

جریان سرمایه از بخشهای مولد به بخش خدمات در اقتصاد ایران

تاریخ پذیرش: ۸۵/۱۱/۲۹

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۰/۲۴

دکتر نادر مهرگان^۱
دکتر کاظم یآوری^۲

چکیده

در ایران شاهد خروج سرمایه از بخشهای مولد اقتصادی چون صنعت، کشاورزی و ساختمان به سوی بخش خدمات هستیم. این مسأله سبب رشد نامتعادل بخشهای اقتصادی کشور شده است. سیاستهای پولی و مالی دولت نیز تاکنون در کاهش این جریان چندان مؤثر نبوده است. در این مطالعه با شناسایی عواملی که در تشکیل سرمایه هر بخش مؤثر است و با استفاده از نظریه درآمد دائمی و با بهره‌گیری از مدل هاریس-تودارو، به اندازه‌گیری و میزان جابه‌جایی سرمایه از بخشهای مولد به سوی بخش خدمات اقدام نمودیم.

نتایج حاکی از آن است که درآمدهای تعدیل شده با خطر تمامی بخشهای اقتصادی در تشکیل سرمایه بخش خدمات تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. در بین بخشهای مورد مطالعه به ترتیب بخشهای خدمات، صنعت، کشاورزی و در آخر ساختمان بیشترین اثر را در تشکیل بخش خدمات داشته‌اند.

بدین ترتیب به‌منظور ایجاد رشد متعادل اقتصادی، سیاستهای مالی، پولی و حمایتی دولت باید به‌گونه‌ای باشد که کاهش ریسک و افزایش درآمد انتظاری بخشهای مولد خصوصاً صنعت و کشاورزی را فراهم نماید.

کلید واژه: رشد نامتعادل، خروج سرمایه، تشکیل سرمایه در خدمات، درآمد دائمی، ریسک.

JEL: C32, E22, E27, F12

mehregannader@yahoo.com
kazemyavari@yahoo.com

۱. استادیار دانشگاه بوعلی سینا
۲. دانشیار دانشگاه تربیت مدرس

در ایران شاهد خروج شدید سرمایه از بخشهای مولد به بخش خدمات هستیم. این مشکل سبب شده است تا سیاستگذاران اقتصادی سیاستهایی که در بخشهای مولد اتخاذ کرده بودند، بازنگری می‌کنند؛ ولی با انجام اعمال مذکور روند تشکیل سرمایه در بخشهای مولد بهبود نیافت؛ به طوری که در برنامه سوم مشکل مذکور به عنوان یکی از مهمترین چالش‌های فعالیتهای مولد عنوان شد (سند برنامه ص ۲۸).

هدف این مطالعه آن است تا خروج سرمایه از بخشهای مولد اقتصادی به سوی بخش خدمات را اندازه‌گیری نماید و زمینه لازم را برای اعمال سیاستهای دولت جهت ایجاد رشد متعادل در کشور فراهم سازد.

در این راستا و در پاسخ به این پرسش اساسی که چه عواملی در فرار سرمایه از بخشهای مولد به بخش خدمات اثر گذار است، فرضیات زیر بر اساس مبانی نظری و تجربی ارائه شده است:

- به دلیل عدم محدودیت در نقل و انتقال بین بخشی سرمایه، جریان سرمایه از بخشهای مولد به بخش خدمات وابسته به نسبت درآمد دائمی بخشهای مولد به خدمات است که با خطر تعدیل شده باشد.
 - از آنجا که درآمد دائمی تعدیل شده با خطر بخش خدمات بیش از سایر بخشها است لذا سرمایه‌ها از تمامی بخشها به سوی بخش خدمات در جریان است.
- به منظور آزمون فرضیه‌های ارائه شده الگوی پیشنهادی مبتنی بر مبانی نظری و تجربی، با استفاده از روشهای آماری برآورد، ارزیابی و سپس تفسیر و بر اساس آن توصیه‌های لازم جهت سیاستگذاری ارائه می‌شود.

۱- مبانی نظری و تجربی

بر اساس تئوری کلاسیک‌ها، نرخ بهره واقعی تشکیل سرمایه را تعیین می‌کند. کینز تفاوت بین بازده مورد انتظار و هزینه تعویض کالاهای سرمایه‌ای را در تشکیل سرمایه مؤثر می‌داند. پس از کینز می‌توان به الگوی شتاب که توسط گودوین^۱ و چنری^۲ و مطالعه جورجسون^۳ و کویک^۴ در روش شتاب انعطاف‌پذیر و همچنین مطالعه آیزنر^۵ پیرامون وارد کردن مسأله انتظارات در تشکیل سرمایه اشاره کرد.

1. Goodwin (1951)

2. Chenery (1952)

3. Jorgenson (1954)

4. Koyck (1954)

5. Eisner

تئوری‌های مذکور غالباً در جذب و تشکیل سرمایه در سطح کلان مورد بحث قرار گرفته و در مدل‌های بخشی کارآیی لازم را نداشته و نیازمند بازنگری است. اقتصاددانان با استفاده از الگوی هاریس - تودارو که در سال ۱۹۷۰ جهت تبیین مهاجرت بین بخشی ارائه شد، جهت تبیین جریان سرمایه بین بخشی استفاده جستند که در این خصوص می‌توان به کارهای نیری^۱، آمانو^۲، کوردن و فیندلی^۳ و دات^۴ اشاره کرد. در این مطالعات تشکیل سرمایه در هر بخش، علاوه بر درآمد دائمی همان بخش، متأثر از درآمد دائمی سایر بخشها نیز هست.

