مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۱۰، ص. ۱۹-۳۶.

برآوردی از سرمایه گذاری خصوصی در ایران در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱

نویسنده: دکتر مهدی عسلی*

چکیده

اهمیت تشکیل سرمایه خصوصی در رشد اقتصادی، و از آنجا در شاخصهای مهم اقتصادی و اجتماعی، از قبیل متوسط درآمد سرانه و توزیع درآمدها، بر کسی پوشیده نیست، ولیکن اوضاع و احوالی که عوامل اقتصادی را، از یک سو به پس‌انداز، و از سوی دیگر سرمایه گذاری، تشویق می‌کند، شایسته تأمل و بررسی است. در سطح خرد، درآمد واقعی، نرخ رجحان زمانی و هزینهٔ اجاره سرمایه که خود از هزینه فرصت از دست رفته ناشی از تأخیر در مصرف حال و انتظارات درآمدهای احتمالی سرمایه گذاری نشأت می‌گیرند، بر سرمایه گذاری خصوصی تأثیر می‌گذارند. در سطح کلان، سیاستهای مالی و پولی دولت، از طریق تأثیر بر این متغیرها سطح سرمایه گذاری خصوصی را متأثر می‌سازند. در ایران، علاوه بر سیاستهای اقتصادی، حجم مخارج سرمایه گذاری دولت، که در دورهٔ مورد مطالعه، بخش چشمگیری از کل تشکیل سرمایه را در کشور به خود اختصاص می‌داده است، می‌توانسته به طور مستقیم، از طریق تحدید منابع سرمایه گذاری قابل دسترس از یک سو، و ایجاد تقاضا و حرفه‌های اقتصادی برای تولید کالاها و خدمات خصوصی از سوی دیگر، و به طور غیرمستقیم، از طریق افزایش درآمدها، بر تشکیل سرمایه خصوصی تأثیر بگذارد. در این مقاله، سرمایه گذاری خصوصی در ایران، طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۱، از طریق یک مدل اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفته است.

۱. مقدمه

در نظریه اقتصادی، مخارج سرمایه گذاری خصوصی عموماً تابعی از نرخ بازدهی سرمایه، خالص

* مشاور معاونت اقتصادی سازمان برنامه و بودجه

ذخیره سرمایه و درآمد واقعی در نظر گرفته می‌شود. ما در اینجا، بنا به دلایلی که در زیر بحث می‌شود، این فرضیه را که سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، علاوه بر متغیرهای یادشده، تحت تأثیر حجم اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری بخش عمومی نیز قرار داشته است مورد آزمون قرار می‌دهیم.

۲. مروری بر نوشتارهای موجود در این زمینه

در مطالعات اقتصادی از کشورهای در حال توسعه، این نکته مورد توجه قرارگرفته است که حجم منابع سرمایه‌گذاری، و نه هزینه استقراض، از محدودیتهای اصلی سرمایه‌گذاری است. علت نیز آن است که در کشورهای در حال توسعه، نرخ بازدهی سرمایه‌گذاریها معمولاً بالاست، در حالی که هزینه استقراض از شبکه بانکی پایین نگه داشته می‌شود. از آنجا که حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی مستقیماً کنترل شده و به سازوکار قیمتها امکان داده نمی‌شود که نقش خود در تخصیص منابع را ایفا کند، منطقی است فرض کنیم که مقدار کمّی اعتبارات بانکی در سطح سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیر بگذارد (نگاه کنید به: Khan, 1984).

اهمیت اعتبارات بانکی در سرمایه‌گذاری، هنگامی آشکار می‌شود که ما مجاری تأثیرگذاری سیاست اعتباری بر سطح تولید را مورد توجه قرار دهیم. به طور کلی، سه مجرا در این خصوص قابل تشخیص است: اول، ارتباط غیرمستقیم بین حجم اعتبارات و تقاضای کل که در صورت وجود ظرفیت اضافی تولید و اشتغال ناقص می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و تولید شود. دوم، ارتباط مستقیم بین نقدینگی به عنوان سرمایه کاری و حجم جاری تولید. سوم، ارتباط بین حجم اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری برای افزایش تولید در آینده (Keller, 1980). در کشورهای در حال توسعه، در دسترس بودن منابع اعتبارات بانکی، نه تنها برای مؤسسه‌های بزرگ، بلکه برای کارگاههای کوچک صنعتی و واحدهای کشاورزی نیز اهمیت دارد. علت نیز آن است که برای این بنگاههای اقتصادی، استقراض از بازار غیررسمی، تنها با نرخهای بهره بالا امکانپذیر است. از طرفی نبود یا گسترش محدود بازار سهام شرکتها و مؤسسات اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، امکان تأمین منابع مالی لازم برای مؤسسه‌های اقتصادی را از طریق انتشار سهام به شدت محدود می‌کند.

وابستگی شدید واحدهای اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به منابع مالی شبکه بانکی،

موضوع تأثیر سیاستهای پولی و اعتباری دولت بر مخارج سرمایه گذاری بخش خصوصی در این کشورها را مطرح می‌کند. در برخی از کشورهای در حال توسعه، بخش بانکی را به طور کلی، دولت اداره می‌کند. در کشورهای دیگر، دولت کنترل زیادی بر این بخش اعمال می‌نماید. از زمان انتشار آثار کلاسیک مک کینون (McKinnon, 1973) و شاو (Shaw, 1973)، مقاله‌ها و کتابهای متعددی در ماهیت و ابعاد دخالت دولت در بازار پول و سرمایه در کشورهای در حال توسعه انتشار یافته است. در این زمینه، از جمله می‌توان به نوشته‌های برونو (Bruno, 1979)، بافی (Buffi, 1984) و وینبرگن (Wijnbergen, 1983) اشاره کرد. در اکثر این مطالعات، به نقش مهم تخصیص منابع اعتباری در تشکیل سرمایه خصوصی تأکید شده است.

