

大塚啓二郎編『技術移転と産業発展の長期的展開過程：インドとタイにおけるオートバイ産業と自動車産業の比較研究』調査研究報告書 アジア経済研究所 2018年

第3章

外国直接投資とインド製造業の生産性： 外国直接投資のスピルオーバー効果の再検討

佐藤隆広*

2018年3月14日

要旨：本研究ノートは、インドの製造業部門を対象にして、インド「年次工業調査」の2000-01年から2007-08年までの事業所個票パネルデータを利用することによって、外国直接投資(FDI)のスピルオーバー効果を通じた技術水準の向上を実証的に分析した。FDIのスピルオーバー効果を、水平的効果・後方連関効果・前方連関効果の3種類と長期・短期の2種類、すなわち合計6種類(=3×2)に区分した。実証分析結果から、インド製造業の生産性に対してFDIのスピルオーバーの水平的効果は短期的にはマイナスであった。また、後方連関の短期効果はマイナス、その長期効果はプラスであることが判明した。本研究ノートでは、前方連関効果については頑健な結果を得ることができなかった。

キーワード：インド 製造業 生産性 外国直接投資(FDI) スピルオーバー効果

1. はじめに

冷戦が終焉した1990年代以降の世界経済は、財・サービス貿易ではなく多国籍企業による外国直接投資(Foreign Direct Investment: FDI)によって牽引されてきた。実際、1990年における世界全体のGDPに対する世界全体の輸入額の比率が19.5%、同年における世界全体のFDI流入額の同比率が0.9%であったのが、世界同時不況直前の2007年には、前者が29%、後者が5.3%となっている。すなわち、FDIは貿易よりも4倍近いスピードで増加している。とりわけ、新興国へのFDI流入のスピードはより速く、世界

* 神戸大学経済経営研究所

本研究ノートは、藤森梓(大阪成蹊大学マネジメント学部)、古田学(神戸大学経済経営研究所)の両氏との研究成果の一部である。共同研究成果の利用を許諾していた両氏に、感謝を表したい。もちろん、有り得るべき誤りについては、すべて著者の責任であることは言うまでもない。

GDP に対する比率は同期間で 0.12% から 1.34% まで 10 倍にまで増加しているのである (World Bank 2018)。

こうした背景のもと、急増する FDI が新興国の経済成長にどの程度貢献したのかを問うことは自然なことである。新興国が FDI を受け入れることは、その過少貯蓄・資本不足を解消させることに留まらず、先進国からの高度な技術移転を促進させ、受入国の技術水準を向上させる効果があると期待されている。FDI を通じた技術移転のメカニズムについては、数多くの研究が行われてきた。とりわけ、近年、技術移転のメカニズムとして、FDI が受入国の現地企業に間接的に技術を「漏出」(スピルオーバー) させる効果が注目されるようになってきた (戸堂 2008; 早川 2016)。

FDI のスピルオーバー効果は、大きく分けて、水平的 (産業内) スピルオーバー効果と垂直的 (産業間) スピルオーバー効果の 2 種類に分類できる (Javorcik 2004; Javorcik and Spatareanu 2008; 2011)。

水平的スピルオーバー効果とは、同一産業内における FDI による間接的な技術移転が生産性に与える影響のことである。例えば、多国籍企業で働く技術者や熟練労働者による同一産業の現地企業への移動 (Keller 2010) やリバース・エンジニアリングに代表されるような現地企業による先進技術の模倣 (Saggi 2002) などが、先進国の高い技術を新興国に移転させる上で重要な役割を果たす。その一方で、新興国が FDI を受け入れることによって、ネガティブな効果が発生するという議論も存在する。多国籍企業が新規に参入することによって競争が激しくなり、1 企業当たりの生産が減少し、規模の経済性が損なわれる。この結果、現地企業の生産性が低下することが予想される (Aitken and Harrison 1999)。

垂直的スピルオーバー効果とは、産業連関を通じた技術移転を意味する。最終財生産部門 (川下) へ FDI が流入することにより、中間財生産部門 (川上) へスピルオーバー効果があると考えられる。すなわち、川下にいる多国籍企業は、川上にいる現地企業から中間財を購入する。こうした取引の過程において、多国籍企業が要求する価格・品質・納期に関する先進技術やノウハウが、直接的に FDI を受け入れていない現地企業へ伝播するのである。とくに、こうした垂直的スピルオーバーのことを後方連関効果という。これに対して、FDI のスピルオーバーとして前方連関効果も存在する。素材部門などの川上に参入した多国籍企業が、高度な技術を体化した中間財を川下にいる現地企業に販売する。その結果、現地企業が生産する製品の高度化と品質の向上が実現することが予想される (Javorcik 2004; Javorcik and Spatareanu 2008; 2011)。

本研究ノートは、Fujimori and Sato (2015) と藤森 (2017) を下敷きにして、新興国として飛躍的な経済成長に注目が集まっているインドを対象に、FDI のスピルオーバー効果を通じた技術水準の向上について再検証してみたい。インドが本格的に FDI の受け入れを始めたのは 1991 年以降のことであるが、2000 年代に入ってから製造業部門については FDI に関する規制のほぼ全てを撤廃し、FDI の流入が急激に増加するようになって

た。すなわち、インドの製造業が、近年の FDI の急激な流入によって大きな影響を受けた可能性は高い。

さて、FDI のスピルオーバー効果の有無とその大きさについては、推計方法や分析期間、対象地域などの要因によって結果は大きく異なっている。Havranek and Irsova (2011) や Murakami and Otsuka (2017) などの文献研究は、(1) 水平的スピルオーバー効果は存在しないこと（あったとしてもネガティブな効果であること）、(2) 垂直的スピルオーバーの前方連関効果はポジティブで統計的に有意になっている研究は少数であること（また、その効果の大きさは必ずしも大きなものではないこと）、(3) 後方連関効果はポジティブで統計的に有意になっている研究が多数存在すること（さらに、その効果も大きいこと）、などを明らかにしている。興味深いことに、100 名以上の研究者による 3626 もの推定結果に関するメタアナリシスを行った Havranek and Irsova (2011) は、後方連関効果の推定結果には「出版バイアス」(publication bias) が存在することを定量的な分析で明らかにしている。

Fujimori and Sato (2015) は、1995-96 年から 2003-04 年までの「年次工業調査」(Annual Survey of Industries: ASI) のインド全国レベルで産業別に集計されたデータを用いて、FDI が垂直的スピルオーバーの後方連関効果を通して総要素生産性 (Total Factor Productivity: TFP) に強い影響を与えており、短期的には生産性を下落させるものの、長期的には上昇させることを示した。Fujimori and Sato (2015) は、インド経済において FDI の後方連関効果が存在していることを初めて示したものであるが、統計的に有意な変数にはならなかった前方連関効果の結果を報告しておらず、Havranek and Irsova (2011) が指摘した「出版バイアス」と符号する性格を持つ研究論文であると解釈できる。これに対して、藤森(2017)は、ASI の事業所レベルのパネルデータを用いて FDI の後方連関効果を再検証している。藤森 (2017) は、パネルデータの利用可能性から分析対象期間を 2000-01 年から 2007-08 年とし、さらに、データとして継続的に利用可能なセンサスセクター（従業員 100 人以上の事業所）に焦点を合わせた。その分析結果によれば、FDI は後方連関効果を通して、短期的にも長期的にも TFP を高めることが明らかになった。しかしながら、藤森 (2017) も、Fujimori and Sato (2015) と同様に、前方連関効果の推定結果を報告していない。

そこで、本研究ノートは、水平的スピルオーバー効果と後方連関効果に加えて前方連関効果も明示的に分析対象にし、藤森(2017)と全く同一のパネルデータを用いることによって FDI のスピルオーバー効果を再検証したい。

この点で、FDI の前方連関効果を分析している先行研究を一瞥することが妥当である。Fernandes and Paunov (2012) は、電力・通信・運輸・金融・ビジネスサービスなどのサービス部門への FDI に注目している。現地に進出した多国籍企業が提供するこうした新しく質の高いサービスを利用することによって、現地企業の技術水準が高まることが期待される。1992 年から 2004 年のチリの製造業企業データを用いることによって、サ

サービス部門への FDI はそのスピルオーバーの前方連関効果を通じて TFP を上昇させることを明らかにした。また、Fatima (2016) も、同様の問題意識のもと、トルコの 2003 年から 2010 年の企業データを用いて、FDI の前方連関効果が TFP を高めることを示した。以上のように、少数の研究ではあるが、サービス部門への FDI に着目して、FDI の TFP に対するスピルオーバーの前方連関効果を検出している。

