

Tác động của thiên tai đối với thu nhập, đầu tư nhà ở và hoạt động nội thương ở Việt Nam giai đoạn 2002-2011

VŨ BĂNG TÂM

Trường Đại học Hawaii-Hilo

tamv@hawaii.edu

ERIC IKSOON IM

Trường Đại học Hawaii-Hilo

eim@hawaii.edu

Ngày nhận:

02/12/2013

Ngày nhận lại:

24/12/2013

Ngày duyệt đăng:

31/12/2013

Mã số:

12-13-DE-03

Tóm tắt

Bài viết đánh giá tác động của thiên tai đối với thu nhập bình quân đầu người của các hộ gia đình, đầu tư nhà ở, và hoạt động nội thương ở VN thông qua phân tích số liệu về thiên tai từ desinvent.net và số liệu về các biến khác cho 64 tỉnh thành từ Tổng cục Thống kê VN (2002-2011). Các yếu tố thiệt hại bao gồm: Số người tử vong, số người bị thương, số lượng nhà bị tiêu hủy và hư hỏng. Kết quả nghiên cứu cho thấy thiên tai không có tác động đáng kể tới thu nhập bình quân đầu người nhưng có tác động đồng biến với đầu tư nhà ở và hoạt động nội thương ở VN. Bài viết cũng so sánh và đối chiếu những tổn thất do thiên tai theo các vùng ở VN.

Abstract

Using disaster data from the desinvent.net and data on other variables for 64 sub-regions from the General Statistics Office of Vietnam (2002-2011), we examine the impacts of natural disasters on household per capita income, residential investment, and domestic trade. The damage measures comprise the number of people killed, number of people injured, number of houses destroyed, and number of houses damaged. The results reveal that the aggregate effects of the disaster damages on household per capita income are insignificant and on residential investment are positive. We then compare and contrast the costs of disasters among different regions in Vietnam.

Từ khóa:

Thiên tai, hộ gia đình, thu nhập bình quân đầu người, đầu tư nhà ở, nội thương

Keywords:

Natural disasters, households, per capita income, residential investment, domestic trade.

1. GIỚI THIỆU

Tình trạng nóng lên của toàn cầu hiện nay và hậu quả làm thay đổi hình thức và mức độ thiên tai gây quan ngại cho các nhà nghiên cứu và chính quyền các nước trên thế giới. Tuy nhiên, số lượng nghiên cứu đo lường tác động của thiên tai còn ít, nhất là nghiên cứu về một nước cụ thể. VN có thể làm điển hình cho một nước thường bị bão nhiệt đới, có bờ biển dài và mức đầu tư nhà ở khá lớn. Lịch sử VN cũng cho thấy sức chịu đựng đáng ngạc nhiên của dân tộc trong cuộc chiến chống thiên tai và ngoại xâm vì đã quen với các nghịch cảnh “máu trộn bùn non, cơm chan nước mắt.” Các phương tiện thông tin nước ngoài cũng ca ngợi người dân VN trong việc phòng chống thiên tai. Thực tế này khiến chúng ta băn khoăn tự hỏi liệu những cố gắng không mệt mỏi của người Việt có mang lại được hiệu quả gì đáng kể trong cuộc chiến chống lại sự khắc nghiệt của tự nhiên hay không; trong khi nhiều nước khác đã chứng minh kết quả hồi phục đáng kể của họ như Nhật, Trung Quốc, v.v.. Bài viết này muốn tìm một giải đáp cho câu hỏi trên.

Khác với nghiên cứu của Noy & Vũ (2010), trong đó các tác giả nghiên cứu tác động vĩ mô của thiên tai lên tổng sản lượng quốc gia ở VN và sử dụng chỉ một phương trình ước lượng, bài viết này nghiên cứu tác động vi mô của thiên tai đối với thu nhập bình quân đầu người của hộ gia đình, đầu tư nhà ở và mức bán lẻ hàng hóa trong nội thương ở VN - áp dụng hệ phương trình nhiều ẩn số. Sử dụng số liệu thiên tai từ mạng desinventar.net và số liệu các biến khác cho 64 tỉnh thành từ Tổng cục Thống kê VN, tác giả ước lượng tác động của thiên tai lên các hộ gia đình trong cả nước, sau đó tiến hành so sánh và đối chiếu những tổn thất do thiên tai tại các vùng khác nhau ở VN.

VN được chia thành 8 vùng lớn, các vùng này lại được chia nhỏ thành 64 tỉnh thành. Bảng 1 thể hiện tần số thiên tai trong giai đoạn 2002-2011 theo số liệu từ mạng desinventar.net. Bảng này cho thấy thiên tai xảy ra nhiều nhất ở miền Trung nhưng cũng xảy ra khá thường xuyên ở những vùng khác. Đặc điểm này ngụ ý việc dùng số liệu cho 64 tỉnh thành là hợp lý.

Bảng 1. Tần số thiên tai trong tám vùng ở VN giai đoạn 2002-2011

Vùng	Số lượng	Trị số trung bình	Độ lệch chuẩn
Đồng bằng sông Hồng	20	2,0	2,11
Đông Bắc	68	6,8	7,55
Tây Bắc	28	2,8	2,70
Bắc Trung Bộ	104	10,4	7,11
Nam Trung Bộ	80	8	5,96
Tây Nguyên	22	2,2	1,87
Đông Nam Bộ	36	3,6	2,68
Đồng bằng sông Cửu Long	56	5,6	6,59
Tổng số	414	41,4	35,72

Ghi chú: Trị số trung bình biểu thị số lượng thiên tai trung bình trong một năm.

Nguồn: desinventar.net

Bảng 2. Các loại thiên tai trong 8 vùng ở VN giai đoạn 2002-2011

Vùng	Bão	Lũ lụt	Bệnh dịch	Hạn hán	Sạt lở đất	Các loại khác	Tổng số
Đồng bằng sông Hồng	4	6	4	1	1	1	17
Đông Bắc	31	24	4	1	1	3	64
Tây Bắc	10	8	1	1	1	4	25
Bắc Trung Bộ	44	42	4	5	4	3	102
Nam Trung Bộ	32	28	3	5	6	5	79
Tây Nguyên	7	8	2	1	2	1	21
Đông Nam Bộ	7	10	9	1	2	5	34
Đồng bằng sông Cửu Long	8	22	8	5	6	4	53
Tổng số	143	148	35	20	23	26	395

Ghi chú: Các loại khác bao gồm mưa đá, thời tiết khắc nghiệt và các sự kiện bất thường.

