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 همایونی‌فر*

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 شده‌است. 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 شده‌است. متوسط رشد سالانه تولید کشاورزی در ایران طی دوره ۱۳۳۸-۷۶، برابر ۴ درصد بوده‌است 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، چراکه 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 داده‌شده‌است. لین[1] نشان داد که نزدیک به ۲۰ درصد از رشد بهره‌وری یا ۶۰ درصد از رشد تولید کشاورزی چین ناشی از تغییرات نهادی بوده‌است. مطالعات مک میلان[2]، والی[3] و ژو[4] 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 ۴درصد رشد داشته‌است. 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

ناکارامد در ایران این پرسش را به وجود آورده‌است 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 بوده‌است.

در این مقاله روشی ارائه شده‌است که با بهره‌گیری از آن ضمن نشان دادن اثر رشد نهاده‌ها و تغییرات فنی و نهادی روی تولید، مقایسه‌ای تطبیق نیز میان رشد کشاورزی ایران و چین انجام شده است.

مواد و روشها

برای به دست آوردن منابع رشد، مدل ارائه شده در رابطهٔ ۵ با استفاده از روش اقتصادسنجی و نرم افزار Eriews[1] 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 بر داشت و منابع جمع‌آوری آنها نیز ادارهٔ 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 شده‌است، چراکه این امر در روش اقتصاد سنجی و استفاده از اطلاعات سری‌زمانی ضرورت دارد.

سری‌زمانی 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 بوده‌است.

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 اقتصاد سنجی 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)[1] با نرخ رشد تولید کل منهای نرخ رشد نهاده کل برابر است، بنابراین، تغییر فنی[2] و بهبود کارایی[3] (تغییر نهادی)[4] به عنوان منابع رشد روی رشد بهره‌وری نادیده گرفته می‌شود. اختلاف میان دو بنگاه در تولید واقعی و تولید بالقوه، در تفاوت ظرفیت استفادهٔ کشاورزان از دانش فنی نوین نهفته‌است. اگر تغییر فنی و بهبودکارایی 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[5] 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 شده‌است. 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[6] 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 نهاده نیز با استفاده از Z اندازه‌گیری می‌شود. حال، رشد تولید کل را می‌توان به سه اثر (منبع) رشد نهاده، تغییر فنی و بهبود کارایی تقسیم کرد:

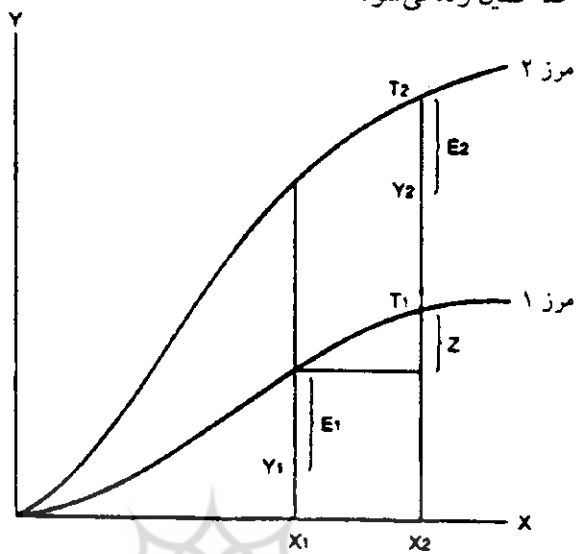
$$Y_2-Y_1=Z+(T_2-T_1)+(E_1-E_2)$$

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 زده‌می‌شود.



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

۱. تابع تولید مرزی

فارل[1] 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 برگیرندهٔ برنامه‌ریزی محض[2]، برنامه‌ریزی تعدیل شده[3]، مرز آماری معین[4] و مرز تصادفی[5] است. در رویکرد فن، مرز تصادفی به کار گرفته شده‌است که در اینجا تشریح می‌شود.

تابع تولید زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_{it} = f(X_{it}, b)\ e^{v_{it}}\ e^{u_{it}} \qquad (۱)$$

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, b) + V_{it}\ U_{it}$$

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

در رابطهٔ بالا i بنگاه iام، 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 نشاندهندهٔ کارایی فنی است. در رابطه یک $f(X_{it},b)e^{V_{it}}$ 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 $f(X_{it},b)e^{V_{it}}$ باشد نشان می‌دهد، زیرا که $e^{V_{it}}$ ارزشی بین صفر و یک دارد.

