

Các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang thị trường Nhật

THS. MAI THỊ CẨM Tú

Trường Đại học Kinh tế - Luật

Nghiên cứu nhằm phát hiện và đánh giá mức độ tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản (cụ thể: mặt hàng cá và tôm) của VN sang thị trường Nhật cả trong dài hạn và trong ngắn hạn. Đồng thời, dựa trên kết quả nghiên cứu, nghiên cứu gợi ý các nhóm giải pháp nhằm phát triển xuất khẩu thủy sản VN sang thị trường Nhật trong thời gian tới.

Từ khóa: *Xuất khẩu thủy sản, thị trường Nhật, xuất khẩu tôm, xuất khẩu cá.*

1. Giới thiệu

Thủy sản là một trong mười mặt hàng xuất khẩu quan trọng của VN. Năm 2013, kim ngạch xuất khẩu thủy sản đạt 6,7 tỷ USD, đứng thứ 5, chiếm hơn 5% trong tổng kim ngạch xuất khẩu của VN và đóng góp 4% cho GDP VN. Nhật là thị trường xuất khẩu lớn thứ ba của VN sau EU và Mỹ và chiếm 16,7% trong tổng kim ngạch xuất khẩu thủy sản của VN. Nhật là quốc gia có mức tiêu thụ thủy sản bình quân đầu người cao và là quốc gia xuất nhập khẩu thủy sản lớn thứ hai của thế giới. Do đó, tiềm năng đẩy mạnh xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường này là rất lớn. Tuy nhiên, trong thời gian qua tốc độ tăng trưởng xuất khẩu của VN sang thị trường Nhật còn bất ổn và đáng lo ngại. Điển hình, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu năm 2004 tăng khoảng 24% về giá trị xuất khẩu

so với năm 2003; năm 2007, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu lại giảm khoảng 12% về giá trị xuất khẩu so với 2006; năm 2009, tốc độ tăng trưởng xuất khẩu lại giảm khoảng 10% về giá trị xuất khẩu so với năm 2008; năm 2013 tốc độ tăng trưởng khoảng 3,5% giá trị xuất khẩu so với năm 2012. Phát hiện và đánh giá mức độ tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Nhật là cần thiết và có ý nghĩa thực tiễn cao.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Lý thuyết cung, cầu, thương mại một ngành hàng của Raul Rubin Krugman và Obstfeld

2.1.1. Cầu nhập khẩu một ngành hàng của một quốc gia

Giả định thế giới có hai quốc gia: một quốc gia khan hiếm lúa mì (Home) và một quốc gia dư thừa

lúa mì (Foreign). Giả định chi phí vận chuyển giữa hai quốc gia này là không đáng kể, cả hai quốc gia có chung loại tiền tệ, giá lúa mì tại mỗi quốc gia do cung và cầu lúa mì của mỗi quốc gia quyết định. Tại quốc gia khan hiếm lúa mì Home, lượng cầu trong nước D1 lớn hơn lượng cung trong nước S1 tại mức giá cân bằng trong nước là P1. Do đó, quốc gia Home sẽ nhập khẩu lúa mì từ quốc gia Foreign một lượng là $ID1 = D1 - S1$. Khi giá tăng từ P1 → P2, thì lượng cung trong nước sẽ tăng từ S1 → S2 và lượng cầu trong nước giảm từ D1 → D2, lượng cầu nhập khẩu bây giờ là sẽ giảm từ ID1 xuống $ID2 = D2 - S2$. Khi giá tiếp tục tăng cao hơn từ P2 → P3 lượng cung trong nước đáp ứng lượng cầu trong nước, quốc gia Home sẽ không nhập khẩu. Như vậy, khi giá tăng thì lượng cầu trong nước giảm, lượng cung trong nước tăng

và lượng nhập khẩu từ nước ngoài giảm.

Gọi $Q_d^H Q_s^H$ là khối lượng cầu trong nước; $Q_m^H Q_s^H$ là khối lượng cung trong nước; $Q_m Q_s$ là khối lượng nhập khẩu; $\epsilon_d^H \epsilon_s^H$: độ co giãn của cầu trong nước theo giá; $\epsilon_s^H \epsilon_s^H$ là độ co giãn của cung trong nước theo giá; $\epsilon_d^m \epsilon_s^m$: độ co giãn của cầu nhập khẩu theo giá.

Độ co giãn của cầu nhập khẩu theo giá được tính như sau:

$$\epsilon_d^m = \frac{Q_d^H}{Q_m} \times \epsilon_d^H + \frac{Q_s^H}{Q_m} \times \epsilon_s^H \quad (1)$$

Theo công thức (1), độ co giãn cầu nhập khẩu theo giá của của quốc gia Home cho biết sự biến động của lượng cầu nhập khẩu trước sự thay đổi của giá nhập khẩu.