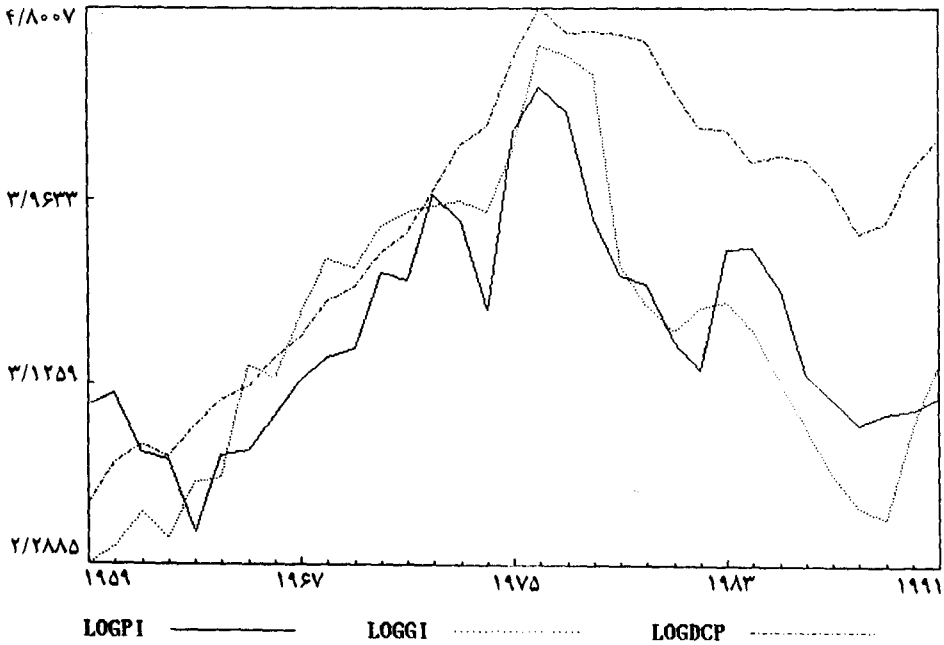
علاوه بر سیاست پولی تخصیص اعتبارات بانکی، سیاست مالی مخارج بخش عمومی نیز می‌تواند نقش مهمی در تشکیل سرمایه بخش خصوصی داشته باشد. در مطالعات تجربی از اقتصادهای در حال توسعه، برخی از اقتصاددانان، رابطه‌ای منفی بین سرمایه گذاری بخش عمومی و بخش خصوصی یافته‌اند (بالاسا در: Chibber et al., 1992)، در حالی که عده‌ای بر این باورند که سرمایه گذاری بخش عمومی از طریق اثرهای جانبی و کاهش هزینه‌های تولید و نیز ایجاد تقاضا برای کالاها و خدمات خصوصی به رشد سرمایه گذاری خصوصی کمک می‌کند (Ogura and Yohe, 1988). بررسی برخی از اقتصاددانان (Khan and Reinhart, 1989) نیز نشان می‌دهند که سرمایه گذاری عمومی، در مجموع، تأثیر چشمگیری بر رشد سرمایه گذاری خصوصی نداشته است. همه اینها به پیچیدگی رابطهٔ تشکیل سرمایه در بخش عمومی و خصوصی اشاره می‌کند، به ویژه آنکه به نظر می‌رسد سرمایه گذاری دولتی در زیرساختها و در بخشهای غیر زیربنایی تأثیرات متفاوتی بر تشکیل سرمایه خصوصی داشته باشد.

باید توجه نمود که تأمین منابع مالی سرمایه گذاری عمومی به هر حال به مثابه مالیاتی بر بخش خصوصی است. در حالی که مخارج بیش از حد سرمایه گذاری عمومی می‌تواند از طریق کاهش منابع مالی در دسترس، اثر کاهنده‌ای بر سرمایه گذاری خصوصی اعمال کند، سطح نازل سرمایه گذاری دولت در بخشهای زیربنایی نیز می‌تواند هزینه‌های جانبی چشمگیری بر فعالیتهای اقتصادی بخش خصوصی تحمیل نماید (Chibber et al., 1992). از آنجا که منابع اقتصادی محدود است، فعالیت بخش عمومی، به ویژه در تولید کالاها و خدمات مصرفی، رقابت غیرعادلانه‌ای را بر بخش خصوصی تحمیل می‌کند. علت نیز آن است که مؤسسه‌های دولتی معمولاً در اعطای

اعتبارات بانکی یا تخصیص مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی و تعرفه‌های تجارت خارجی، از شرایط بهتری برخوردار می‌شوند. در چنین وضعیتی، بخش خصوصی فعالیت در این رشته‌های اقتصادی را به رغم وجود تقاضا برای کالاها و خدمات به صرفه نمی‌یابد. مطالعه بلیجر و خان (Blejer and Khan, 1984) نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، سرمایه‌گذاری عمومی در زیر ساختها تأثیر مثبت و در بخشهای غیر زیربنایی تأثیری منفی در تشکیل سرمایه خصوصی داشته است. چیبر و وینبرگن (Chibber and Wijnbergen, 1992) در مطالعه خود در مورد اقتصاد ترکیه، به این نتیجه رسیده‌اند که سرمایه‌گذاری عمومی در بخشهای غیر زیربنایی، اثر کاهنده‌ای بر سطح سرمایه‌گذاریهای خصوصی اعمال کرده است. شفیق (Shafik, 1992)، از سوی دیگر، در مطالعه خود در مورد اقتصاد مصر، شواهدی بر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری عمومی در بخشهای زیربنایی بر تشکیل سرمایه خصوصی یافته است.

نتایج مطالعات مربوط به تأثیر سرمایه‌گذاری عمومی و سیاست اعتباری بر تشکیل سرمایه خصوصی در ایران تا حدودی مشابه نتایج بررسیهای مربوط به دیگر کشورهای در حال توسعه است. کارشناس (Karshenas, 1990) در مطالعه خود در مورد اقتصاد ایران، به این نتیجه رسیده است که رشد سریع سرمایه‌گذاری دولتی در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۵۶، محرکی قوی در تشکیل سرمایه خصوصی بوده است. به نظر وی، رشد سرمایه‌گذاری دولتی، بازار داخلی را گسترش داده و تقاضا برای فعالیت اقتصادی بخش خصوصی را افزایش داده است. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری دولتی به سودآوری سرمایه‌گذاری خصوصی از طریق کاهش هزینه‌های جاری تولید و اثرهای جانبی مثبت کمک کرد. کارشناس (Karshenas, 1990) بر آن است که سرمایه‌گذاری دولتی در بخشهای زیربنایی، از قبیل حمل و نقل و ارتباطات و انرژی، و نیز بخشهای اجتماعی، از قبیل آموزش و پرورش عمومی و آموزش عالی، اثر مثبت آشکاری بر تشکیل سرمایه خصوصی در ایران در دورهٔ یادشده داشته است. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری دولتی در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۵۶ عمدتاً از محل درآمدهای نفتی، استقراض از خارج یا اعطای اعتبارات بانکی به بخش عمومی تأمین می‌شده است، به نظر کارشناس (Karshenas, 1990) سرمایه‌گذاری دولتی در دوره مزبور اثر محدودکننده‌ای روی منابع سرمایه‌گذاری اعمال نکرده است. از سوی دیگر، آموزگار (Amuzegar, 1993) بر آن است که استمرار کسری در بودجه‌های سالانه دولت، طی دهه ۱۳۶۰ و سیاست تأمین این کسری بودجه‌ها از طریق استقراض از شبکه بانکی و تأثیر آن در تحدید

اعتبارات بانکی به بخش خصوصی اثر منفی آشکاری بر تشکیل سرمایه خصوصی داشته است.



