

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۶، زمستان ۱۳۸۰

آثار تغییرات فنی و نهادی بر رشد تولید کشاورزی ایران

دکتر مرتضی قره‌باغیان، دکتر مسعود همایونی فر*

چکیده

اختلاف میان دو بنگاه کشاورزی در تولید واقعی و تولید بالقوه، در تفاوت ظرفیت استفاده از دانش فنی نوین نهفته است. براین اساس در مقاله حاضر اثر تغییرات فنی و نهادی، به عنوان عناصری از دانش فنی، روی رشد تولید کشاورزی بررسی شده است. تغییر فنی موجب تغییر در چگونگی فوریت و فرصتهای ممکن برای خانوارهای روستایی می‌شود. آثار تغییر فنی در خانوارهای روستایی متفاوت است و حتی امکان دارد باعث تحلیل رفتن اساس بقای زندگی تولیدکننده کشاورزی شود. با استفاده از رویکرد تجربی مرز تصادفی «فن»، آثار ناشی از افزایش نهاده‌های فیزیکی و تغییرات فنی و نهادی روی رشد تولید کشاورزی محاسبه شده است. متوسط رشد سالانه تولید کشاورزی در ایران طی دوره ۱۳۳۸-۷۶، برابر ۴ درصد بوده است که نزدیک به ۸۰ درصد آن به رشد عوامل فیزیکی و ۲۰ درصد دیگر به رشد تغییرات فنی مربوط می‌شود.

* به ترتیب: دانشیار گروه اقتصاد و پژوهشگر پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

که می‌تواند روی مالکیت عوامل و چگونگی بقای فعالیتهای کشاورزی و فعالیتهای مرتبط با آن تأثیر گذارد. این نتایج در مقایسه با چین (۶۰ به ۴۰) نشان می‌دهد که برای بالابردن تولید، قاعدتاً سهم دانش فنی باید در کشاورزی افزایش یابد، چرا که افزایش بهره‌وری، وابسته به آن است.

کلید واژه‌ها:

منابع رشد، تغییر فنی، رویکرد فن (Fan).

مقدمه

رشد متوسط سالانه ۴ درصدی تولید کشاورزی در چین، بین سالهای ۱۹۴۹ و ۱۹۸۶ نه تنها در میان تمام کشورهای سوسیالیستی، بلکه در میان کشورهای در حال توسعه نیز بیشترین رشد بوده که آن را ناشی از کاربرد نهاده‌های جدید و تغییرات فنی و نهادی دانسته‌اند. در بعضی از مطالعات اواخر دهه ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ میلادی در مورد اقتصاد کشاورزی چین، آثار تغییر نهادی بر رشد بهره‌وری نشان داده شده است. لین^۱ نشان داد که نزدیک به ۲۰ درصد از رشد بهره‌وری یا ۶۰ درصد از رشد تولید کشاورزی چین ناشی از تغییرات نهادی بوده است. مطالعات مک میلان^۲، والی^۳ و ژو^۴ در زمینه سیستمهای انگیزشی و افزایش قیمتها در چین نیز نشان داد که ۲۲ درصد افزایش بهره‌وری در کشاورزی چین، بین سالهای ۱۹۷۸ و ۱۹۸۴، در اثر رشد قیمتها و ۷۸ درصد دیگر برگرفته از تغییر در سیستم انگیزشی در کشاورزی بوده است (Fan, 1991).

تولید کشاورزی در ایران نیز، بین سالهای ۱۳۳۸ و ۱۳۷۶، سالانه به طور متوسط ۴ درصد رشد داشته است. این نرخ رشد برابر نرخ رشد کشاورزی چین بوده ولی افزایش واردات غلات و نارساییهای موجود در سازمان کشاورزی و نبود سیستمهای مناسب انگیزشی و

1. Lin

2. Mcmilan

3. Whally

4. Zho

ناکارآمد در ایران این پرسش را به وجود آورده است که منابع رشد کشاورزی در ایران چه تفاوتی با چین دارد به طوری که چین به رونق درازمدت در دهه ۹۰ میلادی دست یافته در حالی که کشاورزی ایران طی این دهه با رکودهای پیاپی روبه رو بوده است. در این مقاله روشی ارائه شده است که با بهره‌گیری از آن ضمن نشان دادن اثر رشد نهاده‌ها و تغییرات فنی و نهادی روی تولید، مقایسه‌ای تطبیقی نیز میان رشد کشاورزی ایران و چین انجام شده است.

مواد و روشها

برای به دست آوردن منابع رشد، مدل ارائه شده در رابطه ۵ با استفاده از روش اقتصادسنجی و نرم افزار Eriews^۱ تخمین زده شد. به منظور بررسی فرایند ساکن بودن متغیرهای به کار گرفته شده در مدل نیز از روش آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون استفاده شد. جامعه آماری به دلیل استفاده از متغیرهای کلان لزوماً کل کشور را در برداشت و منابع جمع‌آوری آنها نیز اداره کل آمار و اطلاعات وزارت کشاورزی (پیشین) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بود. برای تجزیه و تحلیل آماری نیز تنها به ساکن بودن و بحث همگرایی متغیرها اکتفا شده است، چراکه این امر در روش اقتصادسنجی و استفاده از اطلاعات سری زمانی ضرورت دارد. سری زمانی مورد استفاده از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۶ بوده و متغیرهای مدل شامل ارزش تولید کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹، سطح زیر کشت، مقدار مصرف کودشیمیایی، سرمایه ماشینی کشاورزی و نیروی کار بوده است.

نظریه تحقیق

در نظریه سنتی بهره‌وری، رشد تولید کل با حرکت در طول تابع تولید (افزایش نهاده‌های

۱. از نرم افزار Eriews به طور معمول برای کارها و تخمینهای اقتصادسنجی استفاده می‌شود. این نرم افزار شکل توسعه یافته نرم افزار TSP و سازگار با سیستم عامل Windows است.

کل) و یا انتقال تابع تولید (تغییر فنی) سازگار است و فرض می‌شود که بنگاه (واحد بهره‌برداری) در تولید به طور کامل کاراست (Ball, 1992; Evenson & Welch, 1974).

نرخ رشد بهره‌وری عامل کل (TFP)^۱ با نرخ رشد تولید کل منهای نرخ رشد نهاده کل برابر است، بنابراین، تغییر فنی^۲ و بهبود کارایی^۳ (تغییر نهادی)^۴ به عنوان منابع رشد روی رشد بهره‌وری نادیده گرفته می‌شود. اختلاف میان دو بنگاه در تولید واقعی و تولید بالقوه، در تفاوت ظرفیت استفاده کشاورزان از دانش فنی نوین نهفته است. اگر تغییر فنی و بهبود کارایی به عنوان منابع رشد تولید مطرح شود، اساساً استنباطهای سیاسی متفاوتی را پدید می‌آورد. بنابراین رویکردی تازه برای در نظر گرفتن تمام منابع رشد تولید در خور بحث خواهد بود.