Ngoài yếu tố giá nhập khẩu, Krugman và Obstfeld còn cho rằng các yếu tố khác cũng có ảnh hưởng đến cầu nhập khẩu của một quốc gia đối với một ngành hàng đó là: tỷ giá hối đoái; thu nhập của nước nhập khẩu, các chính sách thương mại của nước nhập khẩu và chính sách phá giá của nước xuất khẩu.

2.1.2. Cung xuất khẩu một ngành hàng của một quốc gia

Giả định thế giới có hai quốc gia: Một quốc gia khan hiếm lúa mì (Home) và một quốc gia dư thừa lúa mì (Foreign). Giả định chi phí vận chuyển giữa hai quốc gia này là không đáng kể, cả hai quốc gia có chung loại tiền tệ, giá lúa mì tại mỗi quốc gia do cung và cầu lúa mì của mỗi quốc gia quyết định. Tại quốc gia dư thừa lúa mì (Foreign), lượng cung trong nước S1 lớn hơn lượng cầu trong nước S1, giá cân bằng P1, lượng cung dư thừa để xuất khẩu là $ES1 = S1 - D1$. Khi giá tăng từ $P1 \rightarrow P2$, lượng cung trong nước tăng lên từ $S1 \rightarrow S2$, cầu trong nước giảm từ $D1 \rightarrow D2$, lượng cung dư thừa để xuất khẩu tăng từ $ES1 \rightarrow ES2 = S2 - D2$. Do đó, khi giá tăng, lượng cung trong nước tăng và lượng cầu trong nước giảm, và lượng cung dư thừa để xuất khẩu tăng.

Gọi $Q_s^F Q_s^F$ khối lượng cung ứng trong nước; $Q_d^F Q_d^F$ là khối lượng cầu trong nước; $Q_x Q_x$ là khối lượng xuất khẩu; $\epsilon_d^F \epsilon_d^F$: độ co giãn của cầu trong nước theo giá; $\epsilon_s^F \epsilon_s^F$: độ co giãn của cung trong nước theo giá; ϵ_s^x : độ co giãn của cung xuất khẩu theo giá.

Độ co giãn của cung xuất khẩu theo giá được tính như sau:

$$\epsilon_s^x = \frac{Q_s^F}{Q_x} \times \epsilon_s^F + \frac{Q_d^F}{Q_x} \times \epsilon_d^F \quad (2)$$

Theo công thức (2), độ co giãn cung xuất khẩu theo giá của quốc gia Foreign cho biết lượng cung xuất khẩu thay đổi trước thay đổi về giá xuất khẩu.

Ngoài yếu tố giá xuất khẩu, Krugman và Obstfeld còn cho rằng các yếu tố khác có ảnh hưởng đến cung xuất khẩu của một quốc gia đó là: giá trong nước, tỷ giá hối đoái, khả năng sản xuất trong nước, mức vốn đầu tư cho sản xuất và xuất khẩu, giá lao động trong nước, giá nguyên vật liệu đầu vào và chính sách thương mại của nước xuất khẩu.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến cầu nhập khẩu, cung xuất khẩu một ngành hàng giữa hai hoặc nhiều quốc gia

2.2.1. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến cầu nhập khẩu

Kết quả nghiên cứu của các tác giả Goldstien và Khan (1978), Peter G Warr và Frances Wollmer (1996), Karn và Gunawardana (1998), Everen Erdogan Cosar (2002), Gunawardana và cộng sự (2008), Djoni và cộng sự (2013) đã cho thấy mức thu nhập của nước nhập khẩu tác động dương lên khối lượng nhập khẩu và tỷ lệ giữa giá nhập khẩu chia cho giá thế giới hoặc giá nhập khẩu trung bình của các đối thủ cạnh tranh của nước xuất khẩu tác động âm lên cầu nhập khẩu.

Abdelhak S Senhadji và Claudio E. Montenegro (1999), Mehrdad Zarenejad (2012), Wasif Siddiqi và cộng sự (2012), James O Bukonya và cộng sự (2012), Djoni và cộng sự (2013) đã cho thấy giá nhập khẩu tác động âm lên cầu nhập khẩu.

Everen Erdogan Cosar (2002), Gunawardana và cộng sự (2008), Mehrdad Zarenejad (2012), Wasif Siddiqi và cộng sự (2012), Saijd Gul và cộng sự (2013) đã cho thấy tỷ giá hối đoái danh nghĩa, tỷ giá hối đoái thực tác động âm lên cầu nhập khẩu.

2.2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến cung xuất khẩu

Kết quả nghiên cứu của các tác giả Goldstien và Khan (1978), Karn và Gunawardana (1998), Inka Harila và unawardana (2006), Wong Swee Kiong và cộng

sự (2010) đã cho thấy khối lượng sản xuất trong nước và tỷ lệ giá xuất khẩu chia cho giá bán trong nước tác động dương lên cung xuất khẩu.

Prasad (2000), M.Faruk Aydin (2004), Usman Haleem và cộng sự (2005), Wong Swee Kiong và cộng sự (2010), Safdari Mehdi và Motiee Reza (2011), MD. Moniruzzaman (2011) đã cho thấy giá xuất khẩu, GDP của nước xuất khẩu, GDP của nước nhập khẩu có tác động dương lên cung xuất khẩu.

Ngoài ra, M.Faruk Aydin (2004), R Rustam (2009), Safdari Mehdi và Motiee Reza (2011) còn cho rằng tỷ giá hối đoái tác động âm, chi phí lao động trong nước tác động âm và vốn đầu tư cho phát triển sản xuất trong nước tác động dương lên cung xuất khẩu.

2.3. Mô hình đề xuất nghiên cứu xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Nhật

Để tìm ra các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Nhật, tác giả kết hợp các yếu tố ảnh hưởng đến cầu nhập khẩu và cung xuất khẩu nhằm đảm bảo lợi ích cân bằng cho cả nước xuất khẩu và nước nhập khẩu. Các yếu tố kế thừa liên quan đến cầu nhập khẩu là tỷ lệ giá nhập khẩu chia cho giá nhập khẩu của thế giới hoặc giá nhập khẩu trung bình của các quốc gia là đối thủ của nước xuất khẩu; mức thu nhập của nước nhập khẩu và tỷ giá hối đoái. Các yếu tố kế thừa liên quan đến cung xuất khẩu là: khối lượng sản xuất trong nước; giá bán trong nước. Bên cạnh đó, tác giả giả định ba yếu tố khác có ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Nhật; đó là: khối lượng sản xuất thủy sản của Nhật; đầu tư vốn cho phát triển cơ sở hạ tầng (cụ

thể: vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc) và hiệp định đối tác kinh tế VN – Nhật (VJEPA).

Mô hình nghiên cứu đề xuất viết dưới dạng log nhằm giảm bớt biên độ biến động. Mô hình như sau:

$$\ln QVJ_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln INCJ_t + \alpha_2 \ln QJ_t + \alpha_3 \ln P_t + \alpha_4 \ln REX_t + \alpha_5 \ln QV_t + \alpha_6 \ln PV_t + \alpha_7 \ln CSHT_t + \alpha_8 VJEPA + \varepsilon_t \quad (3)$$

- QVJ_t , QVJ_{jt} , QVJ_{st} : Khối lượng xuất khẩu thủy sản, khối lượng xuất khẩu cá, khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật tại thời điểm t. $INCJ_t$: Mức thu nhập bình quân đầu người của người Nhật tại thời điểm t. QJ_t , QJ_{jt} , QJ_{st} : Khối lượng sản xuất thủy sản, khối lượng đánh bắt cá, khối lượng nuôi tôm của Nhật tại thời điểm t. P_t , P_{jt} , P_{st} : Tỷ lệ giữa giá xuất khẩu thủy sản, giá xuất khẩu cá, giá xuất khẩu tôm từ VN chia cho giá xuất khẩu trung bình thủy sản, giá xuất khẩu trung bình cá, giá xuất khẩu trung bình tôm của các đối thủ cạnh tranh của VN trên thị trường Nhật tại thời điểm t. REX_t : Tỷ giá hối đoái thực JPY/VND tại thời điểm t. Tỷ giá hối đoái thực JPY/VND được tính bằng tỷ giá hối đoái JPY/VND danh nghĩa nhân với tỷ lệ chỉ số giá tiêu dùng (CPI) của Nhật chia cho chỉ số giá tiêu dùng (CPI) của VN tại thời điểm t. QV_t , QV_{jt} , QV_{st} : Khối lượng sản xuất thủy sản, khối lượng đánh bắt cá, khối lượng nuôi tôm của VN tại thời điểm t. PV_t , PV_{jt} , PV_{st} : Giá bán thủy sản trong nước, giá bán mặt hàng cá trong nước, giá bán mặt hàng tôm trong nước tại thời điểm t. HT_t : Đầu tư vốn cho phát triển cơ sở hạ tầng (cụ thể: vận tải, kho bãi và hệ thống thông tin liên lạc) tại thời điểm t. VJEPA: Hiệp định đối tác thương mại VN – Nhật. VJEPA là biến giả, nhận giá trị 0 từ năm 1988-2008;

và giá trị 1 từ năm 2009-2013.

ε_t : phần nhiễu trắng.

Đầu kỳ vọng $\alpha_1, \alpha_3, \alpha_7 > 0$; $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_6 < 0$; và $\alpha_4, \alpha_8 > 0$

2.4. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích định lượng. Nghiên cứu sử dụng số liệu thứ cấp theo năm từ 1988 - 2013. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ Cục Hải quan Nhật, Niên giám thống kê VN, Tổng cục Thống kê VN, Tổng cục Hải quan VN, Ngân hàng Thế giới, Bộ Nông nghiệp, Lâm nghiệp và Thủy sản Nhật, Ngân hàng Thế giới.

Với dữ liệu chuỗi thời gian, nghiên cứu sử dụng phương pháp kiểm định ADF (Augmented Dickey – Fuller test) để xác định tính dừng và xác định trật tự tích hợp của các biến (intergration order). Sau khi kiểm định tính dừng và xác định trật tự tích hợp, nghiên cứu sử dụng phương pháp đồng liên kết của Engle-Granger để đo lường mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến và sử dụng phương pháp mô hình hiệu chỉnh sai số (Error Correction Model – ECM) để đo lường mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến.

Phạm vi nghiên cứu: Nghiên cứu giới hạn ở hai mặt hàng xuất khẩu thủy sản chính của VN sang thị trường Nhật đó là mặt hàng cá và tôm.

3. Kết quả và thảo luận

3.1 Kết quả nghiên cứu

3.1.1. Kiểm định tính dừng và xác định trật tự tích hợp

Từ kết quả nghiên cứu bảng 1a, chuỗi dữ liệu ban đầu (at level) có biến LREX và LHTV dừng ở mức ý nghĩa 1%; các biến LINCJ, LQVf và LQJf dừng ở mức ý nghĩa

Bảng 1a. Kết quả kiểm định tính dừng và xác định trật tự tích hợp (mặt hàng cá)

Biến	Dữ liệu ban đầu (at level)		Sai phân bậc 1 (at first difference)		Bậc tích hợp	Ghi chú
	Không xu hướng	Xu hướng	Không xu hướng	Xu hướng		
LQVJf	-1.577206	-0.558813	-4.798815***	-5.161016 ***	I(1)	
LINCJ	-3.114319**	-3.231373	-3.334720**	-3.419857*	I(0)	***, **, *
LQJf	-2.493614	-3.834199**	-5.450313***	-5.59097***	I(0)	có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.
LPf	-2.226984	-7.488459***	-3.663714**	-7.341071***	I(1)	
LREX	-12.43701***	-3.567901*	-3.689123**	-3.578413*	I(0)	
LQVf	-3.282237**	-2.186153	-3.774587***	-5.026541***	I(0)	
LPVf	0.286826	-2.523860	-3.921701***	-9.309254***	I(1)	
LHTV	-8.387549***	-6.367093***	-4.514200***	-5.048987***	I(0)	

Nguồn: Tác giả tính toán từ Eview 7.0

Bảng 1b . Kết quả kiểm định tính dừng và xác định trật tự tích hợp (mặt hàng tôm)

Biến	Dữ liệu ban đầu (at level)		Sai phân bậc 1 (at first difference)		Bậc tích hợp	Ghi chú
	Không xu hướng	Xu hướng	Không xu hướng	Xu hướng		
LQVJs	-2.219590	-1.624456	-5.802779***	-6.613558***	I(1)	
LINCJ	-3.114319**	-3.231373	-3.334720**	-3.419857*	I(0)	***, **, *
LQJs	0.289762	-2.327672	-4.333180***	-4.241779**	I(1)	có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5% và 10%.
LPs	-0.883423	-0.965650	-5.1736156***	-5.104773***	I(1)	
LREX	-12.43701***	-3.567901*	-3.689123**	-3.578413*	I(0)	
LQVs	-1.425889	-1.675349	-4.635471***	-4.748143***	I(1)	
LPVs	0.286826	-2.523860	-3.921701***	-9.309254***	I(1)	
LHTV	-8.387549***	-6.367093***	-4.514200***	-5.048987***	I(0)	

Nguồn: Tác giả tính toán từ Eview 7.0

Bảng 2a. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Dependent Variable: LQVJf

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LQVf	2.394364	0.507722	4.715894	0.0001
LPVf	-0.697110	0.332811	-2.094609	0.0491
LHTV	0.495623	0.200115	2.476694	0.0223
LREX	-0.421361	0.109578	-3.845297	0.0010
VJEPa	-0.317766	0.158159	-2.009158	0.0582
C	-7.939829	2.714473	-2.924998	0.0084
R-squared	0.985013	Adjusted R-squared	0.981267	

Bảng 2b. Kết quả kiểm định chuẩn đoán mô hình

Kiểm định phân phối chuẩn	Jarque-Bera = 1.580981 Prob = 0.453622
Kiểm định tự tương quan Breush – Godfrey LM	Chi square = 0.3305 Prob = 0.2393
Kiểm định phương sai thay đổi - Heteroskedasticity	Chi square = 0.1181 Prob = 0.1726

5%. Ở sai phân bậc 1 (at first difference) tất cả các biến đều dừng ở mức ý nghĩa 1% và 5%.

Từ kết quả nghiên cứu Bảng 1b, chuỗi dữ liệu ban đầu (at level) có biến LINCJ dừng ở mức ý nghĩa 5%; biến LREX và LHTV dừng ở mức ý nghĩa 1% và các biến còn lại không dừng. Ở sai phân bậc 1 (at first difference) tất cả các biến đều dừng ở mức ý nghĩa 1% và 5%.

3.1.2. Phân tích mối quan hệ trong dài hạn

a. Đối với mặt hàng cá

Từ kết quả ước lượng mô hình hồi quy ban đầu của mô hình (3), tác giả lần lượt loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê và kết quả ước lượng hồi quy tối ưu như Bảng 2a, 2b.

