Tạp chí Khoa học Trường Đại học An Giang
ISSN: 0866 - 8086

ĐỘ NHẠY CẢM TỶ GIÁ VÀ TỶ SUẤT SINH LỢI CHỨNG KHOÁN

Lê Thị Hồng Minh[1], Huỳnh Thị Cẩm Hà[1] và Đinh Thị Thu Hồng[1]
[1]*ThS. Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh*

Thông tin chung:
Ngày nhận bài: 14/09/14
Ngày nhận kết quả bình duyệt: 31/11/14
Ngày chấp nhận đăng: 06/15

Title:
Exchange rate sensitivity and stock return

Từ khóa:
Độ nhạy cảm tỷ giá, rủi ro tỷ giá, TSSL chứng khoán

Keywords:
Exchange rate sensitivity, exchange rate risk, stock return

ABSTRACT

This paper investigates the impact of foreign exchange rate change on stock returns in the Vietnam market from 2009 to 2014. By using the real exchange rate to consider the impact of inflation on the purchasing power of Vietnam dong, the article found evidence of the existence of the asymmetric sensitivity of exchange rate (stock returns have different responses with the fluctuation of the exchange rate) despite regular interventions of the National Bank in this period. At market level analysis, when the real exchange rate increases, stock returns tend to fall, but this does not take place when the real exchange rate decreases. The cause of this result may be due to dollarization of foreign debt and net exporter status.

TÓM TẮT

Bài viết này nghiên cứu ảnh hưởng của biến động tỷ giá đến tỷ suất sinh lợi (TSSL) chứng khoán ở thị trường Việt Nam trong giai đoạn 2009-2014. Bằng việc sử dụng tỷ giá hối đoái thực để xem xét tác động của lạm phát đến sức mua của đồng Việt Nam, bài viết đã tìm thấy được bằng chứng về sự tồn tại của độ nhạy cảm tỷ giá bất cân xứng (TSSL phản ứng khác nhau trước diễn biến tăng và giảm của tỷ giá) mặc dù có can thiệp thường xuyên của Ngân hàng nhà nước vào thời kỳ này. Ở cấp độ thị trường, khi tỷ giá thực tăng thì TSSL chứng khoán có xu hướng giảm nhưng điều này không diễn ra khi tỷ giá thực giảm. Nguyên nhân của kết quả này có thể là do tình trạng đôla hóa nợ nước ngoài và vị thế xuất khẩu ròng.

1. GIỚI THIỆU

Rủi ro tỷ giá là một trong những yếu tố quan trọng khi định giá tài sản đặc biệt trong bối cảnh toàn cầu hóa và hội nhập kinh tế quốc tế hiện nay. Các công ty dù có hoạt động kinh doanh quốc tế hay không thì đều chịu tác động khá lớn từ biến động của tỷ giá hối đoái và có độ nhạy cảm tỷ giá của riêng mình. Cuộc khủng hoảng châu Á 1997 đã có ảnh hưởng trên diện rộng tới giá trị tiền tệ với việc nhiều đồng tiền các nước bị suy giảm giá trị nghiêm trọng. Và gần đây với chính sách nới lỏng định lượng được sử dụng bởi Mỹ, Anh và khu vực châu Âu trong suốt cuộc khủng hoảng tài chính những năm 2008-2010, đã gây ra một dòng tiền mới chảy vào các thị trường mới nổi, dẫn tới những biến động mạnh giá trị tiền tệ. Do vậy, các thị trường mới nổi châu Á đã phải trải qua những cú sốc tiền tệ cùng những tác động tiêu cực áp đảo tới nền kinh tế và thị trường chứng khoán, các nhà đầu tư đã nhận thức được tầm quan trọng của rủi ro tỷ giá, và kết quả là họ đặt nặng yếu tố rủi ro này hơn trong các mô hình định giá.

Mục đích của bài viết này là nghiên cứu ảnh hưởng của biến động tỷ giá hối đoái tới tỷ suất sinh lợi (TSSL) chứng khoán của các công ty niêm yết tại thị trường chứng khoán Việt Nam. Các đánh giá thực nghiệm sẽ được thực hiện dưới cấp độ thị trường và cấp độ doanh nghiệp nhằm nhận diện cụ thể độ nhạy cảm tỷ giá có tính chất cân xứng hay không.

2. TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÂY

Những nghiên cứu trước đây (Roache và Merritt, 2006; Vassalou, 2000; Prasad và Rajan, 1995) cho thấy rằng những cú sốc trong tỷ giá hối đoái chỉ giải thích được rất ít cho sự biến động giá chứng khoán, và lời giải thích hợp lý nhất cho vấn đề này là các công ty có độ nhạy cảm tỷ giá bất cân xứng. Độ nhạy cảm tỷ giá bất cân xứng hàm ý rằng khi tỷ giá biến động theo chiều hướng tăng hoặc giảm thì mức độ doanh nghiệp chịu tác động là khác nhau giữa hai xu hướng diễn biến giá cả này. Vấn đề này được đề cập trong một số mô hình lý thuyết mô tả hành vi của công ty, như sự bất cân xứng trong định giá theo giá thị trường (PTM - Pricing to market) của công ty (Knetter, 1994), hành vi trễ (Baldwin và Krugman, 1989), và hành vi phòng ngừa rủi ro tỷ giá bất cân xứng.

Định giá theo giá thị trường (PTM) về cơ bản bao hàm việc điều chỉnh giá hàng xuất khẩu dựa trên mức độ cạnh tranh ở thị trường nước ngoài, cơ chế này cho rằng các công ty xuất khẩu với mục tiêu thị phần (MSO - Market share objective) sẽ không đồng ý việc tăng giá hàng bán bằng ngoại tệ khi mà đồng nội tệ định giá cao. Nghĩa là, thay vì tăng giá hàng bán và phải đối mặt với rủi ro giảm doanh số cũng như thị phần, thì các nhà xuất khẩu duy trì giá hàng bán bằng ngoại tệ và đồng nghĩa với việc giảm thiểu một cách đáng kể lợi nhuận biên trong nước. Hơn thế nữa, PTM sẽ ít xảy ra hơn khi đồng nội tệ bị định giá thấp so với trường hợp định giá cao. Tuy nhiên, đối với các nhà xuất khẩu bị hạn chế khối lượng (VC – Volume constraints), thì PTM lại xảy ra nhiều hơn khi đồng nội tệ định giá thấp.

Lý thuyết thứ hai giải thích cho sự phản ứng bất cân xứng của giá cổ phiếu đối với biến động tỷ giá có liên quan đến hành vi trễ của công ty. Ví dụ, nhà xuất khẩu mới sẽ bị cám dỗ gia nhập thị trường khi đồng nội tệ bị định giá thấp, mà đôi khi hành vi này mang tính trễ, tức là vẫn còn khi đồng tiền bắt đầu có xu hướng tăng giá thực. Và vì các nhà xuất khẩu cạnh tranh mới tham gia vào thị trường để tận dụng những điều kiện thuận lợi do đồng nội tệ tương đối yếu, cho nên dòng tiền của các nhà xuất khẩu cũ có thể sẽ không tăng như bối cảnh không có những người cạnh tranh mới. Mặt khác, khi đồng nội tệ định giá cao, các nhà xuất khẩu lo rằng đầu tư của họ sẽ chịu chi phí chìm cao như chi phí gia nhập, nên họ sẽ ít có khả năng rời bỏ thị trường mặc dù xác suất cao là dòng tiền sẽ giảm.

Sự tồn tại của rủi ro tỷ giá bất cân xứng cũng có thể là do hành vi phòng ngừa rủi ro bất cân xứng của các công ty khi họ chỉ phòng ngừa một chiều. Ví dụ như nhà xuất khẩu hay công ty ở vị thế phòng ngừa giá lên sẽ có khuynh hướng phòng ngừa trước việc đồng nội tệ bị định giá cao và không phòng ngừa với việc giảm giá thực đồng nội tệ, hoặc những nhà nhập khẩu hay công ty ở vị thế phòng ngừa giá xuống thì có hành động ngược lại.

