

TÁC ĐỘNG CỦA RÀNG BUỘC TÀI CHÍNH TIỀN TỆ ĐẾN SỰ PHÁT TRIỂN CỦA CÁC DOANH NGHIỆP Ở VIỆT NAM

Nguyễn Việt Hùng

Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hungnv@neu.edu.vn

Hà Quỳnh Hoa

Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoahq@neu.edu.vn

Ngày nhận: 14/6/2019

Ngày nhận bản sửa: 09/9/2019

Ngày duyệt đăng: 05/01/2020

Tóm tắt:

Nhằm xem xét ảnh hưởng của ràng buộc tài chính tiền tệ đến sự phát triển của các doanh nghiệp thông qua chỉ tiêu tăng trưởng năng suất yếu tố tổng hợp (TFP), nghiên cứu đã sử dụng mô hình động dữ liệu bảng để lượng hóa tác động của các ràng buộc tài chính tiền tệ (FCIf) đến tăng trưởng TFP ở cấp độ doanh nghiệp gồm 97.860 doanh nghiệp trong thời kỳ 2012-2017. Kết quả phân tích cho thấy có quan hệ tương quan âm giữa chỉ số FCIf với tăng trưởng năng suất lao động và TFP ở tất cả các ngành. Khi chỉ số FCIf tăng thêm 0,1 thì tăng trưởng TFP của các doanh nghiệp bị giảm đi 3,71%. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy có quan hệ ngược chiều giữa chỉ số CFIf với quy mô giá trị gia tăng (VA) và tài sản của doanh nghiệp; ngành thương mại, bán lẻ, bán buôn; ngành chế biến, chế tạo và các doanh nghiệp thuộc tư nhân đối mặt với các ràng buộc tài chính tiền tệ lớn nhất.

Từ khóa: Mô hình động dữ liệu bảng (DPD), ràng buộc tài chính tiền tệ, mô hình probit/logit thứ bậc (OPM/OLM), tăng trưởng năng suất, nhân tố năng suất tổng hợp (TFP) và tăng trưởng TFP.

Mã JEL: D24, G3

The impact of monetary and financial constraints on development of Vietnam's firms

Abstract:

This paper aims to examine the impact of monetary and financial constraints on the development of firms, proxied by TFP growth at the firm level. Applying the Dynamic Panel Data model, in the period 2012-2017, we estimate the effects of monetary and financial constraints index (FCIf) on TFP growth of 97,860 firms. The results show that there is a negative correlation between FCIf and labor productivity growth and TFP growth in all the industries. When the FCIf index increases by 0.1, the TFP growth of firms reduces by 3.71%. The results also show that there is an inverse relationship between the CFIf index and valued added (VA) and the size of the firm's assets; the firms operating in wholesale and retail trade; manufacturing sectors and private firms face the biggest financial constraints. Keywords: Dynamic panel data model, monetary and financial constraints, ordered probit and logit models, productivity growth, TFP and TFP growth.

1. Giới thiệu

Việc đánh giá tác động của các ràng buộc tài chính tiền tệ tác động đến sự phát triển của các doanh nghiệp đã nhận được nhiều quan tâm của giới học giả cũng như các nhà hoạch định chính sách. Các nghiên cứu đều cho rằng các ràng buộc về tài chính tiền tệ là nhân tố quan trọng trong việc đưa ra các quyết định đầu tư của doanh nghiệp và có quan hệ chặt chẽ với khả năng tiếp cận nguồn vốn ngoài của doanh nghiệp. Trạng thái tài chính và khả năng tiếp cận nguồn vốn ngoài của doanh nghiệp có tác động đáng kể đến hoạt động của doanh nghiệp như đến khả năng sinh lời và giá trị gia tăng. Phần lớn các nghiên cứu cho thấy doanh nghiệp ít bị ràng buộc về tài chính tiền tệ, khả năng tiếp cận vốn ngoài lớn có tác động đáng kể đến khả năng nâng cao năng suất và giá trị gia tăng (Gatti & Love, 2008; Butler & Cornaggia, 2011; Levine & Warusawitharana, 2014). Nhưng cũng có một số nghiên cứu cho thấy những ràng buộc về tài chính tiền tệ không có tác động đến năng suất của các ngành (Moreno Badia & Sloomackers, 2009) hoặc có tác động ngược chiều với năng suất lao động ở các doanh nghiệp có năng suất lao động thấp (Nunes & cộng sự, 2007).

Quá trình thực hiện các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới cho thấy khó khăn lớn nhất đối với việc đánh giá tác động của các ràng buộc tài chính đến sự phát triển của các doanh nghiệp chính là việc lựa chọn biến đại diện phản ánh ràng buộc về tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp đối mặt khi tiếp cận với nguồn vốn ngoài. Do biến ràng buộc tài chính là không quan sát được nên thông thường, các nghiên cứu lựa chọn: (i) một vài chỉ tiêu đơn lẻ liên quan đến hoạt động tài chính để làm biến đại diện như: tốc độ tăng trưởng nợ (Levine & Warusawitharana, 2014); đòn bẩy tài chính (Nunes & cộng sự, 2007), phân tích nhảy dòng tiền thực hiện đầu tư (Fazzari & cộng sự, 1998); (ii) xây dựng chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ dựa trên tập các chỉ số đơn được kết hợp theo các hệ số cố định, không đổi theo thời gian như chỉ số ràng buộc tài chính Kaplan & Zingales thường được biết với tên là chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997; Lamont & cộng sự, 2001); chỉ số Cash Flow Sensitivity of Cash (CCFS) do Almeida & cộng sự (2004) xây dựng và công bố vào năm 2004; chỉ số Whited & Wu (WW) được tính toán bởi Whited & Wu (2006); và chỉ số Size-Age (SA) do Hadlock & Pierce (2010) phát triển.