Nguồn: emdat.be

Bảng 2 thể hiện các loại thiên tai xảy ra trong giai đoạn 2002-2011 theo số liệu từ mạng emdat.be. Dữ liệu cho thấy số lượng bão nhiệt đới và lũ lụt nhiều gấp bốn lần các loại khác. Nhìn chung, có 414 thiên tai trong bảng số liệu tải từ mạng desinvent.net nhưng chỉ có 395 thiên tai trong bảng số liệu tải từ mạng emdat.be. Ngoài ra, VN không phải đối mặt với những thiên tai cực lớn như các trận động đất ở Trung Quốc và Nhật. Đặc tính này giúp cho việc ước lượng ít chịu sai lệch do ảnh hưởng của các siêu sự kiện.

2. CÁC NGHIÊN CỨU THỰC NGHIỆM LIÊN QUAN

Các nghiên cứu liên quan đến bài viết được chia làm ba nhóm chính. Nhóm thứ nhất bao gồm những nghiên cứu phát triển vi mô ở nông thôn trong việc đối phó với những thay đổi bất ngờ về thu nhập và khả năng của các hộ gia đình trong việc phòng chống những biến động ấy. Nhóm này tập trung nghiên cứu phản ứng của các hộ nông thôn trước mưa lũ hoặc hạn hán ở các nước đang phát triển nên có liên quan đến phương pháp tiếp cận vi mô của bài này. Paxson (1992) sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian về mưa lũ kết hợp với dữ liệu chéo về thu nhập nông hộ để nghiên cứu tác động của loại thiên tai này lên thu nhập gia đình. Tác giả phát hiện mưa lũ gây tác động nghịch biến lên thu nhập nhưng không gây tác động lên mức chi tiêu gia đình. Hơn nữa, mưa lũ chỉ có tác động lên thu nhập ngắn hạn mà không gây tác động đáng kể lên thu nhập dài hạn.

Nhóm thứ hai tập trung nghiên cứu tác động vĩ mô của thiên tai. Albala-Bertrand (1993) cho thấy thiên tai tác động đồng biến lên GDP nhưng tác động nghịch biến lên thương mại và tài khoản vãng lai. Tác động đồng biến lên GDP được cho là do dòng đầu tư tăng lên sau thiên tai để bù đắp cho tài sản bị phá hủy. Skidmore & Toya (2002) gọi hiện tượng này là “phá hủy tạo tác” tương tự như khái niệm được Schumpeter (2008) giới thiệu, trong trường hợp này hàm ý rằng “phá hủy dẫn tới gia tăng đầu tư”. Khái niệm này có liên quan tới bài viết vì một trong các biến trong bài là đầu tư nhà ở của các hộ gia đình.

Khác với các nghiên cứu kể trên, trong nghiên cứu này tác giả sử dụng phương pháp ước lượng đơn giản bằng cách kết hợp kỹ thuật hiệu ứng cố định bình phương nhỏ nhất ba giai đoạn (Fixed Effect Three-Stage Least Squares/FE3SLS) với phương pháp hệ thống hóa ước tính điểm Blundell-Bond (System Generalized Method of Moments/SGMM) để kiểm soát hiệu ứng phản hồi giữa các biến và sự hiện diện của các biến trễ. Hơn nữa, bài viết sử dụng số liệu về hộ gia đình trong tất cả khu vực thay

vì giới hạn trong khu vực nông nghiệp như trong nghiên cứu Paxson (1992) hoặc số liệu vĩ mô của Albala-Bertrand (1993).

Nhóm thứ ba nghiên cứu thiên tai trong một nước nên có liên quan tới bài viết. Horwich (2000) phân tích tác hại của trận động đất Kobe năm 1995 ở Nhật. Tác giả cung cấp thông tin về Kobe 19 tháng sau thiên tai và rút ra bài học cho các nước khác. Ông nhấn mạnh tầm quan trọng của đầu tư nhân lực trong phát triển kinh tế. Tất cả tài sản vốn bị hủy hoại đều được khôi phục nhanh chóng khi yếu tố con người được bảo vệ và chuẩn bị kỹ càng.

Selcuk & Yeldan (2001) cũng quan sát một thiên tai tại một nước cụ thể (Trận động đất năm 1999 ở Thổ Nhĩ Kỳ). Họ cho rằng tác động ban đầu của trận động đất lên GDP ở trong khoảng $-4,5\%$ tới $+0,8\%$ GDP, phụ thuộc vào các chính sách được chính quyền hoặc các nhà tài trợ quốc tế thực thi. Các tác giả gợi ý chính sách tối ưu là giảm thuế gián tiếp bằng cách chính phủ trợ cấp cho các thành phần kinh tế tư nhân để khôi phục tài sản bị phá hủy và làm giảm tác động tiêu cực của trận động đất.

Halliday (2006) sử dụng dữ liệu bảng về người lao động và hộ gia đình di dân từ El Salvador tới Mỹ để kiểm nghiệm tác động của trận động đất năm 2001 lên mức di cư sang Mỹ. Ông phát hiện trận động đất làm giảm lượng người di cư tới Mỹ: Xác suất trung bình cho mức di cư lên phía Bắc giảm $37,11\%$ cho mỗi độ lệch chuẩn đo lường mức thiệt hại của trận động đất. Tác giả kết luận việc giảm di cư là một chiến lược đối phó của người dân khi họ giữ lao động ở lại trong nước để khắc phục hậu quả của thiên tai chứ không phải vì thiên tai làm giảm nguồn tài chính dành cho việc di cư.

Nhìn chung, các nghiên cứu đều kết luận tác động của thiên tai có tính ngắn hạn, và quan sát này được tận dụng trong bài viết. Tuy nhiên tác giả ước lượng tác động của mọi thiên tai xảy ra ở VN trong cả giai đoạn 2002-2011 thay vì một sự kiện và quan sát hậu quả vĩ mô lên thu nhập bình quân đầu người của các hộ gia đình, đầu tư nhà ở, và doanh số bán lẻ trong hoạt động nội thương ở VN.

3. DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

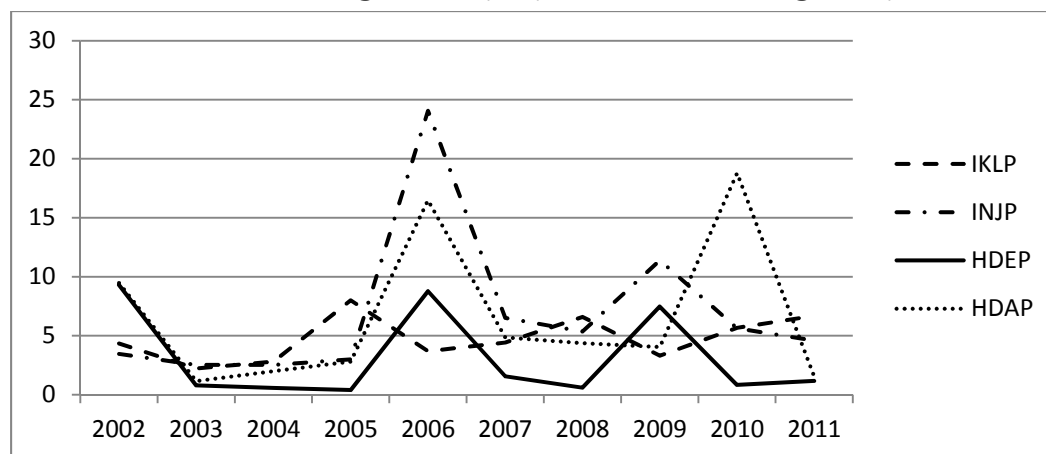
3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu đóng vai trò quan trọng trong nghiên cứu thiên tai nên bài viết tuân theo quy trình trong Noy & Vũ (2010) nhằm phân tích dữ liệu trước khi giới thiệu mô hình. Dữ liệu về thiên tai và hậu quả ở 64 tỉnh thành của VN trong giai đoạn 1992-2011 được tải từ mạng “Hệ thống bảng kê thiên tai/Hệ quản lý thông tin thiên tai” (desinventar.net)

do Văn phòng giảm thiểu rủi ro thiên tai thuộc Liên Hiệp Quốc. Một bộ dữ liệu khác cũng được tải từ “Cơ sở dữ liệu về các sự kiện khẩn cấp” (emdat.be) được Trung tâm nghiên cứu dịch tễ học do thiên tai (CRED) giai đoạn 1953-2012. Tuy nhiên, dữ liệu từ mạng emdat.be là cho từng sự kiện có thể gây ảnh hưởng tới nhiều vùng trong khi số liệu từ mạng desinventar.net thu thập hậu quả gây ra cho từng tỉnh trong 64 tỉnh thành, tạo điều kiện kết hợp có hiệu quả với dữ liệu về các biến khác cũng cho 64 tỉnh thành. Vì vậy tác giả sử dụng bộ dữ liệu tải từ mạng desinventar.net để tiến hành ước lượng. Bộ dữ liệu này không cung cấp thông tin về tháng xảy ra thiên tai nên tác giả không sử dụng phương pháp cân đối số liệu dựa theo từng tháng như trong Noy (2009) hoặc Noy & Vũ (2010).

Bài viết dùng bốn yếu tố đo lường trong desinventar.net để cấu thành bốn biến đo mức thiệt hại (*DMS*): (1) Số người tử vong (*KIL*); (2) Số người thương tật (*INJ*); (3) Số lượng nhà bị hủy (*HDE*); và (4) Số lượng nhà hư hỏng (*HDA*). Bộ dữ liệu từ mạng desinventar.net cho VN còn có một số người bị ảnh hưởng nhưng chỉ bao gồm vài điểm quan sát nên tác giả không dùng biến này. Mỗi biến kể trên được chia cho dân số mỗi tỉnh để có được các biến đo lường tỉ lệ thiệt hại bình quân đầu người: *KILP*, *INJP*, *HDEP*, và *HDAP*. Hình 1 hiển thị thay đổi của bốn biến này trong giai đoạn 2002-2011.

Bảng 3 thể hiện ba thiên tai lớn nhất trong giai đoạn 2002-2011 phân theo bốn biến đo lường kể trên. Bảng này cũng cho thấy đặc điểm quan trọng về thiên tai ở VN: Siêu sự kiện tương tự như trận động đất ở Nhật hay Trung Quốc không xảy ra ở nước ta. Vì vậy sử dụng dữ liệu bảng cho 64 tỉnh thành là hợp lý vì kết quả sẽ ít bị ảnh hưởng chệch hướng do một vài điểm quan sát cực lớn gây ra. Dữ liệu về thu nhập bình quân đầu người cho các hộ gia đình và đầu tư nhà ở được thu thập từ “Khảo sát mức sống gia đình VN” của Tổng cục Thống kê VN (2002-2011). Số liệu chỉ có cho những năm chẵn từ 2002 - 2010. Tác giả tính toán số liệu cho các năm lẻ bằng phương pháp trung bình trọng số kết hợp điều chỉnh xu hướng để có được bộ số liệu hàng năm cho giai đoạn 2002-2011.

Hình 1. Bốn biến đo lường mức thiệt hại do thiên tai ở VN giai đoạn 2002-2011

Ghi chú: KILP = Tỷ lệ tử vong bình quân đầu người

INJP = Tỷ lệ thương tật bình quân đầu người

HDEP = Tỷ lệ nhà bị tiêu hủy bình quân đầu người

HDAP = Tỷ lệ nhà hư hỏng bình quân đầu người

Nguồn: desinventar.net

Bảng 3. Ba thiên tai lớn nhất trong mỗi loại giai đoạn 2002-2011

Tỉnh/Thành	Năm	KIL (#)	INJ (#)	HDES (#)	HDAM (#)
Phân theo số lượng người tử vong					
Quảng Ngãi	2008	325	301	24.143	45.248
Đồng Tháp	2006	150	316	21.324	35.454
Yên Bái	2009	145	235	19.243	51.233
Phân theo số lượng người thương tật					
Bà Rịa - Vũng Tàu	2006	132	763	25.165	48.537
Bến Tre	2006	118	492	29.048	92.600
Quảng Ngãi	2009	127	348	23.187	49.275
Phân theo số lượng nhà bị tiêu hủy					
Cần Thơ	2002	143	275	66.000	52.011
Quảng Trị	2009	96	165	41.800	42.058

Bến Tre	2006	118	492	29.048	92.600
Phân theo số lượng nhà bị hư hỏng					
Quảng Bình	2010	124	276	27.956	162.002
Bến Tre	2006	118	492	29.048	92.600
Hà Tĩnh	2002	85	324	24.374	53.210

Nguồn: desinventar.net

Việc tạo dựng số liệu có thể cho kết quả ít nhiều sai lệch nên tác giả cũng tiến hành ước lượng với bộ dữ liệu gốc cho các năm chẵn để kiểm định mức chính xác của kết quả ước lượng.

Số liệu về thu nhập bình quân đầu người được cung cấp theo tháng và theo giá hiện hành. Tác giả nhân cho 12 tháng để thu được số liệu hàng năm và đổi sang giá cố định năm 1994 dựa theo chỉ số giá cả tiêu dùng (CPI). Số liệu hàng năm về nguồn vốn cho 64 tỉnh thành được thu thập từ bộ số liệu “Các chỉ tiêu tổng hợp phân theo tỉnh, thành phố và vùng lãnh thổ” và số liệu về các biến khác được thu thập từ Niên giám thống kê; cả hai đều do Tổng cục Thống kê VN cung cấp. Bảng 4 thể hiện thống kê mô tả cho các biến khác dùng trong bài này.

Bảng 4. Thống kê mô tả cho các biến khác

Biến	Đơn vị	Trị số trung bình	Độ lệch chuẩn
Thu nhập bình quân đầu người	Nghìn VND	9.510,403	345
Nguồn vốn	Tỉ VND	102.867	1.546
Vận chuyển hàng hóa	Tấn*km	22.057	804
Số học sinh nhập học	1.000 học sinh	125.284	2.523
Đầu tư nhà ở	m ² /đầu người	15,6	5,27
Doanh số bán lẻ	Tỉ VND	98.272	8.901
Số nhân viên y tế	Người	3.978	136
Dân số	1.000 người	79.124	1.019
Lãi suất thực	%	3,25	1,67

Ghi chú: Trị số trung bình biểu thị giá trị trung bình một năm

Số liệu hàng năm về nguồn vốn cho giai đoạn 2000-2008 thì có sẵn. Vì nguồn vốn thường biểu thị tác động dài hạn như được phân tích trong Barro & Sala-i-Martin (2004), bài viết sẽ sử dụng số liệu nguồn vốn cho biến trễ trong mô hình. Để tạo biến đại diện cho đầu tư nhân lực, tác giả cộng gộp học sinh từ tiểu học, trung học, cao đẳng và đại học để được tổng số học sinh trong cả nước. Số liệu về tổng số nhân viên ngành y tế được sử dụng làm đại diện cho chăm sóc sức khỏe. Số liệu về vận chuyển hàng hóa được dùng làm đại diện cho cơ sở hạ tầng. Các số liệu dùng giá hiện hành được chuyển đổi sang giá cố định dựa theo chỉ số giá tư liệu sản xuất (PPI).

Số liệu về doanh số bán lẻ được dùng làm biến đại diện cho biến nội thương và cũng được chuyển đổi sang giá cố định cho năm 1994 dựa theo CPI. Tất cả những biến trên được chia cho dân số để thu được đo lường bình quân đầu người. Số liệu về lãi suất thực (*RINT*) được thu thập từ Thống kê tài chính quốc tế (International Financial Statistics) do IMF cung cấp. Tác giả tạo biến tương tác bằng cách nhân biến *RINT* với các biến giả cho mỗi tỉnh thành để phân biệt sự khác nhau trong thị trường tài chính, vai trò của nhà nước trong việc quản lý lãi suất và tác động của nguồn tín dụng trong mỗi tỉnh thành. Số liệu hàng năm cho các biến này có từ 2002 - 2010. Tuy nhiên có một số năm bị thiếu một vài điểm quan sát nên tác giả sử dụng biến giả nhị phân để hạn chế những dữ liệu bị thiếu.

3.2. Phương pháp nghiên cứu

Để phản ánh khả năng tương tác giữa các biến, một hệ phương trình được ước lượng đồng loạt:

$$Y_{i,t} = \alpha_1 DMS_{i,t} + \alpha_2 DMS_{i,t-1} + \beta X_{i,t} + q_i + s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1.1)$$

$$ENDO_{i,t} = \kappa DMS_{i,t} + \kappa_2 DMS + \phi Z_{i,t} + v_i + w_t + \omega_{i,t} \quad (1.2)$$

Trong đó: *DMS* biểu thị những tổn thất do thiên tai gây ra; *Y* là thu nhập bình quân đầu người, *X* là véc tơ của các biến kiểm soát, *ENDO* biểu thị véc tơ của các biến nội sinh gây hiệu ứng phản hồi hoặc có vấn đề về đo lường và *Z* là véc tơ của các biến ảnh hưởng đến biến nội sinh. Ba biến cuối là các sai số vùng, thời gian và sai số riêng biệt (*i* và *t*). Mô hình chỉ bao gồm một biến trễ cho *DMS* để phản ánh kết quả về tính ngắn hạn của những tác động do thiên tai gây ra trong nghiên cứu đương thời. Kiểm định VIF như được giới thiệu trong Kennedy (2008) được áp dụng để phát hiện hiện tượng đa cộng tuyến. Sau vài vòng loại bỏ các biến có đa cộng tuyến cao và thực hiện kiểm

định Granger để phát hiện mối quan hệ nhân quả, tác giả thu được hệ phương trình (2) gồm ba phương trình cấu trúc:

$$Y_{i,t} = \alpha_1 DMS_{i,t} + \alpha_2 DMS_{i,t-1} + \beta_1 CAP_{i,t-2} + \beta_2 INIT_{i,t} + \beta_3 INFR_{i,t} + q_i + s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

$$INV_{i,t} = \theta_1 DMS_{i,t} + \theta_2 DMS_{i,t-1} + \lambda_1 TRADE_{i,t} + \lambda_2 RINT_{i,t} + \lambda_3 Y_{i,t} + t_i + u_t + \varphi_{i,t} \quad (2.2)$$

$$TRADE_{i,t} = \kappa DMS_{i,t} + \kappa_2 DMS_{i,t-1} + \mu_1 INV_{i,t} + \mu_2 INFR_{i,t} v_i + w_t + \omega_{i,t} \quad (2.3)$$

Trong đó: *CAP* biểu thị nguồn vốn, *INIT* là thu nhập ban đầu, *INFRA* cơ sở hạ tầng, *INV* đầu tư nhà ở, *TRADE* nội thương (doanh số bán lẻ), and *RINT* lãi suất thực.

Quan sát hệ phương trình này cho thấy thu nhập bình quân đầu người không gây tác động ngược lại lên tổn thất do thiên tai (*DMS*). Tuy nhiên kiểm định Hausman điều chỉnh như được giới thiệu trong Kennedy (2008) cho thấy *DMS* vẫn gây ra hiện tượng nội sinh, có khả năng do sai số đo lường, vì vậy biến công cụ cho *DMS* cần được sử dụng cùng với các biến công cụ cho *Y*, *INV* và *TRADE*. Do hiện tượng phản hồi giữa các biến trong hệ (2), phương pháp hiệu ứng cố định bình phương nhỏ nhất ba giai đoạn (FE3SLS) được sử dụng để ước lượng hệ này. Trong ước lượng dữ liệu chéo, rất khó tìm được biến công cụ. Trong ước lượng dữ liệu bảng, biến trễ có thể sử dụng làm biến công cụ. Do vậy hình thức rút gọn cho hệ (2) là hệ (3) dưới đây:

$$DMS_{i,t} = \pi_{11} DMS_{i,t-1} + \pi_{12} CAP_{i,t-2} + \pi_{13} INFR_{i,t} + e_{i,t,1} \quad (3.1)$$

$$Y_{i,t} = \pi_{21} Y_{i,t-1} + \pi_{22} DMS_{i,t-1} + \pi_{23} INFR_{i,t} + \pi_{24} CAP_{i,t-2} + e_{i,t,2} \quad (3.2)$$

$$INV_{i,t} = \pi_{31} INV_{i,t-1} + \pi_{32} DMS_{i,t-1} + \pi_{33} RINT_{i,t} + e_{i,t,3} \quad (3.3)$$

$$TRADE_{i,t} = \pi_{41} TRADE_{i,t-1} + \pi_{42} DMS_{i,t-1} + \pi_{43} INFR_{i,t} + e_{i,t,4} \quad (3.4)$$

Để khắc phục hậu quả của biến trễ phụ thuộc, phương pháp hệ thống hóa ước tính điểm Blundell-Bond (SGMM) như phân tích trong Bond (2002) được sử dụng và kết quả ước lượng cho *DMS*, *Y*, *INV*, và *TRADE* được dùng làm biến công cụ trong ước lượng FE3SLS cho hệ (2). Giải thích chi tiết cho phương pháp SGMM được trình bày trong phần phụ lục.

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy cho tác động tổng quát của bốn tổn thất thiên tai ở VN. Do sự hiện diện của biến trễ, tổng số của biến hiện tại và biến trễ được tính toán, sau đó kiểm định cho ý nghĩa thống kê của các tổng số được tiến hành. Thí dụ, tổng giá

trị hiện tại và giá trị trễ cho biến “Tử vong” trong Bảng (5a) là $-0,1091$, ngụ ý nếu tỉ lệ tử vong trong dân số tăng 1%, thu nhập bình quân đầu người giảm 10.910 VND, và giá trị $p = 0,476$ xác định hệ số ước lượng không có ý nghĩa thống kê. Các biến khác được tính toán theo cách thức tương tự. Kết quả từ Bảng (5a) tiết lộ cả bốn tổn thất không tác động tới thu nhập bình quân đầu người trong các hộ gia đình.

Bảng (5b) trình bày tác động tổng quát của bốn tổn thất thiên tai lên đầu tư nhà ở: Hầu hết có tác động đồng biến và có ý nghĩa thống kê, trừ trường hợp tỉ lệ thương tật có tác động nghịch biến. Tổng của các giá trị hiện tại và giá trị trễ cùng dấu với biến hiện tại và đều có ý nghĩa thống kê. Thí dụ, tổng của giá trị hiện tại và giá trị trễ cho biến “Tử vong” trong Bảng (5b) là 2,8066, ngụ ý nếu tỉ lệ tử vong trong dân số tăng 1%, đầu tư nhà ở tăng 2,8066 m², và giá trị $p = 0,037$ xác định hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ít nhất ở mức 5%, chính xác ở mức 3,7%. Cách tính cho các biến khác tương tự như trên.

Kết quả tổng quát cho thấy tất cả các tác động đều ngắn hạn, tương đồng với kết quả trong nghiên cứu hiện có. Tác động đồng biến trong Bảng (5b) và không có ý nghĩa trong Bảng (5b) ngụ ý các nước đang phát triển nói chung và VN nói riêng có sức hồi phục khá nhanh chóng. Vì tích lũy đầu tư dẫn đến tăng nguồn vốn, và nguồn vốn tác động lên GDP, kết quả cũng ngụ ý đầu tư nhà ở có khả năng gián tiếp đẩy lùi tác động có thể là nghịch biến lên thu nhập bình quân đầu người. Kết quả này cũng hỗ trợ cho thuyết “phá hủy dẫn tới gia tăng đầu tư” trong Skidmore & Toya (2002).

Bảng (5c) cho thấy cả bốn tổn thất thiên tai đều có tác động nghịch biến và có ý nghĩa lên nội thương, khẳng định kết quả tương tự trong nghiên cứu hiện thời ở mức vĩ mô. Thí dụ, tổng giá trị hiện tại và giá trị trễ cho biến “Tử vong” trong Bảng (5c) là $-2,7593$, ngụ ý nếu tỉ lệ tử vong trong dân số tăng 1%, mức bán lẻ hàng hóa trong hoạt động nội thương giảm 2,7593 triệu VND, và giá trị $p = 0,039$ xác định hệ số ước lượng có ý nghĩa thống kê ở mức 3,9%.

Phân tích trong Greene (2003) và Wooldridge (2003), hệ số R^2 điều chỉnh trong các ước lượng sử dụng biến công cụ không cung cấp thông tin có ý nghĩa. Thay cho hệ số R^2 điều chỉnh, phần mềm kinh tế lượng STATA sử dụng trong bài viết cung cấp căn nguyên sai số bình phương (Root Mean Square Error/RMSE) được báo cáo trong mỗi bảng ^[1]. Giá trị nhỏ của RMSE ngụ ý mô hình ước lượng phù hợp kèm theo giá trị p cho mô hình nhỏ hơn 0,05.

