مجله تحقيقات اقتصادی / شماره ۷۳ / خرداد و تير ۱۳۸۵ / صفحات ۶۷-۳۷

اثر متغيرهاي كيفي بر حجم سرمايه‌گذاري در فضاي نااطميناني

مورد اقتصاد ايران

حسين عباسي نژاد*

پويا جبل عاملي**

تاريخ دريافت: ۸۴/۸/۳ تاريخ پذيرش: ۸۴/۱۱/۴

چكيده

از آنجا كه يكي از اركان توسعة اقتصادي بر مبناي گسترش سرمايه‌گذاري در بخش خصوصي است، توجه به متغيرهاي دخيل در اين ضروري است. اين مقاله با لحاظ كردن مباحث مطرح شده در زمينة سرمايه‌گذاري از ديدگاه نظري تأثير متغيرهاي غيراقتصادي و كيفي را بر سرمايه‌گذاري بررسي مي‌كند. اين متغيرهابا ايجاد فضاي نااطميناني, برمتغير سرمايه‌گذاري تأثير مي‌گذارند و اين مقاله به دنبال يافتن و پايه ريزي مدل‌هايي است كه بتواند اثر متغيرهاي كيفي را بر حجم سرمايه‌گذاري بيابد. اما اقتصاد ايران به عنوان يک اقتصاد در حال توسعه, با انبوهي از متغيرهاي ريسكي مواجه است و بر اين مبنا انتخاب شده تا تأثير متغيرهاي كيفي بر سرمايه‌گذاري آن آزمون شود. در ابتدا مدل‌هاي رياضي براي اثبات تأثير متغيرهاي كيفي بر حجم سرمايه‌گذاري استفاده شده و پس از آن مدل اقتصادسنجي نشان‌گر چگونگي تأثير اين متغيرها (كه به‌صورت مجازي در مدل قرار گرفته اند) بر حجم سرمايه‌گذاري بخش خصوصي ايران است.

طبقه‌بندي **JEL**: D8, R42.

كليد واژه : سرمايه‌گذاري، ريسک، نااطميناني اقتصادي، پس‌انداز

---

* دانشيار دانشكدة اقتصاد دانشگاه تهران.

** كارشناس ارشد اقتصاد توسعه و برنامه ريزي.

۱- مقدمه

رشد اقتصادي به عنوان يكي از اهداف كشورهاي در حال توسعه داراي جايگاه مهمي در ادبيات اقتصادي است. به همين دليل حجم قابل توجهي از تحقيقات اقتصادي اين كشورها, به اين امر اختصاص يافته است.از آنجا كه يكي از اجزاي مهم اين پديده ، سرمايه‌گذاري است، پس سرمايه‌گذاري و عوامل موثر بر آن مورد توجه ويژه بوده‌اند. چون كه اقتصادهاي در حال توسعه, به علل (مختلف از شرايط ژئوپوليتيكي گرفته, تا شرايط نا اطميناني اقتصادي) بيش از ديگر اقتصادها دست به گريبان عوامل ريسك‌زا در اقتصادند (در اينجا از اين عوامل به عنوان متغيرهاي كيفي ياد مي‌شود), تأثير اين متغيرها بر سرمايه‌گذاري به‌صورت مدل‌هايي نظري بررسي قرار شده است. اما در تعريف عام و مورد پذيرش سرمايه‌گذاري, شايد بتوان از شكاف ميان سرمايه موجود و مطلوب, سخن به ميان آورد كه سرمايه‌گذاري, اين شكاف را پوشش مي‌دهد.

در تعريف سرمايه, اگر بخواهيم معناي پايه اي آن را استخراج كنيم, شايد اين معنا كفايت كند كه، سرمايه يكي از عناصر مهم توليد در اقتصاد سرمايه‌داري و متشكل از مالي است كه از آن عايدي به دست مي‌آيد و بر حسب پول بيان مي‌شود. به‌طور معمول اصطلاح سرمايه, با اصطلاح كالاهاي سرمايه‌اي[1] به طور مترادف استعمال مي‌شود؟ (فرهنگ،۱۳۷۱ ص۲۵۸) و اين مفهوم از سرمايه‌گذاري در طول اين مقاله مورد نظر بوده است.

۲- انواع ريسک

گرچه واژه‌هاي ريسك و عدم اطمينان مترادف يكديگر به كار برده مي‌شوند، اما از منظر اقتصاد داراي دو معني متفاوتند. ريسك در معناي خاص رويدادهايي گفته مي‌شود كه احتمال وقوع آنها قابل اندازه‌گيري باشد. اما عدم اطمينان به رويدادهايي گفته مي‌شود كه به علت نبود داده‌هاي كافي، احتمال وقوع آنها قابل اندازه‌گيري نيست. (سلطاني،۱۳۷۲ ص۱۵۳) اما در اين مقاله مترادف قرار دادن

---

1 - Capital Goods.

اين دو آسيبي به ساختار تحليلي پژوهش نمي‌زند و متغيرهاي كيفي از راه ايجـاد ريسک و در نتيجه فضاي نااطميناني اقتصادي, مي‌توانند بر حجم سـرمايه‌گـذاري اثرگذار باشند. اگرچه بسياري از ريسک‌هاي اقتصادي ماننـد ريـسك نـرخ بهـره[۱]، ريسك قدرت خريد[۲] و ريسك نقدينگي[۳] متغيرهاي كمي‌اند اما ريسک‌هايي ماننـد ريسك مديريتي[٤] ، ريسك سياسي[٥] و ريسك صنعتي[٦] متغيرهاي كيفي محسوب مي‌شوند[۷] كه در اين تحقيق ريسک سياسي نقش اصلي را بازي مي‌كند.

۳- بنگاه گيرندة قيمت در شرايط نااطميناني

در اين بخش مي‌كوشيم تا تأثير فضاي نااطميناني را بر تـصميمات يـک بنگـاه رقابتي, در تعيين حجم مطلوب سرمايه (كـه در نتيجـه حجـم سـرمايه‌گـذاري را مشخص مي‌كند) در يابيم. در تجزيه و تحليل سنتي اقتصاد خرد، "اطلاعات كامل" يك فرض كليدي براي رقابت كامل است و اين موضوع به شدت روش‌هايي را كـه در آنها عدم اطمينان (بدون تغيير در طبيعـت‌گيرنـدگي قيمـت موسـسات كـاملا رقابتي وارد مدل مي‌شـود) محـدود مـي‌كنـد: (مـك كنـا،۱۳۷۲ ص۸۱). گيرنـده قيمت، بنگاهي است كه قيمت محصولي را كـه خـودش توليـد مـي‌كنـد و اجـارة سرمايه‌اي را كه در بنگاهش به كار گرفته، خود تعيين نمي‌كند و به ترتيب قيمت را از بازارهاي كالا و سرمايه مي‌گيرد. در واقع اين بنگاه به اندازه‌اي كوچـك اسـت كه تصميماتش بر روي شرايط بازارناديده انگاشته مي‌شود.هدف بنگـاه، مـاكزيمم كردن مطلوبيت سود مورد انتظار $U(\pi)$ است, امـا سـتانده بـه طـور معمـول بـه وسيلة تابع توليد كوتاه مدت ذيل تعريف مي‌شود:

$$X = X(K) \qquad (۱)$$

---

1 - Interest Rate Risk.
2 - Purchasing Power Risk.
3 - Liquidity Risk.
4 - Management Risk.
5 - Political Risk.
6 - Industry Risk.
7 - Francis, 1991, P. 8.

که در آن X ستانده و K سرمایه است, و بر اساس, نظریه‌هاي توليـد خـواهيم داشت, $X'(K)>0$ و $X''(K)<0$.

اگر چه ما در بحث خود نظريه خرد را وارونه ساخته‌ايم، چون همواره وضـعيت كوتاه مدت با ثابت نگاه داشتن سرمايه (K) و عامل متغير نيروي كـار (L) بحـث مي‌شود[1]، اما از آنجا كه موضوع مـا سـرمايه‌گـذاري اسـت، رابطـة كوتـاه مـدت را به‌صورت معادلة (۱) نوشته‌ايم و نهادة ثابت را نيروي كار فرض كرده ايم، تا به اين شكل تفاوت بين سطوح سرمايه را در حالت اطمينـان و نااطمينـاني و در شـرايط بازار رقابتي به دست آوريم.

