

# NĂNG SUẤT NHÂN TỐ TỔNG HỢP TRONG CÁC DOANH NGHIỆP CHẾ BIẾN THỰC PHẨM VIỆT NAM: CÁCH TIẾP CẬN KIỂM SOÁT HÀM SẢN XUẤT

## TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN VIETNAMESE FOOD PROCESSING FIRMS: CONTROL FUNCTION APPROACH

NGUYỄN VĂN

*Khoa Cơ sở - Cơ bản, Trường Đại học Hàng hải Việt Nam*

*Email liên hệ: vanxpo@vimaru.edu.vn*

### Tóm tắt

Nghiên cứu này áp dụng mô hình momen tổng quát của Wooldridge (2009) với điều chỉnh của Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017) nhằm ước lượng hàm sản xuất và đo lường năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm Việt Nam giai đoạn 2012-2017. Kết quả ước lượng cho thấy: (1) Các doanh nghiệp chế biến thực phẩm hiện vẫn thâm dụng lao động và có hiệu suất giảm theo quy mô; (2) Đóng góp trung bình của năng suất nhân tố tổng hợp vào sản lượng đạt khoảng 2,76; (3) Khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm đầu tư trực tiếp nước ngoài có đóng góp của năng suất nhân tố tổng hợp vào sản lượng lớn nhất, tiếp đến là khu vực doanh nghiệp nhà nước và xếp cuối cùng là các doanh nghiệp tư nhân.

**Từ khóa:** Năng suất nhân tố tổng hợp, hồi quy GMM, ngành chế biến thực phẩm.

### Abstract

This study applies the generalized method of moments model of Wooldridge (2009) with modification of Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017) to estimate production function and measure total factor productivity of Vietnamese food processing firms in the period 2012 between 2017. The estimated results show that: (1) Food processing firms tend to be labor-intensive and experience decreasing return to scale; (2) The average contribution of total factor productivity to output is about 2.76; (3) The foreign direct investment food processing firms sector has the largest contribution of total factor productivity to output, followed by the state-owned sector and the last being the private sector.

**Keywords:** Total factor productivity, GMM regression, food processing industry.

### 1. Đặt vấn đề

Ngành công nghiệp chế biến thực phẩm Việt Nam có vị trí quan trọng trong lĩnh vực công nghiệp chế biến, chế tạo. Là một trong những nhóm ngành công nghiệp được Chính phủ Việt Nam lựa chọn ưu tiên phát triển nhằm nâng cao sản lượng và giá trị xuất khẩu trong giai đoạn hiện nay đến năm 2025, tầm nhìn 2030. Trong những năm qua nhóm ngành này có xu hướng tăng trưởng mạnh, đạt mức gần 7% năm, kim ngạch xuất khẩu tăng từ 8% đến 10% năm, đạt trên 40 tỷ USD năm 2018. Qua đó Việt Nam đã trở thành nước nằm trong nhóm dẫn đầu thế giới về xuất khẩu nông, lâm, thủy sản.

Bên cạnh những thành tựu đạt được, nhóm ngành chế biến thực phẩm Việt Nam hiện nay vẫn còn tồn tại nhiều hạn chế. Sự tăng trưởng sản lượng của các doanh nghiệp chủ yếu là do tăng vốn và lao động. Đóng góp của năng suất nhân tố tổng hợp (TFP) vào tăng trưởng sản lượng còn thấp. Tỷ trọng đầu tư có sự chênh lệch giữa các ngành nghề và khu vực doanh nghiệp nên có sự khác biệt lớn về đóng góp của TFP giữa các khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm nhà nước, tư nhân và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Hơn nữa trong những năm qua việc ước tính TFP của nhóm ngành chế biến thực phẩm Việt Nam được thực hiện chủ yếu bởi phương pháp hạch toán tăng trưởng nên chưa giải quyết được vấn đề nội sinh. Do đó ước lượng TFP của nhóm ngành này trong những năm qua còn chưa chính xác.