فرض کنید که برای $t\neq t'$ و برای تمام i ها داریم $E(U_{it}U'_{it})=0$ و برای تمام $t\neq j'$ داریم $E(U_{it}U'_{it})$، 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:

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

براساس 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:

$$E\left\{\exp\left(\frac{U_{it}}{U_{it}+V_{it}}\right)\right\}=\exp\left[-\left(\frac{\sigma_u\sigma_v}{\sigma}\right)\left(\frac{f(0)}{1-F(0)}-\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma}\cdot\frac{\sqrt{\lambda}}{1-\lambda}\right)\right] \qquad (۲)$$

در رابطه ۲، $\varepsilon= V_{it}+U_{it}$، σ انحراف معیار ε_{it} است. $\lambda=\frac{\sigma_u^2}{S^2}$ 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:

$$Y=f(x_1, \ldots, x_n, t) \qquad (۳)$$

در این رابطه، Y تولید، X_i نهاده ام 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.

$$Y_t = f\big(g_1(x_1, T), \dots, g_n(x_n, T)\big) \qquad (۴)$$

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:

$$\mathrm{Ln}Y_{(t)} = \alpha_0 + \alpha_t t + \sum_i \alpha_i \ln(x_i) + \sum_i \alpha_{it} \ln(x_i) \times t + \alpha_{it} t^2 \qquad (۵)$$

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

$$Y_t = f\big(g_1(x_1, T), \dots, g_n(x_n, T)\big) \qquad (۶)$$

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

$$\mathrm{Ln}Y_{(t)} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(x_i) + \alpha_i t \qquad (۷)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 برگیرندهٔ 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:

$$\mathrm{Ln}Y(t) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i(t) + \sum_i \alpha_{it} \big(\ln x_i(t)\big).t + \alpha_t t + \alpha_{tt} t^2 + \ln(e^{u(t)}) + V(t) \qquad (۸)$$

$$\mathrm{Ln}Y(t) = \ln A_0(t) + \sum_i \alpha_i(t) \ln x_i(t) + \ln E(t) \qquad (۹)$$

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

$$\partial \ln Y(t)/\partial t=\partial \ln A_0(t)/\partial t+\sum_i \alpha_i(t).\partial \ln x_i(t)/\partial_t+\sum_i \ln x_i(t).\partial \alpha_i(t)/\partial t+\partial \ln E(t)/\partial t \qquad (۱۰)$$

نخست جمله سمت راست رابطه ۱۰، تغییر فنی خنثی[1] 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 تمایل تغییر فنی[2] روی رشد تولید را اندازه گیری می‌کند؛ اگر این جمله مثبت باشد، تولید به علت تمایل 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 راه گریز از نارساییهای آن، سازگار شدن با روند تحولات است.

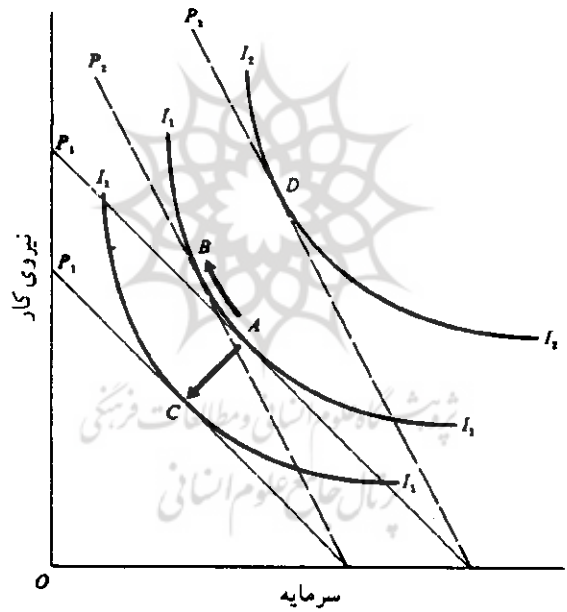
موضوع تغییر فنی متناسب با تعدیل فرایند تولید، باعث تغییر در چگونگی، فوریت و فرصتهای ممکن برای خانوارهای روستایی می‌شود. تفاهم جمعی در این زمینه مانند به کار بستن روشهای نوین و متفاوت تولید است. آثار تغییر فنی روی خانوارهای روستایی متفاوت است و حتی امکان دارد موجب تحلیل رفتن اساس بقای تولید کننده کشاورزی 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 اقتصادیش 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 داده‌شده‌است. نخستین مورد، تغییر در ترکیب نهاده‌ها در طول یک منحنی هم‌مقدار تولید است که از راه حرکت از نقطه A به نقطه B نشان داده‌شده‌است. 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 شماره۲. 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_1 امکان می‌یابد.