Sau khi chọn mô hình hồi quy tối ưu, tác giả thực hiện kiểm định đồng liên kết Johansen Cointegration Test. Theo kết quả Bảng 2c, cả hai kiểm định mà Johansen và Juselius (1990) đưa ra là kiểm

Bảng 2c. Kết quả kiểm định đồng liên kết giữa Johansen Cointegration Test

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.982558	207.0226	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.826940	109.8497	69.81889	0.0000
At most 2 *	0.730327	67.75093	47.85613	0.0003
At most 3 *	0.621041	36.29789	29.79707	0.0077
At most 4	0.373841	13.01003	15.49471	0.1144
At most 5	0.071266	1.774392	3.841466	0.1828

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.982558	97.17286	40.07757	0.0000
At most 1 *	0.826940	42.09877	33.87687	0.0042
At most 2 *	0.730327	31.45304	27.58434	0.0151
At most 3 *	0.621041	23.28787	21.13162	0.0245
At most 4	0.373841	11.23564	14.26460	0.1428
At most 5	0.071266	1.774392	3.841466	0.1828

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

định vết ma trận (trace) và kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (Max-Eigenvalue) đều khẳng định tồn tại ít nhất bốn vectơ đồng tích hợp ở mức ý nghĩa 5%. Điều này chứng minh rằng có mối quan hệ dài hạn mạnh (đồng tích hợp) giữa các biến nghiên cứu.

Từ kết quả ước lượng Bảng 2a, R-squared = 0.981267, cho biết mô hình giải thích được 98,12 % sự phụ thuộc của khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật đó là LQVf, LPVf, LHTV, LREX và VJEPA.

Biến LQVf = 2.394364, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy khối lượng đánh bắt cá trong nước của VN tăng thêm 1,000 tấn thì khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 2,39 tấn.

Biến LPVf = -0.697110, có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy giá bán trong nước cá trong nước giảm 1% thì khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 0,69 tấn.

Biến LHTV = 0.495623, có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy đầu tư vốn vào cơ sở hạ tầng, cụ thể là vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc phục vụ cho sản xuất và xuất khẩu trong nước của VN tăng 1 tỷ đồng thì khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 0,49 tấn.

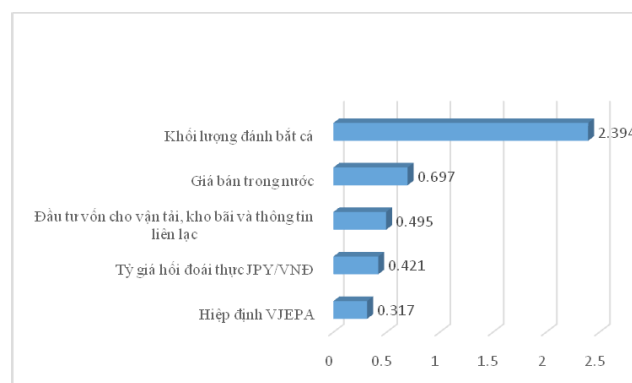
Biến LREX = -0.421361, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy sự tỷ giá thực JPY/VND tăng một đồng sẽ làm giảm khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 0,42 tấn.

Biến VJEPA = -0.317766, có ý nghĩa thống kê ở

mức 10%, cho thấy Hiệp định đối tác thương mại VN – Nhật kể từ khi có hiệu lực chưa có tác động tích cực đến xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật và làm giảm khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật là 0,31 tấn/năm. Điều này cũng dễ hiểu, khi Hiệp định có hiệu lực, thuế suất nhập khẩu đối với mặt hàng cá sang thị trường Nhật giảm nhưng sản phẩm cá VN khó đáp ứng các tiêu chuẩn kỹ thuật theo yêu cầu của Nhật hoặc các doanh nghiệp xuất khẩu VN chưa biết cách khai thác lợi ích từ hiệp định.

Như vậy trong dài hạn, các yếu tố ảnh hưởng đến khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật lần lượt là : LQVf, LPVf, LHTV, LREX và VJEPA.

Hình 1. Các yếu tố ảnh hưởng đến khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật trong dài hạn



Bảng 3a. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Dependent Variable: LQVJs

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LQVs	0.225583	0.064046	3.522221	0.0021
LHTV	0.238071	0.123272	1.931273	0.0677
LINCJ	0.650404	0.344936	1.885576	0.0740
LPVs	-0.522591	0.288861	-1.809144	0.0855
VJEPA	-0.327178	0.112648	-2.904424	0.0088
C	-8.247120	8.295781	-0.994134	0.3320

R-squared	0.884557	Adjusted R-squared	0.855696
-----------	----------	--------------------	----------

b. Đối với mặt hàng tôm

Từ kết quả ước lượng mô hình hồi quy ban đầu của mô hình (3), tác giả lần lượt loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê và kết quả ước lượng hồi quy tối ưu như sau.

Sau khi chọn mô hình hồi quy tối ưu, tác giả thực hiện kiểm định đồng liên kết Johansen Cointegration Test. Theo kết quả bảng 3c, cả hai kiểm định mà Johansen và Juselius (1990) đưa ra là kiểm định vết ma trận (trace) khẳng định có ít nhất hai vectơ đồng tích hợp ở mức ý nghĩa 5% và kiểm định giá trị riêng cực đại

của ma trận (Max-Eigenvalue) đều khẳng định tồn tại ít nhất một vectơ đồng tích hợp ở mức ý nghĩa 5%. Điều này chứng minh rằng có mối quan hệ dài hạn mạnh (đồng tích hợp) giữa các biến nghiên cứu.

Từ kết quả ước lượng bảng 3a, R-squared = 0.856375, cho biết mô hình giải thích được 85,63% sự phụ thuộc của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật đó là LINCJ, LPVs, VJEPA, LHTV và LQVs.

Biến LINCJ = 0.650404, có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy mức thu nhập bình quân đầu người của Nhật tăng thêm 1 USD

Bảng 3b. Kết quả kiểm định chuẩn đoán mô hình

Kiểm định phân phối chuẩn	Jarque-Bera = 1.420168 Prob = 0.491603
Kiểm định tự tương quan Breush – Godfrey LM	Chi square = 0.2716 Prob = 0.1733
Kiểm định phương sai thay đổi – Heteroskedasticity	Chi square = 0.1925 Prob = 0.1799

Nguồn: Tác giả tính toán từ Eview 7.0

thì khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật tăng 0,65 tấn.

Biến LPVs = - 0.522591, có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy giá bán trong nước tôm trong nước giảm 1% thì khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 0,52 tấn.

Biến VJEPA = - 0.327178, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy Hiệp định đối tác thương mại VN – Nhật kể từ khi có hiệu lực chưa có tác động tích cực đến xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật và làm giảm khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường

Bảng 3c. Kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.887692	130.8558	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.739617	78.37951	69.81889	0.0088
At most 2	0.599760	46.08505	47.85613	0.0727
At most 3	0.560869	24.10849	29.79707	0.1959
At most 4	0.164410	4.357526	15.49471	0.8727
At most 5	0.001944	0.046704	3.841466	0.8289

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.887692	52.47628	40.07757	0.0013
At most 1	0.739617	32.29446	33.87687	0.0763
At most 2	0.599760	21.97656	27.58434	0.2216
At most 3	0.560869	19.75096	21.13162	0.0771
At most 4	0.164410	4.310822	14.26460	0.8252
At most 5	0.001944	0.046704	3.841466	0.8289

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

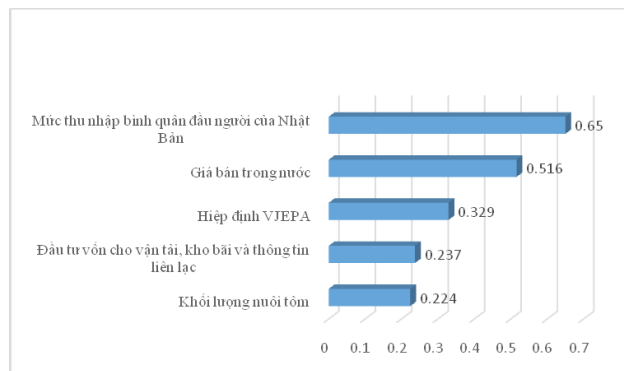
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Nguồn: Tác giả tính toán từ Eview 7.0

Hình 2. Các yếu tố ảnh hưởng đến khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật trong dài hạn



Nhật là 0,32 tấn/năm. Điều này cũng dễ hiểu, khi Hiệp định có hiệu lực, thuế suất nhập khẩu đối với mặt hàng tôm sang thị trường Nhật giảm nhưng sản phẩm tôm VN khó đáp ứng các tiêu chuẩn kỹ thuật theo yêu cầu của Nhật hoặc các doanh nghiệp VN chưa biết cách khai thác các lợi ích từ hiệp định.

Biến LHTV = 0.238071, có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy mức đầu tư vốn của Nhà nước vào hệ thống kho vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc phục vụ cho sản xuất và xuất khẩu trong nước của VN tăng 1 tỷ đồng thì khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật tăng 0,238071 tấn.

Biến LQVs = 0.225583, có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy khối lượng nuôi tôm của VN tăng 1 tấn thì khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật tăng 0,22 tấn.

Như vậy trong dài hạn, các yếu tố ảnh hưởng đến khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật lần lượt là : LINCJ, LPVs, VJEPA, LHTV và LQVs.