حال اگر فرض كنيم به دلايل شرايط سياسـي جامعـه (ماننـد انقـلاب) توليـد بنگاه متوقف شود و احتمال عدم وقوع انقلاب q باشد, سود بنگاه چنـين خواهـد بود:

$$\pi_1 = px(K) - p^k K - a \qquad \text{با احتمال } q$$

$$\pi_2 = -p^k K - a \qquad \text{با احتمال } 1-q \qquad (۲)$$

كه در آن p قيمت واقعي, p^k قيمت واقعي سرمايه و a هزينـة ثابـت توليـد است, كه در اينجا به حساب نيروي كار واريز مي‌شود. در رابطة بالا فرض مي‌شـود كه بنگاه بايد تمامي هزينه‌هاي توليد را در زمان توقف توليـد نيـز پرداخـت كنـد. بنابراين مطلوبيت مورد انتظار به‌صورت زير در مي‌آيد:

$$u(\pi) = qu(\pi_1) + (1-q)u(\pi_2) \qquad \pi_2 < \pi_1 \qquad (۳)$$

در چنين شرايطي، بنگاه هيچ كنترلي روي p و p^k و يا a نداشته و تنهـا بـه مقدار جزيي روي x كنترل دارد. بنابراين تنهـا محـل انتخـاب، مقـدار (K) اسـت. بنگاه مقدار (K) را براي ماكزيمم كردن معادلة (۳) تعيين مي‌كند، شـرط مرتبـة اول به‌صورت زير خواهد بود:

$$qu'(\pi_1)(px'(K) - p^k) - (1-q)u'(\pi_2)p^k = 0 \qquad (٤)$$

براي حل معادلة (٤) خواهيم داشت:

---

1 - Perloff, 2003 P:152.

$$qu'(\pi_1)(px'(K)-p^k)=(1-q)u'(\pi_2)p^k$$

طرفين را بر p^k تقسيم مي‌كنيم:

$$qu'(\pi_1)(\frac{px'(K)}{p^k}-1)=(1-q)u'(\pi_2)$$

$$\frac{px'(K)qu'(\pi_1)}{p^k}=(1-q)u'(\pi_2)+qu'(\pi_1)$$

در نتيجه خواهيم داشت:

$$\frac{p^k}{p}=x'(K^*)\left\{\frac{qu'(\pi_1^*)}{qu'(\pi_1^*)+(1-q)u'(\pi_2^*)}\right\} \qquad (5)$$

در ايـن روابـط $u'(\pi_i^*)$ عبـارت اسـت از محاسـبة $u'(\pi_i)$ در مقـدار K^* و مي‌دانيم مقدار K^* نيز از راه بيشينه كردن معادلة (۳) به دست مي‌آيد، به راحتي مشخص اسـت كـه در حالـت اطمينـاني $q=1$ و نتيجـه‌اي كـه در اقتـصاد خـرد كلاسيك به دست مي‌آيد، حاصل مي‌شود:

$$\frac{p^k}{p}=x'(K) \qquad (6)$$

سـوال اينجاسـت كـه آيـا بـين K^* در شـرايط نااطمينـاني و k در شـرايط اطميناني, در معادله (٦) تفاوتي وجود دارد؟ پاسخ اين است كه در $q=1$ عبـارت داخل آكولاد معادلة (۵) برابر ۱ شـده و درنتيجـه هـيچ تفـاوتي بـين K^* و K وجود ندارد. براي بررسي تغييرات q روي K^* به رابطة (٤) باز مـي‌گـرديم و از تابع ضمني, بهره خواهيم جست:

(۷)

$$\frac{dK^*}{dq}=\frac{-\left\{u'(\pi_1)px'(K)+[u'(\pi_2)-u'(\pi_1)p^k\right\}}{\left\{qu''(\pi_1)[px'(K)-p^k]^2+qu'(\pi_1)px''(K)+(1-q)u''(\pi_2)(p^k)^2\right\}}$$

فرض بر اين است كه بنگاه ما يك بنگاه ريسك گريز است, در اين حالت چون $\pi_2<\pi_1$ خواهد بود، $u'(\pi_2)>u'(\pi_1)$ است, بنابراين صورت كسر منفـي خواهـد بود. مخرج كسر نيز در صورتي كه براساس شرط مرتبـة دوم در مـاكزيمم تنظـيم شده باشد، منفي است و در نتيجه كل عبارت مثبت خواهد بود. بنابراين هنگـامي

که q کاهش پيدا مي‌کند، K^* نيز پايين مي‌آيد.

اما کاهش q به معني افزايش نااطميناني اقتصاد (که در اينجا احتمال وقوع انقلاب است) خواهد بود و موجب کاهش سطح مطلوب سرمايه K^* مي‌شود و بي‌ترديد با کاهش سطح مطلوب سرمايه، سرمايه‌گذاري که اختلاف بين سطوح مطلوب سرمايه در دو زمان متوالي است, کاهش خواهد يافت. بنابراين رابطة (۷) نتيجه مي‌دهد که با افزايش احتمال وقوع انقلاب, سرمايه‌گذاري يك بنگاه در اقتصاد کاهش يافته و اگر کل تحليل بالا را براي تمامي بنگاه‌هاي اقتصاد در نظر بگيريم, با افزايش احتمال وقوع انقلاب، حجم سرمايه‌گذاري در اقتصاد پايين مي‌آيد.

لازم به ذکر است که اگر بنگاه توليدي ريسک پذير باشد, معادلة (۷) منفي شده و اين يعني که با افزايش نااطميناني اقتصادي, حجم مطلوب سرمايه افزايش مي‌يابد و اين نتيجه با خصوصيت ريسک‌پذيري بنگاه همخواني دارد. اما به هر شکل مي‌دانيم که در دنياي واقعي اکثريت عاملان اقتصادي به درجات مختلف ريسک گريزند و نتايج بالا بر مبناي اين فرض صحيح به نظر مي‌رسد.

٤- بنگاه گيرندة قيمت، در شرايط نااطميناني نسبت به قيمت بازار

در اين قسمت، تحليل خود را با اين فرض آغاز مي‌کنيم که بر مبناي اصل شتاب, چه به‌صورت ساده و چه به‌صورت با وقفه (آنچنان که براي اولين بار تين برگن در مورد آن بحث کرد) حجم توليد و سطح مطلوب سرمايه رابطة مستقيمي با يکديگر دارند[1]، حال اگر ثابت کنيم در حالتي که نسبت به قيمت بازار نااطميناني وجود دارد سطح توليد کاهش پيدا مي‌کند، به علت وجود رابطة شتاب مي‌توان گفت که با شرايط نااطميناني نسبت به قيمت بازار، سطح مطلوب سرمايه کاهش مي‌يابد. اگر فرض کنيم احتمال تحريم‌هاي اقتصادي يك کشور در بازار کالايي موجب ايجاد طيف وسيعي از قيمت‌ها مي‌شود و اين طيف قيمتي بسته به حجم تحريم باشد، آنچنان که اگر سخت‌ترين تحريم بر اقتصاد کشوري اعمال

---

1 - Tinbergen,1938.

شود، بالاترين قيمت را براي محصول به وجود آورد و اگر تحريمي صورت نگيـرد، قيمت در پايين‌ترين حالت خود باشد, بنابراين تعـدادي قيمـت‌هـاي محتمـل بـه دست مي‌آيد كه براساس يك تابع چگالي شـناخته شـده $[f(p)]$ توزيـع خواهـد شد. در اين حالت بنگـاه خواهـان آن اسـت كـه مطلوبيـت انتظـاري خـود را كـه به‌صورت ذيل است، حداكثر كند.

$$u(\pi) = \int u(pX - c(X) - a) f(p)dp \qquad (۸)$$

در معادلــة بــالا هزينــة متغيــر $c(X)$ بــا افــزايش ســتانده, افــزايش پيــدا مي‌كند $(c'(X) > 0)$.

شرايط مرتبة اول براي انتخاب X (توليـد) بـراي بيـشينه كـردن معادلـة (۸) به‌صورت:

$$\int u'(\pi)[p - c'(X)] f(p)dp = ۰ \qquad (۹)$$

است. اما در نظريه‌هاي كلاسيك مرتبط با شرايط اطمينانی, شرط تعادل به‌صورت

$$\overline{p} - c'(X) = ۰ \qquad (۱۰)$$

است. رابطة (۱۰) اصل يا شرط برابري قيمت با هزينة نهايي براي دستيابي بـه حداكثر سود را نشان مي‌دهد. مانند بخش گذشته، دوباره سوال مي‌كنـيم كـه آيـا بين X^* كه از حل معادله در حالت نااطميناني به دست مي‌آيد و X كه مربـوط به حالت اطميناني است، تفاوتي وجود دارد؟ براي پاسخ به اين سوال شرط مرتبـة دوم را بررسي مي‌كنيم. در شرايط اطميناني از رابطه (۱۰) نتيجه مي‌گيريم:

$$-c''(X) < ۰ \qquad (۱۱)$$

كه بيانگر سود در منطقه‌اي است كه وقتي توليد مواجه با هزينة نهايي فزاينده است, به حداكثر مي‌رسـد $(c''(X) > 0)$. همچنـين از معادلـة (۹) بـراي شـرايط نااطميناني خواهيم داشت:

$$\int u''(\pi)(p - c'(x)) pf(p)dp - \int u''(\pi)(p - c'(x))c'(x) f(p)dp - c''(x)$$
$$\int u'(\pi) f(p)dp < ۰ \Rightarrow$$
$$\int u''(\pi^*)[p - c'(X^*)]^۲ f(p)dp - c''(X^*)\int u'(\pi^*) f(p)dp < ۰ \qquad (۱۲)$$

که در معادلة بالا π^* به معني π محاسبه شده در $X = X^*$ است.