فن در مطالعه خود تغییر فنی را به عنوان انتقال از تابع مرزی تولید^۵ و بهبود کارایی را نیز به عنوان کاهش در فاصله میان تولید واقعی بنگاه و تولید بالقوه آن تعریف می‌کند (Fan, 1991). منابع گوناگون رشد تولید در نمودار شماره ۱ نشان داده شده است. در دو زمان متفاوت ۱ و ۲، نمودار منحنیهای مرزی تولید کننده ۱ و ۲ وجود دارد. اگر تولید به طور کامل کارا باشد، تولید در زمان ۱ در T_1 و در زمان ۲ در T_2 است. ولی تولید واقعی تولید کننده در زمان ۱ در Y_1 و در زمان ۲ در Y_2 است و این برخاسته از ناکارایی^۶ تولید است.

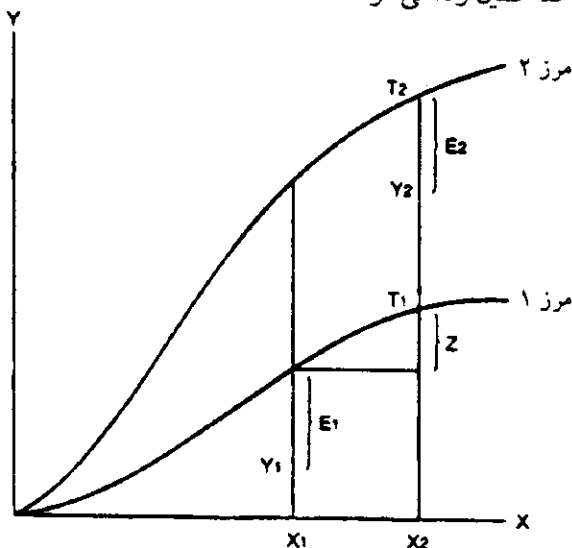
تغییر فنی از راه اختلاف میان توابع مرزی ۱ و ۲ ($T_2 - T_1$) و ناکارایی نیز از راه اختلاف میان تولید بالقوه و واقعی ($E_1 - E_2$) اندازه‌گیری می‌شود. بنابراین، بهبود کارایی در طول زمان نتیجه اختلاف بین E_1 و E_2 است. سهم تغییر نهاد نیز با استفاده از Z اندازه‌گیری می‌شود. حال، رشد تولید کل را می‌توان به سه اثر (منبع) رشد نهاد، تغییر فنی و بهبود کارایی تقسیم کرد:

$$Y_2 - Y_1 = Z + (T_2 - T_1) + (E_1 - E_2)$$

باید توجه کرد که اگر تنها یک یا دو جزء از اجزای سمت راست بالا در نظر گرفته شود،

- | | |
|---------------------------------|--------------------------|
| 1. Total Factor Productivity | 2. Technical change |
| 3. Efficiency improvement | 4. Technical institution |
| 5. Frontier production function | 6. Inefficiency |

آثار آنها بیش از حد تخمین زده می شود.



نمودار شماره ۱. آثار افزایش نهاد، تغییر فنی و بهبود کارایی (تغییر نهادی) روی رشد تولید

۱. تابع تولید مرزی

فارل^۱ رویکرد تابع تولید مرزی را مطرح کرد و توابع تولید و کارایی با مدل‌های گوناگونی از سوی وی محاسبه و اندازه گیری شد (Fan, 1991). رویکردهای اصلی در برگزیده برنامه ریزی محض^۲، برنامه ریزی تعدیل شده^۳، مرز آماری معین^۴ و مرز تصادفی^۵ است. در رویکرد فن، مرز تصادفی به کار گرفته شده است که در اینجا تشریح می شود.

تابع تولید زیر را در نظر می گیریم:

$$Y_{it} = f(X_{it}, b) e^{v_{it}} e^{u_{it}} \quad (1)$$

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, b) + v_{it} + u_{it}$$

- | | |
|----------------------------|-------------------------------------------|
| 1. Farrell | 2. Pure programming |
| 3. Modified programming | 4. The deterministic statistical frontier |
| 5. The stochastic frontier | |

در رابطه بالا اینگاه ام، t زمان، Y_{it} تولید، X_{it} با بردار $i \times K$ سطری از نهاده‌ها، $f(X_{it}, b)$ تولید بالقوه و V_{it} متغیر تصادفی است که شوکهای تصادفی غیر کنترل شده در تولید را نشان می‌دهد. U_{it} نیز توزیع یکطرفه ($U \leq 0$) و نشاندهنده کارایی فنی است. در رابطه یک $f(X_{it}, b)e^{vit}$ نیز به عنوان مرز تصادفی در نظر گرفته شده و V_{it} عوامل خارج از کنترل بنگاه فرض شده است. توزیع غیر مثبت U هم تولیدی را که می‌باید بالا یا پایین تابع مرزی $f(X_{it}, b)e^{vit}$ باشد نشان می‌دهد، زیرا که e^{vit} ارزشی بین صفر و یک دارد.

فرض کنید که برای $t \neq 1$ و برای تمام آنها داریم $E(U_{it}U'_{it})=0$ و برای تمام $t \neq j$ داریم $E(U_{it}U'_{jt})=0$. در این تصریح مدل، در طول زمان با توجه به کسب تجارب و دانش، امکان دارد کارایی بنگاه تغییر کند. ما نیز فرض می‌کنیم که U دارای توزیع نرمال با واریانس σ_u^2 است و V دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_v^2 است، در نتیجه $E(U_{it}V'_{it})=0$. کارایی برای یک بنگاه، یا یک ناحیه i در زمان t ، چنین تعریف می‌شود:

$$Y_{it} / f(X_{it}, b) e^{vit}$$

بر اساس توزیع سنتی U_{it} ، با بهره‌گیری از توزیع $V_{it} + U_{it}$ نیز می‌توان کارایی بنگاهی خاص یا ناحیه‌ای خاص در زمان معین را اندازه‌گیری کرد:

$$E \left\{ \exp \left(\frac{U_{it}}{U_{it} + V_{it}} \right) \right\} = \exp \left[- \left(\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \right) \left(\frac{f(0)}{1 - F(0)} - \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma} \cdot \frac{\sqrt{\lambda}}{1 - \lambda} \right) \right] \quad (2)$$

