

Truyền dẫn giá trong chuỗi cung ứng xuất khẩu tôm thẻ chân trắng tại Việt Nam

The price transmission in white-leg shrimp export supply chain in Vietnam

Trương Ngọc Hào¹, Lê Công Trứ², Trần Thanh Trúc^{3*}

¹Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

²Trường Đại học Nông Lâm Thành phố Hồ Chí Minh, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

³Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh, Thành phố Hồ Chí Minh, Việt Nam

*Tác giả liên hệ: tructran.ncs2019011@st.uieh.edu.vn

THÔNG TIN

TÓM TẮT

DOI:10.46223/HCMCOUJS.
econ.vi.19.1.2353.2024

Ngày nhận: 19/06/2022

Ngày nhận lại: 14/08/2022

Duyệt đăng: 09/09/2022

Mã phân loại JEL:

C32; O13; Q22

Từ khóa:

mô hình hiệu chỉnh sai số; tôm thẻ chân trắng; truyền dẫn giá; xuất khẩu tôm

Trong tiến trình hội nhập thương mại của một ngành hàng nông nghiệp, nghiên cứu sự truyền dẫn giá trong chuỗi cung ứng xuất khẩu là rất quan trọng. Nghiên cứu này phân tích sự truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao của mặt hàng tôm thẻ chân trắng tại Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 01/2015 đến tháng 10/2020. Kiểm định đồng liên kết cho biết giá tôm tại ao và giá tôm xuất khẩu có mối quan hệ dài hạn; đồng thời, giá tôm xuất khẩu dẫn dắt giá tôm tại ao thông qua kiểm định nhân quả. Kết quả ước lượng theo quy trình hai giai đoạn của Engle-Granger cho biết truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao là không hoàn toàn trong dài hạn nhưng mức độ truyền dẫn giá là khá lớn; và tốc độ truyền dẫn giá ở ngắn hạn là tương đối chậm. Bên cạnh đó, mô hình hiệu chỉnh sai số bất đối xứng dựa trên phương pháp của Houck và Ward cho biết sự truyền dẫn giá này là đối xứng trong ngắn hạn cũng như dài hạn. Khám phá của nghiên cứu góp phần giúp người nuôi tôm thẻ chân trắng lập kế hoạch sản xuất kinh doanh hiệu quả. Đồng thời, truyền dẫn giá đối xứng là một tín hiệu tích cực để người nuôi tôm thẻ chân trắng đầu tư các phương thức sản xuất bền vững, đáp ứng những tiêu chuẩn sản phẩm ngày càng khắt khe từ thị trường xuất khẩu.

ABSTRACT

In the trade integration process of an agricultural sector, price transmission in export supply chains is an essential issue that needs attention. This paper analyses price transmission from export prices to farm-gate prices of white-leg shrimp production in Vietnam. Monthly series data on both farm-gate prices and export prices were collected from January 2015 to October 2020. The cointegration test indicated that in the long run, the farm-gate prices integrated with the export prices. The causality test also revealed that farm-gate prices were led by export prices. The Engle-Granger's two-

Keywords:

error correction model; white-leg shrimp; price transmission; shrimp export

stage estimation results showed an incomplete price transmission from export prices to farm-gate prices with rather a high level of transmission in the long run, and a relatively slow rate of price transmission in the short run. In addition, the asymmetric error correction model using the Houck and Ward approach demonstrated that the price transmission was symmetric in the short run as well as the long run. The findings of this study are useful for farmers in developing production and business strategies. Symmetric price transmission is a positive signal for farmers to invest in sustainable production approaches and to meet the stringent standard requirements of the export market.

1. Giới thiệu

Giá cả hàng hóa là yếu tố đặc biệt quan trọng ảnh hưởng đến hành vi của nhà sản xuất và người tiêu dùng trên thị trường. Truyền dẫn giá là một trong những cơ chế chính mà thị trường, các tác nhân trong chuỗi cung ứng được liên kết hoặc tích hợp theo chiều dọc (Goodwin & Holt, 1999; Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004). Mức độ, tốc độ và bản chất của sự truyền dẫn giá giữa các mắt xích dọc theo chuỗi cung ứng là thông tin có giá trị quan trọng. Nó cho biết mối quan hệ kinh tế giữa các cấp của chuỗi, mức độ hiệu quả của thị trường, và hiệu ứng phúc lợi được phân phối giữa các tác nhân trong chuỗi trước sự thay đổi của các yếu tố thị trường. Những hiểu biết này có thể giúp đưa ra giải pháp nhằm gia tăng lợi ích cho một số tác nhân nhất định trong chuỗi cung ứng, cũng như sự phát triển bền vững của chuỗi. Do đó, truyền dẫn giá là một vấn đề quan trọng khi nghiên cứu hệ thống thị trường dọc vì ý nghĩa phúc lợi và chính sách của nó (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004; Vavra & Goodwin, 2005); và phân tích truyền dẫn giá là một trong những hình thức phân tích phổ biến nhất về mối quan hệ giá (Nielsen, Ankamah-Yeboah, Staahl, & Nielsen, 2018).

Sản xuất và xuất khẩu tôm đóng vai trò quan trọng đối với sự phát triển của ngành thủy sản và kinh tế - xã hội của nhiều địa phương ven biển ở Đồng bằng sông Cửu Long. Kim ngạch xuất khẩu tôm hàng năm trung bình chiếm khoảng 50% tổng kim ngạch xuất khẩu thủy sản của cả nước (Vietnam Association of Seafood Exporters and Producers [VASEP], 2020). Trong cơ cấu xuất khẩu tôm của Việt Nam từ năm 2013 đến nay, tôm thẻ (tôm thẻ chân trắng) đã vượt qua tôm sú trở thành mặt hàng xuất khẩu chủ lực. Tỷ trọng tôm thẻ trong tổng kim ngạch xuất khẩu tôm không ngừng gia tăng, năm 2020 chiếm hơn 70% (VASEP, 2021). Với vai trò đặc biệt như vậy, sự phát triển bền vững của hoạt động nuôi trồng tôm thẻ dành được sự quan tâm lớn của ngành thủy sản. Những giải pháp giúp gia tăng lợi ích cho người nông dân nuôi tôm thẻ; khích lệ và tạo điều kiện để họ đầu tư, áp dụng các phương thức sản xuất bền vững là rất quan trọng.