در مطالعات انجام شده به ریسک فعالیتها در تشکیل سرمایه بین بخشهای اقتصادی توجه نشده است. به طوری که تئوری‌های مذکور مشخص نمی‌کند که آیا سرمایه‌گذاران سرمایه خود را در فعالیت‌هایی به کار می‌گیرند که دارای سود و خطر بیشتری است و یا در فعالیت‌هایی که سود کمتر و خطر کمتری دارند. بدین جهت سود و درآمدهای انتظاری که در هر فعالیت کسب می‌شود باید به وسیله خطر تعدیل شود.

تشکیل سرمایه بین بخشی در اقتصاد ایران علاوه بر مسائل عنوان شده می‌تواند متأثر از سیاست‌های دولت و ساختار اقتصادی ایران نیز باشد. بنابراین تئوری‌های مذکور با توجه به واقعیت‌های موجود در جامعه مورد بازنگری قرار می‌گیرد و الگوی مناسب جهت تبیین مشکل و مسأله موجود در کشور ارائه خواهد شد.

۲- الگوی پیشنهادی جهت تبیین جریان سرمایه بین بخشی

بر اساس مبانی نظری و تجربی ارائه شده ارزش افزوده بخشهای اقتصادی به عنوان مهمترین متغیر توضیح دهنده رفتار سرمایه‌گذاران و بر اساس اصل شتاب تغییرات ارزش افزوده در تابع پیشنهادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس تحلیل کویک و مودیگلیانی و پیشنهاد رابرت آیزنر (۱۹۶۷) سرمایه‌گذاری نه تنها از درآمد جاری بلکه از درآمد سالهای گذشته نیز تأثیر می‌پذیرد به طوری که رابرت آیزنر حتی معتقد است که تغییرات فروش در سالهای گذشته نزدیک بیش از سال جاری در سرمایه‌گذاری تأثیر دارد.

بدین ترتیب اثرات تغییر ارزش افزوده بخش اقتصادی را در طول زمان بر روی تشکیل سرمایه بخش اقتصادی مورد بررسی قرار می‌دهیم.

همچنین با توجه به مباحث نظری ارائه شده، تشکیل سرمایه در یک بخش تنها به درآمد آن بخش مرتبط نبود، بلکه اطلاعات مربوط به درآمد انتظاری سایر بخشها بر رفتار سرمایه‌گذاران اثر خواهد گذاشت. این مسأله با توجه به اینکه هیچ محدودیت جدی چون تعرفه و سایر موانع در نقل و انتقال سرمایه بین بخشی وجود ندارد، بسیار مهم است.

1. Neary (1981)

2. Amano (1983)

3. Corden & Findlay (1975)

4. Dutt (1996)

نکته مهم دیگر آن است که سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری خود تنها به درآمد و سود موردانتظار توجه ندارند بلکه به برخی از متغیرهای طرف هزینه نیز توجه و آن را در تصمیم‌گیری لحاظ می‌کنند. بدین جهت متغیرهای طرف هزینه در مدل منظور می‌شوند. از آنجا که در کشور ارقام نرخ بهره بازار به‌طور رسمی انتشار نمی‌یابد لذا غالباً از نرخ تورم به عنوان متغیر جانشین نرخ بهره استفاده می‌کنند. از آنجا که این مطالعه رفتار بخشهای اقتصادی را مورد مطالعه قرار می‌دهد لذا از نرخ رشد شاخص ضمني قیمت بخشهای اقتصادی به عنوان متغیر جانشین نرخ بهره استفاده و در مدل تعبیه می‌کنیم.

همچنین تصمیم‌گیرندگان به ریسک درآمدهای انتظاری نیز توجه و آن را نیز در رفتار خود لحاظ می‌کنند، به‌طوری که یک سرمایه‌گذار ممکن است سود کمتر با خطر کمتر در یک بخش اقتصادی را به سود بیشتر با خطر بیشتر در بخش دیگر ترجیح دهد. بدین جهت لازم است در تحلیل جریانهای سرمایه بین‌بخشی با معرفی شاخصی برای اندازه‌گیری ریسک و خطر، شاخص و متغیر مذکور نیز در مدل منظور شود¹.

برخی مطالعات در این زمینه نشان می‌دهد که اثر ریسک بر سرمایه‌گذاری در طرح‌های بزرگ و طرح‌های کوچک یکسان نیست و به عبارت دیگر شدت اثر گذاری ریسک بر سرمایه‌گذاری به مبلغ سرمایه‌گذاری نیز وابسته است.² البته شاخصهای مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک وجود دارد که بسیاری از آنها برای داده‌های مقطعی قابل استفاده هستند ولی در داده‌های سری زمانی از کارایی لازم برخوردار نیستند. بدین جهت در این مطالعه شاخص قدر مطلق انحرافات درآمد از میانگین متحرک پنج ساله (شاخص لاو) مورد استفاده قرار می‌گیرد.³

بدین ترتیب مدل پیشنهادی تشکیل سرمایه با لحاظ کردن متغیرهای معرفی شده به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$I_t^j = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_{i+1} \Delta VA_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{i+1} \Delta VS_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{i+1} \Delta VIM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{i+1} \Delta VC_{t-i} + \mu_{t-1}^j + \sum_{i=1}^m \delta_{i+1} RA_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_{i+1} RS_{t-i} + \sum_{i=1}^m \eta_{i+1} RIM_{t-i} + \sum_{i=1}^m \psi_{i+1} RC_{t-i} + \alpha P_t^j + e_t$$

که در آن I_t^j تشکیل سرمایه سال t در بخش j ، ΔVA تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی، ΔVS تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات، ΔVIM تغییرات ارزش افزوده صنایع و معادن و ΔVC تغییرات ارزش افزوده بخش ساختمان می‌باشد که طول وقفه آن را با

1. Enrico (2006)

2. Kit Pong Wong (2006)

3. Love (1987)

k نمایش دادیم. و متغیرهای RA به معنی ریسک درآمد در بخش کشاورزی، RS ریسک خدمات، RIM ریسک بخش صنایع و معدن، RC ریسک درآمد بخش ساختمان و طول وقفه ریسک هر بخش را با m نشان دادیم و P نرخ رشد شاخص ضمنی قیمت بخش است. متغیر وابسته باوقفه (I_{t-1}^i) اثر فشار سرمایه‌گذاری نیمه تمام در سالهای گذشته روی سرمایه‌گذاری سال جاری را اندازه‌گیری می‌کند که به منظور تطبیق تئوری با ساختار اقتصادی ایران در مدل تعبیه شده است.