実際、インド政府の最新の FDI 統計 (*FDI Fact Sheet, February 21, 2018*) によれば、2000 年 4 月から 2017 年 12 月まで FDI 累積額の産業別シェアは、サービス部門 (Financial, Banking, Insurance, Non-Financial/Business, Outsourcing, R&D, Courier, Tech. Testing Analysis) が 17.42%、通信が 8.18%、コンピューター・ソフトウェアとハードウェアが 8.11%、建設が 6.71% と上位 4 産業がサービスに密接に関係する部門となっている (ちなみに、5 位はシェアが 5% の自動車である)。したがって、サービス部門への FDI が重要となっているインドを事例にして、前方連関効果を分析する意義は十分にあるように思われる。

Fujimori and Sato (2015) と藤森 (2017) では TFP を計算するために生産関数の推定を行っているが、その推定手法として Levinsohn and Petrin (2003) を用いている。これに対して、本研究ノートは Akerberg, Caves, and Frazer (2015)、Olley and Pakes (1996)、Wooldridge (2009) などの他の代替的な推定手法も合わせて用いることによって生産関数を推定し、分析結果の頑健性をチェックすることにする。

前方連関効果を検証すること、さらには複数の生産関数推定の手法を用いること、これら 2 点において、本研究ノートは Fujimori and Sato (2015) と藤森 (2017) をアップデートする。

2. データと推計手法

ここでは、本研究ノートで用いる ASI の事業所個票パネルデータについて説明する。本研究では、インド会計年度で 2000-01 年から 2007-08 年までの 8 年間を分析対象期間としたアンバランスド・パネルデータを用いる。ASI では、個票データで事業所識別番号が利用できるのは 1998-99 年以降であるが、1998-99 年と 1999-2000 年の 2 年間とそれ以降では調査方法が異なっており、単純にパネルデータとして利用することが難しい。また、2008-09 年以降の ASI 個票データにおける企業識別番号は、それ以前の識別番号と不連続となっている。さらには 2008-09 年には世界同時不況が発生しており、インド経済が大きな悪影響を被っているだけでなく、本研究ノートの問題関心である FDI にも大きな構造変化が起きていることが推察される¹。以上の事情から、本研究ノートは 2000-01 年から 2007-08 年の期間のみに焦点を当てることにした。

¹ 2007 年の新興国への FDI は世界 GDP 比でみて 1.34% であったのが、その後、上下を繰り返して 2016 年には 1.11% にまで下落している。

ASI データの性質について説明をしたい。ASI とは、インド統計法に基づき、インド中央統計局 (Central Statistic Office: CSO) が毎年実施している事業所調査である。ASI の調査対象となる事業所は、工場法による労働者保護が求められている「組織部門」 (Organised Sector) あるいは「登録部門」 (Registered Sector) と呼ばれ、規模が比較的大きい。工場法によって、組織部門に該当する事業所は、従業員数が動力未使用の場合は 20 名以上、動力を使用している場合は 10 名以上の事業所と定義されている。なお、ASI の事業所調査は、サンプル部門とセンサス部門に区分される。センサス部門の調査対象となるのは、従業員が 100 名以上の規模の事業所である。本研究の分析では、藤森 (2017) と同様にデータとして継続的に利用可能なセンサス部門のみを実証分析の対象とした。

次に、本研究の推計手法を解説する。Fujimori and Sato (2015) と藤森 (2017) に従って、2 段階で推計を行う。第 1 段階目の推計では、コブ・ダグラス型生産関数を推計することによって、事業所単位の TFP を算出する。第 2 段階目の推計では、第 1 段階で得られた TFP (の自然対数値) を被説明変数として、FDI のスピルオーバー効果を示す指標を説明変数とするパネル回帰分析を行う。

詳しく説明しよう。第 1 段階目の推計では、(1)式で示されるコブ・ダグラス型生産関数を想定したうえで、製造業内における 3 桁の産業分類別に資本と労働の生産弾力性を推計する。

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

ここで、Y は実質粗付加価値額 (Gross Value Added)、K は実質固定資本額 (Fixed Capital)、L は全ての雇用労働者の労働日数 (Mandays of Employee) 合計、添字の i は事業所、t は年、を表している。ASI の原データは名目値であるので、Y および K を得るためには実質化する必要がある。Y については、ダブル・デフレーションの手法に従って、ASI の総生産額 (Gross Value of Output) を卸売物価指数でデフレートし、中間財投入額 (Total Input) を中間財価格指数でデフレートしたうえで、前者から後者を差し引くことによって算出する²。K の実質化については、インドの「国民所得統計」 (National Account Statistics) から得られた製造業組織部門の「純資本ストック」 (Net Capital Stock) のインプリシット・デフレータを用いてデフレートした。

生産関数の推計手法としては、事業所の経営者は観察可能であるが、経済学者には直接には観察不可能である「生産性ショック」が生み出す生産要素の内生性問題を解決するために、本研究ノートは Akerberg, Caves, and Frazer (2015)、Levinsohn and Petrin (2003)、Olley and Pakes (1996)、Wooldridge (2009) の手法を用いる。これら 4 種類の推定手法につ

² 中間財価格指数については、CSO の 1998-99 年の産業連関表 (Input Output Transaction Table 1998-99) における製造業部門の投入構造を利用して作成した。

いては、巻末の附論で簡単な解説をしている。いま、労働と資本の生産弾力性の推定量を $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ とすると、本研究における TFP は、つぎのように定義される。

$$TFP_{it} \equiv \frac{Y_{it}}{K_{it}^{\hat{\alpha}} L_{it}^{\hat{\beta}}} \quad (2)$$

次に、第 2 段階目の推計モデルについて説明したい。推計モデルでは、FDI のスピルオーバー効果を、(1) 水平的効果、後方連関効果と前方連関効果 (3 種類)、(2) 長期と短期 (2 種類) と合計 6 種類 (=3×2) に区分している。(1) の水平的効果と後方・前方連関などの垂直的効果の区別については Javorcik (2004) および Javorcik and Spatareanu (2008; 2011) に、(2) の長期と短期の区別は Liu (2008) に従っている。

同一産業内における FDI のスピルオーバーである水平的効果 (Horizontal) を示す指標は以下のように定義される。

$$\text{Horizontal}_{jt} \equiv \frac{\text{FDI Stock}_{jt}}{P_{jt}^Q Q_{jt}} \quad (3)$$

右辺の分子の FDI ストック額 (FDI Stock) は、インドの商工省 (Ministry of Commerce and Industry) が公表している統計資料 (SIA News Letters) から得た j 産業への FDI インフローを 1991 年から累積した金額である (ASI は、残念ながら、事業所別の外資出資比率を調査していない)。また名目生産額 ($P^Q Q$) については、製造業部門については ASI の j 産業の名目生産額 (Gross Value of Output) を、サービス部門については CSO の国民所得統計の付加価値を用いた。

後方連関効果 (Backward) の指標の定義は次の通りである。

$$\text{Backward}_{jt} \equiv \sum_k \sigma_{jk} \times \text{Horizontal}_{kt} \quad (4)$$

ここで、 σ_{jk} は j 産業の総生産額に占める k 産業への供給額の割合を表している。 σ_{jk} は CSO の 1998-99 年の産業連関表から計算される。すなわち、Backward は、川下産業の FDI ストック額を、川上の j 産業にとっての産業連関関係の強弱に基づいて加重平均をとったものである。

以上紹介してきたスピルオーバー効果を示す 2 指標は、産業間では値が異なるが、同一産業内の事業所では同一の値をとる。これに対して、前方連関効果 (Forward) の指標は、次式で示されるように事業所が単位となっている。

$$\text{Forward}_{it} \equiv \sum_k \delta_{ikt} \times \text{Horizontal}_{kt} \quad (5)$$

ここで、 δ_{ikt} は、 t 年における i 事業所の国内で調達した中間財投入額に占める k 産業からの調達額の割合を意味している。すなわち、Forward は、川上産業の FDI ストックを、川下の i 事業所にとっての産業連関関係の強弱に基づいて加重平均をとったものである。

次に、FDI のスピルオーバーの長期的効果と短期的効果について説明しよう。Liu (2008) に従うと、(3) 式の Horizontal、(4) 式の Backward と (5) 式の Forward は短期的な FDI のスピルオーバーを表す変数である。これに対して、Horizontal、Backward と Forward とタイムトレンド (Time=1, 2, ..., 8) との交差項によって、長期的な FDI スピルオーバー効果を計測することができる。

以上のように定義された変数を用いて、2 段階目の推計式は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \ln \text{TFP}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_i + \alpha_t + \beta_{h1} \text{Horizontal}_{jt} + \beta_{b1} \text{Backward}_{jt} + \beta_{f1} \text{Forward}_{it} \\ & + \beta_{h2} \text{Horizontal}_{jt} \text{Time} + \beta_{b2} \text{Backward}_{jt} \text{Time} + \beta_{f2} \text{Forward}_{it} \text{Time} + e_{it} \quad (6) \end{aligned}$$