در رابطه ۲، $\varepsilon = V_{it} + U_{it}$ ، σ انحراف معیار ε_{it} است. $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ و $f(0)$ و $F(0)$ مقادیر تابع چگالی نرمال استاندارد و تابع توزیع نرمال استاندارد است که با مقدار زیر ارزیابی می‌شود:

$$\frac{\varepsilon_{it} \sqrt{\lambda}}{\sigma(1-\lambda)}$$

مرحله بعدی، تصریح فرم تبعی مناسب است. فرایندی تولیدی را در نظر بگیرید که n

نهاده برای تولید محصولی به کار می‌رود و به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y = f(x_1, \dots, x_n, t) \quad (3)$$

در این رابطه، Y تولید، X_i نهاده نام و T اشاره به پیشرفت فنی است. برای نشان دادن تابع تولید ۳ می‌توان فرم ترانسلوگ غیر مقید را به کار برد. اگر چه فرم ترانسلوگ نیاز به اطلاعات آماری فراوان دارد و تعداد متغیرهای آن زیاد است و امکان دارد باعث همخطی شود، ولی محدودیت چشمگیر، تفکیک پذیری نهاده و پیشرفت فنی برای هر نهاده قابل تفکیک نیست.

$$Y_t = f(g_1(x_1, T), \dots, g_n(x_n, T)) \quad (4)$$

پیشینه نظری فرم پیشگفته برخاسته از این واقعیت است که در درازمدت نهاده‌ها متغیرند و آثار متقابل میان آنها به صورت غیرمستقیم و در طی زمان انجام می‌گیرد. بنابراین، فرم تابع تولید شماره ۴ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln Y_{(t)} = \alpha_0 + \alpha_t t + \sum_i \alpha_{1i} \ln(x_i) + \sum_i \alpha_{2i} \ln(x_i) \times t + \alpha_{3i} t^2 \quad (5)$$

با یک فرض ضمنی، اگر تمام نهاده‌ها و زمان تفکیک پذیر باشند، تابع تولید را می‌توان به فرم زیر نوشت:

$$Y_t = f(g_1(x_1, T), \dots, g_n(x_n, T)) \quad (6)$$

و تابع تولید کاب - داگلاس را برای تابع شماره ۶ می‌توان چنین نوشت:

$$\ln Y_{(t)} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i) + \alpha_1 t \quad (7)$$

۲. محاسبه رشد تولید کل

در این بخش با استفاده از رویکرد تجربی فن، بحث در زمینه آثار تفکیک شده منابع رشد تولید پیگیری می‌شود. منابع، در برگزیده افزایش در نهاده‌ها، تغییر فنی و اصلاحات نهادی (بهبودی کارایی) است. فرم تبعی به کار رفته در رابطه ۵ را می‌توان به صورت تابع تولید زیر نشان داد:

$$\ln Y(t) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i(t) + \sum_i \alpha_{it} (\ln x_i(t)) \cdot t + \alpha_1 t + \alpha_{11} t^2 + \ln(e^{u(t)}) + V(t) \quad (8)$$

$$\ln Y(t) = \ln A_0(t) + \sum_i \alpha_i(t) \ln x_i(t) + \ln E(t) \quad (9)$$

در رابطه شماره ۹، $E(t) = e^{u(t)}$ و $\alpha_i(t) = \alpha_i + \alpha_{it}$ و $\ln A_0(t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_{11} t^2 + V(t)$ است. با یک بار مشتقگیری از رابطه ۹ نسبت به زمان نرخ رشد تولید کل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\partial \ln Y(t)}{\partial t} = \frac{\partial \ln A_0(t)}{\partial t} + \sum_i \alpha_i(t) \cdot \frac{\partial \ln x_i(t)}{\partial t} + \sum_i \ln x_i(t) \cdot \frac{\partial \alpha_i(t)}{\partial t} + \frac{\partial \ln E(t)}{\partial t} \quad (10)$$

نخست جمله سمت راست رابطه ۱۰، تغییر فنی خنثی^۱ را اندازه‌گیری می‌کند. دومین جمله اثر تغییر نهاده را روی رشد تولید نشان می‌دهد و عبارت از مجموع وزنی نرخهای رشد نهاده به وسیله کششهای تولید است. سومین اثر تقابلی تغییر فنی^۲ روی رشد تولید را اندازه‌گیری می‌کند؛ اگر این جمله مثبت باشد، تولید به علت تقابلی تغییر فنی افزایش می‌یابد (منابع فراوان جایگزین منابع کمیاب می‌شود). چهارمین جمله نیز اثر تغییر نهادی (یا بهبود کارایی) را روی رشد تولید نشان می‌دهد.

اهمیت تغییر فنی به عنوان منبع رشد

خانوارهای روستایی فعالیتهای تولیدی خودشان را در دنیای در حال تغییر و تحول اقتصادی امروز سامان می‌دهند. خانوار روستایی، مانند جوامع صنعتی، تحت تأثیر تغییر در قیمت نهاده‌ها و محصول، روشهای تولید نوین و فوریتهای جدید نظام اقتصادی، پیوسته در حال تغییر و اصلاح است. از آنجا که تقریباً تمام جوامع، این تغییرات را تجربه کرده‌اند، تنها راه‌گرایز از نارساییهای آن، سازگار شدن با روند تحولات است.

موضوع تغییر فنی متناسب با تعدیل فرایند تولید، باعث تغییر در چگونگی، فوریت و فرصتهای ممکن برای خانوارهای روستایی می‌شود. تفاهم جمعی در این زمینه مانند به کار بستن روشهای نوین و متفاوت تولید است. آثار تغییر فنی روی خانوارهای روستایی متفاوت است و حتی امکان دارد موجب تحلیل رفتن اساس بقای تولیدکننده کشاورزی شود.

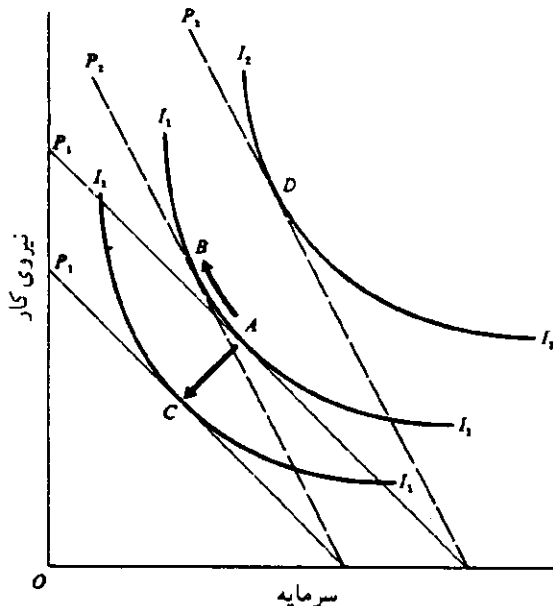
بحث اصلی تغییر فنی بیشتر در زمینه شرطهای بقای زندگی است و این امر مستلزم

1. Neutral technical change

2. Biased technical change effect

پرسشهای راهبردی دربارهٔ طبیعت فناوریهای نوین است که با انتشار و به کار بستن روشهای متهورانه تولید، آثار اجتماعی آن نیز در حد اهمیت آثار اقتصادی خواهد بود. تغییر فنی بحث مهمی است که درباره آن کتابها و مقاله‌های فراوانی در کشاورزی تألیف شده‌است. در این بخش از مقاله ساختار تغییر فنی، با استفاده از گزینه‌های همگرای اقتصاددانان تشریح می‌شود.