Koutmos và Martin (2003) đã xem xét liệu TSSL của 9 chỉ số ngành tại bốn quốc gia phát triển (Đức, Nhật, Anh, Mỹ) trong tháng 1/1992 đến tháng 12/1998 có chịu tác động bất cân xứng từ sự biến động tỷ giá hối đoái hay không. Kết quả cho thấy có tồn tại độ nhạy cảm tỷ giá ở cấp độ thị trường với xấp xỉ 40% mẫu, trong đó hơn 40% là bất cân xứng. Tuy nhiên, các mô hình lý thuyết cho rằng sự bất cân xứng trong rủi ro tỷ giá có nhiều khả năng xảy ra hơn ở cấp độ doanh nghiệp cá thể.

Lin (2011) nghiên cứu mẫu sáu quốc gia mới nổi châu Á gồm Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Philippines, Đài Loan và Thái Lan trong giai đoạn từ tháng 7/1997 đến tháng 11/2010, ngay sau cuộc khủng hoảng tài chính châu Á năm 1997 và bao hàm cả thời gian khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008. Tác giả sử dụng tỷ giá thực thay vì tỷ giá danh nghĩa để đo lường sự thay đổi của tỷ giá hối đoái vì lạm phát ở các thị trường mới nổi trên tương đối lớn và biến động hơn so với các nền kinh tế phát triển. Những kết quả thực nghiệm của tác giả cho thấy rằng mặc dù chế độ tỷ giá thả nổi có quản lý được thực hiện ở các nước châu Á mới nổi, song vẫn tồn tại một mức rủi ro tỷ giá đáng kể ở những nước này trong suốt thời gian mẫu trên với kết quả thực nghiệm là 10,48% và 17,7% số công ty có rủi ro lớn hơn trong thời kỳ khủng hoảng châu Á 1997 và thời kỳ khủng hoảng toàn cầu 2008, trong khi đó chỉ có 8,81% số công ty có rủi ro trong suốt giai đoạn bình ổn từ tháng 8/1999 đến tháng 2/2008. Khoảng 6% các công ty có rủi ro tỷ giá là rủi ro bất cân xứng khi tăng và giảm giá nội tệ. Mức rủi ro tỷ giá lớn hơn trong thời kỳ khủng hoảng có thể là do xuất khẩu ròng hay nắm giữ tài sản bằng đô la, bởi vậy các công ty có thể giảm rủi ro tỷ giá bằng việc giảm bớt tỷ lệ xuất khẩu hay tài sản đô la đang nắm giữ.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1 Mô hình hồi quy

Bài viết dựa vào phương pháp thực nghiệm đã được đề cập trong bài nghiên cứu của Chien-Hsiu Lin (2011). Mô hình chuẩn dùng để kiểm định rủi ro tỷ giá cụ thể như sau:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{W,t} + \beta_2 R_{M,t} + \theta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

trong đó, R_t là TSSL chứng khoán; $R_{W,t}$ là TSSL danh mục thị trường thế giới; $R_{M,t}$ là TSSL danh mục thị trường trong nước; X_t là thay đổi tỷ giá không dự đoán trước, trong đó $X_t > 0$ thể hiện tỷ giá thực của đồng ngoại tệ tăng; ε_t là sai số; và $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \theta$ là các hệ số hồi quy. β_1 đo lường rủi ro biến động thị trường thế giới, β_2 đo lường rủi ro biến động thị trường nội địa và θ đo lường rủi ro biến động tỷ giá hối đoái. θ có ý nghĩa thống kê hàm ý rằng sự thay đổi tỷ giá có ảnh hưởng đến lợi nhuận chứng khoán. Dấu của θ có thể âm hay dương phụ thuộc vào rủi ro (độ nhạy cảm) của công ty.