Tuy nhiên, việc chọn biến đại diện cho các ràng buộc tài chính bằng các chỉ tiêu đơn hay tính chỉ số kết hợp theo cách của các nghiên cứu đã thực hiện còn nhiều hạn chế vì: (i) không một chỉ tiêu tài chính đơn nào có thể phản ánh đầy đủ mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ của doanh nghiệp; (ii) trạng thái và mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ của các doanh nghiệp có thể thay đổi theo thời gian nên việc cố định hệ số kết hợp để xây dựng chỉ số ràng buộc tài chính theo thời gian có thể gây ra sai lệch trong phép đo. Nghiên cứu của Pal & Ferrando (2010), Ferrando & Ruggieri (2015, 2018) đã khắc phục được điểm hạn chế này bằng cách phân loại mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ dựa trên một tập các chỉ tiêu về tài chính tiền tệ để xác định tình trạng của mỗi doanh nghiệp là đang trong trạng thái bị ràng buộc là tuyệt đối, tương đối hay không bị ràng buộc ở từng năm. Trên cơ sở đó, chỉ số tổng hợp được tính là bình quân trọng số xác suất dự báo được doanh nghiệp sẽ rơi vào trạng thái ràng buộc tài chính tiền tệ nào. Điều này cho phép đo được mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp phải đối mặt thay đổi theo thời gian.

Đối với biến đại diện cho sự phát triển của doanh nghiệp, phần lớn các nghiên cứu thực nghiệm lấy các biến như quy mô lao động (Becchetti & Trovato, 2002), tăng trưởng doanh thu (Ramahan, 2010) để đại diện cho nó. Tuy nhiên, các biến đó chưa phản ánh được đầy đủ sự phát triển của doanh nghiệp nên một số nghiên cứu gần đây đã sử dụng chỉ tiêu năng suất lao động và năng suất yếu tố tổng hợp (TFP) để phản ánh cho sự phát triển của doanh nghiệp (Musso & Schiavo, 2008; Gatti & Love, 2008; Butler & Cornaggia, 2011; Levine & Warusawitharana, 2014; Moreno Badia & Sloomackers, 2009; Nunes & cộng sự, 2007; Chen & Guariglia, 2013; Li & cộng sự, 2018; Jin & cộng sự, 2019). Các thước đo này phản ánh tốt hơn về sự phát triển của doanh nghiệp, đặc biệt là TFP, bởi TFP không chỉ phản ánh những thay đổi về tiến bộ công nghệ, cách thức kết hợp các đầu vào sản xuất, những tác động của cấu trúc thị trường và thể chế mà còn phản ánh được cả như những yếu tố khác như sai số trong phép đo và những tác động không quan sát được. Đó là lý do mà chúng tôi sử dụng biến tăng trưởng năng suất lao động và TFP làm đại diện cho các thước đo phản ánh sự phát triển của các doanh nghiệp trong nghiên cứu này.

Để đạt được mục tiêu nghiên cứu đo lường tác động của ràng buộc tài chính tiền tệ đến sự phát triển

của các doanh nghiệp thông qua chỉ tiêu tăng trưởng TFP, ngoài phần giới thiệu và tài liệu tham khảo, kết cấu của bài nghiên cứu gồm các mục sau: Mục 2 phương pháp nghiên cứu, trong mục này sẽ chỉ định các mô hình đo lường chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ, TFP và mô hình động dữ liệu bảng để lượng hóa tác động của ràng buộc tài chính đến sự phát triển của doanh nghiệp thông qua tác động đến tăng trưởng TFP. Mục 3 mô tả số liệu và trình bày các kết quả ước lượng thực nghiệm và cuối cùng Mục 4 là kết luận của nghiên cứu.

2. Phương pháp luận đo lường tác động của ràng buộc tài chính tiền tệ đến tăng trưởng năng suất.

Nghiên cứu tiếp cận theo phương pháp của Ferrando & Ruggieri (2015, 2018), xây dựng biến ràng buộc tài chính tiền tệ dưới dạng một biến chỉ số theo phương pháp bán tham số ở cấp độ doanh nghiệp. Trước hết, các doanh nghiệp sẽ được chia thành 3 nhóm ràng buộc tài chính (bị ràng buộc tuyệt đối, bị ràng buộc tương đối và không bị ràng buộc) được xác định dựa trên một tập các quan hệ giữa các biến số gồm: Tổng đầu tư, Lãi hồng tài chính, Sự thay đổi của tổng nợ, Lãi suất bình quân doanh nghiệp phải trả cho các món nợ so với lãi suất bình quân trên thị trường tín dụng. Sau đó, kết hợp với hồi quy probit/logit thứ bậc để dự báo xác suất cho từng doanh nghiệp trong mẫu sẽ rơi vào nhóm ràng buộc nào và tính toán chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính tiền tệ.

Để lượng hóa tác động của ràng buộc tài chính tiền tệ đối với sự thay đổi năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp Việt Nam, trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng phương pháp hồi quy động dữ liệu bảng (DPD) được phát triển bởi Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995), Blundell & Bond (1998) và Roodman (2009). Trong đó, TFP được đo lường thông qua ước lượng hàm sản xuất ở cấp độ doanh nghiệp theo phương pháp hồi quy bán tham số của Levinsohn & Petrin (2003).

2.1. Đo lường chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ (CFI)

Mức độ hạn chế hay ràng buộc tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp phải đối mặt khi tiếp cận các nguồn tài chính bên ngoài ở một góc độ nào đó có thể hiểu là các chi phí mà doanh nghiệp phải bỏ ra khi tiếp cận nguồn vốn ngoài. Các doanh nghiệp càng ít bị ràng buộc tài chính tiền tệ thì có khả năng tiếp

cận nguồn vốn ngoài trên thị trường tài chính tiền tệ với chi phí càng thấp và ngược lại. Tuy nhiên, thước đo này không chỉ hiểu đơn giản như vậy, bởi các ràng buộc tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp đối mặt trên thực tế là một biến không quan sát trực tiếp được và không một khoản mục nào trên bản cân đối kế toán của doanh nghiệp có thể nói lên được doanh nghiệp có bị ràng buộc về tài chính tiền tệ hay không. Hơn nữa, mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ ở các doanh nghiệp khác nhau là khác nhau, bởi các ràng buộc tín dụng/tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp phải đối mặt còn phụ thuộc nhiều các yếu tố khác nhau liên quan đến đặc tính của doanh nghiệp như quy mô, số năm hoạt động của doanh nghiệp, mức độ sử dụng đòn bẩy tài chính, tiền mặt và các loại tài sản lỏng khác (Moreno Badia & Sloommaekers, 2009). Các doanh nghiệp lớn thường sẵn có tài sản thế chấp, tăng trưởng lợi nhuận ổn định, đa dạng hóa các hoạt động của họ ở mức độ khá cao, bởi vậy họ dễ dàng tiếp cận nguồn vốn từ thị trường tài chính tiền tệ. Trong khi đó, đối với các doanh nghiệp mới hoặc tuổi đời của các doanh nghiệp trên thị trường còn ít sẽ phải đối mặt với nhiều vấn đề như thiếu thông tin thị trường, danh tiếng thấp, mức độ tín nhiệm thấp và thường là không có hoặc không đủ tài sản thế chấp để đảm bảo các yêu cầu được vay vốn trên thị trường.

Chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ trong nghiên cứu này được xây dựng dựa trên cách tiếp cận phân loại tiên nghiệm, đó là dựa trên các thông tin từ bảng cân đối kế toán và báo cáo kết quả kinh doanh của doanh nghiệp, để xây dựng được một tập các chỉ tiêu tài chính tiền tệ nhằm phân loại các ràng buộc tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp đang đối mặt (Pál & Ferrando, 2010; Ferrando & Ruggieri, 2015 và 2018). Dựa trên các kịch bản kết hợp khác nhau trong mối quan hệ giữa các biến trong tập chỉ tiêu này để xác định xem một doanh nghiệp đang đối mặt ở mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ là tuyệt đối, tương đối hay không bị ràng buộc.

Theo Bảng 1, nếu một doanh nghiệp, trong một năm cụ thể, rơi vào trạng thái 1-2 sẽ được xếp vào nhóm doanh nghiệp không bị ràng buộc tài chính tiền tệ. Nếu rơi vào trạng thái 3-5, doanh nghiệp được xếp vào nhóm bị ràng buộc tương đối; và rơi vào trạng thái 6-7, doanh nghiệp được coi là bị ràng buộc tuyệt đối. Khi một doanh nghiệp rơi vào nhóm ràng buộc tuyệt đối có nghĩa là doanh nghiệp đó không thể tiếp cận được nguồn vốn ngoài. Còn đối

Bảng 1: Phân nhóm ràng buộc tài chính tiền tệ ở cấp độ doanh nghiệp

Phân nhóm ràng buộc tài chính tiền tệ	Đầu tư của doanh nghiệp (FI)	Lỗ hồng tài chính (FG)	Sự thay đổi trong tổng nợ (dch)	Chi trả lãi (RIP)
Doanh nghiệp không bị ràng buộc				
1	≥ 0	< 0	≥ 0	-
2	≥ 0	≥ 0	> 0	$\leq IR$
Doanh nghiệp bị ràng buộc tương đối				
3	≥ 0	< 0	< 0	-
4	≥ 0	≥ 0	> 0	$\geq IR$
5	< 0	-	> 0	-
Doanh nghiệp bị ràng buộc tuyệt đối				
6	≥ 0	≥ 0	≤ 0	-
7	< 0	-	≤ 0	-

Ghi chú: IR là lãi suất bình quân cho vay của các ngân hàng thương mại cổ phần

Nguồn: Pal & Ferrando (2010), Ferrando & Ruggieri (2015, 2018).

với các doanh nghiệp trong nhóm ràng buộc tương đối là các doanh nghiệp có thể tiếp cận được với vốn ngoài nhưng phải chịu các chi phí tiếp cận vốn cao hơn. Đối với các doanh nghiệp trong nhóm không bị ràng buộc, nhìn chung là các doanh nghiệp có thể tiếp cận được những khoản tín dụng mới (sử dụng đòn bẩy tài chính) với các chi phí tài chính tiếp cận các khoản tín dụng mới này thấp hơn so với thị trường.

Dựa trên kết quả của Bảng 1, hồi quy thứ bậc probit hoặc logit sẽ được thực hiện để tính xác suất có điều kiện mà các doanh nghiệp sẽ rơi vào một trong ba loại ràng buộc. Chỉ định mô hình hồi quy dưới dạng tổng quát theo Pal & Ferrando (2010), Ferrando & Ruggieri (2015, 2018) có thể được biểu diễn như sau:

$$FCI_{it} = \alpha X_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Trong đó: FCI_{it} là biến không quan sát được đo lường các ràng buộc tài chính tiền tệ của doanh nghiệp thứ i trong năm t và $FCI_{it} \in \{0,1,2\}$ tương đương với 3 nhóm ràng buộc mà các doanh nghiệp phải đối mặt (không bị ràng buộc, ràng buộc tương đối và ràng buộc tuyệt đối). X_{it} là tập các biến hồi quy quan sát được có tác động đến mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ của các doanh nghiệp gồm các biến như đòn bẩy tài chính (FL), chi phí tài chính ($DEBUR$), tiền mặt tại doanh nghiệp ($Cashholding$) và các biến đặc trưng của doanh nghiệp như quy mô của doanh nghiệp (siêu nhỏ, nhỏ, vừa và lớn) và một số biến tương tác với các biến đặc trưng của doanh nghiệp, biến giả thời gian cũng được đưa vào hồi quy để kiểm soát chu kỳ kinh doanh (Ferrando & Ruggieri, 2015 và 2018). Tuy nhiên, khác với nghiên cứu của Ferrando & Ruggieri (2015 và 2018), chúng tôi đưa

thêm vào một số biến kiểm soát khác như biến vùng, biến ngành và loại bỏ các biến bình quân $\bar{X}_t$ theo thời gian trong mô hình hồi quy (Mundlak, 1978).

Dựa trên kết quả hồi quy của phương trình (1), chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính tiền tệ ($FCIf$) được tính toán trên cơ sở giá trị xác suất dự báo được cho các kết cục xảy ra từ hồi quy thứ bậc *probit/logit* (OPM/OLM) và được xác định như phương trình (2).

$$FCIf_{it} = \sum_{j \in \{0,1,2\}} j \hat{Pr}(FCI_{it} = j), \quad (2)$$

$$i = 1 \dots N \quad t = 1 \dots T$$

Trong đó: $\hat{Pr}(FCI_{it} = j)$ là các xác suất dự báo được cho từng doanh nghiệp i biến đổi theo thời gian t và thuộc 1 trong 3 nhóm ràng buộc tài chính tiền tệ j . Ưu điểm của chỉ số tổng hợp ($FCIf$) đó là nó có thể được gộp lại để đánh giá mức độ các điều kiện tài chính ở mức độ ngành theo thời gian.

