



ベトナム縫製業の企業効率 : DEAとSFAによる比較

松永, 宣明

Vixathep, Souksavanh

(Citation)

国民経済雑誌, 204(3):21-39

(Issue Date)

2011-09

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81008359>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81008359>



ベトナム縫製業の企業効率

——DEA と SFA による比較——

松 永 宣 明

Souksavanh Vixathep

国民経済雑誌 第 204 巻 第 3 号 抜刷

平成 23 年 9 月

ベトナム縫製業の企業効率

——DEA と SFA による比較——

松 永 宣 明

Souksavanh Vixathap

本稿は、2006年のホーチミンにおける企業個票を用いて縫製企業の技術効率とその決定要因を包絡分析法（DEA）と確率的フロンティア分析（SFA）で比較分析したものである。両者の分析結果は概ね一致しており、資本装備率と平均賃金は技術効率に正の影響をもたらすが、操業年数、生産形態、企業規模は有意な影響を与えておらず、また所有形態については無限責任の個人企業のみが外国企業よりも高い技術効率を示しており、その他の現地企業（有限会社と株式会社）は外国企業との間に有意な技術効率格差を示していない。政策的含意としては、政策立案に際してはSFAとDEAを合わせた包括的な分析が必要なこと、特に中小企業に対しては金融・技術支援が重要なこと、個人企業に対する投資環境の改善が有効なこと、その他の現地企業についてはコーポレート・ガバナンスの整備・強化が必要なこと、外国企業の技術効率を高める政策も重要なことなどが考えられる。

キーワード 技術効率、縫製業、ベトナム、SFA、DEA

1 は じ め に

縫製業は、高度な熟練や技術を必要とせず、資本集約性が低く、労働集約性が高いため、途上国で希少な資本や熟練労働者を節約し、未熟練労働者（その大多数は若い女性）への雇用・所得創出効果が大きいという特徴を有している。そのため、縫製業は途上国の比較優位を活かして輸出を拡大し、外貨を獲得するだけでなく、貧困問題やジェンダー問題の解消にも寄与しうる。ベトナムにおいて縫製業は、2007年に約71万人（製造業の18.7%）の労働者を雇用し、74億ドル（輸出総額の14.9%）を輸出している。その重要性に注目し、我々はベトナムの縫製業について研究を発表してきた。

松永・ヴィサテップ [近刊] では、包絡分析法（DEA）を用いてホーチミン市における縫製企業の技術効率を計測し、その技術効率を左右する要因を最小自乗法と Tobit モデルにより推定した。その結果、資本装備率と平均賃金の上昇は技術効率を高め、その効果は後者の方が大きいこと、操業年数が長くなると、開業後の数年間は技術効率が若干高まり、その

後は徐々に低下すること、個人企業に比べて国有企業、外国企業、有限会社の技術効率は低いこと、労働者が300人を超える大企業よりも4～9人の零細企業と50～99人の中小企業の技術効率が低いことを明らかにした。

Vixathep and Matsunaga [2011] では、企業形態や企業規模だけでなく、主たる市場（先進諸国、ASEAN 諸国、その他の輸出市場、国内市場）、製品の種類（単一、複数）、企業立地（ハノイ、ハノイ周辺、ホーチミン、ホーチミン周辺、その他の地域）についても分析できる全国のデータを用い、前者とほぼ同様な手法により縫製企業の技術効率を左右する要因を分析した。その結果、ホーチミンに立地し、輸出市場向けに、単一種類の製品を生産している企業（特に中小企業）の技術効率が相対的に高いことを確認した。

本稿では、ホーチミン市における縫製企業のデータを用いてその技術効率を左右する要因を分析するが、その際、DEA と回帰分析を組み合わせた結果と確率的フロンティア分析（SFA）による結果を比較する。DEA という方法は、生産関数や費用関数を推定し、それに基づいた技術効率のフロンティアを求めるパラメトリックな方法（SFA を含む）とは異なり、特定の関数型や誤差項の分布を先験的に仮定する必要がないため、こういった仮定によるバイアスを避けることができ、また利潤最大化や費用最小化を仮定する必要もないので、国有企業や非営利組織などを分析できるという利点を有している。しかし、DEA では誤差項が入る余地がないので、SFA のように異常値となるサンプルをノイズとして処理することができないという欠点も有している。

そこで、本稿では同じデータに対して2つの分析方法を用いた結果を比較して、分析結果の頑強性を検証する。使用するデータは基本的に松永・ヴィサテップ [近刊] と同じものであるが、SFA では企業による利潤最大化が仮定されているので、ここでは必ずしも利潤最大化行動を取らない国有企業も、生業的性格の強い20人以下の零細企業も分析対象から除外している。さらに、これまでの研究では分析されることのなかった生産形態の違い（CMT と呼ばれる一種の受託生産方式と FOB と呼ばれる自立性の高い生産方式）による技術効率への影響についても分析している。

2 分析方法とデータ

2.1 パラメトリック・アプローチとノンパラメトリック・アプローチ

効率の計測は Farrell [1957] によって始められた。彼は、所与の投入から得られる最大限の産出に比べてどれだけの産出が実際に得られるかを計測する「技術効率」という概念を導入した。彼の研究に続いて、効率の分析は主に2つの方向に発展してきた。1つは線型計画法等を用いたノンパラメトリック・アプローチであり、いま1つは計量経済分析によるパラメトリック・アプローチである。

パラメトリック・アプローチは、企業が完全に効率的であるという暗黙の仮定の下で平均的な生産関数を推定するという伝統的な方法である。これは完全競争市場では成立するが、現実世界では非効率が存在するため問題がある。この問題を解決するために、フロンティアからの乖離を非効率と統計誤差として説明する確率的フロンティア分析（SFA=Stochastic Frontier Analysis）が多くの学者により開発された（Aigner et al. [1977]; Meeusen and van den Broeck [1977]）。SFAの根幹は誤差項の分布をどのように想定するかにある。初期には指数分布と半正規分布が仮定されたが、後には切断正規分布（Stevenson [1980]）やガンマ分布（Greene [1990]）など多くの分布を含む形に拡張された（Coelli et al. [2005]）。