Xuất phát từ những lý do trên, nghiên cứu này áp dụng các kỹ thuật bán tham số và phương pháp hồi quy momen tổng quát (GMM) để ước lượng hàm sản xuất và TFP của nhóm ngành chế biến thực phẩm Việt Nam. Qua đó có các dự báo chính xác hơn về kết quả sản xuất cũng như đóng góp của TFP vào sản lượng.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Ước lượng chính xác TFP là một vấn đề cơ bản trong kinh tế, là chủ đề được nhiều nhà kinh tế học quan tâm. Khi chịu các sốc năng suất tích cực, các doanh nghiệp phản ứng bằng cách mở rộng sản xuất để tăng sản lượng do đó nhu cầu các đầu vào cũng tăng. Ngược lại, khi chịu các sốc năng suất tiêu cực thì các doanh nghiệp sẽ cắt giảm sản lượng nên nhu cầu về các yếu tố đầu vào sẽ giảm. Sự tương quan dương giữa các mức đầu vào quan sát được và các sốc năng suất không quan sát được sẽ dẫn đến ước lượng về TFP bị chệch khi ước lượng bằng phương pháp bình phương tối thiểu (OLS). Đã có nhiều phương pháp được đề xuất để giải quyết vấn đề này, chúng ta có thể gộp lại thành các nhóm các phương pháp như sau: Nhóm các phương pháp tác động cố định (FE), nhóm các phương pháp biến công cụ (IV), và nhóm các phương pháp kiểm soát hàm sản xuất (CF).

Trong nhóm CF, Olley & Pakes (1996) (OP) [5] là những người đầu tiên đề xuất thủ tục ước lượng hai bước để khắc phục tính nội sinh trong mô hình. Các ông đã chọn mức đầu tư đại diện cho các sốc năng suất. Tuy nhiên, phương pháp OP gặp hạn chế lớn trong áp dụng thực tế, làm hạn chế phạm vi ứng dụng của nó. Điều này xuất phát từ thực tế hoạt động sản xuất công nghiệp, mức đầu tư của các doanh nghiệp thường không được quyết định tại từng thời điểm mà được tích lũy trong vài năm trước khi thực hiện nên các số liệu ở cấp độ doanh nghiệp có rất nhiều quan sát có mức đầu tư bằng không tại các thời điểm. Do đó nó vi phạm giả định về tính đơn điệu trong hàm đầu tư của OP. Levinsohn & Petrin (2003) (LP) [3] đã khắc phục hạn chế này bằng cách đề xuất các mức đầu vào trung gian đại diện cho các sốc năng suất.

Cả phương pháp OP và LP đều giả định các doanh nghiệp có thể điều chỉnh các mức đầu vào ngay lập tức mà không chịu tổn thất về chi phí khi chịu sự tác động của các sốc năng suất. Tuy nhiên Bond & Soderbom (2005) đã chỉ trích các phương pháp OP và LP và cho rằng hệ số của lao động có thể được ước lượng vững trong một bước nếu các biến tự do biến thiên độc lập với biến đại diện cho sốc năng suất. Ngược lại, các hệ số sẽ đa cộng tuyến hoàn hảo trong ước lượng ở bước một và do đó không thể xác định được hệ số của lao động. Do đó

Ackerberg, Caves & Frazer (2015) (ACF) [1] đã đề xuất phương pháp thay thế dựa trên các giả định mới nhằm khắc phục hạn chế này.

Wooldridge (2009) (WRDG) [7] đã đề xuất giải quyết các vấn đề của OP và LP bằng cách thay thế thủ tục ước lượng hai bước bằng cách thiết lập một mô hình hồi quy GMM. Cụ thể, Wooldridge (2009) đã thu hẹp các momen liên quan trong các hệ số của các phương trình được thiết lập bởi OP và LP. Các phương trình này đều có biến phụ thuộc giống nhau nhưng được đặc trưng bởi một tập các công cụ khác nhau. Cách tiếp cận như vậy giải quyết được các vấn đề sau: (i) Khắc phục vấn đề sản lượng tiềm năng trong bước một của ACF; (ii) Dễ dàng có được các sai số tiêu chuẩn tốt hơn, tính được cả cho trường hợp tự tương quan và phương sai sai số thay đổi.

Một giả định quan trọng làm cơ sở cho cả vấn đề tối đa hóa lợi nhuận của doanh nghiệp tại thời điểm  $t$  và các mô hình OP, LP và WRDG đó là: Sốc năng suất riêng biệt tại thời điểm  $t$  ( $\xi_t$ ) không ảnh hưởng

đến sự lựa chọn các biến trạng thái đã nhận được tại thời điểm  $t-b$ , mà chỉ ảnh hưởng đến các biến tự do.