دو نوع متفاوت از تغییر فنی در نمودار شماره ۲ نشان داده شده‌است. نخستین مورد، تغییر در ترکیب نهاده‌ها در طول یک منحنی هم‌مقدار تولید است که از راه حرکت از نقطه A به نقطه B نشان داده شده‌است. دومین مورد نیز حرکت از یک منحنی هم‌مقدار تولید به منحنی هم‌مقدار دیگر است که با حرکت از نقطه A به C نمایش داده شده‌است.



نمودار شماره ۲. جانشینی عوامل و تغییر فنی

اقتصاد دانان نئوکلاسیک به دو مفهوم جانشینی عوامل و سپس تغییر فنی توجه دارند. بیان تفاوت میان این دو مفهوم در مفهوم‌سازی اقتصاد نئوکلاسیکی تغییر فنی، مهم است (Ruttan, 2000). جانشینی عوامل به معنای تغییر در ترکیب نهاده‌های به کار گرفته شده در تولید همان سطح پیشین تولید است.

در برابر، تغییر فنی به منزله کاهش در مقدار ملزومات نهاده‌ای (منابع تولید) برای تولید معین یا محصول بیشتر در همان سطح منابع پیشین است. در نمودار شماره ۲ حرکت از موقعیت تعادلی A به C نتیجه تغییر فنی است و متناسب با تغییر فناوری، حرکت از منحنی همسان I_1 به منحنی درونیتر I_2 امکان می‌یابد.

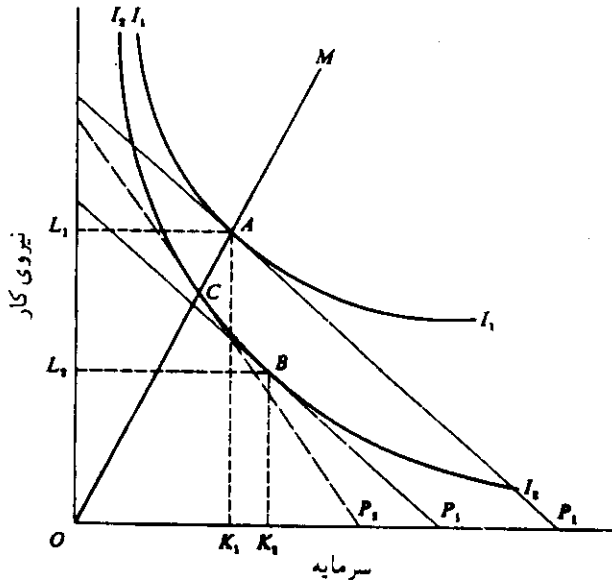
تغییر فنی را می‌توان به دو روش اندازه‌گیری کرد؛ نخستین روش سنجش افزایش تولید با توجه به همان سطح پیشین نهاده‌هاست و دومی نیز سنجش هزینه‌های کل برای همان سطح از محصول قبلی در قیمت‌های ثابت نهاده‌هاست. البته نکته شایان توجه آن است که ترکیب سنتی نهاده‌ها با ساختار فناوری نوین متناسب نیست. به عنوان مثال برای استفاده بهینه از واریته‌های جدید بذره‌های اصلاح شده به خاک اصلاح شده، آب زیادتر و کاربرد بیشتر کود شیمیایی نیاز است تا بتوان به عملکرد بالقوه این بذرها دست یافت. بنابراین، رویکرد دوم نسبت به رویکرد اول ترجیح دارد. از این رو تعریف پذیرفتنی از تغییر فنی، دستیابی به نوآورهایی است که کاهش نسبی در هزینه‌های تولید را در فنون جدید و قدیم و با ترکیب بهینه نهاده با قیمت‌های ثابت ممکن می‌سازد.

تمایل تغییر فنی و تغییر فنی خنثی

در نمودار شماره ۲ تغییر فنی نشان داده شده از نوع تغییر فنی خنثی است که به دلیل حرکت موازی منحنی همسان به طرف داخل است و دلالت بر آن دارد که در سطح قیمت‌های ثابت عوامل، نسبت نهاده‌ها ($\frac{K}{L}$) در همان سطح پیشین است. اقتصاد دانان نئوکلاسیک اغلب ترجیح می‌دهند که تغییر فنی خنثی را به کار ببرند، زیرا بر این باورند که تغییر در ترکیب یا نسبت نهاده‌های سرمایه و کار به علت تغییر فنی نیست، بلکه تغییر قیمت‌های نسبی است که باعث تغییر فنی و در نهایت، تغییر در ترکیب نهاده‌ها می‌شود.

استفاده بیشتر از یک منبع نسبت به منبع دیگر به منزله تمایل تغییر فنی است و بنابراین دلالت‌های اقتصادی تغییر فنی، بخوبی، اختلافات اجتماعی را نمایان می‌سازد. نمودار شماره ۳ تمایل تغییر فنی در گرایش به سرمایه را نشان می‌دهد. برخلاف حرکت موازی منحنی همسان نمودار

شماره ۲، در اینجا انتقال به داخل منحنی همسان با شیب تندتر انجام گرفته است. این تغییر شیب به منزله خروج بیشتر نیروی کار (dL) در مقایسه با کاربرد کمتر سرمایه (dK) است و از این رو نرخ نهایی جانشینی سرمایه به جای نیروی کار ($MRS_{K,L}$) میان دو فناوری افزایش می یابد.



نمودار شماره ۳. تمایل تغییر فنی

در نمودار شماره ۳ نقطه A تعادل اولیه را، که کارایی منابع در نسبت قیمتهای $(\frac{r}{w})$ روی خط هزینه p_1 نشان می دهد. در نقطه A، از نیروی کار به اندازه L_1 و از سرمایه به اندازه K_1 استفاده شده است. نتایج تمایل غیر فنی نشان می دهد که نقطه تعادلی جدید B، که در آن نسبت قیمتهای $(\frac{r}{w})$ تغییر نیافته است، باعث کاهش بیشتر در کاربرد نیروی کار (L_1 به L_2) و افزایش کاربرد سرمایه (K_1 به K_2) شده است و همچنین نشاندهنده تغییر فنی کاراندوز است. در اینجا نسبت عوامل $(\frac{K}{L})$ افزایش پیدا می کند و در سطح قیمتهای داده شده نهاد، سهم نیروی کار (ωL) از ارزش کل تولید نیز کاهش می یابد.