منفي بودن معادلة (۱۲) از آن روست كه شرايط مرتبة دوم براي بيشينه كردن به اين شكل است.

نكتة مهم در معادلة (۱۲) آن است كه $c''(X^*)$ مي‌تواند مثبت يا منفي باشد و اين اولين اختلاف ميان شرايط اطميناني و نااطميناني است، آنچنان كه در شرايط نااطميناني X^* مي‌تواند در جايي كه هزينة نهايي در حال كاهش است, قرار گيرد. در حالي كه براساس رابطة (۱۱) در شرايط اطميناني نمي‌توان چنين نتيجه‌اي گرفت و $c''(X)$ بايد به طور حتم مثبت باشد.

اما از معادلة (۹) خواهيم داشت:

$$\int u'(\pi^*) pf(p)dp = c'(X^*)\int u'(\pi^*) f(p)dp \qquad (۱۳)$$
$$\Rightarrow c'(X^*) = \int u'(\pi^*) pf(p)dp \Big/ \int u'(\pi^*) f(p)dp$$

اين معادله را مي‌توان با معادلة (۱۰) در شرايط اطميناني مقايسه كرد.

$$c'(X) = \overline{p} = \int pf(p)dp \qquad (۱٤)$$

با مقايسة معادلات (۱۳) و (۱٤) خواهيم داشت:

$$\int pf(p)dp > \int u'(\pi^*) pf(p)dp \Big/ \int u'(\pi^*) f(p)dp \Rightarrow c'(X) < c'(X^*) \qquad (۱۵)$$

و از آنجا كه در حالت اطميناني $c'(X)$ صعودي است براي تحقق رابطة (۱۵) بايد $X^* < X$ باشد, كه X^* ميزان توليد در شرايط نااطميناني و X در شرايط اطميناني است[1].

بنابر اين در حالت نااطميناني (كه در اين قسمت عامل آن را تحريم اقتصادي فرض و اثرش را بر روي قيمت محصول تحليل كرديم) ميزان توليد كاهش پيدا كرده و با كاهش حجم توليد، براساس نظرية شتاب, سطح مطلوب سرمايه و

---

1 - Aiginger,1987 PP:44-46.

سرمايه‌گذاري كاهش پيدا خواهد كرد. اگرچه فرض كرديم بنگـاه در بـازار رقابـت كامل فعاليت مي‌كند, اما مي‌توان اين نتايج را بـراي بازارهـاي ديگـر نيـز در نظـر گرفت.

۵- پس انداز در فضاي نااطمينانی

اگر سرمايه‌گذاري سازندة بخش تقاضاي بازار سرمايه است، پس انداز بيـان‌گـر طرف عرضة سرمايه است و تحليل سرمايه‌گذاري در فضاي نااطمينانی اقتـصادي, همچنان كه در كتاب وزيـن "سـرمايه‌گـذاري در نااطمينـانی" تـأليف ديكـسيت و پينديك ذكر شده, بدون تحليل پس انداز در اين فضا ميسر نيست.اما براي تحليل پـس انـداز بـه تجزيـه و تحليـل يـك مـدل سـادة مـصرف پـس‌انـداز دو دوره‌اي مي‌پردازيم. در اين مدل عدم اطمينان نسبت بـه درامـد دورة دوم (كـه مـي‌توانـد مدل آتي باشد) به علت خطر بروز جنگ، براي پس‌انداز بخشي از درامـد دوره اول انگيزه‌اي مي‌شود.

فردي را در نظر بگيريد كه مي‌خواهد در ارتباط با مصرف كنـوني و سـال آتـي تصميم بگيرد و تابع مطلوبيت وي وابسته به مصرف اين دو دوره است.

$$u(c_1, c_2) \qquad (۱۶)$$

فرض كنيد كه مصرف آتي وابسته به پس‌انداز كنوني و درامد نـامطمئن ناشـي از بروز جنگ سال آتي است.

اگر y_2 درامد نامشخص آتي باشد و r بهرة دريافتي از پـس‌انـداز، كـل مبلـغ قابل دسترس براي مصرف آتي مي‌شود:

$$(y_1 - c_1)(1+r) + y_2 \qquad (۱۷)$$

همچنين اگر فرض كنيم كه فرد تمامي وجوه قابل دسـترس خـود را در سـال آتي خرج كند, با تذكر اين نكته كه به جاي $(1+r)$ از نماد ρ استفاده مي‌كنيم, خواهيم داشت:

$$c_2 = \rho(y_1 - c_1) + y_2 \qquad (۱۸)$$

حال اگر احتمال وقوع جنگ q باشد و اگر جنگ اتفاق بيفتـد درامـد y_2 بـه

دست نیاید، c_2 يك متغير تصادفي به شكل زير خواهد بود:

$$c_2 = \rho(y_1 - c_1) = c_2(0) \qquad \text{با احتمال } q \qquad (۱۹)$$
$$c_2 = \rho(y_1 - c_1) + y_2 = c_2(y_2) \qquad \text{با احتمال } 1-q$$

از آنجا كه $y_2 > 0$ است $c_2(y_2) > c_2(0)$ است. براي ساده سازي مدل فـرض مي‌كنيم كه تابع مطلوبيت بين دو دوره‌اي جمع پذير باشـد، ولـي اگـر مطلوبيـت جمع‌پذير هم نباشد, در نتايج حاصله خللي ايجاد نمي‌كند.بنابراين خواهيم داشت:

$$u^*(c_1, c_2) = u(c_1) + \{qu(c_2(0)) + (1-q)u(c_2(y_2))\} \qquad (۲۰)$$

عبارت داخل آكولاد، معادله (۲۰) بيان‌گر ميانگين مطلوبيـت مـصرفي در دورة ۲ است چرا كه c_2 يك متغير تصادفي است و بايـد از ميـانگين مطلوبيـت آن در معادلة استفاده كرد، يعني كل مطلوبيت مورد انتظار برابر است با جمع مطلوبيـت اولين دوره و مطلوبيت مورد انتظار دومين دوره.

با جانشين كردن مقادير $c_2(0)$ و $c_2(y_2)$ از معادلة (۱۹) در معادلة (۲۰) خواهيم داشت:

$$u^*(c_1, c_2) = u(c_1) + \{qu(\rho(y_1 - c_1)) + (1-q)u(\rho(y_1 - c_1) + y_2)\} \qquad (۲۱)$$

براي به حداكثر رساندن تابع مطلوبيت از معادلـة (۲۱) نـسبت بـه c_1 مـشتق گرفته و برابر صفر قرار مي‌دهيم, تا شرايط مرتبة اول لحاظ شود:

$$u'(c_1) - \rho q u'(c_2(0)) + \rho\ (1-q)u'(c_2(y_2)) = 0 \qquad (۲۲)$$

و براي شرط مرتبة دوم خواهيم داشت:

$$\Delta \equiv u''(c_1) + \rho^2 q u''(c_2(0)) + \rho^2(1-q)u''(c_2(y_2)) \qquad (۲۳)$$

و از آنجا كه براي يك فرد ريسك گريز $u'' < 0$ است, بنـابراين $\Delta < 0$ خواهـد

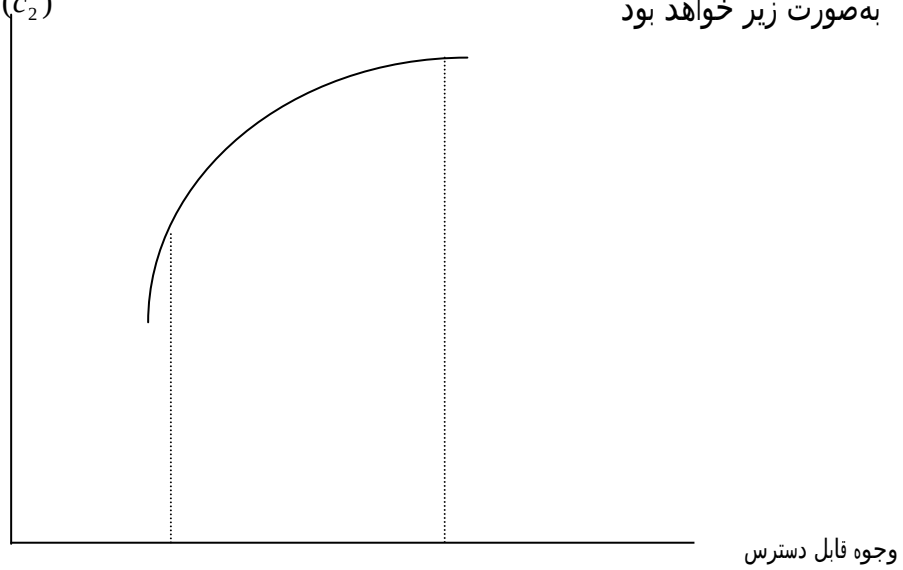
بود و شرايط مرتبه و دوم نيز براي به حداكثر رسيدن u صدق مي‌كند.