包絡分析法（DEA=Data Envelopment Analysis）は、ノンパラメトリック・アプローチの代表であり、フロンティアを確定するために観測データを用い、全ての観測値がフロンティア上か下側にあるという制約の下で、フロンティアとの相対的な効率性を計測するものである。フロンティアから乖離している観測値は全て非効率であると解釈される。DEAの現代版はCharnes, Cooper and Rhodes [1978]が開発したものであるが、これは規模に関する収穫不変の下での投入指向的モデル（CCR-I model）であり、公教育プログラムにおける教育機関の評価に利用された。

計量分析では、個々の企業の効率水準と共に企業間の効率格差を引き起こす要因が重視されてきた。それゆえ、第1段階で技術効率を推定し、第2段階で効率性の決定因を探る2段階のアプローチが用いられた。例えばDEA回帰分析は、Brada et al. [1997], Wadud and White [2000], Latruffe et al. [2004], Odeck [2007], Kravtsova [2008], Bernet et al. [2008]などがある。さらに、この2段階のアプローチを1段階のSFA推定に統合する試みもなされてきた。SFAでは、説明変数を非効率項目に直接組み入れて1段階にしている。この方法では、非効率の平均または分散が非効率の決定因の関数としてモデル化されている（Ray [1991], Battese and Coelli [1995], Kumbhakar and Lovell [2000], Coelli et al., [2005]）。推定結果の頑強性を検証するため、本稿では両方のアプローチを用いている。

2.2 SFAとDEA

2.2.1 確率的フロンティア分析（SFA）

確率的フロンティアモデルの基本的概念は、攪乱項と技術非効率の両者を捉える2つの誤差項を確定することである。このモデルは次の関数形で示すことができる。

$$Y_i = f(X_i, \beta) e^{v_i - u_i}, \quad (1)$$

ここで、 Y_i は企業*i*の産出、 X_i は企業*i*の（非確率的な）投入ベクトル、 β は未知のパラメーターのベクトルである。

$f(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\beta}) = \exp(\mathbf{X}_i, \boldsymbol{\beta})$ で示される (1) 式の一般形はトランスログ型生産関数であり、代替的な関数形はコブダグラス型生産関数である。本稿では単年データが用いられるので、モデルから時点は除かれている。トランスログ型生産関数は次のように示される。

$$\begin{aligned} & \beta_0 + \beta_1 \ln K_i + \beta_2 \ln L_i + \beta_3 \ln M_i \\ \ln Y_i = & + \beta_4 \ln K_i \ln L_i + \beta_5 \ln K_i \ln M_i + \beta_6 \ln L_i \ln M_i \\ & + \beta_7 (\ln K_i)^2 + \beta_8 (\ln L_i)^2 + \beta_9 (\ln M_i)^2 + v_i - u_i \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 K_i, L_i, M_i はそれぞれ企業 i の資本、労働、原料投入である。もし $\beta_4 = \dots = \beta_9 = 0$ ならば、(2) 式はコブダグラス型生産フロンティアとなる。このモデル確定の妥当性を検定するために、一般化尤度比検定がなされている (表5 参照)。

最小自乗法と確率的フロンティア分析との違いは、誤差項 $v_i - u_i$ にある。対称的な誤差項 v_i は、正規分布に従う $v_i \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ と仮定され、企業がコントロールできない外部のランダムな変動を反映している。非効率を捉える非負の誤差項 u_i は、 v_i と独立に分布し、片側分布 $u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$ に従うと仮定されている。また、この2つの誤差項は均一分散に従う ($Var[u] = \sigma_u^2$ および $Var[v] = \sigma_v^2$) ことも仮定されている。もし非効率の誤差項 u_i がゼロに等しいならば、当該企業はフロンティア上で生産しており、最大の産出水準を達成し、完全に効率的であると言われる。もし $\sigma_v^2 = 0$ ならば、このモデルは決定論的フロンティアモデルとなり、主に DEA を用いて取り扱われる。

Battese and Coelli [1995] に従って、 u_i は切断正規分布 $N(\mu_i, \sigma_u^2)$ により得られると仮定すると、われわれのフロンティアモデルは正規分布と切断正規分布の組合せ $v_i - u_i$ となる。さらに、平均が不均一分散であるため、分布パラメーター $E[u] = \mu_i$ は、次のように技術非効率を説明する決定因の関数であると仮定されている。

$$\mu_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^k \delta_j z_{ij} + \omega_i \quad (3)$$

ここで、 z_{ij} は企業 i の技術非効率に影響を与える説明変数のベクトル、 δ_j は推定する未知の係数のベクトル、 ω_i は $-(\delta_0 + z_i \delta)$ で切断された正規分布である。

さらに、2つの誤差項の源泉の相対的優越性を評価するために様々なパラメーターが開発されてきた。切断正規分布に従う誤差項 u_i について、Aigner et al. [1977] は対数尤度関数における2つのパラメーター ($\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ および $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$) を提案している。 $\lambda \rightarrow 0$ ならば $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ and/or $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$ であり、フロンティアからの乖離は主にノイズによるものであり、 $\lambda = 0$ ならば非効率の影響はないと言える。したがって、 λ の値が大きければ大きいほど非効率の影響は大きい。

非効率の決定因に関する変数を以下のように特定化すれば、(3) 式は次のように示せる。

$$\begin{aligned} \mu_i = & \delta_0 + \delta_1 \ln AGE_i + \delta_2 \ln CAPIN_i + \delta_3 \ln PWWAGE_i + \\ & + \delta_4 DPPRIV_i + \delta_5 DPLTD_i + \delta_6 DPJSC_i + \delta_7 DCMT_i + \delta_8 DLSE_i + \omega_i \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 i は i 番目の企業を示し、 μ_i は非効率指標、 $\ln AGE_i$ は企業の操業年数（自然対数）、 $\ln CAPIN_i$ は資本装備率（自然対数）、 $\ln PWWAGE_i$ は労働者の平均賃金（自然対数）、 $DPPRIV_i$ は個人企業のダミー変数、 $DPLTD_i$ は有限会社のダミー変数、 $DPJSC_i$ は株式会社のダミー変数、 $DCMT_i$ は CMT 型生産様式のダミー変数、 $DLSE_i$ は大企業のダミー変数であり、 $\alpha_j (j=1, 2, \dots, 8)$ は推定する係数である。なお、所有形態に関するベース・グループは外国企業 (FIEs)、生産様式に関するベース・グループは FOB 型、規模に関するベース・グループは SMEs (中小企業) である²⁾。説明変数の定義については次節で詳しく説明する。

2.2.2 投入指向的 DEA モデル

包絡分析法 (DEA) では、効率は投入に対する産出の比率として定義される。DEA では距離関数が適用され、この比率を最大化するために線型計画法が用いられる。縫製業において企業は通常一定の注文を受け、それを納品するから、産出水準を所与として投入を最小化する投入指向的モデル (CCR-I) を使用する。このモデルでは規模に関する収穫不変が仮定されている。CCR-I は、行列で次のように示される。

$$(CCR-I) \quad \min_{\theta, \lambda} \theta \quad (5)$$

$$\text{s.t.} \quad \theta \mathbf{x}_i - \mathbf{X} \boldsymbol{\lambda} \geq \mathbf{0} \quad (6)$$

$$\mathbf{Y} \boldsymbol{\lambda} \geq \mathbf{y}_i \quad (7)$$

$$\boldsymbol{\lambda} \geq \mathbf{0} \quad (8)$$

ここで、 $\mathbf{X}$ は投入行列、 $\mathbf{Y}$ は産出行列、 θ は実数、 $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)^T$ は $\mathbf{I} \times 1$ かつ非負の定数ベクトルである。

このようにして求められた θ は企業 i の技術効率であり、 $\theta \leq 1$ が満たされる。 $\theta = 1$ であれば企業はフロンティア上にある。規模に関する収穫不変の仮定下では、投入指向的モデル (CCR-I) も産出指向的モデル (CCR-O) も同じ技術効率の値を示す。

企業効率の決定要因を求めるために、効率指標は次のように説明変数の関数であると仮定される (Coelli et al. [2005])。

$$TE_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j z_{ij} + \varepsilon_i, \quad (9)$$

ただし、 z_{ij} は企業 i の効率に影響を与えると考えられる説明変数のベクトルであり、 α_j は推定する未知の係数のベクトルである。SFA と同じ説明変数を用いて (9) 式は次のように示される。

$$TE_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln AGE_i + \alpha_2 \ln CAPIN_i + \alpha_3 \ln PWWAGE_i + \alpha_4 DPPRIV_i + \alpha_5 DPLTD_i + \alpha_6 DPJSC_i + \alpha_7 DCMT_i + \alpha_8 DLSE_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

ただし、 TE_i は DEA から得られた企業 i の技術効率であり、 ε_i は誤差項である。全ての説明変数は (4) 式で定義されている。これから係数 $\alpha_j (j=1, 2, \dots, 8)$ が推定される。

2.3 データと変数

分析に用いたデータは、ベトナムの統計総局 (GSO) によるホーチミン市における企業サーベイから縫製企業 (「少なくともアパレル・衣類部門を有する企業」として定義) のみを取り出したものである。分析にあたっては以下のような基準で企業を選抜している。(i) 少なくとも1年以上操業しており、(ii) 21~5,000人の労働者を雇用し、(iii) 生産費用がプラスである。

データを精査した後、460のサンプルが選抜され、企業規模による影響を捉えるため、このサンプルは次の2つに分割された。(1)労働者300人以下の中小企業327社、および(2)300人超の大企業133社である。企業数、売上額、労働者数、資本金額の要約は表1に示した通りである。なお、表2以降で「合計」は、中小企業と大企業を合わせたサンプルを指している。

中小企業が全体の71% (460社のうち327社) を占めており、その各構成比は大企業と若干

表1 ホーチミン市における縫製企業の所有形態別企業・売上・労働者・資本の構成

	企業		売上		労働者		資本	
	数	構成比 (%)	金額 (100万ドン)	構成比 (%)	人	構成比 (%)	金額 (100万ドン)	構成比 (%)
合計								
外国企業	89	19.3	2,993,451	44.3	59,884	44.3	3,133,402	48.1
個人企業	45	9.8	313,225	4.6	7,160	5.3	301,632	4.6
有限会社	313	68.0	3,085,260	45.7	63,332	46.8	2,819,785	43.3
株式会社	13	2.8	358,957	5.3	4,845	3.6	264,720	4.1
合計	460	100.0	6,750,893	100.0	135,221	100.0	6,519,539	100.0
中小企業								
外国企業	32	9.8	415,719	21.5	5,243	15.2	424,087	21.6
個人企業	36	11.0	157,033	8.1	2,856	8.3	128,174	6.5
有限会社	251	76.8	1,292,753	66.9	25,324	73.6	1,314,256	67.0
株式会社	8	2.4	65,849	3.4	970	2.8	95,529	4.9
小計	327	100.0	1,931,354	100.0	34,393	100.0	1,962,046	100.0
大企業								
外国企業	57	42.9	2,577,732	53.5	54,641	54.2	2,709,315	59.4
個人企業	9	6.8	156,192	3.2	4,304	4.3	173,458	3.8
有限会社	62	46.6	1,792,507	37.2	38,008	37.7	1,505,529	33.0
株式会社	5	3.8	293,108	6.1	3,875	3.8	169,191	3.7
小計	133	100.0	4,819,539	100.0	100,828	100.0	4,557,493	100.0

出所：筆者による計算。

異なっていることが分かる。本稿で分析する4つの所有形態のうち、68.0%を有限会社、19.3%を外国企業、9.8%を個人企業、2.8%を株式会社が占めている。また、有限会社と外国企業を合わせると、売上、労働、資本の90%以上を占めており、特に大企業の中では外国企業が50%以上のシェアを占めている。

2.3.1 生産フロンティアとDEAモデルの変数

SFAとCCR-Iモデルにおける生産フロンティア推定には、3つの投入と1つの産出が用いられている。その変数は以下のように定義される。

- ・産出 (*REV*)：2006年における企業の総売上（100万ベトナムドン）
- ・投入1 (*K*)：2006年末における企業の総資産（100万ベトナムドン）
- ・投入2 (*L*)：2006年末における企業の総雇用者数（人）
- ・投入3 (*PCOST*)：原材料・エネルギー・管理費用などを含めた生産費用（100万ベトナムドン）。この値はデータから直接入手できなかったため、入手可能なデータから以下のように算出した。

$$PCOS = REV - PROFIT - WAGE - d \cdot K \quad (11)$$

ただし、*PROFIT* は企業の税引き前利潤、*WAGE* は労働者の賃金総額、*d* は資本の減価償却率である。

生産費用 (*PCOST*) を算出するために、6つの異なった減価償却率（5%、10%、15%、20%、25%、30%）が試されたが、その結果得られた個々の企業の技術効率は非常に近いものであり、多くの場合その値は全く同じであった。さらに、SFAもDEAも技術効率の決定因に関する係数は非常に似通った値であった。表2で示されるように、減価償却率を高くすると、生産費用がマイナスとなる企業が増えるため、サンプル数は減少する。以上の点を考慮して、以下の分析では10%の減価償却率を用いている。⁴⁾

表2 減価償却率とサンプル数の推移

減価 償却率	合計		中小企業		大企業	
	サンプル数	%	サンプル数	%	サンプル数	%
0%	460	0.0	327	0.0	133	0.0
5%	460	0.0	327	0.0	133	0.0
10%	460	0.0	327	0.0	133	0.0
15%	450	-2.2	319	-2.5	131	-1.5
20%	433	-6.2	304	-7.6	129	-3.1
25%	404	-13.9	282	-16.0	122	-9.0
30%	388	-18.6	270	-21.1	118	-12.7

出所：筆者による計算。

注：%は異なった減価償却率によるサンプル数の変化（%）を示す。

2.3.2 企業の特徴に関する変数

- ・ *AGE* は企業の操業年数であり、これは創業年と2006年との差で定義される。
- ・ *CAPIN* は資本装備率であり、これは総資産額（100万ベトナムドン）と総雇用者数の比として定義される
- ・ *PWWAGE* は労働者一人当たり年間賃金総額（100万ベトナムドン）である。

統計総局は企業を14種類の所有形態に分けているが、本稿では全ての国有企業を除外した上で、2004年のベトナム企業法で定義された企業の特徴に基づいて4種類の所有形態に集約した。

- ・ *DFIE* は外国企業のダミーである。これについては3種類の所有形態がある。(i) 100%外国所有の企業、(ii) ベトナム政府と外国企業との合弁企業、(iii) ベトナム民間企業と外国企業との合弁企業であるが、ここで用いたデータでは全て100%外国所有の企業であった。以下では、この外国企業をベースとして分析する。

表3 主な変数の記述統計

合計	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	分散係数
技術効率	460	0.627	0.170	0.184	1.000	0.27
売上（100万ドン）	460	14,676	25,857	155	210,606	1.76
資産（100万ドン）	460	14,173	26,576	29	232,659	1.88
労働者（人）	460	294	424	21	3,207	1.44
生産費用（100万ドン）	460	8,846	18,764	6	170,873	2.12
操業年数（年）	460	5.36	3.72	1	30	0.69
資本装備率（100万ドン/人）	460	60.21	79.46	0.55	643.92	1.32
平均賃金（100万ドン）	460	14.35	7.77	1.75	82.16	0.54
中小企業	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	分散係数
技術効率	327	0.642	0.175	0.216	1.000	0.27
売上（100万ドン）	327	5,906	6,476	151	55,210	1.10
資産（100万ドン）	327	6,001	9,004	29	72,739	1.50
労働者（人）	327	105	73	21	300	0.69
生産費用（100万ドン）	327	3,871	5,241	2	42,230	1.35
操業年数（年）	327	4.67	3.20	1	20	0.69
資本装備率（100万ドン/人）	327	66.62	88.95	0.55	643.92	1.34
平均賃金（100万ドン）	327	13.94	8.43	2.36	82.16	0.60
大企業	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	分散係数
技術効率	133	0.693	0.174	0.309	1.000	0.25
売上（100万ドン）	133	36,237	39,526	2,018	210,606	1.09
資産（100万ドン）	133	34,267	41,030	236	232,659	1.20
労働者（人）	133	758	555	305	3,207	0.73
生産費用（100万ドン）	133	21,077	30,731	238	170,873	1.46
操業年数（年）	133	7.04	4.34	1	30	0.62
資本装備率（100万ドン/人）	133	44.49	45.40	0.64	300.11	1.02
平均賃金（100万ドン）	133	15.35	5.71	3.68	34.88	0.37

出所：筆者による計算。

注：資本の減価償却率が10%の場合。

- ・ *DPPRIV* は個人企業のダミーであり、無限責任の民間企業である。
- ・ *DPLTD* は有限会社のダミーである。これには政府の出資が50%未満の有限会社も含まれる。
- ・ *DPJSC* は株式会社のダミーである。これには政府の出資が50%未満の株式会社も含まれるが、実際に用いたデータにはそのような株式会社はなく、全て民間の株式会社であった。
- ・ *DCMT* は CMT (Cut-Make-Trim) 生産形態を取る企業のダミーである⁵⁾。
- ・ *DLSE* は大企業（労働者数300人超の企業とする）のダミーである。

分析の対象とした縫製企業サンプルの記述統計は、表3に示した通りである。技術効率は比較的高いが、これは分析対象をホーチミンに立地している比較的均質な縫製企業に絞った結果と思われる。中小企業と大企業を比較すると、技術効率は大企業の方が若干高い。売上、資本、生産費用は大企業の方が大きい、資本装備率は中小企業の方が高く、平均賃金は大企業の方が高いといっても、それほど大きな差はない。また、大企業の操業年数は中小企業より2年ほど長い。

3 分析結果

3.1 技術効率

ここで技術効率とは、最も効率的な企業群によって形成された生産フロンティアから各企業がどれだけ離れているかを計測したものである。対象とした企業は全てホーチミンに立地しており、そこでの激しい競争と低い参入障壁によって非効率な企業は淘汰されていると考えられる。その結果、現存している企業は同質的で、同程度の技術効率を実現しており、それが比較的高い技術効率の平均値をもたらしていると考えられる（表4参照）。

DEAによる技術効率の平均値は0.627であるが、これは2002～2003年のベトナム縫製企業

表4 所有形態別の技術効率

	合計		中小企業		大企業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
外国企業	0.660*	0.180	0.718*	0.203	0.694	0.180
個人企業	0.636	0.161	0.647	0.157	0.751	0.166
有限会社	0.615*	0.167	0.632*	0.170	0.676	0.168
株式会社	0.644	0.191	0.632	0.222	0.775	0.195
DEA による平均値	0.627	0.170	0.642	0.175	0.693	0.173
SFA による平均値	0.821	0.087	0.813	0.106	0.838	0.070

出所：筆者による計算。

注：* は、分散分析（ANOVA）に基づき、DEAによって得られたある所有形態による技術効率の平均値が他の所有形態によるそれと比べて少なくとも5%の統計的有意で異なっていることを示す。

についての先行研究の結果 (Nguyen and Truong [2007] の 0.573 や Vu [2005] の 0.649) と同程度の値である。SFA による技術効率の平均値は 0.821 であるが、これはベトナムの製造業について推定した Tran et al. [2008] の結果 (0.824) とほぼ一致している。

所有形態別の技術効率をみると、外国企業が最も高く、株式会社、個人企業、有限会社がそれに続いているが、その差は僅かであり、多くの場合、統計的に有意ではない。技術効率に影響を及ぼす他の要因をコントロールしなければ、所有形態による差異について正確に判断することはできない。

3.2 技術効率の決定要因

SFA による結果を得るためには、3つの仮説検定を実施しなければならない。一般化尤度比検定が、関数型の適切さ、非効率の存在、企業の特徴に関して実施されている (表5参照)。第1の検定は、生産フロンティアの関数型が適切か否かを確認するものであり、帰無仮説は生産関数がコブダグラス型 ((2) 式において $\beta_4 = \beta_5 = \dots = \beta_9 = 0$) というものであるが、検定結果は明らかにトランスログ型生産関数が適切であることを示している。

第2の検定は、技術非効率が縫製企業の生産に存在するか否かを確認するものであり、帰無仮説は非効率が存在しない ((4) 式において $\delta_0 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0$) というものであるが、検定結果は明らかに非効率が存在することを示している。

表5 関数型と技術効率に関する仮説検定

	合計	中小企業	大企業
1. 関数型に関する一般化尤度比検定			
帰無仮説	生産関数はコブダグラス型 $\beta_4 = \beta_5 = \dots = \beta_9 = 0$ (自由度=6)		
LR	フロンティアの推定が停止		
検定結果	トランスログ生産関数	トランスログ生産関数	帰無仮説を棄却
2. 非効率の存在に関する一般化尤度比検定			
帰無仮説	技術非効率は存在しない $\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_j = 0$ (合計については $j=9$, その他は $j=8$)		
LR	349.71***	264.91***	113.76***
検定結果	帰無仮説を棄却	帰無仮説を棄却	帰無仮説を棄却
3. 企業の特徴に関する一般化尤度比検定			
帰無仮説	決定因は技術効率に影響を与えていない $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0$ (合計については $j=8$, その他は $j=7$)		
LR	336.84***	256.30***	109.76***
検定結果	帰無仮説を棄却	帰無仮説を棄却	帰無仮説を棄却

出所：筆者による計算。

注：*** は 1%水準で有意であることを示している。

第3の検定は、(4)式に示された要因が技術非効率に影響を及ぼしているか否かを確認するものであり、帰無仮説は定数項を除く係数が全てゼロ ($\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0$) というものであるが、検定結果は(4)式に示された要因が技術非効率に影響を及ぼしていることを示している。

表7から分かるように、SFAによる生産関数と技術非効率の推定式は、合計と中小企業が全般的に有意な係数となっており、特に投入に関する係数の大半は1%水準で有意である。さらに、 λ の値は合計と中小企業において有意であり、また大企業でも1を超えているが、これは非効率の効果が優勢であり、技術非効率のない伝統的な生産関数が適切でないことを示している。また、大企業の生産関数は非常に不安定であり、それに基づいて推定した技術非効率の信頼性は低い。

DEA回帰分析についてはトービット推定を用い、その結果を表7の7～12欄に示した。係数については資本装備率と平均賃金のみ統計的に有意であることが分かる。相関係数行列(表6)から確認できるように、変数間の共線性は見られない。DEAとSFAモデルによる推定結果については、以下で議論する。

表6 相関係数行列

	<i>ln AGE</i>	<i>ln CAPIN</i>	<i>ln PWWAGE</i>	<i>DFIE</i>	<i>DPPRIV</i>	<i>DPLTD</i>	<i>DPJSC</i>	<i>DCMT</i>	<i>DLSE</i>
<i>ln AGE</i>	1.000								
<i>ln CAPIN</i>	0.137	1.000							
<i>ln PWWAGE</i>	0.282	0.226	1.000						
<i>DFIE</i>	0.108	0.096	0.204	1.000					
<i>DPPRIV</i>	-0.033	-0.155	-0.007	-0.161	1.000				
<i>DPLTD</i>	-0.104	-0.003	-0.177	-0.715	-0.481	1.000			
<i>DPJSC</i>	0.095	0.059	0.022	-0.084	-0.056	-0.249	1.000		
<i>DCMT</i>	-0.060	-0.278	0.041	0.076	0.081	-0.098	-0.051	1.000	
<i>DLSE</i>	0.283	-0.100	0.145	0.380	-0.065	-0.293	0.036	-0.005	1.000

出所：筆者による計算。

注：「合計」のデータに関する相関係数。

a. 操業年数

どちらのモデルでも係数は有意でなく、操業年数は技術効率に影響を与えていない。これは操業年数の短い企業でも、比較的短期間に経営・技術・マーケティング等の面で競争相手に追いつけることを意味している。企業経営者の多くは開業前に長期に渡って経験を積んでおり、顧客との関係も確立しているので、開業からほどなく生産は順調に進み、十分な注文を得られることが、フィールドワークでも確認されている。なお、松永・ヴィサテップ [近