بدین ترتیب در تابع تشکیل سرمایه هر بخش اقتصادی، علاوه بر متغیر تغییر ارزش افزوده همان بخش، متغیر تغییر ارزش افزوده سایر بخشها در طی زمان نیز منظور شده است. ضمن اینکه برای تعدیل درآمدها ریسک همان بخش و سایر بخشهای اقتصادی نیز در مدل لحاظ شده است. تابع تشکیل سرمایه بر اساس روش آلمون و با در نظر داشتن یک چند جمله‌ای درجه دوم بر حسب وقفه (i) برآورد می‌شود. به منظور برآورد مذکور از روش آلمون، نخست لازم است تابع چند جمله‌ای را در تابع سرمایه‌گذاری جایگزین کنیم و به‌طور غیرمستقیم ضرایب را با توجه به قیود مورد نظر به صورت زیر به دست آوریم:¹

$$I_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \beta_i = A + A_1 i + A_2 i^2$$

با جایگزینی B_i در I_t خواهیم داشت:

$$I_t = \alpha + A_0 \sum_{i=0}^k Y_{t-i} + A_1 \sum_{i=0}^k i Y_{t-i} + A_2 \sum_{i=0}^k i^2 Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

که با تعریف متغیرهای توضیحی به صورت زیر:

$$Z_{0t} = \sum_{i=0}^k Y_{t-i} \quad Z_{1t} = \sum_{i=0}^k i Y_{t-i} \quad Z_{2t} = \sum_{i=0}^k i^2 Y_{t-i}$$

تابع تشکیل سرمایه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$I_t = \alpha + A Z_{0t} + A_1 Z_{1t} + A_2 Z_{2t} + \varepsilon_t$$

که در این صورت بر اساس روش پیشنهادی آلمون، رگرسیون I روی متغیرهای جدید Z انجام می‌گیرد. و سپس از روی ضرایب متغیر جدید Z، ضرایب متغیرهای اصلی به‌طور غیرمستقیم به دست خواهد آمد. پارامترهای مورد نظر تابع با جایگذاری مقدار وقفه در مدل چند جمله‌ای زیر:

$$\beta_i = A + A_1 i + A_2 i^2$$

به دست می‌آید که پارامترهای مذکور برابر است با:

$$\hat{\beta}_k = \hat{A}_0 + \hat{A}_1(K) + \hat{A}_2(K)^2 = \hat{A}_0 + K\hat{A}_1 + K^2\hat{A}_2 \quad i = K$$

بدین ترتیب برآورد تابع از روش آلمون، بر اساس چند جمله‌ای درجه دوم مذکور خواهد بود. طول وقفه مورد نظر در تابع برای متغیر تغییرات ارزش افزوده بر اساس مطالعات تجربی و معنی‌داری پارامترها تعیین خواهد شد. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تصمیم‌گیرندگان فقط گذشته اخیر را در نظر می‌گیرند، لذا می‌توان طرز تلقی آنها را به این صورت که اطلاعات کمی نسبت به

1. Gojarati, D. (1988)

گذشته دور دارند، مدل سازی کرد.^۱ بر این اساس طول وقفه برای هر بخش حدوداً ۵ ساله در نظر گرفته می‌شود.

۳- نتایج و بحث

مدل پیشنهادی با استفاده از داده‌های سری زمانی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹ بانک مرکزی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر وابسته باوقفه در الگوی پیشنهادی اثر معنی‌داری بر تشکیل سرمایه بخش خدمات نگذاشته است. توضیح اینکه متغیر مذکور به‌دلیل تطبیق تئوری با ساختار اقتصادی ایران در مدل تعبیه شده بود ولی چون براساس مبانی نظری مدل قابل تطبیق نبود، از مدل حذف گردید. همچنین متغیر نرخ رشد شاخص ضمنی قیمت بخش خدمات نیز به‌عنوان متغیر جانشین نرخ بهره در مدل منظور شده بود که این متغیر نیز به لحاظ آماری از معنی‌داری لازم برخوردار نبود و چون متغیر مذکور به‌عنوان متغیر جانشین در مدل منظور شده بود به‌دلیل عدم وجود ارتباط معنی‌دار از مدل حذف شد. با حذف متغیر وابسته باوقفه توضیحی و متغیر رشد شاخص قیمت بخش خدمات، نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی در جدول (۱) که در ضمیمه آمده، انعکاس یافته است.

آماره‌های F, D, W, R_a^2 نشان می‌دهد مدل برآورد شده در کلیت خود از اعتبار لازم برخوردار است. طول وقفه متغیر ارزش‌افزوده هر بخش بر اساس مطالعات تجربی و معنی‌داری پارامترهای تعیین شده است.