شکل ۱. تغییرات سرمایه گذاری خصوصی (PI)، سرمایه گذاری دولتی (GI) وحجم اعتبارات بانکی اعطایی به بخش خصوصی (DCP) در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱

۳. تابع سرمایه گذاری خصوصی

با توجه به مباحث بالا، ما در اینجا تابع سرمایه گذاری خصوصی را علاوه بر متغیرهای نرخ هزینهٔ استقراض r_t، درآمد واقعی Y_t و خالص ذخیره سرمایه K_t تابعی از مخارج سرمایه گذاری بخش عمومی GI_t وحجم اعتبارات واقعی اعطایی شبکه بانکی به بخش خصوصی (DCP_t/P_t) فرض می‌کنیم.

$$\text{Log } PI_t = k_0 + k_1 r_t + k_2 \text{ Log } Y_t + k_3 \text{ Log } K_t + k_4 \text{ Log } GI_t + k_5 \text{ Log } \left(\frac{DCP_t}{P_t}\right) \quad (1)$$

صرف نظر از متغیرهای سرمایه گذاری بخش عمومی و حجم اعتبارات بانکی اعطا شده به

بخش خصوصی، دیگر متغیرهای تابع (۱)، متغیرهای استاندارد در توابع سرمایه‌گذاری به شمار می‌روند (نگاه کنید به: Haque et al., 1990) و در اینجا، از بحث درباره علت ورود متغیرهای مزبور در تابع سرمایه‌گذاری خصوصی صرف نظر شده است. همان طور که می‌بینید، متغیرهای تابع (۱) به استثنای نرخ واقعی هزینهٔ استقراض (r_t)، به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند، و بنابراین، ضریبهای این متغیرها نشاندهندهٔ تغییرات نسبی سرمایه‌گذاری خصوصی برحسب تغییرات متغیرهای توضیحی تابع (۱) است. با توجه به نظریه اقتصادی، انتظار داریم $k_1 < 0$، $k_2 > 0$ و $k_3 > 0$ باشد. علامت ضریبهای k_4 و k_5، با توجه به مطالب بالا، می‌تواند منفی یا مثبت باشد و آزمون تجربی نشان خواهد داد که فرضیه تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری عمومی و اعتبارات بانکی بر سطح سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۲ را می‌توان رد کرد یا نه.

۴. روش برآورد تابع سرمایه‌گذاری

نرخ واقعی هزینه استقراض (r_t) متغیری مشاهده نشده است. از نظریه اقتصادی می‌دانیم که طبق رابطهٔ فیشر $r_t = i_t - \frac{EP_{t+1} - P_t}{P_t}$، که در آن، i_t نرخ بهره اسمی و EP_{t+1} سطح قیمت مورد انتظار برای دوره آینده است. آمار سری زمانی قابل اعتمادی برای i_t در بیشتر کشورهای در حال توسعه وجود ندارد. در کشور ما، نرخ بهره اعلام شده برای سالهای پیش از انقلاب، مربوط به نرخ تنزیل مجدد بوده و پس از انقلاب (از سال ۱۳۶۳) نیز که نظام بانکداری بدون ربا مستقر شده است، نرخ سود بانکی برای سپرده‌های سرمایه‌گذاری اعلام می‌شده است. در هر حال، هیچ کدام از نرخهای یاد شده را نمی‌توان هزینه استقراض تعادلی که عرضه و تعادل منابع مالی را در بازار پولی برابر کند، دانست. این نرخهای رسمی معمولاً به رغم وجود فشارهای تورمی در اقتصاد برای مدتهای طولانی بدون تغییر مانده، و به همین دلیل، هزینه واقعی استقراض را منعکس نمی‌کند. از سوی دیگر، نظام بانکی نیز در نرخهای رسمی اعلام شده، به همه متقاضیان وام نمی‌دهد، بلکه منابع مالی موجود براساس مقررات مختلف و اولویتهای تعیین شده از سوی مقامات پولی، به مؤسسه‌ها و عاملان اقتصادی تخصیص می‌یابد. برای حل این مشکل، ما در اینجا i_t را به صورت ترکیبی خطی از نرخ بهره بین‌المللی (i_t^*) و نرخ هزینه استقراض در وضعیت بسته بودن حساب سرمایه بخش خارجی اقتصاد i_t در نظر می‌گیریم. (نگاه کنید به: Edwards and Khan, 1985; Haque et al., 1990, 1993).

$$\tilde{i}_t = \phi\,(i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}) + (1 - \phi)\,\tilde{i}_t \qquad (۲)$$

در رابطهٔ (۲)، عبارت Ee_{t+1} نرخ ارزی را نشان می‌دهد که انتظار داریم در دورهٔ آینده وجود داشته باشد. $\tilde{i}_t$ عبارت است از هزینهٔ استقراض در وضعیت نبود تحرک بین‌المللی سرمایه. بنابراین، ϕ را می‌توان شاخص باز بودن اقتصاد به تحرک سرمایه مالی در اقتصاد دانست. اگر در اقتصاد، تحرک کامل سرمایه خصوصی وجود داشته باشد، آن‌گاه $\phi = 1$، و رابطهٔ (۲) به صورت $i_t = i_t^* + \frac{Ee_{t+1} - e_t}{e_t}$ خواهد بود که نشان می‌دهد هزینه استقراض در داخل کشور، معادل نرخ بهره در بازارهای بین‌المللی است. اگر در حالت حدی دیگر $\phi = 0$ باشد، که به معنای بسته‌بودن کامل اقتصاد به تحرک سرمایه خصوصی است، نرخ استقراض صرفاً تابعی از وضعیت بازار پولی داخلی است و تحت تأثیر نرخ بهره در بازارهای پولی بین‌المللی نخواهد بود یا $i_t = \tilde{i}_t$.