2.2. Ràng buộc tài chính tiền tệ và năng suất nhân tố tổng hợp (TFP)

Tác động của ràng buộc tài chính tiền tệ đến sự phát triển của doanh nghiệp được đánh giá thông qua tăng trưởng TFP. Nhưng khi TFP được ước lượng thông qua hàm sản xuất sẽ nảy sinh vấn đề tương quan giữa các cú sốc năng suất không quan sát được với mức độ sử dụng các đầu vào sản xuất của doanh nghiệp. Điều này có nghĩa, với hành vi cực đại hóa lợi nhuận, doanh nghiệp sẽ phản ứng với các cú sốc có lợi từ năng suất bằng việc mở rộng sản xuất và như vậy doanh nghiệp cần sử dụng nhiều đầu vào hơn. Ngược lại với các cú sốc bất lợi của năng suất, doanh nghiệp sẽ giảm sản xuất và đầu vào được sử

dụng ít hơn. Khi điều này là đúng thì các hệ số ước lượng được của hàm sản xuất theo phương pháp ước lượng bình phương bé nhất (OLS) sẽ bị chệch và làm ước lượng TFP cũng sẽ bị chệch. Để giải quyết vấn đề này Olley & Pakes (1996) đã đưa ra phương pháp ước lượng mà ở đó sử dụng biến đầu tư là biến đại diện để kiểm soát những cú sốc không quan sát được. Nhưng trên thực tế không phải doanh nghiệp nào cũng có các hoạt động đầu tư (giá trị đầu tư khác không) và các dữ liệu ở cấp độ doanh nghiệp cũng cho thấy đầu tư của doanh nghiệp thường thay đổi chậm so với các cú sốc năng suất, điều đó có nghĩa là các cú sốc năng suất không được phản ánh đầy đủ vào hành vi của doanh nghiệp. Để khắc phục hạn chế trong cách tiếp cận của Olley & Pakes (1996), Levinsohn & Petrin (2003) đã đưa ra cách tiếp cận ước lượng hàm sản xuất sử dụng biến đầu vào trung gian là biến đại diện để kiểm soát các cú sốc năng suất không quan sát được. Cách tiếp cận này cũng cho phép giải quyết được những vấn đề về tính chệch đồng thời trong ước lượng hàm sản xuất.

Hơn nữa, đa phần các biến số kinh tế gồm cả biến nội sinh và ngoại sinh trong mô hình kinh tế lượng có thể bị nội sinh hóa khi giá trị hiện tại của các biến này chịu tác động hoặc phụ thuộc vào giá trị quá khứ của nó hoặc có quan hệ nhân quả giữa các biến hồi quy và biến được giải thích theo thời gian. Bởi vậy, trong nghiên cứu này chúng tôi sẽ sử dụng

mô hình hồi quy động dữ liệu bảng (DPD) được phát triển bởi Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995), Blundell & Bond (1998) và Roodman (2009), cho phép xử lý các vấn đề về tính nội sinh của các biến trong mô hình cũng như xem xét tính không đồng nhất của các thực thể trong mẫu. Ngoài ra, mô hình DPD cũng phù hợp với dữ liệu bảng có thời gian ngắn và số quan sát của các thực thể tại mỗi thời kỳ lớn.

Dựa trên phương pháp hồi quy momen tổng quát hệ thống (GMM), mô hình thực nghiệm được chỉ định trong nghiên cứu này sẽ gồm cả các trễ của biến chỉ số tổng hợp FCIf và trễ của TFP. Việc đưa trễ của TFP vào mô hình DPD cũng hoàn toàn phù hợp với các giả định về tính động của năng suất theo cách tiếp cận của Olley & Pakes (1996) và Levinsohn & Petrin (2003) và điều này là cần thiết để hiệu chỉnh tương quan chuỗi (Fernandes, 2007). Mô hình thực nghiệm được chỉ định dưới dạng tổng quát như sau:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FCIf_{it-1} + \delta tfp_{it-1} + D'\gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó: $tfp = \log(TFP)$; $D' = [D_j' D_s' D_o' D_t']$ là các véc-tơ cột của các biến giả đại diện cho ngành, quy mô, hình thức sở hữu và biến giả thời gian cũng được đưa vào để kiểm soát tính chu kỳ và xu hướng biến động của môi trường vĩ mô; ε_{it} là số hạng sai số. Phương trình (3) được ước lượng

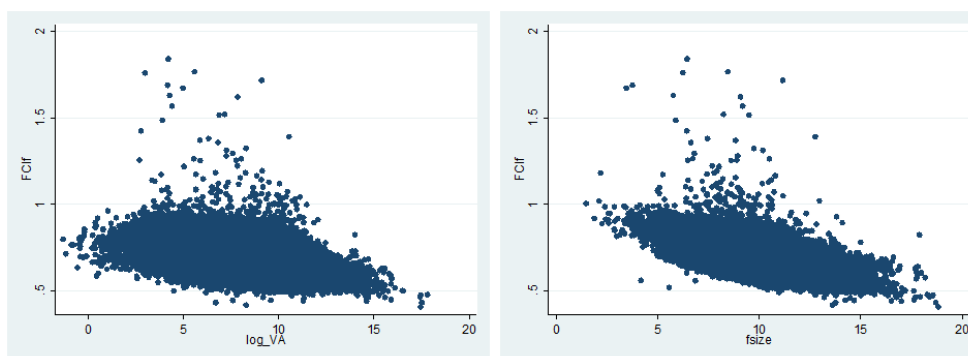
Bảng 2: Kết quả hồi quy mô hình Probit và Logit thứ bậc (OPM và OLM)

	Mô hình Probit thứ bậc (OPM) Hệ số hồi quy	Mô hình Logit thứ bậc (OLM) Hệ số hồi quy
<i>FL</i>	0,0981*** (0,01)	0,1587*** (0,02)
<i>debur</i>	0,0344* (0,02)	0,0549* (0,03)
<i>casholding</i>	-0,0685*** (0,02)	-0,1145*** (0,03)
<i>fsize</i>	-0,0518*** (0,00)	-0,0847*** (0,01)
<i>cashsize</i>	0,0099*** (0,00)	0,0178*** (0,00)
<i>debursize</i>	0,0073*** (0,00)	0,0125*** (0,00)
Vùng	có	có
Ngành	có	có
Loại doanh nghiệp	có	có
Thời gian	có	có
Số quan sát	97.860	97.860

Ghi chú: * p -value < 0,1; ** p -value < 0,05; *** p -value < 0,01; giá trị trong ngoặc tròn là sai số chuẩn (SE).

Nguồn: kết quả ước lượng từ mô hình.

Hình 1: Quan hệ giữa *FCIf* với *VA* và Tổng tài sản của doanh nghiệp



theo phương pháp GMM, trong đó giá trị logarit của TFP được hồi quy phụ thuộc vào giá trị trễ của nó (Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Roodman, 2006) và giá trị trễ của chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ. Đồng thời, các biến công cụ được sử dụng bao gồm cả trễ của năng suất nhân tố tổng hợp và trễ của các biến giải thích.

3. Kết quả ước lượng thực nghiệm

3.1. Mô tả số liệu

Số liệu được sử dụng trong nghiên cứu được trích xuất từ số liệu điều tra doanh nghiệp hàng năm của Tổng cục Thống kê (GSO) từ 2012 đến 2017. Đây cũng là thời kỳ có nhiều thay đổi nhờ có nhiều thay đổi tích cực trong các chính sách tài chính và tín dụng hỗ trợ phát triển các doanh nghiệp tư nhân ở Việt Nam. Sau khi lọc bỏ các quan sát trùng lặp, các giá trị âm của các biến lao động, tổng tài sản, tài sản cố định, doanh thu và lọc các doanh nghiệp tồn tại trong thời kỳ nghiên cứu 2012-2017, chúng tôi thu được một bộ dữ liệu bảng gồm 97,860 quan sát bao gồm các doanh nghiệp ở 7 ngành: (1) ngành chế biến, chế tạo (2) ngành sản xuất điện, khí, nước (3) ngành xây dựng và bất động sản (4) ngành thương mại, bán lẻ, bán buôn (5) ngành vận tải kho bãi (6) ngành dịch vụ lưu trú và ăn uống (7) ngành thông tin truyền thông và hoạt động khoa học công nghệ. Bộ số liệu này cho thấy: số doanh nghiệp trong ngành (1) là lớn nhất và số lượng doanh nghiệp ở ngành (2) là nhỏ nhất; doanh nghiệp có quy mô lớn chiếm 19% còn lại chủ yếu là các doanh nghiệp nhỏ và vừa; 81,9% là các doanh nghiệp tư nhân, doanh nghiệp nhà nước chiếm 3,7% và doanh nghiệp nước ngoài chiếm 14,4%; Ngành 4 và 6 có số lượng các doanh nghiệp tư nhân chiếm hơn 90% các doanh nghiệp hoạt động trong ngành. Trong 6 vùng kinh tế – xã

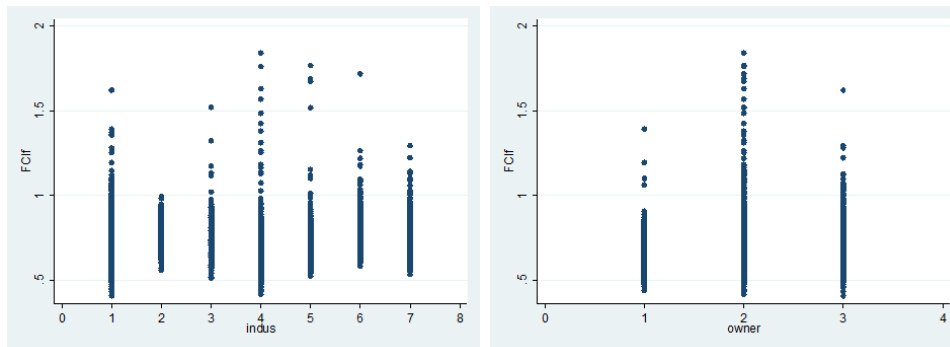
hội¹, số doanh nghiệp được quan sát lớn nhất tập trung ở vùng 2 và vùng 5, hai vùng kinh tế trong điểm của cả nước, lần lượt chiếm 34% và 20,6% số lượng doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Vùng 4 (Tây Nguyên) có số doanh nghiệp nhỏ nhất trong mẫu.

3.2. Chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ (*FCIf*)

Hồi quy thứ bậc probit tác động ngẫu nhiên đã được thực hiện nhằm tính toán chỉ số tổng hợp về ràng buộc tài chính tiền tệ. Đồng thời, hồi quy logit cũng được thực hiện nhằm làm tham chiếu, so sánh kết quả ước lượng được từ phương pháp hồi quy probit. Biến phụ thuộc là biến được xếp thứ bậc với 3 kết cục không ràng buộc, ràng buộc tương đối và ràng buộc tuyệt đối. Các biến độc lập là các biến có ảnh hưởng đến khả năng tiếp cận nguồn tài chính ngoài của doanh nghiệp gồm: đòn bẩy tài chính (*FL*); gánh nặng chi trả nợ của doanh nghiệp (*debur*); tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (*casholding*); quy mô của doanh nghiệp, được đo lường thông qua tổng tài sản theo giá so sánh năm 2010 (*fsize*); và một số biến tương tác giữa các biến ở trên với biến quy mô. Đồng thời, các biến giả đại diện cho vùng, ngành, loại doanh nghiệp (siêu nhỏ, nhỏ, vừa và lớn) và thời gian cũng được đưa vào mô hình.

Kết quả hồi quy của mô hình thứ bậc probit/logit ở Bảng 2 cho thấy: Hệ số ước lượng được của biến đòn bẩy tài chính (*FL*) trong cả hai phương pháp hồi quy đều cho dấu dương và có ý nghĩa ở mức ý nghĩa thống kê 1%. Điều này phản ánh đúng thực tế, các doanh nghiệp có tỷ lệ vay nợ lớn hơn, hầu như sẽ bị đối mặt với ràng buộc tài chính tiền tệ lớn hơn và sẽ khó khăn hoặc mất thêm các chi phí để có thể tiếp cận thêm các khoản vay mới. Kết quả này cũng được hỗ trợ thông qua hệ số ước lượng được của biến gánh nặng chi trả lãi vay (*debur*).

Hình 2: *CFIf* theo ngành và loại hình sở hữu



Hệ số ước lượng được của biến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (*cashholding*) trong cả hai mô hình đều cho thấy có tác động âm và có ý nghĩa thống kê đến khả năng tiếp cận vốn ngoài của doanh nghiệp. Hàm ý nếu doanh nghiệp có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt nhiều hơn thì sẽ làm giảm ràng buộc tài chính tiền tệ mà doanh nghiệp đối mặt. Bởi đối với các doanh nghiệp phi tài chính thì việc nắm giữ tiền, chính là duy trì nguồn nội lực bên trong nhằm để đáp ứng động cơ dự phòng.

Biến quy mô (*fsize*) có tác động âm và có ý nghĩa thống kê đối với ràng buộc tài chính tiền tệ. Kết quả này cho thấy quy mô tài sản của doanh nghiệp càng lớn khả năng tiếp cận vốn ngoài của doanh nghiệp cũng sẽ tốt hơn. Tuy nhiên, đối với Việt Nam khi thị trường vốn chưa phát triển, thông tin không hoàn hảo đang trở thành những rào cản lớn đối với các doanh nghiệp khi tiếp cận nguồn vốn ngoài, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ và vừa (SMEs) và các doanh nghiệp mới hoạt động. Cấu trúc tài chính của các doanh nghiệp quy mô nhỏ thường bị các tổ chức tài chính – tín dụng đánh giá thấp phần lớn do thông tin bất đối xứng xảy ra như thiếu thông tin về tín dụng, mức độ tín nhiệm, các ghi chép kế toán liên

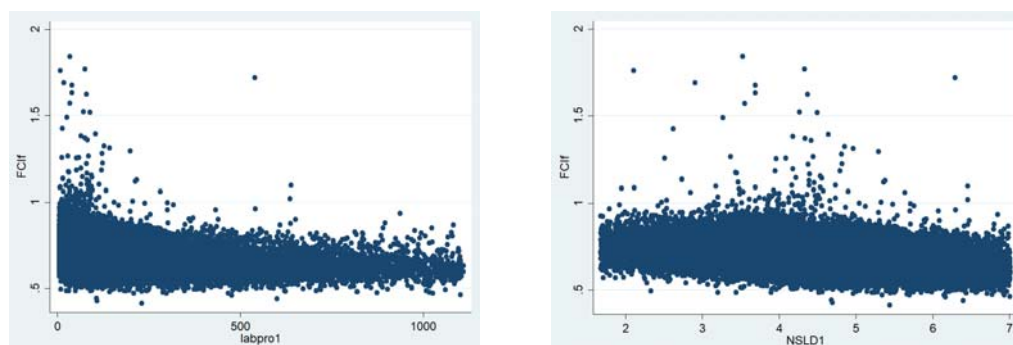
quan đến các dòng tài chính tiền tệ không đầy đủ đã tạo ra những khó khăn cho các doanh nghiệp khi muốn tiếp cận với các nguồn tài chính khác nhau trên thị trường.

Dựa trên kết quả hồi quy thứ bậc probit và logit, chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính tiền tệ được tính trên cơ sở bình quân trọng số xác suất dự báo được doanh nghiệp sẽ rơi vào trạng thái ràng buộc hay không bị ràng buộc tài chính và tiền tệ. Kết quả kiểm định tương quan cho thấy chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính tiền tệ được tính theo kết quả hồi quy probit và logit tương đương nhau với hệ số tương quan là 0,9994 ở mức ý nghĩa thống kê 1%. Như vậy, chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính tiền tệ ước tính được là đáng tin cậy.

Khi so sánh mối quan hệ giữa chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ *CFIf* với giá trị gia tăng (VA) và quy mô về tổng tài sản của doanh nghiệp, Hình 1 cho thấy các doanh nghiệp có chỉ số *CFIf* thấp thì quy mô về VA và tài sản lớn hơn. Như vậy, rõ ràng có ảnh hưởng của ràng buộc tài chính tiền tệ đến hoạt động của doanh nghiệp.

Khi xem xét ở góc độ ngành và loại hình sở hữu,

Hình 3: Mối quan hệ giữa *CFIf* với năng suất lao động của các doanh nghiệp



Bảng 3: Hệ số tương quan giữa *FCIf* với năng suất lao động và TFP

<i>FCIf</i>	<i>labpro</i>	Năng suất lao động	<i>ln tfp_lp</i>
1. Chế biến, chế tạo	-0,4519***	-0,5101***	-0,5613***
2. Sản xuất điện, khí, nước	-0,6497***	-0,6475***	-0,8186***
3. Xây dựng và bất động sản	-0,3700***	-0,4271***	-0,4488***
4. Thương mại, bán lẻ, bán buôn	-0,3197***	-0,3816***	-0,3981***
5. Vận tải kho bãi	-0,3703***	-0,3840***	-0,4117***
6. Dịch vụ lưu trú và ăn uống	-0,3192***	-0,3339***	-0,2674***
7. Thông tin truyền thông & khoa học công nghệ	-0,3112***	-0,3194***	-0,3342***
Toàn bộ mẫu	-0,3236***	-0,3899***	-0,5312***

Ghi chú: *labpro* = $VA/số\ lao\ động$; Năng suất lao động = $\log(labpro)$ các phần tử ngoại lai (outlier) nhỏ hơn ở phân vị thứ 1 và lớn hơn ở phân vị 99 đã được loại bỏ. *ln tfp_lp* là logarit của TFP ước tính theo phương pháp Levinsohn-Petrin (2003).

*** *p*-value < 0,01

Nguồn: tổng hợp từ kết quả tính toán của tác giả.