حال كه شرايط مرتبة اول و دوم لحاظ شد، بايد ببينيم كه آيا با افزايش احتمال جنگ (افزايش q)، ميزان مصرف در دورة اول و در نتيجه پس‌انداز و ميزان سرمايه‌گذاري, چه تغييري مي‌كند.

با در نظر گرفتن تابع ضمني معادلة (۲۲) خواهيم داشت:

$$\frac{dc_1}{dq} = \frac{\rho(u'(c_2(y_2)) - u'(c_2(0)))}{-u''(c_1) + \rho^2 q u''(c_2(0)) + \rho^2(1-q)u''(c_2(y_2))} \qquad (۲۴)$$

از آنجا كه فرض بر ريسك‌گريزي فرد است بنابراين مخرج كسر (۲۴) مثبت است و با توجه به آن‌كه ρ برابر $(1+r)$ و بزرگ‌تر از يك است, بايد اختلاف بين $u'(c_2(y_2))$ و $u'(c_2(0))$ را به دست آوريم. شكل تابع مطلوبيت فرد ريسک گريز به‌صورت زير خواهد بود[1]

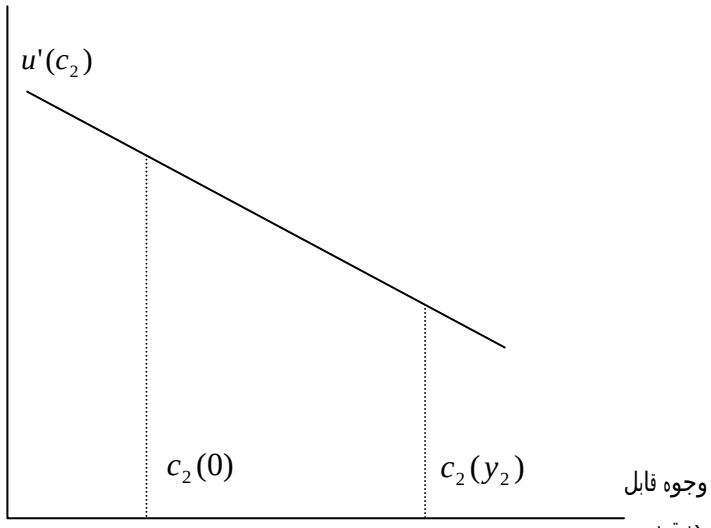


$$c_2(0) = \rho(y_1 - c_1) \qquad c_2(y_2) = \rho(y_1 - c_1) + y_2$$

شكل ۱-

1 - Griffiths, 2000 P:101.

اما c_2' که ازمشتق تابع فوق به دست مي‌آيد, به شكل زير خواهد بود:



شكل ۲-

بنابراين آنچنـان كـه از شـكل ۲ برمـي‌آيـد $u'(c_1(y_1)) < u'(c_1(0))$ اسـت و بنابراين صورت معادلة (۲٤) منفي است و كـل معادلـة (۲٤) منفـي خواهـد شـد، يعني $\frac{dc_1}{dq} < 0$ است و اين يعني كه با افزايش احتمال جنگ (افزايش q), مصرف در دورة اول (c_1) كاهش مي‌يابد و پس‌انداز در آن دوره افزايش خواهد داشت.

اما بايد توجه داشت كه پس‌انداز افـزايش يافتـه در دورة اول بـراي مـصرف در دورة جنگ استفاده قرار مي‌شود.

بـراي آن‌كـه ايـن پـس‌انـداز افـزايش يافتـه و در بـازار سـرمايه تبـديل بـه سرمايه‌گذاري شود، تنها يك راه باقي است و آن اين‌كه در دورة آتي جنگ محقق نشود. به عبارت ديگـر اگـر در دورة كنـوني احتمـال وقـوع جنـگ افـزايش يابـد پس‌انداز افزايش يافته و اگر در دورة آتي جنگ به وقوع نپيونـدد، ايـن پـس‌انـداز مي‌تواند به افزايش سرمايه‌گذاري ياري رساند وگرنه در دوره جنـگ تنهـا مـصرف خواهد شد. البته اين گزاره بدين معنا نيست كه سياست‌گذاران با شـايعه پراكنـي نسبت به وقوع جنگ, بتوانند پس‌اندازها را افزايش دهند، چرا كه اگرچه پس‌انـداز

داخلي (كه پتانسيلي است براي سرمايه‌گذاري) افزايش پيدا مي‌كند, اما سرمايه‌هاي خارجي به علت احتمال جنگ ديگر وارد كشور نخواهند شد و اين خود مشكلي ديگر در راه سرمايه‌گذاري است.

۶- براورد مدل بدون وجود متغيرهاي كيفي

تا اين جا با ارائة مدل‌هايي، تأثير متغيرهاي كيفي را در ايجاد فضاي نااطميناني و كاهش حجم مطلوب سرمايه و در نتيجه سرمايه‌گذاري بررسي كرديم. حال بر آنيم تا با آزمون عملي اين تأثير را در اقتصاد ايران پي‌گيري كنيم، به علت آن‌كه ناگزيريم از متغير كيفي در مدل اقتصاد سنجي استفاده كنيم, ناگزير بايد از مدل سادة اقتصادسنجي را به‌كار ببريم.

از منظر اصل شتاب اختلاف دو سال متوالي توليد ملي بر سرمايه‌گذاري موثر است. پس بايد بين حجم سرمايه‌گذاري خصوصي و اختلاف درامد ملي طي دو سال متوالي، همبستگي مثبتي وجود داشته باشد. از منظر ديدگاه‌هاي كلاسيک نيز رابطة بين نرخ بهره و سرمايه‌گذاري، منفي است و با كاهش اين نرخ، سرمايه‌گذاري افزايش مي‌كند.

در مدل براوردي اين پژوهش براي سرمايه‌گذاري بخش خصوصي ايران، از آنجا كه پس از انقلاب در اقتصاد جمهوري اسلامي، آمار نرخ بهره را نداريم، از نرخ سود موثر كه توسط نماگرهاي بانک مركزي ارائه مي‌شود, استفاده شده، ضمن آن‌كه نرخ تورم از اين نرخ كسر شده, تا مقدار واقعي آن به‌دست آيد و تأثيرات اين نرخ بر سرمايه‌گذاري مورد بازبيني قرار گيرد. براي ΔY نيز در اين مدل از درامد خالص ملي به قيمت بازار به قيمت ثابت سال ۱۳۶۱ استفاده شده است و DY به مفهوم اختلاف دو سال متوالي آن است. بايد توجه داشت كه نمونة آماري از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ در نظر گرفته شده و در نتيجه اين نمونة آماري ۳۳ سال را مورد بررسي قرار مي‌كند.

اما از ديگر متغيرهاي مستقل اقتصادي كه در تابع براوردي سرمايه‌گذاري استفاده شد، ميزان سرمايه‌گذاري دولتي است. تأثير اين متغير بر سرمايه‌گذاري

بخش خصوصي از دو راه قابل بررسي است، اولين مورد آن است كه مي‌توان گفت سرمايه‌گذاري دولتي جانشين سرمايه‌گذاري خصوصي است، اين گزاره از ايـن جـا حاصل مي‌شود كه فرض كنيم سرمايه‌گذاري‌ها مي‌توانند در پروژهاي معينـي كـه در اقتصاد ملي وجود دارد, انجام شده و به اين شكل هنگامي‌كـه سـرمايه‌گـذاري دولتي افزايش مي‌يابد (از آنجا كه ميزاني از آن پروژه‌هاي معين انجام يافته است) بنابراين سرمايه‌گذاري بخش خصوصي جايگاه كمتري براي جولان دارد و بـر ايـن اساس افزايش سرمايه‌گذاري دولتي موجب كاهش سرمايه‌گذاري بخش خـصوصي مي‌شود.اما اين مورد را به گونه‌اي ديگر نيز مي‌توان بررسي كرد و آن اين‌كه فرض كنيم سرمايه‌گـذاري دولتـي و خـصوصي مكمـل يكديگرنـد، بـه‌ايـن مفهـوم كـه سرمايه‌گذاري دولتي با توسعة زيربناهـاي اقتـصادي, قـادر اسـت زمينـه را بـراي افزايش سرمايه‌گذاري خصوصي آماده كند و به‌اين شكل سرمايه‌گـذاري دولتـي و خصوصي به همبستگي مثبتي بين خود دست خواهند يافت.

متغير ديگري كه در مدل آمده ميزان پس انداز است، اگرچه مـي‌توانـستيم در اين جا از پس انداز ملي براي براورد مدل استفاده كنيم، اما از آنجا كه بـسياري از مدل‌هاي براوردي در ايران اين متغير را در مدل گنجانده بودند، فقط براي آن‌كـه متغيري نزديک به آن را نيز در مـدل تجربـه كنـيم، از ميـزان پـس انـداز بخـش خصوصي در حساب‌هاي كوتاه مدت و بلند مدت نظام بـانكي بـراي بـراورد مـدل استفاده كرديم، ضمن آن‌كه اين متغير بسيار رابطه تنگاتنگي بـا پـس انـداز ملـي دارد (به‌علت آنكه بسياري از حجم پس انداز ملي در اين متغير گنجانده مي‌شـود) مي‌توان يكبار نيز تأثير آن را بر سرمايه‌گذاري مورد آزمون قرار داد.

در ابتدا مدل را تنها بر اساس متغيرهاي مستقل كمي اقتصاد براورد مي‌كنيم و از متغيرهاي كيفي چشم پوشي مي‌كنيم. آنچنـان كـه در جـدول ۲ آمـده اسـت، متغير وابسته PI سرمايه‌گذاري خصوصي، RR نرخ بهرة واقعـي، DY اخـتلاف در درامد خالص ملي به قيمت بازار براي دو سال متوالي، GI سـرمايه‌گـذاري بخـش دولتي و S سپرده‌هاي پس انداز و مدت دار بخش خصوصي نزد بانكهاي تجـاري و

تخصصي است. بر اساس اين مدل معادلة زير حاصل مي‌شود:

$$\hat{PI} = 459.1615 - 4.799287\ RR + 0.002596\ DY + 0.494042\ GI + 0.004420\ S$$
$$(3.732513)\quad (-1.0191157)\quad (0.063944)\quad (4.660465)\quad (8.99789)$$

اين مدل اگرچه به‌صورت ساده نگاشته شده است، اما به صراحت فرضيه‌هاي اساسي اين مقاله را پاسخ مي‌دهد، آنچنان كه ارتباط معكوس بين نرخ بهرة واقعي و سرمايه‌گذاري خصوصي را نشان مي‌دهد، آنچنان كه با افزايش يک واحد در نرخ بهرة واقعي، سرمايه‌گذاري خصوصي ۴/۸ واحد كاهش پيدا مي‌كند و اگرچه آمارة t آن در ناحية H_0 قرار مي‌گيرد، اما بر اساس جدول ۴ -۲ احتمال صفر شدن ضريب RR، ۲۸ درصد است ، كه نشان از تأثير معكوس نرخ بهره واقعي در ايران روي سرمايه‌گذاري بخش خصوصي است.

اما با توجه به اصل شتاب DY به‌صورت ساده در مدل قرار مي‌گيرد، اما مدل براوردي براي اقتصاد ايران در فاصلة ۱۳۸۲-۱۳۵۰ نشان مي‌دهد كه اگرچه رابطة DY و PI مستقيم است، ولي بر اساس عدد ۰/۰۰۲۵ اين ارتباط ناچيز است و علاوه بر آن اين عدد معني دار نيست، چرا كه در جدول ۲ احتمال صفر شدن آن نزديک ۱ است(۹۵ درصد).

جالب توجه ترين ضرايب براي GI و S رقم مي‌خورد، آنچنان كه با توجه به آمارة ضرايب آنان، ضرايب در سطح ۹۵ درصد ($\alpha = 1.96$) به‌طور كامل معني‌دار است، ضريب GI ۰/۴۹ است و مقدار مثبت آن نشان دهندة فرضية مكمل بودن سرمايه‌گذاري دولتي و خصوصي در اقتصاد ايران خواهد بود، آنچنان كه با افزايش يک واحد سرمايه‌گذاري دولتي، سرمايه‌گذاري خصوصي به ميزان ۰/۴۹ واحد افزايش پيدا مي‌كند و با افزايش يک واحد پس‌انداز در بانک‌هاي تجاري, سرمايه‌گذاري ۰/۰۰۴ واحد افزايش خواهد داشت، كه كوچک بودن اين رقم نيز قابل پيش‌بيني بوده و بي‌ترديد اگر مدل با پس انداز ملي براورد شده بود، اين رقم بالاتر نيز بود، زيرا S دراين مدل بخشي از پس انداز ملي است.

آنچه مي‌تواند در مدل مورد توجه قرار گيرد, وجود خودهمبستگي و واريانس ناهمساني است كه مي‌تواند بر كاراين ضرايب موثر باشد و در صورت وجود آن,

کارايي ضرايب از دست خواهد رفت.

در جدول ۲ آمارة دوربين- واتسن رقم ۱/۲۱۷ را نشان مي‌دهد، كه نشان از وجود خودهمبستگي مثبت بين جملات پسماند دارد، و بايد از راهي رفع شود.

رفع خود همبستگي در جدول ۳ نشان داده شده و براساس آن معادله به شكل زير درامده است:

$$\hat{PI} = \underset{(6.217168)}{604.4126} - \underset{(-2.653742)}{7.773011}\ RR + \underset{(0.12489)}{0.0036}\ DY + \underset{(4.12155)}{0.33234}\ GI + \underset{(17.09482)}{0.004762}\ S$$

با رفع خود همبستگي، ضريب RR بامعني‌تر مي‌شود و آمارة t آن به ۲/۶۵ مي‌رسد و اين عدد در ناحية بحراني قرار مي‌گيرد تأثير نرخ بهرة واقعي بر سرمايه‌گذاري رخ مي‌نمايد و ضريب به ۷/۷- مي‌رسد. اما باز در اين حالت نيز ضريب DY بي معني است، اما تأثير GI و S بر PI با معني بوده و نسبت به حالت قبل تأثير GI بر PI كاهش مي‌يابد اما S افزايش نشان مي‌دهد.

اما براي يافتن اين‌كه مدل داراي واريانس ناهمساني هست يا خير، از آزمون وايت استفاده كرده‌ايم (كه در جدول ۴ آمده است). بر مبناي اين آزمون، فرضية صفر بيان‌گر همساني واريانس و فرضية مقابل ناهمساني است و در اين روش مجذور پسماندها، روي متغيرهاي مستقل مدل اصلي و مجذور آنها و حاصلضرب متغيرهاي مستقل مدل اصلي رگرس مي‌شود و آنچنان كه در جدول۴ آمده، احتمال صفر بودن ضرايب اين مدل همگي بالاست، آنچنان كه احتمال پذيرش فرضية صفر در آن۰/۷۴۲۸۸۴ درصد بوده و اين يعني همساني واريانس پذيرفته مي‌شود. بنابراين با احتمال بالايي مي‌توان بيان داشت كه مدل داراي ناهمساني واريانس نيست و ضرايب از كارايي بالايي برخوردارند.

۷- براورد مدل با متغيرهاي كيفي

با وجود متغيرهاي مستقل قبلي, اگر دو واقعة انقلاب ۱۳۵۷ و جنگ ۱۳۵۹ را به‌صورت متغيرهاي كيفي وارد مدل كنيم، مدل دستخوش تغييرات مي‌شود.

اگرچه در جدول ۵ تنها دو متغير انقلاب و جنگ وارد مدل شده اند و پس از اين، متغيرهاي كيفي ديگري مانند تحريم اقتصادي و دوران دولت‌هاي موسوي،

رفسنجاني و خاتمي‌به مـدل اضـافه مـي‌شـود، امـا ورود ايـن دو متغيـر در مـدل نشان‌دهندة آن است كه سرمايه‌گذاري خصوصي ايران، آنچنان تـأثيري از ايـن دو متغير نگرفته و به نظر مي‌رسد تنها انقلاب است كه بر مدل تأثير گذاشته است.

اما با آزمون كردن واريانس ناهمساني, آنچنان كه در جدول ۶ آمـده اسـت، بـا آمارة F ۱/۹۴و احتمال ۰,۰۹۳ درصد براي پذيرش همساني واريانس، در مي‌يابيم كه مدل از ناهمساني واريانس رنج مي‌برد و مجذور پسماندها با S رابطـة معكـوس دارند و به اين ترتيب نتايج به‌دست آمده در جدول ۵ را مورد شک قرار مي‌دهد.

براي واضح شدن موضوع, دوران سه دولت مختلف را در جمهوري اسـلامي‌كـه شامل دولت‌هاي موسوي، رفسنجاني و خاتمي است، به مدل اضافه مي‌كنيم.

مدل جدول ۷، دولت‌هاي پس از انقلاب را نيـز بـه‌آن اضـافه كـرده اسـت، امـا همچنان كه از جدول مشخص است, ضرايب به‌دست آمده براي متغيرهاي كيفـي، معني دار نيستند. آنچنـان كـه آمـارة t بـراي دورة انقـلاب، جنـگ، دولـت‌هـاي موسوي، رفسنجاني و خاتمي به شكل ۰/۸۴، ۰/۷۱، ۰/۹۷، ۱/۴۳ و۱/۲ است, كـه در سطح ۹۵ درصد با عدد ۱/۹۶، فرضية صفر بودن اين ضرايب پذيرفته مي‌شـود و براي رسيدن به مدلي قابل قبول بايد آنها را از مدل حـذف كـرد، كـه بـا حـذف آن‌ها به همان مدل ابتدايي خواهيم رسيد.

از آنجايي كه در جدول ۷، آمارة دوربين- واتـسن ۲/۰۴ اسـت، بنـابراين مـدل داراي خودهمبستگي نيست، اما براي آزمون ساختن واريـانس ناهمـساني، آزمـون وايت را انجام مي‌دهيم, كه در جدول۸ آمده است.

آنچنان كه از اين جدول برمي‌آيد, مجذور پـسماندهاي مـدل جـدول ۷، هـيچ رابطة مستقيمي با متغيرهاي مستقل و توان ۲ آنها ندارد و بـراي همـين آمـارة F آن در مقدار ۱/۲۳۷ است و اين به معناي پذيرش فرضية صفر، همساني واريـانس است و بنابراين مدل جدول ۷ داراي ناهمساني واريانس نيست.

اما براي آن‌كه اثرات تحريم اقتصادي ايـران را كـه يـک متغيـر كيفـي بـوده و موجب نااطميناني است، دريابيم، اين متغيـر را بـه متغيرهـاي مـستقل جـدول ۷ اضافه مي‌كنيم, بايد گفت همان‌طور كه در جدول ۱ مشاهده مي‌شود, تحريم براي

سال‌هاي ۱۳۵۹ و ۱۳۷۴ به بعد در نظر گرفته شده است و آن هم بدین علت است که با قضية گروگان گيري در سفارت ايالات متحدة آمريکا در سال ۱۳۵۸، دولت جيمي کارتر تحريم‌هاي اقتصادي را براي ايران در نظر گرفت, که بي ترديد آثارش پس از آن لحاظ مي‌شد، اما با توافقنامة الجزاير اين تحريم‌ها منتفي شد.با شروع جنگ ايران و عراق دولت ريگان تحريم‌هايي را در ارتباط با فروش ادوات نظامي به جمهوري اسلامي در نظر گرفت، اما حجم اين تحريم‌ها آنچنان نبود که بتواند بر حجم سرمايه‌گذاري بخش خصوصي اثري داشته، ضمن آن‌که اگر تأثيري داشت باز هم اين متغير چون متغير انقلاب مي‌شد، بنابراين ادامة تحريم را در قانون داماتو (سال ۱۹۹۵) در دولت کلينتون پي گرفتيم که سطح تحريم‌ها از آن زمان تا کنون کاهش نيافته است و بنابراين از سال ۱۳۷۴ را جزو سال‌هاي تحريم اقتصادي تلقي کرديم.

اما در جدول ۹ با وجود ورود متغير تحريم در مدل, باز متغيرهاي کيفي ضرايبي را ايجاد مي‌کنند که آمارة t آنها کوچک بوده و در عمل فرضية صفر بودن ضرايب آنها قابل قبول است. آنچنان که براي متغير تحريم، آمارة t ،۰/۵۴۶ است که در منطقة پذيرش فرضية صفر است. جالب توجه اينکه با نگاه به جدول ۵ تا ۹ که متغيرهاي کيفي وارد مدل شده اند، آمارة ضرايب GI وS بسيار بالا بوده و ميزان ضرايب نيز مثبت بوده‌اند و اين نشان مي‌دهد که اين متغير بر حجم سرمايه‌گذاري بخش خصوصي ايران, تأثير به‌سزايي دارد, در حالي که براي مقادير DY و RR اين گونه نبوده است.

پس اين سوال مطرح مي‌شود که به‌راستي اگر مباحث نظري و مدل‌هايي که در اين مقاله مطرح شده متغيرهاي کيفي را بر سرمايه‌گذاري از راه ايجاد فضاي نااطميناني موثر مي‌دانست, چرا مدل اقتصادسنجي نتوانست به تبيين اين مسئله در ايران بپردازد؟

پاسخي که مي‌توان براي آن مطرح کرد، اين است که تمامي متغيرهاي کمي در اين مدل، خودبه‌خود از متغيرهاي کيفي تأثير گرفته‌اند، به‌اين معني که اگر انقلاب بر حجم سرمايه‌گذاري بخش خصوصي موثر بوده، بر نرخ بهرة واقعي،

درامد ملي، پس انداز و سرمايه‌گذاري بخش دولتي نيـز تـأثير داشـته, بـه همـين علت، از آنجا كه متغيرهاي كيفي بر همة متغيرها, نه فقـط متغيـر وابـستة تـأثير مي‌گذراند، ديگر مدل اقتصادسنجي قادر بـه تفكيـک آن نبـوده و بنـابراين، صـفر بودن ضرايب در مدل پذيرفته شده است. بـر ايـن اسـاس اگرچـه راه مـدل سـادة اقتصادسنجي قادر است كه متغيرهاي كيفي را در خود جاي دهد، اما از آنجـا كـه تأثير اين متغيرها در مدل پيشنهادي بر تمامي متغيرهاي كمي بـوده اسـت، ايـن مدل قادر به تبيين اثرات متغيرهاي كيفي بر حجم سرمايه‌گذاري بخش خصوصي نبوده و شايد بتوان ادعا كرد، ابزار اقتصادسنجي, مساعد اين آزمون نيـست و ايـن با انجـام دادن ايـن مـدل و وارد كـردن يـک بـه يـک متغيرهـاي كيفـي حاصـل شد.بنابراين مدل جدول ۲ مـي‌توانـد بـراي تبيـين مـدل سـرمايه‌گـذاري بخـش خصوصي به كار رود و از آنجا كه اثرات متغيرهاي كيفي بر حجـم سـرمايه‌گـذاري بخش خصوصي مورد تاكيد بود، مدل سادة اقتصادسنجي براي آن در نظـر گرفتـه شد. اگرچه مي‌توانستيم از مدل پيچيده تري اسـتفاده كنـيم، امـا در آن مـدل‌هـا ديگر تبيين متغيرهاي كيفي مقدور نبود.

۸- نتيجه‌گيري

آنچنان كه مشاهده شد متغيرهاي كيفـي كـه در ايـن مقالـه مـصداق‌هـايي از ريسک‌هاي سياسي براي آن آورده شد، باايجاد فضاي نااطميناني, موجـب كـاهش سرمايه‌گذاري مي‌شوند. اين گزاره با استفاده از مدل‌هايي حاصل شد كه هـر يـک رفتار بنگاه‌هاي سرمايه‌گذار را در شرايط رقـابتي بررسـي كردنـد. در تمـامي ايـن مدل‌ها چه متغير كيفي موجب نااطميناني در مورد ادامه فعاليت بنگاه شود و چـه قيمت را نـامطمئن كنـد, سـبب كـاهش حجـم مطلـوب سـرمايه شـده و ميـزان سرمايه‌گذاري را كاهش مي‌دهد. اما در مورد عرضـة سـرمايه, اگرچـه نااطمينـاني اقتصادي مي‌تواند موجب كاهش مصرف و افزايش پس‌انداز شود، اما اين پس انداز تنها براي مصرف در زمان آتي كه رويداد كيفي (مانند جنـگ) محقـق مـي‌شـود, ايجاد شده و نه سرمايه‌گذاري آتي. به اين ترتيب شكل مـدل‌هـاي ارائـه شـده بـه