برای برآورد i_t، لازم است به وضعیت تعادلی بازار پولی در حالتی که اثرهای جریان سرمایه خصوصی از حجم پول حذف شده است، توجه کرد. ما در اینجا تعریف گسترده پول را در نظر گرفته‌ایم. به بیان دیگر، عرضهٔ پول در مدل اقتصادی، که تابع سرمایه گذاری خصوصی به عنوان یکی از معادله‌های رفتاری آن برآورد شده است، به شرح زیر است:

$$M_t = DC_t + e_t \,.\, FR_t \qquad (۳)$$

در رابطهٔ (۳)، M_t عرضه اسمی پول، DC_t کل اعتبارات بانکی اعطا شده به بخشهای خصوصی و عمومی، و FR_t ذخیره ارزی بانک مرکزی است. e_t نرخ ارز (واحد پول کشور در یک واحد پول بین‌المللی، دلار) را نشان می‌دهد. ذخایر ارزی بانک مرکزی خود با رابطهٔ زیر تعیین می‌شود، که در آن، BOP موازنه تراز پرداختها را نشان می‌دهد.

$$FR_t = FR_{t-1} + BOP_t \qquad (۴)$$

$$BOP_t = (\frac{1}{e_t})\,CA_t - (\Delta FP_t + \Delta FG_t) \qquad (۵)$$

در رابطهٔ (۵)، CA_t حساب جاری بخش خارجی اقتصاد و ΔFP_t و ΔFG_t، به ترتیب، تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی و داراییهای خارجی بخش عمومی است. برای حذف اثر تغییرات داراییهای خارجی بخش خصوصی در عرضه پول، خواهیم داشت:

$$\tilde{M}_t = M_t + e_t \,.\, \Delta FP_t \qquad (۶)$$

در رابطهٔ (۶)، M_t حجم پول (اسمی) در وضعیت حذف جریان داراییهای خارجی بخش خصوصی از عرضه پول است. رابطه تعادل بازار پولی در این حالت، عبارت است از:

$$\text{Log}\left(\frac{\tilde{M}_t}{P_t}\right) = \lambda\beta_\circ + \lambda\beta_۱\tilde{i}_t + \lambda\beta_۲\text{Log}Y_t + (۱-\lambda)\,\text{Log}\left(\frac{\tilde{M}_{t-۱}}{P_{t-۱}}\right) \qquad (۷)$$

در رابطهٔ (۷)، βi، ۲ و ۱ و ۰ = i، عبارت است از ضریبهای ساختاری تابع تقاضا برای پول و λ ضریب تطبیق عرضه و تقاضای پول، پس از بروز عدم تعادل موقت در بازار پولی است (نگاه کنید به: عسلی، ۱۳۷۵ و Knight and Khan, 1982). با حل رابطهٔ فوق برای $\tilde{i}_t$ و جایگزینی رابطهٔ به دست آمده برای i_t در رابطهٔ (۲) و سپس جایگزینی رابطهٔ (۲) برای i_t در رابطه فیشر، رابطه‌ای برای r_t برحسب حجم پول (M_t) ، درآمد واقعی (Y_t) و سطح قیمتها (P_t) به دست می‌آید. با جایگزینی برای r_t در تابع سرمایه گذاری خصوصی (۱) و مرتب کردت عبارتها، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}\text{Log}\,PI_t = {} & k_{\circ۱} + k_{۱۱}\left(i_t^* + \frac{Ee_{t+۱} - e_t}{e_t}\right) + k_{۱۲}\,\text{Log}\,Y_t + k_{۱۳}\,\text{Log}\,\frac{\tilde{M}_{t-۱}}{P_{t-۱}} \\ & + k_{۱۴}\,\text{Log}\,\frac{\tilde{M}_t}{P_t} - k_۱\left(\frac{EP_{t+۱} - P_t}{P_t}\right) + k_۳\,\text{Log}\,K_t + k_۴\,\text{Log}\,GI_t \\ & + k_۵\,\text{Log}\left(\frac{DCP_t}{P_t}\right)\end{aligned} \qquad (۸)$$

که در آن

$$k_{\circ۱} = k_\circ + k_۱(\phi - ۱)\frac{\beta_\circ}{\beta_۱}$$

$$k_{۱۱} = k_۱\phi$$

$$k_{۱۲} = k_۱(\phi - ۱)\frac{\beta_۲}{\beta_۱} + k_۲$$

$$k_{۱۳} = k_۱(۱ - \phi)\left(\frac{۱-\lambda}{\beta_۱\lambda}\right)$$

$$k_{۱۴} = (۱ - \phi)\frac{k_۱}{\beta_۱\lambda}$$

هر چند در رابطهٔ سرمایه گذاری خصوصی (۸) از طریق جایگذاریهای مختلف موفق به حذف متغیرهای مشاهده نشده r_t و i_t شدیم، ولیکن، برای آنکه رابطهٔ (۸) عملاً قابل برآورد باشد، لازم است دو مسئله را مورد توجه قرار دهیم: اول، موضوع قیمتهای انتظاری آتی، و دوم، برآورد ذخیره سرمایه که آمار سری زمانی برای آن وجود ندارد.

۵. انتظارات

فرض منطقی بودن عاملان اقتصادی در شکل دادن به انتظاراتشان از سطح قیمتها در دوره آینده ایجاب می‌کند که انتظارات آینده براساس تمام اطلاعات موجود شامل ساختار مدل اقتصادی ساخته شود. به بیان دیگر:

$$P_{t+1} = EP_{t+1} + \mu_{t+1} \qquad (۹)$$

که در این رابطه، μ_{t+1} متغیر تصادفی اختلال با امید ریاضی صفر است. برای آنکه بتوانیم مدل را برآورد کنیم، تقریب رضایتبخشی برای EP_{t+1} لازم خواهد بود. چنین تخمین معقولی خود P_{t+1} (قیمتهای مشاهده شده در دوره بعد) است. به طور کلی، دو شیوه برای برآورد مدلهایی شبیه مدل مورد بحث ما که در آنها اعتبارات انتظارات در سطح قیمتها در دوره آینده ظاهر می‌شوند، وجود دارد. یک روش مستلزم جایگزینی مقادیر مشاهده شده به جای مقادیر مورد انتظار و سپس استفاده از متغیرهای ابزاری مناسب برای تخمین مدل است (نگاه کنید به: Mccallum 1976). روش دیگر که توسط ویکنز (Wickens, 1982) پیشنهاد شده است براساس به دست آوردن رابطهٔ صریحی برای EP_{t+1} از درون مدل، جایگزینی P_{t+1} به جای EP_{t+1} و برآورد روابط رفتاری مدل همراه با معادله به دست آمده برای EP_{t+1} است. راه دیگر نگریستن به این مسئله آن است که مدل را با جایگزینی P_{t+1} به جای EP_{t+1} و با استفاده از مقادیر با وقفه زمانی برای متغیرهای بیرونی مدل به عنوان متغیرهای ابزاری در معادله رگرسیون با روش 2SLS تخمین بزنیم (Maddala, 1992). برآورد تابع سرمایه گذاری خصوصی (۸) در مطالعه تجربی ما به روش اخیر بوده و ما تمام متغیرهای بیرونی مدل اقتصاد کلانی را که تابع سرمایه گذاری خصوصی یکی از توابع رفتاری آن بوده و نیز مقادیر با وقفه زمانی متغیرهای دیگر مدل اقتصادی را به عنوان متغیرهای ابزاری تابع رگرسیون (۸) به کار گرفته‌ایم (نگاه کنید به: عسلی، ۱۳۷۵).

۶. ذخیره سرمایه

معمولاً آمار سری زمانی برای متغیر خالص ذخیره سرمایه در دست نیست. برای حل این مسئله، ناگزیر از جایگزینی خالص جریان سرمایه گذاری در مدل به جای خالص ذخیره سرمایه هستیم. از اتحاد ذخیره سرمایه داریم:

$$K_t = (1-\rho)K_{t-1} + TI \qquad (10)$$

در رابطهٔ (۱۰)، TI سرمایه گذاری کل (سرمایه گذاری بخشهای خصوصی و عمومی) و ρ نرخ استهلاک سرمایه است. شایان توجه است که خالص ذخیره سرمایه می‌تواند به صورت جمع خالص جریان سرمایه گذاریها و مقدار اولیه سرمایه نوشته شود.

$$\text{Log } K_t = \text{Log } [\sum_{i=0}^{t-1} (1-\rho)^i \, TI_{t-i} + (1-\rho)^t \, . \, k_0] \qquad (11)$$

که در آن، k_0 مقدار ذخیره سرمایه در ابتدای دوره مورد مطالعه است. با تقریب معادله (۱۱) عبارت ذخیره سرمایه به صورت زیر در می‌آید (نگاه کنید به: Haque et al., 1990).

$$\text{Log } K_t = \text{Log}2 + \frac{1}{2} \text{Log} \sum_{i=0}^{t-1} (1-\rho)^i \, TI_{t-i} + \frac{t}{2} \text{Log } (1-\rho) + \frac{1}{2} \text{Log } k_0 \qquad (12)$$

بنابراین، ذخیره سرمایه در تابع سرمایه گذاری خصوصی (۸) از رابطهٔ (۱۲) برآورد شده است.

۷. نتیجه برآورد مدل

در مدل رگرسیون سرمایه گذاری (۸) مخارج سرمایه گذاری خصوصی به صورت تابعی از درآمد کل، ذخیره سرمایه، سرمایه گذاری بخش عمومی، حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی و حجم پول در وضعیت بسته بودن حساب سرمایه به تحرک سرمایه مالی، نرخ تورم مورد انتظار و نرخ بهره بین‌المللی درآمده است. توجه می‌کنیم که این مجموعهٔ متغیرهای توضیحی مدل (۸) در نتیجه حذف متغیرهای مشاهده نشده (r_t) و (i_t) از مدل رگرسیون (۱) حاصل شده است. ما برای برآورد ضریبهای این تابع سرمایه گذاری خصوصی در جمع معادله‌های رفتاری یک مدل کلان از اقتصاد

ایران، از روش 2SLS استفاده کرده‌ایم. آمار سری زمانی مورد استفاده از شماره‌های مختلف نشریه *آمارنامه مالی بین‌المللی* از صندوق بین‌المللی پول و گزارشهای سالانه بانک مرکزی استخراج شده است. دوره مورد مطالعه، سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱ بوده است. نتایج برآورد مدل پس از افزودن متغیر وابسته با وقفه زمانی در سمت راست به منظور در نظر گرفتن تنظیم جزیی مخارج سرمایه گذاری خصوصی به شرح زیر است:

$$\text{Log } PI_t = -۱۵/۷ - ۰/۰۰۷ \left(i_t^* + \frac{Ee_{t+۱} - e_t}{e_t}\right) + ۱/۲۸ \text{ Log } Y_t + ۰/۵ \left(\frac{EP_{t+۱} - P_t}{P_t}\right) \quad (۱۳)$$

(t-ratios) (-۲/۶) (-۰/۳۹) (۲/۸) (۰/۶۳)

$$-۰/۰۱۳ \text{ Log } \left(\frac{\tilde{M}_{t-۱}}{P_{t-۱}}\right) - ۱/۳ \text{ Log } \left(\frac{\tilde{M}_t}{P_t}\right) + ۲/۰ \text{ Log } K_t + ۰/۰۰۷ \text{ Log } GI_t$$

(t-ratios) (-۰/۰۴) (-۲/۴) (۲/۱۶) (۰/۰۴)

$$-۰/۴۱ \text{ Log } \left(\frac{DCP_t}{P_t}\right) - ۰/۶ \text{Log } PI_{t-۱}$$

(t-ratios) (۰/۹۳) (-۰/۷۶)

$R^۲ = ۰/۹۲$ و $DW = ۱/۷$ و $X^۲_{sc}(۱) = ۰/۰۲$ و $X^۲_{ff}(۱) = ۰/۱۳$ و $X^۲_n(۲) = ۰/۱۲$ و $X^۲_h(۱) = ۰/۰۱۷$

درجه برازش مدل رگرسیون (۱۳) نسبتاً بالاست. آماری DW و سایر آزمونهای فرضهای کلاسیک رگرسیون در سطح ۵ درصد قابل قبول هستند. نتایج فوق، حاکی از تأثیر معنی‌دار و قابل ملاحظهٔ متغیرهای اصلی تابع سرمایه گذاری، یعنی درآمد واقعی و ذخیره سرمایه بر مخارج سرمایه گذاری خصوصی است. در مقابل، برخی از متغیرها از لحاظ آماری اثر معنی‌داری بر مخارج سرمایه گذاری خصوصی نداشته‌اند. برآورد مجدد مدل رگرسیون پس از حذف متغیرهایی که از لحاظ آماری اثر چشمگیری بر سرمایه گذاری خصوصی نشان نمی‌دهند، برازش تابع رگرسیون را تا حدی افزایش می‌دهد، ولی ضریب متغیر وابسته با وقفه زمانی هنوز به طور معنی‌داری متفاوت با صفر نیست. با توجه به اینکه $K_t = (۱ - \rho)K_{t-۱} + (GI_t + PI_t)$ در نظر گرفتن متغیرهای ذخیره سرمایه و سرمایه گذاری دولتی در تابع رگرسیون می‌تواند تأثیر متغیر سرمایه گذاری با وقفه زمانی بر سطح سرمایه گذاری خصوصی را در دوره جاری تحت‌الشعاع قرار

داده باشد. برآورد مجدد مدل با حذف متغیر ذخیره سرمایه به عنوان یک متغیر توضیحی از تابع رگرسیون این نکته را تأیید می‌کند. در برآورد زیر، ضریبهای تابع سرمایه‌گذاری خصوصی را پس از حذف متغیرهای سرمایه‌گذاری عمومی، حجم اعتبارات بانکی، نرخ بهره بین‌المللی و نرخ تورم انتظاری آتی، تخمین زده‌ایم:

$$\text{Log } PI_t = -۱۴/۹ + ۱/۴ \text{ Log } Y_t - ۱/۰۱ \text{ Log } (\frac{\tilde{M}_t}{P_t}) + ۱/۶۸ \text{ Log } K_t \qquad (۱۴)$$

(t-ratios) (-۵/۸) (۸/۶) (-۴/۲) (۳/۷)

$\bar{R}^۲ = ۰/۹۲۶$ و $DW = ۱/۸۵$ و $X^۲_{sc}(۱) = ۰/۰۰۷$ و $X^۲_{ff}(۱) = ۰/۲۴$ و $X^۲_n(۲) = ۰/۱۳۹$ و $X^۲_h(۱) = ۰/۳۳$

براساس این نتایج، رشد درآمد واقعی و ذخیره سرمایه به طور مثبت، و رشد حجم واقعی پول به‌طور منفی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تأثیر مثبت رشد درآمد واقعی و ذخیره سرمایه بر سرمایه‌گذاری خصوصی را می‌توان انتظار داشت، اما توضیح اثر منفی رشد حجم پول بر سطح سرمایه‌گذاری خصوصی نیاز به تأمل بیشتری دارد. در دوره مورد مطالعه (۱۳۳۸-۱۳۷۱) فشارهای تورمی قابل توجهی در اقتصاد ایران وجود داشته است. شواهدی وجود دارد که طی این دوره، رشد حجم پول، اثر مثبت چشمگیری بر مصرف خصوصی داشته است. این موضوع می‌تواند تا حدودی اثر منفی رشد حجم پول بر سرمایه‌گذاری خصوصی را توجیه کند. زیرا با فرض برابری پس‌انداز خصوصی با سرمایه‌گذاری خصوصی، افزایش مصرف خصوصی تحت تأثیر رشد حجم پول به معنای کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی خواهد بود.

در کوششی دیگر برای برآورد تابع رگرسیون سرمایه‌گذاری خصوصی، به این نکته توجه می‌کنیم که در بیشتر مطالعات تجربی از اقتصاد کشورهای در حال توسعه، به تأثیر مهم دو متغیر اعتبارات بانکی و مخارج دولتی در سرمایه‌گذاری خصوصی اشاره شده است. در این مورد خاص، می‌توان به مطالعهٔ کارشناس (Karshenas, 1990) از اقتصاد ایران اشاره کرد. وی تأثیر چشمگیر حجم اعتبارات بانکی و سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی را از طریق یک مدل رگرسیون خطی، به صورت زیر، مورد توجه قرار می‌دهد:

$$IP_t = a_۱ + a_۲ IG_t + a_۳ CR_t + a_۴ K_{t-۱} + u_t \qquad (۱۵)$$

در رابطهٔ (۱۵)، IP_t سرمایه گذاری خصوصی، IG_t سرمایه گذاری دولتی، CR_t حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی و K_t ذخیره سرمایه است. کارشناس با استفاده از آمار سری زمانی منتشر شده از سوی بانک مرکزی و نشریه *آمارنامه مالی بین‌المللی* از صندوق بین‌المللی پول، مدل رگرسیون ۱۵ را با روش OLS برای دوره سالهای ۱۳۳۸-۱۳۵۶ به صورت زیر برآورد کرده است:

$$IP_t = ۲۳۷ + ۰/۹۹\, IG_t + ۰/۳۶\, CR_t - ۰/۰۸\, K_{t-۱} \qquad (۱۶)$$

(t-ratios) (۳/۱) (۳/۸) (۲/۱۳) (-۱/۸)

$R^۲ = ۰/۹۸$ و $DW = ۱/۹۸$

براساس این برآورد و برآورد دیگری از تابع سرمایه گذاری خصوصی که علاوه بر متغیرهای فوق، جریان سرمایه خارجی را نیز شامل می‌شود، کارشناس نتیجه می‌گیرد که اعتبارات بانکی و سرمایه گذاری عمومی تأثیر چشمگیری بر سرمایه گذاری خصوصی در ایران در دوره یادشده داشته است. دو نکته در مورد نتایج مطالعه کارشناس قابل ذکر است. نخست آنکه دوره مورد مطالعه وی (۱۳۳۸-۱۳۵۶) تقریباً به نیمه اول دوره مورد مطالعه ما مربوط می‌شود. دیگر آنکه در مدل رگرسیون کارشناس درآمد واقعی (محصول ناخالص داخلی) در مجموعه متغیرهای توضیحی لحاظ نشده است. اهمیت این موضوع از آنجاست که تأثیر سرمایه گذاری بخش عمومی و نیز اعتبارات بانکی بر سرمایه گذاری خصوصی احتمالاً به سبب حذف متغیر درآمد واقعی از مدل رگرسیون بزرگتر دیده شده است.

در میان برآوردهای مختلف از تابع سرمایه گذاری خصوصی (۸) بهترین نتیجه با توجه به آزمونهای فرضهای کلاسیک تابع رگرسیون به تشخیصی از تابع سرمایه گذاری مربوط می‌شود، که در آن، متغیرهای توضیحی، عبارتند از درآمد واقعی، ذخیره سرمایه با وقفه زمانی، مخارج سرمایه گذاری بخش عمومی و اعتبارات بانکی با وقفه زمانی.

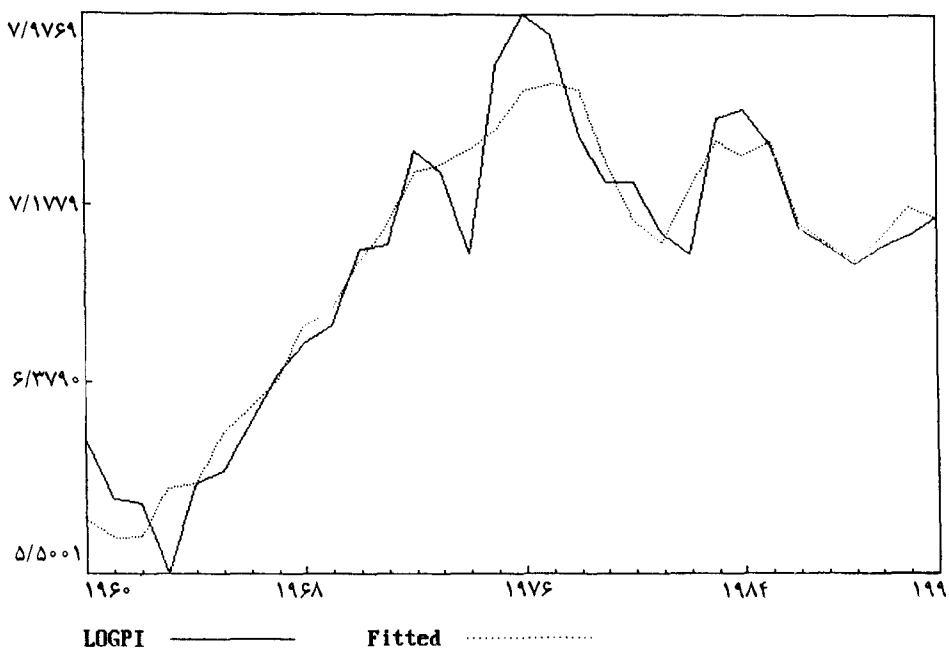
$$LogPI_t = -۱۰/۸۷ + ۰/۷۹ LogY_t + ۱/۴۵ LogK_{t-۱} + ۰/۴۱ LogGI_t - ۰/۹۵ Log\left(\frac{DCP_{t-۱}}{P_{t-۱}}\right) \qquad (۱۷)$$

(t-ratios) (-۳/۷) (۲/۴) (۲/۴) (۳/۰) (-۲/۴)

$\bar{R}^۲ = ۰/۹۱$ و $DW = ۱/۸۹$ و $X^۲_{sc}(۱) = ۰/۸۸$ و $X^۲_{ff}(۱) = ۰/۳۹$ و $X^۲_{n}(۲) = ۰/۶۶$ و $X^۲_{h}(۱) = ۰/۰۰۲$

مدل رگرسیون (۱۷)، تقریبی منطقی از سرمایه گذاری خصوصی در اقتصاد ایران در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱ به دست می‌دهد. ضریبهای متغیرهای توضیحی به طور معنی‌داری متفاوت از صفر بوده و قدرمطلق و علامت آنها از لحاظ نظریه اقتصادی قابل قبول است. ضریب نرخ واقعی هزینهٔ استقراض در برآوردهای مختلف از لحاظ مقداری ناچیز و از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد قابل قبول نبود. براساس این نتایج، ۱۰ درصد افزایش درآمد واقعی، موجب افزایشی در حدود ۸ درصد در تقاضای سرمایه گذاری خصوصی می‌شود. همچنین ۱۰ درصد رشد سرمایه گذاری دولتی، ۴ درصد سرمایه گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد. علامت منفی ضریب متغیر حجم اعتبارات بانکی با وقفه زمانی در تابع سرمایه گذاری، با توجه به اینکه افزایش حجم بدهیهای دوره گذشته بخش خصوصی بر سرمایه گذاری دوره جاری آن تأثیر منفی می‌گذارد، منطقی است.

تغییرات صادرات کشور (X) و برازش معادله صادرات در مدل



شکل ۲. برازش تابع رگرسیون سرمایه گذاری خصوصی در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۰

۸. ثبات ساختاری تابع سرمایه‌گذاری خصوصی

فرض اساسی، در تحلیل یافته‌هایمان از برآورد تابع رگرسیون سرمایه‌گذاری خصوصی در سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱، وجود ثبات ساختاری در ضریبهای مدل بود. به بیان دیگر، فرض شده بود که ضریبهای مدل رگرسیون برای تمام مشاهدات در دوره مورد مطالعه، ثابت بوده است. اگر نتوان استحکام این فرض را نشان داد، نتایج برآورد ما از تابع سرمایه‌گذاری خصوصی، مشخصات موردنظر را نخواهد داشت. آزمون مربوط به ثبات ساختاری توابع رگرسیون به آزمونهای اول و دوم چو[1] موسوم است. منظور اصلی از ثبات ساختاری مدلهای رگرسیون سنجش مناسب بودن تشخیص مدل اقتصادسنجی است. همچنین اگر هدف به کارگیری مدل برای پیش‌بینی سطح سرمایه‌گذاری با توجه به رشد متغیرهای خارجی مدل باشد، عدم ثبات پارامترها می‌تواند پیش‌بینی ما را متزلزل سازد. بنابراین، آزمون ثبات ساختاری مدل رگرسیون، نه تنها تشخیص مدل اقتصادسنجی را معلوم می‌کند، بلکه به تحلیل ساختار اقتصادی براساس مدل برآورد شده استحکام منطقی می‌دهد.

برای آزمون ثبات ساختاری مدل برآورد شده (۱۷) از دو آزمون استفاده شده است: آزمون آنالیز واریانس[2] و آزمون پیش‌بینی[3] (نگاه کنید به: Maddala, 1992).