Bảng 4a. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Dependent Variable: DLQVJf				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLQVf	0.422450	0.284056	1.487206	0.1534
DLREX	-0.002640	0.001113	-2.373026	0.0283
DLPVf	0.114748	0.281472	0.407672	0.6881
VJEPA	-0.122820	0.085833	-1.430916	0.1687
ECT(-1)	-0.411734	0.174206	-2.363493	0.0289
C	-0.208340	0.179996	-1.157471	0.2614
R-squared	0.485948	Adjusted R-squared	0.350671	

Phân tích các yếu tố ảnh hưởng trong ngắn hạn

a. Đối với mặt hàng cá

Trong ngắn hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức 5% được chọn là DLREX và ECT(-1).

DLREX: biến thiên của tỷ giá hối đoái thực có quan hệ ngược chiều với biến thiên của khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật. Biến thiên của tỷ giá hối đoái thực JPY/VND tăng 1% thì biến thiên khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật giảm 0,26%.

ECT(-1) = - 0.411734: có nghĩa là giá trị biến thiên của khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật bị khử đi khoảng 0,411734; đây cũng là mức chênh lệch giữa biến thiên ngắn hạn và dài hạn. ECT(-1) âm cũng cho thấy sự điều chỉnh khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật là do hệ số này điều chỉnh sai số.

Như vậy, trong ngắn hạn, khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật sẽ bị tác động bởi xu hướng biến động của khối lượng xuất khẩu cá của VN sang thị trường Nhật năm trước đó và tỷ giá hối đoái thực JPY/VND.

b. Đối với mặt hàng tôm

Trong ngắn hạn, kết quả nghiên cứu cho thấy các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức 10% được chọn là DLINCJ, DLQVs, DLHTV, mức ý nghĩa 5% được chọn là DLPVs và mức ý nghĩa 1% là ECT(-1).

Biến DLPVs = -0.747896: với mức ý nghĩa 5%, biến thiên của giá bán trong nước tôm có mối quan hệ ngược chiều với biến thiên của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật. Biến thiên của giá bán trong nước tôm tăng 1% thì biến thiên khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật giảm

Bảng 4b. Kết quả kiểm định chuẩn đoán mô hình

Kiểm định phân phối chuẩn	Jarque-Bera = 0.274217 Prob = 0.871876
Kiểm định tự tương quan Breush – Godfrey LM	Chi square = 0.7116 Prob = 0.6124
Kiểm định phương sai thay đổi – Heteroskedasticity	Chi square = 0.4135 Prob = 0.3463

Nguồn: Tác giả tính toán từ Eview 7.0

Bảng 5a. Kết quả ước lượng mô hình hồi quy

Dependent Variable: DLQVJs

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLQVs	0.299875	0.164767	1.819993	0.0854
DLPVs	-0.747896	0.345279	-2.166062	0.0440
DLHTV	0.280089	0.156261	1.792439	0.0899
DLINCJ	0.656398	0.354234	1.853010	0.0803
VJEPA	-0.041268	0.075720	-0.545002	0.5924
ECT(-1)	-0.713949	0.245474	-2.908457	0.0094
C	0.004562	0.053664	0.085014	0.9332
R-squared	0.506028	Adjusted R-squared	0.341371	

74,7%.

Biến DLINCJ = 0.656398: Với mức ý nghĩa 10%, biến thiên của mức thu nhập bình quân đầu người của Nhật có mối quan hệ đồng chiều với biến thiên của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật. Biến thiên của mức thu nhập bình quân đầu người của Nhật tăng 1% thì khối lượng xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Nhật tăng 65,6%.

Biến DLQVs = 0.299875: Với mức ý nghĩa 10%, biến thiên của khối lượng nuôi tôm của VN có mối quan hệ đồng chiều với biến thiên của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật. Biến thiên của khối lượng nuôi tôm của VN tăng 1% thì khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật tăng 29,9%.

Biến DLHTV = 0.280089: Với mức ý nghĩa 10%, biến thiên của mức độ đầu tư vốn vào hệ thống vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc có mối quan hệ đồng chiều với biến thiên của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật. Biến thiên của mức đầu tư vốn vào hệ thống vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc tăng 1% thì khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật tăng 0,28%.

ECT(-1) = - 0.713949: có nghĩa là giá trị biến thiên của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật bị khử đi 0,713949; đây cũng là mức chênh lệch giữa biến thiên ngắn hạn và dài hạn. ECT(-1) âm cũng cho thấy sự điều chỉnh khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật là do hệ số này điều chỉnh sai số.

Như vậy, trong ngắn hạn, khối lượng xuất khẩu tôm

Bảng 5b. Kiểm định chuẩn đoán mô hình

Kiểm định phân phối chuẩn	Jarque-Bera = 1.875394 Prob = 0.391528
Kiểm định tự tương quan Breush Godfrey LM	Chi square = 0.8845 Prob = 0.8268
Kiểm định phương sai thay đổi Heteroskedasticity	Chi square = 0.9752 Prob = 0.9595

của VN sang thị trường Nhật sẽ bị tác động bởi xu hướng biến động của khối lượng xuất khẩu tôm của VN sang thị trường Nhật năm trước đó, giá bán trong nước tôm, mức thu nhập bình quân đầu người của Nhật, khối lượng nuôi tôm và mức đầu tư vốn vào hệ thống vận tải, kho bãi và hệ thống thông tin liên lạc.