表7 SFAによる技術非効率とDEA-Tobitモデルによる技術効率の推定結果

	確率的フロンティア分析				DEA 回帰分析 (Tobit)			
	合計		中小企業		大企業		合計	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
1. 確率的生産フロンティア								
<i>Constant</i>	3.113***	10.905	3.084***	5.689	7.163***	3.280		
<i>ln K</i>	-0.419***	-5.153	-0.556***	-4.122	-0.117	-0.350		
<i>ln L</i>	1.384***	14.276	1.725***	8.457	0.515	0.871		
<i>ln M</i>	0.225***	5.027	0.212***	2.935	-0.186	-0.896		
<i>ln K · ln K</i>	0.059***	8.983	0.068***	7.693	0.07***	2.716		
<i>ln L · ln L</i>	0.110***	8.771	0.124***	5.119	0.112	1.387		
<i>ln M · ln M</i>	0.075***	18.735	0.073***	16.017	0.115***	6.452		
<i>ln K · ln L</i>	-0.094***	-5.589	-0.133***	-5.473	-0.074	-1.035		
<i>ln K · ln M</i>	-0.022***	-2.584	-0.009	-0.892	-0.110***	-2.816		
<i>ln L · ln M</i>	-0.142***	-12.630	-0.154***	-9.219	-0.058	-1.454		
2. 技術非効率の効果								
<i>Constant</i>	2.572***	6.724	2.926***	6.016	3.226	0.341	技術効率の決定因 (DEA-Tobit)	
<i>ln AGE</i>	-0.019	-0.981	-0.017	-0.676	-0.023	-0.311	-0.044	-1.050
<i>ln CAPIN</i>	-0.299***	-4.887	-0.405***	-3.993	-0.348	-0.367	-0.011	-0.079
<i>ln PW WAGE</i>	-0.458***	-4.099	-0.459***	-3.019	-0.428	-0.332	0.011	1.080
<i>DPPIV</i>	-0.132***	-2.651	-0.155***	-2.528	-0.009	-0.086	0.039***	6.070
<i>DPLTD</i>	-0.08*	-1.888	-0.062	-1.25	-0.052	-0.327	0.200***	15.000
<i>DPJSC</i>	0.001	0.009	0.048	0.418	-0.025	-0.102	0.045*	1.780
<i>DCMT</i>	-0.013	-0.519	0.009	0.254	-0.072**	-2.163	0.014	0.780
<i>DLSE</i>	0.002	0.035	—	—	—	—	0.000	0.000
							0.014	0.990
							-0.013	-0.850
サンプル数	460		327		133		460	
λ	1.151***	7.944	1.132***	7.406	7.197	0.332	—	—
σ	0.18***	28.389	0.181***	20.764	0.14***	16.63	—	—
対数尤度	197.116		143.335		76.626		250.157	
							155.004	
								51.301

出所：筆者による推定。

注1. *, **, *** は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で有意であることを示している。

注2. $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ ただし, σ_u^2 と σ_v^2 は、それぞれ非効率とノイズの分散を示している。

刊] は、開業後4～5年まで技術効率は上昇し、それ以降は減少する傾向にあることを確認しているが、分析結果の違いは、本稿では労働者が20人以下の小零細企業を分析対象から除外している点にあると思われる。⁶⁾

b. 資本装備率

大企業を除き、どちらのモデルでも資本装備率の係数は1%水準で有意であり、資本投資の増加が技術効率の改善に繋がることを示唆している。松永・ヴィサテップ[近刊]でも、同じ結果が確認されている。この結果は次のような理由によるものと考えられる。第1に、資本装備率と労働生産性との間の相関係数は約0.67と高く、資本設備が効果的に利用されていることが分かる。推定に用いた企業は、国有企業を除く民間現地企業と外国企業であり、それらは競争の激しいホーチミンに立地しているため、資本の効果利用を余儀なくされていると考えられる。第2に、中小企業の大半は操業年数が相対的に短く(平均4.67年)、初期の投資額も十分ではないため、一層の投資を必要としており、投資による技術効率改善の余地も大きいと考えられる。

c. 平均賃金

労働者の平均賃金は、SFAにおける大企業を除き、1%水準で有意であり、賃金上昇が技術効率の改善に繋がることを示している。松永・ヴィサテップ[近刊]でも、同じ結果が確認されている。この結果は、ベトナムでは賃金が(いわゆる「効率賃金」よりも)低く(2006年当時、最低賃金は月額60万ドン=約40ドル)、賃金上昇によって労働者が熱心に働き、技術効率が改善しうることが示唆している。調査当時、インフレによって実質賃金が低下したため、賃上げ圧力が広く見られ、それは中小企業の方が特に大きいことがフィールドワークで確認されている。SFAにおいて大企業では平均賃金が有意でない理由の一部は、多くの大企業では最低賃金を上回る賃金が支払われていた点にあるかもしれない。

d. 企業規模と生産形態

どちらのモデルでも企業規模に関する係数は有意でなく、大企業と中小企業との間の技術効率に差は見られない。この結果は、推定に用いた企業が利潤を追求する民間企業と外国企業であり、競争の激しいホーチミンに立地しているので、非効率な企業は市場から淘汰されやすいために生じたと考えられる。松永・ヴィサテップ[近刊]では、中小企業を5つのグループに細分し、その技術効率に及ぼす影響を分析しており、労働者が4～9人規模と50～99人規模の企業では10%水準でプラスに有意となっているが、本稿では20人以下の企業は除外し、20～300人の企業を中小企業として分析しているため、企業規模については有意とは

なっていない。

また、本稿では生産形態の違いについても分析した。DEA による結果では CMT 型と FOB 型との間に技術効率に関する差異は認められないが、SFA による結果では大企業について 5 %水準で有意である。しかしながら、大企業の生産フロンティアは、その資本、労働、原材料の係数が全て有意でないことから分かるように、推定結果に問題があると考えられる。したがって、CMT 型と FOB 型との間に技術効率に関する差はないと判断すべきであろう。両者の間に差がない理由は、FOB 型の生産を行なっている企業の大半は CMT 型と余り変わらない FOB-I 型（生地等の仕入決済についてのみ責任とリスクを負う）生産形態を取っているためと考えられる。⁷⁾

e. 所有形態

DEA 推定では、合計についてのみ個人企業が10%水準で有意、SFA 推定では、合計について 1 %水準で、中小企業について 5 %水準で個人企業が、合計について有限会社が10%水準で有意であり、個人企業や有限会社が外国企業より高い技術効率を示している。その他については有意なものはなく、特に大企業については全ての所有形態で、株式会社についてはどの規模でも有意なものは見られず、外国企業と同程度の技術効率であることを示唆している。

本来、外国企業は優れた生産・経営ノウハウ等により高い技術効率を達成していると考えられやすいが、実際は現地事情に習熟していないなどの理由で高い技術効率は達成していないことが多い。さらに、ホーチミンに立地している現地企業は、厳しい企業間競争にさらされているだけでなく、集積の利益も享受しているため、外国企業に伍して競争していると考えられる。また、個人企業がさらに高い技術効率を実現しているのは、無限責任の下、熾烈な競争の中で生き残るため、技術効率を高める努力を重ねた結果と考えられる。なお、松永・ヴィサテップ [近刊] では、ほぼ同じデータと DEA-Tobit モデルによる推定によって、ホーチミンの縫製企業においては個人企業に比べて国有企業、外国企業、有限会社の技術効率が低いことを確認している。