FDI のスピルオーバーの短期的効果は β_{n1} 、長期的効果は β_{n2} で測られる(ここで、 $n=h, b, f$)。いま、(6) 式を時間で微分してみると、左辺は TFP の成長率になり、右辺は $\beta_{h2} \text{Horizontal} + \beta_{b2} \text{Backward} + \beta_{f2} \text{Forward}$ となる。したがって、 β_{n1} が TFP のレベルに与える効果 (Level Effects) であるのに対して、 β_{n2} は TFP への成長効果 (Growth Effects) に関わるのである。

さて、上記の式を推計する際には、TFP と FDI に関する変数の同時決定バイアスの問題を考慮する必要がある。本研究ノートでは、FDI の変数について 1 期のラグをとったものも説明変数として推計することにより、この問題に対処する³。

表 1 は、本研究ノートで利用する変数の記述統計量を示したものである。

表 1 : 記述統計量

³ FDI の内生性問題については、本研究ノートではこれ以上の対応ができないが、別途、操作変数法の利用も含めて詳細に検討すべき課題である。

	NOB	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Gross Value Added: Y	87127	165000000	1030000000	1178	10000000000
Mandyas of Employee: L	87629	116902	348026	42	16400000
Fixed Capital: K	87627	179000000	1810000000	0.52	17600000000
ln TFP (LP)	87629	6.2877	1.9047	-5.8312	13.3175
ln TFP (OP)	87629	5.5448	1.7209	-10.7291	12.1199
ln TFP (WRDG)	87629	6.5609	2.1314	-11.8082	15.2251
ln TFP (ACF)	87629	3.7016	1.5857	-6.1942	11.6605
Horizontal	87629	0.2716	0.6777	0.0000	7.1225
Backward	87629	0.2825	0.2467	0.0438	1.2259
Forward	87629	0.5715	0.8349	0.1327	4.4515

資料：本文を参照されたい。

注：OP は Olley and Pakes (1996)、LP は Levinsohn and Petrin (2003)、WRDG は Wooldridge (2009)、ACF は Akerberg, Caves and Franzer (2015)を意味する。TFP は、後掲の表 2 の結果を利用して推定したものである。

付加価値 (Y) と資本 (K) は、2003-04 年価格表示のルピー建てである。少数ではあるが、付加価値がマイナスになっている事業所があるが、本研究では分析対象から外している。1 年間で 300 日労働が標準だとすると、平均労働人日数が 12 万人日なので平均労働者数は 400 人程度であることがわかる。本研究ノートがセンサス部門のみを対象としていることから、その規模が大きくなっている。FDI の水平的スピルオーバー効果を示す水平的指標 (Horizontal) は 0.27 となっているが、これは生産で図った FDI ストックの平均的な大きさが 3 割にも上っていることを意味する。また、後方連関指標 (Backward) と前方連関指標 (Forward) は合計が 1 となるウェイトを用いて、Horizontal を加重平均しているため、Horizontal の最小と最大の範囲内に収まっていることも確認できる。

3. 推計結果

まず、第 1 段階目の生産関数の推計結果について検討する。その結果をまとめた表 2 によれば、全ての資本 (ln K) と労働 (ln L) の推定された係数はプラスで統計的に有意となっている。このままで比較するのは煩瑣なので、ACF (Akerberg, Caves, and Frazer 2015)、LP (Levinsohn and Petrin 2003)、OP (Olley and Pakes 1996)、WDRG (Wooldridge 2009) の 4 種類の推定結果を比較するために、表 2 の結果を元に散布図を作成したが、図 1 である。

図 1 は、横軸に LP の推定結果をとり、縦軸に ACF、OP および WDRG の推定結果をとっている。点が 45 度線上にあれば、LP と他の推定手法の結果が同一であり、45 度線

を超えれば他の推定手法の方が推定値が大きく、45度線を下回っていればLPの推定値が大きいことを意味する。

資本の推定値を示しているパネル(A)をみると、インド国家産業分類コード34の自動車(Motor vehicles)のACFとWRDGの結果に極端な違いがあることがわかる。また、LP、OP、WDRGの間の相関は強いが、ACFと、とくにLPとOPとの相関が弱いことがわかる。

労働の推定値を示しているパネル(B)をみると、ACFの推定値が他の推定値を比べると傾向的に大きくなっている。また、LPとWRDGのペアとOPとACFのペアの相関が高いことがわかる。

パネル(C)は、資本と労働の推定を合計したものを示しているが、当然、1を超えれば収穫逓増、1を下回れば収穫逓減である。ACFの推定量の多くが、生産関数が収穫逓増になっていることを示している。

以上から、4つの生産関数の推定量のなかで、ACFのそれが他の推定量と大きく異なることがわかる。

表 2：生産関数の推計結果（第 1 段階目）

Dependent Variable: ln Y			(1)		(2)		(3)		(4)	
Code	Industries	NOB	OP		LP		WRDG		ACF	
			ln L	ln K	ln L	ln K	ln L	ln K	ln L	ln K
15	Food	19625	0.661***	0.263***	0.668***	0.248***	0.661***	0.248***	0.750***	0.385***
16	Tobacco	2232	0.786***	0.0822**	0.750***	0.0599***	0.749***	0.0655**	0.823***	0.218***
17	Textiles	15096	0.495***	0.369***	0.363***	0.406***	0.345***	0.388***	0.559***	0.399***
18	Apparel	6645	0.555***	0.306***	0.353***	0.352***	0.349***	0.339***	0.607***	0.276***
19	Leather	2598	0.561***	0.377***	0.535***	0.399***	0.532***	0.416***	0.659***	0.347***
20	Wood	1469	0.771***	0.215***	0.638***	0.231***	0.650***	0.239***	0.840***	0.244***
21	Paper	2294	0.612***	0.414***	0.448***	0.297***	0.431***	0.263***	0.626***	0.414***
22	Publishing	2227	0.715***	0.202*	0.475***	0.229**	0.473***	0.273***	0.793***	0.353***
23	Coke/Petroleum	905	0.790***	0.422***	0.613***	0.377**	0.613***	0.366***	0.943***	0.382***
24	Chemicals	11289	0.457***	0.260***	0.418***	0.226***	0.404***	0.214***	0.560***	0.461***
25	Rubber/Plastics	3614	0.604***	0.352***	0.390***	0.480***	0.386***	0.362***	0.659***	0.419***
26	Non-metallic mineral	9287	0.606***	0.180***	0.461***	0.210***	0.459***	0.207***	0.762***	0.174***
27	Basic metals	4256	0.544***	0.364***	0.607***	0.371***	0.602***	0.249***	0.769***	0.364***
28	Metal products	4195	0.625***	0.279***	0.401***	0.278**	0.418***	0.208***	0.728***	0.240***
29	Machinery	3607	0.719***	0.348***	0.628***	0.446***	0.628***	0.432***	0.775***	0.351***
30	Office machinery	377	0.283***	0.587***	0.365***	0.526***	0.334***	0.267**	0.643***	0.289*
31	Electrical machinery	3997	0.663***	0.457***	0.572***	0.471***	0.572***	0.513***	0.747***	0.346***
32	Television/Communication	1014	0.702***	0.365***	0.639***	0.465***	0.646***	0.361***	0.753***	0.365***
33	Medical/Watches	1492	0.604***	0.353***	0.595***	0.329***	0.585***	0.369***	0.691***	0.385***
34	Motor vehicles	285	0.714***	0.823***	0.503***	0.658***	0.494***	1.005***	0.789***	0.321*
35	Other transport	2450	0.589***	0.354***	0.509***	0.403***	0.488***	0.460***	0.602***	0.409***
36	Furniture	3297	0.704***	0.244***	0.610***	0.291***	0.602***	0.293***	0.796***	0.391***