Do tác động của tổn thất thiên tai lên đầu tư nhà ở và nội thương có ý nghĩa thống kê, bài viết đi sâu vào nghiên cứu những tác động này lên từng vùng ở VN. Đồng bằng sông Hồng có tần số thiên tai thấp nhất nên được chọn làm nhóm cơ sở, 7 biến giả cho độ dốc của đường hồi quy được kiến tạo cho 7 vùng còn lại. Bảng 6 và 7 thể hiện tác động của 4 tổn thất thiên tai lên đầu tư nhà ở và hoạt động nội thương ở mỗi vùng. Hệ số của nhóm cơ sở được cộng với hệ số của mỗi nhóm khác và kiểm định cho mức ý nghĩa của mỗi tổng số được tiến hành và ghi nhận trong hai Bảng 6 và 7.

Bảng 5. Tác động tổng quát của bốn tổn thất thiên tai ở VN

Bảng (5a) Biến phụ thuộc: Thu nhập bình quân đầu người cho các hộ gia đình				
Biến	Tử vong	Thương tật	Nhà bị tiêu hủy	Nhà bị hư hỏng
DMS _t	0,0014 (0,153)	-0,0002 (0,697)	0,0002 (0,991)	0,0001 (0,315)
DMS _{t-1}	-0,1105 (0,459)	0,0004 (0,650)	0,0001 (0,592)	-0,0002 (0,586)
DMS _t + DMS _{t-1}	-0,1091 (0,476)	0,0002 (0,658)	0,0003 (0,508)	-0,0001 (0,723)
CAP	0,3695*** (0,000)	0,3696*** (0,003)	0,3694*** (0,000)	0,3697*** (0,001)
INFR	0,0006* (0,076)	0,0007* (0,083)	0,0005* (0,069)	0,0008* (0,091)
INIT	-0,0003** (0,048)	-0,0004** (0,039)	-0,0004** (0,042)	-0,0003** (0,034)
Bảng (50.b) Biến phụ thuộc: Đầu tư nhà ở bình quân đầu người				
DMSt	3,499*** (0,000)	-1,728*** (0,009)	0,3943*** (0,003)	0,7307*** (0,000)
DMSt-1	-0,6824 (0,206)	-0,5825 (0,174)	0,0336 (0,235)	0,0238 (0,586)

DMS _t + DMS _{t-1}	2,8066** (0,037)	-2,3105** (0,029)	0,4279** (0,041)	0,7545** (0,043)
TRADE	0,9230*** (0,006)	0,3245** (0,019)	0,5178*** (0,009)	0,7549*** (0,000)
RINT	-0,4029** (0,034)	-0,4073*** (0,007)	-0,4471** (0,045)	-0,3950*** (0,004)
Y	0,0325** (0,048)	0,0287* (0,063)	0,0412** (0,037)	0,0289* (0,084)

Bảng (5.c) Biến phụ thuộc: Doanh số bán lẻ bình quân đầu người

DMS _t	-2,969*** (0,003)	-2,083*** (0,001)	-0,4124*** (0,000)	-0,3602*** (0,002)
DMS _{t-1}	0,2097 (0,651)	-0,7478 (0,315)	0,2451 (0,412)	-0,0188 (0,561)
DMS _t + DMS _{t-1}	-2,7593** (0,039)	-2,7308** (0,049)	-0,1673** (0,021)	-0,3780** (0,033)
INFR	1,073** (0,027)	0,9353*** (0,009)	0,6987*** (0,000)	0,7017*** (0,001)
INV	0,1457*** (0,007)	0,0412** (0,035)	0,1051** (0,026)	0,2151*** (0,004)

Cỡ mẫu: 448; Trị số RMSE trung bình cho toàn hệ: 0,3254; giá trị p cho mô hình: 0,002;

Giá trị p cho kiểm định White: 0,534; giá trị p cho AR(1): 0,214; giá trị p cho AR(2): 0,857.

Ghi chú: ***, **, * biểu thị mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10 %, theo thứ tự tương ứng; giá trị p hiển thị trong ngoặc đơn. Quan sát Bảng 6 cho thấy hầu hết các vùng có tần số thiên tai cao không có mức đầu tư nhà ở cao hơn các vùng khác. Kết quả vi mô này tương tự như kết quả vĩ mô về tổng sản lượng quốc gia và tăng trưởng kinh tế trong Noy & Vũ (2010) vì tích lũy đầu tư là yếu tố quan trọng trong sản xuất. Trong giai đoạn 2002-2010, chỉ có vùng Đông Nam Bộ là có hệ số ước lượng cao hơn nhóm cơ sở, nhưng vùng này lại xếp thứ 5 về tần số thiên tai và có mức phát triển cao hơn các vùng khác. Phát hiện này hỗ trợ cho quan sát trong Cuaresma & cộng sự (2008): Những vùng có chỉ số phát triển cao có khả năng nâng cấp nguồn vốn nhiều hơn sau mỗi thiên tai.

Bảng 6. Tác động của thiên tai lên đầu tư nhà ở cho từng vùng ở VN**Biến phụ thuộc: Đầu tư nhà ở bình quân đầu người**

Biến	Tử vong	Thương tật	Nhà bị tiêu hủy	Nhà bị hư hỏng
Đồng bằng sông Hồng	3,846*** (0,003)	8,791** (0,026)	0,2597** (0,032)	0,7876*** (0,000)
Đồng Bắc	3,163** (0,035)	6,573** (0,018)	0,3831*** (0,002)	0,6729*** (0,002)
Tây Bắc	2,943** (0,047)	5,326** (0,048)	0,2930** (0,043)	0,7231** (0,023)
Bắc Trung Bộ	2,525** (0,027)	-5,248** (0,025)	-0,1901** (0,028)	-0,6371*** (0,009)
Nam Trung Bộ	2,717** (0,036)	-4,972** (0,033)	-0,4627** (0,018)	-0,7198** (0,049)
Tây Nguyên	3,235** (0,042)	-3,716** (0,028)	0,2867** (0,035)	0,2316** (0,039)
Đông Nam Bộ	6,425*** (0,005)	9,634*** (0,004)	0,5934*** (0,000)	1,0862** (0,044)
ĐBSCL	3,057** (0,026)	-4,447** (0,027)	0,2136 (0,048)	0,5743** (0,036)
TRADE	0,9652*** (0,009)	0,6106*** (0,005)	0,5256*** (0,000)	0,7482*** (0,000)
RINT	-0,3293** (0,049)	-0,3196* (0,059)	-0,2497* (0,093)	-0,2993*** (0,004)
Y	0,0412* (0,071)	0,0326** (0,024)	0,0398* (0,085)	0,0289* (0,094)