4 お わ り に

本稿では、DEA と SFA を用いてホーチミン市における縫製企業の技術効率を計測し、その技術効率を左右する要因を推定した。この比較分析の結果、明らかになったことは以下の諸点である。第 1 に、ベトナムの縫製企業には非効率が存在しており、その値は DEA と SFA では異なっているが、両者の間には一致した点が多く、また先行研究とも概ね同様の結果となっている。第 2 に、ホーチミン市に立地している縫製企業の間では熾烈な競争が

あるだけでなく、集積効果も大きいため、企業間の技術効率格差は比較的小さい。第3に、労働者1人あたりの資本が増えれば技術効率は向上する傾向があり、特に中小企業では投資拡大が技術効率の向上に有効である。第4に、賃金を主とする労働条件の改善は技術効率の向上に繋がるが、その効果は特に中小企業において大きい。第5に、企業規模や生産形態による技術効率格差は見られない。最後に、無限責任の個人企業では技術効率が高いが、外国企業とその他の現地企業との間には技術効率の差は見られない。

以上の分析結果から以下のような政策的含意を引き出すことができる。第1に、技術効率に関して異なった分析方法を用いれば、異なった結果と結論を得る可能性があるため、政策立案に際しては異なった分析方法を組み合わせた包括的な分析が必要であろう。本稿の分析結果ではDEAとSFAによる差異は認められず、分析結果の頑強性が確認できたが、調査対象によっては一致した結果とはならない可能性がある。分析結果に基づいて政策を立案する際には、両者を合わせた包括的なアプローチが必要と考えられる。

第2に、ホーチミン市には縫製企業の産業集積が形成されており、集積の利益により縫製業全体で高い技術効率を実現している。今後も集積効果と競争的環境を維持・強化するため、政府による様々な支援策が重要であろう。資本装備率に注目すれば、特に中小企業に対して投資拡大を可能にする金融支援（中小企業金融や信用保証制度など）が重要であろう。また、平均賃金に注目すれば、技術支援による労働者の技能改善と生産管理の改善が特に中小企業において重要であろう。これらが改善すれば技術効率の向上により平均賃金が増えるだけでなく、縫製業の国際競争力も強化されるのである。⁸⁾

第3に、生産形態により技術効率の差異が認められなかった理由は、FOB型の企業の大半がCMT型と余り変わりのないFOB-I型であったためであるが、これは前者の経済効率が後者のそれと余り変わらないことを必ずしも意味しない。FOB-I型の生産形態であっても生地等の仕入決済に伴うリスク負担と引き換えに、仕入価格の引き下げによる利益増加は多少とも期待できるからである。実際、我々が調査した縫製企業の多くは、できるだけ早くCMT型から脱してFOB型に移りたいという希望を述べていた。縫製業の将来を考えれば、単なる加工賃の稼得にとどまるCMT型の受託生産方式から脱して、自立性と発展可能性のあるFOB型（特にFOB-II型やFOB-III型）に移る必要があるが、それにはリスク負担を可能にする政府による金融支援が有効である。

第4に、企業の所有形態による技術効率は、無限責任を負う個人企業が外国企業より高く、株式会社と有限会社では外国企業と同程度であった。それ故、縫製業全体の技術効率を高めるには、とりわけ個人企業の投資環境を改善することが有効と言えよう。また、株式会社の多くは国有企業から最近転換したものであるから、いわゆるX非効率がまだ残っているが、これは時間の経過とともに改善していくことが期待される。なお、有限会社は株式を発行し

ない有限責任制の現地企業であり、これには政府の出資が50%未満の企業も含まれるため、無限責任を負う個人企業に比べてX非効率が生じやすいと考えられる。これらを改善するには、X非効率を削減するコーポレート・ガバナンスの整備・強化が必要であろう。さらに、途上国政府は国内企業を重視して、外国企業を差別する傾向があり、ベトナム政府もその例外ではない（例えば、適用される最低賃金も外国企業の方が高い）が、比較優位産業である縫製業の一層の発展を望むなら、外国企業の技術効率を高める政策の重要性を正しく理解し、必要な政策を実施することが重要である。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べておきたい。本稿に限らず DEA や SFA を用いた研究の大半は、技術効率のみを問題にしており、投入要素の価格を含めた経済効率について分析していない。多くの場合、投入要素の価格データが入手できないのがその理由であるが、企業や産業の国際競争力を決定するのは技術効率ではなく、経済効率であることを考えれば、今後は経済効率について分析することが課題となろう。

注

- 1) 詳しくは、松永・ヴィサテップ [近刊] を参照されたい。
- 2) ベトナムにおいて中小企業は、300人以下の労働者または100億ドン以下の資本金を有する企業であるが、ここではデータ制約のため労働者数のみで中小企業を区別している。
- 3) これには賃金やボーナスに加えて、各種の手当てや福利厚生も含まれる。
- 4) 5%から30%まで5%刻みで減価償却率を変えて推定してみたが、特に表7の結果に質的变化は見られなかった。
- 5) 使用したデータには CMT 型か FOB 型かを区別した記載はなかったが、事業の説明として「労働賃金の稼得」と記載されていた企業を CMT 型として区別した。CMT 型企業の割合は、合計の28.9%、中小企業の29.1%、大企業の28.6%であり、規模による差異は見られない。
- 6) 松永・ヴィサテップ [近刊] では、労働者が20人以下の小零細企業の割合が25.4%を占めている。なお、松永・ヴィサテップ [近刊] では、 $(\ln AGE)$ に加えて $(\ln AGE)^2$ を入れて推定しているが、本稿でも同様に推定すると、分析結果は不安定になった。本稿で $(\ln AGE)$ のみを用いているのは、そのためである。
- 7) CMT 型と FOB 型の生産形態について、詳しくは後藤 [2003, 139-151] を参照されたい。これによれば、2001年のベトナムにおいて FOB-I 型企業は FOB 型企業全体の93.6%を占めており、生地等の手配を独自で行なう FOB-II 型企業は残りの6.4%を占め、製品の企画や販路の確保なども行なう FOB-III 型企業は皆無であった。
- 8) この点について詳しくは、松永・ヴィサテップ [近刊] を参照されたい。

参考文献

- Aigner, D., Lovell, K. C. A., Schmidt, P. (1977) "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models," *Journal of Econometrics* 6(1), 21-37.
- Battese, G. E. and Coelli, T. (1995) "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier

- production function for panel data," *Empirical Economics* 20(2), 325-332.
- Bernet, P. M., Rosko, M. D., Valmanis, V. G., Pilyavsky, A., and Aaronson, W. (2008) "Productivity efficiencies in Ukrainian Polyclinics: Lessons for health system transition from differential responses to market changes," *Journal of Productivity Analysis* 29(2), 103-111.
- Brada, J., King, A. E., and Ma, C. Y. (1997) "Industrial economics of the transition: Determinants of enterprise efficiency in Czechoslovakia and Hungary," *Oxford Economics Paper (New Series)* 49(1), 104-127.
- Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E. (1978) "Measuring the efficiency of decision making units," *European Journal of Operational Research* 2(6), 429-444.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., and Battese, G. (2005) *An introduction to efficiency and productivity analysis*. New York: Springer Science+Business Media, LLC.
- Farrell, M. J. (1957) "The measurement of productive efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Serial G* 120(3), 253-281.
- Goto, K. (2007) "The development strategy of the Vietnamese export oriented garment industry: Vertical integration or process and product upgrading?" *Asian Profile* 35(6), 521-529.
- Greene, W. H. (1990) "A gamma-distributed stochastic frontier model," *Journal of Econometrics* 46(1-2), 141-163.
- Kravtsova, V. (2008) "Foreign presence and efficiency in transition economies," *Journal of Productivity Analysis* 29(2), 91-102.
- Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. (2000) *Stochastic frontier analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Latruffe, L., Balcombe, K., Davidova, S., and Zawalinska, K. (2004) "Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland," *Applied Economics* 36(12), 1255-1263.
- Luong, K. V. and Matsunaga, N. (2009) "Scale Elasticity, Congestion Management and Options for Firm Development in the Garment Industry of Vietnam," *International Journal of Economic Policy Studies*, 105-128.
- Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977) "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error," *International Economic Review* 18(2), 435-444.
- Nadvi, K. and Thoburn, J. (2004a) "Challenges to Vietnamese firms in the world garment and textile value chain, and the implications for alleviating poverty," *Journal of the Asia Pacific Economy* 9(2), 249-267.
- (2004b) "Vietnam in the global garment and textile value chain: Impacts on firms and workers," *Journal of International Development* 16(1), 111-123.
- Nguyen, K. M. and Giang, T. L. (2005) "Productivity and efficiency of some selected manufacturing industries in Vietnam," In *Proceedings of the second symposium of the joint research project between Vietnam and Thailand on technical efficiency, productivity and economic growth: Experiences from Vietnam and regional economies* (194-215), Hanoi: National Economic University.
- Nguyen, K. M. and Truong, T. V. (2007) "A non-parametric analysis of efficiency for industrial firms in Vietnam," In K. M. Nguyen and T. L. Giang (Eds.), *Technical efficiency and productivity growth in*

- Vietnam. Hanoi: Publishing House of Social Labour.
- Odeck, J. (2007) "Measuring technical efficiency and productivity growth: A comparison of SFA and DEA on Norwegian grain production data," *Applied Economics* 39(20), 2617-2630.
- Phan, M. N. and Ramstetter, E. D. (2004) "Foreign multinationals and local firms in Vietnam's economic transition," *Asian Economic Journal* 18(4), 371-404.
- Ray, S. C. (1991) "Resource-Use Efficiency in Public School: A Study of Connecticut Data," *Management Science* 37(12), 1620-1628.
- Sena, V. (1999) "Stochastic frontier estimation: A review of the software options," *Journal of Applied Econometrics* 14(5), 579-586.
- Statistical Office of Ho Chi Minh City (2006) *Statistical Yearbook of Ho Chi Minh City*. Hanoi: Statistical Publishing House.
- Stevenson, R. E. (1980) "Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation," *Journal of Econometrics* 13(1), 57-66.
- Tran, T. B., Grafton, R. Q., and Kompas, T. (2008) "Firm efficiency in a transitional economy: Evidence from Vietnam," *Asian Economic Journal* 22(1), 47-66.
- Vixathep, S. (2008) *Comparative advantage, firm efficiency and productivity: A comparative study of the garment industry in Cambodia, Laos and Vietnam*. Dissertation, Kobe University.
- Vixathep, S. and Matsunaga, N. (2011, forthcoming) "Firm performance in a transitional economy: A case study of Vietnam's garment industry," *Journal of the Asia Pacific Economy*.
- Vu, H. D. (2005) "Productivity analysis for Vietnam's textile and garment industry: A Malmquist-DEA approach," In *Proceedings of the second symposium of the joint research project between Vietnam and Thailand on technical efficiency, productivity and economic growth: Experiences from Vietnam and regional economies* (148-163), Hanoi: National Economic University.
- Vu, Q. N. (2003) "Technical efficiency of industrial state-owned enterprises in Vietnam," *Asian Economic Journal* 17(1), 87-101.
- Wadud, A. and White, B. (2000) "Farm household efficiency in Bangladesh: A comparison of stochastic frontier and DEA methods," *Applied Economics* 32(13), 1665-1673.
- 天川直子編 [2006]『後発 ASEAN 諸国の工業化——CLMV 諸国の経験と展望——』アジア経済研究所.
- 後藤健太 [2003]「繊維・縫製産業——流通未発達の検証」大野健一・川端望編著『ベトナムの工業化戦略』日本評論社.
- [2005]「ホーチミン市の内需向けアパレル産業の生産と流通構造——地縁・血縁ネットワークの企業間関係と下請生産——」『アジア経済』10月.
- [2006]「ホーチミン市の『独自ブランド型』アパレル産業の生産・流通組織——知識集約的機能と生産・流通の内部化」藤田麻衣編『移行期ベトナムの産業変容』アジア経済研究所.
- [2009]「グローバル経済化とベトナム縫製企業の発展戦略——生産・流通ネットワークと企業パフォーマンスの多様化」坂田正三(編著)『変容するベトナム経済主体』アジア経済研究所.
- 刀根薫 [1993]『経営効率性の測定と改善——包絡分析法 DEA による』日科技連.
- 鳥居昭夫 [2001]『日本産業の経営効率——理論・実証・国際比較』NTT 出版.

松永宣明 [2008] 「インドシナ3国の衣類産業——ラオスを中心に——」『彦根論叢』4月.

松永宣明・ヴィサテップ スクサバン [近刊] 「ベトナム縫製企業の技術効率性」『経済政策ジャーナル』.