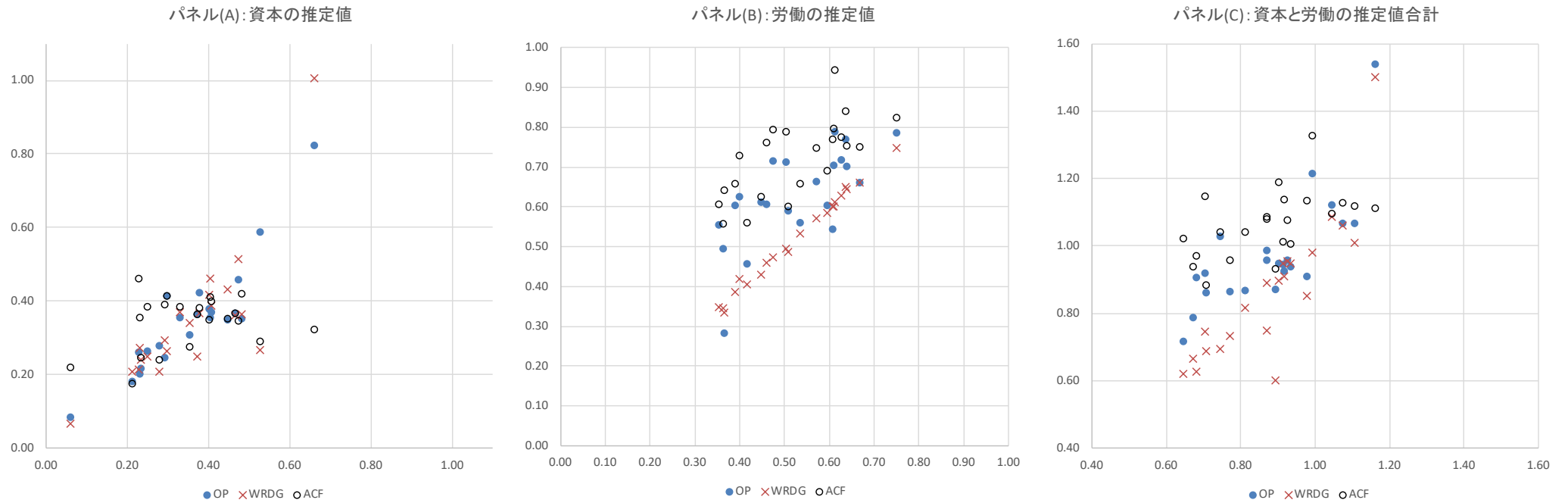
注 1：*は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注 2：OP は Olley and Pakes (1996)、LP は Levinsohn and Petrin (2003)、WRDG は Wooldridge (2009)、ACF は Akerberg, Caves and Franzer (2015)を意味する。

注 3：統計的に有意な結果を得るために、観測されない生産性ショックの代理変数として、OP の場合は投資（gross capital formation）、LP、WRDG と ACF の場合は燃料・エネルギー（fuel）をデフォルトとして利用している。しかしながら、OP のインド国家産業分類コード（Code）15 では純投資（net fixed capital formation）、同 30 では固定資本投資（fixed capital formation）、LP の同 28 と同 30 および

WRDG の同 30 は原材料・半製品 (material)、ACF の同 20 は投資 (gross capital formation) とした。また、OP の同 30 の観測数 (NOB) は 366 となっている。

図 1：生産関数の推定結果の比較



資料：表 2 の結果から作成した。

注 1：横軸は、Levinsohn and Petrin (2003)による推定結果を示している。

注 2：OP は Olley and Pakes (1996)、LP は Levinsohn and Petrin (2003)、WRDG は Wooldridge (2009)、ACF は Akerberg, Caves and Franzer (2015)を意味する。

第1段階目で推定されたパラメータを利用して得られたTFP（その定義は(2)式で示している）の自然対数値は、前掲の表1でその記述統計量を示している。表1を再確認すると、収穫逓増のケースが相対的に多いOPとACFのTFPの水準が、LPとWRDGと比較して低くなっていることがわかる。また、4つのTFPの標準偏差も1.6から2.1まで幅があり、生産関数の推定方法の違いに対して、TFPの推定値が軽視できないような影響を受けていることが確認できる。

TFPの自然対数値を被説明変数にした(6)式のモデルの推定結果は、表3でまとめた。FDIのスピルオーバーの水平的効果を示すHorizontalをみると、すべての定式化でマイナスで統計的に有意になっている。また、その長期的効果は、年固定効果をコントロールした場合のOPとLP以外のすべての定式化でマイナスで有意である。Horizontalは短期においても長期においても、TFPを下落させる。

FDIの後方連関効果を示すBackwardは、すべての定式化において短期においてはマイナスで統計的に有意、長期においてはプラスで統計的に有意な変数となっている。この結果は、Fujimori and Sato (2015)での結果と同一である。

前方連関効果であるForwardは、年固定効果をコントロールしていないすべての定式化でマイナスで有意である。これに対して、年固定効果をコントロールすると全ての定式化でプラスであり、ACFのみ統計的に有意である。Forwardの長期効果をみると、年固定効果をコントロールしていない場合、すべての定式化でプラスで統計的に有意であるのに対して、年固定効果をコントロールしていない場合は全ての定式化でマイナスであり、ACFのみ統計的に有意である。すなわち、Forwardの結果は、定式化に対してその結果が大きく変化することがわかる。ここでは、Forwardについては頑健な結果が得られなかったと判断したい。

表3の結果は、TFPとFDIの同時決定問題を始めとする内生性問題の存在を否定できない。つぎに、FDIの指標に1期ラグをとり、この問題に対応してみたい。また、年固定効果の有無が推定結果に無視できない影響を与えていることを確認した。したがって、本研究ノートが重視するのは、つぎの表4の年固定効果でコントロールした結果である。

表 3 : 推計結果 (第 2 段階目・ラグなし)

Dependent variable: ln TFP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OP	OP	LP	LP	WRDG	WRDG	ACF	ACF
Horizontal	-0.0284*** (0.00725)	-0.0270*** (0.00724)	-0.0333*** (0.00743)	-0.0320*** (0.00742)	-0.0522*** (0.00769)	-0.0518*** (0.00768)	-0.0359*** (0.00719)	-0.0353*** (0.00719)
Horizontal × Time	-0.00640*** (0.00235)	0.00379 (0.00235)	-0.00896*** (0.00241)	0.00167 (0.00241)	-0.0202*** (0.00250)	-0.00980*** (0.00249)	-0.0243*** (0.00233)	-0.0151*** (0.00233)
Backward	-2.075*** (0.0817)	-1.345*** (0.0895)	-2.624*** (0.0838)	-1.892*** (0.0916)	-3.009*** (0.0866)	-2.318*** (0.0949)	-1.082*** (0.0810)	-0.261*** (0.0888)
Backward × Time	0.240*** (0.00694)	0.0999*** (0.00861)	0.282*** (0.00711)	0.140*** (0.00882)	0.318*** (0.00735)	0.182*** (0.00914)	0.190*** (0.00688)	0.0460*** (0.00855)
Forward	-0.125*** (0.0103)	-0.0209* (0.0111)	-0.121*** (0.0106)	-0.0144 (0.0114)	-0.111*** (0.0110)	-0.00611 (0.0118)	-0.116*** (0.0103)	-0.0137 (0.0110)
Forward × Time	0.0155*** (0.00145)	-0.00110 (0.00155)	0.0144*** (0.00149)	-0.00251 (0.00159)	0.0128*** (0.00154)	-0.00353** (0.00164)	0.0139*** (0.00144)	-0.00316** (0.00154)
Constant	5.794*** (0.0145)	5.585*** (0.0168)	6.631*** (0.0148)	6.419*** (0.0172)	6.977*** (0.0153)	6.779*** (0.0178)	3.776*** (0.0144)	3.560*** (0.0167)
Year Fixed Effect	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	87,629	87,629	87,629	87,629	87,629	87,629	87,629	87,629
R-squared	0.046	0.068	0.050	0.072	0.052	0.072	0.046	0.066
Number of Panel	28,117	28,117	28,117	28,117	28,117	28,117	28,117	28,117

注 1 : 括弧内は標準誤差である。

注 2 : *は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注 3 : OP は Olley and Pakes (1996)、LP は Levinsohn and Petrin (2003)、WRDG は Wooldridge (2009)、ACF は Akerberg, Caves and Franzer (2015)を利用して推定された TFP を被説明変数としていることを意味する。

そこで、年固定効果の入った特定化のみに注目して表 4 の結果を確認しよう。**Horizontal** の短期効果をみると、すべての定式化でマイナスで統計的に有意になっている。しかし、その長期効果は、すべての定式化で有意ではない。**Backward** の短期効果はすべての定式化でマイナスであるが、**ACF** のみ統計的に非有意となっている。その長期効果は、すべての定式化でプラスであるが、**ACF** のみ統計的に有意ではない。これらの結果に対して、**Forward** は短期においても長期において、**ACF** を除く全ての定式化において統計的に有意ではない。**ACF** の場合、例外的に **Forward** の短期効果はマイナスで統計的に有意となっている。

ACF の結果が例外的であるのは、表 2 と図 1 で確認したように、生産関数の推定結果が他の代替的な手法と比較して大きく異なっていることが原因である。にもかかわらず、**Horizontal** の短期効果は定式化にかかわらず統計的にマイナスであり、**Backward** の短期効果はマイナスで長期効果はプラスということである（**ACF** においても符号は一致している）。

さて、いま、年固定効果を含めた点推定の結果（表 4 の偶数コラム）を利用して、**FDI** のスピルオーバーの成長効果（すなわち、 $\beta_{h2}\text{Horizontal} + \beta_{b2}\text{Backward} + \beta_{f2}\text{Forward}$ ）を表 1 で示されている標本平均値で計算してみると、すべてのケースでプラスになる（**OP** で 0.0091、**LP** で 0.0106、**WRDG** で 0.0135、**ACF** で 0.0060 である）。成長効果に関しては、**Backward** は **Horizontal** と **Forward** の効果を上回る大きさである。

表 4 : 推計結果 (第 2 段階目・1 期ラグ)