Hình 2 cho thấy ngành 4 (thương mại, bán lẻ, bán buôn) và ngành 1 (chế biến và chế tạo), số lượng các doanh nghiệp đối mặt với ràng buộc tài chính tiền tệ khi tiếp cận với nguồn vốn ngoài nhiều hơn so với các ngành khác. Đồng thời, các doanh nghiệp thuộc khu vực tư nhân đối mặt với các ràng buộc tài chính tiền tệ lớn nhất so với các loại hình sở hữu khác.

Hình 3 cho thấy có mối quan hệ âm giữa chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ với năng suất lao động của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Điều này hàm ý, nếu các doanh nghiệp bị đối mặt với các ràng buộc tài chính tiền tệ càng lớn trong việc tiếp cận với nguồn vốn ngoài thì năng suất lao động có xu hướng thấp hơn các doanh nghiệp có mức độ ràng buộc thấp.

3.3. Tác động của chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ đến tăng trưởng TFP

TFP ở cấp độ doanh nghiệp được ước lượng theo phương pháp bán tham số của (Levinsohn & Petrin, 2003). Bên cạnh chỉ tiêu TFP ước lượng được, chúng tôi cũng tính toán cả chỉ tiêu năng suất lao động cho từng doanh nghiệp nhằm kiểm định mối quan hệ tương quan của chỉ số ràng buộc tài chính với hai chỉ tiêu năng suất này.

Kết quả kiểm định tương quan ở Bảng 3 cho thấy cả hai chỉ tiêu năng suất lao động và TFP đều có tương quan âm ở mức ý nghĩa thống kê 1% với chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ. Điều này hàm ý những hạn chế trong rào cản tài chính tiền tệ mà các doanh nghiệp đối mặt có ảnh hưởng đến sự phát triển của doanh nghiệp đặc biệt có tác động tiêu cực đến tăng năng suất lao động và tăng trưởng TFP.

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy như được chỉ định ở phương trình (3) để lượng hóa mức độ ảnh hưởng của các ràng buộc tài chính tiền tệ đến tăng trưởng TFP của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Kết quả hồi quy cho thấy hệ số ước lượng được của chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ là -0,371 với sai số chuẩn là 0,145, điều này hàm ý nếu chỉ số ràng *FCIf* tăng 0,1 thì tăng trưởng TFP của các doanh nghiệp sẽ bị giảm 3,71%.

Kết quả này phản ánh đúng thực trạng của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu, đó là các doanh nghiệp bị đối mặt với mức độ ràng buộc tài chính tiền tệ càng cao thì khả năng tiếp cận vốn ngoài càng kém và sẽ ảnh hưởng đến các quyết định đầu tư, mở rộng sản xuất và từ đó ảnh hưởng đến sự phát triển của doanh nghiệp đặc biệt là có tác động tiêu cực đến năng suất lao động và TFP. Kết quả cũng cho nhận định về các chính sách hỗ trợ doanh nghiệp tiếp cận nguồn vốn trên thị trường tài chính tiền tệ hiện nay còn nhiều hạn chế và hiệu quả của các chính sách này chưa được phát huy rộng rãi trong cộng đồng doanh nghiệp ở Việt Nam. Doanh nghiệp tư nhân, đặc biệt là các doanh nghiệp SME vẫn khó khăn trong việc tiếp cận vốn trên thị trường. Nhưng cũng không phủ nhận rằng sự phát triển của thị trường tài chính trong thời gian qua đã phần nào làm giảm các rào cản tài chính tiền tệ đối với các doanh nghiệp. Tuy nhiên, trong ngắn hạn, các nhà hoạch định chính sách cần tiếp tục thực hiện các chính sách tái phân bổ lại các nguồn vốn vay từ các ngân hàng thương mại theo hướng giảm tỷ trọng cho vay đối với các doanh nghiệp nhà nước và gia tăng

Bảng 4: Kết quả hồi quy đánh giá tác động của *FCIf* đến TFP

<i>Intfp_lp</i>	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Giá trị t-value	Giá trị p-value	[khoảng tin cậy 95%]		Mức ý nghĩa
<i>FCIf</i> (<i>i</i> , <i>t</i> -1)	-0,371	0,145	-2,55	0,011	-0,656	-0,086	**
<i>Intfp_lp</i> (<i>i</i> , <i>t</i> -1)	0,649	0,136	4,79	0,000	0,383	0,914	***
Hằng số	0,764	0,672	1,14	0,255	-0,553	2,082	
Số quan sát	50919						
Biến giả Thời gian	có						
Biến giả Ngành	có						
Biến giả Quy mô doanh nghiệp	có						
Biến giả Loại hình sở hữu	có						
Kiểm định Arellano-Bond AR(1):	z = 1,39 Pr > z = 0,166						
Kiểm định Arellano-Bond AR(2):	z = 1,41 Pr > z = 0,158						
Kiểm định Hansen: chi2(5) =	8,75 Prob > chi2 = 0,120						

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$

Nguồn: kết quả ước lượng từ mô hình.

tỷ trọng cho vay đối với các doanh nghiệp tư nhân. Đồng thời, thúc đẩy phát triển thị trường trái phiếu doanh nghiệp nhằm giảm phụ thuộc về vốn quá lớn của các doanh nghiệp và của cả nền kinh tế vào hệ thống ngân hàng thương mại như hiện nay.

Cũng trong Bảng 4, hệ số ước lượng được của biến phụ thuộc trễ 1 (*Intfp_lp_{t-1}*) bằng 0,649 và có mức ý nghĩa thống kê 1% cho thấy những thay đổi về TFP (tăng 1%) trong thời kỳ trước có ảnh hưởng tích cực đối với TFP của thời kỳ hiện tại (tăng 0,65%).