Chính phủ và người tiêu dùng ở các nước nhập khẩu tôm, đặc biệt là những nước phát triển yêu cầu ngày càng khắt khe về sản phẩm tôm nhập khẩu như phải có các chứng nhận quốc tế về sản xuất bền vững, an toàn sức khỏe (VASEP, 2020). Tuy nhiên, sản xuất nhỏ lẻ chiếm gần 80% diện tích nuôi tôm ở Việt Nam (VASEP, 2020), và một trong những trở ngại chính đối với các nông hộ nuôi tôm khi chuyển sang phương thức, hệ thống nuôi trồng bền vững, hiện đại là chi phí cao dành cho việc đầu tư, tuân thủ các yêu cầu sản xuất khắt khe. Trong khi đó, giá bán tôm của nông dân lại có thể không tăng tương xứng, thậm chí sự tăng giá là không chắc chắn. Sự không chắc chắn này kết hợp với chi phí đầu tư ban đầu cao làm giảm tính khả thi về mặt kinh tế, và điều này là rào cản lớn hạn chế việc các hộ nuôi tôm áp dụng, đầu tư những phương

thức sản xuất bền vững, hiện đại đáp ứng các yêu cầu cao về sản phẩm của thị trường. Do vậy, người nông dân nuôi tôm thẻ ở Việt Nam có nhận được một mức gia tăng về giá tương xứng cho những nỗ lực đầu tư và đáp ứng các tiêu chuẩn xuất khẩu ngày càng khắt khe hơn hay không? Nói cách khác là họ có được hưởng lợi ích tương xứng từ sự phát triển xuất khẩu tôm thẻ hay không là một câu hỏi quan trọng cần nghiên cứu.

Những điều trên cho thấy, trong tiến trình ngành tôm hội nhập thương mại quốc tế, nghiên cứu sự truyền dẫn giá dọc theo chuỗi cung ứng tôm xuất khẩu là rất quan trọng, và mục tiêu của bài báo này là phân tích sự truyền dẫn giá từ thị trường xuất khẩu đến thị trường nguyên liệu của mặt hàng tôm thẻ tại Việt Nam. Cụ thể, chúng tôi kiểm tra sự dẫn dắt về giá, đo lường mức độ và tốc độ truyền dẫn giá, và xem xét tính bất đối xứng trong việc truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao. Khám phá của nghiên cứu góp phần giúp người nuôi tôm thẻ lập kế hoạch sản xuất kinh doanh hiệu quả, cũng như giúp đưa ra những giải pháp nhằm tăng tính bền vững của hoạt động sản xuất tôm thẻ tại Việt Nam.

2. Lược khảo các nghiên cứu liên quan

Theo lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá của Stigler (1969), giá của các sản phẩm thay thế gần nhau sẽ di chuyển cùng nhau. Engle và Granger (1987) cũng cho biết rằng giá của một hàng hóa ở các thị trường khác nhau, có liên quan hoặc các sản phẩm thay thế gần nhau trên cùng một thị trường được kỳ vọng sẽ di chuyển cùng nhau. Các tài liệu và nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giá giữa các thị trường thủy sản tích hợp hoặc liên kết nhau cho biết giá sản phẩm giữa các thị trường này sẽ có khuynh hướng thay đổi cùng với nhau theo một tỷ lệ nào đó, sự biến động giá ở thị trường này sẽ tác động đến giá cân bằng ở thị trường khác (Asche, Flaaten, Isaksen, & Vassdal, 2002; Nielsen & ctg., 2018).

Dọc theo chuỗi cung ứng, truyền dẫn giá biểu thị cách thức mà giá ở một mắt xích của chuỗi phản ứng với sự thay đổi của giá ở một mắt xích khác (Serra, 2011). Truyền dẫn giá hoàn toàn khi sự thay đổi giá ở mắt xích này được truyền dẫn lại đầy đủ, hoàn toàn đến giá của mắt xích kia. Trong trường hợp sự thay đổi giá ở mắt xích này chỉ được truyền dẫn lại một phần đến giá của mắt xích khác thì truyền dẫn giá giữa hai mắt xích là không hoàn toàn. Truyền dẫn giá giữa giá bán của người sản xuất, giá xuất khẩu, giá bán buôn và giá bán lẻ có ý nghĩa quan trọng đối với lợi nhuận của những chủ thể tham gia trong chuỗi cung ứng trước sự thay đổi của giá bán cho người tiêu dùng hay biến động của chi phí sản xuất. Đồng thời, truyền dẫn giá không phải lúc nào cũng diễn ra tức thời mà có thể là trong một khoảng thời gian. Mức độ và tốc độ truyền dẫn giá giữa các mắt xích dọc theo chuỗi cung ứng bị chi phối bởi nhiều yếu tố như đặc điểm sản phẩm, chi phí giao dịch, chi phí vận chuyển, chi phí chế biến, thông tin cũng như mức độ cạnh tranh và cấu trúc thị trường (Bakucs, Falkowski, & Ferto, 2012; Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004).

Bên cạnh đó, truyền dẫn giá bất đối xứng (Asymmetric Price Transmission - APT), phản ánh sự khác biệt trong điều chỉnh của một mức giá khi phản ứng với sự tăng và giảm của một mức giá khác (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004), đã được quan tâm nghiên cứu, đặc biệt là ở lĩnh vực nông nghiệp. Dưới sự truyền dẫn giá bất đối xứng, khi giá sản phẩm ở giai đoạn hạ nguồn (downstream), tức là giai đoạn xuất khẩu hay bán lẻ tăng/giảm thì giá công trại ở giai đoạn thượng nguồn (upstream) cũng sẽ điều chỉnh theo hướng đó nhưng tỷ lệ tăng là nhỏ hơn tỷ lệ giảm, và/hoặc tốc độ giảm là nhanh hơn tốc độ tăng. Việc phân phối hiệu ứng phúc lợi giữa các mắt xích, các tác nhân trong chuỗi khi đó là khác nhau. Những người sản xuất nhỏ lẻ thường là đối tượng bị thiệt thòi vì họ bị thiếu thông tin, nguồn lực, và không đủ khả năng thương lượng được giá bán tốt hơn (Assefa, Meuwissen, & Lansink, 2014; Falkowski, 2010). Sức mạnh thị trường của các tác nhân ở

những giai đoạn hạ nguồn của chuỗi cung ứng được xác định là nguyên nhân quan trọng nhất cho sự truyền dẫn giá bất đối xứng (Acharya, Kinnucan, & Caudill, 2011; Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004; Vavra & Goodwin, 2005).

Sự tồn tại của APT cho thấy rằng thị trường có thể hoạt động không hiệu quả, thiếu sự cạnh tranh, và gây tổn thất phúc lợi cho xã hội (McLaren, 2015; Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004). Điều này sẽ ảnh hưởng đến sự phát triển bền vững của chuỗi cung ứng sản phẩm. Do vậy, phân tích sự truyền dẫn giá dọc theo chuỗi cung ứng là rất cần thiết; giúp nhận biết mối quan hệ giá cả và sự liên kết thị trường giữa các mắc xích trong chuỗi, cũng như mức độ cạnh tranh của thị trường (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004; Serra & Goodwin, 2003). Những hiểu biết này có thể góp phần hữu hiệu chỉ ra các thách thức đối với sự phát triển của một sản phẩm, đặc biệt là sản phẩm nông nghiệp; giúp đưa ra các giải pháp nhằm cải thiện lợi ích cho những người sản xuất nhỏ lẻ ở đầu chuỗi cung ứng.

Qua quá trình lược khảo tài liệu chúng tôi nhận thấy các nghiên cứu trong nước về truyền dẫn giá giữa các thị trường trong chuỗi cung ứng ở ngành thủy sản nói chung và ngành tôm nói riêng đã được quan tâm nghiên cứu nhưng số lượng còn hạn chế. Đồng thời, các nghiên cứu đều chỉ thực hiện đo lường sự ảnh hưởng, mức độ truyền dẫn giá; rất ít nghiên cứu thực hiện kiểm tra sự dẫn dắt, chi phối về giá giữa các thị trường; cũng như chưa có nghiên cứu nào phân tích bản chất của sự truyền dẫn giá là có bất đối xứng hay không. Hơn nữa, ở mặt hàng tôm thẻ - sản phẩm chủ lực trong sản xuất và xuất khẩu của ngành tôm Việt Nam từ năm 2013 đến nay, vẫn chưa có nghiên cứu nào thực hiện phân tích sự truyền dẫn giá giữa các thị trường.

Nghiên cứu ở nước ngoài về truyền dẫn giá trong ngành thủy sản phần lớn tập trung vào các mặt hàng cá. Tiêu biểu như nghiên cứu của Asche, Dahl, Valderrama, và Zhang (2014); Sapkota, Dey, Alam, và Singh (2015); Singh, Dey, Laowapong, và Bastola (2015); Pham và cộng sự (2018). Ở mặt hàng tôm, số lượng nghiên cứu về truyền dẫn giá là không nhiều, mới chỉ có một vài công trình như nghiên cứu của Ling, Leung, và Shang (1998) phân tích sự truyền dẫn giá giữa thị trường tôm sú đóng gói ở Thái Lan, Indonesia và thị trường bán buôn ở Tokyo - Nhật Bản; hay phân tích sự dẫn dắt về giá trong chuỗi tôm lột vỏ của ngư dân Greenland và những nhà xuất khẩu Canada qua thị trường Đan Mạch và Vương quốc Anh của Nielsen và cộng sự (2018). Trong khi đó, tôm nước lợ (tôm sú và tôm thẻ) là mặt hàng thủy sản nuôi trồng và xuất khẩu có vai trò kinh tế lớn đối với các quốc gia đang phát triển như Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu xem xét sự truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao. Dựa trên các nghiên cứu liên quan như Asche và cộng sự (2014); Nielsen và cộng sự (2018); mô hình thực nghiệm được đưa ra như sau:

$$\ln P_{ft} = \alpha + \beta \ln P_{et} + \epsilon_t \quad (1)$$

Trong đó, P_{ft} và P_{et} lần lượt là giá tôm thẻ nguyên liệu tại ao và giá tôm thẻ thành phẩm xuất khẩu tại thời điểm t , \ln là logarit tự nhiên, α là số hạng không đổi, ϵ_t là sai số ngẫu nhiên, và β là hệ số co giãn cho biết mức độ thay đổi tương đối của P_f do sự thay đổi tương đối của P_e . Nếu $\beta = 0$ thì giữa hai nấc giá P_e và P_f không tồn tại mối quan hệ; dưới sự truyền dẫn giá, $0 < \beta < 1$ cho biết truyền dẫn giá không hoàn toàn.

3.2. Phương pháp ước lượng

3.2.1. Kiểm định nghiệm đơn vị, đồng liên kết và quan hệ nhân quả

Bước đầu tiên, nghiên cứu tiến hành: a) Kiểm định nghiệm đơn vị; b) Kiểm định mối quan hệ đồng liên kết; và c) Kiểm định mối quan hệ nhân quả Granger giữa hai biến. Xác định những vấn đề này là quan trọng giúp lựa chọn được mô hình ước lượng phù hợp nhất cho nghiên cứu.

Nghiên cứu sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị Dickey-Fuller mở rộng (ADF) kiểm tra tính dừng của các biến. Nếu kiểm định xác nhận hai biến cùng tích hợp I(1) thì bước tiếp theo chúng tôi kiểm tra xem giữa chúng có tồn tại mối quan hệ dài hạn hay không thông qua phương pháp kiểm định đồng liên kết của Johansen (Johansen & Juselius, 1990). Trong mô hình (1), giá tôm xuất khẩu được xem là dẫn dắt về giá, điều này là giả thiết dựa trên thực tiễn thị trường tôm Việt Nam. Do đó, tiếp theo chúng tôi kiểm tra mối quan hệ nhân quả giữa hai biến bằng cách áp dụng phương pháp kiểm định nhân quả Granger của Toda và Yamamoto (Toda & Yamamoto, 1995) để xác định hướng của cơ chế truyền dẫn giá. Độ trễ tối ưu của các biến được lựa chọn dựa trên tiêu chí thông tin Akaike (AIC) và Schwarz (SBC).

3.2.2. Truyền dẫn giá trong dài hạn và ngắn hạn

Từ kết quả các kiểm định ở bước 1; nếu hai biến cùng tích hợp I(1) và có quan hệ đồng liên kết, đồng thời giá tôm xuất khẩu dẫn dắt về giá thì nghiên cứu tiến hành xác định sự truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao theo quy trình ước lượng hai giai đoạn của Engle và Granger (Engle & Granger, 1987).

Đầu tiên, chúng tôi ước lượng mô hình (1) bằng phương pháp OLS để xác định mức độ truyền dẫn trong dài hạn. Theo Engle và Granger (1987) và Gujarati (2011); nếu hai biến lnPf và lnPe là các chuỗi không dừng, nhưng cùng tích hợp I(1), và có mối quan hệ đồng liên kết thì kết quả ước lượng mô hình (1) là thực, thể hiện mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến. Tiếp theo, sự truyền dẫn giá trong ngắn hạn sẽ được ước lượng thông qua mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) xây dựng cho mô hình (1) như sau:

$$\Delta \ln Pf_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_{1,i} \Delta \ln Pf_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2,i} \Delta \ln Pe_{t-i} + \lambda_3 ECT_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Trong đó; Δ là sai phân bậc nhất, n là độ trễ tối ưu; và ECT là phần dư của kết quả hồi quy mô hình (1), cho biết hiệu chỉnh sai số của mô hình ($ECT_{t-1} = \epsilon_{t-1} = \ln Pf_{t-1} - \alpha - \beta \ln Pe_{t-1}$). Các hệ số $\lambda_{1,i}$ và $\lambda_{2,i}$ lần lượt đo lường tốc độ điều chỉnh của Pf phản ứng với sự thay đổi của $Pf_{(t-i)}$, và $Pe_{(t-i)}$ trong ngắn hạn. Hệ số λ_3 cho biết tốc độ điều chỉnh của Pf trong ngắn hạn để đưa Pf trở lại trạng thái cân bằng dài hạn với Pe khi có cú sốc xảy ra.

3.2.3. Truyền dẫn giá bất đối xứng

Phương pháp phân tích tác động bất đối xứng của Houck (1977) và Ward (1982) được sử dụng phổ biến để kiểm tra tính bất đối xứng trong truyền dẫn giá dọc theo chuỗi cung của một sản phẩm nông nghiệp (Bakucs & ctg., 2012; Deb, Lee, & Lee, 2020; Pham & ctg., 2018; Sapkota & ctg., 2015). Nghiên cứu cũng sử dụng cách tiếp cận này để phân tích tính bất đối xứng trong truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao. Theo đó, lnPet và ECTt được chia thành các biến động dương (tăng) và biến động âm (giảm) tương ứng, được xác định như sau:

$$\Delta \ln Pe_t^+ = \begin{cases} \Delta \ln Pe_t & \text{nếu } \Delta \ln Pe_t > 0 \\ 0 & \text{nếu ngược lại} \end{cases} \quad \text{và} \quad \Delta \ln Pe_t^- = \begin{cases} \Delta \ln Pe_t & \text{nếu } \Delta \ln Pe_t < 0 \\ 0 & \text{nếu ngược lại} \end{cases}$$

$$ECT_t^+ = \begin{cases} ECT_t & \text{nếu } ECT_t > 0 \\ 0 & \text{nếu ngược lại} \end{cases} \quad \text{và} \quad ECT_t^- = \begin{cases} ECT_t & \text{nếu } ECT_t < 0 \\ 0 & \text{nếu ngược lại} \end{cases}$$

Trên cơ sở đó, mô hình hiệu chỉnh sai số bất đối xứng của nghiên cứu được xây dựng:

$$\Delta \ln Pf_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_{1,i} \Delta \ln Pf_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^+ \Delta \ln Pe_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^- \Delta \ln Pe_{t-i}^- + \gamma_3^+ ECT_{t-1}^+ + \gamma_3^- ECT_{t-1}^- + u_t \quad (3)$$

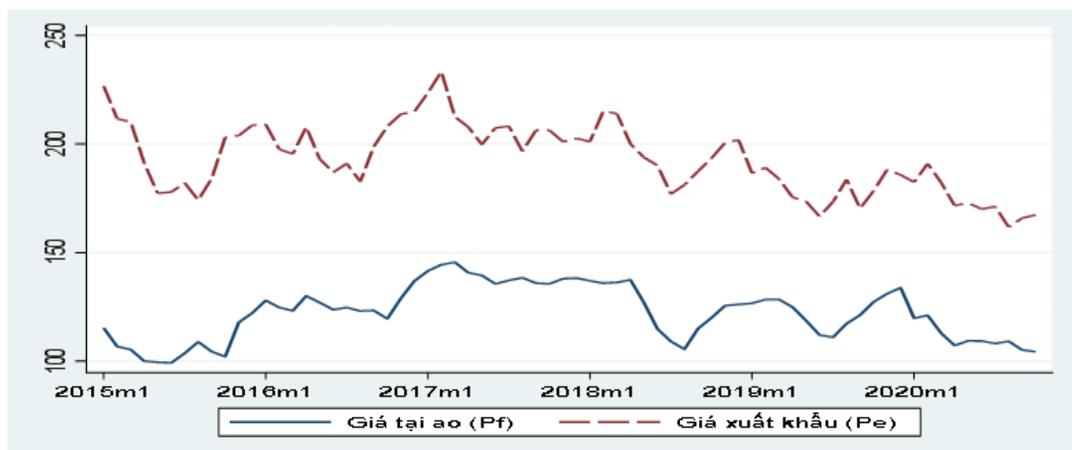
Trong đó, các hệ số $\gamma_{1,i}$; $\gamma_{2,i}^+$; $\gamma_{2,i}^-$ lần lượt cho biết tốc độ điều chỉnh của Pf_t trong ngắn hạn phản ứng với sự thay đổi của Pf_{t-i} ; Pe_{t-i}^+ ; và Pe_{t-i}^- . Các hệ số γ_3 cho biết tốc độ điều chỉnh của Pf về trạng thái cân bằng dài hạn với Pe . Theo von Cramon-Taubadel (1998) và Pham và cộng sự (2018), nghiên cứu sử dụng kiểm định Wald để kiểm tra sự truyền dẫn giá có bất đối xứng trong ngắn hạn (SR) hay không với giả thiết $H_{0,SR}$: $\sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^+ = \sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^-$: đối xứng, và giả thiết đối $H_{1,SR}$: $\sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^+ \neq \sum_{i=0}^n \gamma_{2,i}^-$: bất đối xứng. Đồng thời, truyền dẫn giá bất đối xứng trong dài hạn (LR) được kiểm định với giả thiết $H_{0,LR}$: $\gamma_3^+ = \gamma_3^-$: đối xứng, và giả thiết đối $H_{1,LR}$: $\gamma_3^+ \neq \gamma_3^-$: bất đối xứng.

3.3. Dữ liệu và nguồn dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng hai chuỗi giá là giá tôm thẻ nguyên liệu tại ao (Pf) và giá tôm thẻ thương phẩm xuất khẩu (Pe) của Việt Nam. Dữ liệu của mỗi chuỗi giá là giá danh nghĩa hàng tháng, từ tháng 01/2005 đến tháng 10/2020. Cách thức xác định và nguồn thu thập:

Giá tôm thẻ tại ao vùng ĐBSCL được sử dụng làm đại diện cho Pf . Giá tôm thẻ tại ao vùng ĐBSCL là trung bình cộng của bốn kích cỡ phổ biến nhất là 30 con/kg, 50 con/kg, 80 con/kg và 100 con/kg; và giá tôm mỗi kích cỡ là giá trung bình của kích cỡ đó của ba tỉnh Sóc Trăng, Kiên Giang và Cà Mau. Vì tôm thẻ cỡ 30 con/kg chỉ có chuỗi giá của Sóc Trăng là đầy đủ dữ liệu trong giai đoạn nghiên cứu nên riêng cỡ tôm này chúng tôi sử dụng giá tôm thẻ của Sóc Trăng làm đại diện. Giá tôm thẻ tại ao là giá tôm ướp đá và có kiểm kháng sinh. Dữ liệu giá tôm thẻ tại ao (VND/kg) từng kích cỡ của mỗi tỉnh được thu thập và tính toán từ Sở Thủy sản của mỗi tỉnh, Hiệp hội Chế biến và Xuất khẩu Thủy sản Việt Nam (VASEP), và Công ty Cổ phần Phân tích và Dự báo Thị trường Việt Nam (AgroMonitor).

Nghiên cứu sử dụng giá tôm thẻ đông lạnh xuất khẩu của Việt Nam làm đại diện cho Pe . Giá tôm thẻ đông lạnh xuất khẩu được xác định bằng trung bình cộng của giá các đơn hàng tôm thẻ đông lạnh xuất khẩu của các công ty thủy sản Việt Nam. Dữ liệu giá xuất khẩu của các đơn hàng (USD/kg) được thu thập, tính toán từ Tổng cục Hải quan Việt Nam và AgroMonitor; và được chuyển đổi sang VND theo tỷ giá VND/USD của tháng đó.



Hình 1. Giá tôm thẻ chân trắng Việt Nam theo tháng, 2015 - 2020 (1,000 đ/kg)

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả các biến số

Bảng 1

Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến số	Số quan sát	Giá trị trung bình	Giá trị cao nhất	Giá trị nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
lnPf	70	11.707	11.888	11.506	0.105
lnPe	70	12.167	12.360	11.994	0.084

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

Bảng 1 cho thấy độ lệch chuẩn của cả hai biến trong mô hình nghiên cứu là nhỏ, điều này cho biết sự biến động của hai biến số giữa các kỳ là không đáng kể. Giá trị trung bình, giá trị cao nhất và thấp nhất của biến lnPe đều lớn hơn biến lnPf; điều này là phù hợp vì tôm xuất khẩu tồn tại chi phí thu mua, vận chuyển, chế biến, kiểm định, bảo quản, ... nên giá tôm thẻ xuất khẩu trung bình sẽ luôn lớn hơn giá tôm thẻ tại ao.

4.2. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị, đồng liên kết và quan hệ nhân quả

4.2.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Kiểm định nghiệm đơn vị ADF cho các biến được thực hiện ở chuỗi gốc và chuỗi lấy sai phân bậc 1 trong cả hai trường hợp là có hệ số chặn, và có hệ số chặn và có xu thế. Kết quả được trình bày trong Bảng 2 cho thấy trong cả hai trường hợp, ở chuỗi gốc các biến đều không dừng, và các biến đều dừng khi lấy sai phân bậc 1. Do đó, chúng tôi có thể kết luận rằng hai biến cùng tích hợp I(1).

Bảng 2

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị bằng phương pháp ADF

Biến	Chuỗi gốc		Sai phân bậc I	
	Chặn	Chặn và xu thế	Chặn	Chặn và xu thế
lnPf	-2.392 (2) [0.143]	-2.313 (2) [0.426]	-4.876 (1)*** [0.000]	-5.017 (1)*** [0.003]
lnPe	-2.287 (1) [0.176]	-2.898 (1) [0.162]	-8.163 (0)*** [0.000]	-8.101 (0)*** [0.000]

Chú thích: Số trong () là độ trễ tối ưu, và số trong [] là giá trị P-value.

*** cho biết dừng tại mức ý nghĩa 1%.

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

4.2.2. Kiểm định đồng liên kết

Kết quả kiểm định đồng liên kết được tóm tắt ở Bảng 3, cho thấy cả hai kiểm định mà Johansen và Juselius (1990) đề xuất là kiểm định vết ma trận (Trace test) và kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (Maximun Eigenvalue Test) đều có giá trị thống kê lớn hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 5%. Điều này bác bỏ giả thuyết không tồn tại vectơ đồng liên kết, hay khẳng định tồn tại một vectơ đồng liên kết giữa hai biến. Như vậy giữa giá tôm thẻ tại ao và giá tôm thẻ xuất khẩu có mối quan hệ dài hạn.

Bảng 3

Kết quả kiểm định đồng liên kết sử dụng phương pháp Johansen

Liên kết thị trường	Độ trễ	Giả thiết H_0	Trace statistics (λ_{trace})		Maximun eigenvalue (λ_{max})	
			Giá trị thống kê	Giá trị tới hạn 5%	Giá trị riêng cực đại	Giá trị tới hạn 5%
Pf – Pe	1	Không có đồng liên kết	15.97	15.41	14.09	14.07

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

4.2.3. Kiểm định nhân quả Granger

Bảng 4 trình bày kết quả kiểm định nhân quả Granger theo phương pháp của Toda và Yamamoto (TY). Kết quả cho thấy chỉ có quan hệ nhân quả một chiều từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao. Điều này nói lên rằng sự thay đổi của giá tôm thẻ xuất khẩu sẽ ảnh hưởng đến giá tôm thẻ tại ao, trong khi chiều ngược lại không xảy ra.

Bảng 4

Kết quả kiểm định nhân quả Granger sử dụng phương pháp TY

Liên kết thị trường	Độ trễ	Giả thiết H_0	Giá trị F	Xác suất
Pf – Pe	2	Pe tác động nhân quả lên Pf	13.05	0.0015
		Pf tác động nhân quả lên Pe	1.23	0.5419

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

Như vậy, trong mối quan hệ giá giữa nhà xuất khẩu và nông dân nuôi tôm, các công ty xuất khẩu dẫn dắt về giá. Kết quả này có thể được giải thích là do trong chuỗi cung ứng xuất khẩu tôm thẻ; số lượng người nuôi tôm rất nhiều, không tập trung, và qui mô của mỗi trại là vừa và nhỏ, cũng như khi tôm đến thời điểm thu hoạch thì khả năng lưu trữ là hạn chế. Trong khi đó, hoạt động thu mua chế biến tôm xuất khẩu tại mỗi địa phương/vùng nuôi lại khá tập trung, do một vài công ty lớn như Minh Phú, Minh Phú Hậu Giang, Sao Ta, Sóc Trăng, ... chi phối. Các công ty này có tiềm lực tài chính, hệ thống kho lạnh lớn; và nắm được thông tin thị trường. Do đó, các công ty xuất khẩu có thể dẫn dắt giá bán tôm tại ao của nông dân.

4.3. Kết quả thực nghiệm**4.3.1. Truyền dẫn giá trong dài hạn**

Từ kết quả các kiểm định ở trên, nghiên cứu tiến hành ước lượng mô hình (1) để đo lường mức độ truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao trong dài hạn. Kết quả ước lượng được trình bày ở Bảng 5.

Bảng 5

Kết quả ước lượng mô hình (1)

Biến phụ thuộc: $\ln Pf$		
Biến hồi quy	Hệ số hồi quy	P-value
$\ln Pe$	0.755***	0.000
C	2.520*	0.090
Estimated method: OLS		
Adjusted R-squared		0.356
F-statistic		39.22
Prob(F-statistic)		0.000

Chú thích: *, *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa ở mức 10% và 1%

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

Hệ số hồi quy cho biết trong dài hạn, nếu giá tôm xuất khẩu tăng 1% thì giá tôm tại ao tăng 0.76%, và ngược lại. Kết quả này cho thấy truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao trong dài hạn là không hoàn toàn, tuy nhiên mức độ truyền dẫn giá là tương đối lớn. Điều này nói lên rằng liên kết thị trường giữa giai đoạn xuất khẩu với giai đoạn nuôi trồng trong chuỗi cung ứng xuất khẩu tôm thẻ là khá chặt chẽ.

4.3.2. Truyền dẫn giá trong ngắn hạn

Tiếp theo chúng tôi thực hiện ước lượng mô hình (2) để xác định sự truyền dẫn giá trong ngắn hạn. Kết quả được thể hiện trong Bảng 6, cho biết khi sự thay đổi của giá tôm thẻ xuất khẩu ở tháng hiện tại và tháng trước tăng 1% thì khuynh hướng thay đổi của giá tôm thẻ tại ao tăng lần lượt là 0.29% và 0.27%. Như vậy, trong ngắn hạn tốc độ truyền dẫn giá từ nhà xuất khẩu sang người nông dân là tương đối chậm. Điều này có thể là do tôm nguyên liệu từ ao nuôi đến nhà chế biến xuất khẩu trải qua nhiều giai đoạn như thương lái thu mua và vận chuyển; phân loại, chế biến, kiểm định, lưu kho bảo quản; tìm kiếm và ký hợp đồng xuất khẩu.

Bảng 6

Kết quả ước lượng mô hình (2)

Biến phụ thuộc: $\Delta \ln Pf$		
Biến hồi quy	Hệ số hồi quy	P-value
$\Delta \ln Pf_{t-1}$	0.210**	0.048
$\Delta \ln Pe$	0.293***	0.003
$\Delta \ln Pe_{t-1}$	0.271***	0.008
ECT_{t-1}	-0.179***	0.001
C	0.003	0.513
<i>Kiểm định chẩn đoán</i>		
Adjusted R-squared	0.338	
J-B normality test	18.36 [0.993]	
Breusch-Godfrey serial correlation LM test	2.84 [0.092]	
Breusch-Pagan heteroscedasticity test	2.23 [0.126]	
Ramsey RESET test	0.22 [0.879]	

Chú thích: *, **, *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%

Kết quả các kiểm định chẩn đoán dựa trên thống kê F và số liệu trong [] là giá trị xác suất

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

Kết quả ở Bảng 6 còn cho biết sự thay đổi của giá tôm tại ao sẽ tăng 0.21% nếu sự thay đổi của giá tôm tại ao tháng trước tăng 1%. Nguyên nhân có thể giải thích cho điều này là khi giá tôm tại ao tháng trước tăng thì người nuôi tôm kỳ vọng giá sẽ tiếp tục tăng trong tháng sau; do đó, họ có thể chờ một thời gian trước khi quyết định thu hoạch để bán được tôm với giá tốt hơn. Đồng thời, hệ số hồi quy của sai số hiệu chỉnh (ECT_{t-1}) là -0.179; cho thấy sự hiệu chỉnh của mô hình là đúng hướng. Kết quả này cho biết khi giá tôm tại ao cao hoặc thấp hơn mức cân bằng với giá tôm xuất khẩu trong dài hạn thì 18% của sự mất cân bằng này sẽ được điều chỉnh theo hướng ngược lại ở tháng sau; tốc độ điều chỉnh là tương đối chậm. Phần dưới cùng của Bảng 6 trình bày các kết quả kiểm định chẩn đoán cho mô hình ECM. Các kiểm định đều cho giá trị xác suất lớn hơn 0.05; chứng tỏ kết quả ước lượng là phù hợp và đủ tin cậy.

4.3.3. Truyền dẫn giá bất đối xứng

Bảng 7 trình bày kết quả ước lượng của mô hình hiệu chỉnh sai số bất đối xứng. Các hệ số hồi quy của giá tôm xuất khẩu hiện tại và tháng trước, trong cả hai trường hợp thay đổi dương (tăng giá) và thay đổi âm (giảm giá); chỉ có hệ số của $\Delta \ln Pe^-$ là có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này cho biết rằng giá tôm thẻ chân trắng tại ao trong ngắn hạn có phản ứng và tốc độ phản ứng là tích cực trước sự thay đổi giảm của giá tôm sú xuất khẩu ở tháng hiện tại. Điều này có thể được giải thích là do các công ty chế biến xuất khẩu tôm thực hiện hành vi bù lỗ trong hoạt động kinh doanh ở ngắn hạn. Thu hoạch tôm của nông dân có tính thời điểm và mùa vụ, trong khi đó nhà máy chế biến tôm xuất khẩu hoạt động liên tục. Do đó trong nhiều thời điểm mặc dù giá tôm xuất khẩu thấp/giảm trong khi giá tôm nguyên liệu cao/tăng nhưng để duy trì hoạt động của nhà máy, các công ty vẫn phải thu mua. Với hệ thống kho lạnh và tiềm lực tài chính lớn, các công ty xuất khẩu có thể san bằng giá tôm nguyên liệu đầu vào. Đồng thời, nguyên nhân khác có thể là do các công ty sau khi ký hợp đồng xuất khẩu, hay gần đến ngày thực hiện hợp đồng thì tiến hành thu mua tôm nguyên liệu để chế biến. Điều này dẫn đến sự cạnh tranh trong việc thu mua tôm giữa các công ty ở nhiều thời điểm là rất cao, và để có được tôm nguyên liệu các công ty phải tăng giá thu mua tôm của nông dân mặc dù giá tôm xuất khẩu giảm.

Bảng 7

Kết quả ước lượng mô hình (3)

Biến phụ thuộc: $\Delta \ln P_{AO}$		
Biến hồi quy	Hệ số hồi quy	P-value
$\Delta \ln P_{t-1}$	0.207 ^{***}	0.056
$\Delta \ln Pe^+$	0.084	0.694
$\Delta \ln Pe_{t-1}^+$	0.279	0.209
$\Delta \ln Pe^-$	0.461 ^{**}	0.014
$\Delta \ln Pe_{t-1}^-$	0.296	0.132
ECT_{t-1}^+	-0.149	0.260
ECT_{t-1}^-	-0.203 ^{**}	0.028
C	-0.008	0.490
<i>Kiểm định bất đối xứng</i>		
Trong ngắn hạn	0.57 [0.454]	
Trong dài hạn	0.08 [0.774]	
<i>Kiểm định chẩn đoán</i>		
Adjusted R-squared	0.317	
J-B normality test	19.94 [0.979]	
Breusch-Godfrey serial correlation LM test	1.71 [0.186]	
Breusch-Pagan heteroscedasticity test	0.14 [0.234]	
Ramsey RESET test	1.28 [0.289]	

Chú thích: ** thể hiện mức ý nghĩa ở mức 5%

Kết quả các kiểm định dựa trên thống kê F và số liệu trong [] là giá trị xác suất

Nguồn: Tác giả tính toán từ dữ liệu

Liên quan đến tính bất đối xứng của truyền dẫn giá, Bảng 7 cho thấy các kiểm định Wald với giả thuyết vô hiệu về truyền dẫn giá đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn đều không thể bị bác bỏ. Nói cách khác truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao là đối xứng trong ngắn hạn cũng như dài hạn. Điều này ngụ ý rằng mặc dù các công ty xuất khẩu tôm dẫn dắt về giá nhưng các nhà xuất khẩu không thể truyền mức độ và tốc độ của sự giảm giá lớn hơn so với việc tăng giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá bán tôm tại ao của nông dân. Kết quả này có thể được giải thích là do các công ty chế biến xuất khẩu tôm thường xuyên thiếu hụt nguồn tôm nguyên liệu. Đồng thời, các nông hộ nuôi tôm vẫn có khả năng “*kháng cự*” lại sự giảm giá tôm thu mua của các công ty xuất khẩu. Cụ thể, tôm có thể thu hoạch nhiều đợt trong một vụ nuôi và thị trường tôm nguyên liệu có nhiều kích cỡ nên nông dân nuôi tôm có thể chờ khi giá tốt mới thu hoạch. Nông dân nếu không bán tôm cho công ty chế biến xuất khẩu thì họ vẫn có thị trường tiêu thụ thay thế, đó là thị trường nội địa hay xuất khẩu tiêu ngạch sang Trung Quốc.

Sự hiện diện của truyền dẫn giá đối xứng là bằng chứng cho sự cạnh tranh của thị trường. Nó cho biết nông dân nuôi tôm vẫn có được quyền tiếp cận thị trường và có thể thương lượng giá bán khi tuân thủ các tiêu chuẩn của nhà xuất khẩu. Khám phá này của nghiên cứu là phát hiện mới thú vị. Phần dưới cùng của Bảng 7 trình bày các kết quả kiểm định chẩn đoán cho mô hình, cho thấy kết quả ước lượng là phù hợp và đủ tin cậy.

5. Kết luận

Nghiên cứu này đóng góp vào tài liệu truyền dẫn giá trong lĩnh vực thủy sản thông qua phân tích thực nghiệm về mối quan hệ giá giữa giai đoạn xuất khẩu và giai đoạn nuôi trồng của mặt hàng tôm thẻ tại Việt Nam. Cụ thể, nghiên cứu đã điều tra sự dẫn dắt về giá, mức độ và tốc độ truyền dẫn giá, và tính bất đối xứng trong việc truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao.

Kết quả nghiên cứu cho biết rằng giá tôm thẻ tại ao và giá tôm thẻ xuất khẩu có mối quan hệ dài hạn; đồng thời, giá tôm xuất khẩu dẫn dắt giá tôm tại ao. Truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao là không hoàn toàn trong dài hạn nhưng mức độ truyền dẫn giá là khá lớn; và tốc độ truyền dẫn giá ở ngắn hạn là tương đối chậm. Đồng thời, truyền dẫn giá từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao là đối xứng trong ngắn hạn cũng như dài hạn. Sự hiện diện của truyền dẫn giá đối xứng là bằng chứng cho sự cạnh tranh của thị trường, cho biết mặc dù các nhà xuất khẩu tôm dẫn dắt về giá nhưng nông dân nuôi tôm vẫn có thể thương lượng giá cả khi tuân thủ các tiêu chuẩn của nhà xuất khẩu.

Những khám phá của nghiên cứu có giá trị đáng kể đối với người nuôi tôm thẻ ở Việt Nam trong việc lập kế hoạch sản xuất kinh doanh. Trong điều kiện thông tin hiện nay, khi giá tôm thẻ xuất khẩu được công bố trên các bản tin, báo cáo thị trường; người nuôi tôm thẻ có thể dựa vào những chỉ báo này để dự báo giá tôm bán tại ao. Sự truyền dẫn giá đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn từ giá tôm xuất khẩu đến giá tôm tại ao là một tín hiệu tích cực để người nuôi tôm thẻ, cũng như các nhà hoạch định chính sách thủy sản khuyến khích người nuôi tôm thẻ áp dụng, đầu tư các phương thức sản xuất bền vững, hiện đại đáp ứng những tiêu chuẩn sản phẩm ngày càng khắt khe từ thị trường xuất khẩu.