وضوح نشان مي‌دهند كه به دليـل ريـسک گريـز بـودن همـه عـاملان اقتـصادي, متغيرهاي كيفي با بالا بردن نااطمينناني در اقتصاد, حجم سرمايه‌گذاري را تقليـل مـي‌دهنـد. امـا مـدل اقتـصادسنجي در راسـتاي بخـش نظـري مقالـه, نتـايج و سياست‌هاي ذيل را حاصل مي‌كند:

۱- از آنجا كه سرمايه‌گذاري بخش خصوصي در ايران نسبت به تغييـرات نـرخ بهرة واقعي, واكنش معكوس نشان داد, و مدل اقتصادسنجي ايـن رسـاله آن را بـه اثبات رساند و همچنين مباحث نظري نيز از آن حكايت دارد, مي‌توان يكـي از راه حل‌هاي افزايش سرمايه‌گذاري را كاهش نرخ بهره واقعي دانست، امـا بايـد توجـه داشت كه به علت وجود تورم دورقمي در اقتصاد ايران, اين نرخ خود به‌خود تمايل به كاهش دارد و با كاهش مضاعف آن, ممكن است اقتصاد را به دام كـاهش پـس انداز بكشانيم كه اين مورد نيز از آنجا كه در مدل براوردي پس‌انداز نقـش مثبتـي را در آن بازي مي‌كرد, مي‌تواند خطرناک باشد، بنابراين با وجود نرخ بهـرة واقعـي منفي، كاهش اين نرخ در نظام بانكي (آن‌چنان كه نرخ بهرة موثر نظـام بـانكي در مدل گنجانده شد) پيشنهاد نمي‌شود.

۲- اگرچه بسياري از مباحث نظـري از تـأثير توليـد ملـي بـر سـرمايه‌گـذاري حكايت دارد, اما در مدل پيشنهادي براي ايران ايـن مبحـث بـه اثبـات نرسـيد و مي‌توان بيان داشت كه سياستگذار مي‌تواند بدون دغدغه در ايـن رابطـه, بـر روي متغيرهاي ديگري كه بر سرمايه‌گذاري بخش خصوصي موثرند تاكيد كند.

۳- در مدل براوردي به ايـن نتيجـه رسـيديم كـه سـرمايه‌گـذاري دولتـي نـه جانشين, كه مكمل سرمايه‌گذاري بخش خصوصي است و اين امر نيز به علت قرار گرفتن اقتصاد ايران در مراحل اولية توسعه اسـت كـه سـاخت زيربناهـا بـا بـازده داخلي پايين را بر دوش دولت مي‌گذارد و هـر چـه ايـن مـسئوليت دولـت, بهتـر

محقق شود, مي‌توان به گسترش سرمايه‌گذاري بخش خصوصي اميد بيشتر داشت.

۴- ميزان پس انداز در نظام بانكي نقش موثر و مثبتي بر ميزان سرمايه‌گذاري دارد. بنابراين هر سياستي براي جذب بيشتر درامد ملي در اين متغير, مي‌تواند بر حجم سرمايه‌گذاري موثر باشد و سياست‌هاي فرهنگي نيز به‌منظور كاهش ميل نهايي به مصرف, از اين زاويه مي‌تواند موثر باشد.

۵- اگرچه مدل اقتصادسنجي به علت اثرات همزمان متغيرهاي كيفي بر تمامي متغيرهاي كمي قادر به تبيين تأثير يكتا بر سرمايه‌گذاري نبود، اما با ارجاع به مدل‌هاي نظري به اين نتيجه مي‌رسيم كه هر عاملي در جهت ايجاد فضاي نااطميناني, موجب كاهش سرمايه‌گذاري بخش خصوصي مي‌شود بنابراين هر سياستي, با آرامش بخشيدن به فضاي اقتصادي- سياسي مي‌تواند موجب افزايش سرمايه‌گذاري شود. در ايران نيز به جهت گستردگي وقايع تنش‌زا اين راهبرد مي‌تواند يكي از اركان اصلي براي گسترش سرمايه‌گذاري باشد.

فهرست منابع

۱- سلطاني، غلامرضا (۱۳۷۲)- *اقتصاد مهندسي* – انتشارات دانشگاه شيراز.

۲- فرهنگ، منوچهر (۱۳۷۱)- *فرهنگ بزرگ علوم اقتصادي* – نشر البرز- جلد اول.

۳- مك كنا، سي.جي (۱۳۷۲)– *اقتصاد عدم اطمينان*- ترجمه: سعيد مقاري، عبدالرضا فهيمي – پژوهشكده علوم دفاعي استراتژيك دانشگاه امام حسين (ع).

4- Aiginger, Karl (1987), *"Production and Decision Theory Under Uncertainty*", Basil Blaekwell.

5- Dixit, A.K, Pindyck , R.S (1994), "*Investment under Uncertainty*" ,

Princeton University , Princeton.

6- Francis, Jack Clark (1991), "*Investments: Analysis and Management*", MCGraw Hill.

7- Griffiths, Alan & Wall Stuart (2000), "*Intermediate Microeconomics"*, 2th edn, Prentice Hall.

8- Perloff, Jeffrey M. (2003), "*Microeconomics"*, 3th edn, Addison Wesely.

9- Tinbergen, J (1938), *"Statistical Evidence on the Acceleration Principle*", Economica, May, PP: 164 -76.

۹- ضميمه آماري

جدول ۱- متغيرهاي كمي، به ميليارد ريال و قيمتهاي ثابت سال ۶۱

S	GI	DY	RR	PI	Obs
179.3000	561.6000	993.3000	1.500000	481.0000	1350
240.7000	616.6000	903.9000	0.700000	639.9000	1351
313.1000	734.1000	2101.000	-3.200000	681.2000	1352
482.9000	938.3000	1863.800	-7.500000	695.5000	1353
699.0000	1249.100	-192.1000	-1.900000	1203.900	1354
982.3000	1904.000	1975.400	-8.600000	1424.800	1355
1306.500	1780.900	-163.2000	-16.10000	1450.100	1356
1342.100	1749.900	-1544.600	-1.000000	873.1000	1357
1884.200	917.1000	544.2000	-3.650000	898.7000	1358
2304.800	861.3000	-1082.000	-15.75000	987.1000	1359
2528.600	873.0000	-284.0000	-15.05000	851.2000	1360
2946.800	1057.200	1131.200	-11.45000	784.3000	1361
3644.800	1144.300	1306.300	-7.050000	1406.800	1362
3409.300	1077.800	-6.700000	-3.800000	1484.400	1363
4078.500	890.7000	-29.50000	-0.860000	1262.600	1364
4911.600	760.7000	-1909.600	-16.88000	885.2000	1365
5891.400	569.7000	136.6000	-20.90000	790.9000	1366
7929.500	464.3000	-631.4000	-22.07000	679.3000	1367
9766.100	468.8000	316.0000	-10.55000	748.0000	1368
11774.30	613.0000	1172.300	-1.100000	765.8000	1369
14987.60	806.6000	1344.400	-11.89000	1136.300	1370
19497.40	934.3000	553.0000	-14.15000	1143.000	1371
25722.30	889.7000	330.4000	-11.84000	1243.700	1372
31412.10	927.9000	-192.8000	-23.90000	1278.400	1373
44104.90	966.8000	502.0000	-36.90000	1310.400	1374
60280.70	1072.400	880.3000	-10.80000	1394.600	1375
70982.60	1055.600	486.4000	-4.700000	1406.000	1376
85617.10	902.9000	234.8000	-5.400000	1403.700	1377
105938.2	999.5000	461.3000	-7.250000	1495.400	1378
134690.2	1056.000	1452.400	0.360000	1651.400	1379
183852.1	1119.400	680.5000	0.500000	1953.200	1380
242317.1	1275.100	1229.900	-3.900000	2164.400	1381
328097.3	1367.100	1181.100	-3.800000	2412.800	1382

منبع: بانک مركزي

ادامه جدول ۱- متغيرهاي كيفي، شامل: انقلاب، جنگ، تحريم‌هاي اقتصادي و دولتهاي موسوي، رفسنجاني، خاتمي

KHATAMI	RAFSANJANI	MOOSAVI	SANCTION	WAR	REVOLUTION	obs
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1350
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1351
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1352
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1353
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1354
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1355
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1356
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1357
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1358
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1359
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1360
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1361
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1362
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1363
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1364
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1365
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1.000000	1366
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1367
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1368
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1369
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1370
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1371
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1372
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1373
0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1374
0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1375
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1376
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1377
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1378
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1379
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1380
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1381
1.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	1.000000	1382