Vì mô hình chuẩn thể hiện ở phương trình (1) không thể dùng để kiểm định sự bất cân xứng, nên cần mở rộng mô hình chuẩn bằng cách phân tích vectơ x_t thành các thành phần âm và dương, nghĩa là, $X_t^+ = Max(X_t, 0)$ và $X_t^- = Min(X_t, 0)$ và viết lại phương trình (1) như sau:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{W,t} + \beta_2 R_{M,t} + \theta^+ X_t^+ + \theta^- X_t^- + \varepsilon_t \quad (2)$$

Phương trình (2) có thể sử dụng để kiểm định giả thuyết rủi ro tỷ giá là cân xứng, nghĩa là $H_0: \theta^+ = \theta^- = \theta$, đối lập với giả thuyết rủi ro là bất cân xứng, nghĩa là $H_1: \theta^+ \neq \theta^-$.

Phương trình (2) có thể được viết lại như sau:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{W,t} + \beta_2 R_{M,t} + (\beta_x + \beta_{D,x} D_t) X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

trong đó $\beta_x = \theta^-, \beta_{D,x} = (\theta^+ - \theta^-), D_t = 1$ nếu $X_t > 0$.

Công thức viết lại này trực quan hơn và giúp kiểm định trực tiếp cho giả thuyết bất cân xứng, H1. Có thể dễ dàng thấy rằng một kiểm định tính bất cân xứng là tương đương với kiểm định rằng $\beta_{D,x}$ có ý nghĩa về mặt thống kê, bất kể dấu của hệ số. Với một giá trị đã cho của danh mục thị trường toàn cầu và nội địa, rủi ro tỷ giá sẽ bằng với β_x khi Xt ≤ 0 và bằng $\beta_x + \beta_{D,x}$ khi Xt > 0.

3.2 Dữ liệu

Bài viết tiến hành thu thập dữ liệu theo tháng từ tháng 01/2009 đến tháng 06/2014 (gồm 66 quan sát), đây là giai đoạn sau khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008. Mẫu nghiên cứu là 34 công ty có đủ dữ liệu trong thời kỳ nghiên cứu trong danh sách 50 công ty niêm yết tốt nhất do Forbes Việt Nam công bố vào tháng 6/2014. Trong đó:

Biến nghiên cứu	Ký hiệu	Mô tả
TSSL chứng khoán	R	Được tính bằng công thức (Pt – Pt-1)/Pt-1 với Pt và Pt-1 là giá cổ phiếu công ty tại thời điểm t và (t-1)
TSSL của thị trường trong nước	RM	Sử dụng chỉ số giá chứng khoán VNINDEX tại sàn HOSE để tính toán
TSSL của thị trường thế giới	RW	Sử dụng chỉ số giá chứng khoán MSCI ACWI (All Country World Index) để tính toán
Biến động tỷ giá hối đoái	X	Sử dụng tỷ giá hối đoái thực song phương USD/VND để tính toán
Biến giả	D	D = 1 nếu X > 0 và D = 0 trong trường hợp X ≤ 0

Nguồn dữ liệu được lấy từ cơ sở dữ liệu IFS của Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF), Morgan Stanley Capital International (MSCI) và SGDCK TPHCM (HOSE).

4. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

4.1 Thống kê mô tả

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả cho TSSL thị trường thế giới và trong nước, biến động tỷ giá hối đoái trong suốt giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Mean	Std. Dev.	Min	Max	ADF
TSSL thị trường thế giới	0,012694	0,049086	-0,09792	0,118042	-7.960*
TSSL thị trường trong nước	0,012145	0,078130	-0,18964	0,279851	-6.531*
Biến động tỷ giá	-0,226721	1,385172	-3,19236	7,069620	-6.614*

*: với mức ý nghĩa 1%

Theo đó ta có thể thấy rằng trong giai đoạn 01/2009-06/2014, TSSL của thị trường trong nước và thế giới có giá trị trung bình khá tương đồng nhưng mức độ biến động của thị trường Việt Nam cao hơn, chúng ta có thể kỳ vọng một trong những nguyên nhân tác động vào sự bất ổn này là ảnh hưởng của biến động tỷ giá.

Giả thuyết nghiệm đơn vị được kiểm định bằng cách sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dicky – Fuller) và các giá trị ước lượng của chúng cho thấy rằng, giả thuyết về nghiệm đơn vị bị bác bỏ. Có nghĩa là lợi nhuận thị trường và những biến động tỷ giá là dừng trong giai đoạn nghiên cứu.

4.2. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

4.2.1 Phân tích ở cấp độ thị trường

Bảng 2 trình bày ước lượng OLS cho phân tích ở cấp độ thị trường. Mô hình hồi quy là phương trình (3) có điều chỉnh với biến phụ thuộc là TSSL thị trường trong nước (RM).

Bảng 2. Kết quả hồi quy ở cấp độ thị trường theo phương trình $R_{M,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{W,t} + \theta X_t + \varepsilon_t$

Biến	Beta coefficient	Standard error	t-statistic	p-value
RW	0,7302115	0,1726140	4,23*	0,000
X	0,0068634	0,0074363	0,92	0,360
DX	-0,0264845	0,0128047	-0,27**	0,043
Constant	0,0021050	0,0087808	0,24	0,811
Observations = 66		F-statistic = 7,89		
R-squared = 0,2763		p-value (F-statistic) = 0,0002		
Adjusted R-squared =0,2413		Durbin-Wattson statistic = 1,653455		
*Có ý nghĩa ở mức 1%		** Có ý nghĩa ở mức 5%		

Nguồn: Kết quả tổng hợp từ Stata 12

Hệ số ước lượng của biến DX có ý nghĩa thống kê ở mức 5% cho thấy rằng trong giai đoạn sau khủng hoảng 2008 xuất hiện rủi ro tỷ giá tại thị trường Việt Nam và đặc biệt đây là rủi ro bất cân xứng. Cụ thể là khi tỷ giá thực tăng 1% sẽ làm giảm trung bình 2,65% TSSL thị trường trong khi tỷ giá thực giảm 1% thì TSSL thị trường không đổi. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Lin (2011) với nhận định các thị trường mới nổi có hiện tượng "đôla hóa nợ", không thể vay nước ngoài bằng nội tệ của họ mà phải vay bằng ngoại tệ hoặc các nước này đóng vai trò là các thị trường xuất khẩu, trong khi đó các doanh nghiệp đánh giá thấp việc phòng ngừa nội tệ giảm giá dẫn đến khi nội tệ giảm giá thì nợ đô la quá mức, kết quả là TSSL chứng khoán sụt giảm.

Tất cả ngân hàng trung ương tại các nước mới nổi châu Á theo dõi tỷ giá hối đoái của họ, và khi tỷ giá hối đoái biến động mạnh, họ can thiệp trực tiếp hoặc gián tiếp để điều chỉnh nó. Để duy trì hoặc làm giảm tỷ giá hối đoái, các ngân hàng trung ương can thiệp vào thị trường ngoại hối bằng cách mua và bán dự trữ ngoại hối mà phần lớn là USD. Ta có thể sử dụng những biến động dự trữ ngoại hối giống như một thước đo để đánh giá mối tương quan giữa rủi ro ngoại hối và những can thiệp của ngân hàng trung ương.

Bảng 3. Thống kê sự thay đổi dự trữ ngoại hối của Việt Nam theo tháng

Giai đoạn	Mức độ biến động trung bình (triệu USD)	Độ lệch chuẩn của biến động dự trữ ngoại hối
2005-2008	589	4,07%
2009-2014	902	6,15%

Nguồn: Kết quả tính toán từ dữ liệu của IFS

Các số liệu trong Bảng 3 cho thấy trong giai đoạn 2009 – 2014, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam đã

có sự can thiệp tích cực hơn vào thị trường ngoại hối so với thời kỳ trước nhằm hỗ trợ phục hồi cán cân thanh toán quốc tế và tăng trưởng kinh tế. Tuy sự can thiệp này giúp ổn định tỷ giá danh nghĩa nhưng do lạm phát Việt Nam khá bất ổn trong thời kỳ này nên tỷ giá thực vẫn cao và thị trường đòi hỏi phần bù tỷ giá trong TSSL.

4.2.2 Phân tích ở cấp độ doanh nghiệp

Bài viết tiến hành hồi quy phương trình (3) lần lượt cho 34 công ty được lựa chọn và đếm số công ty có độ nhạy cảm tỷ giá (βD , βD,x có ý nghĩa thống kê). Kết quả đạt được là số công ty có độ nhạy cảm tỷ giá bất cân xứng chiếm tỷ lệ 3%. Do mẫu nghiên cứu là các công ty có thành quả tài chính tốt vì vậy việc dự báo và xây dựng chiến lược phòng ngừa rủi ro tỷ giá, cũng như khả năng am hiểu sử dụng các công cụ phòng ngừa hiện đại như công cụ phái sinh đã giúp giảm thấp độ nhạy cảm tỷ giá của họ.

5. KẾT LUẬN

Các kết quả thực nghiệm tại thị trường Việt Nam cho thấy rằng có tồn tại rủi ro tỷ giá bất cân xứng ở thị trường Việt Nam giai đoạn 2009-2014, vì vậy mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và TSSL là mối quan hệ có điều kiện, nghĩa là mối quan hệ này chỉ tồn tại khi xét trong giai đoạn đồng nội tệ tăng giá hoặc giảm giá. Sự can thiệp của Ngân hàng nhà nước trong thời kỳ này thông qua biến động của dự trữ ngoại hối vẫn chưa hiệu quả. Điều này dẫn đến một khuyến nghị đáng lưu ý cho các nhà đầu tư trên thị trường chứng khoán về việc phòng ngừa rủi ro tỷ giá đặc biệt trong xu hướng giảm giá của đồng nội tệ, chi phí phòng ngừa sẽ được cân đối với sự sụt giảm tỷ suất sinh lợi nếu không phòng ngừa. Đồng thời dưới góc độ nhà quản lý, Ngân hàng nhà nước nên có những định hướng chính sách cụ thể đối với việc điều hành tỷ giá và chính sách tiền tệ nhằm giúp thị trường có các thông tin chính xác trong việc dự báo giá, không tạo ra những phần bù rủi ro tỷ giá đòi hỏi cho các nhà đầu tư. Phân tích ở cấp độ doanh nghiệp cho thấy rằng rủi ro tỷ giá là không đáng kể mà cụ thể là ở nhóm các doanh nghiệp có thành quả hoạt động kinh doanh tốt nhất thị trường. Từ những phát hiện đạt được này, nghiên cứu đã đưa ra một góc nhìn khái quát về việc tồn tại rủi ro tỷ giá bất cân xứng trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Độ nhạy cảm tỷ giá là một chủ đề cần được tiếp tục nghiên cứu xuyên suốt trong các giai đoạn phát triển của nền kinh tế nói chung và thị trường chứng khoán nói riêng, việc mở rộng giai đoạn nghiên cứu cũng như mẫu nghiên cứu sẽ cung cấp thêm góc nhìn rõ hơn về nguyên nhân và các phương thức phòng ngừa rủi ro tỷ giá cho thị trường Việt Nam.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Baldwin, R., & Krugman, P. (1989). Persistent trade effects of large exchange rate shocks. *The Quarterly Journal of Economics,* 104, 635-654.

Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association,* 74, 427-431.

Knetter, M. (1994). Is export price adjustment asymmetric?: evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses. *Journal of International Money and Finance,* 13 (1), 55-70.

Koutmos, G., & Martin, A. (2003). Asymmetric exchange rate exposure: theory and evidence. *Journal of International Money and Finance,* 22 (3), 365-383.

Lin, C. H. (2011). Exchange rate exposure in the Asian emerging markets. *Journal of Multinational Financial Management,* 21, 224-238.

Prasad, A., & Rajan, M. (1995). The role of exchange and interest risk in equity valuation: A comparative study of international stock markets. *Journal of Economics and Business,* 47 (5), 457-472.

Roache, S., & Merritt, M. (2006). Currency Risk Premia in Global Stock Markets. *IMF Working Paper.*

Vassalou, M. (2000). Exchange rate and foreign inflation risk premia in global equity returns. *Journal of International Money and Finance,* 19 (3), 433-470.