تغییر قیمتهای نسبی عوامل با فرض ثابت نگاه داشتن نسبت عوامل $\frac{K}{L}$ ، تعبیر دیگری از تغییر فنی است که شبیه تغییر فنی خنثی است. در اینجا نسبت عوامل روی شعاع OM، که از نقطه

A می‌گذرد، ثابت است. به منظور ثابت نگه‌داشتن نسبت عوامل با فناوری نوین در نقطه C، لزوماً قیمت نیروی کار (w) باید نسبت به قیمت سرمایه (r) کاهش یابد که در نتیجه، خط هزینه جدید p_p پدید می‌آید. این کاهش قیمت نیروی کار، سهم نیروی کار از ارزش کل تولید را نیز کاهش می‌دهد.

پس می‌توان گفت که با بهره‌گیری از تغییر فنی قادر خواهیم بود سهم عوامل از درآمد را با ثابت نگه‌داشتن نسبت عوامل تغییر دهیم. اگر سهم درآمد نیروی کار (wL) نسبت به سهم درآمد عامل سرمایه (rK) افزایش یابد، گرایش به نیروی کار وجود دارد و تغییر فنی سرمایه‌اندوز است. در صورتی که سهم درامدی عوامل ثابت باشد، تغییر فنی خنثی است و اگر سهم نیروی کار (wL) کاهش یابد گرایش به سرمایه وجود دارد و تغییر فنی کاراندوز است. با توجه به نسبت ثابت عوامل و خنثای هیکسی^۱، موارد گفته شده در مورد تمایل تغییر فنی از نوع خنثای هیکسی و یا با آن سازگار است (Ellis, 1988).

تغییر فنی کاراندوز دلالت بر سهم کمتر از درآمد کل برای نیروی کار در فرایند تولید و سهم بالاتر از درآمد کل برای منابع غیر نیروی کار دارد. در تولید مزرعه، قضیه پیشگفته به این مفهوم است که اشتغال کمتر نیروی کار و در نتیجه عایدی ناخالص کمتر برای نیروی کار مزرعه و پرداختی بیشتر به نهاده‌های ثابت و متغیر، سرمایه‌هایی به شمار می‌آیند که مالکیت آنها در خارج از بخش مزرعه است. وارداتی بودن نهاده‌ها و کالاهای سرمایه‌ای ثابت بدین معناست که پرداختی بیشتر مربوط به عوامل خارجی و پرداختی کمتر مربوط به عوامل داخلی است.

مشاهدات و نتایج

برای محاسبه منابع متعارف رشد کشاورزی ایران با استفاده از مبانی نظری که در بخش قبل آمد، تابع تولید ۴، بدون در نظر گرفتن متغیر t^2 که ضریب آن در تابع تخمینی بی معنی بوده، تابعی شبیه تابع ۵ تخمین زده شد. در این تابع، آثار متقابل میان نهاده‌ها به صورت غیر مستقیم و

1. Hicks-Neutrality

در طی زمان انجام می‌گیرد و از این رو جزء آثار متقابل میان نهاده‌ها به صورت حاصل ضرب بین متغیرها و جمله زمان (t) است. تابع ۱۱ شکل تخمین زده شده تابع ۵ را بدون جمله ۱^۲ نشان می‌دهد:

$$\begin{aligned} \ln Q = & 1/484 - 2/159 \ln A + 0/112 \ln F(-1) + 0/194 \ln K(-1) + 2/912(-1) \ln L \\ & (0/165) \quad (-2/186) \quad (2/399) \quad (2/002) \quad (1/831) \quad (2/382) \\ & + 0/073 \ln At + 0/008 \ln KT - 0/183 \ln LT + 0/003 \ln FT(-1) + 0/749 T \\ & (1/900) \quad (-2/027) \quad (1/073) \quad (1/334) \\ R^2 = & 0/99 \quad D.W = 1/61 \quad F = 316 \end{aligned} \quad (11)$$

که در آن، Q ارزش تولید به قیمت‌های ثابت سال ۶۱، A سطح زیر کشت، F مقدار کود شیمیایی مورد مصرف، K موجودی سرمایه کشاورزی، L نیروی کار شاغل در کشاورزی و T تغییر فنی و جمله زمان است. باید گفت که تمام متغیرها (۱) هستند ولی شکل همگرایی آنها، با توجه به آزمون همگرایی، (۰) I است. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون در جدول شماره ۱ آمده است.

از آنجا که فرض بر آن است که یک رابطه خطی میان متغیرها حاکم است، بنابراین برای آزمون همگرایی یوهانسن از دو رابطه «با عرض از مبدأ و بدون روند» و «با عرض از مبدأ و با روند» در شکل رابطه خطی بین متغیرها استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که با وجود عرض از مبدأ و بدون روند زمانی، یک رابطه دراز مدت میان پنج متغیر تولید، سرمایه، نیروی کار، زمین و کود شیمیایی وجود دارد. در حالی که اگر رابطه به صورت وجود عرض از مبدأ با روند زمانی باشد، هیچ رابطه دراز مدتی میان متغیرهای پیشگفته نمی‌توان مشاهده کرد. البته با توجه به اینکه تغییرات فنی، متبلور در نهاده‌ها فرض شده است، یا به دیگر سخن، تغییرات فنی تجسم یافته‌اند، می‌توان وجود یک رابطه دراز مدت را پذیرفت. وجود این رابطه میان متغیرها کار تحلیل را بسیار ساده کرده است؛ چرا که اگر بیش از یک رابطه تعادلی وجود می‌داشت، کار تحلیل بسیار

مشکل می‌شد و معلوم نبود اگر شوکهای تغییر فنی اعمال شود برای سیاستگذاری روی کدام رابطه تعادلی درازمدت قرار خواهیم گرفت. ولی اکنون از هر نقطه‌ای که آغاز شود قاعداً حرکت روی یک مسیر درازمدت انجام می‌گیرد؛ یا اینکه نسبت عوامل در طول زمان ثابت است و اگر شوکی وارد شود پس از مدت زمان کوتاهی روی مسیر پیشین قرار خواهیم گرفت.

جدول شماره ۱. آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون متغیرهای تابع تولید (با عرض از مبدأ و بدون روند)

مقادیر بحرانی در سطح			آماره مک کنیون	متغیر
٪۱۰	٪۵	٪۱		
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۰	-۳/۶۱۲	۰/۳۰	A
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۲	-۳/۶۱۷*	-۶/۰۱	D(A)
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۰	-۳/۶۱۲	-۱/۳۱	K
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۲	-۳/۶۱۷*	-۷/۳۴	D(K)
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۰	-۳/۶۱۲	-۲/۳۶	L
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۲	-۳/۶۱۷*	-۴/۱۵	D(L)
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۰	-۳/۶۱۲	۰/۷۳	F
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۲	-۳/۶۱۷*	-۸/۱۱	D(F)
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۰	-۳/۶۱۲	۰/۹۱	Q
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۲	-۳/۶۱۷	-۶/۶۲	D(Q)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

D نشاندهنده متغیر در شکل تفاضلی است.

*: شکل تفاضلی تمام متغیرها در سطح ٪۱ با توجه به آزمون فیلیپس - پرون با عرض از مبدأ و بدون روند، معنی‌دار است.

حال این پرسش مطرح می‌شود که اگر در کوتاهمدت شوکی به مدل وارد شود، آیا سیستم

می تواند در زمانی کوتاه به تعادل برسد؟ این امر نیاز به آزمون مدل تصحیح خطا^۱ (ECM) در خصوص تابع تولید ترانسلوگ دارد (Green, 1993). نتایج نشان می دهد که اگر چنین شوکی وارد شود، درصد تعدیلهای هر دوره زیاد و واگرا خواهد بود؛ به سخن دیگر در هر دوره، ۸۲ درصد از مسیر تعادلی فاصله گرفته می شود. نتایج مدل ECM در جدول شماره ۲ آمده است. در این مدل فقط متغیرهای تفاضلی سرمایه ماشینی و ضریب ECM معیندار است.

جدول شماره ۲. نتایج مدل تصحیح خطا (ECM) تابع

تولید

متغیر	ضریب	آماره t
D(LnA)	-۰/۷۸۶	-۰/۷۳۴
D(LnF(-1))	۰/۰۹۰	۱/۴۸۹
D(LnK(-1))	۰/۱۴۲	۱/۹۰۳
D(LnL)	۰/۷۵۲	۰/۴۰۷
D(LnAT)	۰/۰۲۷	۰/۸۴۸
D(LnKT)	۰/۰۰۴	۱/۰۹۹
D(LnFT(-1))	۰/۰۰۲	۰/۴۴۴
D(T)	۰/۵۲۱	۰/۶۰۷
ECM	۰/۸۲۶	۴/۶۹۶
R ²	۰/۶۰	-
D.W	۱/۷۶	-

مأخذ: یافته های تحقیق

۱. Error Correction Model یا مدل تصحیح خطا برای بررسی آثار کوتاهمدت شوکهای وارد شده و به عبارت دیگر برای سیاستگذاری استفاده می شود. در این گونه مدلها مقادیر تفاضلی متغیرهای مدل اصلی به همراه جزء خطای آن در مدل، که مقادیر تفاضلی متغیر وابسته است، رگرس می شود. جزء خطا یا اختلال مدل اصلی به عنوان متغیر تصحیح خطا در این مدل در نظر گرفته می شود. در این مدلها ضریب E(M) مهم است؛ اگر این ضریب مثبت باشد، با وارد کردن شوک به مدل، سیستم به تعادل نمی رسد، ولی اگر علامت آن منفی و قدرمطلق آن کوچکتر از یک باشد، سیستم در کوتاهمدت به تعادل می رسد، این مدل ابزاری است برای سیاستگذاری تا مشخص کند اثر تصمیمات اقتصادی در محیط اقتصادی چگونه است و اثربخشی آن چه زمانی سیستم را به تعادل می رساند و یا از تعادل خارج می کند.

نتایج مدل ECM دلالت بر آن دارد که اگر برای شوکهای مورد نظر از متغیرهای درون مدل استفاده شود، به دیگر سخن، اگر مقادیر فیزیکی نهاده‌ها تحت تأثیر قرار گیرد، قاعدتاً مسیر تعادلی واگرا خواهد بود. بنابراین باید به دنبال روابطی میان نهاده‌ها بود تا بتوان از راه تأثیر بر آنها افزون بر رشد تولید، روی مسیر تعادلی درازمدت اقتصادی کشاورزی قرار گرفت. این امر با توجه به تغییرات فنی امکانپذیر می‌شود.

با استفاده از رابطه ۹، که نرخ رشد تولید کل و اجزای آن را نشان می‌دهد، منابع رشد در اقتصاد کشاورزی ایران محاسبه و نتایج در جدولهای شماره ۲ و ۳ آورده شده‌است.

در جدول شماره ۳ متوسط رشد تولید کل و اجزای تشکیل دهنده آن شامل نهاده کل، رشد ناشی از تغییر فنی خنثی، رشد تقابلی تغییر فنی و رشد تغییر نهادی و همچنین سهم رشد به عنوان معیاری برای سنجش منابع با استفاده از رابطه ۱۰ برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۷۶ نشان داده شده است. در جدول شماره ۴ نیز متوسط رشد نهاده کل و اجزای آن شامل زمین، کودشیمیایی، سرمایه‌ماشینی، نیروی کار و دیگر عوامل، به تفکیک، آمده‌است (همایونی فر، ۱۳۸۰).

باید گفت که اختلاف میان نرخ رشد تولید کل (که متوسط آن ۴/۰۴۶ درصد) است و عوامل اصلی در مدل به کار گرفته شده (۲/۷۷۳ درصد) و تغییرات فنی و نهادی (۹/۰ درصد)، برابر عوامل دیگر (۳۷۳/۰ درصد) گرفته شده‌است؛ زیرا تغییرات جزء خطای^۲ مدل ۱۱ به

۱. دیگر نهاده‌ها، نهاده‌هایی است که آنها را نمی‌توان به شکل سیستماتیک در چارچوب نظری تحقیق جای داد، مثل نهاده سمهای دفع آفات و بیماریهای گیاهی. این نهاده به عنوان افزایش دهنده تولید مطرح نیست بلکه به عنوان جلوگیری کننده از کاهش تولید مطرح است. کارهای Lichtenberg در ۱۹۹۷ نشاندهنده فرم درست به کارگیری متغیر سمهای دفع آفات و بیماریهای گیاهی در توابع تولید است. از آنجا که ساختار تابع ارائه شده در تابع ۵ متفاوت از شکل تابع تولید Lichtenberg است، متغیر سم به کار گرفته نشده‌است. آب متغیر مهم دیگری است که در مدل نیامده‌است. به دلیل شکل و ماهیت ارتباط این نهاده با زمین، در اقتصاد کشاورزی از نهاده زمین به عنوان جانشینی برای متغیر آب استفاده می‌شود. محدودیت ناشی از همخطی میان نهاده‌ها نیز دلیلی قاطع برای وارد نکردن این نهاده در مدل تخمینی ۱۱ است. اگر به آموزش و ترویج کشاورزی نیز به عنوان یک نهاده نگریسته شود، قاعدتاً در بحث تغییرات نهادی جای می‌گیرد، چرا که در ایران نظام آموزش و ترویج کشاورزی ساختی دولتی و جریانی از بالا به پایین دارد.

عنوان تغییر نهادی و مطابق با نظریه تحقیق است و از این رو اختلاف یادشده را می توان نتیجه ای از دیگر عوامل دانست که در مدل لحاظ نشده است (مانند هزینه های واسطه ای).

جدول شماره ۳. منابع رشد سالانه تولید طی دوره ۱۳۳۸-۷۶

(واحد: درصد)

تولید کل	نهاد کل		تغییر فنی خنثی	تقابل تغییر فنی	تغییر نهادی
	عوامل اصلی	عوامل دیگر			
۴/۰۴۶	۲/۷۷۳	۰/۳۷۳	۷۴/۹۴	-۷۳/۹۳۴	-۰/۱۰۶
(۱۰۰)	(۶۸/۴)	(۹/۲)	(۱۸۵۲/۲)	(-۱۸۲۷/۳)	(-۲/۶)

مأخذ: یافته های تحقیق
 مقادیر درون پرانتز نشاندهنده سهم است.

جدول شماره ۴. رشد اجزای نهاد کل طی دوره ۱۳۳۸-۷۶

(واحد: درصد)

نهاد کل	زمین	کودشیمیایی	سرمایه ماشینی	نیروی کار	عوامل دیگر
۳/۱۴۶	۰/۳۷۸	۱/۵۴۷	۱/۶۳۶	-۰/۷۸۹	۰/۳۷۳
(۷۷/۶)	(۹/۳)	(۳۸/۲)	(۴۰/۴)	(-۱۹/۵)	(۹/۲)

مأخذ: یافته های تحقیق
 مقادیر درون پرانتز نشاندهنده سهم است.

بحث و نتیجه گیری

در جدول شماره ۳ مقدار رشد تولید کل و اجزای آن طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۶ نشان داده شده است. در این دوره متوسط رشد سالانه تولید کل کشاورزی ۴/۰۴۶ درصد بوده است. اجزا یا منابع این رشد شامل: نهاد کل (تفکیک شده به چهار عامل اصلی: زمین، سرمایه ماشینی، کودشیمیایی، نیروی کار و عوامل دیگر)، تغییر فنی خنثی، تقابل تغییر و تغییر نهادی است. به ترتیب مجموع چهار عامل اصلی که در مدل نیز آمد و ۲/۷۷۳ درصد رشد تولید را به دنبال داشته است، سهمی معادل ۶۸/۴ درصد از کل رشد سالانه تولید را به خود اختصاص می دهد. عوامل

دیگر فیزیکی با نرخ رشد سالانه $0/373$ درصد سهمی معادل $9/2$ درصد از کل رشد سالانه تولید را به خود اختصاص داده است. تغییر فنی خنثی با رشدی معادل $74/94$ درصد، رشد غیر قابل تصویری را نشان می دهد؛ یعنی $1852/2$ درصد که تعجب آور است. در کنار آن، تمایل تغییر فنی می باید علامت مثبت داشته باشد ولی منفی است و کاهش رشدی معادل $73/934$ - درصد از تولید را به دنبال دارد که این مقدار سهم، معادل $1827/3$ - درصد از رشد سالانه تولید را کاهش داده است. سهم خالص تغییرات فنی (تفاضل تمایل تغییر فنی و تغییر فنی خنثی) برابر $24/9$ درصد است. در نهایت، تغییر نهادی (اصلاحات نهادی) با نرخ رشدی معادل $0/106$ - درصد در کاهش رشد تولید کل دخیل بوده و سهم آن نیز $2/6$ - درصد است. دو تناقض آشکار از نتایج این تخمین با نظریه ارائه شده در بخش دوم دیده می شود: اولاً، علامت تمایل تغییر فنی می باید مثبت باشد که در اینجا منفی است. ثانیاً، تغییر نهادی نیز می باید در طول دوره مورد بررسی، به دلیل اینکه سازمان کشاورزی بسیار گسترش یافته است، علامت مثبت داشته باشد ولی منفی است.

دلایل روشنی که بتوان برای علامت منفی تمایل تغییر فنی ذکر کرد، لزوماً نیاز به آزمون فرضیه نوآوری القایی در اقتصاد کشاورزی ایران دارد. این آزمون در مقاله قره باغیان، همایونی فر (۱۳۷۹) انجام شده است. نتایج این مقاله نشان می دهد که ساختار فناوری ماشینی و زیستی - شیمیایی در ایران متناسب با کشورهای توسعه یافته رشد نکرده است. به دلیل تحریف قیمتها، سرمایه بری و کاربری در کنار هم و زمین اندوزی و کود شیمیایی در کنار هم رشد کرده است که تناسب موزون با کمیای منابع ندارد. این امر دلیلی قاطع در منفی بودن تمایل تغییر فنی در اقتصاد کشاورزی ایران به شمار می آید.

در جدول شماره ۴ رشد اجزای نهاده کل بررسی شده است. چنانکه پیداست، از رشد $3/145$ درصدی نهاده کل، که سهمی معادل $77/6$ درصد از کل رشد سالانه تولید را دارد، $0/378$ درصد مربوط به زمین با سهم $9/3$ درصد، $1/547$ درصد مربوط به کود شیمیایی با سهم $38/2$ درصد، $1/636$ درصد مربوط به سرمایه ماشینی با سهم $40/4$ درصد و $0/789$ - درصد مربوط به نیروی کار با سهم $19/5$ - درصد و در نهایت $0/373$ درصد مربوط به عوامل

دیگر با سهم $9/2$ درصد است. به عبارت دیگر، رشد سالانه تولید کل ناشی از رشد عوامل تولید $(6/77\%)$ و تنها $22/3$ درصد ناشی از تحولات فنی و نهادی در کشاورزی ایران است. این ارقام نشان از اختلاف آشکار بین ساختار کشاورزی ایران و چین دارد، به این معنی که نسبت فوق برای چین $57/7$ به $42/3$ است. لذا باید مقایسه‌ای تطبیقی بین اقتصاد کشاورزی دو کشور انجام گیرد.