جدول ۲-

Dependent Variable: PI				
Method: Least Squares				
Date: 03/20/05 Time: 15:02				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0009	3.732513	123.0167	459.1615	C
0.2845	-1.091157	4.398346	-4.799287	RR
0.9495	0.063944	0.040594	0.002596	DY
0.0001	4.660465	0.106007	0.494042	GI
0.0000	8.997890	0.000491	0.004420	S
1181.427	Mean dependent var		0.827284	R-squared
449.3095	S.D. dependent var		0.802610	Adjusted R-squared
13.56945	Akaike info criterion		199.6217	S.E. of regression
13.79620	Schwarz criterion		1115767.	Sum squared resid
33.52900	F-statistic		-218.8960	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		1.217423	Durbin-Watson stat

جدول ۳-

Dependent Variable: PI				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 19:25				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Convergence achieved after 16 iterations				
Backcast: 1347 1349				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.0000	6.217168	97.21671	604.4126	C
0.0132	-2.653742	2.929076	-7.773011	RR
0.9015	0.124890	0.028822	0.003600	DY
0.0003	4.121550	0.080635	0.332340	GI
0.0000	17.09482	0.000279	0.004762	S
0.0000	-21.21321	0.044489	-0.943757	MA(3)
1181.427	Mean dependent var		0.913009	R-squared
449.3095	S.D. dependent var		0.896899	Adjusted R-squared
12.94422	Akaike info criterion		144.2703	S.E. of regression
13.21631	Schwarz criterion		561975.6	Sum squared resid
56.67512	F-statistic		-207.5796	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		1.630187	Durbin-Watson stat
-.49+.85i		-.49 -.85i	.98	Inverted MA Roots

جدول ۴-

White Heteroskedasticity Test:				
0.742884	Probability		0.706049	F-statistic
0.630543	Probability		11.69798	Obs*R-squared
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 19:46				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.2985	-1.070606	59714.78	-63931.03	C
0.8308	-0.216794	2926.404	-634.4259	RR
0.6664	0.438304	46.62769	20.43709	RR^2
0.8285	-0.219855	1.504312	-0.330731	RR*DY
0.7729	0.292911	2.741690	0.803072	RR*GI
0.5745	0.571831	0.027444	0.015693	RR*S
0.7674	-0.300331	28.64491	-8.602954	DY
0.9608	-0.049839	0.005189	-0.000259	DY^2
0.6024	0.530279	0.013579	0.007201	DY*GI
0.5770	0.568091	0.000241	0.000137	DY*S
0.0815	1.845550	85.48816	157.7727	GI
0.0609	-1.999105	0.029676	-0.059326	GI^2
0.5309	-0.638960	0.001830	-0.001169	GI*S
0.7086	0.379745	1.461278	0.554913	S
0.3519	0.955719	2.75E-06	2.63E-06	S^2
17029.57	Mean dependent var		0.354484	R-squared
21554.30	S.D. dependent var		-0.147583	Adjusted R-squared
23.23515	Akaike info criterion		23090.11	S.E. of regression
23.91538	Schwarz criterion		9.60E+09	Sum squared resid
0.706049	F-statistic		-368.3800	Log likelihood
0.742884	Prob(F-statistic)		2.131732	Durbin-Watson stat

جدول ۵-

Dependent Variable: PI				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 21:07				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.4411	0.782284	140.9277	110.2455	C
0.9412	0.074446	4.009336	0.298478	RR
0.3963	0.862424	0.035863	0.030929	DY
0.0000	6.530649	0.102392	0.668685	GI
0.0000	6.329546	0.000544	0.003443	S
0.0031	3.264010	100.8976	329.3308	REVOLUTION
0.9458	0.068657	83.81911	5.754769	WAR
1181.427	Mean dependent var		0.886344	R-squared
449.3095	S.D. dependent var		0.860116	Adjusted R-squared
13.27219	Akaike info criterion		168.0468	S.E. of regression
13.58963	Schwarz criterion		734232.5	Sum squared resid
33.79342	F-statistic		-211.9912	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		1.669294	Durbin-Watson stat

جدول ۶-

White Heteroskedasticity Test:				
0.093195	Probability		1.943871	F-statistic
0.115512	Probability		15.48015	Obs*R-squared
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 21:23				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3248	-1.007246	56552.34	-56962.10	C
0.1027	1.702953	2134.268	3634.557	RR
0.2671	1.138573	64.30369	73.21447	RR^2
0.4866	-0.707646	7.916631	-5.602176	DY
0.5566	-0.596941	0.005911	-0.003528	DY^2
0.1684	1.424415	108.2696	154.2209	GI
0.3768	-0.902065	0.047088	-0.042477	GI^2
0.0652	-1.940793	0.355820	-0.690574	S
0.1522	1.483170	1.08E-06	1.60E-06	S^2
0.4419	0.783194	26747.26	20948.28	REVOLUTION
0.5631	0.587051	20689.77	12145.95	WAR
22249.47	Mean dependent var		0.469095	R-squared
39319.71	S.D. dependent var		0.227775	Adjusted R-squared
23.99956	Akaike info criterion		34552.71	S.E. of regression
24.49840	Schwarz criterion		2.63E+10	Sum squared resid
1.943871	F-statistic		-384.9928	Log likelihood
0.093195	Prob(F-statistic)		2.461392	Durbin-Watson stat

جدول ۷-

Dependent Variable: PI				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 21:26				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3925	0.871402	143.8863	125.3827	C
0.9298	0.089090	4.426930	0.394396	RR
0.5700	0.576256	0.037336	0.021515	DY
0.0000	6.340964	0.104458	0.662363	GI
0.0004	4.154667	0.000765	0.003178	S
0.4087	0.841544	163.5182	137.6078	REVOLUTION
0.4795	0.718755	140.3514	100.8783	WAR
0.3407	0.973015	121.1286	117.8599	MOOSAVI
0.1652	1.433380	151.9862	217.8540	RAFSANJANI
0.2199	1.261006	195.1140	246.0399	KHATAMI
1181.427	Mean dependent var		0.896969	R-squared
449.3095	S.D. dependent var		0.856653	Adjusted R-squared
13.35586	Akaike info criterion		170.1139	S.E. of regression
13.80935	Schwarz criterion		665591.2	Sum squared resid
22.24829	F-statistic		-210.3717	Log likelihood
0.000000	Prob(F-statistic)		2.048507	Durbin-Watson stat

جدول ۸-

White Heteroskedasticity Test:				
0.327652	Probability		1.237440	F-statistic
0.299308	Probability		15.12999	Obs*R-squared
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 21:33				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3915	-0.876806	67789.75	-59438.43	C
0.2194	1.270029	2465.679	3131.483	RR
0.4713	0.735017	75.72389	55.65835	RR^2
0.3448	-0.968862	9.264623	-8.976145	DY
0.7975	-0.260189	0.006796	-0.001768	DY^2
0.2367	1.221990	129.9726	158.8252	GI
0.4312	-0.804253	0.056300	-0.045280	GI^2
0.4599	-0.754278	0.783098	-0.590674	S
0.5050	0.679576	1.96E-06	1.33E-06	S^2
0.6141	-0.512698	41034.49	-21038.32	REVOLUTION
0.7795	0.284000	34933.69	9921.183	WAR
0.1139	1.657194	29283.73	48528.80	MOOSAVI
0.3154	1.031112	37966.29	39147.51	RAFSANJANI
0.6359	0.481105	68942.54	33168.63	KHATAMI
20169.43	Mean dependent var		0.458485	R-squared
41421.91	S.D. dependent var		0.087974	Adjusted R-squared
24.30534	Akaike info criterion		39557.95	S.E. of regression
24.94022	Schwarz criterion		2.97E+10	Sum squared resid
1.237440	F-statistic		-387.0381	Log likelihood
0.327652	Prob(F-statistic)		2.212598	Durbin-Watson stat

جدول ۹-

Dependent Variable: PI				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/05 Time: 21:35				
Sample: 1350 1382				
Included observations: 33				
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.3814	0.893211	146.4712	130.8298	C
0.7817	0.280519	4.826792	1.354006	RR
0.5734	0.571558	0.037920	0.021674	DY
0.0000	6.233164	0.106104	0.661362	GI
0.0006	3.976502	0.000784	0.003119	S
0.4370	0.791742	166.4147	131.7575	REVOLUTION
0.5711	0.575112	145.8879	83.90183	WAR
0.5903	0.546454	130.6655	71.40267	SANCTION
0.2860	1.093571	132.8894	145.3241	MOOSAVI
0.1732	1.407614	154.3615	217.2814	RAFSANJANI
0.4076	0.844291	223.9224	189.0557	KHATAMI
1181.427	Mean dependent var		0.898349	R-squared
449.3095	S.D. dependent var		0.852144	Adjusted R-squared
13.40299	Akaike info criterion		172.7686	S.E. of regression
13.90182	Schwarz criterion		656677.9	Sum squared resid
19.44270	F-statistic		-210.1493	Log likelihood