

Đánh giá mối quan hệ giữa tỷ giá và cán cân thương mại ở Việt Nam thông qua mô hình hiệu chỉnh sai số

ĐOÀN NGỌC THẮNG

Học viện Ngân hàng

Tỷ giá hối đoái là một biến số quan trọng ảnh hưởng đến sự cạnh tranh của hàng hoá ngoại thương và những biến số khác trong nền kinh tế. Sự thay đổi trong cán cân thương mại do biến động của tỷ giá là một vấn đề quan trọng và cơ bản trong chính sách kinh tế vĩ mô. Trong bài viết này, tác giả sử dụng lý thuyết Đồng liên kết (Cointegration theory) và Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM- Error Correction Model) nhằm kiểm định các hiệu ứng ngắn hạn và dài hạn của tỷ giá đến cán cân thương mại nhằm xác định mô hình của mối quan hệ giữa hai nhân tố này. Lý thuyết Đồng liên kết được phát triển bởi Granger (1981) và hoàn thiện bởi Engle và Granger (1987), được áp dụng phổ biến trong phân tích quan hệ giữa các biến số kinh tế là chuỗi thời gian.

1. Tổng quan các nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ giá và cán cân thương mại

Nghiên cứu về tác động của tỷ giá thực lên xuất khẩu của Việt Nam, Lord (2002) đã sử dụng mô hình ECM để tính hệ số co giãn xuất khẩu mặt hàng giày dép của tỷ giá thực trong ngắn hạn và dài hạn. Kết quả hồi quy của nghiên cứu này cho thấy tác động của tỷ giá thực lên xuất khẩu giày dép có ý nghĩa về mặt thống kê trên thị trường

toàn cầu và trên một số thị trường khu vực. Hệ số co giãn xuất khẩu giày dép của tỷ giá thực trên thị trường toàn cầu là 1,8 trong ngắn hạn và 2,0 trong dài hạn. Trong ngắn hạn, hệ số này là 0,1 đối với thị trường ASEAN-5 và 0,3 đối với thị trường Mỹ. Trong dài hạn, hệ số này là 0,4 đối với thị trường Mỹ và 1,9 đối với thị trường EU.

Lord còn cho rằng, chỉ số đo lường mức cạnh tranh thích hợp hơn cho từng thị trường là tỷ giá thực so sánh (cross-



rates) giữa Việt Nam và các đối tác thương mại quan trọng. Sử dụng chỉ số tỷ giá thực so sánh, tác giả chỉ ra rằng tính cạnh tranh của Việt Nam trong những năm gần đây tăng lên trên thị trường Trung Quốc, Mỹ, trong khi lại giảm xuống trên những thị trường khác như ASEAN, Nhật Bản và EU. Việc giảm tính cạnh tranh trên thị trường EU được giải thích là do đồng Đô la (USD) lên giá so với đồng Euro và mối liên quan chặt chẽ giữa VND và USD.

Mô hình ECM được sử dụng nhiều trong các nghiên cứu quốc tế và được nhìn nhận là một phương pháp thích hợp để lượng hóa tác động trong ngắn hạn và dài hạn của tỷ giá thực lên khối lượng xuất khẩu của nhiều nước, ví dụ trong các nghiên cứu của Bayoumi (1996), Wren-Lewis (1998), Lord (2002)... Tuy nhiên, hiện nay ngoài nghiên cứu của Lord (2002) trong lĩnh vực xuất khẩu giày dép vẫn chưa có một nghiên cứu nào sử dụng phương pháp trên để đánh giá tác động đối với toàn bộ xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam. Do vậy trong nghiên cứu này, chúng tôi đã áp dụng phương pháp trên với dãy số liệu theo quý, từ năm 1995 đến năm 2005. Việc sử dụng số liệu theo quý cho phép có một chuỗi số liệu tương đối lớn để có thể đưa ra những kết quả có độ tin cậy về mặt thống kê. Tại Việt Nam, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) kiểm soát chặt chẽ biến động của tỷ giá, nên

dao động ngắn hạn của tỷ giá là rất nhỏ, gây tác động không đáng kể đến xuất khẩu. Do đó, tác giả chỉ đề cập đến tác động của những thay đổi mang tính dài hạn hơn của tỷ giá lên xuất, nhập khẩu, cụ thể ở đây là những thay đổi theo quý.

2. Phương pháp luận

2.1. Phương trình quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại

Quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại là mối quan tâm nghiên cứu của nhiều nhà kinh tế học từ trước đến nay. Nhiều nghiên cứu về vấn đề này đã chỉ ra rằng: Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại thay đổi qua thời gian, và có thể chia thành hai loại, đó là quan hệ trong ngắn hạn và quan hệ trong dài hạn. Trước tiên, một sự giảm giá của nội tệ so với ngoại tệ, tức tỷ giá tăng, sẽ có ảnh hưởng trực tiếp ngay lên giá cả nhập khẩu. Trong khi đó, giá cả xuất khẩu chưa chịu sự tác động này. Kết quả là cán cân thương mại, được đo bằng hiệu số giữa kim ngạch xuất khẩu và nhập khẩu sẽ suy giảm. Tuy nhiên, qua thời gian, lượng nhập khẩu sẽ giảm do giá cả nhập khẩu tăng. Đồng thời, giá cả hàng hoá xuất khẩu tính bằng ngoại tệ sẽ giảm, làm tăng tính cạnh tranh trên thị trường quốc tế, dẫn đến lượng xuất khẩu tăng. Như vậy, theo thời gian (trong dài hạn), cán cân thương mại sẽ chuyển biến theo chiều hướng tích cực (thặng dư).

Để kiểm định mối quan hệ giữa hai biến số này, cán cân

thương mại được biểu thị là một hàm số của tỷ giá hối đoái thực đa phương. Cụ thể, ta có phương trình sau:

$$\ln(B_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{REER}_t) + u_t$$

Trong đó: B_t là tỷ số thương mại (XK/NK); \ln biểu thị logarit tự nhiên và u là độ nhiễu. Ở đây, cán cân thương mại được biểu thị bằng tỷ số thương mại giữa kim ngạch xuất khẩu và kim ngạch nhập khẩu. Lý do chính của việc sử dụng phương trình này là có thể dùng logarit của biến tỷ số thương mại trong các mô hình kiểm định. Đây là phương trình quan hệ được sử dụng trong nghiên cứu này nhằm xác định mối quan hệ giữa cán cân thương mại và tỷ giá hối đoái.

2.2. Mô hình định lượng

Với mô hình biểu thị mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại đã xác định ở trên, tác giả áp dụng phương pháp phân tích mối quan hệ này bằng lý thuyết Đồng liên kết (Cointegration theory) và mô hình cơ chế hiệu chỉnh sai số (ECM- Error Correction Model).

Mô hình Đồng liên kết

Trong nghiên cứu kinh tế, chúng ta thường giả lập mô hình mà ở đó các biến số kinh tế có quan hệ với nhau và thường được mô tả dưới dạng các cân bằng, chẳng hạn như:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t$$

Trong đó: y_t và x_t là các biến chuỗi, α là tham số ước lượng, và u_t là sai số. Điều đáng quan tâm ở đây là nếu phương trình



cân bằng trên là tồn tại thì đặc tính của sai số cân bằng u_t sẽ là như thế nào. Một đặc trưng quan trọng của u_t sẽ là một biến chuỗi có giá trị trung bình nhỏ và không có xu hướng lớn dần hay nhỏ dần theo thời gian. Vì vậy, nếu biến chuỗi sai số này là biến ngẫu nhiên thì giá trị trung bình ước tính sẽ bằng 0 và có cùng phương sai. Một biến chuỗi sai số với đặc tính này được gọi là biến chuỗi dừng (Stationary Time Series). Biến chuỗi dừng là khái niệm cơ bản và quan trọng trong lý thuyết Đồng liên kết. Vì thế, trong khi ước lượng các tham số hoặc kiểm định giả thiết của các mô hình, nếu không kiểm định thuộc tính này của biến chuỗi thì các kỹ thuật phân tích thông thường (chẳng hạn như kỹ thuật OLS) sẽ không còn chính xác và hợp lý. Do đó, nếu sử dụng phương pháp phân tích hồi quy tương quan như trên sẽ dẫn đến “*hồi quy giả mạo*” (Granger và Newbold, 1974). Kết quả của loại hồi quy này sẽ dẫn đến các kiểm định thống kê như t, F, R^2 sẽ bị lệch. Nói một cách khác, hồi quy lệch sẽ cho kết quả các kiểm định thống kê t và R^2 rất tốt, nhưng mô hình có thể hoàn toàn không có ý nghĩa. Vì vậy, trước khi xây dựng và phân tích mô hình, cần phải có kiểm định thuộc tính dừng của các biến chuỗi trước khi đưa vào sử dụng.