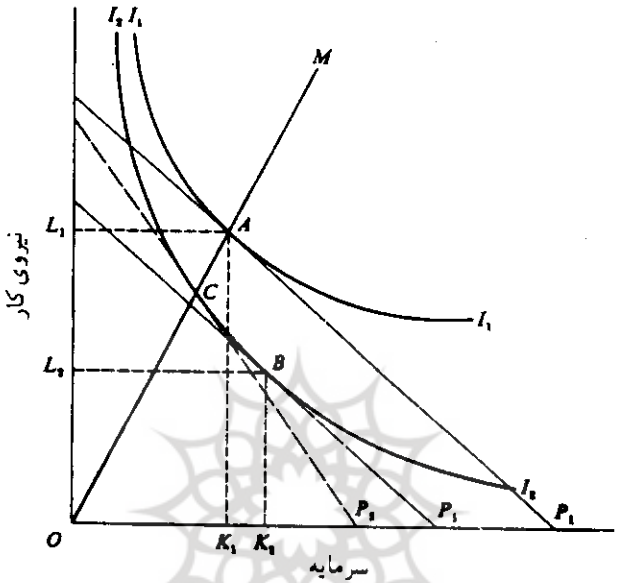
تغییر فنی را می‌توان به دو روش اندازه گیری کرد؛ نخستین روش سنجش افزایش تولید با توجه به همان سطح پیشین نهاده‌هاست و دومی نیز سنجش هزینه‌های کل برای همان سطح از محصول قبلی در قیمتهای ثابت نهاده‌است. البته نکته شایان توجه آن است که ترکیب سنتی نهاده‌ها با ساختار فناوری نوین متناسب نیست. به عنوان مثال برای استفاده بهینه از واریته‌های جدید بذرهای 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 نوآوریهایی 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 گرفته‌است. این تغییر شیب به منزلهٔ 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 می‌یابد.



نمودار شماره۳. تمایل تغییر فنی

در نمودار شماره ۳ نقطهٔ A تعادل اولیه را، که کارایی منابع در نسبت قیمتهای $(\frac{r}{\omega})$ روی خط هزینه p_1 است، نشان می‌دهد. در نقطهٔ A، از نیروی کار به اندازه L_1 و از سرمایه به اندازه K_1 استفاده شده‌است. نتایج تمایل غیر فنی نشان می‌دهد که نقطه تعادلی جدید B، که در آن نسبت قیمتهای $(\frac{r}{\omega})$ تغییر نیافته‌است، باعث کاهش بیشتر در کاربرد نیروی کار (L_1به L_2)و افزایش کاربرد سرمایه (K_1به K_2) شده‌است و همچنین نشاندهنده تغییر فنی کاراندوز است. در اینجا نسبت عوامل $(\frac{K}{L})$افزایش پیدا می‌کند و در سطح قیمتهای داده شده نهاده، سهم نیروی کار (ωL) از ارزش کل تولید نیز کاهش می‌یابد.

تغییر قیمتهای نسبی عوامل با فرض ثابت نگه‌داشتن 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 (ω) باید نسبت به قیمت سرمایه (r) کاهش یابد که در نتیجه، خط هزینه جدید p_2 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 درامد را با ثابت نگه‌داشتن نسبت عوامل تغییر دهیم. اگر سهم درامد نیروی کار (ωL) نسبت به سهم درامد عامل سرمایه (rK) افزایش یابد، گرایش به نیروی کار وجود دارد و تغییر فنی سرمایه انـدوز است. در صورتی که سهم درامدی عوامل ثابت باشد، تغییر فنی خنثی است و اگر سهم نیروی کار (ωL) کاهش یابد گرایش به سرمایه وجود دارد و تغییر فنی کاراندوز است. با توجه به نسبت ثابت عوامل و خنثای هیکسی[1]، 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 درامد کل برای نیروی کار در فرایند تولید و سهم بالاتر از درامد 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 محاسبهٔ 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 t^2 نشان می‌دهد:

$$\begin{aligned}
&LnQ=۱/۴۸۴-۲/۱۵۹lnA+۰/۱۱۲lnF(-۱)+۰/۱۹۴lnK(-۱)+۲/۹۱۲(-۱)lnL\\
&\qquad(۰/۱۶۵)\ (-۲/۱۸۶)\qquad(۲/۳۹۹)\ (۲/۰۰۲)\ (۱/۸۳۱)\qquad(۲/۳۸۲)\\
&+۰/۰۷۳LnAt+۰/۰۰۸lnKT-۰/۱۸۳lnLT+\ ۰/۰۰۳lnFT(-۱)+۰/۷۴۹T\\
&\ (۱/۹۰۰)\quad(-۲/۰۲۷)\quad(۱/۰۷۳)\ (۱/۳۳۴)\\
&\quad R^2=۰/۹۹\qquad D.W=۱/۶۱\qquad F=۳۱۶\qquad\qquad(۱۱)
\end{aligned}$$

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 I (۱) هستند ولی شکل همگرای آنها، با توجه به آزمون همگرایی، I(۰) است. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون در جدول شماره ۱ آمده‌است.

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 کودشیمیایی 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 شده‌است، یا به دیگر سخن، تغییرات فنی تجسم یافته‌اند، می‌توان وجود یک رابطه درازمدت را پذیرفت. وجود این رابطه میان متغیرها کار تحلیل را بسیار ساده کرده‌است؛ چرا که اگر بیش از یک رابطهٔ تعادلی وجود می‌داشت، کار تحلیل بسیار

مشکل می‌شد و معلوم نبود اگر شوکهای تغییر فنی اعمال شود برای سیاستگذاری روی کدام رابطهٔ تعادلی درازمدت قرار خواهیم گرفت. ولی اکنون از هرنقطه‌ای که آغاز شود قاعدتاً 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)

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

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

می‌تواند در زمانی کوتاه به تعادل برسد؟ این امر نیاز به آزمون مدل تصحیح خطا[1] (ECM) در خصوص تابع تولید ترانسلوگ دارد (Green, 1993). نتایج نشان می‌دهد 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 می‌شود. نتایج مدل ECM در جدول شماره ۲ آمده است. در این مدل فقط متغیرهای تفاضلی سرمایه ماشینی و ضریب ECM معنیدار 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: یافته‌های تحقیق

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

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 دهندهٔ آن شامل نهاده کل، رشد ناشی از تغییر فنی خنثی، رشد تمایل تغییر فنی و رشد تغییر نهادی و همچنین سهم رشد به عنوان معیاری برای سنجش منابع با استفاده از رابطهٔ ۱۰ برای دورهٔ 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(همایونی‌فر، 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 (۰/۹ درصد)، برابر عوامل دیگر (۰/۳۷۳ درصد) گرفته شده‌است[1]؛ زیرا تغییرات جزء خطای[2] 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 نشاندهندهٔ 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 کارگرفته 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.

2. Error term

عنوان تغییر نهادی و مطابق با نظریه تحقیق است و از این رو اختلاف یادشده را می‌توان نتیجه‌ای از دیگر عوامل دانست که در مدل لحاظ نشده است (مانند هزینه‌های واسطه‌ای).

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

(واحد:درصد)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر درون پرانتز نشاندهندهٔ سهم است.

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

(واحد:درصد)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر درون پرانتز نشاندهندهٔ سهم است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بحث و نتیجه‌گیری

در جدول شماره ۳ مقدار رشد تولید کل و اجزای آن طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۶ نشان داده شده‌است. در این دوره متوسط رشد سالانه تولید کل کشاورزی ۴/۰۴۶ درصد بوده‌است. اجزا یا منابع این رشد شامل: نهاده کل (تفکیک شده به چهار عامل اصلی: زمین، سرمایه ماشینی، کودشیمیایی، نیروی کار و عوامل دیگر)، تغییر فنی خنثی، تمایل 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 می‌دهد. عوامل

