

## 第10章

# パキスタンにおける金融市場の発展と経済成長

小 田 尚 也

### はじめに

1990年代、理論面での進展にともない金融発展と経済成長の関係についての実証研究は活発なものとなった。これらの研究では、概ね両者の間には統計的に有意な正の関係が存在し、経済成長における金融市場の発展の重要性が実証されている。1990年代後半には、法制度を金融発展の操作変数として利用し、金融発展と経済成長の間に生じる内生的な関係に対処する手法が取り入れられ、実証研究へのさらなる刺激となった。また最近では従来のマクロ指標を扱った分析に加え、企業データをもとに企業金融の議論も取り込みながら、よりミクロな分析が行われている。

クロス・カントリーの分析に関しては、すでに十分な研究が行われる一方で、各国個別の時系列データに基づく分析はまだ不十分な状況である。クロス・カントリー・データ分析では、各国の金融システムの変遷とその影響などが考慮されておらず、とくに1990年代のグローバル化による途上国の金融制度変化とマクロ経済パフォーマンスの関係、また途上国がもつ金融制度の個別性といった議論が従来の分析からはみえてこない。Jung [1986] や Demetriades and Hussein [1996] の時系列データに基づく実証研究では、金融発展と経済成長の関係は、各国ごとの状況を反映し、独自なものであり、それらをひとまとめにしてクロス・カントリーの横断的な分析を行うことの

危険性を指摘している。本章では、この点を取り上げ、パキスタンに焦点をあて、金融の発展と経済成長を因果性テストを通じて議論するものである。

構成は次のとおりである。第1節では、これまでの金融発展と経済成長に関する既存研究をレビューする。第2節では、パキスタンの経済成長と金融市場の発展について概観し、第3節で、パキスタンの時系列データ分析より、金融発展と経済成長の関係を分析する。

## 第1節 金融発展と経済成長

### —クロス・カンントリー研究と因果性の問題—

金融部門と経済成長の関係が、一般均衡モデルの枠組みで理論的に説明されるようになったのは、Romer [1986] などによる内生的成長理論登場以後のことである<sup>(1)</sup>。Greenwood and Jovanovic [1990] は、金融部門の情報収集および分析能力が、より生産性の高い投資案件に資金を提供することを可能とし、金融部門の発展が経済成長にプラスの影響を与えると説明している。彼らは、金融部門の発展と経済成長の相互的な関係を指摘し、金融部門の発展が経済成長を促し、そして経済成長がさらなる金融部門の成長を促進することを説明している。また Bencivenga and Smith [1991] のモデルでは、金融部門が提供する流動性は、資本の効率的な配分と使用を可能とし、金融部門が存在する経済は、存在しない経済より高い成長率を達成できることを示している。

クロス・カンントリー・データを利用した初期の実証研究では、M2/GDP などの流動性負債の対 GDP 比（金融部門の発展を示す指標）で示される金融発展の違いが、クロス・カンントリーの経済成長率の差異を説明することができるかどうかを分析している。しかしこれら初期の実証研究に対して、King and Levine [1993] は、先行研究で使用されている M2/GDP などの流動性負債の対 GDP 比は、単なる金融部門のサイズ（流動性の水準）を示すだけで、

金融部門が提供するリスク管理や情報処理、モニタリングなどの機能を考慮した数字ではないとし、金融部門が資本を効率的に分配する能力が反映されていないと議論している<sup>(2)</sup>。そこで彼らは、金融部門の発展を表す指標として、金融部門から民間非金融部門への貸出を GDP で除した値、国内信用全体における民間非金融部門企業への信用の割合、そして民間銀行資産を民間銀行資産と中央銀行資産の和で除した値などの金融部門の機能的側面を加味した新たな指標を導入した。彼らは融資審査をパスした民間部門への貸出を考慮した指標は、企業情報を分析し、貸し倒れなどのリスクを計算し、より効率的に資本の活用を行うという金融部門の機能が反映されており、単なる流動性を表す従来の指標より適切であると説明している。実証分析では、金融部門の発展を示すそれぞれの指標と経済成長の間に正の関係をみつけている。

また流動性に関する指標は、銀行部門のみを考慮したもので、株式市場や債券市場の役割が考慮されていないという問題点もあった。これに対して、株式市場と経済成長の関係についての研究も行われている。例えば、Atje and Jovanovic [1993] は、株式市場の出来高を GDP で除した比率と 1 人あたり GDP 成長率との間の正の有意な関係を報告している。この指標は、株式市場が提供する流動性の度合いと考えることができ、銀行部門と同様に、流動性提供の機能が資金の効率的な使用を可能とし、経済成長にプラスの影響を与えていることを示している。Levine and Zervos [1998] の研究でも同様の結果が得られている。彼らは、証券市場の提供する流動性と、経済成長率、資本蓄積、そして生産性との間に正の有意な関係を認めている。

被説明変数に関しては、金融仲介が技術進歩に影響を与え、経済成長率を高めるというシュンペーター型の考えを実証するために、King and Levine [1993] は、1 人あたり GDP 成長率を資本蓄積の成長率と、ソロー残差から求められる全要素生産性 (TFP) の成長率に分け、それらを被説明変数に使用することで、金融部門の発展が経済成長に影響を及ぼすチャネルをより具体的に分析することを可能としている。彼らは TFP 成長と金融発展指標

の頑強な正の関係を発見したことで、シュンペーター型の金融部門の役割が確認されたことを強調している。

近年の研究では、産業レベルの成長と金融発展の関係といったよりミクロな指標を用いて分析する傾向がみられる。Rajan and Zingales [1998] は、国連の ISIC 分類に基づき各国の産業別付加価値年平均成長率を被説明変数に使用し、実証分析を行っている。さらに付加価値成長を既存企業の生産増加によるものと新規企業の設立・参入によるものとに分解して推計し、金融市場の発展は、新規企業の設立・参入による産業の成長に、より貢献するという結果を得ている<sup>(3)</sup>。

また金融システムと経済成長との関係に目が向けられ、果たして銀行型金融システム (bank-based financial systems) か、市場型金融システム (market-based financial systems) か、どちらの金融システム (文献では financial structure もしくは financial system と呼ばれている) が経済活動の促進という面で優れているかという議論が再熱している。銀行型金融の提唱者は、銀行部門の金融仲介機能が情報の非対称から生じる問題やさまざまな取引費用を軽減し、市場型金融システムよりも経済成長を促進できると指摘し、一方、市場型金融の提唱者は、コーポレートガバナンスの面での優位や、銀行型金融では企業の経営戦略が銀行によって大きく左右されることから生じる弊害があるなど、市場型金融システムの利点を強調している (Levine [1999])。

Levine [2000] は、Dermiguc-Kunt and Levine [1999] のデータをもとに、金融システムの差異によってクロス・カントリーの経済成長率の違いを説明することができるかどうかを実証し、長期的なクロス・カントリーの経済成長パフォーマンスの違いを金融システムの違いにより説明することはできないとし、それよりも全体的な金融部門の発展や法制度の充実が経済成長に貢献するものであると結論づけている。この実証結果より、Levine [2000] は、政策者はある特定の形の金融市場を作り上げていくという努力よりも、法制度など金融市場発展に必要な基本的要素の整備にフォーカスすべきだと述べている。

推計において常に問題となるのが、経済成長と金融発展との双方向の関係、もしくは内生的な関係から生じる同時性バイアスの問題である。同時性バイアスを取り除く初期の試みとして King and Levine [1993] は、金融発展の水準の初期値とその後の経済成長との関連を実証し、金融発展→経済成長という因果関係の存在を示した。しかしながらこの結果は、金融発展の初期値自体が、後の経済成長の影響を受ける可能性があるなどの問題点が指摘され、説得力に欠けるものであった。因果の問題をコントロールするひとつの処方箋として1990年代後半に登場したのが、LaPorta et al. [1998] に基づき、法制度を数値化し、金融発展の操作変数として利用する手法であった。LaPorta et al. [1998] は、法律の起源、債権者の権利内容や法の執行状況などが、金融市場の発展に大きく影響を与えていることを実証的に示している。Levine [1998] [1999], Beck et al. [2000] は、この結果をもとに、法制度を金融発展の操作変数として利用することで、外生的なコンポーネントを取り除いた金融発展と経済成長との正の有意な関係をみつけている。

以上のクロス・カンントリー・データを中心とした既存研究により、金融市場の発展が、経済成長に重要であるとの一般的な結論を導いているが、実際に金融発展が経済成長を促す (supply-leading 型) か、もしくは経済成長が金融発展を導く (demand-following 型) か、また両者には双方向の因果が存在するかは、各国固有の環境によって決定されるものであり、すべての国を均質なものと扱い、横断的な分析を行うことの危険性を Demetriades and Hussein [1996] は指摘している。しかしこれまで、各国ごとの時系列データから金融発展と経済成長の因果関係を検証した実証研究は、きわめて限られている (Jung [1986], Demetriades and Hussein [1996] や Ahmed and Ansari [1998])<sup>(4)</sup>。

これら時系列分析では、分析手法として、グランジャー因果テスト (Granger causality test) が利用されている。この場合、問題となるのが、時系列データの非定常性の可能性である。Jung [1986], Ahmed and Ansari [1998] の研究では、この点が検討されていない。非定常データを使用した場合、推

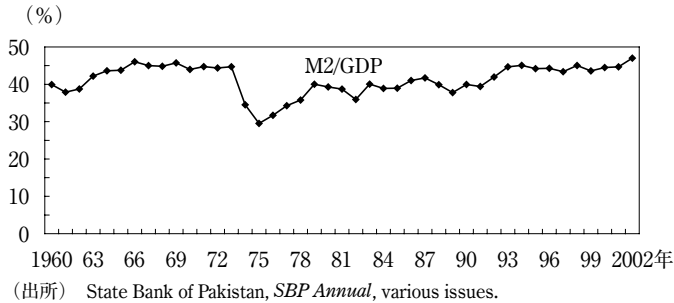
計される統計量は無効となり、仮説検定には使用できないという問題がある。一方、Demetriades and Hussein [1996] は、定常性の検定を行い、統計的には問題はないが、金融発展と GDP 成長の関係のみが検討されており、金融部門の発展が経済成長に影響を及ぼすチャネルをより具体的に分析するといったテーマが省略されている。

## 第2節 パキスタン金融市場の発展

金融市場と経済成長の関係を分析する前に、簡単にパキスタンの金融指標の推移を概観する。パキスタンの金融発展は、1973年の銀行国有化、1990年代以降の金融自由化を基点として、大きく三つの時代に分けることができる (Khan [1999])。まず1947年独立後から1973年の銀行部門国有化に至るまでの時代では、民間商業銀行や開発金融機関の設立にともない、預金の動員がみられる一方で、一部の政府系企業や民間企業を中心に優遇貸付が行われた。1960年代に入ると、アユーブ政権下で工業化が進展し、このころ、パキスタンは、「世界銀行の優等生」と称されるほどであった。これには、金融発展が経済成長を導くとの supply-leading 型の政策が背景にあった。図1は、M2を GDP (市場価格) で除した金融深化を示す指標の推移である。1960年代前半から後半にかけて、数値の増加傾向がみられるが、これは supply-leading 型の金融発展を反映しているといえる。

しかしこのような一部企業への優遇措置は、金融部門に負担を強いるものであり、それが顕著となったのが、ブットー政権下で行われた銀行部門国有化である。国有化時代には、民間商業銀行は、五つの国有銀行に統合され、この制度は1990年代に入るまで維持された。この間、金融抑制が行われ、実質金利はマイナスとなり、フォーマルな金融部門から資産の流出がみられるようになった<sup>(5)</sup>。1970年代前半に金融深化の指標の大幅な低下がみられるが、これは銀行部門国有化に起因している。ブットー政権後、1980年代前半より、

図1 金融深化の推移



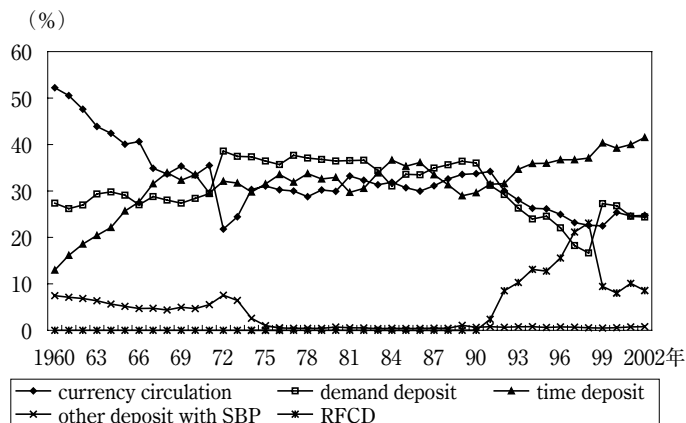
金融自由化に向けた改革が徐々に開始されるが、本格的な制度改革は、1990年代に入り、IMF 構造調整プログラム下において開始された。

金融自由化の進展とともに、1990年代前半に大きく金融深化が進むが、1990年代半ば以降は停滞し、図1からは金融自由化が必ずしも金融深化をもたらすとは限らないことが読みとれる。1970年代初めと比べると、M2のGDP比は、長期的には増加傾向にあるが、現状としては、対GDP50%に達していない。

一方で、金融深化の構成をみた場合、金融自由化の影響を確認することができる(図2)。1990年代に入ると、貨幣循環、要求払い預金のボリュームが急激に低下し、その一方で、定期預金、居住者外貨預金(resident foreign currency deposits: RFCD)が急増している。定期預金の増加は、金融自由化のもとで市場金利が導入され、実質金利水準の上昇がみられたことによる。また居住者外貨預金は、金融自由化政策の一環として開始され、高い金利と為替交換レートが保障されるなどのメリットにより、シェアを伸ばした。しかし1998年の核実験後、パキスタン中央銀行は外貨口座を凍結したため、その後、外貨口座への資金流入は大きく減少してしまった<sup>6)</sup>。

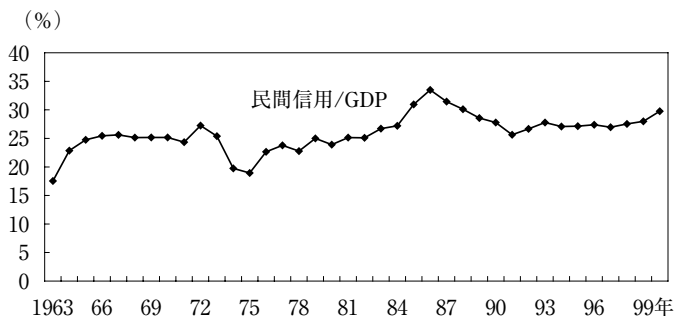
金融深化とともに、金融発展を表す指標として用いられているのが、民間への貸出額をGDPで除したものである(図3)。この指標は、金融自由化の進展以前にピークを迎え、本格的な自由化政策が実施されるに従い大きく指

図2 金融資産の構成比の推移



(出所) State Bank of Pakistan, *SBP Annual*, various issues.

図3 民間信用比率の推移



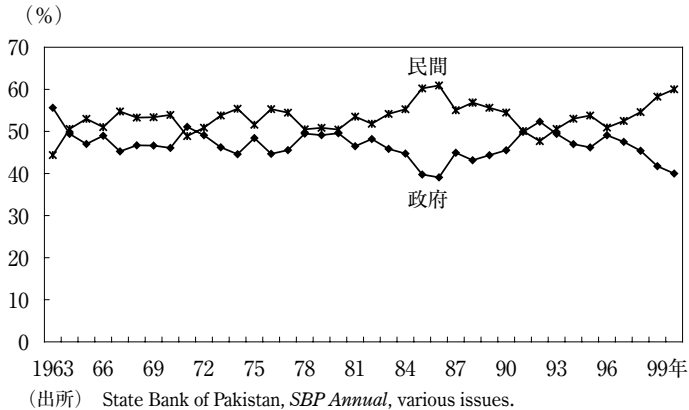
(出所) State Bank of Pakistan, *SBP Annual*, various issues.

標が低下し、そしてその後、緩やかな上昇に転じている。またその他の指標である全体の信用額に対する民間部門への貸出、政府部門への貸出を比較すると、1990年代に入り、民間部門への貸出が増加しており、金融自由化、金融制度改革の影響を確認することができる（図4）。

以上から1990年代の金融自由化を評価した場合、自由化により、量的な深化が加速するという状況はみられないものの、質的な部分で、その影響がみ



図4 民間対政府信用比率の推移



られるようである。

### 第3節 パキスタン経済と金融発展に関する実証研究

#### 1. 既存研究の問題点と分析手法

パキスタンの金融部門と経済成長の関係をとり上げた既存研究としては、すでに触れた Jung [1986], Demetriades and Hussein [1996], Ahmed and Ansari [1998] に加え, Looney [1997] がある。Demetriades and Hussein [1996] 以外で, 概ね金融発展が成長をもたらすとの因果関係をみつけている。一方, Demetriades and Hussein [1996] においては, 両者の関係は曖昧なものとなり, その理由として, パキスタン経済の中心となる農業部門とフォーマルな金融市場の関係が希薄であることを指摘している。

これらの研究の問題点として, まず経済成長の指標に, GDP の成長を使用している点があげられる。Demetriades and Hussein [1996] が指摘するように, パキスタン経済は農業部門が経済の中心であり, 天候に左右される面

が大きいこの部門を含む GDP を成長指標として使用する場合、金融部門と経済成長の関係よりも外部的な要因が大きく左右し、本来の関係をみつけることができない可能性がある。よって金融と実体経済との関係を検討するには、GDP データを使用するよりも、金融部門との関係が深いと思われる製造業の付加価値額などを利用する方がよいと考えられる。

次の問題点は、金融発展と GDP 成長の関係のみに焦点があてられており、金融発展がどのような経路を通じて経済成長に貢献するかの検討が行われていなかった点である。金融部門の発展が、投資を拡大し、そして GDP 成長へとつながったのか、もしくは金融部門が生産性の向上に貢献し、経済成長を導いたのかという議論が必要とされる。

さて製造業の付加価値を考慮する場合、大企業と中小企業ではフォーマルな金融部門へのアクセスの容易さという点において違っており、両者の外部からの資本調達状況は異なるはずである。よって製造業のデータを利用する場合も、可能なかぎり大企業と中小企業のデータを分けて検討することが望ましいと考えられる<sup>(7)</sup>。

以上の既存研究の問題点を考慮し、実証分析において、以下の2点を検討する。

- (1) GDP および製造業付加価値水準と金融発展の因果関係。
- (2) 固定資本投資と金融発展の因果関係。

GDP 水準 ( $Y$ ) は、実質 GDP 値を使用し、製造業付加価値水準は、製造業総付加価値 ( $MF$ )、大規模製造業付加価値 ( $LS$ )、中小規模製造業付加価値 ( $SS$ ) に分類して検討する。固定資本投資は、総固定資本投資 ( $IV$ )、製造業固定資本投資 ( $MV$ )、大規模製造業固定資本投資 ( $LV$ )、中小企業固定資本投資 ( $SV$ )、そして民間部門固定資本投資 ( $PV$ ) の五つの値を用いる。いずれも実質値 (1980/81年度価格) による各水準 (レベル) であり、推計ではそれぞれ対数化した値を用いる。

金融発展を示す指標は、金融市場の量的発展を示すものとして、 $M2$  を GDP で除した値 ( $LM$ ) を用い、質的発展を示すものとして、銀行部門から

民間部門への信用額を GDP で除した値 ( $LC$ ) と商業銀行預け入れ額を GDP で除した値 ( $LD$ ) を使用する。これらの指標を使用することで、金融部門の発展を量的拡大のみで判断せず、金融部門のもつ仲介機能を考慮するものである。

推計に利用するデータは、金融発展の指標に関しては、State Bank of Pakistan, *SBP Annual* を使用し、GDP、固定資本投資、製造業付加価値データに関しては、Government of Pakistan, *Economic Survey* を用いる。統計の期間は、1964～2002年である。

分析手法として、グランジャー因果テスト (Granger causality test) を利用する。変数  $Y_t$  と  $X_t$  の因果関係は、次の 2 変量 VAR( $i$ ) 式を推計することで確認できる。

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_{y0} + \sum_{i=1} \alpha_{i1}(i) Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{i2}(i) X_{t-i} + v_t \\ X_t &= \alpha_{x0} + \sum_{i=1} \alpha_{i21}(i) Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{i22}(i) X_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad \dots\dots(1)$$

この式において、 $\alpha(i)$  は  $i$  期前の各変数項に係るパラメータである。もし  $\sum_{i=1} \alpha_{i2}(i) = 0$  の場合、 $X_t$  は  $Y_t$  のグランジャーの意味で因果でなく、 $\sum_{i=1} \alpha_{i21}(i) = 0$  の場合は、 $Y_t$  は  $X_t$  のグランジャー因果ではないと定義される。これは過去の  $X$  ( $Y$ ) の値が、将来の  $Y$  ( $X$ ) の値に影響を及ぼすかどうかをみることによって、因果性をテストするものである。この検定は、VAR( $i$ ) の係数にゼロ制約を課すことで、帰無仮説  $H_0: \dot{X}$  は  $\dot{Y}$  の ( $\dot{Y}$  は  $\dot{X}$  の) グランジャー因果でない、を F 検定によって行う。

Jung [1986], Looney [1997], Ahmed and Ansari [1998] の研究においても、上記の手法が用いられ、因果性がテストされている。しかし問題は、これらの分析では時系列データ (主にレベル項) の非定常性の可能性が検討されていないことである。非定常データを使用した場合、推計される統計量は無効となり、仮説検定には使用できない。VAR 推計においても、非定常データを使用した場合は変数が次数 1 で和分され ( $I(1)$ )、かつ 2 変数が共和分

されていないかぎり，計算される統計量は無効となるため，まず推計に使用するデータが定常であるか否かを判定する必要がある<sup>(8)</sup>。

表1は，単位根検定による非定常性の検定結果である。各指標の対数値

表1 単位根検定結果

	DF	PP		DF	PP
<i>Y</i>	-1.97[3] (0.62)	-6.01[3] (0.74)	$\Delta Y$	-1.55[4] (0.81)	-32.9[4]***
<i>MF</i>	-1.83[3] (0.69)	-5.55[3] (0.78)	$\Delta MF$	-2.58[2] (0.29)	-20.72[2]*
<i>LS</i>	-1.92[3] (0.65)	-8.01[3] (0.58)	$\Delta LS$	-2.58[2] (0.29)	-20.72[2]*
<i>SS</i>	-1.13[3] (0.92)	-6.94[3] (0.67)	$\Delta SS$	0.92[3] (0.99)	-31.2[3]***
<i>IV</i>	-2.38[2] (0.39)	-9.41[2] (0.48)	$\Delta IV$	-2.65[3] (0.26)	-25.27[3]**
<i>MV</i>	-3.14[4] (0.10)	-10.42[4] (0.41)	$\Delta MV$	-3.87[4]** (0.013)	-20.19[4]*
<i>LV</i>	-3.05[4] (0.12)	-10.35[4] (0.41)	$\Delta LV$	-3.71[4]** (0.022)	-19.56[4]*
<i>SV</i>	-0.47[2] (0.98)	-1.27[4] (0.98)	$\Delta SV$	-3.49[3]** (0.04)	-37.78[3]***
<i>PV</i>	-2.35[2] (0.41)	-5.09[2] (0.81)	$\Delta PV$	-2.72[2] (0.23)	-27.78[2]**
<i>LM</i>	-1.97[3] (0.61)	-7.14[3] (0.65)	$\Delta LM$	-3.76[2]** (0.019)	-27.33[2]**
<i>LC</i>	-2.26[3] (0.46)	-9.81[3] (0.45)	$\Delta LC$	-2.84[3] (0.18)	-23.51[3]**
<i>LD</i>	-3.41[3]** (0.049)	-15.63[3] (0.16)	$\Delta LD$	-4.08[3]*** (0.007)	-20.48[3]*

(注) (1) 数字は，各検定値。( ) 内数値は，*P*-value。[ ] 内は，ラグを示す。

(2) \*, \*\*, \*\*\*は，それぞれ10%，5%，1%有意を示す。

(3) 拡張型 DF の統計量は， $\Delta X_t = a_0 + a_1 t + a_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p y_i \Delta X_{t-i} + u_t$  に従い，算出。

(4) PP 検定統計量は，*Z*( $\hat{\alpha}$ ) 統計による (Fuller [1976], Perron and Phillips [1987] 参照)。

(出所) 筆者作成。

(金融発展の指標は除く)を、拡張型 Dickey-Fuller 検定 (DF), Phillips-Perron 検定 (PP) によって、帰無仮説  $H_0$ : 単位根が存在する, を検討したものである (それぞれ 2 列目, 3 列目)。商業銀行預け入れ額を GDP で除した値 ( $LD$ ) を除き, 残りの指標ではすべての検定において単位根が存在し, 各指標の非定常性が確認された。 $LD$  も Phillips-Perron 検定では, 単位根が存在する結果となっている。5 列目, 6 列目が, 各指標の一階の階差を取った値を使って定常性を検定したものである ( $\Delta$  は, 一階の階差を示す)。この場合, 各指標とも, いずれかの検定によって帰無仮説は棄却されており  $I(1)$ , つまり次数 1 で和文されていると判断できる。金融発展を除く各指標は, 対数化した値であり, 一階の階差を取ることで, 成長率の近似値が得られる。

以上の結果から, 因果性テストを行うにあたって, 各指標の水準値を使用することはできず, 各指標の一階の階差を取ったものを検定に使用する必要がある。まず, 因果性テストでは, この一階の階差を取った指標を使い, 2 変量 VAR 式による推計を行うこととする。

一階の階差を取ることで,  $I(1)$  の変数は定常化されるが,  $I(1)$  の 2 変数が共和分され, 両者の間に長期的な関係が存在する場合, 一階の階差を取った指標をもとに 2 変量 VAR 推計を行えば, 長期的な関係についての情報が取り除かれ, 推計結果には短期のダイナミクスと長期の均衡の関係が考慮されないという問題が残る。それへの対処として, 共和分が確認されるケースについては, Demetriades and Hussein [1996] にない, 誤差修正モデルを使用して, 因果性テストを行う。例えば, 変数  $Y_t$  と  $X_t$  が共和分され,  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$  の関係が存在するとき, 誤差修正モデルの基本形は次のとおりである。

$$\Delta Y_t = \alpha_{y0} + \alpha_{y1}(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta X_{t-i} + v_t \quad \dots\dots(2)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{x0} + \alpha_{x1}(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta X_{t-i} + u_t$$

$(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1})$  は,  $t-1$  時点における長期的均衡からの乖離を示す均衡

誤差である。この項は、変数  $Y_t$  と  $X_t$  が共和分のため、 $I(0)$  の定常値となる。

(2)式において、 $X_t$  が  $Y_t$  の因果でないためには、 $\alpha_{y1} = \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) = 0$  の条件が必要となる。

各指標の共和分の関係について検定した結果が、表2である。Engle-Granger 検定と Johansen 検定の2種によって実施した（帰無仮説： $H_0$ : 共和分は存在しない）。Engle-Granger 検定では、共和分の関係が確認されなかったが、Johansen 検定では、九つの2変数間の共和分を検出した。

表2(a) 共和分検定結果：金融発展指標 LM 使用

	Engle-Granger	Johansen		
		$k=2$	$k=3$	$k=4$
$MF$	-1.78 ( $k=3$ ) (0.85)	8.01 (0.64)	8.80 (0.58)	6.78 (0.74)
$Y$	-1.81 ( $k=4$ ) (0.84)	7.07 (0.72)	7.32 (0.70)	10.28 (0.45)
$LS$	-1.69 ( $k=3$ ) (0.88)	7.73 (0.66)	7.79 (0.66)	6.41 (0.76)
$SS$	-2.13 ( $k=2$ ) (0.71)	17.5* (0.062)	36.1*** (0.0003)	21.6** (0.016)
$IV$	-2.26 ( $k=2$ ) (0.65)	15.40 (0.12)	11.34 (0.36)	13.51 (0.20)
$MV$	-2.91 ( $k=4$ ) (0.30)	18.56** (0.044)	15.43 (0.119)	9.82 (0.49)
$LV$	-2.81 ( $k=4$ ) (0.35)	18.20** (0.049)	15.61 (0.114)	9.80 (0.49)
$SV$	-1.58 ( $k=2$ ) (0.90)	12.39 (0.28)	15.80 (0.11)	15.82 (0.11)
$PV$	-2.43 ( $k=3$ ) (0.56)	11.30 (0.36)	9.54 (0.51)	15.48 (0.12)

(注) (1) 数字は、各検定値。( ) 内数値は、 $P$ -value。 $k$  は、ラグを示す。

(2) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ10%, 5%, 1%有意を示す。

(3) Johansen 検定は、ヨハンセン・トレース検定による (Enders [1995] 参照)。

(出所) 筆者作成。

表 2(b) 共和分検定結果：金融発展指標 LC 使用

	Engle-Granger	Johansen		
		$k=2$	$k=3$	$k=4$
<i>MF</i>	-1.85 ( $k=3$ ) (0.82)	12.19 (0.29)	13.45 (0.21)	13.59 (0.19)
<i>Y</i>	-1.92 ( $k=4$ ) (0.80)	10.78 (0.40)	17.77* (0.06)	17.07* (0.07)
<i>LS</i>	-3.04 ( $k=4$ ) (0.25)	13.92 (0.18)	15.00 (0.14)	16.81* (0.078)
<i>SS</i>	-2.35 ( $k=3$ ) (0.60)	8.93 (0.57)	8.33 (0.62)	8.51 (0.60)
<i>IV</i>	-2.59 ( $k=3$ ) (0.47)	5.48 (0.82)	5.11 (0.84)	10.81 (0.39)
<i>MV</i>	-3.05 ( $k=4$ ) (0.24)	13.27 (0.22)	10.72 (0.41)	18.37** (0.047)
<i>LV</i>	-3.03 ( $k=4$ ) (0.25)	12.33 (0.28)	10.53 (0.42)	18.41** (0.046)
<i>SV</i>	-0.86 ( $k=2$ ) (0.98)	10.17 (0.46)	11.07 (0.38)	9.69 (0.50)
<i>PV</i>	-2.04 ( $k=4$ ) (0.76)	9.12 (0.55)	11.68 (0.33)	10.55 (0.42)

(注) (1) 数字は、各検定値。( ) 内数値は、 $P$ -value。 $k$  は、ラグを示す。

(2) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ 10%, 5%, 1% 有意を示す。

(3) Johansen 検定は、ヨハンセン・トレース検定による (Enders [1995] 参照)。

(出所) 筆者作成。

## 2. 推計結果

表 1 より、各時系列データはおおよそ  $I(1)$  であることが判明した。まず最初の検定では、定常化のために、それぞれ一階の階差を取った値を使って金融発展と経済成長の因果性を検討する。金融発展の指標として、 $M2$  を  $GDP$  で除した値 ( $LM$ )、銀行部門から民間部門への信用額を  $GDP$  で除した値 ( $LC$ )、商業銀行預け入れ額を  $GDP$  で除した値 ( $LD$ ) を使用し、一方、経

表 2(c) 共和分検定結果：金融発展指標 LD 使用

	Engle-Granger	Johansen		
		$k=2$	$k=3$	$k=4$
<i>MF</i>	-2.13 ( $k=4$ ) (0.71)	13.72 (0.19)	14.73 (0.15)	11.80 (0.32)
<i>Y</i>	-1.83 ( $k=4$ ) (0.83)	9.01 (0.56)	15.34 (0.12)	15.53 (0.12)
<i>LS</i>	-2.27 ( $k=4$ ) (0.64)	15.01 (0.14)	15.08 (0.13)	12.35 (0.28)
<i>SS</i>	-2.17 ( $k=2$ ) (0.69)	15.61 (0.11)	19.47 (0.03)	13.18 (0.22)
<i>IV</i>	-2.29 ( $k=2$ ) (0.63)	11.09 (0.38)	7.69 (0.67)	8.94 (0.56)
<i>MV</i>	-2.90 ( $k=4$ ) (0.31)	13.44 (0.21)	9.22 (0.54)	10.69 (0.41)
<i>LV</i>	-2.85 ( $k=4$ ) (0.33)	12.67 (0.25)	8.68 (0.59)	10.30 (0.44)
<i>SV</i>	-0.94 ( $k=2$ ) (0.98)	13.98 (0.24)	20.10** (0.020)	18.32** (0.047)
<i>PV</i>	-2.18 ( $k=2$ ) (0.69)	16.48* (0.087)	19.40** (0.03)	17.44* (0.06)

(注) (1) 数字は、各検定値。( ) 内数値は、 $P$ -value。 $k$  は、ラグを示す。

(2) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%有意を示す。

(3) Johansen 検定は、ヨハンセン・トレース検定による (Enders [1995] 参照)。

(出所) 筆者作成。

済成長を表す指標として、実質 GDP 値 ( $Y$ )、製造業総付加価値 ( $MF$ )、大規模製造業付加価値 ( $LS$ )、中小規模製造業付加価値 ( $SS$ ) を使用する。グランジャー因果性テストにより検定を行った検定結果は、表 3 のとおりである。製造業総付加価値 ( $MF$ )、大規模製造業付加価値 ( $LS$ ) と金融発展の各指標の間には、金融発展→付加価値成長という因果関係が存在している。また中小規模の製造業付加価値と金融発展の間には、どちらの方向ともに、因果関係は存在していない。実質 GDP 値 ( $Y$ ) と銀行部門から民間部門への信用額を GDP で除した値 ( $LC$ ) を除く金融発展指標との間には、金融発展→経済



表3 因果性テスト：GDP、製造業生産水準（階差値）使用

	$\Delta LM$		$\Delta LC$		$\Delta LD$	
$\Delta Y$	$\Delta LM \rightarrow \Delta Y$	$\Delta Y \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta Y$	$\Delta Y \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta Y$	$\Delta Y \rightarrow \Delta LD$
	3.88**	0.03	1.78	0.69	4.02**	0.99
$\Delta MF$	$\Delta LM \rightarrow \Delta MF$	$\Delta MF \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta MF$	$\Delta MF \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta MF$	$\Delta MF \rightarrow \Delta LD$
	4.62**	0.72	3.61**	0.31	4.69**	0.16
$\Delta LS$	$\Delta LM \rightarrow \Delta LS$	$\Delta LS \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta LS$	$\Delta LS \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta LS$	$\Delta LS \rightarrow \Delta LD$
	5.06**	0.52	2.88*	0.26	4.82**	0.24
$\Delta SS$	$\Delta LM \rightarrow \Delta SS$	$\Delta SS \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta SS$	$\Delta SS \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta SS$	$\Delta SS \rightarrow \Delta LD$
	0.05	0.25	0.07	0.001	0.37	2.33

(注) (1) 数字は、 $F$  値。最適ラグは、最大ラグを3と設定し、 $AIC$  値が最小となる場合のラグを選択。

(2) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%有意を示す。

(出所) 筆者作成。

成長という関係がみられた。以上の結果から、金融部門の発展が経済成長および中小規模の製造業を除く製造業全般の成長を導くとの supply-leading 型の推計結果が得られた。一方、逆の因果関係を示す有意な結果は得られなかった。

Demetriades and Hussein [1996] は、金融発展と経済成長の間に明確な因果関係が存在しないとの実証結果は、パキスタンの GDP において、農業部門と金融部門発展との関係が希薄であることに起因していると指摘したが、今回の検定では、金融発展が経済成長に影響するとのおおよその結果をえることができた。これは、金融発展→製造業部門の成長という因果に加えて、金融発展→サービス部門の成長という因果が存在していることによると考えられるため、この点につきさらに部門別データを用いての検討が必要である。

次の表4は、金融発展と固定資本投資の関係を推計した結果である。表3と同様、各時系列データは、 $I(1)$ であるため、定常化のために、それぞれ一階の階差を取った値を使っている。製造業固定資本投資 ( $MV$ )、大規模製造業固定資本投資 ( $LV$ ) と金融発展の間には、金融発展→投資という因果が働いており、また  $M2$  を GDP で除した値 ( $LM$ ) と商業銀行預け入れ額を GDP で除した値 ( $LD$ ) との間には、双方向の関係が成立している。総固定資本投

表4 因果性テスト：固定資本投資（階差値）使用

	$\Delta LM$		$\Delta LC$		$\Delta LD$	
$\Delta IV$	$\Delta LM \rightarrow \Delta IV$	$\Delta IV \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta IV$	$\Delta IV \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta IV$	$\Delta IV \rightarrow \Delta LD$
	1.52	3.96**	1.48	2.54*	2.39*	2.09
$\Delta MV$	$\Delta LM \rightarrow \Delta MV$	$\Delta MV \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta MV$	$\Delta MV \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta MV$	$\Delta MV \rightarrow \Delta LD$
	10.2***	6.47***	5.52***	1.36	4.49**	4.35**
$\Delta LV$	$\Delta LM \rightarrow \Delta LV$	$\Delta LV \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta LV$	$\Delta LV \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta LV$	$\Delta LV \rightarrow \Delta LD$
	10.0***	6.88***	5.39**	1.46	4.32**	4.45**
$\Delta SV$	$\Delta LM \rightarrow \Delta SV$	$\Delta SV \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta SV$	$\Delta SV \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta SV$	$\Delta SV \rightarrow \Delta LD$
	0.85	0.02	0.62	0.53	0.15	0.47
$\Delta PV$	$\Delta LM \rightarrow \Delta PV$	$\Delta PV \rightarrow \Delta LM$	$\Delta LC \rightarrow \Delta PV$	$\Delta PV \rightarrow \Delta LC$	$\Delta LD \rightarrow \Delta PV$	$\Delta PV \rightarrow \Delta LD$
	0.16	1.95	0.20	1.21	0.43	3.62**

(注) (1) 数字は、 $F$  値。最適ラグは、最大ラグを3と設定し、 $AIC$  値が最小となる場合のラグを選択。

(2) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%有意を示す。

(出所) 筆者作成。

資（ $IV$ ）と金融発展の関係は、曖昧なものであり、一貫した方向性は確認できない。中小製造業部門への固定資本投資（ $SV$ ）と金融発展の間には、因果の関係は確認されず、また民間投資と金融発展の間にもほぼ因果関係が検出されなかった。

さて階差を取ることによって、変数間に存在する長期の情報が欠落するため、Johansen 検定によって、共和分の関係が認められた九つの組み合わせに関して、誤差修正モデルを使用して因果性を検討する。結果は表5のとおりであり、表3、表4の階差をとった値を使用した検定結果にはほぼ一致するものである。この誤差修正モデルを使用した検定からも、製造業部門、とくに大規模製造業部門と金融発展の因果性が強調される結果となった。

以上の結果から、大規模製造業を中心とする製造業部門と金融発展の間には、強い因果関係が確認された。とくに固定資本投資では、おおよそ双方方向の因果が確認できた。付加価値でみた場合も、金融市場の発展が付加価値に貢献するという方向性が検出されており、これらの推計結果から、金融部門の発展が製造業部門の固定資本投資を刺激し、そして固定資本投資による資

表5 誤差修正モデルによる因果性テスト

	$\sum_{i=1} \alpha_{12}(i)=0$	$\alpha_1=0$	$\sum_{i=1} \alpha_{12}(i)=\alpha_1=0$	Lag
$\Delta LM \rightarrow \Delta SS$	0.14	1.95*	1.30	2
$\Delta SS \rightarrow \Delta LM$	1.26	1.57	0.99	2
$\Delta LM \rightarrow \Delta MV$	10.33***	1.04	7.15***	2
$\Delta MV \rightarrow \Delta LM$	4.65**	2.09**	6.77***	2
$\Delta LM \rightarrow \Delta LV$	9.56***	0.89	6.91***	2
$\Delta LV \rightarrow \Delta LM$	4.66**	2.35**	7.68***	2
$\Delta LC \rightarrow \Delta Y$	1.02	1.23	3.03**	3
$\Delta Y \rightarrow \Delta LC$	1.89	1.93*	1.86	3
$\Delta LC \rightarrow \Delta LS$	1.19	1.74*	4.59***	1
$\Delta LS \rightarrow \Delta LC$	0.44	1.66	1.39	1
$\Delta LC \rightarrow \Delta MV$	5.95***	0.97	3.98***	2
$\Delta MV \rightarrow \Delta LC$	0.53	1.04	1.26	2
$\Delta LC \rightarrow \Delta LV$	5.98***	1.16	4.08***	2
$\Delta LV \rightarrow \Delta LC$	0.49	1.12	1.41	2
$\Delta LD \rightarrow \Delta SV$	0.39	3.45***	4.10***	2
$\Delta SV \rightarrow \Delta LD$	0.38	0.05	0.31	2
$\Delta LD \rightarrow \Delta PV$	0.53	0.59	0.26	3
$\Delta PV \rightarrow \Delta LD$	3.28**	0.18	2.02	3

(注) (1) 誤差修正項の数字は、 $t$  値。その他、 $F$  値。最適ラグは、最大ラグを3と設定し、AIC 値が最小となる場合のラグを選択。

(2) \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ10%, 5%, 1%有意を示す。

(出所) 筆者作成。

本蓄積が、製造業の生産アップに資するというシナリオを描くことができる。製造業部門にとって、金融部門の発展の重要性をハイライトする結果となった。

今後、重要と考えられる研究の方向性は、金融部門が製造業生産性 (TFP) の成長にどのような影響を及ぼしたかの検討である。この分析により、金融部門の発展が、どのようなチャネルを通じて、製造業の生産水準に影響するかが明確となるであろう。

一方、中小の製造業部門と金融市場の発展の間には、何ら統計的に有意な関係は存在しないということが確認できた。これは予想どおりの結果であり、

パキスタンにおいて、金融発展は、フォーマルな金融制度にアクセスできる大規模製造業部門にはプラスの効果をもたらす一方で、中小規模の製造業はその恩恵を受けることができず、金融部門の発展は何らメリットをもたらすものではないことを示している。この結果は、大企業に比べ、中小企業の資金調達面における困難な状況を示唆するものである。

## おわりに

本章では、開発途上国における金融部門の発展が、その国の経済成長にいかなる効果をもたらすかを検討した。これまでのクロス・カンントリー・データを使った実証分析結果においては、概ね金融部門の発展が経済成長をもたらすとの結論を得た。しかしクロス・カンントリーの分析には限界があり、各国の金融部門の特徴を反映した実証研究を行うには、各国ごとの時系列データによる分析が必要となる。

パキスタンに関する既存研究では、主に GDP 成長と金融発展の関係が論じられ、概ね金融発展が成長をもたらすとの結果であった。本章の実証分析でも同様の傾向が確認できたが、とくにその傾向が製造業部門、主に大規模製造業部門で強いことが判明した。このことは、逆に金融発展が阻害される状況では経済成長が望めないことを示唆しており、1990年代において、金融改革が進んでも金融発展がなかなか進まない状態は、この間のパキスタン経済の低成長をいくらか説明するであろう。一方で、金融市場の発展を阻害する要因分析は、パキスタンの経済成長に資する重要な研究となりうるであろう。

また企業のサイズによって金融発展のメリットを享受できるかどうかという問題を、中小製造業部門の推計データを使用することで検討した。その結果、金融発展は、フォーマルな金融制度にアクセスできる大規模製造業ではプラスの効果をもたらす一方で、中小規模の製造業はその恩恵を受けること

ができず、大企業に比べ、資金調達面で中小企業は困難な状況に置かれていることがわかった。雇用の側面からも、中小企業の発展は、パキスタン政府にとって重要なテーマであり、中小企業金融の充実が求められるところである（パキスタン政府はSME Bank〈中小企業銀行〉を設立し、中小企業の資金調達における制約を軽減する政策を開始している）。一方で、フォーマルな資本市場へのアクセスが限られていた中小企業がどのように資本を調達し、事業を拡大してきたかは、非常に興味あるテーマでもあり、今後の分析が必要である。

〔注〕 \_\_\_\_\_

- (1) 内生的成長理論に関する文献としては、Aghion and Howitt [1998]などを参照されたい。
- (2) De Gregorio and Guidotti [1995]は、金融抑制下で逆に流動性の対GDP比率が増加する例をあげ、この指標の問題点を指摘している。
- (3) Beck et al. [2000]は、Rajan and Zingales [1998]をもとに、金融システムと経済成長の関係を分析し、①外部資本に大きく依存する産業は、銀行型か、市場型か、どちらの金融システム下でより速く成長することが可能か、②新しい企業の設立は、どちらの金融システム下で行われやすいかを分析している。推計は、前出(2)式の説明変数に、外部資本依存度と金融システムの値を乗じた変数を加えて行い、結果として、いずれかの金融システムを支持する証拠は得られなかったと報告している。
- (4) Jung [1986]は先進国を含む56カ国の時系列データからの分析。Demetriades and Hussein [1996]は途上国16カ国、Ahmed and Ansari [1998]は南アジア3カ国の時系列データを検討している。
- (5) 例えばKhan [1999]は、1973年から1977年までの平均実質金利は、-10.5%であったと報告している。
- (6) 外貨不足に悩むパキスタン政府にとって、外貨預金口座に流入する外貨は非常に魅力的であった。これらの外貨をもとに、1990年代前半は、対外債務の支払い、また財政赤字の補填を行っていた。核実験による情勢不安により、預金の引き出しを恐れたパキスタン政府は、核実験の翌日、外貨口座の凍結を決定した。外貨口座のドル資産は、その後、ドル債権（Special US Bonds）として所有するか、ルピーで引きおろすかの選択が、預金者に与えられた。
- (7) この分析に関して注意が必要となるのは、中小規模製造業のデータが必ずしも正確なものではない点である。中小規模製造業の付加価値額は、製造業

センサスごとに、ある一定値で成長すると仮定した推測値であり、センサスごとに見直しが加えられるものである。よって実証結果の解釈には注意が必要となる。

- (8) Sim et al. [1990] による。一方、単位根が存在する場合でも、階差を取らず、VAR 推計を行うべきであるとの見方もある (Sim [1980], Doan [1992])。

### 〔参考文献〕

- Aghion, Philippe and Peter Howitt [1998] *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Ahmed, S. M. and M. I. Ansari [1998] “Financial Sector Development and Economic Growth: The South-Asian Experience,” *Journal of Asian Economics*, 9 (3), pp. 503-517.
- Atje, Raymond and Boyan Jovanovic [1993] “Stock Markets and Development,” *European Economic Review*, 37 (2-3), pp. 632-640.
- Beck, Thorsten, Ross Levine and Norman Loayza [2000] “Finance and the Sources of Growth,” *Journal of Financial Economics*, 58 (1-2), pp. 261-300.
- Bencivenga, Valerie R. and Bruce D. Smith [1991] “Financial Intermediation and Endogenous Growth,” *Review of Economic Studies*, 58 (2), pp. 195-209.
- De Gregorio, Jose and Pablo E. Guidotti [1995] “Financial Development and Economic Growth,” *World Development*, 23 (3), pp. 433-448.
- Demetriades, Panicos and Khaled Hussein [1996] “Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from 16 Countries?” *Journal of Development Economics*, 51 (2), pp. 387-411.
- Demirguc-Kunt, Ali and Ross Levine [1999] “Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparisons,” Policy Research Working Paper No. 2143, Washington, D. C.: World Bank.
- Doan, Thomas [1992] *RATS User's Manual*, Evanston, Ill: Estima.
- Enders, Walter [1995] *Applied Econometric Time Series*, New York: Wiley.
- Fuller, Wayne A. [1976] *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley.
- Greenwood, Jeremy and Boyan Jovanovic [1990] “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income,” *Journal of Political Economy*, 98 (5), pp. 1076-1107.
- Jung, W. S. [1986] “Financial Development and Economic Growth: International Evidence,” *Economic Development and Cultural Change*, 34, pp. 333-346.

- Khan, Bashir Ahmad [1999] "Financial Marktes and Economic Development in Pakistan: 1947-1995," Shahrukh Rafi Khan eds., *Fifty Years of Pakistan's Economy: Traditional Topics and Contemporary Concerns*, Karachi: Oxford University Press.
- King, Robert G. and Ross Levine [1993] "Finance and Growth: Schumpeter might be right," *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), pp. 717-737.
- LaPorta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny [1998] "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106 (6), pp. 1131-1150.
- Levine, Ross [1998] "The Legal Environment, Banks and Long-run Economic Growth," *Journal of Money, Credit and Banking*, 30 (3), pp. 596-613.
- [1999] "Law, Finance and Economic Growth," *Journal of Financial Intermediation*, 8 (1-2), pp. 8-35.
- [2000] "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?" mimeo, University of Minnesota.
- and Sara Zervos [1998] "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, 88 (3), pp. 537-558.
- Looney, Robert E. [1997] *The Pakistani Economy: Economic Growth and Structural Reform*, London: Praeger.
- Perron, Pierre and Peter C. B. Phillips [1987] "Does GNP Have a Unit Root?" *Economic Letters*, 23, pp. 139-145.
- Rajan, Raghuram G. and Luigi Zingales [1998] "Financial Dependence and Growth," *American Economic Review*, 88 (3), pp. 559-586.
- Romer, Paul M. [1986] "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002-1037.
- Sim, Christopher A. [1980] "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, pp. 1-49.
- , J. H. Stock and M.W. Watson [1990] "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, 58, pp. 113-144.