۳-۱- اثر درآمدهای تعدیل شده خدمات بر تشکیل سرمایه بخش خدمات

ضرایب مربوط به متغیرهای باوقفه توزیع شده ارزش‌افزوده بخش خدمات (α_i) با افزایش وقفه در آغاز افزایش و سپس کاهش می‌یابد و تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تشکیل سرمایه بخش خدمات دارد (جدول ۲)*. ولی ضرایب متغیر باوقفه توزیع شده ریسک بخش خدمات (δ_i) با افزایش وقفه (i) در آغاز کاهش و سپس افزایش یافته است و تأثیر منفی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات به جای می‌گذارد (جدول ۳).

جدول (۲): برآورد اثر تغییرات ارزش‌افزوده بخش خدمات و کشاورزی بر تشکیل سرمایه

بخش خدمات

امارة t	ضریب کشاورزی	امارة t	ضریب خدمات	طول وقفه
۴/۰۶۵	۱/۶۴۸	۳/۳۵۱	۲/۱۱۱	۰
۴/۱۹۴	۱/۸۲۳	۴/۸۶۳	۳/۸۶۷	۱
۲/۸۷۹	۱/۸۱۹	۵/۰۴۸	۴/۷۸۰	۲

۱. سیمون (۱۳۷۱)

۲ جدول يك در پیوست ارائه شده است.

۳	۴/۸۵۰	۵/۰۳۱	۱/۶۳۴	۲/۲۸۸
۴	۴/۰۷۷	۴/۹۸۹	۱/۲۶۹	۱/۹۷۹
۵	۲/۴۶	۴/۹۴۹	۰/۷۲۵	۱/۷۹۳
جمع وقفه	۲۲/۱۴۵	۵/۰۲۹	۸/۹۱۸	۳/۲۰۶

جدول (۳): پارامترهای برآورد شده اثر ریسک بخش خدمات بر تشکیل سرمایه بخش خدمات

طول وقفه	ضریب	آماره t
۰	-۲/۹۴۲	-۳/۰۷۷
۱	-۳/۱۲۹	-۴/۵۵۷
۲	-۲/۷۰۱	-۴/۰۸۸
۳	-۱/۶۵۸	-۳/۴۷۷
جمع وقفه	-۱۰/۴۳	-۴/۵۵۷

ضرایب مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش خدمات که به صورت درونزای تأخیری در مدل ظاهر شده‌اند، نشان‌دهنده ضریب تکاثر متغیرهاست. که ضریب تکاثر آنی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\alpha_1 = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VS_t} = 2/11$$

این ضرایب اثر آنی تغییر در ارزش افزوده بخش خدمات را بر تشکیل سرمایه بخش خدمات نشان می‌دهد. این ضرایب نشان می‌دهد که افزایش یک میلیارد ریال در تغییرات ارزش افزوده خدمات در سال جاری با فرض ثابت بودن سایر عوامل، سبب افزایش ۲/۱۱ میلیارد ریال در تشکیل سرمایه بخش خدمات خواهد شد. در صورتی که اثر تغییر ارزش افزوده بخش خدمات بر تشکیل سرمایه بخش مذکور در دوره بعدی نیز دوام داشته باشد، آنگاه می‌توان اثر تغییر ارزش افزوده در سال جاری را بر تشکیل سرمایه سال آتی اندازه‌گیری کرد. به صورت زیر:

$$\frac{\partial IS_{t+1}}{\partial \Delta VS_t} = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VS_t} = 3/867$$

این ضرایب نشان می‌دهد که افزایش یک میلیارد ریال در تغییر ارزش افزوده سال جاری، سبب افزایش ۳/۸۶۷ میلیارد ریال در تشکیل سرمایه بخش خدمات در سال آتی می‌شود. و در مجموع اثر افزایش ΔVS_t در سال جاری، سبب افزایش سرمایه بخش خدمات در طی سال جاری و آتی به میزان ۵/۹۷۸ میلیارد ریال خواهد شد که به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\alpha_1 + \alpha_2 = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VS_t} + \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VS_{t-1}} = \frac{\partial IS_{t+1}}{\partial \Delta VS_{t+1}} + \frac{\partial IS_{t+1}}{\partial \Delta VS_t} = 2/11 + 3/867 = 5/978$$

به همین ترتیب می‌توان ضریب تکاثر باوقه را برای دوره‌های بعدی نیز محاسبه کرد و اثر تغییر در ارزش افزوده بخش خدمات بر تشکیل سرمایه آن بخش را طی دوره‌های آینده

به‌دست آورد، که در نهایت مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه، ضرایب تکاثر بلند مدت را نشان می‌دهد که به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\alpha^L = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 = \sum_{i=1}^6 \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VS_{t+i}} = 154/22 =$$

ضریب تکاثر بلندمدت نشان می‌دهد که افزایش یک میلیارد ریال در تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات (ΔVS) در یک سال سبب افزایش ۲۲/۱۴۵ میلیارد ریال افزایش در تشکیل سرمایه بخش خدمات در طی ۶ سال خواهد شد.

بر اساس ضرایب پویا که اثرات میان مدت و کوتاه مدت را نشان می‌دهد به ازای یک میلیارد ریال افزایش در تغییر ارزش افزوده بخش خدمات (ΔVS) تشکیل سرمایه در بخش خدمات به طور متوسط در سال جاری به میزان ۲/۱۱۱ میلیارد ریال، در سال آینده ۳/۸۶۷ میلیارد ریال، در دو سال آینده ۴/۷۸ میلیارد ریال، در سه سال آینده ۴/۸۵ میلیارد ریال، در چهار سال آینده ۴/۰۷۷ میلیارد ریال و در پنج سال آینده به میزان ۲/۴۶ ریال افزایش می‌یابد که در مجموع سبب افزایش ۲۲/۱۴۵ میلیارد ریال در تشکیل سرمایه بخش خدمات خواهد شد.