دیگر فیزیکی با نرخ رشد سالانه ۰/۳۷۳ درصد سهمی معادل ۹/۲ درصد از کل رشد سالانه تولید را به خود اختصاص داده‌است. تغییر فنی خنثی با رشدی معادل ۷۴/۹۴ درصد، رشد غیرقابل تصوری را نشان می‌دهد؛ یعنی ۱۸۵۲/۲ درصد که تعجب‌آور است. در کنار آن، تمایل تغییر فنی می‌باید علامت مثبت داشته‌باشد ولی منفی است و کاهش رشدی معادل ۷۳/۹۳۴- درصد از تولید را به دنبال دارد که این مقدار سهم، معادل ۱۸۲۷/۳- درصد از رشد سالانه تولید را کاهش داده‌است. سهم خالص تغییرات فنی (تفاضل تمایل تغییر فنی و تغییر فنی خنثی) برابر ۲۴/۹ درصد است. در نهایت، تغییر نهادی (اصلاحات نهادی) با نرخ رشدی معادل ۰/۱۰۶- درصد در کاهش رشد تولید کل دخیل بوده و سهم آن نیز ۲/۶- درصد است. دو تناقض آشکار از نتایج این تخمین با نظریه ارائه شده در بخش دوم دیده می‌شود: اولاً، علامت تمایل تغییر فنی می‌باید مثبت باشد که در اینجا منفی است. ثانیاً، تغییر نهادی نیز می‌باید در طول دوره مورد بررسی، به دلیل اینکه سازمان کشاورزی بسیار گسترش یافته‌است، 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 قره‌باغیان، هایونی‌فر (۱۳۷۹) انجام شده است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که ساختار فناوری ماشینی و زیستی - شیمیایی در ایران متناسب با کشورهای توسعه یافته رشد نکرده‌است. به دلیل تحریف قیمتها، سرمایه‌بری و کاربری در کنار هم و زمین اندوزی و کود شیمیایی در کنار هم رشد کرده است که تناسب موزون با کمیابی منابع ندارد. این امر دلیلی قاطع در منفی بودن تمایل تغییر فنی در اقتصاد کشاورزی ایران به شمار می‌آید.

در جدول شماره ۴ رشد اجزای نهاده کل بررسی شده‌است. چنانکه پیداست، از رشد ۳/۱۴۵ درصدی نهاده کل، که سهمی معادل ۷۷/۶ درصد از کل رشد سالانه تولید را دارد، ۰/۳۷۸ درصد مربوط به زمین با سهم ۹/۳ درصد، ۱/۵۴۷ درصد مربوط به کود شیمیایی با سهم ۳۸/۲ درصد، ۱/۶۳۶ درصد مربوط به سرمایه ماشینی با سهم ۴۰/۴ درصد و ۰/۷۸۹- درصد مربوط به نیروی کار با سهم ۱۹/۵- درصد و در نهایت ۰/۳۷۳ درصد مربوط به عوامل

دیگر با سهم ۹/۲ درصد است. به عبارت دیگر، رشد سالانه تولید کل ناشی از رشد عوامل تولید (۷۷/۶٪) و تنها ۲۲/۳ 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 ۵۷/۷ به ۴۲/۳ است. لذا باید مقایسه‌ای تطبیق 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 ازمقاله Fan ۱۹۹۱ اخذ شده‌است و اطلاعات مربوط به ایران براساس یافته‌های تحقیق است.

در مقایسه تطبیق میان منابع رشد چین و ایران، مطالعهٔ 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 ۱/۳۴ درصد سهم ۲۶/۶ درصد از کل رشد تولید و در ایران منفی و معادل ۰/۱۰۶- درصد با سهم ۲/۶۴- 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 داده‌است.

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 داده‌است 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 می‌شود 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 می‌تواند حق 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، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسیهای اقتصادی، شماره‌های مختلف.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سالهای مختلف.

۴. قره باغیان،م. و م. همایونی فر (۱۳۷۹)، تحول فنی و رشد کشاورزی، آزمون فرضیه نوآوری القایی در کشاورزی ایران، مجله پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۶.

۵. کمنتا، 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 اموراقتصادی 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- تکنوژلویک کشور در سالهای ۱۳۲۷-۷۲ و ارائه استراتژی لازم به منظور انتقال تکنولوژی مناسب، معاونت امور اقتصادی، چاپ اول، تهران.

۱۰. همایونی‌فر، 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, Camberidge.

16. Evenson, R.E. and F. Welch (1974), U.S. agricultural productivity: Studies in technical change and allocative efficency, 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی