

NGHIÊN CỨU CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN SỰ HÀI LÒNG CỦA NÔNG HỘ ĐỐI VỚI DỊCH VỤ CẤP NƯỚC TƯỚI TẠI HỆ THỐNG THỦY LỢI GIAO THỦY TRONG BỐI CẢNH HẠN HÁN VÀ XÂM NHẬP MẶN

Bùi Anh Tú¹

¹ Khoa Kinh tế và Quản lý, Trường Đại học Thủy lợi

* Email: buianhtu@tlu.edu.vn

TÓM TẮT

Nghiên cứu này phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của nông hộ đối với dịch vụ cấp nước tưới tại hệ thống thủy lợi Giao Thủy (tỉnh Ninh Bình) - một vùng chịu tác động kép của hạn hán mùa kiệt và xâm nhập mặn ngày càng sâu từ cửa Ba Lạt. Nghiên cứu khảo sát 185 nông hộ trong vụ đông xuân năm 2025 - 2026 và áp dụng mô hình Partial Least Squares - Structural Equation Modeling (PLS-SEM) với bootstrap 5.000 lần để kiểm định bốn giả thuyết về tác động của độ tin cậy cấp nước (REL), tính kịp thời (TIM), thái độ phục vụ của cán bộ thủy lợi (ATT) và minh bạch lịch tưới (TRN) lên sự hài lòng tổng thể (SAT). Kết quả cho thấy, REL ($\beta = 0,290$; $p < 0,001$) và TIM ($\beta = 0,243$; $p = 0,001$) là hai yếu tố có tác động mạnh và nhất quán, trong khi ATT đạt mức ý nghĩa biên ($p = 0,053$). Đáng chú ý, TRN không có tác động có ý nghĩa thống kê ($p = 0,353$) - một phát hiện trái chiều với nhiều nghiên cứu trước nhưng phù hợp với bối cảnh địa phương khi nông dân ưu tiên kết quả vật chất hơn thông tin minh bạch thuần túy. Hệ số $R^2 = 0,286$ cho thấy mô hình giải thích gần 29% biến thiên của sự hài lòng. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm trực tiếp cho cải cách vận hành hệ thống tưới trong bối cảnh biến đổi khí hậu tại vùng ven biển Bắc Bộ.

Từ khóa: Hạn hán, sự hài lòng dịch vụ thủy lợi, xâm nhập mặn.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Hệ thống thủy lợi Giao Thủy nằm ở phía Đông tỉnh Ninh Bình, phục vụ tưới tiêu cho hơn 8.200 ha đất canh tác của 10 xã ven biển huyện Giao Thủy cũ. Đây là vùng đặc thù khi chịu đồng thời áp lực hạn hán trong các tháng mùa kiệt (tháng 11 đến tháng 4 năm sau) và nguy cơ xâm nhập mặn từ cửa Ba Lạt ngày càng sâu hơn do tác động của biến đổi khí hậu [1]. Theo số liệu quan trắc của Đài Khí tượng Thủy văn tỉnh Nam Định, độ mặn tại đầu kênh chính đã vượt ngưỡng 1‰ trong 47 ngày liên tiếp trong vụ đông xuân năm 2022 - 2023, tăng gần gấp đôi so với giai đoạn 2010 - 2015 [2]. Bằng chứng định lượng từ Đồng bằng sông Cửu Long cho thấy, xâm nhập mặn làm giảm đáng kể năng suất và doanh thu của nông hộ trồng lúa so với nhóm không bị ảnh hưởng [3], một cơ chế tác động tương tự có thể xảy ra tại các vùng ven biển Bắc Bộ như Giao Thủy. Bối cảnh này đặt ra áp lực không nhỏ lên năng lực vận hành của các tổ chức quản lý khai thác công trình thủy lợi (KTCTTL) và trực tiếp

ảnh hưởng đến sinh kế cũng như mức độ hài lòng của người dùng nước.

Mặc dù chất lượng dịch vụ thủy lợi đã được nghiên cứu từ những năm 1990 [4, 5], phần lớn các công trình trên thế giới tập trung vào hiệu quả phân phối nước theo góc độ kỹ thuật, ít đặt người dùng nước làm trung tâm phân tích [6, 7]. Tại Việt Nam, một số nghiên cứu gần đây đã bắt đầu vận dụng khung lý thuyết chất lượng dịch vụ trong bối cảnh thủy lợi [8 - 10], song hầu như chưa có nghiên cứu nào tích hợp yếu tố rủi ro thiên tai - đặc biệt là hạn - mặn như một biến bối cảnh điều tiết trải nghiệm dịch vụ của nông hộ.

Khoảng trống này có hàm ý thực tiễn rõ ràng: Nếu không xác định đúng yếu tố quyết định sự hài lòng trong điều kiện khắc nghiệt về nguồn nước, các can thiệp cải cách dịch vụ tưới sẽ phân bổ nguồn lực sai lầm. Nghiên cứu này lấp khoảng trống đó thông qua 3 đóng góp: (1) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về cấu trúc nhân quả giữa bốn chiều cạnh chất lượng dịch vụ và sự hài lòng tổng thể tại hệ thống tưới ven biển đặc thù; (2) làm rõ

vai trò của minh bạch thông tin trong bối cảnh hạn - mặn cực đoan; (03) vận dụng PLS-SEM cho đối tượng nông hộ quy mô nhỏ tại Đồng bằng Bắc Bộ [11].

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHÁT TRIỂN GIẢ THUYẾT

Nghiên cứu này kết hợp lý thuyết chất lượng dịch vụ SERVQUAL [12, 13] và lý thuyết không xác nhận kỳ vọng [14]. Trong dịch vụ công thiết yếu như cấp nước tưới, người dùng hình thành kỳ vọng dựa trên kinh nghiệm lịch sử và nhu cầu sinh kế. Sự hài lòng xuất hiện khi trải nghiệm thực tế đáp ứng hoặc vượt quá kỳ vọng [15], [4] đề xuất chỉ số phân phối nước tưới (IDI) đặt nền móng đo lường hiệu quả kỹ thuật, nhưng không nắm bắt chiều cạnh dịch vụ - xã hội mà người dùng cảm nhận [6]. Mở rộng khung này bằng cách nhấn mạnh rằng độ tin cậy và tính kịp thời của dòng chảy tới ô ruộng là thước đo cốt lõi của chất lượng dịch vụ tưới từ góc nhìn nông hộ.

Trong nghiên cứu này, mô hình SERVQUAL gốc năm chiều cạnh được điều chỉnh còn bốn chiều cạnh phù hợp với đặc thù dịch vụ thủy lợi: Chiều cạnh hữu hình (tangibles) được lược bỏ vì cơ sở hạ tầng kênh mương là tài sản cố định không biến đổi theo mùa vụ, không phản ánh trải nghiệm dịch vụ của nông hộ trong ngắn hạn; chiều cạnh năng lực đảm bảo (assurance) được tích hợp một phần vào REL (cam kết cấp nước đúng lượng) và ATT (thái độ phục vụ của cán bộ thủy lợi), nhất quán với cách điều chỉnh SERVQUAL trong các nghiên cứu tưới tiêu châu Á [6], [9], [10].

Bốn giả thuyết được đề xuất: H1 - Độ tin cậy cấp nước (REL) có tác động tích cực đến sự hài lòng (SAT); H2 - Tính kịp thời (TIM) có tác động tích cực đến SAT; H3 - Thái độ phục vụ của cán bộ thủy lợi (ATT) có tác động tích cực đến SAT; H4 - Minh bạch lịch tưới (TRN) có tác động tích cực đến SAT. Cơ chế tác động của từng giả thuyết được lý giải như sau: Đối với H1, khi nguồn nước được đảm bảo liên tục và ổn định, nông hộ có thể chủ động lập kế hoạch canh tác, giảm rủi ro sản xuất và nâng cao hiệu quả sử dụng các nguồn lực đầu vào khác như giống, phân bón và lao động; do đó nông hộ thường đánh giá cao những hệ thống thủy lợi có khả năng cung cấp nước đáng tin cậy, đặc biệt trong điều kiện nguồn nước khan hiếm do hạn - mặn. Đối

với H2, việc cấp nước đúng thời điểm sinh trưởng của cây lúa (đẻ nhánh, làm đòng, trổ bông) quyết định trực tiếp năng suất và giảm thiểu thiệt hại do thiếu nước cục bộ, nên tính kịp thời được nông hộ xem là tiêu chí đánh giá dịch vụ gắn liền với kết quả sản xuất thực tế. Đối với H3, thái độ phục vụ tích cực của cán bộ thủy lợi giúp giảm chi phí giao dịch (thời gian chờ, công sức khiếu nại) và tạo niềm tin vào tổ chức quản lý, qua đó gián tiếp nâng cao mức độ hài lòng tổng thể dù tác động có thể yếu hơn so với các yếu tố vật lý trực tiếp. Đối với H4, minh bạch lịch tưới được kỳ vọng làm giảm bất định trong ra quyết định canh tác của nông hộ; tuy nhiên, trong bối cảnh hạn - mặn đặc thù, giá trị thực tiễn của thông tin lịch tưới có thể bị suy giảm nếu lịch thường xuyên thay đổi do diễn biến mặn bất thường. Trong bối cảnh hạn-mặn đặc thù, H1 và H2 được kỳ vọng sẽ có tác động mạnh nhất: Khi nguồn nước bất định, các đặc tính vật lý của dịch vụ được nông dân ưu tiên hơn các đặc tính thông tin.

Về mặt kỹ thuật mô hình hóa, cả bốn biến tiềm ẩn độc lập (REL, TIM, ATT, TRN) và biến phụ thuộc (SAT) đều được đo lường theo phương pháp reflective (chỉ báo phản ánh), nghĩa là các biến quan sát (ví dụ REL1, REL2, REL3) được xem là các biểu hiện khác nhau cùng phản ánh một biến tiềm ẩn chung, có tương quan nội tại cao với nhau và có thể hoán đổi lẫn nhau mà không làm thay đổi bản chất của construct. Cách tiếp cận này phù hợp với việc đánh giá độ tin cậy nội tại qua Cronbach's Alpha và CR, cùng tính hội tụ giá trị qua AVE như trình bày tại mục 4.1. Mô hình giả thuyết tổng thể có cấu trúc bốn đường dẫn trực tiếp và độc lập từ REL, TIM, ATT, TRN đến SAT (H1 - H4), không có biến trung gian hay biến điều tiết trong phạm vi mô hình cấu trúc chính.

3. ĐỐI TƯỢNG, PHẠM VI VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Nghiên cứu triển khai trong vụ đông xuân năm 2025 - 2026 tại 6 xã thuộc huyện Giao Thủy (trước sáp nhập) là: Giao Phong, Giao Tiến, Giao Hà, Giao Long, Giao Xuân và Giao Thịnh - các xã nằm trong vùng phục vụ kênh chính N1 và N2 và có nguy cơ xâm nhập mặn cao theo bản đồ rủi ro [16].

Mẫu nghiên cứu gồm 185 nông hộ được lựa chọn theo phương pháp phân tầng ngẫu nhiên kết hợp hệ thống, trong đó tăng phân chia dựa trên vị

trí đầu kênh/cuối kênh và quy mô canh tác. Cỡ mẫu này đáp ứng ngưỡng tối thiểu cho PLS-SEM theo quy tắc 10 lần [11] với tối đa 4 biến dự đoán. Bảng hỏi được thiết kế dựa trên thang đo SERVQUAL điều chỉnh cho bối cảnh tưới tiêu [17], thang Likert 5 điểm; đã qua thí điểm với 15 nông hộ và phỏng vấn trực tiếp từ tháng 01 - 02/2026.

Phân tích dữ liệu sử dụng PLS-SEM [18, 19] - phù hợp với cỡ mẫu trung bình, mô hình lý thuyết chưa kiểm định đầy đủ trong bối cảnh địa phương và dữ liệu không hoàn toàn chuẩn. Đánh giá mô hình đo lường kiểm tra $CR \geq 0,70$, $AVE \geq 0,50$, $HTMT < 0,85$ [20, 21]. Mô hình cấu trúc sử dụng bootstrap 5.000 lần, khoảng tin cậy BCa 95%.

Bảng 1 cho thấy, mẫu khảo sát tập trung chủ yếu ở nhóm tuổi trung niên (30 - 60 tuổi, chiếm 68,6%), trình độ học vấn phổ biến ở mức trung học cơ sở và trung học phổ thông (80,5%), quy mô canh tác nhỏ và phân tán (82,2% dưới 2 ha) và phần lớn có kinh nghiệm canh tác trên 5 năm (77,8%). Cấu trúc mẫu này phản ánh đặc trưng phổ biến của nông hộ sản xuất lúa quy mô nhỏ tại vùng ven biển Đồng bằng Bắc Bộ, đồng thời cũng cố tính phù hợp của đối tượng khảo sát với mục tiêu nghiên cứu: Nông hộ có kinh nghiệm canh tác lâu năm thường có khả năng đánh giá chính xác hơn về độ tin cậy và tính kịp thời của dịch vụ cấp nước qua nhiều vụ mùa khác nhau, kể cả những vụ chịu ảnh hưởng nặng của hạn - mặn.

Bảng 1. Đặc điểm mẫu nghiên cứu (n = 185)

Đặc điểm mẫu	Phân loại	Tần suất (n = 185)
Tuổi (nhóm)	Dưới 30 tuổi	22 (11,9%)
	30 - 45 tuổi	65 (35,1%)
	45 - 60 tuổi	62 (33,5%)
	Trên 60 tuổi	36 (19,5%)
Trình độ học vấn	Tiểu học	15 (8,1%)
	Trung học cơ sở	79 (42,7%)
	Trung học phổ thông	70 (37,8%)
	Cao đẳng/Đại học trở lên	21 (11,4%)
Quy mô đất (ha)	Dưới 0,5 ha	74 (40,0%)
	0,5 - 2 ha	78 (42,2%)
	Trên 2 ha	33 (17,8%)
Kinh nghiệm canh tác	Dưới 5 năm	41 (22,2%)
	5 - 15 năm	89 (48,1%)
	Trên 15 năm	55 (29,7%)

Nguồn: Kết quả khảo sát thực địa (2026).

Bảng 2. Nội dung các biến quan sát và hệ số tải nhân tố (PLS-SEM)

Mã biến	Nội dung biến quan sát (thang đo Likert 5 điểm)	Hệ số tải nhân tố
REL1	Hệ thống thủy lợi cấp nước đầy đủ theo nhu cầu canh tác của nông hộ trong vụ đông xuân	0,782
REL2	Nguồn nước tưới được duy trì ổn định, ít bị gián đoạn ngoài kế hoạch trong mùa khô hạn - mặn	0,841
REL3	Nông hộ tin tưởng hệ thống có thể đáp ứng nước tưới khi xảy ra xâm nhập mặn bất thường	0,818
TIM1	Nước tưới được cấp đúng thời điểm nông hộ cần cho các giai đoạn sinh trưởng của cây trồng	0,769
TIM2	Thời gian chờ đợi từ khi đăng ký đến khi nhận nước tưới là hợp lý	0,835
TIM3	Hệ thống phản ứng kịp thời khi có yêu cầu cấp nước khẩn cấp do nguy cơ xâm nhập mặn	0,808
ATT1	Cán bộ thủy lợi/tổ trưởng tổ dùng nước luôn sẵn sàng hỗ trợ khi nông hộ cần	0,774

Mã biến	Nội dung biến quan sát (thang đo Likert 5 điểm)	Hệ số tải nhân tố
ATT2	Cán bộ thủy lợi giải quyết thắc mắc, khiếu nại về cấp nước một cách thỏa đáng	0,831
ATT3	Gia đình cảm thấy được tôn trọng và lắng nghe khi phản hồi về dịch vụ cấp nước	0,811
TRN1	Lịch tưới được thông báo trước rõ ràng, dễ hiểu cho nông hộ	0,758
TRN2	Gia đình được thông báo kịp thời khi có thay đổi lịch tưới do xâm nhập mặn	0,823
TRN3	Thông tin về tình trạng nguồn nước (mặn/ngọt) được công khai, minh bạch	0,804
SAT1	Gia đình hài lòng với chất lượng dịch vụ cấp nước tưới của hệ thống hiện nay	0,801
SAT2	Dịch vụ cấp nước tưới đáp ứng được kỳ vọng của tôi trong điều kiện hạn - mặn	0,853
SAT3	Tôi sẽ tiếp tục ủng hộ và đóng góp cho hoạt động của tổ chức quản lý thủy lợi địa phương	0,824

Nguồn: Tính toán của tác giả (2026).
 lượng PLS-SEM (Bảng 3), thể hiện mức độ tương quan giữa từng biến quan sát với biến tiềm ẩn (construct) tương ứng.

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

4.1. Đánh giá mô hình đo lường

Thang đo Likert 5 điểm được sử dụng cho toàn bộ 15 biến quan sát, với quy ước: 1 = Hoàn toàn không đồng ý; 2 = Không đồng ý; 3 = Trung lập/Không ý kiến rõ; 4 = Đồng ý; 5 = Hoàn toàn đồng ý. Hệ số tải nhân tố trình bày trong cột thứ ba được trích từ kết quả ước lượng mô hình đo

Bảng 3. Kết quả đánh giá mô hình đo lường

Biến	Chỉ báo	Hệ số tải nhân tố	Cronbach's α	CR (pc)	AVE	Đạt
REL (độ tin cậy)	REL1	0,782	0,761	0,862	0,676	✓
	REL2	0,841				
	REL3	0,818				
TIM (kịp thời)	TIM1	0,769	0,748	0,855	0,663	✓
	TIM2	0,835				
	TIM3	0,808				
ATT (thái độ)	ATT1	0,774	0,735	0,849	0,653	✓
	ATT2	0,831				
	ATT3	0,811				
TRN (minh bạch)	TRN1	0,758	0,722	0,842	0,641	✓
	TRN2	0,823				
	TRN3	0,804				
SAT (hài lòng)	SAT1	0,801	0,773	0,868	0,686	✓
	SAT2	0,853				
	SAT3	0,824				

Ghi chú: CR = Composite Reliability (Độ tin cậy tổng hợp); AVE = Average Variance Extracted (Phương sai trích trung bình). Tất cả hệ số tải nhân tố có ý nghĩa thống kê $p < 0,001$.

Kết quả kiểm định mô hình đo lường (Bảng 3) cho thấy, tất cả 15 chỉ báo đạt hệ số tải nhân tố $\geq 0,758$, vượt ngưỡng 0,70 [11]. Cronbach's Alpha dao động từ 0,722 - 0,773 ($\geq 0,70$). Độ tin cậy tổng hợp CR nằm trong khoảng 0,842 - 0,868 và AVE từ 0,641 - 0,686 ($\geq 0,50$), xác nhận độ tin cậy và hội tụ giá trị (convergent validity) của thang đo [21].

Tính phân biệt giá trị (discriminant validity) được đánh giá qua ma trận HTMT [20] trình bày trong bảng 4. Tất cả giá trị HTMT đều dưới ngưỡng 0,85, với giá trị cao nhất là HTMT (REL, SAT) = 0,712. Giá trị VIF của các biến dự đoán dao động từ 1,29 - 1,58, đều dưới 3,3 - không có vấn đề đa cộng tuyến.

Bảng 4. Ma trận HTMT đánh giá tính phân biệt giá trị

	REL	TIM	ATT	TRN	SAT
REL	–				
TIM	0,621	–			
ATT	0,596	0,523	–		
TRN	0,467	0,551	0,402	–	
SAT	0,712	0,689	0,521	0,435	–

Ghi chú: HTMT < 0,85 là ngưỡng phân biệt giá trị [20].

4.2. Đánh giá mô hình cấu trúc và kiểm định giả thuyết

Kết quả kiểm định từ mô hình cấu trúc với bootstrap 5.000 lần được trình bày ở bảng 5. Mô hình giải thích 28,6% phương sai của sự hài lòng ($R^2 = 0,286$; Adj. $R^2 = 0,270$). Kích thước hiệu ứng f^2 được đánh giá theo ngưỡng của Cohen (1988) [22]. H1 được chấp nhận: REL là yếu tố có tác động mạnh nhất ($\beta = 0,290$; $t = 4,243$; $p < 0,001$). H2 được chấp nhận: TIM có tác động đáng kể ($\beta = 0,243$; $t = 3,330$; $p = 0,001$). Đối

với H3, hệ số $\beta = 0,119$ ($t = 1,946$; $p = 0,053$) cho thấy ATT có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($p < 0,10$) nhưng không đạt ngưỡng ý nghĩa thông thường 5% ($p < 0,05$); do đó H3 được xem là có cơ sở thống kê yếu để chấp nhận, cần diễn giải thận trọng và không nên khẳng định chắc chắn về tác động của ATT đến SAT. Đáng chú ý, H4 bị bác bỏ ($\beta = 0,061$; $p = 0,353$), cho thấy minh bạch lịch sử truyền thống không tạo ra tác động có ý nghĩa thống kê trong bối cảnh hạn - mặn đặc thù.

Bảng 5. Kết quả kiểm định giả thuyết

Giả thuyết/đường dẫn	β	SE	t-value	p-value	f^2	Kết quả
H1: REL $\rightarrow$ SAT	0,290	0,068	4,243	< 0,001	0,093	Chấp nhận ***
H2: TIM $\rightarrow$ SAT	0,243	0,073	3,330	0,001	0,064	Chấp nhận **
H3: ATT $\rightarrow$ SAT	0,119	0,061	1,946	0,053	0,016	Chấp nhận (10%)*
H4: TRN $\rightarrow$ SAT	0,061	0,065	0,931	0,353	0,004	Bác bỏ n.s.
$R^2(\text{SAT}) = 0,286$ Adj. $R^2 = 0,270$						

Ghi chú: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: Có ý nghĩa ở mức 10% ($p < 0,10$) nhưng không đạt mức 5%; n.s. =: Không có ý nghĩa thống kê. Bootstrap BCa 5.000 lần.

5. THẢO LUẬN

Điểm tương đồng nổi bật nhất với nghiên cứu quốc tế là vai trò ưu tiên của REL và TIM - một phát hiện xuyên suốt từ Pakistan [6] đến Indonesia

[5] và nay được tái xác nhận tại vùng ven biển Bắc Bộ Việt Nam. Điều này gợi ý rằng, bất kể bối cảnh thể chế và văn hóa - kể cả trong bối cảnh cải cách quản trị thủy lợi tại Trung Quốc [23] - nông dân

trồng lúa đều đánh giá dịch vụ tưới trước hết qua những gì họ nhận được ở ô ruộng, không phải qua những gì họ được thông báo.

Phát hiện quan trọng nhất là không quan sát thấy hiệu ứng TRN - trái chiều với kết quả nghiên cứu của Bandaragoda (2000) [24] và Turrall và cs (2011) [25], nhưng hợp lý trong bối cảnh tại hệ thống thủy lợi Giao Thủy: Khi nguồn nước bị xâm nhập mặn bất ngờ, lịch tưới thường xuyên bị thay đổi sau khi đã thông báo, làm giảm giá trị thực tiễn của thông tin lịch tưới. Xét theo lý thuyết không xác nhận kỳ vọng [14], cơ chế giải thích sự khác biệt này nằm ở bản chất của kỳ vọng được hình thành: Tại các hệ thống tưới ổn định như bối cảnh nghiên cứu của Bandaragoda (2000) [24] và Turrall và cs (2011) [25], thông tin lịch tưới tạo ra kỳ vọng có độ tin cậy cao, do đó việc đáp ứng đúng thông tin đã thông báo trực

tiếp tạo ra sự xác nhận kỳ vọng và nâng cao hài lòng. Ngược lại, tại huyện Giao Thủy cũ, biến động mặn bất thường khiến thông tin lịch tưới trở thành kỳ vọng không ổn định, dễ bị sự không xác nhận tiêu cực khi lịch thay đổi ngoài dự kiến; nông hộ do đó học được rằng, thông tin lịch tưới không phải là yếu tố quyết định trải nghiệm dịch vụ, mà chuyển trọng tâm đánh giá sang kết quả thực tế nhận được (REL, TIM). Đây là một đóng góp lý thuyết của nghiên cứu: Minh bạch lịch tưới chỉ tạo ra giá trị cho sự hài lòng khi kỳ vọng hình thành từ thông tin đó có độ tin cậy đủ cao để không bị xác nhận âm tính bởi các cú sốc khí hậu. Phát hiện này phân biệt giữa minh bạch lịch tưới truyền thống (kém linh hoạt trước cú sốc khí hậu) và minh bạch thời gian thực cần hệ thống cảm biến IoT và cảnh báo tức thời.

Bảng 6. So sánh với các nghiên cứu liên quan

Nghiên cứu	Bối cảnh	Yếu tố chính	So sánh với nghiên cứu này
Hussain và Hanjra (2004) [6]	Pakistan	Độ tin cậy, kịp thời	Tương đồng: REL, TIM có tác động mạnh
Lipton và cs (2003) [7]	Nam Á	Hiệu quả phân phối	Tương đồng: Chất lượng kỹ thuật quan trọng
Bandaragoda (2000) [24]	ASEAN	Minh bạch vận hành	Khác biệt: TRN không ý nghĩa trong bối cảnh hạn - mặn
Vermillion (1997) [5]	Indonesia	Thái độ phục vụ	Tương đồng: ATT tích cực nhưng yếu hơn
Pham và cs (2021) [10]	Đồng bằng sông Cửu Long, Việt Nam	Dịch vụ thủy lợi cơ sở	Tương đồng nhưng chưa xét biến đổi khí hậu

Về chính sách: Thứ nhất, ưu tiên đầu tư cải thiện độ tin cậy vật lý - nâng cấp kiểm soát mặn tại cống đầu mối và cải tạo kênh nội đồng. Thứ hai, xây dựng quy trình điều phối tưới linh hoạt có khả năng phản ứng nhanh với biến động mặn theo ngày. Thứ ba, đầu tư hệ thống cảnh báo sớm xâm nhập mặn tích hợp thông báo di động - chỉ khi thông báo gắn với khả năng ứng phó thực tế, minh bạch thông tin mới chuyển hóa thành sự hài lòng dịch vụ [8]. Về lộ trình triển khai - đây là khuyến nghị có tính đổi mới cao nhất của nghiên cứu này - có thể hình dung theo hai giai đoạn: (i) Ngắn hạn (1 - 2 năm): Lắp đặt thiết bị đo độ mặn tự động tại các cống đầu mối kênh N1 và N2, kết nối cảnh báo tức thời qua Zalo/SMS tới trưởng kênh và tổ trưởng tổ dùng nước; phân công rõ

trách nhiệm vận hành và phản hồi cho Công ty KTCCTL cấp tỉnh; (ii) Trung hạn (3 - 5 năm): tích hợp dữ liệu mặn thời gian thực vào hệ thống điều hành tưới số, cho phép lập lịch tưới động theo ngưỡng mặn thực đo, thay thế lịch tưới cố định theo tuần vụ truyền thống. Mô hình này đã được thí điểm thành công tại một số hệ thống tưới ven biển ở Đồng bằng sông Cửu Long [10] và hoàn toàn có thể nhân rộng cho điều kiện ven biển Bắc Bộ với điều chỉnh về cấu trúc thể chế địa phương.

6. KẾT LUẬN

Nghiên cứu cung cấp bằng chứng từ 185 nông hộ tại hệ thống thủy lợi Giao Thủy trong bối cảnh hạn hán và xâm nhập mặn, sự hài lòng của người dùng nước chủ yếu được quyết định bởi độ

tin cậy (REL) và tính kịp thời (TIM) của dịch vụ, trong khi minh bạch lịch tưới truyền thống không tạo ra tác động có ý nghĩa. Kết quả này đặt ra yêu cầu chuyển đổi từ minh bạch lịch tưới truyền thống sang minh bạch thời gian thực, đồng thời góp phần nâng cao năng suất sử dụng nước tưới - hướng chuyển đổi số ngày càng cấp thiết trong bối cảnh biến đổi khí hậu tại vùng Đồng bằng ven biển Bắc Bộ. Tuy nhiên, nghiên cứu có một số hạn chế cần lưu ý: Mẫu 185 hộ của hệ thống thủy lợi Giao Thủy dù đáp ứng yêu cầu tối thiểu của PLS-SEM, có thể chưa đại diện đầy đủ cho sự đa dạng về điều kiện thủy lực đầu kênh - cuối kênh và mức độ chịu mặn trên toàn hệ thống. Kết quả cần được diễn giải thận trọng khi áp dụng sang các hệ thống tưới có cấu trúc thể chế hoặc chế độ xâm nhập mặn khác biệt so với huyện Giao Thủy cũ. Các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng địa bàn sang nhiều huyện ven biển vùng Đồng bằng Bắc Bộ, bổ sung biến điều tiết về mức độ thiệt hại mùa vụ do mặn và kiểm định khả năng khái quát hóa của mô hình bốn nhân tố này trong các bối cảnh thể chế tưới tiêu đa dạng hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. World Bank (2022). Vietnam: Climate risk and agricultural water management. The World Bank Group, Washington, D. C.
- [2] Đài Khí tượng Thủy văn tỉnh Nam Định. (2023). Báo cáo đặc điểm khí tượng thủy văn năm 2023 tỉnh Nam Định.
- [3]. Thach K. S. R., Lee J. Y., Ha M. T., Cao M. T., Nayga R. M., Yang J. E. (2023). Effect of saline intrusion on rice production in the Mekong River Delta. *Heliyon*, 9(10), e20367. DOI: 10.1016/j.heliyon.2023.e20367
- [4]. Molden D. J., Gates T. K. (1990). Performance measures for evaluation of irrigation-water-delivery systems. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 116(6), 804 - 823. DOI: 10.1061/(ASCE)0733-9437(1990)116:6(804)
- [5]. Vermillion D. L. (1997). Impacts of Irrigation Management Transfer: A Review of the Evidence. IWMI Research Report 11. International Water Management Institute, Colombo.
- [6]. Hussain I., Hanjra M. A. (2004). Irrigation and poverty alleviation: Review of the empirical evidence. *Irrigation and Drainage*, 53(1), 1 - 15. DOI: 10.1002/ird.114
- [7]. Lipton M., Litchfield J., Faurès J. M. (2003). The effects of irrigation on poverty: A framework for analysis. *Water Policy*, 5(5 - 6), 413 - 427. DOI: 10.2166/wp.2003.0026
- [8]. Nguyễn Tùng Phong, Trần Chí Trung, Phạm Văn Hùng (2018). Đánh giá hiệu quả quản lý khai thác công trình thủy lợi theo hướng dịch vụ tại các tỉnh đồng bằng Bắc Bộ. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Thủy lợi*, 43, 34 - 44.
- [9]. Vũ Thị Thu Hà, Nguyễn Tuấn Anh, Đỗ Thị Hằng (2022). Các yếu tố ảnh hưởng đến sự hài lòng của người sử dụng nước tưới tại các hệ thống thủy lợi nội đồng vùng Bắc Trung Bộ. *Tạp chí Nông nghiệp và Phát triển nông thôn*, 421, 78 - 86.
- [10]. Pham T. H., Nguyen V. T., Le Q. D. (2021). Irrigation service delivery and farmers' satisfaction in the Mekong Delta: Institutional and technical perspectives. *Agricultural Water Management*, 245, 106603. DOI: 10.1016/j.agwat.2020.106603
- [11]. Hair J. F., Henseler J., Ringle C. M., Sarstedt M. (2019). Mirror, mirror on the wall: A comparative evaluation of composite-based structural equation modeling methods. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 47(1), 78 - 94. DOI: 10.1007/s11747-018-0588-7
- [12]. Parasuraman A., Zeithaml V. A., Berry L.L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12 - 40.
- [13]. Zeithaml V. A., Parasuraman A., Berry L. L. (1990). Delivering Quality Service: Balancing Customer Perceptions and Expectations. Free Press, New York.
- [14]. Oliver R. L. (1980). A cognitive model of the antecedents and consequences of satisfaction decisions. *Journal of Marketing Research*, 17(4), 460 - 469. DOI: 10.1177/002224378001700405
- [15]. Cronin J. J., Taylor S. A. (1992). Measuring service quality: A reexamination and extension. *Journal of Marketing*, 56(3), 55 - 68. DOI: 10.1177/002224299205600304
- [16]. Sở Nông nghiệp và Phát triển nông thôn tỉnh Nam Định (2023). Báo cáo hiện trạng công trình thủy lợi và tình hình xâm nhập mặn tỉnh Nam Định giai đoạn 2020 - 2023.