آزمون نخست، نشان می‌دهد که اگر دوره مورد مطالعه را به زیر دوره‌هایی تقسیم کنیم، پارامترهای برآورد شده برای معادله‌های رگرسیون در دو زیر دوره (یا زیر دوره‌های مختلف) به‌طور معنی‌داری با هم متفاوت هستند یا نه. آزمون پیش‌بینی، از سوی دیگر، به این پرسش پاسخ می‌دهد که پارامترهای مدل برآورد شده در خارج از دوره زمانی برآورد مدل اقتصادسنجی ثابت می‌مانند یا نه. ما در اینجا ثبات پارامترهای مدل رگرسیون سرمایه‌گذاری خصوصی را برای دو زیردوره ۱۳۳۸-۱۳۵۶ و ۱۳۵۷-۱۳۷۱ سنجیده‌ایم. نتایج آزمونهای آنالیز واریانس و آزمون پیش‌بینی به روشنی فرضیه ثبات ساختاری مدل برآورد شده برای سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۱ را تأیید می‌کند.

1. Chow Tests
2. Analysis of Variance
3. Prediction Test

جدول ۱. نتایج آزمونهای ثبات ساختاری مدل رگرسیون سرمایه گذاری خصوصی در ایران، طی سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱

	آزمون اول			آزمون دوم		
	درجه آزادی	مقدار بحرانی آماری	مقدار آزمون F در مدل	درجه آزادی	مقدار بحرانی آماری	مقدار آزمون F در مدل
Log PI	(۲۲ و ۵)	۲/۶۶	۰/۳۹	(۱۵ و ۱۲)	۲/۴۸	۰/۵۳

براساس نتایج آزمونهای اول و دوم چو (۱۹۶۰) ثبات ساختاری تابع رگرسیون سرمایه گذاری خصوصی را نمی‌توان در سطح ۵ درصد رد کرد. نتایج مزبور را همچنین می‌توان به عنوان تأییدی بر تشخیص تابع رگرسیون سرمایه گذاری خصوصی برآورد شده در این مطالعه دانست.

۹. خلاصه و نتیجه گیری

در این مقاله، سرمایه گذاری خصوصی در ایران، طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۱، از طریق یک مدل اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفت. علاوه بر متغیرهای استاندارد توابع سرمایه گذاری (هزینه اجاره سرمایه، درآمد واقعی و ذخیره سرمایه) دو متغیر سرمایه گذاری عمومی و حجم اعتبارات بانکی به بخش خصوصی نیز به عنوان متغیرهای توضیحی تابع مخارج سرمایه گذاری در نظر گرفته شد. تابع رگرسیون سرمایه گذاری خصوصی با روش 2SLS در مجموعه معادله‌های یک مدل اقتصاد کلان ایران برای سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۱ برآورد شد. نتایج برآورد، نشان می‌دهد که درآمد واقعی، ذخیره سرمایه و سرمایه گذاری دولتی به طور چشمگیری بر مخارج سرمایه گذاری تأثیر می‌گذارند. از سوی دیگر، تأثیر نرخ واقعی هزینه استقراض بر سطح سرمایه گذاری خصوصی قابل اغماض و از نظر آماری غیرقابل اعتنا در سطح ۵ درصد بود. آزمونهای اول و دوم چو نشان داد که پارامترهای تابع سرمایه گذاری خصوصی در دوره مورد مطالعه، با ثبات بوده‌اند. اهمیت این موضوع در اطمینان از تشخیص مدل رگرسیون از سرمایه گذاری خصوصی و در پیش‌بینی رفتار سرمایه گذاری بخش خصوصی در کشور قابل توجه است.

منابع

عسلی، م (۱۳۷۵). برآورد یک مدل اقتصادسنجی با انتظارات عقلایی و کنترل سرمایه برای ایران. مجله برنامه و بودجه، شماره ۹، صفحات ۱-۳۵.

Amuzegar, S. (1993). *Iranian Economy Under The Islamic Republic.* I.B. Tauris & Co. Ltd.

Blejer, M; M. Khan (1984). *Government Policy and Private Investment in Developing Countries.* IMF Staff Papers. pp. 378-812.

Bruno, M. (1979). Stabilization and Stagflation in Semi-Industrialised Economies, in R. Dornbusch and J. Frenkel (ed). *International Economic Policy,* Baltimore, MD: John Hopkins University Press.

Buffie, E.F. (1984). Financial Repression, The New Structuralists and Stabilisation Policy in Semi-Industrialised Economies. *Journal of Development Economics.* Vol. 14, pp. 305-22.

Chhibber, A.; M. Dailami; N. Shafik (1992). *Reviving Private Investment in Developing Countries, Empirical Studies and Policy Lessons.* North-Holland.

Chhibber, A; S. Van Wijnbergen (1992). Public Policy and Private Investment in Turkey, in *Reviving Private Investment in Developing Countries.* Chibber et al. (ed). North-Holland.

Chow, G. C. (1960). *Tests of Equality Between Subsets of Coefficients of Two Linear Regression Model: Econometrica.* pp. 591-605.

Haque, N.; K. Lahiri; P. Monteil (1993). Estimation of a Macroeconomic Model with Rational Expectation and Capital Control for Developing Countries. *Journal of Development Economics.* Vol. 42, pp. 337-350.

Haque, N.K. Lahiri; P. Monteil (1990). *A Macroeconomic Model for Developing Countries.* IMF Staff Papers, Vol. 37, pp. 537-559.

Karshenas, M. (1990). *Oil, State and Industrialisation in Iran.* Cambridge University

Press.

Khan, M.; R.R. Reinhart (1989). Private Investment and Economic Growth in Developing Countries. *The Review of Economic and Statistics.* pp. 315-321.

Keller, P. (1980). *Implication of Credit Policies for Output and Balance of Payments.* IMF Staff papers, Vol. 27, pp. 451-480.

Maddala, G.S. (1992). *Introduction to Econometrics.* Macmillan Publisher Company, New York.

Mccallum, B. T. (1976). Rational Expectations and The Natural Rate Hypothesis: Some Consistence Estimates. *Econometrica,* Vol. 44, pp. 43-52.

McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development.* Washington D.C.: The Brookings Institute.

Ogura, S. and G. Yohe (1977). The Complementary of Public and Private Capital and the Optimal Rate of Return to Government Investment. *Quarterly Journal of Economics.* pp. 652-662.

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development.* Oxford University press.

Shafik, N. (1992). Private Investment and Public Policy: The Egyption Case, in *Reviving Private Investment in Developing Countries.* Chibber et al. (ed), North-Holland.

Van Wijnbergen (1983). Credit Policy, Inflation and Growth in a Financial Repressed Economy. *Journal of Development Economics.* Vol. 13, pp. 45-65.

Wickens, M.R. (1982). The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations. *Review of Economics and Statistics.* Vol. 49, pp. 55-68.