Hai biến chuỗi y_t và x_t được coi là đồng liên kết (cointegrated) nếu tồn tại một tham số để: $u_t = y_t + \alpha x_t$

cũng là một biến chuỗi dừng (stationary variable).

Dựa vào lý thuyết về Đồng liên kết như trên, chúng ta có phương pháp kiểm định và phân tích mô hình sử dụng như sau:

(i) Kiểm tra thuộc tính biến dừng của dữ liệu;

(ii) Nếu các biến sử dụng là biến dừng liên kết cùng bậc thì tiến hành phương pháp hồi quy với phương trình: $Ln(B_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(REER_t) + u_t$

(iii) Kiểm tra thuộc tính dừng của phần dư (residual) từ kết quả hồi quy trên. Nếu phần dư là một biến chuỗi dừng thì hai biến số trong mô hình là đồng liên kết. Từ đó phân tích biến động ngắn hạn- Mô hình ECM (cơ chế hiệu chỉnh sai số).

Để tính toán mức độ tác động của tỷ giá thực đến hoạt

động thương mại, phần lớn các nghiên cứu quốc tế sử dụng khái niệm hệ số co giãn thương mại, hay cụ thể hơn là hệ số co giãn xuất khẩu và nhập khẩu. Các hệ số này được đo bằng tỷ lệ giữa sự thay đổi phần trăm của xuất khẩu hay nhập khẩu với sự thay đổi phần trăm của tỷ giá thực. Mô hình ECM - Cơ chế điều chỉnh sai số (Error-Correction Mechanism) được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu quốc tế để ước lượng các hệ số co giãn trên.

Mô hình ECM được sử dụng trong nghiên cứu này là mô hình kinh tế lượng chuẩn tắc có dạng sau:

$$dLn(B_t) = \alpha_0 + \alpha_1 dLn(REER_t) + \beta \epsilon_{t-1} + u_t$$

Trong đó α_1 là hệ số co giãn xuất khẩu ngắn hạn của tỷ giá thực đa phương, β là hệ số của

Bảng 1. Kiểm định tính dừng của REER

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.672132	0.0082
Test critical values: 1% level	-3.596616	
5% level	-2.933158	
10% level	-2.604867	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Bảng 2. Kiểm định tính dừng của Bt

Null Hypothesis: D(BT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.385772	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Ước lượng phương trình: $\ln(B_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{REER}_t) + u_t$

Dependent Variable: LNBT

Method: Least Squares

Date: 08/19/12 Time: 09:28

Sample: 1999:1 2010:4

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.237737	1.289288	-2.511259	0.0156
LNREER	0.681106	0.278674	2.444095	0.0184
R-squared	0.114935	Mean dependent var	-0.087228	
Adjusted R-squared	0.095695	S.D. dependent var	0.188294	
S.E. of regression	0.179058	Akaike info criterion	-0.561442	
Sum squared resid	1.474838	Schwarz criterion	-0.483475	
Log likelihood	15.47461	F-statistic	5.973598	
Durbin-Watson stat	1.589823	Prob(F-statistic)	0.018415	

Bảng 3. Kiểm định đồng liên kết

Null Hypothesis: E has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.459951	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Bảng 4. Kết quả mô hình hiệu chỉnh sai số

Dependent Variable: D(LNBT)

Method: Least Squares

Date: 08/19/12 Time: 09:19

Sample(adjusted): 2000:2 2010:4

Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001093	0.028689	0.038093	0.9698
D(LNREER)	0.538277	0.924941	0.581958	0.5642
D(LNREER(-1))	1.544414	0.892199	1.731018	0.0920
D(LNREER(-2))	-0.946916	1.017791	-0.930364	0.3584
D(LNREER(-3))	0.569724	0.568331	1.002452	0.3228
D(LNREER(-4))	0.907007	0.499312	1.816512	0.0776
E(-1)	-0.727725	0.157422	-4.622755	0.0000
R-squared	0.538585	Mean dependent var	-0.002704	
Adjusted R-squared	0.461682	S.D. dependent var	0.235456	
S.E. of regression	0.172754	Akaike info criterion	-0.525991	
Sum squared resid	1.074387	Schwarz criterion	-0.239284	
Log likelihood	18.30881	F-statistic	7.003471	
Durbin-Watson stat	2.055837	Prob(F-statistic)	0.000054	

biến điều chỉnh sai số chỉ tốc độ mà hệ thống tiếp cận đến trạng thái cân bằng dài hạn. Cụ thể, mức độ trễ trung bình của quá trình điều chỉnh đến trạng thái cân bằng dài hạn là $-1/\beta$. Điều này có nghĩa là giá trị tuyệt đối của β càng lớn thì quá trình điều chỉnh diễn ra càng nhanh.

3. Dữ liệu

Để ước lượng mô hình, tác giả sử dụng chuỗi số liệu quý được thu thập từ quý 1 năm 1999 đến quý 4 năm 2010 (tổng số 48 quan sát) ở Việt Nam, từ các nguồn đáng tin cậy như Tổng cục Thống kê, NHNN, Bộ Tài chính, IMF...

Tiến hành kiểm định, bước đầu tiên tác giả kiểm định tính dừng của chuỗi số liệu trong mô hình, nếu chuỗi này không dừng thì phải lấy sai phân cho tới khi có tính dừng trước khi đưa vào mô hình. Kiểm định tính dừng dựa vào kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller). Độ trễ trong kiểm định ADF được lựa chọn dựa trên chỉ tiêu SIC (Schwarz Information Criterion).

3.1. Kiểm định tính dừng

Sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller) với tiêu chuẩn Akaike AIC để kiểm tra tính dừng của các biến. Ta thấy rằng cả biến REER và Bt đều là chuỗi dừng tại sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%.

3.2. Kiểm tra đồng liên kết

Sử dụng kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller) với tiêu chuẩn Akaike AIC để kiểm tra tính dừng của phần



đưa ra thấy u_t là một chuỗi dừng bậc 0 với mức ý nghĩa 1%. Do đó, Bt và REER là đồng liên kết.

3.3. Ước lượng bằng mô hình hiệu chỉnh sai số

4. Một số kết quả và gợi ý chính sách

Kết quả mô hình thể hiện ở các bảng trên cho thấy tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại có quan hệ với nhau trong ngắn hạn. Các tham số thống kê của các mô hình đều chứng tỏ các mô hình là phù hợp và có ý nghĩa. Mô hình hồi quy đồng liên kết chỉ rõ có mối liên kết giữa hai biến số phân tích.

Về mối quan hệ giữa hai biến số trong ngắn hạn, kết quả mô hình cơ chế hiệu chỉnh sai số cho thấy có mối quan hệ giữa chúng. Mức độ trễ trong tác động của tỷ giá hiệu lực đa phương đến cán cân thương mại là khá lớn, thể hiện ở biến số $dLn(REER)_{-1}$ và $dLn(REER)_{-4}$. Có nghĩa là, biến động của tỷ giá ở quý thứ 1 và 4 về trước sẽ có tác động đến hoạt động xuất, nhập khẩu ở thời điểm hiện tại. Điều này phù hợp với lý thuyết thương mại cũng như thực tế ngoại thương Việt Nam, cụ thể là những mặt hàng xuất khẩu chủ lực của Việt Nam phần lớn là hàng có tính chất thu gom như thủy sản và nông sản. Vì thế, đây là phản ứng trễ trong sản xuất đối với thay đổi của tỷ giá hối đoái. Mặt khác, nhập khẩu của Việt Nam chịu nhiều tác động của các chính sách khác hơn là tỷ giá.

Kết quả nghiên cứu trên

cùng với những nghiên cứu trước đây về vấn đề này một lần nữa khẳng định tác động tích cực của việc tăng tỷ giá thực (VND xuống giá) đối với hoạt động xuất khẩu của Việt Nam. Điều này cho thấy việc chủ động phá giá nội tệ trong những năm qua đã có hiệu quả nhất định trong việc tăng cường xuất khẩu. Vấn đề đặt ra ở đây là liệu Việt Nam có nên phá giá đồng tiền trong thời gian tới để thúc đẩy xuất khẩu, từ đó cải thiện cán cân thương mại hay không? Đây là một vấn đề phức tạp bởi để thúc đẩy xuất khẩu đòi hỏi một hệ thống biện pháp khác nhau, không đơn thuần là chính sách tỷ giá. Mặt khác, tỷ giá là một biến số vĩ mô rất nhạy cảm, tác động đến nhiều biến số vĩ mô khác như thương mại, cán cân thanh toán, ngân sách chính phủ, nợ nước ngoài... Do đó, việc xem xét chính sách tỷ giá phải được đặt trong một tổng thể chính sách của Chính phủ. Có một số lý do cho thấy cần phải thận trọng khi xem xét quyết định có nên phá giá hay không như sau:

Thứ nhất, trong mô hình biến động ngắn hạn (ECM) giữa tỷ giá thực và cán cân thương mại của nghiên cứu này mới đề cập đến tác động của tỷ giá thực lên xuất, nhập khẩu chứ chưa xem xét tác động đến các biến số vĩ mô khác. Bên cạnh đó, việc phá giá VND sẽ làm cho nhập khẩu sẽ trở nên đắt đỏ hơn đối với các nhà sản xuất trong nước. Hiện tại, nhiều ngành kinh tế

của Việt Nam còn phụ thuộc nặng nề vào nhập khẩu như nông nghiệp, dệt may, công nghiệp hóa chất, điện tử... do đó, phá giá sẽ đẩy chi phí sản xuất của những ngành này lên cao có thể gây nên lạm phát do tang chi phí (cost-push) đối với toàn nền kinh tế. Từ đó, giá cả hàng hoá xuất khẩu cũng gia tăng tính bằng nội tệ, dẫn đến hiệu ứng tích cực của phá giá đối với xuất khẩu trở nên bằng không.

Thứ hai, phá giá sẽ làm nợ nước ngoài của Chính phủ và những tổ chức kinh tế khác gia tăng (tính theo VND), khiến cho ngân sách Chính phủ thêm khó khăn, những doanh nghiệp vay ngoại tệ của ngân hàng để tiến hành kinh doanh trên thị trường nội địa cũng sẽ bị thiệt hại do ngoại tệ lên giá so với VND.

Vì những lý do trên, cần phải tính toán rất cẩn thận những lợi ích và chi phí của việc phá giá VND trước khi ra những quyết định quan trọng về vấn đề này.



Tài liệu tham khảo

1. Bài viết dựa trên công trình nghiên cứu của tác giả Phan Thanh Hoàn và Nguyễn Đăng Hòa và Trường Đại học Kinh tế, Đại học Huế "Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại giai đoạn 1990- 2004".

2. Menzie D.Chinn (2004), "Income, exchange rate and the US trade deficit, once again", *International Finance, University of Wisconsin*.

3. Prof. Lutz Hendricks
xem tiếp trang 44



quan trọng trong quá trình giải phóng mặt bằng đẩy nhanh tiến độ thực hiện dự án mà các ban ngành địa phương cần chú trọng hỗ trợ doanh nghiệp.

Nhóm cơ sở hạ tầng (X_4), các doanh nghiệp quan tâm đến phương tiện giao thông, trong đó, 83% doanh nghiệp phản nản về hệ thống giao thông không thuận tiện. Đây là một trong những rào cản thu hút đầu tư trên địa bàn tỉnh trong nhiều năm qua. Trong nhóm chuyên giao công nghệ (X_5), các doanh nghiệp quan tâm đến vấn đề ưu đãi các ngành đặc thù, cơ chế chính sách nghiên cứu khoa học dành cho nhóm ngành này. Vì vậy, các Ban ngành địa phương cần có chính sách hỗ trợ thiết thực, góp phần phát triển địa phương theo hướng lợi thế so sánh. Qua khảo sát, nhóm xúc tiến thương mại (X_6) cho thấy, các doanh nghiệp chú trọng đến công tác hỗ trợ xuất nhập khẩu hiệu quả (81,5% số doanh nghiệp đánh giá thấp công tác này của địa phương). Đây là một trong những nhân tố quan trọng góp phần thu hút các doanh nghiệp xuất nhập khẩu đầu tư tạo địa bàn. Nhóm chính sách tín dụng (X_7 , X_8) cho thấy, vấn đề tài sản thế chấp và lãi suất được các doanh nghiệp quan tâm nhiều nhất. Bởi vì, đây là một trong những rào cản chính cho doanh nghiệp tiếp cận nguồn vốn vay tại NHTM để mở rộng sản xuất kinh doanh. Vì vậy, điều quan trọng nhất hiện nay để tháo gỡ phần nào những khó khăn mà các doanh nghiệp trên địa bàn

tỉnh Trà Vinh nói riêng và cả nước nói chung, Ngân hàng Nhà nước cần chú trọng hạ lãi suất cũng như có những gói tín dụng ưu đãi hỗ trợ kịp thời cho các doanh nghiệp.

4. Kết luận

Nhìn chung, mặc dù tỉnh Trà Vinh đã triển khai các chính sách ưu đãi cho doanh nghiệp trên địa bàn, nhưng khả năng tiếp cận các chính sách ưu đãi này của các doanh nghiệp vẫn còn khá thấp, các doanh nghiệp gặp nhiều khó khăn khi tiếp cận hoặc tiếp cận quá ít các chính sách ưu đãi của tỉnh. Hạn chế của nghiên cứu này là kết quả khảo sát chưa mang tính tổng thể, quá trình khảo sát không tập trung vào một loại hình doanh nghiệp nào mà chủ yếu là doanh nghiệp kinh doanh nhiều ngành nghề, thời gian thực hiện khảo sát cũng chưa phản ánh đầy đủ sự tác động của chính sách vì mỗi chính sách đều có một “độ trễ” nhất định.

Qua việc phân tích khả năng tiếp cận chính sách ưu đãi của tỉnh Trà Vinh, nhân tố về cơ sở hạ tầng được doanh nghiệp quan tâm nhất. Thông qua kết quả nghiên cứu, tác giả mong các cơ quan hữu quan sẽ tiếp tục đánh giá, đo lường và đề xuất các chương trình hành động tích cực hơn nhằm tăng cường khả năng tiếp cận các chính sách ưu đãi của các doanh nghiệp trong và ngoài tỉnh, góp phần tháo gỡ những khó khăn, tạo động lực phát triển kinh tế tại Trà Vinh cũng như ĐBSCL.

Tài liệu tham khảo

1. Nguyễn Đình Thọ và Nguyễn Thị Mai Trang (2009), *Nghiên cứu khoa học trong quản trị Kinh doanh*, trang 135-142.
 2. Chen Hong và Wei Jian Ye (2009), *Growing Characters, Influencing Factors and Supporting Policies of Medium-sized and Small Technological Enterprises- An Analysis of the Survey of Medium-sized and Small Technological Enterprises in Taiyuan Development Zone for High and New Technological Industry*, *Journal of North University of China (Social Science Edition)*, No. 4.
 3. Onwumere, J. (2008), *Policy Issues in Enhancing the Output Of Agribusiness Small And Medium Scale Piggery Enterprises (AGRI-SMEs) in Abia State*, *Journal of Agricultural Extension*, Vol 12, No. 2.
 4. Nguyễn Quốc Nghi (2010), *Nhân tố ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận nguồn tín dụng hỗ trợ của DNNVV ở thành phố Cần Thơ*. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 57, trang 7-10.
 5. Nguyễn Thị Cành (2008), *Khả năng tiếp cận nguồn tài chính của doanh nghiệp nhỏ và vừa Việt Nam*, *Tạp chí Phát triển kinh tế*, số 212.
- tiếp theo trang 29
(14/2/2012), “The trade deficit and Foreign Debt”.
4. TS. Nguyễn Thị Kim Thanh (2011), “Điều hành chính sách tỷ giá nhằm thúc đẩy xuất khẩu và hạn chế nhập khẩu”, *Tạp chí Ngân hàng* 2011.
 5. Nguyễn Văn Tiến, *Tỷ giá thực và tác động của nó đến cán cân thương mại*, *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, số 12 (2003).
 6. Ths. Đỗ Văn Tinh (2009), “Cán cân thương mại Việt Nam 2009”.