4. Kết luận và gợi ý chính sách

4.1. Kết luận

Bài viết đã phát hiện và đánh giá mức độ tác động của các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản (mặt hàng cá và tôm) của VN sang thị trường Nhật trong thời gian qua. Mô hình giải thích được 98,12% đối với mặt hàng cá và 85,63% đối với mặt hàng tôm sự phụ thuộc của khối lượng xuất khẩu cá, tôm của VN sang thị trường Nhật vào các yếu tố sau:

Một là, khối lượng đánh bắt cá và khối lượng nuôi tôm của VN tác động dương lên khối lượng xuất khẩu cá, tôm cả trong ngắn hạn và dài hạn. Mức độ tác động của khối lượng đánh bắt cá của VN trong dài hạn là 2,94; khối lượng nuôi tôm của VN trong dài hạn là 0,22 và trong ngắn hạn là 0,29.

Hai là, giá bán trong nước cá, tôm của VN tác động âm lên khối lượng xuất khẩu cá, tôm cả trong dài hạn và ngắn hạn. Mức độ tác động của giá bán trong nước cá trong dài hạn là 0,69; mức độ tác động của giá bán trong nước tôm trong dài hạn là 0,52 và trong ngắn hạn là 0,74.

Ba là, mức độ đầu tư vốn vào cơ sở hạ tầng cho sản xuất và xuất khẩu (cụ thể vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc) tác động dương lên khối lượng xuất khẩu cá, tôm cả trong dài hạn và ngắn hạn. Mức độ tác động của đầu tư vốn vào cơ sở hạ tầng cho sản xuất và xuất khẩu đối với mặt hàng cá trong dài hạn là 0,49; Mức độ tác động của đầu tư vốn vào cơ sở hạ tầng cho sản xuất và xuất khẩu đối với mặt hàng tôm trong dài hạn là 0,23 và trong ngắn hạn là 0,28.



Bốn là, tỷ giá hối đoái thực JPY/VND tác động âm lên khối lượng xuất khẩu cá cả trong dài hạn là 0,31 và trong ngắn hạn là 0,0026.

Năm là, hiệp định đối tác kinh tế VN – Nhật tác động âm lên khối lượng xuất khẩu cá, tôm trong dài hạn. Mức độ tác động của hiệp định đối tác kinh tế VN – Nhật đối với mặt hàng cá trong dài hạn là 0,31 và đối với mặt hàng tôm là 0,32.

Sáu là, mức thu nhập bình quân đầu người của Nhật tác động dương lên khối lượng xuất khẩu tôm trong dài hạn là 6,9 và trong ngắn hạn là 0,65.

4.2. Gợi ý chính sách

Để phát triển xuất khẩu thủy sản (cá, tôm) của VN sang thị trường Nhật trong thời gian tới nhằm duy trì ổn định và gia tăng thị phần của VN trên thị trường Nhật, VN cần tập trung vào các nhóm giải pháp chính như sau:

Thứ nhất, phát triển đánh bắt, nuôi trồng thủy sản phục vụ xuất khẩu theo hướng bền vững.

Thứ hai, nâng cao năng lực cạnh tranh về giá

Thứ ba, tăng cường đầu tư vốn vào cơ sở hạ tầng đặc biệt là vận tải, kho bãi và thông tin liên lạc để hỗ trợ cho phát triển sản xuất và xuất khẩu.

Thứ tư, chính sách ổn định tỷ giá hối đoái

Thứ năm, nâng cao chất lượng thủy sản xuất khẩu đáp ứng các tiêu chuẩn về an toàn thực phẩm và các quy định khác của hiệp định đối tác kinh tế VN – Nhật.

Thứ sáu, đẩy mạnh xúc tiến thương mại vào thị trường Nhật ●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Abdelhak S Senhadji và Claudio (1999), “Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis”, *IMF Staff Papers*, Vol 46, No 3, pp. 259-273.
- Bernardina Algieri (2004), “Price and Income Elasticities of Russian Exports”, *The European Journal of Comparative Economics*, Vol. 1, n. 2, 2004, pp. 175-193.
- Djoni, Dedi Darusman, “Unang Atmaja, and Aziz Fauzi, Determinants of Indonesia’s Crude Coconut Oil Export Demand”, *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol.4, No.14, 2013, pp 98-105.

Everen Erdogan Cosar (2002), “Price and Income Elasticities of Turkish Export Demand: A Panel Data Application”, *Central Bank Review* 2, pp. 19-53.

Goldstein, M. and Khan, M. S. 1978, “The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, no. 2, pp. 275-286.

GunawardanaGunawardana, P. J. and Karn, P. Ch. 1998, “Supply of and Demand for Australia’s Pharmaceutical Exports,” *Working Paper No. 7/98*, Department of Applied Economics, Victoria University, Melbourne, Australia.