- [17]. Awulachew S. B., Merrey D. J., van Koppen B., Penning de Vries F., Boelee E. (2010). Roles, Constraints and Opportunities of Small-Scale Irrigation and Water Harvesting in Ethiopian Agricultural Development. International Water Management Institute, Colombo.
- [18]. Hair J. F., Ringle C. M., Sarstedt M. (2017). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139 - 152. DOI: 10.2753/MTP1069-6679190202
- [19]. Ringle C. M., Sarstedt M., Mitchell R., Gudergan S. P. (2020). Partial least squares structural equation modeling in HRM research. *The International Journal of Human Resource Management*, 31(12), 1617 - 1643. DOI: 10.1080/09585192.2017.1416655
- [20]. Henseler J., Ringle C. M., Sarstedt M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115 - 135. DOI: 10.1007/s11747-014-0403-8
- [21]. Fornell C., Larcker D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39 - 50. DOI: 10.1177/002224378101800104
- [22]. Cohen J. (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. 2nd ed. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ.
- [23]. Wang Y., Xiao C., Wang R. (2020). Governance change and its influence on transition pathway: Multiple perspectives on China's irrigation district reform. *Agricultural Water Management*, 232, 106036. DOI: 10.1016/j.agwat.2020.106036
- [24]. Bandaragoda D. J. (2000). A Framework for Institutional Analysis for Water Resources Management in a River Basin Context. IWMI Working Paper 5. International Water Management Institute, Colombo.
- [25]. Turrall H., Burke J., Faures J. M. (2011). Climate Change, Water and Food Security. FAO Water Reports No. 36. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.

FACTORS AFFECTING FARMERS' SATISFACTION WITH IRRIGATION WATER SUPPLY SERVICES IN GIAO THUY IRRIGATION SYSTEM UNDER DROUGHT AND SALTWATER INTRUSION

Bui Anh Tu ¹

¹ Faculty of Economics and Management, Thuyloi University

Abstract

This study examines the determinants of smallholder farmers' satisfaction with irrigation water supply services in the Giao Thuy irrigation system (Ninh Binh province, Vietnam) - a region exposed to the compounding stresses of dry-season drought and progressively intensifying saltwater intrusion from the Ba Lat river mouth. Drawing on a survey of 185 farming households conducted during the 2025 - 2026 Winter - Spring crop season, the study employs Partial Least Squares - Structural Equation Modeling (PLS - SEM) with 5,000 bootstrap iterations to test four hypotheses regarding the effects of water supply reliability (REL), service timeliness (TIM), staff responsiveness (ATT) and irrigation schedule transparency (TRN) on overall farmer satisfaction (SAT). The results indicate that REL ($\beta = 0.290$; $p < 0.001$) and TIM ($\beta = 0.243$; $p = 0.001$) exert strong and consistent effects on satisfaction, while ATT achieves marginal significance ($p = 0.053$). Notably, TRN yields no statistically significant effect ($p = 0.353$) - a finding that diverges from much of the prior literature yet aligns with the local context, wherein farmers prioritize tangible service outcomes over informational transparency per se. The model accounts for approximately 28.6% of the variance in satisfaction ($R^2 = 0.286$). These findings offer direct empirical guidance for operational reforms of irrigation systems under climate change conditions along the Red River Delta coastal zone.

Keywords: Drought, irrigation service satisfaction, saltwater intrusion.

Ngày nhận bài: 15/4/2026

Ngày chuyển phản biện: 22/4/2026

Ngày thông qua phản biện: 7/5/2026

Ngày duyệt đăng: 30/6/2026