4. Kết luận

Để đánh giá tác động của ràng buộc tài chính tiền tệ đến sự phát triển của doanh nghiệp, nghiên cứu đã thực hiện tính toán chỉ số tổng hợp ràng buộc tài chính (*FCIf*) theo cách tiếp cận tiên nghiệm kết hợp với phương pháp hồi quy thứ bậc probit/logit. Sự phát triển của các doanh nghiệp được đánh giá thông qua chỉ tiêu năng suất nhân tố tổng hợp (TFP), được ước tính theo phương pháp bán tham số của Levinsohn & Petrin (2003) dựa trên bộ dữ liệu ở cấp độ doanh nghiệp gồm 97.860 doanh nghiệp được gộp vào 7 ngành kinh tế cấp 2 trong thời kỳ 2012-2017. Chỉ số *FCIf* tính toán được cho thấy: (i) các

doanh nghiệp có chỉ số *FCIf* càng thấp thì quy mô về VA và tài sản càng lớn; (ii) ngành thương mại, bán lẻ, bán buôn và ngành chế biến, chế tạo các doanh nghiệp đối mặt với các ràng buộc tài chính tiền tệ nhiều hơn so với các ngành còn lại; (iii) so với các loại hình sở hữu khác, các doanh nghiệp thuộc sở hữu tư nhân hiện đang đối mặt với các ràng buộc tài chính tiền tệ là lớn nhất; (iv) có tương quan âm giữa năng suất lao động, tăng trưởng năng suất lao động, tăng trưởng TFP và chỉ số ràng buộc tài chính tiền tệ *FCIf*.

Kết quả của hồi quy của mô hình động dữ liệu bảng (DPD) theo phương pháp GMM cho thấy chỉ số *FCIf* tăng thêm 0,1 thì năng suất nhân tố tổng hợp của các doanh nghiệp bị giảm đi 3,71% và tăng trưởng TFP của thời kỳ trước có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng TFP của thời kỳ hiện tại. doanh nghiệp đối mặt với chỉ số *FCIf* càng cao hàm ý khả năng tiếp cận vốn ngoài của doanh nghiệp trên thị trường càng trở lên khó khăn hơn, điều này có tác động xấu đến tăng trưởng năng suất nhân tố tổng hợp của doanh nghiệp và qua đó tạo ra những rào cản hạn chế khả năng phát triển của doanh nghiệp.

Ghi chú:

1. Phân vùng kinh tế xã hội: (1) Trung du Miền núi phía Bắc (2) Đồng bằng sông Hồng (3) Bắc Trung Bộ, duyên hải miền Trung (4) Tây Nguyên (5) Đông Nam Bộ (6) Đồng bằng sông Cửu Long.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Bài viết thuộc Đề tài cấp Bộ “Ảnh hưởng của quá trình tái phân bổ lao động đến năng suất của các doanh nghiệp trong ngành công nghiệp chế biến”.

Tài liệu tham khảo:

- Almeida, H., Campello, M. & Weisbach, M.S. (2004), 'The cash flow sensitivity of cash', *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations', *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995), 'Another look at the instrumental variable estimation of error-components models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51
- Becchetti, L. & Trovato, G. (2002), 'The determinants of growth for small and medium sized firms: The role of the availability of external finance', *Small Business Economics*, 19(4), 291-306.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998), 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models', *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Butler, A.W. & Cornaggia, J. (2011), 'Does access to external finance improve productivity? Evidence from a natural experiment', *Journal of Financial Economics*, 99(1), 184-203.
- Chen, M. & Guariglia, A. (2013), 'Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference?', *Journal of Comparative Economics*, 41(4), 1123-1140.
- Fazzari, S.M., Hubbard, R.G. & Petersen, B.C. (1998), 'Financing constraints and corporate investment', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-195.
- Fernandes, A.M. (2007), 'Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries', *Journal of International Economics*, 71(1), 52-71.
- Fernando, A. & Ruggieri, A. (2015), 'Financial constraints and productivity: evidence from euro area companies', *ECB Working Paper Series No 1823*, European Central Bank, Germany.
- Ferrando, A. & Ruggieri, A. (2018), 'Financial constraints and productivity: Evidence from euro area companies', *International Journal of Finance & Economics*, 23(3), 257-282.
- Gatti, R. & Love, I. (2008), 'Does access to credit improve productivity?', *The Economics of Transition*, 16(3), 445-465.
- Hadlock, C.J. & Pierce J.R. (2010), 'New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index', *The Review of Financial Studies*, 23(5), 1909-1940.
- Jin, M., Zhao, S. & Kumbhakar, S. (2019), 'Financial constraints and firm productivity: Evidence from Chinese manufacturing', *European Journal Of Operational Research*, 275(3), 1139-1156.
- Kaplan, S. & Zingales, L. (1997), 'Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?', *Q J Econ*, 112(1), 169-215.
- Lamont, O., Polk, C. & Saa'-Requejo, J. (2001), 'Financial constraints and stock returns', *Review of Financial Studies*, 14, 529-544.
- Levine, O. & Warusawitharana, M. (2014), 'Finance and productivity growth: Firm-level evidence', *Finance and Economics Discussion Series 2014-17*, Board of Governors of the Federal Reserve System, US.
- Levinsohn, J. & Petrin, A. (2003), 'Estimating production functions using inputs to control for unobservables', *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-341.
- Li, Y.A., Liao, W. & Zhao, C.C. (2018), 'Credit constraints and firm productivity: Microeconomic evidence from China', *Research in International Business and Finance*, Elsevier, 45(C), 134-149.
- Moreno, B.M. & Sloomackers, V. (2009), 'The missing link between financial constraints and productivity', *IMF Working Paper No. WP/09/72*, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Mundlak, Y. (1978), 'On the pooling of time series and cross section data', *Econometrica*, 46, 69-58.
- Musso, P. & Schiavo, S. (2008), 'The impact of financial constraints on firm survival and growth', *Journal of*

Evolutionary Economics, 1892, 135-149

- Nunes, P., Sequeira, T. & Serrasqueiro, Z. (2007), 'Firm's leverage and labour productivity: a quantile approach in Portuguese firms', *Applied Economics*, 39(14), 1783-1788.
- Olley, G.S. & Pakes, A. (1996), 'The dynamics of productivity in the telecommunications Equipment Industry', *Econometrica*, 64(6), 1263-1297.
- Pál, R. & Ferrando, A. (2010), 'Financing constraints and firms' cash policy in the euro area', *European Journal of Finance*, 16(2), 153-171.
- Rahaman, M.M. (2010), 'Access to financing and firm growth', *Journal of Banking & Finance*, 35, 709-723.
- Roodman, D. (2009), 'How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata', *Stata Journal*, 9, 86-136.
- Whited, T. & Wu, G. (2006), 'Financial constraints risk', *Rev Financ Stud*, 19(2), 531-559.