Để cải thiện sự truyền dẫn giá từ giá tôm thẻ xuất khẩu đến giá tôm thẻ tại ao thì các giải pháp giúp giá cả, thông tin thị trường linh hoạt và hiệu quả hơn như sàn giao dịch điện tử giữa thương lái, công ty chế biến xuất khẩu và nông dân nuôi tôm cần được mở rộng. Các công ty chế biến xuất khẩu tôm nên đẩy mạnh hoạt động thu mua tôm nguyên liệu trực tiếp với nông dân. Đồng thời, việc tăng cường đầu tư cơ sở hạ tầng giao thông ở các vùng nuôi tôm là rất quan trọng. Những điều này sẽ giúp thị trường dọc theo chuỗi cung ứng xuất khẩu tôm thẻ hoạt động hiệu quả hơn; nông dân nuôi tôm có được sự gia tăng về giá bán tôm tại ao tốt hơn khi xuất khẩu tôm phát triển, giá tôm xuất khẩu gia tăng.

Tài liệu tham khảo

- Acharya, R. N., Kinnucan, H. W., & Caudill, S. B. (2011). Asymmetric farm-retail price transmission and market power: A new test. *Applied Economics*, 43(30), 4759-4768. doi:10.1080/00036846.2010.498355
- Asche, F., Dahl, R. E., Valderrama, D., & Zhang, D. (2014). Price transmission in new supply chains-the case of salmon in France. *Aquaculture Economics and Management*, 18(2), 205-219. doi:10.1080/13657305.2014.903309
- Asche, F., Flaaten, O., Isaksen, J. R., & Vassdal, T. (2002). Derived demand and relationships between prices at different levels in the value chain: A note. *Journal of Agricultural Economics*, 53(1), 101-107. doi:10.1111/j.1477-9552.2002.tb00008.x
- Assefa, T. T., Meuwissen, M. P. M., & Lansink, A. G. J. M. O. (2014). Price volatility transmission in food supply chains: A literature review. *Agribusiness*, 1(11), 3-13. doi:10.1002/agr
- Bakucs, Z., Falkowski, J., & Ferto, I. (2012). Price transmission in the milk sectors of Poland and Hungary. *Post-Communist Economies*, 24(3), 419-432. doi:10.1080/14631377.2012.705474
- Deb, L., Lee, Y., & Lee, S. H. (2020). Market integration and price transmission in the vertical supply chain of rice: An evidence from Bangladesh. *Agriculture (Switzerland)*, 10(7), 1-21. doi:10.3390/agriculture10070271
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction estimates: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Falkowski, J. (2010). Price transmission and market power in a transition context: Evidence from the Polish fluid milk sector. *Post-Communist Economies*, 22(4), 513-529. doi:10.1080/14631377.2010.518477
- Goodwin, B. K., & Holt, M. T. (1999). Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. *American Journal, of Agricultural, Economics*, 81(3), 630-637. doi:10.2307/1244026
- Gujarati, D. (2011). *Econometrics by example* (1st ed.). New York, NY: Palgrave Macmillan.
- Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal, of Agricultural, Economics*, 59(3), 570-572. doi:10.2307/1239663
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin, of Economics, and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Ling, B. H., Leung, P., & Shang, Y. C. (1998). Behaviour of price transmissions in vertically coordinated markets: The case of frozen black tiger shrimp (*Penaeus monodon*). *Aquaculture Economics and Management*, 2(3), 119-128. doi:10.1080/13657309809380223
- McLaren, A. (2015). Asymmetry in price transmission in agricultural markets. *Review of Development Economics*, 19(2), 415-433. doi:10.1111/rode.12151
- Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611.
- Nielsen, M., Ankamah-Yeboah, I., Staahl, L., & Nielsen, R. (2018). Price transmission in the transatlantic northern shrimp value chain. *Marine Policy*, 93(April), 71-79. doi:10.1016/j.marpol.2018.04.002

- Pham, T. A. N., Meuwissen, M. P. M., Le, T. C., Bosma, R. H., Verreth, J., & Lansink, A. O. (2018). Price transmission along the Vietnamese pangasius export chain. *Aquaculture*, 493(April), 416-423. doi:10.1016/j.aquaculture.2017.04.028
- Sapkota, P., Dey, M. M., Alam, M. F., & Singh, K. (2015). Price transmission relationships along the seafood value chain in Bangladesh: Aquaculture and capture fisheries. *Aquaculture Economics and Management*, 19(1), 82-103. doi:10.1080/13657305.2015.994237
- Serra, T. (2011). Food scare crises and price volatility: The case of the BSE in Spain. *Food Policy*, 36(2), 179-185. doi:10.1016/j.foodpol.2010.11.006
- Serra, T., & Goodwin, B. K. (2003). Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. *Applied Economics*, 35(18), 1889-1899. doi:10.1080/00036840310001628774
- Singh, K., Dey, M. M., Laowapong, A., & Bastola, U. (2015). Price transmission in Thai aquaculture product markets: An analysis along value chain and across species. *Aquaculture Economics and Management*, 19(1), 51-81. doi:10.1080/13657305.2015.994236
- Stigler, G. J. (1969). *The theory of Price*. London, UK: Macmillan Company.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1/2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8
- Vietnam Association of Seafood Exporters and Producers (VASEP). (2020). *Báo cáo ngành hàng tôm 5 năm (2015 - 2019) [Report on Vietnam shrimp sector 2015-2019]*. Hà Nội, Việt Nam: VASEP.
- Vietnam Association of Seafood Exporters and Producers (VASEP). (2021). *Báo cáo xuất khẩu thủy sản Việt Nam năm 2020 [Report on Vietnam seafood exports in 2020]*. Hà Nội, Việt Nam: VASEP.
- Vavra, P., & Goodwin, B. K. (2005). *Analysis of price transmission along the food chain* (OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers No. 3). Paris, France: OECD Publishing.
- von Cramon-Taubadel, S. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25(1), 1-18.
- Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2), 205-212. doi:10.2307/1241124