Vì vậy,  $\xi_t$  không tương quan đồng thời với giá trị

trạng thái, giá trị trễ của các biến trạng thái và biến tự do nên tất cả đều là công cụ để xác định tham số. Tuy nhiên, việc thêm biến trễ vào hệ thống sẽ làm giảm số chiều và các thông tin hiện có của mẫu. Do đó Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017) (VG) [4] đã thiết lập một thủ tục ước lượng bằng cách sửa lại thủ tục ước lượng của Wooldridge (2009) dựa trên ma trận các công cụ băng động. Cách tiếp cận này làm tăng các giới hạn momen nhưng không làm mất thông tin, đây là vấn đề rất được mong đợi khi ước lượng thực nghiệm với các tập dữ liệu băng có số quan sát lớn nhưng thời gian ngắn (các tập dữ liệu này là phổ biến trong nghiên cứu thực nghiệm hiện nay).

## 3. Phương pháp nghiên cứu

Để ước lượng TFP cho các doanh nghiệp, nghiên cứu lựa chọn công nghệ sản xuất Cobb-Douglas cho các doanh nghiệp. Hàm sản xuất của doanh nghiệp  $i$  tại thời điểm  $t$  được viết ở dạng logarit như sau:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Với  $y_{it}$ ,  $k_{it}$  và  $l_{it}$  lần lượt là logarit tự nhiên tổng sản lượng đầu ra, của vốn và của lao động. Trong đó  $k_{it}$  là biến trạng thái và  $l_{it}$  là biến tự do (Olley & Pakes (1996), Levinsohn & Petrin (2003), Wooldridge (2009) [3], [5], [7])

Theo Van Beveren (2012) [6],  $\varepsilon_{it}$  được phân rã thành sốc năng suất riêng biệt  $v_{it}$  được quan sát bởi chủ doanh nghiệp nhưng không được quan sát bởi nhà kinh tế và sai số không quan sát được của phương trình  $\eta_{it}$ . Do đó (1) có thể được viết lại như sau:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + v_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

Khi đó  $\omega_{it} = \beta_0 + v_{it}$  được xác định là năng suất của doanh nghiệp  $i$  tại thời điểm  $t$ . Ước lượng các hệ số của phương trình (2), từ đó tính được năng suất như sau:

$$\hat{\omega}_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{v}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} \quad (3)$$

Các ước lượng  $\hat{\beta}_k$  và  $\hat{\beta}_l$  và ước tính TFP được tính toán dựa trên phương pháp GMM của Wooldridge (2009) được điều chỉnh bởi Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017) (GMM\_wrdg&vg) (xem [4], [7]) bằng phần mềm Stata 14.

#### 4. Kết quả nghiên cứu

##### 4.1. Số liệu và biến số

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu tổng điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê trong các năm từ 2012-2017. Qua xử lý dữ liệu nghiên cứu có được số liệu của 2.079 doanh nghiệp chế biến thực phẩm, trong đó có 65 doanh nghiệp nhà nước, 1.801 doanh nghiệp tư nhân và 213 doanh nghiệp FDI. Các biến số trong mô hình nghiên cứu được trình bày trong Bảng 1.

##### 4.2. Kết quả nghiên cứu

Bảng 2 trình bày các kết quả ước lượng hàm sản xuất và đóng góp của TFP vào sản lượng theo phương pháp của Levinsohn & Petrin (2003) và phương pháp GMM của Wooldridge (2009) được điều chỉnh bởi Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017).

**Bảng 1. Mô tả biến đầu vào và các biến đầu ra**

Biến số		Phương pháp đo lường
Biến đầu ra	VA	Là giá trị gia tăng thực của doanh nghiệp, được tính theo giá so sánh năm 2010 (bằng giá trị gia tăng danh nghĩa / hệ số khử lạm phát).
	K	Tổng tài sản thực của doanh nghiệp ở thời điểm cuối năm, tính theo giá so sánh 2010 (bằng tài sản cuối năm / hệ số khử lạm phát).
Các biến đầu vào	L	Là số lao động toàn thời gian của doanh nghiệp trong năm.
	Các biến VA, K, L đều được lấy logarit tự nhiên trước khi đưa vào mô hình.	