Dependent variable: ln TFP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OP	OP	LP	LP	WRDG	WRDG	ACF	ACF
Horizontal(-1)	-0.0121 (0.0104)	-0.0280*** (0.0104)	-0.0134 (0.0106)	-0.0295*** (0.0106)	-0.0239** (0.0109)	-0.0395*** (0.0109)	-0.0182* (0.0104)	-0.0313*** (0.0104)
Horizontal(-1) × Time	-0.00859** (0.00356)	-0.00247 (0.00355)	-0.00873** (0.00362)	-0.00257 (0.00361)	-0.00627* (0.00373)	-0.000238 (0.00372)	-0.00496 (0.00356)	0.000502 (0.00355)
Backward(-1)	-1.909*** (0.107)	-0.338*** (0.122)	-1.986*** (0.109)	-0.408*** (0.124)	-2.082*** (0.112)	-0.525*** (0.128)	-1.714*** (0.107)	-0.149 (0.122)
Backward(-1) × Time	0.228*** (0.00914)	0.0342*** (0.0117)	0.236*** (0.00930)	0.0411*** (0.0119)	0.242*** (0.00957)	0.0500*** (0.0123)	0.211*** (0.00915)	0.0177 (0.0117)
Forward(-1)	-0.123*** (0.0135)	-0.0146 (0.0145)	-0.120*** (0.0137)	-0.0121 (0.0148)	-0.117*** (0.0141)	-0.0113 (0.0152)	-0.126*** (0.0135)	-0.0248* (0.0145)
Forward(-1) × Time	0.0187*** (0.00187)	0.000106 (0.00201)	0.0180*** (0.00191)	-0.000604 (0.00205)	0.0175*** (0.00196)	-0.000917 (0.00211)	0.0199*** (0.00188)	0.00150 (0.00202)
Constant	5.864*** (0.0170)	5.627*** (0.0199)	6.633*** (0.0173)	6.395*** (0.0203)	6.922*** (0.0178)	6.687*** (0.0209)	3.912*** (0.0170)	3.668*** (0.0199)
Year Fixed Effect	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	54,915	54,915	54,915	54,915	54,915	54,915	54,915	54,915
R-squared	0.046	0.069	0.046	0.069	0.044	0.065	0.044	0.067
Number of Panel	17,762	17,762	17,762	17,762	17,762	17,762	17,762	17,762

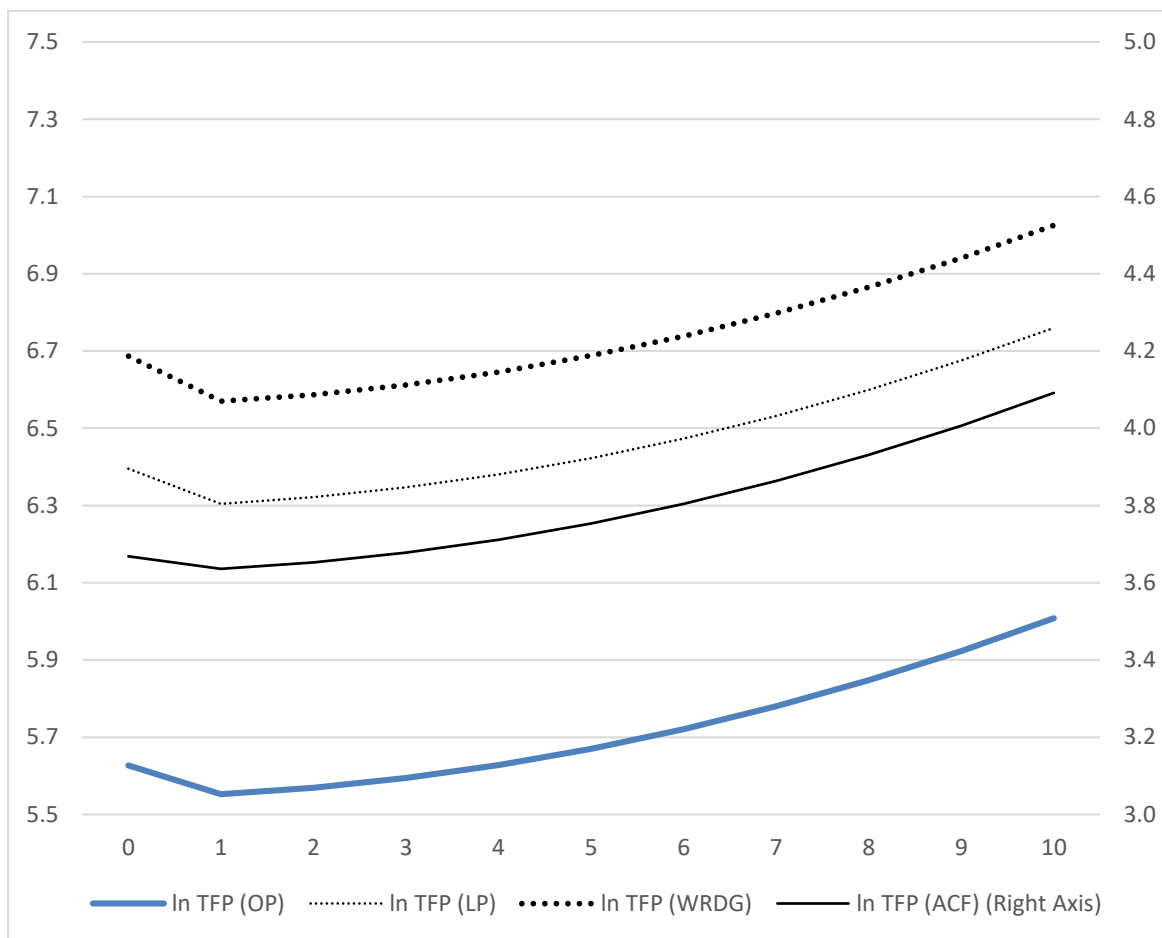
注 1 : 括弧内は標準誤差である。

注 2 : *は 10%水準で、**は 5%水準で、***は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注 3 : OP は Olley and Pakes (1996)、LP は Levinsohn and Petrin (2003)、WRDG は Wooldridge (2009)、ACF は Akerberg, Caves and Franzer (2015)を利用して推定された TFP を被説明変数としていることを意味する。

さらに、本研究ノートは、Backward 指標に 1 標準偏差分の増加が発生した場合の TFP（自然対数値）の推移をシミュレートしてみた。その結果を示したが、図 2 である。時点 0 において Backward が増加した場合、TFP のレベルは時点 1 に落ち込むがその後 4 年目から 9 年目にかけて時点 0 の TFP 水準を上回るのである。

図 2：後方連関効果を通じた FDI の TFP（自然対数値）への影響
 （時点 0 における 1 標準偏差分の Backward 指標増加のシミュレーション）



注：時点 0 の TFP は表 3 で示されている推定された定数項を利用している。また、Backward の増加の大きさは表 1 の標本標準偏差を利用した。

以上の結果は、インド製造業の技術水準の向上にあたって FDI の後方連関効果がプラスの役割を果たすことを明らかにした Fujimori and Sato (2015) と藤森 (2017) の結果をサポートするものである。附論 B では、こうした後方連関効果の重要な事例として、インド最大の完成車メーカーであるマルチ・スズキ・インディア（スズキの完全子会社）の自動車部品産業の育成を取り上げている。

4. おわりに

本研究ノートは、年次工業調査（ASI）の2000-01年から2007-08年までの事業所個票パネルデータを利用して、外国直接投資（FDI）のスピルオーバー効果を通じた技術水準の向上を実証的に分析した。FDIのスピルオーバー効果を、水平的効果・後方連関効果・前方連関効果の3種類と長期・短期の2種類、すなわち合計6種類（=3×2）に区分した。実証分析結果から、FDIのスピルオーバーの水平的効果（Horizontal）は短期的にはマイナスであり、後方連関効果（Backward）の短期効果はマイナス、その長期効果はプラスであることが判明した。また、本研究ノートでは、前方連関効果（Forward）については頑健な結果を得ることができなかった。

本研究に関わる今後の研究課題として、つぎの3点を指摘したい。第1は、2008年以降のASIの個票パネルデータの利用である。新興国へのFDIが鈍るなか、インドへのFDIはリーマンショック直後こそ下落するが、相対的に堅調である。2016-2017年には史上最高となる700億ドルものFDIのインフローがあった。さらに、今回は前方連関効果については頑健な結果を得ることができなかったが、携帯電話サービスやインターネットなどの通信サービス、外国金融機関によって提供される先進的な金融・証券・保険サービス、Eコマースなどの新しい商業物流サービスなどがサービス部門へのFDIの増加とともに大きく改善している。FDIの前方連関効果を再検証する意義は十分にあると思われる。