طبق برآورد، حداکثر اثرگذاری تغییر ارزش افزوده بر تشکیل سرمایه بخش خدمات پس از سه سال صورت می‌گیرد. برای اندازه‌گیری زمان متوسط اثرگذاری تغییر ارزش افزوده بخش خدمات بر تشکیل سرمایه از میانگین وقفه‌ها به‌صورت زیر استفاده می‌کنیم:

$$\text{Mean Lag} = \frac{\sum_{i=0}^5 i \alpha_{i+1}}{\sum_{i=0}^5 \alpha_{i+1}} = \frac{56/585}{22/1453} = 555/2$$

M که نشان می‌دهد حداقل ۲ سال و ۲۰۳ روز طول خواهد کشید تا تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات حداقل ۵۰ درصد اثر خود را بر تشکیل سرمایه بخش خدمات به جای بگذارد. ضرایب باوقفه استاندارد شده نشان می‌دهد که از صد درصد اثرگذاری متغیر مستقل (ΔVS) بر تشکیل سرمایه، ۴۳ درصد آن مربوط به متغیر مستقل $t-2$ و $t-3$ می‌باشد که ۱۱ درصد آن در سال جاری، ۱۸ درصد در سال آینده، ۲۱/۹ درصد آن در دو سال آینده، ۲۱/۶ درصد آن در سه سال آینده، ۱۷ درصد آن در چهار سال آینده و ۹ درصد در پنج سال آینده بر تشکیل سرمایه بخش خدمات اثر می‌گذارد (جدول ۴).

جدول (۴): ضریب باوقفه استاندارد شده اثر تغییر ارزش افزوده خدمات بر تشکیل سرمایه

بخش خدمات

زمان	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
ضریب استاندارد شده	۰/۱۹	۰/۲۱۶	۰/۲۱۹	۰/۱۸	۰/۱۱

نتایج نشان می‌دهد که افزایش ریسک درآمدها در بخش خدمات، سبب کاهش تشکیل سرمایه در آن بخش می‌شود. به طوری که به ازای یک واحد افزایش در شاخص ریسک، تشکیل سرمایه در بخش خدمات در یک دوره ۴ ساله به میزان ۱۰/۴۳ میلیارد ریال کاهش خواهد یافت (جدول ۳).

در مقایسه اثر مثبت تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات بر تشکیل سرمایه بخش خدمات و اثر منفی ریسک بخش خدمات بر تشکیل سرمایه بخش، ملاحظه می‌شود که در طی دوره مورد بررسی، تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات به طور متوسط سالانه سبب افزایش ۱۹۷۶۷۱ میلیارد ریال در تشکیل سرمایه بخش خدمات خواهد شد و در همین دوره ریسک بخش خدمات سبب کاهش ۱۵۱۲۷۱ میلیارد ریال در تشکیل سرمایه بخش خدمات می‌شود. به عبارت دیگر به ازای یک واحد افزایش همزمان در متغیرهای ریسک بخش خدمات و تغییرات ارزش افزوده بخش خدمات، انتظار می‌رود که تشکیل سرمایه به میزان ۴۶۴۰۰ میلیارد ریال افزایش یابد.

۳-۲- اثر درآمدهای تعدیل شده بخش کشاورزی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات

ضرایب مربوط به متغیر باوقفه توزیع شده ارزش افزوده بخش کشاورزی (β_i) با افزایش وقفه (i) ضرایب ضمن اینکه مقدار آن مثبت است در آغاز افزایش و سپس کاهش می‌یابد (جدول ۲).

ضریب تکاثر تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\beta_F = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VA_t} = 648/1$$

در صورتی که اثر تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات تا سال آینده تداوم داشته باشد در آن صورت از رابطه زیر می‌توان اثر دو سال را محاسبه کرد:

$$\beta_1 + \beta_2 = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VA_t} + \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VA_{t-1}} = 471/3 = 823/1 + 648/1$$

ضرایب تکاثر بلند مدت با استفاده از ضرایب تکاثر متغیرهای باوقفه به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta^L = 918/8 = 725/0 + 269/1 + 634/1 + 819/1 + 823/1 + 648/1$$

این ضرایب نشان می‌دهد که رشد بخش کشاورزی تأثیر مثبت بر تشکیل سرمایه بخش خدمات به جای می‌گذارد. به عبارت دیگر با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی، انتظار می‌رود که مزادهای اقتصادی آن به سوی بخش خدمات جریان یابد. ضریب تکاثر بلندمدت نشان می‌دهد که به ازای یک میلیارد ریال افزایش در تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی

(ΔVA) تشکیل سرمایه در بخش خدمات طی ۵ سال آینده به میزان ۸/۹۲ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت.

ضرایب متغیرهای باوقفه توزیع شده که ضرایب پویا و اثر میان مدت تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی را بر تشکیل سرمایه بخش خدمات نشان می‌دهد، به گونه‌ای است که به ازای یک میلیارد ریال افزایش در تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی در سال جاری، تشکیل سرمایه بخش خدمات به طور متوسط در سال جاری ۱/۶۴۸ میلیارد ریال، در سال آتی ۱/۸۲۳ میلیارد ریال، در دو سال آینده ۱/۸۱۹ میلیارد ریال، در ۳ سال آینده ۱/۶۳۴ میلیارد ریال، در چهار سال آینده ۱/۲۶۹ میلیارد ریال و در پنج سال آینده ۷۲۵ میلیون ریال افزایش خواهد یافت. مجموع اثرات کوتاه مدت و میان مدت آنها که اثرات بلند مدت را تشکیل می‌دهد برابر با ۸/۹۱۸ میلیارد ریال افزایش در تشکیل سرمایه بخش خدمات است.

میانگین وقفه‌های ΔVA که حداکثر زمان لازم برای اثرگذاری ۵۰ درصد تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات را نشان می‌دهد، برابر ۲/۱۳۸ است. که بیانگر آن است که به طور متوسط ۲ سال و ۵۰ روز طول خواهد کشید تا تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی حداقل ۵۰ درصد اثر خود را روی تشکیل سرمایه بخش خدمات به جای بگذارد.

در طی دوره مورد بررسی، افزایش هر واحد تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی به طور متوسط سالانه سبب افزایش تشکیل سرمایه در بخش خدمات به مقدار ۲۱۳۴۶ میلیارد ریال خواهد شد. در همین دوره ریسک بخش کشاورزی، اثر تغییر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تشکیل سرمایه بخش خدمات را به میزان ۱۳۹۶ میلیارد ریال کاهش خواهد داد. به عبارت دیگر با افزایش همزمان یک واحد در شاخص ریسک کشاورزی و تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی در یک سال، انتظار می‌رود که تشکیل سرمایه در بخش خدمات به میزان ۸۹۵۰ میلیارد ریال افزایش یابد. همچنین با افزایش یک واحد همزمان در تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی و بخش خدمات و افزایش ریسک بخش کشاورزی و خدمات، انتظار می‌رود به طور متوسط سالانه تشکیل سرمایه در بخش خدمات به میزان ۵۵۳۵۰ میلیارد ریال افزایش یابد.

۳-۳- اثر درآمدهای تعدیل شده صنعت و معدن بر تشکیل سرمایه بخش خدمات

ضرایب متغیرهای باوقفه ارزش افزوده صنعت و معدن (γ_i) با افزایش وقفه (i) در آغاز افزایش و سپس کاهش می‌یابد (جدول ۴).

جدول (۴): برآورد اثر تغییرات ارزش افزوده صنعت و معدن و ساختمان بر تشکیل سرمایه

بخش خدمات

آماره t	ضریب ساختمان	آماره t	ضریب صنعت	طول وقفه
---------	--------------	---------	-----------	----------

۰	۲/۴۴۱	۱/۰۳۶	۵/۴۲	۳/۹۳۳
۱	۴/۶۹۷	۱/۷۴۶	۴/۳۶۸	۲/۳۱
۲	۵/۰۴۳	۲/۰۸۸	۳/۳	۱/۵۷
۳	۳/۴۷۷	۲/۲۸۸	۲/۲۱۶	۱/۱۸۳
۴	-	-	۱/۱۱۶	۰/۹۴۹
جمع وقفه	۱۵/۶۵۸	۱/۷۴۶	۱۶/۴۲۱	۲/۰۰۱

ضرایب تکاثر تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بر تشکیل سرمایه خدمات از رابطه زیر به دست می آید:

$$\gamma_1 = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VIM_t} = 441/2$$

این ضریب نشان می دهد که تغییرات ارزش افزوده صنعت و معدن به میزان یک میلیارد ریال در سال جاری سبب افزایش تشکیل سرمایه بخش خدمات به میزان ۲/۴۴۱ میلیارد ریال در سال جاری خواهد شد. اگر اثر تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بر تشکیل سرمایه بخش خدمات در سال آتی نیز تداوم داشته باشد در آن صورت ضریب تکاثر را با لحاظ کردن اثر آتی و آتی به صورت زیر می توان محاسبه کرد:

$$\gamma_1 + \gamma_2 = 138/7 = 697/4 + 441/2$$

این ضریب نشان می دهد که تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در سال جاری را به میزان یک میلیارد ریال، تشکیل سرمایه بخش خدمات را در سال جاری به میزان ۲/۴۴۱ میلیارد ریال و در سال آتی به میزان ۴/۶۹۷ میلیارد ریال افزایش می دهد. مثبت بودن ضریب، بیانگر آن است که صنعت کالاهای سرمایه ای، ماشین آلات و ابزار بخش خدمات را تأمین می کند. ضریب تکاثر بلند مدت که با استفاده از ضریب متغیرهای باوقفه به دست می آید برابر با مقادیر زیر است:

$$\gamma^l = 2/441 + 4/697 + 5/043 + 3/477 = 15/658$$

ضریب تکاثر بلند مدت نشان می دهد که با افزایش یک میلیارد ریال در تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، تشکیل سرمایه در بخش خدمات در بلند مدت به میزان ۱۵/۶۵۸ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت.

ضرایب متغیرهای باوقفه توزیع شده که ضرایب پویا و اثر میان مدت تغییر ارزش افزوده صنعت و معدن بر تشکیل سرمایه بخش خدمات را نشان می دهد، به گونه ای است که با افزایش یک میلیارد ریال افزایش در تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن (ΔVIM)، تشکیل سرمایه بخش خدمات در سال جاری به میزان ۳/۴۷۷ میلیارد ریال، در سال آتی به میزان ۵/۰۴۳ میلیارد ریال، در دو سال آینده به میزان ۴/۶۹۷ میلیارد ریال، در سه سال

اینده به میزان ۲/۴۴۱ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت. که مجموع اثرات کوتاه مدت و میان مدت آن، که اثرات بلند مدت را نشان می‌دهد برابر با ۱۵/۶۵۸ میلیارد ریال می‌باشد. میانگین وقفه‌ها که حداکثر زمان لازم برای اثرگذاری ۵۰ درصد متغیر ΔVIM بر تشکیل سرمایه بخش خدمات (IS) را بیان می‌کند برابر ۱/۶۱ است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط یک‌سال و ۲۲۳ روز طول خواهد کشید تا حداقل ۵۰ درصد اثرات تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن بر تشکیل سرمایه بخش خدمات، مستهک شود. در مقایسه اثر مثبت ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و اثر منفی ریسک این بخش بر تشکیل سرمایه بخش خدمات ملاحظه می‌شود که در طی دوره مورد بررسی، افزایش همزمان یک واحد شاخص ریسک صنعت و معدن و افزایش یک میلیارد ریال در تغییر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، تشکیل سرمایه در بخش خدمات به میزان ۱۵۲۳۸ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت.

۳-۴- اثر درآمدهای تعدیل شده بخش ساختمان بر تشکیل سرمایه بخش خدمات

ضرایب مربوط به متغیر باوقفه ارزش افزوده ساختمان (λ_1) با افزایش وقفه سیر نزولی داشته است (جدول ۶).

ضرایب تکاثر تغییر ارزش افزوده ساختمان بر تشکیل سرمایه خدمات برابر است:

$$\lambda_1 = \frac{\partial IS_t}{\partial \Delta VC_t} = 5/42$$

این ضریب نشان می‌دهد که افزایش تغییرات ارزش افزوده بخش ساختمان در سال جاری به میزان یک میلیارد ریال، تشکیل سرمایه در بخش خدمات را در سال جاری به میزان ۵/۴۲ میلیارد ریال افزایش می‌دهد. با تداوم اثر مذکور تا سال آتی ضریب تکاثر میان مدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\lambda_1 + \lambda_2 = 788/9 = 368/4 + 42/5$$

این ضریب نیز نشان می‌دهد که تغییر ارزش افزوده بخش ساختمان در سال جاری، تشکیل سرمایه در بخش خدمات را در سال جاری به میزان ۵/۴۲ میلیارد ریال و در سال آتی به میزان ۴/۳۶ میلیارد ریال افزایش خواهد داد.

ضریب تکاثر بلندمدت نیز به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\lambda' = 5/52 + 4/368 + 3/301 = 13/08921$$

این ضریب نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بخش ساختمان سبب افزایش تشکیل سرمایه بخش ساختمان می‌شود. علت ارتباط مستقیم بدان جهت است که ساختمان‌های اداری و تجاری

بخش خدمات نیز جزء تشکیل سرمایه ان بخش محسوب می‌شود. این برآورد نشان می‌دهد که افزایش یک میلیارد ریال در تغییر ارزش افزوده بخش ساختمان، تشکیل سرمایه در بخش خدمات را در بلند مدت به میزان ۱۳ میلیارد ریال افزایش خواهد داد.

حداکثر زمان لازم برای اثرگذاری ۵۰ درصد تغییر ارزش افزوده بخش ساختمان بر تشکیل سرمایه خدمات (میانگین وقفه‌های ΔVC) برابر ۱/۱۵۱ است. که نشان می‌دهد به‌طور متوسط یک سال و ۵۵ روز طول خواهد کشید تا ۵۰ درصد از اثرات تغییر ارزش افزوده بخش ساختمان روی تشکیل سرمایه بخش خدمات مستهک شود.

در طی دوره مورد بررسی اگر به‌طور همزمان دو متغیر ریسک بخش ساختمان و تغییر ارزش افزوده بخش ساختمان یک واحد افزایش یابد در آن صورت انتظار می‌رود که تشکیل سرمایه در بخش خدمات به میزان ۳۸۲۸ میلیارد ریال افزایش یابد.

بدین ترتیب همان‌طور که در شکل (۱) ملاحظه می‌شود. با افزایش همزمان یک واحد در متغیرهای ریسک بخشهای کشاورزی (RISA)، خدمات (RISS)، صنعت و معدن (RISIM) و ساختمان (RISC) و متغیر ارزش افزوده بخشهای کشاورزی (ΔVA)، خدمات (ΔVS)، صنعت و معدن (ΔVIM) و ساختمان (ΔVC) انتظار می‌رود تشکیل سرمایه بخش خدمات به‌طور متوسط سالانه به میزان ۷۴۴۱۶ میلیارد ریال افزایش یابد.

شکل (۱): اثر افزایش یک واحد در تغییرات ارزش افزوده و ریسک بخشهای خدمات، کشاورزی، صنعت و معدن و ساختمان بر تشکیل سرمایه بخش خدمات (IS)

نتیجه گیری

نتایج فرضیه‌های ارائه شده را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که درآمدهای تعدیل شده با خطر تمامی بخشهای اقتصادی سبب افزایش تشکیل سرمایه بخش خدمات می‌شود و به‌عبارت دیگر سرمایه‌ها از تمامی بخشها به‌سوی بخش خدمات در جریان هستند و در بین بخشهای اقتصادی به‌ترتیب درآمدهای بخش خدمات و سپس صنعت، کشاورزی و ساختمان بیشترین اثر را در تشکیل سرمایه بخش خدمات داشته است.

در مجموع با لحاظ کردن اثرات ریسک و تغییرات ارزش افزوده بخشهای کشاورزی، خدمات، صنعت و معدن و ساختمان بر تشکیل سرمایه بخش خدمات، ملاحظه می‌شود که به‌ازای یک واحد افزایش همزمان متغیرهای مذکور، تشکیل سرمایه در بخش خدمات به میزان ۷۴۴۱۶ میلیارد ریال افزایش خواهد یافت.

بدین ترتیب به‌منظور ایجاد رشد متعادل اقتصادی، سیاستهای مالی، پولی و حمایتی دولت باید کاهش ریسک و افزایش درآمد انتظاری بخشهای مولد خصوصاً صنعت و کشاورزی را مورد توجه قرار دهد و از حمایت بخش خدمات بکاهد.

Archive of SID

فهرست منابع

۱. داتا، م. (۱۳۶۹) روشهای اقتصادسنجی؛ ترجمه دکتر ابوالقاسم هاشمی؛ تهران: مرکز نشر دانشگاهی.
۲. ساری، ام. (۱۳۶۰) مقدمه‌ای بر اقتصادسنجی؛ ترجمه دکتر حسین عظیمی؛ شرکت سهامی کتابهای جیبی.
۳. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۶۸) پیوست قانون برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۲-۱۳۶۸)؛ تهران: سازمان برنامه و بودجه.
۴. سیمون، پیتر و ویزردانیل (۱۳۷۱) ادراکات و انتظارات مصرف کننده در مورد قیمت؛ ترجمه دکتر حمید ابریشمی؛ مجله تحقیقات اقتصادی، تهران: دانشگاه تهران.
۵. عرب مازار، عباس (۱۳۶۹) اقتصاد سنجی عمومی؛ تهران: انتشارات کویر.
6. Amano, Masanori (1983) On the Harris – Todaro Model with Intersectoral Migration of Labour; *Economica*, vol.50(199), 311-324.
7. Anam, Mahmudul (1988) On Policy Intervention in the Harris – Todaro Model with Intersectoral Capital Mobility; *Economica*, Vol.55 (219), 403-408.
8. Corden, W. M. and Findlay R. (1975) Urban Unemployment, Intersectoral Capital Mobility and Development Policy; *Economica*, Vol.42(165), 59-78.
9. Dixi, Avinash (1989) Intersectoral Capital Reallocation under Price Uncertainty; *Journal of International Economics*, Vol.26 (3.4), 309-326.
10. Dutt, Amitava Krishna (1996) Intersectoral Capital Mobility in A Kaldorian Model of Growth and Development Manchester School of Economics and Social Studies, vol.64 (2.Jun), 153-169.
11. Enrico Saltaria, David Ticchib (2006) Risk Aversion, Intertemporal Substitution, and the Aggregate Investment–uncertainty Relationship, *Journal of Monetary Economics*.
12. Eisner, R., (1976) A Permanent Income Theory for Investment American Economic Review, No.3, June, 367-90.
13. Goodwin, R. M (1951) The Nonlinear Accelerator and the Persistence of Business Cycles; *Econometrica*, vol.19, No.1.
14. Goetz, Charles, J. (1964) A Variable Tax Model of Intersectoral Allocation; *Public Finance*, vol. 19(1), 29-41.

15. Jorgenson, Dale (1963) Capital Theory of Investment; American Economic Review, May.
16. Love, J. (1987) Export Instability in less Developed: Consequences and Causes; Journal of Economic Studies, Vol.14, 3-80.
17. Kit Pong (2006) Wong, The Effect of Uncertainty on Investment Timing in a Real Options Model; Journal of Economic Dynamics & Control.
18. Koyck, L. M. (1954) Distributed Lags and Investment; North-Holland Publishing Co.
19. Neary, J. Peter (1981) On the Harris–Todaro Model with Intersectoral Capital Mobility *Economica*, vol.48 (191), 219-234.
20. Razin, Assaf (1984) Capital Movements, Intersectoral Resource Shifts and the Trade Balance; *European Economic Review*, vol.26(1.2), 135-152.
21. Sharpley, Jennifer (1979) Intersectoral Capital Flows: Evidence from Kenya *Journal of Development Economics*, vol.6 (4), 557-572.

Archive of SID

جدول (۱): برآورد تابع تشکیل سرمایه بخش خدمات

Variable	Coefficient	t-Statistic	
C	۱۵۰,۰۰۹۹	۲,۱۵۱۷۳۵	
PDL01	۴,۷۸۰,۳۴۱	۵,۶۳۷,۰۲۹	
PDL02	۰,۴۹۱۴۸۰	۲,۴۸۸۹۶۱	
PDL03	۳,۱۲۹,۰۷۳-	۵,۵۷۴,۰۷۱-	
PDL04	۰,۱۲۰,۵۲۵	۰,۲۱۴۴۸۹	
PDL05	۱,۸۱۸۷۳۵	۳,۲۹۳,۰۶۵	
PDL06	۰,۰۹۴۵۳۵-	۰,۵۲۳۷,۰۵-	
PDL07	۱,۱۴۵۵۴۴-	۴,۲۹۰,۲۹۱-	
PDL08	۱,۰۸۳۵۳۸	۲,۷۱۱۷۳۷	
PDL09	۳,۳۰۰,۴۶۷	۱,۶۳۱۱۷۱	
PDL010	۱,۰۷۶,۰۱۵-	۶,۲۴۵۸,۰۷-	
PDL011	۱,۳۷۷۴۳,۰-	۰,۹۹۱۷۲۶-	
PDL012	۲,۶۳۹۹۹۴	۴,۸۱۵۸۲۳	
PDL013	۴,۶۹۷۴۶۳	۱,۹۷,۰۷۸۵	
PDL014	۱,۳۰۰,۸۰۸	۷,۰۹۶۵۸۹	
PDL015	۲,۱۱۱۸۸۱-	۱,۴۴۸۳۵۱-	
PDL016	۰,۲۱۹۶۶۰	۰,۲۳۲۳۸۵	
R-squared	۰,۹۹۹۹۶۲	Mean dependent var	۱۳۵۸۲,۳۱
Adjusted R-squared	۰,۹۹۹۹۲۶	S.D. dependent var	۲۴۶۶۵,۲۷
Durbin-Watson stat	۱,۴۹۳۱۹۶	F-statistic	۲۷۹۴۶,۶۶

Archive of SID