Cỡ mẫu: 448; trị số RMSE trung bình cho toàn hệ: 0,4648; giá trị p cho mô hình: 0,000;

Giá trị p cho kiểm định White: 0,734; giá trị p cho AR(1): 0,198; giá trị p cho AR(2): 0,649,

Ghi chú: ***, **, * biểu thị mức ý nghĩa 1%, 5%, and 10 %, theo thứ tự tương ứng; giá trị p hiển thị trong ngoặc đơn.

Bảng 7 cho thấy tác động của thiên tai lên hoạt động nội thương thay đổi đáng kể theo vùng. Thêm một đặc điểm nữa đáng lưu tâm: Nam Bộ chịu hậu quả nhẹ hơn rất nhiều so với Bắc bộ. Điều này cho thấy miền Nam có khả năng phục hồi buôn bán sau thiên tai nhanh hơn miền Bắc. Thậm chí nội thương ở những vùng ít phát triển nhất ở phía Nam như Tây Nguyên hay Đồng bằng sông Cửu Long cũng chịu tác động ít nghiêm trọng hơn so với các vùng ở miền Bắc.

Bảng 7. Tác động của thiên tai lên hoạt động nội thương cho từng vùng ở VN

Biến phụ thuộc: Doanh số bán lẻ bình quân đầu người

Biến	Tử vong	Thương tật	Nhà bị tiêu hủy	Nhà bị hư hỏng
ĐB sông Hồng	-4,901*** (0,000)	-4,185*** (0,000)	-0,9452*** (0,006)	-0,4284*** (0,000)
Đồng Bắc	-4,823** (0,038)	-2,475*** (0,000)	-0,9159** (0,032)	-0,4329*** (0,001)
Tây Bắc	-4,282*** (0,003)	-2,933** (0,015)	-0,9832** (0,031)	-0,4825** (0,046)
Bắc Trung Bộ	-5,287** (0,022)	-4,632*** (0,001)	-0,8985** (0,027)	-0,3956*** (0,003)
Nam Trung Bộ	-2,289** (0,016)	-1,375*** (0,003)	-0,0956** (0,048)	-0,2112** (0,045)
Tây Nguyên	-2,534** (0,046)	-1,163** (0,024)	-0,4738*** (0,001)	-0,2097** (0,042)
Đồng Nam Bộ	-1,454*** (0,001)	-1,248*** (0,004)	-0,2135*** (0,000)	-0,1218** (0,041)
ĐBSCL	-1,559**	-1,073**	-0,2247***	-0,1648**

	(0,046)	(0,022)	(0,001)	(0,045)
INFR	0,0719***	0,0833***	0,0786***	0,0901***
	(0,002)	(0,005)	(0,000)	(0,001)
EDU	0,1246***	0,1232**	0,1185***	0,1248***
	(0,000)	(0,019)	(0,000)	(0,007)
RINT	-0,1078**	-0,1134**	-0,1056**	-0,1213**
	(0,032)	(0,025)	(0,018)	(0,041)

Cỡ mẫu: 448; trị số RMSE trung bình cho toàn hệ: 0,3867; giá trị p cho mô hình: 0,001;

Giá trị p cho kiểm định White: 0,476; giá trị p cho AR(1): 0,203; giá trị p cho AR(2): 0,749.

Ghi chú: ***, **, * biểu thị mức ý nghĩa 1%, 5%, and 10 %, theo thứ tự tương ứng; giá trị p hiển thị trong ngoặc đơn.

Sau cùng, tác giả lặp lại các ước lượng kể trên sử dụng số liệu gốc cho các năm chẵn và thu được kết quả tương tự về dấu, độ lớn và ý nghĩa thống kê, tuy nhiên kết quả kiểm định có giá trị p biến động khá nhiều tùy theo mỗi đo lường tổn thất. Kết quả này được cung cấp theo yêu cầu và không có gì đáng ngạc nhiên với phương pháp FE3SLS: cỡ mẫu càng lớn càng mang lại kết quả kiểm định nhất quán hơn.

5. GỢI Ý CHÍNH SÁCH

Dựa trên kết quả ước lượng, một vài gợi ý chính sách được kiến nghị như sau. **Thứ nhất**, mức phát triển của mỗi vùng đóng vai trò quan trọng trong việc giảm thiệt hại do thiên tai gây ra qua đầu tư, do vậy VN cần tăng cường tài trợ từ các quỹ từ thiện trong và ngoài nước cho việc xóa đói giảm nghèo và làm tăng các chỉ số phát triển khác như giáo dục, y tế và phúc lợi xã hội. **Thứ hai**, hoạt động phòng chống thiên tai ở VN thường được người dân VN tiến hành khá tích cực và đã giảm được một phần tổn thất đáng kể do thiên tai gây ra. Các cấp chính quyền trung ương và địa phương cũng cố gắng rất nhiều trong việc sơ tán người dân tới vùng an toàn trước khi xảy ra thiên tai. Tuy nhiên, tin tức thu được vào ngày 18/11 về cơn bão Hải Yến đổ bộ vào miền Bắc thay vì miền Trung ngày 10/11 và hậu quả sau bão vẫn cho thấy một số lượng tử vong, thương tích và thiệt hại tài sản đáng kể. Chính quyền trung ương và địa phương cần tăng cường trợ giúp người dân vùng thiên tai, bao gồm cập nhật dự báo, thông báo kịp thời, hướng dẫn kỹ thuật và giúp đỡ về nhân lực cho công tác phòng chống thiên tai.

Cuối cùng, buôn bán giữa các tỉnh và trong nội bộ mỗi tỉnh thành phụ thuộc nhiều vào hạ tầng cơ sở như đường sá, cầu cống và phương tiện thông tin, các cấp chính quyền cần gia cố các cơ sở hạ tầng trước mỗi thiên tai và ưu tiên khôi phục cấp tốc hệ thống hạ tầng sau thiên tai để có thể nhanh chóng nối lại mạng lưới giao dịch cho các hoạt động nội thương.

Giới hạn về số liệu cho nhiều biến, thí dụ chỉ tiêu công và tư cho các hoạt động phòng chống thiên tai, có thể làm cho kết quả thiếu tin cậy. Đặc biệt số liệu về thu nhập bình quân đầu người cho các hộ gia đình chỉ có cho các năm chẵn và có thể làm cho kết quả ước lượng tác động vì mô mất tính chính xác. Ngoài ra, nghiên cứu tác động của bốn tổn thất do thiên tai gây ra trên mỗi tỉnh thành hoặc so sánh đối chiếu giữa thành thị và nông thôn cũng là những đề tài hấp dẫn và được dành cho nghiên cứu tương lai.

Ghi chú

[1] Được xác định là $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2}$.

PHỤ LỤC

Phương pháp hệ thống hóa ước tính điểm (SGMM) của Bond (2002) là một áp dụng nâng cao của phương pháp Arellano & Bond (1991) và Arellano & Bover (1995). Arellano & Bond (1991) giới thiệu phương pháp sai phân ước tính điểm (differenced GMM) cho các mô hình năng động. Phương pháp dùng để chế ngự các biến phụ thuộc trễ được xác định trước nhưng không hoàn toàn ngoại sinh: chúng có tính độc lập đối với sai số hiện tại nhưng bị ảnh hưởng bởi sai số trễ. Dùng phân sai của các biến phụ thuộc trễ hoặc sử dụng hình thức chuyển chênh từ trị số trung bình sẽ loại bỏ được hiệu ứng cố định. Tuy nhiên phương pháp sai phân ước tính điểm gây ra hệ số thiên lệch và kiểm định không đáng tin cậy nếu biến nội sinh tuân theo bước ngẫu nhiên. Trong trường hợp này, giá trị trễ cung cấp rất ít thông tin về thay đổi trong tương lai nên biến trễ không được chuyển đổi sẽ là công cụ yếu kém cho các biến đã được chuyển đổi.

Để giải quyết vấn đề này, Blundell & Bond (1998) giới thiệu một phương pháp cải tiến của phương pháp Arellano & Bover (1995). Theo đó, sai phân của các biến công cụ được cấu thành khiến cho chúng trở thành ngoại sinh đối với hiệu ứng cố định. Để cấu thành được những sai phân này trong khi giữ nguyên tình trạng của các biến khác trong mô hình gốc Arellano-Bond, họ tạo phương pháp hệ thống hóa GMM

(system GMM) bằng cách nhân bộ số liệu gốc với ma trận chuyển đổi $Z_+^* = \begin{bmatrix} Z^* \\ I \end{bmatrix}$, trong đó Z^* là ma

trận được sai phân. Do vậy, cho mỗi cá thể i , bộ số liệu mới trở thành $X_{i+}^* = \begin{bmatrix} X_i^* \\ X_i \end{bmatrix}$, $Y_{i+}^* = \begin{bmatrix} Y_i^* \\ Y_i \end{bmatrix}$.

Khi một biến tuân theo bước ngẫu nhiên, những thay đổi trong quá khứ có khả năng phỏng đoán hiện tại nhiều hơn những thay đổi hiện tại có khả năng phỏng đoán quá khứ nên công cụ mới tăng thêm mức chế ngự so với công cụ gốc cho mô hình có biến phụ thuộc trễ. Do vậy, phương pháp Blundell-Bond (1998) chế ngự có hiệu quả hiện tượng tự tương quan, phương sai thay đổi, cung cấp hệ số ước lượng nhất quán và kết quả đáng tin cậy trong kiểm định cho hiện tượng tự tương quan và kiểm định Sargent so với phương pháp Arellano-Bond (1991). Tiến hành ước lượng mô hình giảm thiểu trong hệ (3) sử dụng phương pháp Blundell-Bond GMM sẽ giải quyết có hiệu quả những vấn đề tiềm ẩn trong mô hình bao gồm biến trễ phụ thuộc. Kết quả ước lượng cho *DMS*, *Y*, *INV*, and *TRADE* sau đó được dùng làm biến công cụ trong FE3SLS cho hệ (2)■

Tài liệu tham khảo

- Albala-Bertrand, M. J. (1993), "Natural Disaster Situations and Growth: A Macroeconomic Model for Disaster Impacts," *World Development*, 21, 9, 1417-1434.
- Barro, R.J. & X.Sala-i-Martin (2004), *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge.
- Bond, S. (2002), *Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*, CEMMAP working paper, CWP09/, 02.
- Center for Research Epidemiology of Disasters (2013), *Emergency Events Database*, <http://emdat.be/>
- Cuaresma, J.C., Hlouskova, J. & Obersteiner, M. (2008), "Natural Disasters as Creative Destruction? Evidence from Developing Countries," *Economic Inquiry*, 46(2), 214--226.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, Fifth Edition. Pearson/Wesley, Princeton, NJ.
- Halliday T. (2006), "Migration, Risk and Liquidity Constraints in El Salvador," *Economic Development and Cultural Change*, 54(4), 893-925.
- Horwich G. (2000), "Economic Lessons of the Kobe Earthquake," *Economic Development and Cultural Change*, 521--542.
- Kennedy, P. (2008), *A Guide to Econometrics*, Sixth Edition, MIT Press, MA.
- Noy, I. & Vũ, T.B. (2010), "The Economics of Natural Disasters in a Developing Country: The Case of Vietnam," *Journal of Asian Economics*, 21, 345-354.
- Paxson, C. H. (1992), "Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory Income in Thailand," *American Economic Review*, 82(1), 15--33.

- Schumpeter, J. (2008), *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York, Harper [original publication in English, 1943].
- Selcuk, F. & Yeldan, E. (2001), "On the Macroeconomic Impact of the August 1999 Earthquake in Turkey: A First Assessment," *Applied Economics Letters*, 8, 483--488.
- Skidmore, M. & Toya, H. (2002), "Do Natural Disasters Promote Long-Run Growth?" *Economic Inquiry*, 40(4), 664-687.
- United Nations Office for Disaster Risk Reduction (2013), Disaster Inventory System/Disaster Information Management System website, <http://www.desinventar.net/>
- Wooldridge, J. (2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Thompson, Ohio.