第2は、FDIの空間的スピルオーバー効果の有無である。インドのFDIは工業先進州に集中する傾向にあり、現地企業がどこに立地しているのかに応じてFDIのスピルオーバー効果が異なる可能性があるかと予想される。Fujimori and Sato (1995)や藤森 (2017)も含めて、本研究ノートもインドの空間経済にほとんど注意を払ってこなかった。空間経済を視野に入れた実証分析も、今後の重要な研究課題であると思われる。

第3は、Murakami and Otuska (2017)が強調しているように、FDIのスピルオーバー効果を正確に識別するためには受入先の現地企業の技術吸収能力（Absorptive Capacity）の問題を避けて通ることはできない。観測されない経営者の能力は時間に対して不変とは限らない。多国籍企業が持ち込むKAIZENやリーン・シックスシグマなどを学習することを通じて、従業員のみならず経営者の能力も向上するからである。近年では、国際標準化機構（ISO）の様々な認証をとるインド企業も増大してきている。技術吸収能力をどのように計測するのか、さらには計測された技術吸収能力が企業の技術水準向上にどのように影響を与えるのかは、FDIのスピルオーバー効果を分析する上でも不可欠な視点であると思われる。

附論 A：生産関数の推定手法

以下では、Olley and Pakes (1996)、Levinsohn and Petrin (2003)、Wooldridge (2009)および Akerberg, Caves and Franz (2015)が提案した生産関数の推定手法を簡単に解説する⁴。

1. Olley and Pakes (1996)

Olley and Pakes (1996)によって開発された生産関数の推定方法である Olley-Pakes 法のエッセンスを、原論文を単純化することによって解説する(正確な理解のためには、原論文を参照のこと)。まず、下記のようなコブ=ダグラス型生産関数を考えたい。

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \eta_t \quad (\text{OP.1})$$

本文の記法と対応させれば、 $y = \ln Y$ 、 $l = \ln L$ 、 $k = \ln K$ であり、 ω が観測されない生産性ショック、 η がホワイトノイズ誤差項である。生産性ショックは経済学者には観察不可能であるが、企業にとっては観察可能である。生産性ショックが実現したあとで、企業が労働量を選択するならば、生産性ショックを無視して OLS で上式を推定すると β_l の不偏推定量も一致推定量も得ることもできない。生産要素の投入と観測できない生産性ショックとの相関が生み出す内生性問題を修正し、資本と労働の生産弾力性の一致推定量を与えるのが Olley-Pakes 法である。

第 1 の仮定として、投資(I)が企業の状態変数である資本と観測されない生産性ショックに依存していると仮定する。

$$I_t = I_t(k_t, \omega_t) \quad (\text{OP.2})$$

Iが ω に関して単調であると仮定し、これを ω について解けば、

$$\omega_t = \omega_t(k_t, I_t) \quad (\text{OP.3})$$

が得られる。

第 2 の仮定としては、観測されない生産性ショックが 1 階のマルコフ過程にしたがっていると仮定する。

$$\omega_t = E[\omega_t | \omega_{t-1}] + \xi_t \quad (\text{OP.4})$$

⁴ 附論を作成するうえで、つぎのサイトから入手できる生産関数の講義資料も参考にした (<https://www.aeaweb.org/content/file?id=3015>)。

ここで、 ξ は誤差項である。

第1の仮定を用いれば、

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \eta_t \\ &= \beta_1 l_t + \Phi_t(k_t, m_t) + \eta_t \end{aligned} \quad (\text{OP.5})$$

となる。ここで、

$$\Phi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \omega_t(k_t, l_t) \quad (\text{OP.6})$$

である。Olley-Pakes法は、以下で解説するように、第1ステップで β_1 を、第2ステップで β_k の一致推定量を求める。

第1ステップとしては、 Φ_t を多項近似して、下記をOLSで推定して、 β_1 の一致推定量を得る（ここでは多項式として3次までとっている）。

$$y_t = \delta_0 + \beta_1 l_t + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} k_t^i l_t^j + \eta_t \quad (\text{OP.7})$$

第2ステップとしては、 β_k の一致推定量を求める(β_0 はさらに仮定を置かないと識別されない)。まず、 ϕ の理論値(predicted value)を下記のようにして求める。

$$\widehat{\Phi}_t = \widehat{y}_t - \widehat{\beta}_1 l_t = \widehat{\delta}_0 + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \widehat{\delta}_{ij} k_t^i l_t^j - \widehat{\beta}_1 l_t \quad (\text{OP.8})$$

したがって、 ω の理論値をつぎのように定義できる。

$$\widehat{\omega}_t = \widehat{\Phi}_t - \beta_k^* k_t \quad (\text{OP.9})$$

$E[\omega_t | \omega_{t-1}]$ の一致推定量が以下の回帰式から得られる理論値によって与えられる。

$$\widehat{\omega}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{\omega}_{t-1} + \gamma_2 (\widehat{\omega}_{t-1})^2 + \gamma_3 (\widehat{\omega}_{t-1})^3 + \epsilon_t \quad (\text{OP.10})$$

以上から、残差をつぎのように定義できる。

$$\widehat{\eta}_t + \widehat{\xi}_t = v_t - \widehat{\beta}_1 l_t - \beta_k^* k_t - E[\omega_t | \widehat{\omega}_{t-1}] \quad (\text{OP.11})$$

残差の2乗和を最小にするような β_k^* を求める。

$$\min_{\beta_k} \sum_t (y_t - \widehat{\beta}_1 l_t - \beta_k^* k_t - E[\omega_t | \widehat{\omega}_{t-1}])^2 \quad (\text{OP.12})$$

以上から、第1ステップで β_1 を、第2ステップで β_k の一致推定量を求めることができた。

2. Levinsohn and Petrin (2003)

Olley-Pakes法では、投資 I_t を用いて生産性を測定したわけであるが、投資は実際のデータにおいては欠損していたり、ゼロの値を取ることが多い。ゼロの場合、自然対数をとることができず、自動的にサンプルから除外されることになってしまう。この問題を克服するために、Levinsohn and Petrin (2003)によって開発された生産関数の推定方法であるLevinsohn-Petrin法ではコントロール変数として投資ではなく、原材料費、燃料費、電気代を用いることを提案した。原材料費 m_t (もしくは、燃料費、電気代)が

$$m_t = m_t(k_t, \omega_t) \quad (\text{LP.1})$$

と k_t と ω_t に依存し決まってくるとし、 I が ω に関して単調であると仮定し、これを ω について解けば、

$$\omega_t = \omega_t(k_t, m_t) \quad (\text{LP.2})$$

とし、Olley-Pakes法と同様に2段階推定により β_k と β_1 の一致推定量を得る。

3. Woodridge(2009)

Woodridge(2009)では、Levinsohn and Petrin (2003)の代理変数の考え方を踏襲しつつ、より効率的な推定量を得られる。Woodridge(2009)では、OPやLPのように2段階で推定するのをGMMによって1段階で2本の式を推計するように修正した。

Woodridge(2009)によれば、2段階推定では分散を得るのに、ブートストラップ法を用いるが、これは非効率である。なぜなら、(1) 2つの推計式の誤差項間で相関があり、(2) 系列相関や不均一分散による非効率性があるからである。具体的な推計方法

は以下のようになる。

$$y_{it} = \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{WD.1})$$

と書けるのは LP や OP と同じである（ただし、ここでの y は付加価値ではなく生産を意味する）。ここで、 ω_{it} は経営者には観察できるが、経済学者には観察できない生産性ショックである。また、 ε_{it} は外生的なショックである。

LP や OP では、ある関数にて生産ショックを以下のように書き表していた。

$$\omega_{it} = g(k_{it}, m_{it}) \quad (\text{WD.2})$$

なお、 $g(\cdot)$ は時間に依存しない。

$$E(\varepsilon_{it} | k_{it}, l_{it}, m_{it}) = 0 \quad (\text{WD.3})$$

であり、

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{it} | k_{it}, l_{it}, m_{it}) &= \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + g(k_{it}, m_{it}) \\ &= \beta_l l_{it} + h(k_{it}, m_{it}) \end{aligned} \quad (\text{WD.4})$$

となる。ここで、 $h(k_{it}, m_{it}) = \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + g(k_{it}, m_{it})$ である。(WD.4) 式を推定することで、労働の係数を求める訳であるが、中間財投入が決定されると同時に労働量も決定されている可能性があり、これは識別 (identification) に問題がある。つまり、 l_{it} は k_{it}, m_{it} によって決定されている可能性がある。

β_k と β_l を同時に推定するために以下のように、仮定を強める。

$$E(\varepsilon_{it} | k_{it}, l_{it}, m_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}, \dots, k_{i1}, l_{i1}, m_{i1}) = 0 \quad (\text{WD.5})$$

ω_{it} に関する仮定は、LP では、

$$E(\omega_{it} | \omega_{it-1}, \dots, \omega_{i1}) = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) \quad (\text{WD.6})$$

となっており、

$$a_{it} \equiv \omega_{it} - E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) \quad (\text{WD.7})$$

