خدمات حساس است، به طوری که اثرات کشش قیمتی بعد از تعدیل قیمت بخش خدمات تغییر اساسی کرده است.

کششهای متقاطع بازدهی سرمایه و دستمزد نیروی کار نسبت به موجودی سرمایه و نیروی کار مثبت و بیانگر جانشینی این دو عامل است. تغییر فناوری در سطح کلی نشاندهنده کاربری و سرمایه اندوزی است.

با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه راهکارهای زیر پیشنهاد می شود:

۱. ضروری است انحراف قیمتهای نسبی بین بخشهای اقتصاد کاهش یابد و یا به عبارتی رابطه مبادله به نفع بخشهای تولیدی بویژه بخش کشاورزی تغییر کند تا منابع تولید به سمت فعالیتهای دلالتی و واسطه گری سرازیر نشود و در خدمت تولید قرار گیرد.

۲. نتایج نشان می دهد که افزایش قیمت در بخش نسبتاً غیر قابل تجارت خدمات باعث به کارگیری بیشتر منابع تولید اقتصاد در آن بخش و در نتیجه اختلاف قیمت عوامل تولید بین این بخش و بخشهای تولیدی کشاورزی و صنعت می شود که به تبع آن هزینه های تولید این بخشها نیز افزایش می یابد. به عبارت دیگر در تعادل عمومی افزایش هزینه های تولید به همراه افزایش تقاضا، که ناشی از اثرات درآمدی است، بازار خدمات را وادار می سازد تا در قیمت بالاتری تعادل یابد. این امر رقابت سایر بخشها را برای به دست آوردن منابع افزایش می دهد و در نتیجه دستمزد و بازدهی عوامل تولید افزایش می یابد. لذا افزایش قیمت بخش غیر قابل تجارت در اقتصاد ایران باید کنترل شود تا هزینه تولید بخشهای تولیدی افزایش زیاد نداشته باشد.

۳. با توجه به تأثیر افزایش قیمت بخش کشاورزی روی دستمزد، بهبود رابطه مبادله به نفع بخش کشاورزی، با در نظر گرفتن وجود خانوارهای کم درآمد در این بخش، باعث می شود 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.

۴. به هر حال در آینده وقتی بازارهای جهانی یکپارچه تر شوند حذف انحرافات بازار برای بخشهای کشاورزی و غیر کشاورزی جهت تخصیص مجدد منابع به صورت کارا الزامی است.

## منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش سالانه و ترازنامه طی سالهای مختلف، ۱۳۴۲-۱۳۸۰.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۳۷۹)، جداول حسابهای ملی به قیمت ثابت ۱۳۶۹ و قیمت جاری، اداره حسابهای اقتصادی.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۰ و ۱۳۸۱)، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسیها و سیاستهای اقتصادی، شماره ۲۷ تا ۳۰.

...

۴. بانوئی، علی اصغر (۱۳۷۹)، بررسی و محاسبه و تحلیل ارتباطات درونی و بیرونی زیربخشهای بخش کشاورزی و جایگاه آنها در اقتصاد ملی با استفاده از جدول داده ستانده طرح مطالعاتی موسسه مطالعات برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.

۵. بانوئی، علی اصغر و منوچهر عسگری (۱۳۸۱)، تحلیل ضریب فزاینده در الگوی چند تولیدکننده و چند مصرف کننده: ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۷۵، دومین سمینار داده ستانده، دانشگاه علامه طباطبایی دانشکده اقتصاد، اسفند ماه ۱۳۸۱، تهران.

۶. ترکمانی، جواد و علی کلائی (۱۳۸۰)، استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ چند محصولی در تخمین همزمان توابع هزینه و تقاضای نهاده ها در کشاورزی: مطالعه موردی استان فارس، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۴، ۱۰۱-۱۲۴.

۷. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۲)، برآورد نهایی خسارات جنگ تحمیلی: ۱۳۶۹.

۸. سلامی، حبیب الله (۱۳۷۶)، مفاهیم و اندازه گیری بهره وری در کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال پنجم، شماره ۱۸، ۷-۳۱.

9. Binswanger, H. (1989), The policy response of agriculture, proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics.

10. Brooks, K. (1996), The rural sector in transition economics, Hand book of agricultural economics, north Holland, Amsterdam, asqueted in Kohli, 1994.

11. Capalbo, S.M. (1988), A comparison of econometric models of US: Agricultural productivity an aggregate technology in: Capalbo, S.M, Antle, J.M. (Eds), Agricultural productivity: Measurement and explanation resources for the future, Washington DC.

12. Diewert, W.E. (1974), Applications of duality theory, In M.D. Intriligator, and D.A. Kendrick, Frontiers of quantitative economics, Vol.2, Amesterdam, North-Holland.

13. Diewert, W.E. and C.J. Morrison (1986), Adjusting output and productivity indexes for changes in term of trade, *The Economic Journal*, 96: 659-679.
14. Evans, H.E. (1992), A virtuous circle model of rural-urban development evidence from a Kenyan small town and its hinterland, *The Journal of Development Studies*, 28(4), 640-667.
15. 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, 293-310.
16. Gopinath, M. and P.L. Kennedy and T.L. Roe (1995), Trade, growth and welfare linkages in north America: An empirical analysis, *North American Journal of Economics and Finance*, 6(2), 189-201.
17. Gopinath, M. and T.L. Roe (1999), Modeling inter-sectoral growth linkages: An application to U.S. agriculture, *Agricultural Economics*, 21, 131-144.
18. Govindan, K. and M. Gopinath and T.L. Roe (1996), Growth accounting, supply response and factor returns in general equilibrium: The case of Indonesia, *Journal of Asian Economics*, Vol.7, No.1, pp.77-95.
19. Hansen, L.P. and J.J. Heckman (1996), The empirical foundation of calibration, *Journal of Economic Perspectives*, 10, 87-104.
20. Jorgenson, D.W. (1986), Econometric methods for modeling producer behavior, In Z. Griliches and M.D. Intriligator, *Handbook of Econometrics*, Vol.3., Amsterdam, North-Holland.
21. Kohli, U. (1987), A GNP function and the derived demand for imports and supply of exports, *Canadian Journal of Economics*, 11(2), 167-183.

...

22. Kohli, U. (1993), GNP growth accounting in the open economy: Parametric and non-parametric estimates for Switzerland, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 129: 601-615.
  23. Kohli, U. (1994), Technological biases in US aggregate production, *Journal of Productivity Analysis*, 5, 5-22.
  24. Robinson, S. (1989), Multisectoral model, in hand book of development economic, Volume II, chp. 18, Edited by Chenery and T.N. Srinivasan, Elsevier Science Publishers, B.V., P.885-947.
  25. Takayama, A. (1985), *Mathematical economics*, Cambridge: Cambridge University Press.
  26. Woodland, A.D. (1982), *International trade and resource allocation*, Amsterdam, North-Holland.
-