**Bảng 2. Kết quả ước lượng hàm sản xuất và năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm**

Variable	Phương pháp LP		Phương pháp GMM_wrdg&vg	
	Coef	t	Coef	t
L	0,549***	36,34	0,617***	69,68
K	0,245***	20,57	0,309***	35,32
TFP	3,631		2,755	

Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả từ Stata 14

Các hệ số ước lượng của vốn và lao động ở các phương pháp là phù hợp và có ý nghĩa thống kê. Có đôi chút sự khác biệt giữa các phương pháp, tuy nhiên nó đều cho thấy cùng xu hướng đó là: Hệ số co giãn của lao động đối với sản lượng lớn hơn hệ số co giãn của vốn, hàm ý các doanh nghiệp chế biến thực phẩm Việt Nam hiện nay vẫn còn thâm dụng lao động. Tổng hệ số co giãn của lao động và vốn theo sản lượng nhỏ hơn 1 cho thấy các doanh nghiệp chế biến thực phẩm hiện đang có hiệu suất giảm theo quy mô.

Về đóng góp của TFP cho thấy có sự khác biệt lớn giữa hai phương pháp. Kết quả của phương pháp LP cho thấy đóng góp trung bình của TFP là 3,631 trong khi phương pháp GMM\_wrdg&vg chỉ là 2,755. Như đã phân tích trong phần tổng quan, kết quả ước lượng TFP bằng phương pháp GMM\_wrdg&vg sẽ được lựa chọn cho các doanh nghiệp chế biến thực

phẩm ở giai đoạn 2012-2017. Điều này cho thấy, đóng góp của các nhân tố khác ngoài vốn và lao động (tiến bộ công nghệ, chất lượng lao động, chất lượng vốn và sử dụng hiệu quả các nguồn lực khác) làm tăng sản lượng đầu ra lên 2,755 lần.

Bảng 3 mô tả phân phối TFP của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm Việt Nam giai đoạn 2012-2017. Kết quả cho thấy, TFP có sự thay đổi không đáng kể trong giai đoạn này, đóng góp trung

bình vào sản lượng là 2,755. Độ lệch chuẩn trung bình của TFP qua các năm thay đổi nhỏ cho thấy khoảng cách về công nghệ sản xuất, cải tiến chất lượng lao động, quản trị và sử dụng hiệu quả các nguồn lực giữa các doanh nghiệp chế biến thực phẩm trong giai đoạn này chưa được thu hẹp.

Các tính toán TFP giữa các khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm nhà nước, tư nhân và FDI trong giai đoạn 2012-2017 được trình bày và

**Bảng 4. TFP của các khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm**

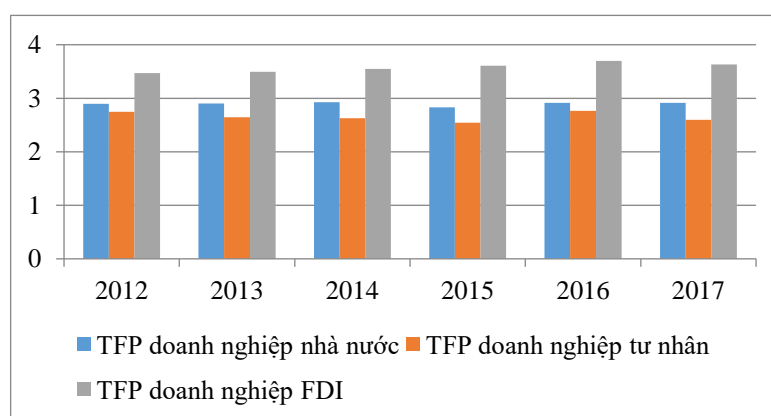
TFP	Obs	Mean	Std. D	Min	Max
DN nhà nước	65	2,892	0,792	0,010	4,673
DN tư nhân	1801	2,655	0,805	-2,972	6,694
DN FDI	213	3,575	0,830	0,988	6,573

Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả từ Stata 14

**Bảng 3. Phân phối TFP của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm**

Năm	Obs	Mean	Std. D	Min	Max
2012	2079	2,824	0,843	-0,427	6,573
2013	2079	2,741	0,835	-1,212	6,469
2014	2079	2,730	0,854	-0,445	5,649
2015	2079	2,661	0,884	-2,972	5,770
2016	2079	2,863	0,825	-1,838	6,280
2017	2079	2,712	0,867	-1,245	6,694

Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả từ Stata 14



Nguồn: Kết quả ước lượng của tác giả từ Stata 14

**Hình 1. Biểu đồ Histogram về TFP của các khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm**

mô tả trong Bảng 4 và Hình 1. Kết quả cho thấy khu vực doanh nghiệp FDI có sự đóng góp của TFP vào sản lượng cao nhất, trung bình khoảng 3,58 trong giai đoạn này. Tiếp đến là khu vực doanh nghiệp nhà nước (2,89) và cuối cùng là khu vực doanh nghiệp tư nhân (2,66). Điều này phản ánh khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm FDI có công nghệ sản xuất, quản trị, chất lượng lao động tốt hơn khu vực doanh nghiệp nhà nước và tư nhân, qua đó có sự đóng góp của TFP vào sản lượng cao hơn. Có thể nói những chính sách ưu đãi khi đầu tư vào nhóm ngành chế biến thực phẩm như: Miễn thuế nhập khẩu thiết bị công nghệ cho sản xuất, giảm thuế thu nhập doanh nghiệp từ 25% xuống 20%, miễn giảm thuế từ 1 đến 4 năm với những dự án thuộc diện ưu đãi đầu tư,... đã có tác động tích cực đến TFP của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm FDI. Ngược lại khu vực doanh nghiệp chế biến thực phẩm tư nhân có TFP thấp nhất, phản ánh tình trạng khó khăn của các doanh nghiệp này trong việc tiếp cận vốn để cải tiến công nghệ, còn yếu trong quản trị doanh nghiệp, trình độ lao động còn thấp.

### 5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu sử dụng phương pháp GMM của Wooldridge (2009) với điều chỉnh của Vincenzo Mollisi & Gabriele Rovigatti (2017) để ước lượng hàm sản xuất và đo lường TFP của các doanh nghiệp chế biến thực phẩm giai đoạn 2012-2017. Từ kết quả ước lượng, nghiên cứu có thể rút ra một vài kết luận và khuyến nghị sau:

Các doanh nghiệp đang thâm dụng lao động và có hiệu suất giảm theo quy mô. Do đó, các doanh nghiệp cần gia tăng công nghệ vào sản xuất và không nên mở rộng quy mô sản xuất trong những năm tiếp theo.

Đóng góp trung bình của TFP vào sản lượng của các doanh nghiệp đạt khoảng 2,76, trong đó khu vực doanh nghiệp FDI có đóng góp của TFP vào sản lượng lớn nhất, tiếp đến là khu vực nhà nước và cuối cùng là khu vực tư nhân. Điều này cho thấy các doanh nghiệp chế biến thực phẩm FDI đã tận dụng được các chính sách ưu đãi của Chính phủ để dẫn đầu về công nghệ sản xuất và quản trị doanh nghiệp,... Trong khi các doanh nghiệp tư nhân (chiếm trên 80% số lượng doanh nghiệp và số lượng lao động) đang tụt lại phía sau. Điều này đòi hỏi Chính phủ cần có các chính sách cụ thể về tiếp cận tín dụng, tiếp cận đất đai, đào tạo lao động để

giúp các doanh nghiệp tư nhân nâng cao đóng góp của TFP vào sản lượng.

### TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1] Akerberg D. A, Caves, K., and Frazer G., “Identification properties of recent production function estimators”. *Econometrica*, Vol. 83(6), 2015.
- [2] GSO, “Tổng điều tra doanh nghiệp năm 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017”.
- [3] Levinsohn, J. and Petrin, A., “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”. *Review of Economic Studies*, Vol.70, 2003.
- [4] Mollisi, V. and Rovigatti, G., “Theory and Practice of TFP Estimation: the Control Function Approach Using Stata”. CEIS Working Paper Series, No. 399, 2017.
- [5] Olley, S. O. and Pakes, A., “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”. *Econometrica*, 64, 1996.
- [6] Van Beveren, I., “Total factor productivity estimation: A practical review”. *Journal of economic surveys*, Vol.26(1), 2012.
- [7] Wooldridge, J., “On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables”, *Economics Letters*, Vol.104, 2009.

Ngày nhận bài:	31/3/2020
Ngày nhận bản sửa:	08/4/2020
Ngày duyệt đăng:	14/4/2020