とすると、 a_{it} が k_{it-1} と m_{it-1} が相関しないことを一致性のために必要となる。そこで、

$$\begin{aligned} E(\omega_{it} | k_{it}, l_{it}, m_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}, \dots, k_{i1}, l_{i1}, m_{i1},) \\ = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) = f[g(k_{it-1}, m_{it-1})] \end{aligned} \quad (\text{WD.8})$$

を仮定し、 a_{it} と l_{it} は相関しても良いことを許す。しかし、 k_{it} 、 $(l_{it} \ k_{it} \ m_{it})$ の過去の値、それらのいずれの関数も a_{it} とは相関しない。 $\omega_{it} = f[g(k_{it-1}, m_{it-1})] + a_{it}$ を(WD.1)式に代入すると、

$$y_{it} = \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + f[g(k_{it-1}, m_{it-1})] + a_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{WD.9})$$

となり、 β_k, β_l を特定化するために必要な2式

$$y_{it} = \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + g(k_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (\text{WD.10})$$

と

$$y_{it} = \alpha + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + f[g(k_{it-1}, m_{it-1})] + u_{it} \quad (\text{WD.11})$$

を得る。なお、 $u_{it} \equiv a_{it} + \varepsilon_{it}$ である。上記2式では直交条件が異なり、(WD.10)の直交条件は(WD.5)式であり、(WD.11)の直交条件は

$$E(u_{it} | k_{it}, k_{it-1}, l_{it-1}, m_{it-1}, \dots, k_{i1}, l_{i1}, m_{i1},) = 0 \quad (\text{WD.12})$$

となる。

操作変数としては、 k_{it} 、 $l_{it-\tau}$ 、 $m_{it-\tau}$ とそれらの関数を用いることができる。推計のためには、 $g(\cdot)$ と $f(\cdot)$ の関数形を特定化する必要があるが、3次、またはそれ以下の多項式で近似する。

$$g(k_{it}, m_{it}) = \lambda_0 + \mathbf{c}(k_{it}, m_{it})\lambda \quad (\text{WD.13})$$

とし、 $\mathbf{c}(k_{it}, m_{it})$ には、少なくとも k_{it} と m_{it} が分かれて含まれている。また、

$$f(v) = \rho_0 + \rho_1 v + \dots + \rho_G v^G \quad (\text{WD.14})$$

とする。これらを(WD.10)、(WD.11)に代入すると、

$$y_{it} = \alpha_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \mathbf{c}(k_{it}, m_{it})\lambda + \varepsilon_{it} \quad (\text{WD.15})$$

と

$$y_{it} = \eta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \rho_1 v(\mathbf{c}_{it-1}\lambda) + \dots + \rho_G (\mathbf{c}_{it-G}\lambda)^G + u_{it} \quad (\text{WD.16})$$

となる。なお、 α_0 、 η_0 は新しい切片、 $\mathbf{c}_{it} \equiv \mathbf{c}(k_{it}, m_{it})$ である。

操作変数は

$$\mathbf{z}_{it1} = (1, k_{it}, l_{it}, \mathbf{c}_{it}^0) \quad (\text{WD.17})$$

となるが、ここで \mathbf{c}_{it}^0 は \mathbf{c}_{it} であるが、 k_{it} を含まない。(WD.16)への操作変数は、

$$\mathbf{z}_{it2} = (1, k_{it}, l_{it-1}, \mathbf{c}_{it-1}, \mathbf{q}_{it-1}) \quad (\text{WD.18})$$

となる。なお、 \mathbf{q}_{it-1} は \mathbf{c}_{it-1} の非線形関数である。

(WD.17)と(WD.18)の重要な違いは、 \mathbf{z}_{it2} に l_{it} と m_{it} が含まれていないことである。操作変数の行列は、

$$\mathbf{Z}_{it} = \begin{pmatrix} \mathbf{z}_{it1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{z}_{it2} \end{pmatrix}$$

となる。また、誤差項ベクトルは、

$$\mathbf{r}_{it}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{pmatrix} r_{it1} \\ r_{it2} \end{pmatrix} \quad (\text{WD.19})$$

$$= \begin{pmatrix} y_{it} - \alpha_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \mathbf{c}_{it}\lambda \\ y_{it} - \eta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \rho_1 v(\mathbf{c}_{it-1}\lambda) + \dots + \rho_G (\mathbf{c}_{it-1}\lambda)^G \end{pmatrix}$$

であるので、直交条件は、

$$E[\mathbf{Z}'_{it} \mathbf{r}_{it}(\boldsymbol{\theta})] = \mathbf{0} \quad (\text{WD.20})$$

となる（ここで、 $\boldsymbol{\theta}$ は推定パラメータのベクトルである）。

4. Akerberg, Caves, and Frazer (2015)

Akerberg, Caves, and Frazer 法（以下、ACF 法と略称する）においては、Olley-Pakes 法と Levinsohn-Petrin 法における労働に関する仮定に関して批判をし、その改善策を提案している。Levinsohn-Petrin 法の第 1 段階では、

$$y_t = \beta_1 l_{it} + np(k_{it}, m_{it}) + \epsilon_{it} \quad (\text{ACF.1})$$

とされている（ここで y は付加価値ではなく生産である）。なお、 np は k_{it} と m_{it} のノンパラメトリック関数である。 l_{it} が $np(k_{it}, m_{it})$ と独立に決まっているのであれば問題は無いが、独立でないとなれば第 1 段下目で β_1 を識別することができない。いま、 m_{it} と l_{it} は非状態変数の可変投入財であるので、

$$m_{it} = f_{it}(k_{it}, \omega_{it}) \quad (\text{ACF.2})$$

$$l_{it} = h_{it}(k_{it}, \omega_{it}) \quad (\text{ACF.3})$$

となるはずである。さらに、 l_{it} は

$$l_{it} = h_{it}(k_{it}, \omega_{it}) = h_{it}(k_{it}, f_{it}^{-1}(k_{it}, \omega_{it})) = \widetilde{h}_{it}(k_{it}, m_{it}) \quad (\text{ACF.4})$$

となり、 k_{it} と m_{it} によって決定される。ACF 法では m_{it} は l_{it} と同時、もしくは l_{it} の決定後に決められると仮定し、上記の共線性問題に対処している。上記の仮定より、

$$m_{it} = f_{it}(k_{it}, \omega_{it}, l_{it}) \quad (\text{ACF.5})$$

となる。すると、生産関数は、

$$y_{it} = \beta + \beta_k k_{it} + \beta_1 l_{it} + f_{it}^{-1}(k_{it}, \omega_{it}, l_{it}) \quad (\text{ACF.6})$$

となる。ここで、 f_{it} は単調であると仮定している。 f_{it}^{-1} がノンパラメトリックだとすると、高次多項式にて近似を行うのであるが、第 1 段階では β_1 を推計することができない。しかし、

$$\widehat{\Phi}_{it} = \beta + \beta_k \widehat{k_{it}} + \beta_1 l_{it} + \omega_{it} \quad (\text{ACF.7})$$

は推計可能である。これは、 y_{it} の予測値に他ならない。Olley-Pakes 法と Levinsohn-Petrin 法と同様に、 β_k と β_1 の候補値を選び、 $\widehat{\omega}_{it}(\beta_k, \beta_1)$ を計算してから、

$$\hat{\omega}_{it}(\beta_k, \beta_l) = g(\hat{\omega}_{it-1}(\beta_k, \beta_l)) + \xi_{it} \quad (\text{ACF.8})$$

を推計し、 $\hat{\xi}_{it}(\beta_k, \beta_l)$ を求める。そして、直交条件

$$\frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_i \sum_t \hat{\xi}_{it}(\beta_k, \beta_l) k_{it} = 0 \quad (\text{ACF.8})$$

を満たす β_k と β_l を見つけるのであるが、未知数が2つであるので、もう1つの直交条件

$$\frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_i \sum_t \hat{\xi}_{it}(\beta_k, \beta_l) l_{it-1} = 0 \quad (\text{ACF.9})$$

をも満たす β_k と β_l を求める。

附論 B：マルチ・スズキ・インドの部品産業育成

この附論では、インド最大の完成車メーカーであるマルチ・ウドヨグ（現マルチ・スズキ・インド、以下マルチと略称）の社長だったラビンドラ・チャンドラ・バルガバ現マルチ会長の著書（バルガバ 2006）に依拠して、マルチの自動車部品産業の育成の取り組みを理解したい。これは、FDI の垂直的スピルオーバーの後方連関効果の重要な事例である。