جدول شماره ۵. نرخ و سهم رشد سالانه منابع تولید کشاورزی ایران و چین

نام کشور	تولید کل	نهاده کل						تغییرات فنی	تغییرات نهادی	بهره‌وری کل
		زمین	نیروی کار	کود شیمیایی	سرمایه ماشینی	عوامل دیگر	مجموع			
چین ۸۵-۱۹۶۵	۵/۰۴ (۱۰۰)	۰/۰۰۲ (۰/۰۴)	۰/۳۹ (۷/۷)	۱/۳۲ (۲۶/۲)	۰/۹۵ (۱۸/۸)	۰/۲۵ (۵/۰)	۲/۹۱۲ (۵۷/۷)	۰/۷۹ (۱۵/۷)	۱/۳۴ (۲۶/۶)	۲/۱۳ (۴۲/۳)
ایران ۹۷-۱۹۵۹	۴/۰۵ (۱۰۰)	۰/۳۷۸ (۹/۳)	-۰/۷۸۹ (-۱۹/۵)	۱/۵۴۷ (۳۸/۲)	۱/۶۳۶ (۴۰/۴)	۰/۳۷۳ (۹/۲)	۳/۱۴۵ (۷۷/۶)	۱/۰۰۶ (۲۴/۹)	-۰/۱۰۶ (-۲/۶)	۰/۹ ۲۲/۳

مأخذ: اطلاعات مربوط به چین از مقاله Fan ۱۹۹۱ اخذ شده است و اطلاعات مربوط به ایران براساس یافته‌های تحقیق است.

در مقایسه تطبیقی میان منابع رشد چین و ایران، مطالعه فن بین سالهای ۱۹۶۵ و ۱۹۸۵ و ایران بین سالهای ۱۹۵۹ و ۱۹۹۷ (جدول شماره ۵) نشان می‌دهد که اختلاف آشکار موجود در منابع رشد بین دو کشور عمدتاً مربوط به تغییرات نهادی است که در چین مثبت و برابر $1/34$ درصد سهم $26/6$ درصد از کل رشد تولید و در ایران منفی و معادل $-0/106$ درصد با سهم $2/64$ درصد از کل رشد تولید است. در حالی که نرخ رشد سرمایه ماشینی، کودشیمیایی و زمین برای ایران به مراتب بیشتر از چین است. در چین به رغم جمعیت زیاد روستایی مشاهده می‌شود که نرخ رشد نیروی کار مثبت است و اثر مثبتی نیز روی تولید کل دارد. در حالی که در ایران این نرخ منفی است و اثر رشد تولید کل را کاهش می‌دهد. در نهایت، مشاهده خواهیم کرد که بهره‌وری کل (مجموع تغییرات فنی و نهادی) در چین سهمی دو برابر ایران دارد. البته باید توجه داشت که نتایج چین مربوط به دهه ۹۰ میلادی نمی‌شود و در دهه نود شاهد رونق وسیع اقتصادی در چین بوده‌ایم که قاعدتاً نرخهای فوق را افزایش داده است.

با توجه به نتایج این مقاله شاید آنچه قابل استفاده باشد، ضرورت ایجاد تحولی نهادی در

مدیریت کلان بخش کشاورزی است. چراکه آثار منفی تغییر نهادی و کارایی در چهار دهه گذشته نشان داده است که با دخالت دولت، اگرچه باید شاهد آثار مثبتی در فرایند رشد کشاورزی باشیم، ولی نتیجه نهایی، نرخ رشد منفی این دخالت است. لذا توصیه می شود که با بازنگری در شیوه مدیریت، هدفها، سیاستها و راهبردهای کشاورزی، زمینه رشد کشاورزی با اتکا به فناوریهای متناسب با ساختار اقتصاد ایران فراهم شود. این امر می تواند حتی کاستیهای موجود در رشد منفی نیروی کار را در تولید کل کشاورزی برطرف سازد.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران، اداره حسابهای اقتصادی، سالهای مختلف.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ناگرهای اقتصادی، اداره بررسیهای اقتصادی، شماره های مختلف.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سالهای مختلف.
۴. قره باغیان، م. و م. هایونی فر (۱۳۷۹)، تحول فنی و رشد کشاورزی، آزمون فرضیه نوآوری القایی در کشاورزی ایران، مجله پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۶.
۵. کمتنا، ی. (۱۳۷۲)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه ک. هژبرکیانی، چاپ اول، انتشارات نشر دانشگاهی.
۶. گجراتی، د. (۱۳۷۸)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه ح. ابریشمی، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه تهران.
۷. وتینک، د.ا. (۱۳۷۴)، کاربرد تحلیل رگرسیون، ترجمه ح. ابریشمی و ت. محمدی، چاپ

اول، انتشارات دانشگاه تهران.

۸. وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۷۷)، بررسی منابع رشد اقتصادی (نیروی کار و سرمایه و ...) در قالب یک مدل اقتصاد سنجی، معاونت امور اقتصادی، تهران.
۹. وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۷۶)، بررسی تحولات صنعتی - تکنولوژیک کشور در سالهای ۱۳۲۷-۷۲ و ارائه استراتژی لازم به منظور انتقال تکنولوژی مناسب، معاونت امور اقتصادی، چاپ اول، تهران.
۱۰. هایونی فر، م. (۱۳۸۰)، منابع رشد کشاورزی ایران، رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.

11. Ball, E.(1992), Sources of agricultural economic growth and productivity discussion; *Amer. J. Agr. Econ.*, 5-764.
12. Binswanger, H. P. (1974a), The measurement of technical change biases with many factors of production, *The American Economic Review*, Vol. 64,76-964.
13. Bouchet, F., D. Orde and G. W. Norton (1989), Sources of growth in French agriculture, *Amer.J. Agr. Econ.*, 93-280.
14. Chambers, R. G.(1988), Applied production analysis: A dual approach, Cambridge University Press, Cambridge.
15. Ellis, F. (1988), Peasant economic: farm households and agrarian development, Cambridge.
16. Evenson, R.E. and F. Welch (1974), U.S. agricultural productivity: Studies in technical change and allocative efficiency, Chap 10, Unpublished manuscript. New Haven CT: Economic Growth Center, Yale University.
17. Fan, S. (1991), Effects of technological change and institutional reform

- on production growth in Chinese agriculture, *Amer. J. Agr. Econ.*, 75-266.
18. Greene, W. H.(1993), *Econometric analysis*, 2ed. Macmillan, New York.
19. Lichtenberg, E.(1997), The economics of cosmetic pesticide use, *Amer. J. Agr. Economic*, No. 76: 39-46.
20. Ruttan, V.W.(2000), *Technology, growth and development: An induced innovation perspective*, Oxford University Press, New York.