- (1) インド政府とスズキとの合弁事業としてスタートしたのが、マルチである。当時のスズキの出資比率は 26% であり、公企業であった。合弁契約は 1982 年 10 月 2 日に締結され、1983 年末までに乗用車の販売を開始することで合意ができた。その間、わずか 15 ヶ月である。さらに、マルチは創業から 5 年以内に現地生産比率を 90% 以上に乗せることをインド政府によって義務付けられていた。しかしながら、マルチ車を生産するのに使える部品は、国内の既存の自動車部品企業から調達することができなかった。
- (2) マルチはスズキと協議し、自動車部品の国産化 5 カ年計画を策定した。5 年間で国産化する部品のリストアップを行った。その結果、新技術の導入がなければ、ほとんどの部品の国産化は不可能であることがわかり、マルチは自動車関連産業に従事している既存の現地企業をマルチの部品メーカーに育成するという方針を打ち出した。
- (3) スズキはマルチに対して、部品メーカーを下請けではなくパートナーとして位置づけるように提言した。これまでのインドの完成車メーカーは最も価格の安いところから部品を調達し、部品メーカーと長期的関係を結ぶということはなかった。
- (4) 1982 年に、マルチの取締役会はインドで部品メーカーを育てパートナーになってもらうという方針のもと、部品メーカー育成プログラムを承認した。取引先となるパートナー候補企業に対して、マルチ向け部品の製造に必要な設備投資を行ってもらうことが必要であった。さらに、マルチは部品メーカーの育成を担当する部門を社長直轄で設置し、統括者には取締役一步手前のクラスの年配のインド人幹部を充てた。
- (5) マルチはインド全域で新聞広告を出し、部品メーカーにマルチへの登録を呼びかけた。応募書類を精査し、適正のありそうな企業リストを作成し、さらに部品メーカーを絞り込んだ。残った企業を実際に訪問し、全般的な経営力や生産能力の評価を行い、各社が提供した情報の信憑性を検証した。このときの作成した報告書は、その後、各種の部品を開発するうえで欠かせない部品メーカー・データベースになった。
- (6) 登録部品メーカーのうち 2、3 社は高度な技術を持つ外国企業と技術提携を結

んでいたため、マルチが要求する仕様と性能を実現することができた。しかし、その他の部品メーカーの大半は、新たに海外に技術提携先を求めることが必要で、これを実現するためには相当額の資金が必要だった。

- (7) 1983年12月に「マルチ 800」の販売を開始した。その後、マルチは年初に発表する製造目標台数を達成した。マルチの実績を信頼し、部品メーカーは、マルチが立てた目標に沿って自社の設備投資や製造計画を立案するようになった。
- (8) マルチは、日本からの技術供与を求めているインドの部品メーカーで見込みのありそうなところをスズキに推薦した。スズキは日本の部品メーカーにインド側の部品メーカーの工場訪問や経営者との面談を勧め、技術供与先としての適正を検討するに提案した。その後、日本の部品メーカーはマルチと協議し、数社がインドの部品メーカーに技術供与を決断した。
- (9) マルチは、インドの部品産業の実情を考慮した部品価格の設定システムを工夫し、さらに部品メーカーに対する代金決裁システムを透明で公正、正確で迅速なものにした。このため、部品メーカーとの間のモノとカネのやりとりをマルチはコンピューター化した。部品の検品についても標準化とコンピューター化を勧め、納品手続きが規定の時間内に完了するシステムを作り上げた。
- (10) マルチは「マルチ 800」の人気という実績をテコにして、マルチが立地しているハリヤナ州グルガオン周辺に工場を設置するように、部品メーカー各社に働きかけた。マルチの生産台数が急増するのにもない、インドの南部や西部にあった部品メーカーのなかにはグルガオン周辺に工場を新設するところが出てきた。
- (11) マルチは、マルチに積極的に対応してくれる可能性のある部品メーカーに資本参加し、合弁企業を設けて、その経営を多面的に支援することにした。シートやダッシュボード、バンパー、グリルといった樹脂部品、フロントガラスにサイドウインドー、ステアリングシステムや板金製品などを製造する合弁企業のうち、4社にはマルチが用地を分譲し、グルガオン工場の敷地内に工場を建設した。出資比率は10%から37.5%の範囲内で、一部の合弁ではスズキも資本参加した。合弁企業に対しては、モニタリングを実施し経営を支援するためにマルチ側の人材を役員として派遣したケースも2、3存在した。合弁企業を設立して部品を開発する試みはうまく機能し、取り組み始めてから数年で、合弁部品メーカーの数は10社を超えた。
- (12) 部品国産化のための5カ年計画のもと、マルチは部品の設計図と見本を登録部品メーカーに渡し、その部品の開発に要するコストの提示を求めた。信頼できるデータが揃うようになり、マルチの技術者は部門別の生産コストのみならず、生産技術についても詳細を把握することができた。さらに、市場から製造原料の正確な価格情報を収集し、部品ごとの適切な価格を算定した。スズキの協力を得て、同じ部品の場合、スズキが日本の部品メーカーから調達している価格を指標

のひとつにすることもできた。この価格には説得力があり、部品メーカーとの価格交渉はすぐに決着させることができた。価格交渉がまとまると、マルチは部品メーカーに合意書を発行し、この合意書は納品見本がパスすれば、そのまま発注書となった。

- (13) 部品価格は交渉で年に1回、生産予測をベースに改訂していった。マルチは、部品メーカーに対して、原材料・消耗品・工具類・労働コスト・不良品率・梱包・輸送費といった生産コストの内訳を提出するように求めた。また、部品製造に必要な原材料をマルチが一括して仕入れ、複数の小規模な部品メーカーに生産を委託して、原材料のコスト削減を試みたこともあった。マルチに納入する部品メーカーの数が増えると、マルチは部品メーカーのデータを比較し、最も優秀なメーカーを生産コスト削減のベンチマークとして活用することもできた。
- (14) マルチは多くの公企業が採用していた入札を一切行わなかった。入札の契約期間は1年と定められており、部品メーカーを育成し、長期にわたってパートナー関係を結ぶというマルチの方針と入札制度が合致しないからである。
- (15) マルチは部品メーカー育成部門を設置しており、そのトップはインド人であるが、部品の性能と品質に関しては日本人技術者の意見に従うことに、スズキが現地生産部品管理責任者として日本人技術者を2、3名派遣してきた。部品の採用の決定は、日本人技術者が参加する委員会の報告書に基づき、スズキから派遣された日本側の最高責任者と日本人の技術部門トップが行った。

参考文献

1. 戸堂康之 (2008) 『技術伝播と経済成長：グローバル化時代の途上国経済分析』 勁草書房。
2. バルガバ、R.C. (2006) 『スズキのインド戦略』 (島田卓監訳) 中経出版。
3. 早川和伸 (2016) 「多国籍企業の経済効果：投資国・被投資国に対する影響」 木村福成・椋寛編『国際経済学のフロンティア』 東京大学出版会、259-290 頁。
4. 藤森梓 (2017) 「インド製造業における海外直接投資のスピル・オーバー効果：企業別マイクロデータを用いた実証分析」 佐藤隆広編『インドの産業発展と日系企業』 (叢書 77) 神戸大学経済経営研究所、43-56 頁。
5. Akerberg D. A., Caves K., and Frazer G., (2015). Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica*, 83 (6), 2411-2451.
6. Aitken, B. J., and Harrison, A. E. (1999). Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89, 605-618.
7. Fatima, S. T. (2016). Productivity spillovers from foreign direct investment: Evidence from Turkish micro-level data. *Journal of International Trade & Economic Development* 25(3), 291-324.
8. Fernandes A. M. and Paunovb, C. (2012). Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile, *Journal of Development Economics*, 97(2), 305-321
9. Fujimori, A. and Sato, T. (2015). Productivity and technology diffusion in India: The spillover effects from foreign direct investment. *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 630-651.
10. Javorcik, B, S., and Spatareanu, M. (2008). To share or not to share: Does local participation matter for spillovers from foreign direct investment?’, *Journal of Development Economics*, 85(1-2), 194-217.
11. Javorcik, B, S., and Spatareanu, M. (2011). Does it matter where you come from? Vertical spillovers from foreign direct investment and the origin of investors. *Journal of Development Economics*, 96(1), 126-138.
12. Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through Backward linkages. *American Economics Review*, 94, 605-627.
13. Keller, W. (2010). International trade, foreign direct investment, and technology spillovers. in *Handbook of the Economics of Innovation*, ed. Hall, B. H. and Rosenberg, N. 2, Elsevier Science Ltd: 833-829.
14. Levinsohn, J., and Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservable. *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.

15. Liu (2008). Foreign direct investment and technology spillovers: Theory and evidence. *Journal of Development Economics*, 85(1), 176-193.
16. Murakami, Y., and Otsuka, K., (2017). A review of the literature on productivity impacts of global value chains and foreign direct investment, RIEB Discussion Paper Series, DP2017-19.
17. Olley, S. O. and Pakes, A., (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64, 1263-1297.
18. Saggi, K. (2002). Trade, foreign direct investment and international technology transfer: A survey. *World Bank Research Observer*, 17(2), 191-235.
19. Wooldridge, J., (2009). On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. *Economics Letters*, 104, 112-114.